

# 土地改良の経済効果に関するパネルデータ分析

木南 章\*, 木南 莉莉\*\*

## 1. 序

土地改良には、農業の生産効率を改善する直接的な経済効果とともに、高収益作物の導入や生産構造の改善を通じて、生産コストの低減や収益性の向上をもたらすといった間接的な経済効果がある。このような土地改良の経済効果は、最終的には土地に対する収益に反映されると考えられる。したがって、土地改良を考慮した土地資本ストックと収益との関係を計測することによって、土地改良の経済効果を把握することができると考えられる。通常このような分析は、クロスセクション・データによる分析、もしくはタイムシリーズ・データによる分析が行われる。しかしながら、土地改良の経済効果は農業の地域差や構造変化の影響を受けると考えられるため、地域性と構造変化を考慮した分析を行う必要がある。そこで本研究では、2時点の新潟県の市町村別データにパネルデータ分析を適用し、土地改良の経済効果の推計を試みる。

## 2. 既存の研究

土地改良に関するこれまでの研究サーベイとしては長南 [10] などがある。土地改良には、農業生産以外の効果もあり、近年はそれらの効果の重要性が高まっているが、土地改良によって作り出される土地資本ストックの経済効果についても、分析の余地は多く残されている。

土地資本とは、篠原 [11] によれば「土地に投下されて土地と合体し、土地そのものと不可分になった資本」である。荏開津他 [2] は土地資本推計の経済学的枠組みを作るとともに、1964～83年の日本の農地資本ストックを推計した。その方法は、ベンチマーク年の農地資本ストック推計を基礎として、年々の土地改良投資額を使用して農地資本ストックが推計するというものであった。土地資本ストックの経済効果については、Akino [1] が日本農業の集計的コブダグラス型生産関数に土地改良資本を導入し、土地改良資本の生産弾性値を推計した。また中嶋 [9] は、土地資本ストックを考慮した稲作生産関数を計測し、土地改良の投資効率、増収効果、機械導入促進効果、機械の効率的利用による節約効果などを計測した。さらに國光 [6] [7]、國光・松尾 [8] は圃場整備事業完了地区における農家レベルでのデータをもとに、土地改良の生産性への影響、経営規模拡大効果、費用対効果、経費節減効果などについて分析を行った。

ただし、先行研究の多くは、部門としては稲作部門、分析の単位としては全国、県、もしくは個別の土地改良事業が中心であった。しかしながら、水田の土地改良の場合でも、土地改良の効果は稲作部門のみに発生するだけではなく、転作部門や裏作部門にも及ぶ。また、例えば稲作労働時間の節約等を通じて、水田以外の部門の規模拡大等にも波及するものと考えられる。したがって、土地改良の経済効果

---

\* 東京大学大学院農学生命科学研究科  
〒113-8657 東京都文京区弥生 1-1-1

\*\* 新潟大学農学部  
〒950-2181 新潟県新潟市五十嵐 2 の町 8050 番地

の評価にあたっては、このような農業部門全体への経済効果を評価する必要がある。

ところで、実際に土地改良の経済効果を評価する場合、まず土地改良投資の大きさの把握方法が問題となる。もちろん土地改良事業に関して、個別事業の事業量を把握することは可能であるが、事業の対象範囲は通常市町村の範囲とは一致せず、その実際の経済効果を特定するのが困難となる。一方、土地改良の事業量を県または国レベルで把握することもできるが、分析対象の範囲が大きすぎると、農業生産に関わる地域特性を考慮することができないという問題が生じる。

このような問題に対処するため、木南 [5] は、関東地方の4県を対象として、市町村を地域単位として、田と畑の地目別に土地の属性ごとにそれに対応する土地改良事業の再建設事業費の単価から土地資本ストックを推計した。そして、推計された土地資本ストックを基にマクロ的な視点から土地改良の投資効率を計測した。しかしながら、農業は地域性の強い産業であるため、推計された投資効率にバイアスが含まれている恐れがある。また、近年の農業構造の変化が投資効率にどのような影響を与えているのかについても検討する必要がある。したがって本研究では、土地改良の経済効果の発現過程を図1の枠組みのように、土地面積あたりの収益性が土地資本ストックと労働力という生産要素および、それに関係する地域条件や農業構造によって決定される過程と考え、地域性と時系列的な変化を考慮した分析を行う。

### 3. パネルデータ分析

パネルデータ分析は、時系列、クロス・セクションのデータを用い、経済に生じる様々なショックや確率的な変動を分類し、コントロールして分析する手法である。したがって、土地改良の経済効果の分析においてもパネルデータ分析の手法が有効であると考えられる。

近年、パネルデータ分析による分析手法については、北村 [4]、Hsiao [3] に見られるように飛躍的に発達している。パネルデータに関して、例えば次のような線形モデルを考えるとモデルの構造はいくつか考えられる。

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_i X_{it} + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T$$

時系列推計 (標本ごとに傾きも切片も異なる):  $Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_i X_{it} + u_{it}$  ( $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_t = 0, \gamma_i \neq \gamma_j$ ),  
 プーリング推計 (傾きが同じで切片も同じ):  $Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_i X_{it} + u_{it}$  ( $\alpha_i = \alpha_j, \beta_t = 0, \gamma_i = \gamma_j$ ),  
 一元配置固定効果推計 (傾きは同じだが切片が固定的に異なる):  $Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_i X_{it} + u_{it}$  ( $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_t = 0, \gamma_i \neq \gamma_j$ ),  
 二元配置固定効果推計 (傾きは同じだが切片は異なり、各標本に共通のショックがある):  $Y_{it} = \alpha_i$

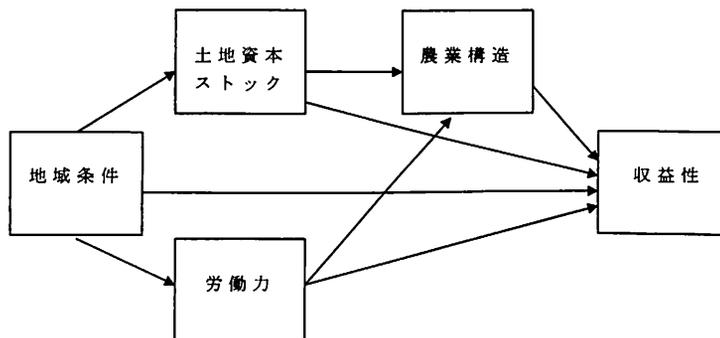


図1 地域における土地資本ストックと収益性との関係

$+ \beta_i + \gamma_i X_{it} + u_{it}$  ( $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = 0, \gamma_i = \gamma_j$ ), 一元配置ランダム効果推計(傾きも切片も同じだが、各標本の切片が確率的に変動する):  $Y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it}$ , 二元配置ランダム効果推計(傾きも切片も同じだが、各標本の切片が確率的に変動し、かつ時間ショックも確率的に発生する):  $Y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$ などが考えられる。その他にも、時間的に傾きが異なるケースも考えられ、分析対象の実情に合わせたモデル選択が必要となる。

#### 4. 分 析

##### 4.1 土地資本ストックの推計

分析対象である新潟県は、言うまでもなく日本の代表的な農業県であり、農地面積で全国第3位(田では第2位)の位置にある。また、農地に占める田の割合が高い(88.7%)という特徴がある。

表1は、土地資本ストックの推計に用いる土地の属性とそれに対応する土地改良事業における再建設事業費を示したものである。表2は、表1および新潟県における農地の整備状況データ(『第3次土地利用基盤整備基本調査』および『第4次土地利用基盤整備基本調査』)を用いて、1993年時点と2001年時

表1 土地改良の再建設事業費 単位: 千円/ha

区分	土地の属性	土地改良事業	事業単価	
田	面的整備	一次的開発	5,685	
	水田区画	0.2 ha 以上	20 a 区画以上	9,800
		0.2 ha 未満	10 a 区画以上	8,748
		不整形	未整備	5,608
	線的整備	一次的開発	2,000	
	農道	完備	道路整備	3,268
		不備		0
	用水	完備	用水整備	7,290
		不備		0
	排水	4時間排除・地下水位70cm以深	排水整備(基幹)	4,350
上記以外		排水整備(準基幹)	3,390	
畑	面的整備	一次的開発	5,685	
	農道	完備	農道整備	5,500
		不備		0
	畑地灌溉	あり	畑地かんがい	7,964
		なし		0
	線的整備	一次的開発	1,000	
	排水	4時間排除・地下水位70cm以深	排水整備	1,980
上記以外		0		

注) 「土地の属性」は『第3次土地利用基盤整備基本調査』(農林水産省)および『第4次土地利用基盤整備基本調査』(新潟県)による。「事業単価」は『第4次土地改良長期計画』(農林水産省)による。

表2 土地資本ストックの推計額 (新潟県)

		1993	2001	増減率(%)
田	土地資本ストック (百万円)	4,752,760	4,675,382	-1.6
	耕地面積 (ha)	167,300	160,300	-4.2
	面積当たり土地資本ストック (千円/ha)	28,409	29,166	2.7
畑	土地資本ストック (百万円)	296,384	260,698	-12.0
	耕地面積 (ha)	22,600	20,400	-9.7
	面積当たり土地資本ストック (千円/ha)	13,114	12,779	-2.6

注) 耕地面積は「耕地面積統計」による。

点の土地資本ストックを推計したものである。

推計方法は、「土地利用基盤整備基本調査」にある土地の属性に該当する面積に再建設事業費を乗じて積算するというものである。各市町村における耕地面積については、「土地利用基盤整備基本調査」の耕地面積と一般に用いられる「耕地面積調査」の耕地面積との間にはずれがある。そのため、「土地利用基盤整備基本調査」のデータによって耕地面積当たり土地資本ストックを算出し、それに「耕地面積調査」の耕地面積を乗じることによって各市町村の土地資本ストック総額を推計した。なお、各調査・統計の調査時点は、「耕地面積統計」は8月初め、「土地利用基盤整備基本調査」は3月末、「生産農業所得統計」は1月1日から12月31日の期間である。

推計は新潟県内全110市町村(田がない粟島浦村を除外した)について行ったが、表には新潟県全体の結果のみを示している。表によれば土地資本ストックの総額は、1993年から2001年にかけて減少している。とくに畑は12%もの減少となっている。土地資本ストックの減少は耕地面積の減少によるところが大きく、とくに畑面積は9.7%の減少となっている。10a当たりの土地資本ストックの推計額は、1993年では田が284万円、畑が131万円という水準であった。2001年には田が292万円に増加しているものの、畑は128万円に低下している。畑の面積当たり土地資本ストックの減少は、土地改良が進んだ農地の転用、土地改良が進んでいない新規の農地造成があったことによると考えられる。

次に面積当たりの土地資本ストックを農地価格と比較したものが表3である。ここでの農地価格は、耕

表3 農地価格と面積当たり土地資本ストック (新潟県)

単位: 千円/ha

		1993	2001	増減率(%)
田	農地価格: 都市的農業地域	47,040	35,930	-23.6
	農地価格: 純農業地域	17,620	17,130	-2.8
	面積当たり土地資本ストック	28,409	29,166	2.7
畑	農地価格: 都市的農業地域	36,490	31,200	-14.5
	農地価格: 純農業地域	10,790	10,710	-0.7
	面積当たり土地資本ストック	13,114	12,779	-2.6

注) 農地価格は、新潟県における耕作目的自作地の平均売買価格である。「田畑売買価格等に関する調査結果」新潟県農業会議による。都市的農業地域と純農業地域の区分は、都市計画法による市街化区域・市街化調整区域の線引きをしている市町村としていない市町村による区分である。

作目的の農地売買による価格であるが、地域の都市化と強い関係があり、都市化の進んだ地域と都市化が進んでいない地域との間の価格格差は大きい。土地資本ストックの水準は、田、畑とも、都市的農業地域の農地価格と純農業地域の農地価格の間に位置している。したがって、農地価格が土地資本ストック水準に満たない地域が存在するのである。以上のことは、ひとつには、農地価格の形成が土地資本ストック以外の都市化要因によるところが大きいことを意味しており、農地価格は必ずしも土地資本ストック水準によって規定されるものではないことがわかる。ただし、土地資本ストック水準に比較して高い都市的農業地域の農地価格は、近年下落率が高く両者の格差は縮小傾向にある。また、純農業地域の畑の価格は土地資本ストックの水準とほぼ同水準にある。

一方、表4は地域類型ごとの面積当たり土地資本ストックを算出したものである。その結果によれば、土地資本ストック水準は概ね都市的地域と平地農業地域において高く、中間農業地域と山間農業地域のいわゆる中山間地において低い。さらに1993年から2001年にかけて、土地資本ストックの水準は都市的地域においては増加している一方で、田については山間農業地域において、畑については都市的地域以外の地域において低下しており、土地資本ストック水準の地域格差が拡大していることが明らかとなった。以上のことは、土地改良事業が地域条件と密接な関係を持っていることを示している。

#### 4.2 土地改良の投資効率の計測

土地資本ストックは、農業生産活動に影響し、その結果として生産農業所得に影響を与えていると考えられることができる。そこで木南 [5] では、関東地方5県の市町村別データを用いて、クロス・セクションの重回帰分析によって次式を推計し、土地資本ストックが生産農業所得に与える影響を計量的に明らかにしようとした。本研究では、木南 [5] と同様の推計式と変数を設定し、それを2時点間分析に拡張する。

表4 地域類型別面積当たり土地資本ストック（新潟県）

単位：千円/ha

		1993	2001	増減率(%)			1993	2001	増減率(%)
田	都市的地域	29,342	30,247	3.1	畑	都市的地域	11,435	12,414	8.6
	平地農業地域	30,058	30,776	2.4		平地農業地域	12,674	12,357	-2.5
	中間農業地域	26,630	27,122	1.8		中間農業地域	12,590	11,575	-8.1
	山間農業地域	27,892	27,674	-0.8		山間農業地域	12,125	11,013	-9.2

注) 地域区分は農業地域類型基準指標による。

地域類型の決定は、都市的地域→山間農業地域→平地農業地域・中間農業地域の順で行われる。各地域類型の市町村数は、都市的地域(13)、平地農業地域(39)、中間農業地域(47)、山間農業地域(11)である。

「都市的地域」: 可住地に占めるDID面積が5%以上で、人口密度500人以上またはDID人口2万人以上の市町村。可住地に占める宅地率が60%以上で、人口密度500人以上の市町村。ただし、林野率80%以上のものは除く。

「平地農業地域」: 耕地率20%以上かつ林野率50%未満の市町村。ただし、傾斜20分の1以上の田と傾斜8度以上の畑の合計面積の割合が90%以上のものを除く。耕地率20%以上かつ林野率50%以上で、傾斜20分の1以上の田と傾斜8度以上の畑の合計面積の割合が10%未満の市町村。

「中間農業地域」: 耕地率20%未満で、「都市的地域」および「山間農業地域」以外の市町村。耕地率20%以上で、「都市的地域」および「平地農業地域」以外の市町村。

「山間農業地域」: 林野率80%以上かつ耕地率10%未満の市町村。

$$Y = A + \alpha SP + \beta SU + \gamma L + u$$

ただし、 $Y$ ：生産農業所得（百万円）

$SP$ ：土地資本ストック（田）（百万円）

$SU$ ：土地資本ストック（畑）（百万円）

$L$ ：耕地面積当たり労働力（人/ha）

推計式は、生産農業所得を被説明変数とし、土地資本ストック（田および畑）と耕地面積当たり労働力を説明変数とするものである。 $A$ は定数項で、 $\alpha$ と $\beta$ はそれぞれ田と畑に関する土地改良投資のマクロ的な投資効率、 $Y$ は面積当たり労働力の所得形成効果を表している（ $u$ は誤差項）。

データについては、生産農業所得は『生産農業所得統計』による。

生産農業所得＝農業粗生産額×所得率＋「水田農業経営確立助成金」等

所得率＝（農業粗収益－物的経費＋経常補助金等）／農業粗収益

物的経費には減価償却費、間接税を含む。また、2時点間の物価水準の差を考慮するため、2000年を基準として交易条件指数＝農産物価格指数（農産物総合）／農業生産資材価格指数（農業生産資材総合）によってデフレートしている（各指数は『農村物価統計調査』による）。耕地面積は『耕地面積統計』による。労働力は1990年と2000年の農林業センサスにおける「農業専従者数」から、1993年と2001年の値を推計した。

計測結果を表5に示した。計測1は1993年、計測2は2001年の推計結果であるが、決定係数および回帰係数の有意性の点からは良好である。パラメーター $\alpha$ 、 $\beta$ から導かれる土地改良の投資効率は、1993年時点では田については2.7%、畑については9.9%、2001年時点では田については2.2%、畑については9.6%という水準であった。投資効率は、田に関してはやや低い水準であるのに対して、畑に関しては高い水準を示している。推計値が妥当であるならば、近年の利子率水準を考えると、土地改良投資が農業部門に対して一定の経済効果を持っていることを意味している。

次に、1993年データと2001年データのプーリング推計を行った結果が計測3である。1993年から2001年間の構造変化を検証するため、計測1～3の結果に対してChowテストを行った。 $F$ 値＝3.977> $F(212,8)$ となり、1%水準で「構造変化は生じなかった」という帰無仮説は棄却され、1993年と2001年との間に構造変化が生じたことが確認された。したがって、計測3はバイアスを含んでおり、モデルの修正が必要である。そこで構造変化の影響を考慮し、次のようにモデルを修正した。

$$Y_{it} = A + T_t + \alpha_t SP + \beta_t SU + \gamma_t L + u_{it}$$

表5 土地改良投資効率の計測（その1）

	計測1 1993		計測2 2001		計測3 Pooling	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	-548.040	-3.699	-548.040	-2.569	-301.241	-4.370
SP	0.027	20.095	0.027	22.698	0.022	29.096
SU	0.099	7.575	0.099	9.418	0.096	11.789
L	488.381	2.529	488.381	2.205	425.745	3.208
自由度調整済決定係数	0.918		0.917		0.927	

注) 変数については本文を参照。

表6 土地改良投資効率の計測 (その2)

	計測4	
	係数	t値
定数項	-56.286	-1.276
SP	0.012	7.955
SU	0.062	6.740
L	0.548	7.476
$T_{1993}$	-149.722	-2.387
$SP \cdot T_{1993}$	0.003	2.343
自由度調整済決定係数	0.935	

注) 変数については本文を参照。

すなわち、時間に関する固定効果が存在するとともに、投資効率および労働生産性に関しても時間による効果が存在することを想定したものである。表6の計測4は構造変化を考慮した計測結果である。ただし、統計的に有意ではないダミー変数を落としている。時間に関する固定効果は、1993年のタイムダミーが負であることから、1993年から2001年にかけて技術進歩や農業構造の変化によって生産性が向上したことを意味している。一方、田に対する土地改良の投資効率に関する時間の効果は、1993年のダミーが正であることから、この期間において田に対する土地改良の投資効率が低下したことを意味している。

次に地域性に関する効果を明らかにする。一般に農業には地域性が存在すると考えられているが、地域性の存在の有無、地域性が固定的なものかランダムなものかについて検証する。計測において地域性の影響を考える場合、プーリング推計のほかに、ランダム効果モデル、固定効果モデルが考えられる。ランダム効果モデルおよび固定効果モデルによる計測結果を表7に示した。プーリング推計とランダム効果モデルとを比較するため、LMテストを実施した。LMテスト(Breusch-Paganテスト)は固定効果の分散がゼロかどうかを検定するものである。その結果、プーリング推計とランダム効果モデルとはランダム効果モデルが支持された。また、ランダム効果モデルと固定効果モデルとを比較するため、Hausmanテストを実施した。その結果、固定効果モデルが支持された。よって、モデルの優劣としては固定効果モデル、ランダム効果モデル、プーリング推計という順になった。

しかしながら、固定効果モデルによる計測結果では、パラメーターの符号が安定せず、多数の地域ダミーによる多重共線性の発生が考えられた。そこでステップワイズ法を用いて、地域ダミーの選定を行った。実際の計測式として次式を用いる。

$$Y_{it} = aA + \sum a_i A_i + bT_{1993} + cSP + dSU + eL \\ + fSP \cdot T_{1993} + gSU \cdot T_{1993} + hL \cdot T_{1993} + u_{it}$$

$A_i$ は地域ダミー( $i=1 \dots 109$ )である。 $T_{1993}$ はタイムダミー(1993年=1, 2001年=0)であり、さらにSP, SU, Lのスロープダミーを加えている。全変数を入れた推計では結果が安定しなかったため、ステップワイズ法( $F > 10$ )によって変数選択を行った。その結果が表8である。ダミー変数は、9市町村の地域ダミー、タイムダミーそして田の資本ストックに関するスロープダミーが有意であった。

土地改良の投資効率は、田では2.2%と計測され、表5の計測3の結果と差は見られなかったものの、畑では3.9%と計測され、計測3の結果よりも大幅に低い水準であった。タイムダミーは負であり、この

表7 土地改良投資効率の計測(その3)

	計測5 ランダム効果		計測6 固定効果	
	係数	t 値	係数	t 値
定数項	-322.647	3.44	100.288	0.32
SP	0.022	21.10	0.020	3.11
SU	0.087	8.22	-0.055	1.54
L	464.017	3.29	489.580	2.48
$T_{1993}$	-210.806	5.13	-212.758	4.73
$SP \cdot T_{1993}$	0.005	7.78	0.006	8.85
自由度調整済決定係数	0.924		0.750	
LM テスト	ch2(i) = 55.70 Prob > chi2 $\sigma^2 \neq 0$			
Hausman テスト	Chi2(3) = 17.25 Prob > chi2			

注) 変数については本文を参照。

表8 土地改良投資効率の計測(その4)

	計測7			計測7	
	係数	t 値		係数	t 値
定数項	-159.933	-3.120	$A_{15}$	-494.872	-3.932
SP	0.022	36.519	$A_{18}$	1,717.664	12.995
SU	0.039	6.695	$A_{20}$	-579.942	-4.204
L	331.633	4.353	$A_{29}$	1,268.077	9.872
$T_{1993}$	-187.812	-4.834	$A_{33}$	448.130	3.576
$SP \cdot T_{1993}$	0.005	7.793	$A_{39}$	698.670	5.267
$A_1$	2,574.654	15.062	$A_{61}$	733.608	5.729
$A_6$	770.798	6.022	自由度調整済決定係数	0.977	

注) 変数については本文を参照。

地域ダミーは赤泊村を基準としている。地域ダミーが有意であった市町村は、 $A_1$  = 新潟市、 $A_6$  = 新潟市、 $A_{15}$  = 新井市、 $A_{18}$  = 白根市、 $A_{20}$  = 上越市、 $A_{29}$  = 中条町、 $A_{33}$  = 横越町、 $A_{39}$  = 巻町、 $A_{61}$  = 堀之内町である。

期間内における生産性の向上もしくは技術進歩が確認された。田の資本ストックに関するスロープダミーは正(0.005)であり、この期間内において土地改良の投資効率が0.5%低下したことを示している。このことは、田の土地改良が所得向上に与える効果が低下していることを意味するが、転作率の拡大や土地利用率の低下などがその背景にあると考えられる。ただし、結果の解釈に際しては、土地資本ストックの推計が実際の事業費をベースにしたものではないこと、投資効率は農産物の価格変化の影響を受けることなどについて留意する必要がある。

## 4.3 土地資本ストックと地域農業

表9は、地域農業に関する諸指標と面積当たりの生産農業所得および土地資本ストック水準との相関係数を算出したものである。まず生産農業所得との関係であるが、経営規模、労働力の水準、土地利用効率、施設化、組織化が所得形成に寄与することを示している。一方、土地資本ストック水準との関係であるが、概ね土地資本ストック水準が高いほど、所得形成要因である経営規模、労働力の水準、土地利用効率、施設化の程度が高いことを示している。したがって、土地改良は生産農業所得を直接的に向上させる効果だけではなく、農業構造に作用しながら間接的にも向上させる効果があると考えられる。

また、計測7の土地資本ストックおよび労働力によって説明できない残差について、実際の生産農業

表9 地域農業と土地資本ストックの水準（新潟県）

地域農業に関する指標		面積当たり 生産農業 所得	面積当たり土地 資本ストック	
			田	畑
経営耕地面積3ha以上の農家割合(%)	12.0	0.407	0.474	0.212
平均経営耕地面積(ha)	1.4	0.360	0.550	0.219
年間販売金額500万円以上農家割合(%)	8.4	0.600	0.400	0.308
自給的農家割合(%)	17.5	-0.284	-0.411	-0.200
専業農家率(%)	9.8	-0.225	-0.397	-0.224
男子生産年齢人口がいる専業農家率(%)	3.8	0.456	0.203	0.179
農業専従者の平均年齢(歳)	60.0	-0.541	-0.532	-0.312
耕地利用率(%)	74.6	0.198	0.312	0.174
耕作放棄地面積比率(%)	3.8	-0.490	-0.682	-0.330
借地面積割合(%)	19.8	-0.063	0.220	-0.066
施設のある農家割合(%)	4.0	0.490	0.276	0.229
農業生産組織参加率(%)	16.8	0.297	0.086	0.047

注) 市町村を単位として地域農業に関する指標(県全体の値を示した)と面積当たりの生産農業所得および土地資本ストックとの相関係数を算出した。

地域農業に関する指標は、「2000年農林業センサス」による新潟県の値。

表10 生産農業所得の推計値と実際値の格差

単位: %

地域区分	格差の割合
都市的地域	0.9
平地農業地域	5.6
中間農業地域	-0.5
山間農業地域	-37.8

注) 市町村ごとに(実際値-推計値)/推計値を計算し、地域ごとの平均値を算出した。

地域区分については表4の注を参照。

所得と推計される生産農業所得の格差の割合を計算し、地域類型別の平均値を算出した(表10参照)。注目すべき点は山間農業地域の残差が負で大きいということである。このことは、山間地域には土地改良投資や労働力の投入によっても改善が困難な生産活動の条件不利があり、収益の向上が容易ではないことを示唆している。さらに表4で見たように土地資本ストックの水準に関して、地域間の格差、とりわけ都市近郊地域と中山間地域との格差が拡大する傾向にあるという実態がある。

## 5. 結 語

本研究では、時間の効果と地域性を考慮しながら、パネルデータ分析によって土地改良の経済効果を計測した。計測によって得られた土地改良の投資効率をもとに、現行の土地改良事業を評価するならば、以下のような論点を提示することができる。

第1は土地改良の投資効率の水準についてである。現行では投資効率は一定水準を保っているものの、近年の農産物価格の低下傾向を考えれば、投資効率も低下することが予想される。また、土地改良投資の水準と農地価格との比較において見たように、純農業地域における田では、現行の農地価格水準から見ると過剰な土地改良投資が行われているという評価も成立するであろう。

第2は中山間地域問題である。中山間地域問題は現在の日本農業における主要な問題のひとつであるが、土地改良が中山間地域問題に果たす役割に対する評価については議論が分かれている。本研究の分析結果によれば、中山間地域対策としての土地改良には限界があり、別の対策を同時に講じる必要がある。もちろん農業・農村の多面的機能の観点からすれば、土地改良の効果は生産活動を中心とした経済効果だけではない。しかしながら、経済効果についてもさらに詳細な検討が必要であると考えられる。

## 参 考 文 献

- [1] Akino, Masakatsu, "Land Infrastructure Improvement in Agricultural Development," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 28, No. 1, 1979, pp. 97-117.
- [2] 荏開津典生他『昭和61年度農業投資総合効果測定調査報告書—地域別資本ストックの推計』全国農業構造改善協会, 1987年。
- [3] Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data Second Edition*, Cambridge University Press, 2002.
- [4] 北村行伸, "パネルデータ分析の新展開", 『経済研究』第54巻第1号, 2003年, pp. 74-93.
- [5] 木南章, "農業経営における土地改良の経済効果", 『農業経営研究』第40巻第2号, 2002年, pp. 100-103.
- [6] 國光洋二, "圃場整備事業の効果に関する統計学的考察", 『農業土木学会論文集』第198号, 1998年, pp. 63-70.
- [7] 國光洋二, "圃場整備事業完了地区における稲作生産性の変化と費用対効果分析", 『農業土木学会論文集』第204号, 1999年, pp. 39-46.
- [8] 國光洋二・松尾芳雄, "圃場整備による稲作の全要素生産性変化に関する計量分析", 『農林業問題研究』第141号, 2001年, pp. 265-269.
- [9] 中嶋康博, "稲作生産構造と土地資本", 『農業経済研究』第61巻第1号, 1989年, pp. 20-28.
- [10] 長南史男, "農業・農村整備", 中安定子・荏開津典生編『農業経済研究の動向と展望』富民協会, 1996年, pp. 256-270.
- [11] 篠原泰三編『農業土地資本の研究』東京大学出版会, 1973年。

## Panel Data Analysis on Economic Effects of Land Improvement

Akira KIMINAMI\* and Lily Y. KIMINAMI\*\*

Land improvement has both direct and indirect economic effects on agricultural production. Besides of its direct economic effects on agricultural production by improving efficiency of agricultural production, the indirect economic effects of land improvement can also be obtained through reduction of production costs such as the improvement of production structure or improvement in profitability such as introducing high profit crops. Such economic effects (both direct and indirect) of land improvement will be finally reflected into land profitability. Therefore, it is considered that we can estimate economic effects of land improvement by measuring the relation of the land capital stock and land profitability in agricultural sector. However, economic effects of land improvement are usually influenced by regional difference and structural change in agriculture. Thus, in order to make an accurate estimation, we apply the panel data analysis to the data at 2 points of time of each city, town and village of Niigata prefecture instead of using cross-section data or time series data as a usual way of estimation, and clarify the economic effects of land improvement in this area.

JEL classification : C33, Q15, Q18, R10

Keywords : Land improvement, Land capital stock, Panel data analysis, Profitability of investment

---

\* Department of Agricultural and Resource Economics, The University of Tokyo, 1-1-1 Yayoi, Bunkyo-ku, Tokyo 113-8657, JAPAN

\*\* Faculty of Agriculture, Niigata University, 8050 Ikarashi, 2-no-cho, Niigata City 950-2181, JAPAN