

国営かんがい排水事業の地域農業への影響評価

空間ダービンモデルの適用

誌名	農村計画学会誌 = Journal of Rural Planning Association
ISSN	09129731
著者名	菊島,良介 中嶋,晋作
発行元	農村計画学会
巻/号	34巻
巻号補足	論文特集号
掲載ページ	p. 267-272
発行年月	2015年11月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council
Secretariat



国営かんがい排水事業の地域農業への影響評価

—空間ダービンモデルの適用—

Evaluating the Economic Impact of Irrigation and Drainage Project:

An Application of Spatial Durbin Model

菊島良介* 中嶋晋作**

Ryosuke KIKUSHIMA*, Shinsaku NAKAJIMA**

(*東京大学大学院 **明治大学)

(*The University of Tokyo, **Meiji University)

I はじめに

農産物の市場開放が迫る中で、日本農業にとっては生産性の向上が急務となっている。しかし、一概に生産性の向上と言っても、農家にとってコスト削減できる余地はほとんど残されていないのが実情である。残されている有力手段のひとつが、農地集積によるコスト低減である。

農地集積を促進する契機として、農業農村整備事業が挙げられる。農業農村整備事業によって経営規模間の生産性格差が形成され、大規模農家への農地集積が進展する。また、農業農村整備事業にともなって転作の促進や新規作物の導入、耕作放棄の抑制が促される。農業農村整備事業は、このような2つの経路を通じて、生産性向上に寄与する。

このように農業農村整備事業に一定の効果があることは事実であるが、財政が逼迫する昨今、農業農村整備事業の効果をデータに基づいて客観的・定量的に評価することが求められている。本稿では、農業農村整備事業の中でも事業費シェアが最大であるかんがい排水事業に焦点を当てる。具体的には、東北、北陸地域を分析対象として、国営かんがい排水事業の旧市町村レベルのインパクトを定量的に明らかにする。

本稿のオリジナリティとして、以下の2点を挙げることができる。第1に、GIS(地理情報システム)などの工学的ツールを駆使して、正確なフィールド地理情報を把握・整理している点である。国営かんがい排水事業の属性と農業センサスから得られた集落(旧市町村)の農業属性を結合したリレーショナル・データベースの構築は、農政実務上も有効なデータセットの構築という意義をあわせ持つ。第2に、構築したデータベースを空間計量経済学的手法によって解析している点である。近年、空間計量経済学的手法が次々と開発・改良され、普及・応用

の段階に至っている。地理的に正確なデータを空間計量経済学的手法で解析することで数値計算をシステムティックに行うことが可能となる。

II 国営かんがい排水事業の概要

農業農村整備事業は、圃場整備やかんがい排水等により農業生産に必要な土地・水資源を確保し、農業生産性の向上と食料自給力の維持強化を図るとともに、生産基盤と生活環境の総合的、一体的整備を進め農村地域の定住条件を整備することを目的とする事業である。

農業農村整備事業は、その性格、規模に応じ、事業の種類、主体が決定されている。すなわち、かんがい排水事業、経営体育成基盤整備事業、農村総合整備事業など、様々な事業に細分化されるとともに、事業主体も受益面積に応じて、国営事業、都道府県営事業、団体営事業のように区分されている。

農業農村整備事業の事業種類別事業費シェアを整理した國光¹⁾、²⁾、中嶋³⁾によれば、終戦直後の食料増産の時代には、かんがい排水、農地開発、干拓が主要な事業種類であったが、1961年の農業基本法の制定を受けて圃場整備が急速に事業費シェアを伸ばすと、かんがい排水は低下傾向で推移してきた。しかしながら、2000年以降はシェアを伸ばし、更新整備の多いかんがい排水の特徴と相まって、農業農村整備事業の中で最大のシェアを占めている。

本稿では、このように農業農村整備事業の中でも事業費シェアの高い国営かんがい排水事業を取り上げる。国営かんがい排水事業の整備状況には、北海道 36.0%、東北 32.0%、関東 26.8%、北陸 35.8%、東海 34.3%、近畿 17.0%、中国四国 15.3%、九州 20.3%、沖縄 24.2%と地域性があり、「東高西低型」と言えるのかもしれない。このような整備水準の状況を考慮して、本稿では国営かんが

い排水事業の整備水準が高く、国営かんがい排水事業が主として水田地帯で実施されていることを考慮して、水田地帯の東北、北陸地域を分析の対象とする。

III データと推定方法

1 データの概要

本稿の分析に用いた国営かんがい排水事業のデータは、以下の手順により作成した。

- ① 国営かんがい排水事業実施地区のデジタイズデータを、GISを用いてポリゴン化する。
- ② GISを用いて、旧市町村ごとに、旧市町村全面積に占める国営かんがい排水事業実施面積の割合を計算する^{注1)}。ここでは、2009年までに国営かんがい排水事業を完了したものを対象とする。
- ③ 国営かんがい排水事業実施面積が、旧市町村全面積の1%以上となる旧市町村を「整備有り」(整備ダミー=1)、その他の旧市町村を「整備なし」(整備ダミー=0)としてフラグを立てる^{注2)}。「整備有り」旧市町村数は、東北で1,519旧市町村のうち438旧市町村、北陸で1,090旧市町村のうち353旧市町村であった。

上記の手順で作成した国営かんがい排水事業のデータと、『2010年世界農林業センサス・農業集落カード』を組み合わせてることによって国営かんがい排水事業の旧村レベルのインパクトを推定する。

2 推定方法

国営かんがい排水事業のインパクトを推定するにあたり、地理的・空間的要因の欠落変数バイアス (*Omitted Variable Bias*) が懸念される。例えば、国営かんがい排水事業のインパクトが当該地区だけではなく、周辺への面的な拡がりを持つことも十分に想定できる。また、国営かんがい排水事業の効果指標として用いる変数が、地理的・空間的要因の影響を受けるため周辺地区と類似する、すなわち空間的自己相関を持つことも想定できる。

こうした要因をすべて回帰式に含むことができない場合、観察できない地理的・空間的要因はすべて誤差項に押し込められることになる。この誤差項が空間的に相関していれば、最小二乗法 (*Ordinary Least Squares Method*: 以下、OLS) における最小分散の仮定が満たされず、得られた推定値は不偏性、一致性を持たなくなる。そのため、OLS 以外での推定が求められる。本稿では、国営かんがい排水事業のインパクトが正の外部効果を持つこと、及び効果指標が空間的自己相関を持つことを仮定し、空間計量経済学のひとつの手法である空間ダービ

ンモデル (*Spatial Durbin Model*: 以下、SDM) ^{注3)} を適用することで、地理的・空間的要因の欠落変数バイアスに対処する。このモデルは被説明変数と説明変数の双方の空間的自己相関を考慮するため、より厳密な意味で、国営かんがい排水事業のインパクトを推定できる^{注4)}。

上述の通り、空間計量経済学の推定手法を用いるため、旧村間の隣接関係を $\mathbf{W}$ という空間重み行列で表す。欠落変数に近隣旧村間で近似性がある場合、誤差項が空間的に相関する要因となり得る。SDM によって誤差項の空間的な相関をコントロールするには、旧村間でどのような誤差項の相関が存在しているのかを想定する必要がある。空間重み行列 $\mathbf{W}$ はこの想定を表すものであるが、事前に誤差項がどのように相関するのかを想定することはできないため、通常複数の空間重み行列 $\mathbf{W}$ を設定し、その中で最も推定結果の良いものを採用する (Anselin⁴⁾)。本稿では、対数尤度を最大にする空間重み行列 $\mathbf{W}$ を採用する。

以上の点を踏まえ、本稿では、空間重み行列 $\mathbf{W}$ の要素 w_{ij} を、「旧村 i の重心から旧村 j の重心までの距離 d_{ij} が k 番目以内にあれば1、そうでなければ0」とする k^{th} *Nearest-Neighbors* の空間重み行列を作成した。なお、 k^{th} *Nearest-Neighbors* は通常複数の値を設定するが、本稿では $k=1$ から順にAICを推定し、局所的な最小値となる k を採用した。空間重み行列はいずれも2値対称行列であり、各行の値を行和で除する行標準化行列として作成する。

具体的な推定式は、

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \alpha + \beta \mathbf{treat} + \mathbf{X} \mathbf{y} + \delta \mathbf{W} \mathbf{treat} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\phi} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

であり、以下のように整理される (Lesage and Pace⁵⁾)。

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\alpha + \beta \mathbf{treat} + \mathbf{X} \mathbf{y} + \delta \mathbf{W} \mathbf{treat} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\phi} + \boldsymbol{\varepsilon})$$

ここで、 $\mathbf{y}$ は旧村 i における国営かんがい排水事業の効果指標、 $\mathbf{W}$ は最近隣の旧村の空間重み付け行列 (行標準化)、 α は切片、 $\mathbf{treat}$ は国営かんがい排水事業による整備ダミー変数、 $\mathbf{X}$ はコントロール変数、 $\boldsymbol{\gamma}$ はコントロール変数のパラメータベクトル、 $\boldsymbol{\phi}$ はコントロール変数の空間ラグのパラメータベクトル、求めるべき国営かん

表1 記述統計

Table 1 Descriptive statics

	東北		北陸	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
作付率 (田)	0.73	0.24	0.85	0.26
借入耕地率	0.27	0.16	0.39	0.21
経営規模2ha以上農家率	0.27	0.18	0.22	0.19
耕作放棄地率	0.07	0.08	0.04	0.06
整備ダミー	0.34	0.47	0.39	0.49
都市的地域ダミー	0.24	0.43	0.28	0.45
平地農業地域ダミー	0.27	0.44	0.23	0.42
中間農業地域ダミー	0.34	0.47	0.38	0.48
山間農業地域ダミー	0.15	0.36	0.11	0.31
65歳以上農業就業人口率	0.61	0.12	0.66	0.20
経営耕地総面積 (ha)	468.15	491.13	250.73	267.50
農業経営体数	205.07	144.98	118.49	111.71
サンプルサイズ	1519		1090	

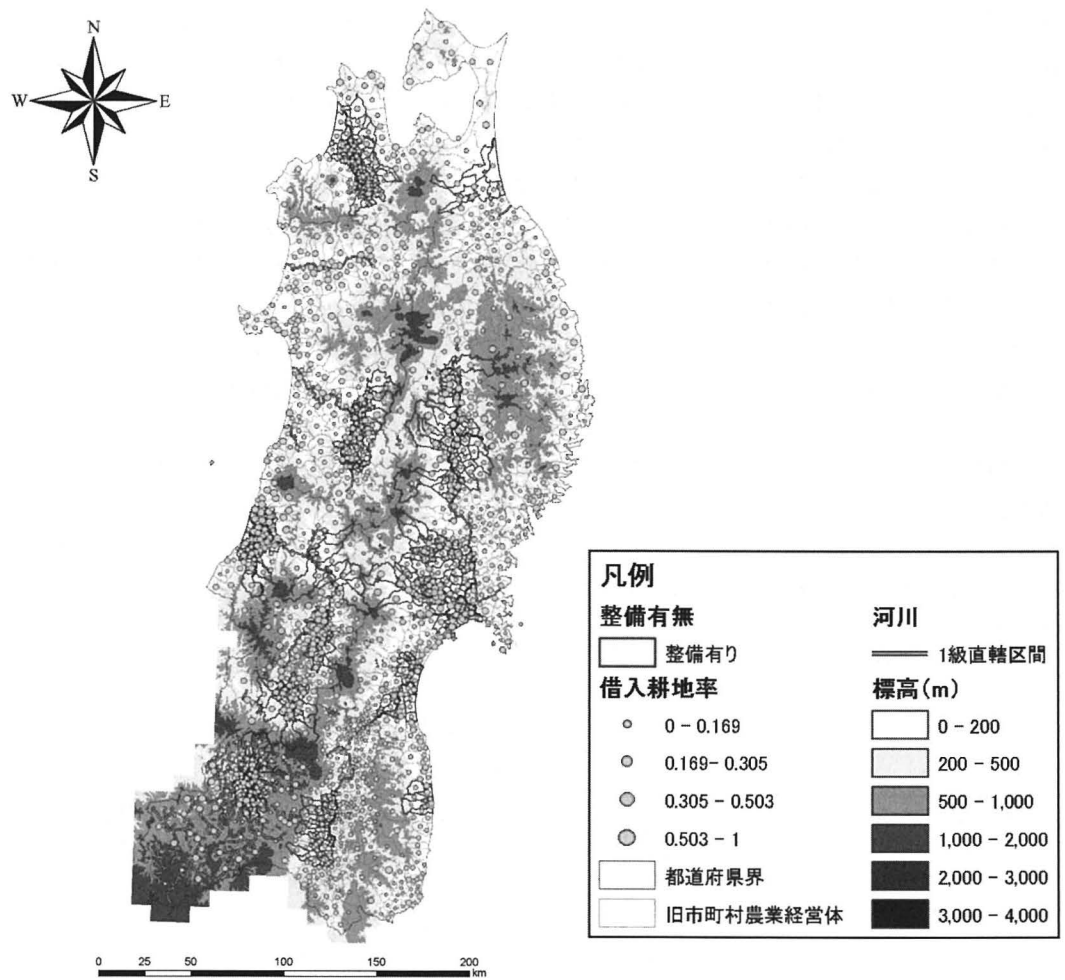


図1 国営かんがい排水事業と借入耕地率（東北）

Fig.1 "Irrigation and Drainage Project" and ratio of area rent-in : Tohoku

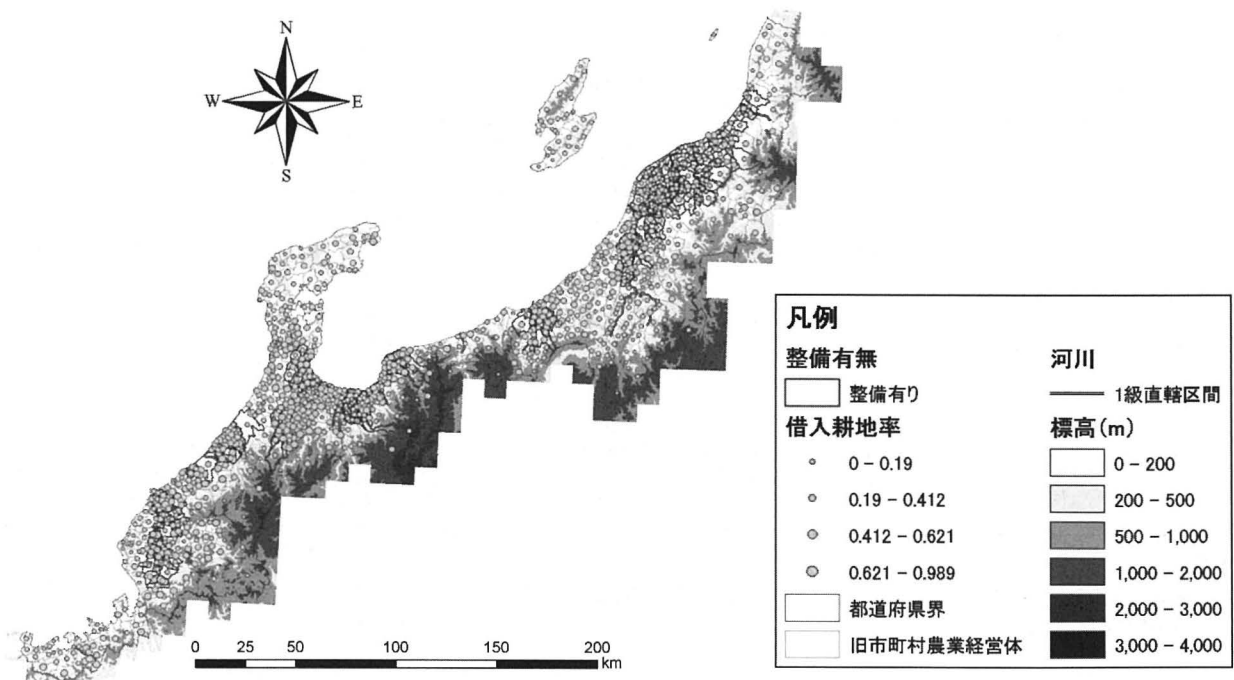


図2 国営かんがい排水事業と借入耕地率（北陸）

Fig.2 "Irrigation and Drainage Project" and ratio of area rent-in : Hokuriku

がい排水事業の効果のパラメータは旧村への直接効果 β 、最近隣の旧村からの波及効果 δ で表される。

国営かんがい排水事業の効果として、土地生産性の向上、労働時間の短縮、生産コストの削減などが挙げられるが、近年は農地集積の促進、担い手の育成、耕作放棄の抑制等にも重点が置かれている。以上の点を考慮して、推定に用いる被説明変数は、土地生産性の向上効果として「作付率（田）」、農地流動化の効果として「借入耕地率」、担い手への農地集積の効果として「経営規模 2ha 以上農家率」、耕作放棄の抑制効果として「耕作放棄地率」とし、これらの指標を、65 歳以上農業就業人口率、経営耕地総面積、農業地域類型などの変数でコントロールしたうえで、国営かんがい排水事業の整備の有無を表すダミー変数で回帰した。

表 1 に推定に用いる変数の記述統計を示した。北陸の作付率（田）と借入耕地率が東北のそれらを 10%ポイント以上上回っていることが特徴として挙げられる。この

他の変数に関しては、経営耕地総面積、農業経営体数を除いて、東北と北陸に大きな差異は見られなかった。

また図 1、図 2 は、東北、北陸における国営かんがい排水事業の実施地区を GIS 上にプロットしたものである。黒い太線で囲まれた部分が整備実施地区を示している。この他、借入耕地率、標高、河川の情報が図には示されている。例えば、丸は借入耕地率を示しており、丸の大きさが大きいほど借入耕地率が高いことを意味する。このように、複数の情報を一つの図で示すことが可能であることが GIS を用いるメリットである。

IV 推定結果と解釈

表 2 に推定結果を記す。表中の尤度比検定では、SDM と OLS の統計的な有意差の有無を検定しており、帰無仮説は SDM の推定は OLS による推定と差がないである。全ての推定の尤度比検定において、OLS と有意な差

表 2 推定結果 (SDM)
Table 2 Estimation results (SDM)

	作付率（田）		借入耕地率		経営規模2ha以上農家率		耕作放棄地率	
	東北	北陸	東北	北陸	東北	北陸	東北	北陸
整備ダミー	0.07 *** (5.24)	0.03 * (1.76)	0.05 *** (3.96)	0.05 *** (2.75)	0.02 ** (1.94)	0.02 * (1.9)	-0.01 *** (-2.78)	-0.01 ** (-2.49)
都市的地域ダミー	0.02 (0.96)	0.03 * (1.72)	-0.02 (-1.39)	0.04 ** (2.02)	-0.01 (-0.94)	0.04 *** (2.73)	4.94×10^{-3} (0.88)	1.32×10^{-3} (0.29)
中間農業地域ダミー	-0.04 *** (-2.60)	0.02 (1.29)	-0.02 (-1.61)	0.04 ** (2.19)	2.68×10^{-3} (0.27)	0.01 (0.49)	0.01 * (1.93)	-0.01 (-1.16)
X 山間農業地域ダミー	-0.04 ** (-2.04)	-3.92×10^{-3} (-0.16)	-0.02 (-1.23)	0.06 ** (1.98)	-0.03 (-2.17)	-0.01 (-0.38)	0.02 ** (2.35)	-0.01 (-0.85)
65歳以上農業就業人口率	0.81 *** (24.25)	1.01 *** (43.56)	0.18 *** (5.72)	0.42 *** (16.64)	0.06 ** (2.45)	0.16 *** (8.84)	0.11 *** (9.33)	0.07 *** (10.55)
経営耕地総面積	2.19×10^{-5} (1.62)	2.84×10^{-4} *** (7.38)	1.08×10^{-4} *** (8.39)	5.17×10^{-4} *** (12.60)	1.28×10^{-4} *** (13.55)	5.58×10^{-4} *** (18.51)	-1.72×10^{-5} *** (-3.53)	-4.50×10^{-5} *** (-4.35)
経営体数	5.05×10^{-5} (1.12)	-3.70×10^{-4} *** (-4.24)	-3.14×10^{-4} *** (-7.38)	-1.02×10^{-3} *** (-10.89)	-7.85×10^{-5} *** (-2.55)	-9.35×10^{-4} *** (-13.73)	-2.02×10^{-5} (-1.25)	3.73×10^{-5} (1.59)
整備ダミー	-0.04 ** (-2.34)	-0.02 (-0.85)	4.96×10^{-4} (0.27)	-0.07 *** (-2.88)	-0.30×10^{-2} (-0.25)	-0.01 (-0.72)	-0.01 (-1.13)	0.01 (0.90)
都市的地域ダミー	-0.04 (-1.63)	-0.03 (-1.22)	0.03 (1.49)	-0.07 *** (-2.73)	9.27×10^{-4} (0.06)	-0.03 (-1.42)	-0.01 (-1.06)	-8.22×10^{-4} (-0.11)
中間農業地域ダミー	-3.74×10^{-4} (-0.02)	-0.08 *** (-2.94)	0.05 ** (2.40)	-0.08 *** (-2.84)	4.54×10^{-4} ** (0.03)	4.92×10^{-3} (0.24)	-0.02 * (-1.94)	0.02 *** (2.68)
山間農業地域ダミー	-0.03 (-0.85)	-0.06 (-1.64)	0.08 *** (2.61)	-0.12 *** (-3.06)	0.00 (0.02)	-0.01 (-0.29)	-0.03 ** (-2.51)	0.01 (1.18)
WX 65歳以上農業就業人口率	-0.58 *** (-7.30)	-0.36 *** (-4.89)	0.08 (0.94)	-0.06 (-1.28)	-0.22 *** (-4.77)	-0.23 *** (-5.83)	-0.10 *** (-3.56)	-0.06 *** (-3.93)
経営耕地総面積	5.26×10^{-5} ** (2.04)	-9.72×10^{-5} (-1.23)	2.04×10^{-4} (0.72)	-1.99×10^{-4} *** (-2.71)	3.15×10^{-5} (1.62)	3.79×10^{-5} (0.56)	-1.03×10^{-5} (-1.11)	1.67×10^{-5} (0.80)
経営体数	-3.17×10^{-4} *** (-3.73)	1.66×10^{-5} (0.95)	-1.13×10^{-4} (-1.25)	6.78×10^{-5} (0.40)	-2.47×10^{-4} *** (-4.32)	6.12×10^{-5} *** (0.45)	4.02×10^{-5} (1.34)	-9.36×10^{-6} (-0.20)
定数	0.01 (0.23)	0.03 (0.85)	-0.06 (-1.18)	0.02 (0.50)	0.18 *** (5.43)	0.10 ** (3.25)	0.03 * (1.68)	0.01 (0.61)
WY ρ	0.83 *** (43.98)	0.45 *** (9.81)	0.61 *** (16.53)	0.52 *** (15.8)	0.67 *** (30.2)	0.49 *** (12.57)	0.74 *** (30.02)	0.69 *** (21.86)
Sample size	1519	1090	1519	1090	1519	1090	1519	1090
Loglikelihood	744.03	600.85	872.52	502.58	1339.34	862.56	2320.60	2011.30
AIC	-1464.20	-1168.50	-1712.60	-972.52	-2631.00	-1693.20	-4609.80	-3989.30
Likelihood ratio test of SDM vs. OLS	940.80 ***	72.66 ***	210.82 ***	194.63 ***	598.44 ***	130.21 ***	559.92 ***	313.06 ***
R-squared(variance ratio)	0.36	0.68	0.21	0.38	0.34	0.30	0.56	0.61
kth-Nearest neighbor	10	9	14	5	6	7	10	9

註：*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準を示す。
() 内の数値は、t値を表す。

があることが確認された。加えて被説明変数の自己相関を示すパラメータ ρ も全ての推定において有意であった。これらのことから **SDM** の有効性が検証され、本稿でこのモデルを採用した意義があることが示唆される^{注6)}。

加えて、表中の k^{th} **Nearest-Neighbors** は対数尤度を最大にした空間重み行列 W の k の値を示している。借入耕地率を除いて、東北と北陸では比較的近い値によって対数尤度が最大となった。

本稿で求めるべき国営かんがい排水事業の効果のパラメータである旧村への直接効果 β 、最近隣の旧村からの波及効果 δ は、それぞれ X 、 WX の欄の整備ダミーのパラメータにより確認できる。詳細をみると、直接効果として作付率（田）が上昇（東北：4.2%ポイント、北陸：2.9%ポイント）、借入耕地率が上昇（東北：3.4%ポイント、北陸：3.5%ポイント）、経営規模 2ha 以上農家率が上昇（東北：2.4%ポイント、北陸：4.2%ポイント）、耕作放棄地率が低下（東北：1.1%ポイント、北陸：0.8%ポイント）することが明らかとなった。また、北陸においては波及効果も確認された。借入耕地率に関して波及効果が負値（-4.4%ポイント）を示したが、これは、周辺の旧村で整備が行われた場合の効果を意味し、整備が行われていない場合は正の波及効果であることが示唆される。経営規模 2ha 以上農家率も波及効果が負値（-3.5%ポイント）を示したが、これも同様に解釈を行うことができる^{注5)}。

V おわりに

本稿では、国営事業の整備水準が高く、水田地帯の東北、北陸地域を分析の対象として、国営かんがい排水事業の旧村レベルのインパクトを定量的に明らかにすることを目的とした。そのために、まず **GIS** を用いて、国営事業の属性と農業センサスから得られた集落（旧村）の農業属性を結合したリレーショナル・データベースの構築を行った。その上で、**SDM** を適用することで、懸念される地理的・空間的要因の欠落変数バイアスに対処し、国営かんがい排水事業の旧村レベルのインパクトの推定を行った。このモデルを用いることにより、被説明変数と説明変数の双方の空間的自己相関を考慮し、より厳密な意味で、国営かんがい排水事業のインパクトの推定を行った。

その結果、国営かんがい排水は東北、北陸地方いずれにおいてもすべての効果指標を改善する影響を与えていた。具体的には、国営かんがい排水事業による直接効果として作付率（田）が上昇、借入耕地率が上昇、経営規模 2ha 以上農家率が上昇、耕作放棄地率が低下することが明らかとなった。また、北陸においては借入耕地率、

経営規模 2ha 以上農家率に関して波及効果も確認された。この波及効果は **SDM** を適用することによって初めて確認できるものであり、国営かんがい排水事業のインパクトが当該地区だけではなく、周辺への面的な拡がりを持つことが示唆された。

これまで国営かんがい排水事業を実施した地域では農地集積が進展し、耕作放棄の抑制につながりやすいと指摘されてきたが、必ずしも定量的な分析による評価は行われてこなかった。その意味で、オーソドックスな手法ではあるが、国営かんがい排水事業の効果を定量的に検証した点は、本稿の成果と言えるだろう。

謝辞

本稿は、科学研究費補助金若手研究（B）「フィールド地理情報を活用した農地の経済分析—メカニズム・デザインによる制度設計—」（代表者：中嶋晋作、研究課題番号：25850156）、2014年度稲盛財団研究助成「農業基盤整備事業の政策評価と制度デザイン」（代表者：中嶋晋作）の成果の一部である。また、本稿を執筆するにあたって、農林水産省農村振興局整備部設計課からデータ（農業基盤情報基礎調査 **GIS** データ）をご提供頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

注

注1) 本来であれば、旧市町村農地面積に占める国営かんがい排水事業実施面積の割合を計算するべきであるが、旧市町村農地面積の **GIS** データを入手することができなかったため、次善の策として、旧市町村全面積を用いた。

注2) 「整備有り」旧市町村の全面積に占める国営かんがい排水事業実施面積の割合は、東北で 46.4%、北陸で 58.1%となっており、1 旧市町村の全面積の半分程度が国営かんがい排水事業でカバーされていることになる。

注3) **SDM** に関する詳細な説明は、Lesage and Pace⁵⁾を参照。**SDM** を農村計画の分野に適用した分析として、Özyurt and Daumal⁶⁾ や Hui et al.⁷⁾ などがある。

注4) 具体的には、**SDM** はクロスセクションデータにおいても空間的異質性（地域固定効果）、空間的自己相関（除外変数によるバイアスの除去）を同時に考慮しているため、**OLS** や空間ラグモデルなどの他の空間計量経済学のモデルに比べて robust な推計値が得られることを意味する。しかしながら、整備ダミーに関するセレクション・バイアスの存在は否めないため、推計結果の解釈には留意が必要である。

注5) 「作付率（田）」「借入耕地率」「経営規模 2ha 以上農家率」の回帰式において、コントロール変数である「65 歳以上就業人口率」が有意なプラスであった。これは 65 歳以上の農業就業者が農地を貸し付けたため農地流動化が進んだとも解釈できる。しかしながら、農業センサスは属人データであ

る点にも留意する必要がある、実態調査等による詳細な検討が求められる。波及効果の係数の解釈についても同様のことが言える。

注 6)本稿で用いる国営かんがい排水事業の効果指標の全てに対して、OLS を適用した場合の誤差項に空間的自己相関があることを確認している（付表参照）。具体的には、SDM の推計から得られる AIC を最小にする重み付け行列を用いて、OLS の誤差項に対する空間的自己相関のラグランジュ乗数検定（LaGrange Multiplier Test）を行った。

引用文献

- 1) 國光洋二（2008）：農村公共事業の経済評価—マイクロデータによる事後評価手法と実践—。農林統計協会，東京。
- 2) 國光洋二（2011）：土地改良事業を振り返る—到達点と課題—，農業と経済，77(10)，5-13。
- 3) 中嶋康博（2005）：土地改良事業の費用便益分析，フィナンシャル・レビュー，77，90-119。
- 4) Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston, pp.304.
- 5) Lesage, J. and R. K. Pace (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.
- 6) Özyurt, S. and Daumal, M. (2013): Trade openness and regional income spillovers in Brazil: A spatial econometric approach. *Papers in Regional Science*, 92(1), 197-215.
- 7) Hui, Eddie C.M., Zhong, J. W. and Yu, K. H. (2012): The impact of landscape views and storey levels on property prices. *Landscape and Urban Planning*, 105, 86-93.

付表 空間的自己相関のラグランジュ乗数検定

Attached table LaGrange Multiplier test for spatial autocorrelation

	作付率（田）		借入耕地率		経営規模2ha以上農家率		耕作放棄地率	
	東北	北陸	東北	北陸	東北	北陸	東北	北陸
<i>kth-nearestneighbor</i>	10	9	14	5	6	7	10	9
<i>LM</i>								
<i>Spatial error</i>	2409.60 ***	108.21 ***	628.47 ***	304.41 ***	1172.72 ***	322.49 ***	1406.19 ***	642.88 ***
<i>Spatial lag</i>	2195.94 ***	64.20 ***	694.02 ***	323.32 ***	1398.49 ***	423.77 ***	1327.64 ***	579.07 ***
<i>Robust LM</i>								
<i>Spatial error</i>	269.81 ***	47.42 ***	12.19 ***	13.36 ***	35.43 ***	15.17 ***	156.80 ***	82.24 ***
<i>Spatial lag</i>	56.15 ***	3.42 *	77.74 ***	32.27 ***	261.21 ***	116.44 ***	78.25 ***	18.43 ***

註：*,***はそれぞれ10%，1%の有意水準を示す。

Summary：This paper aims to evaluate the local economic impact of the irrigation and drainage project in Tohoku and Hokuriku regions. Considering spatial autocorrelation between communities, Spatial Durbin Model is applied to the community-level data from the Rural Community Card, World Census of Agriculture and Forestry. The findings of this paper suggest that the irrigation and drainage project have impacted rural communities by increasing the ratio of area rent-in, and decreasing the ratio of ratio of farming household whose area of cultivated land is 2 hectares and over in the community.

キーワード（Keywords）：かんがい排水事業（Irrigation and Drainage Project），インパクト評価（Impact Evaluation），空間ダービンモデル（Spatial Durbin Model），空間計量経済学（Spatial Econometrics），地理情報システム（Geographical Information System）

（2015 年 5 月 17 日 原稿受理）

（2015 年 9 月 12 日 採用決定）