

科学研究費助成事業 研究成果報告書

平成 29 年 6 月 22 日現在

機関番号：82111

研究種目：基盤研究(C) (一般)

研究期間：2013～2016

課題番号：25450339

研究課題名(和文) 農業生産インフラの老朽化が地域農業・経済に及ぼす影響と最適整備方策

研究課題名(英文) Influences of deteriorated agricultural public infrastructure on agriculture and regional economies, and their optimal recovery measures

研究代表者

國光 洋二 (Kunimitsu, Yoji)

国立研究開発法人農業・食品産業技術総合研究機構・農村工学研究部門 地域資源工学研究領域・ユニット長

研究者番号：30360390

交付決定額(研究期間全体)：(直接経費) 4,000,000円

研究成果の概要(和文)：農業生産基盤施設の老朽化により、農業生産に影響が及ぶ懸念がある。本研究では、農業生産基盤について、資本ストック額の将来予測モデルを開発し、農業生産性に対する貢献度を実証するとともに、地域動学応用一般均衡モデルによる政策シミュレーションにより、施設老朽化の進行による地域総生産や価格変化を通じた消費者余剰の変化を定量的に評価した。モデルを用いた将来予測により、アセットマネジメント施策による農業生産基盤施設の長寿命化効果が大きいことが示されたが、そのみでは老朽化する全ての施設をカバーすることが困難なことを示した。

研究成果の概要(英文)：Agricultural public infrastructure (API), such as irrigation and drainage facility, farm road, and consolidated farmland, is aging and deteriorating due to a lack of investment budget for renewal projects. This study aims to evaluate future influences of deteriorated API by using the dynamic-spatial computable-general-equilibrium (CGE) model. In order to introduce an influence of API change, the prediction model of capital stocks was developed and the functions showing relation between agricultural productivity and API were empirically estimated.

The simulation results demonstrate that the asset management measures which try to prolong the lifetime of facilities are effective, but these policy measures are not enough to renovate all aging facilities. Furthermore, there are discord between farmer's and national benefit caused by renovation of API. Based on above prediction on future situations, policy implications on public investment are discussed.

研究分野：農業経済

キーワード：農林水産業政策 社会インフラ資本 アセットマネジメント 地域動学応用一般均衡モデル 全要素生産性

1. 研究開始当初の背景

灌漑排水施設や大区画圃場のような農業生産インフラ（農業生産基盤）の老朽化に更新投資が追いつかず、将来の資本ストックの減少を通じて灌漑用水の供給機能や地域排水機能が低下し、ひいては地域農業・経済に多大な影響が及ぶことが危惧される。

この影響を定量化し、どのような政策が必要となるかを示すことにより、政策担当者はもとより広く国民への重要な情報提供になると考えられる。

2. 研究の目的

本研究では、

- ・農業生産基盤資本ストックの地域的差を定量化し、
- ・農業生産を通じて他産業の生産、価格、財政、貿易面に波及する影響を経済モデルにより評価して、
- ・今後政府が取るべき政策的含意を明らかにすることにより、

日本の農業政策における方向を示唆することを目的とする。

3. 研究の方法

(1) 農業生産基盤資本ストックの地域別水準の予測

統計資料から長期の投資額データベースを作成し、恒久棚卸法（PI法）の改良により、施設の崩壊リスクを考慮して地域別の農業生産基盤資本ストック額を定量化・予測するモデルを作成する。

(2) 農業生産基盤と地域農業の生産性との因果関係の検証

地域パネルデータ分析により、農業生産基盤資本ストックの農業生産に対する直接効果（生産力効果）の地域特性を実証する。

(3) 地域動学応用一般均衡（CGE）モデルの構築

農業生産基盤資本ストックを内生化した地域動学 CGE モデルを作成し、感度分析等を通じてモデルの信頼性を検証する。

(4) 最適な農業生産基盤の更新整備方策の提案

地域動学 CGE モデルを用いて地域別の農業生産基盤投資の変更や施設の長寿命化を目的とするアセットマネジメント施策の導入に関する政策シミュレーションを実施し、効果的な基盤整備に関する政策的含意をまとめる。

4. 研究成果

(1) 農業生産基盤資本ストックの予測

PI法により過去の投資額から現在の資本ストック額を求める算定式は、以下のようを表しうる。

$$KG_t = IG_t + F(1)IG_{t-1} + \dots + F(a)IG_{t-a}$$

$$= \sum_{i=0}^a F(i)IG_{t-i} \quad (1)$$

ここに、 i は年度を操作する添え字、 IG_t は t 年の投資額、 $F(i)$ は i 年経過した投資のうち残存する施設の割合（残存率）、 a は残存率が 0 となるまでの期間を表す。この中の $F(i)$ は、施設崩壊リスクを反映するもので、本研究では、この残存率がワイブル分布 ($f(i)$) にしたがつたサバイバル曲線に沿って低下していくと仮定し、

$$F(i) = 1 - \sum_{t=1}^i f(t) \quad (2)$$

とする（図 1）。

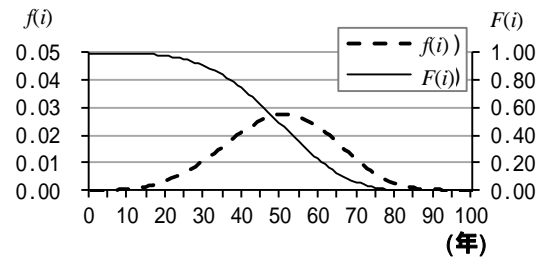


図 1 農業生産基盤施設の残存率

(1)(2)式を適用して定量化した農業生産基盤の工種別資本ストックは、図 2 及び図 3 の通りである。

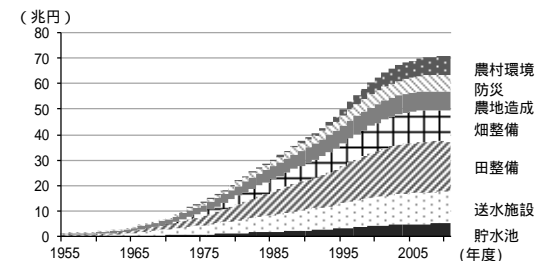


図 2 農業生産基盤資本の工種別ストック額

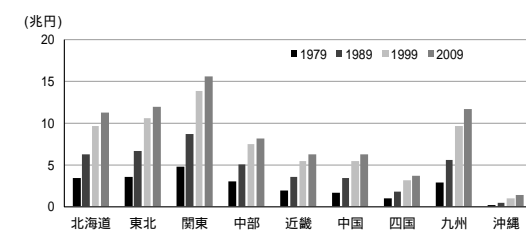


図 3 農業生産基盤資本の地域別ストック額

(注) 地域区分は、経済産業省の 9 地域区分による。

これらの図から、第 1 に、農業社会インフラ資本のストック額のうち、おおよそ 29% が大規模な基幹的農業水利施設（ダムや水路等の用排水の貯留と送水のための施設）、25% が圃場整備により整備された大区画圃場等の水田施設、17% が畑地整備により整備された畑地かんがいや農道等の畑施設であり、田整備や畑整備の資本ストックが大きいこと、第 2 に、2001 年以降、農業生産基盤資本ストック額の増加が止まっており、施設別にみれば、基幹

的水利施設の上昇傾向はそれほど低下していないのに対し、水田施設や畑施設のような農地整備関係の資本ストック額の停滞ないし減少傾向が顕著であること、第3に、地域的には、関東が最も資本ストック額の蓄積が大きい、次いで、東北、北海道、九州でも資本ストックが多く蓄積されていること、が明らかとなった。

これらの結果は、國光・中田(2015)の論文として公表し、農林水産省が新しい土地改良長期計画を作成するときに、その内容について問い合わせがあり、農業政策検討の場面で活用された。今後、アセットマネジメント施策で実施されている施設機能診断調査結果に基づく施設劣化のデータを用いて、本研究の計測モデルで仮定されている施設残存率のパラメータをより実態に合わせて定量化する研究へと発展させることができる。

(2) 農業生産基盤資本の効果実証

実証モデル

先行研究の結果から、農業の生産性に影響する要因として、平均経営規模(MA)、農業生産基盤資本(KG)、研究開発投資により蓄積される知識資本(KK)、教育により蓄積される人的資本(KH)、気候条件(Z)、近隣の地域間で生じる相互的な影響(空間的従属性)の影響が想定される。

ただし、日本農業においては、KG、KK、KHは、相関が強く、それらの動向が類似している。つまり、これら3つの資本要因が農業生産性に対して補完的に働き、どれか一つのみを急激に変化させても生産性の向上効果は限定的であることが示唆される。この点を考慮して、以下のような農業生産性(全要素生産性: TFP)に対して制約的な影響を考慮した関数を想定する。

$$\ln(TFP) = \min \left[\begin{array}{l} f^K(MA, KK, Z), f^G(MA, KG, Z), \\ f^H(MA, KH, Z) \end{array} \right]$$

$$\left(\begin{array}{l} f^K(MA, KK, Z) = \beta_0^K + \beta_1^K \cdot \ln(MA) + \beta_2^K \cdot \ln(KK) \\ \quad + \beta_3^K \cdot \ln(Z) + \lambda \cdot w \cdot \varepsilon^K + u^K \\ f^G(MA, KG, Z) = \beta_0^G + \beta_1^G \cdot \ln(MA) + \beta_2^G \cdot \ln(KG) \\ \quad + \beta_3^G \cdot \ln(Z) + \lambda \cdot w \cdot \varepsilon^G + u^G \\ f^H(MA, KH, Z) = \beta_0^H + \beta_1^H \cdot \ln(MA) + \beta_2^H \cdot \ln(KH) \\ \quad + \beta_3^H \cdot \ln(Z) + \lambda \cdot w \cdot \varepsilon^H + u^H \end{array} \right) \quad (3)$$

ここに、 β 、 λ は推定すべきパラメータで、 ε 、 u は誤差項、 w は空間的従属性の地域間構造を規定する空間重みで、隣接都道府県を1、非隣接都道府県を0として設定した行列を作り、横方向の合計で除して基準化したものである。 λ が統計的に有意となれば、農業のTFPに空間的従属性が存在することが示唆される。

稲作のTFP関数の計測結果

表1に稲作の全要素生産性に関する要因

の影響度をパネル空間計量経済分析の適用により推定した結果を示す。ここで用いた変数には、米の生産費調査(農林水産省)等の公表統計資料をもとに加工した2次データを用いている。加工方法については、國光(2017)の通りである。

表の結果から、まず第1に、全ての関数で統計的に有意となり、データには空間的従属性が存在すること、ハウスマン・テストの結果から地域毎の固定効果が無視できないことが分かる。また第2に、3つの影響要因に関するTFP関数の推定精度を比較すると、関数間でほとんど違いがなく、知識資本、農業生産基盤資本、人的資本が相互にバランスを保ちつつ補完的に稲作TFPに影響しているとみなしうること、第3に、各要因にかかる推定係数が表すTFPの弾力性(各要因の影響度)を3つの関数で比較すると、弾力性が最も大きいのは人的資本で、次いで経営規模が続く、知識資本と農業生産基盤資本は、概ね同程度の弾力性となっており、人的資本や経営規模の値よりも小さいこと、第4に、気候要因のうち収量指数と品質指数がプラスとなり、これら指数の上昇は稲作のTFPを引き上げる効果があるものの、排水不良指数の推定係数はマイナスで、収穫時期の降雨量が増加すれば、洪水被害や圃場面のぬかるみが増して、稲作の生産性が低下する影響が計測されていること、が読み取れる。

表1 稲作の生産性に対する影響

| 項目 | 知識資本関数 | | 農業基盤資本関数 | | 人的資本関数 | |
|-----------------------|------------------|----------|------------------|----------|------------------|----------|
| | 推定係数 | t-値 | 推定係数 | t-値 | 推定係数 | t-値 |
| 推定係数 | | | | | | |
| 定数項(β_0) | 2.257 | 19.5 *** | 3.573 | 48.1 *** | 3.729 | 51.0 *** |
| 経営規模(β_1) | 0.243 | 11.3 *** | 0.237 | 11.1 *** | 0.189 | 8.2 *** |
| 資本要因(β_2) | 0.107 | 13.7 *** | 0.105 | 14.5 *** | 0.363 | 14.6 *** |
| 収量指数(β_{3-1}) | 0.421 | 10.2 *** | 0.398 | 9.6 *** | 0.461 | 11.3 *** |
| 品質指数(β_{3-2}) | 0.055 | 3.8 *** | 0.058 | 4.0 *** | 0.057 | 4.0 *** |
| 湛水指数(β_{3-3}) | -0.038 | -4.2 *** | -0.041 | -4.6 *** | -0.037 | -4.1 *** |
| 空間誤差項() | 0.319 | 10.3 *** | 0.320 | 10.7 *** | 0.329 | 11.3 *** |
| 自由度調整済R ² | 0.852 | | 0.850 | | 0.859 | |
| 対数尤度/N | 1.18 | | 1.19 | | 1.19 | |
| 赤池情報量基準 | -2.288 | | -2.300 | | -2.297 | |
| ダービンワリツ統計量 | 1.454 | | 1.434 | | 1.373 | |
| ハウスマン・テスト(χ^2) | 15.036 (p=0.011) | | 21.620 (p=0.001) | | 20.802 (p=0.001) | |

畜産のTFP関数の計測結果

表2及び表3は、それぞれ畜産のうち酪農と肉用牛生産の全要素生産性について、パネルデータを作成し、コ克蘭・オーカット法を適用して推定した結果である。稲作と異なり、9地域別のデータしか得られなかったため、空間的従属性の影響は無視するとともに、気候要因も無視している。

これらの表から、第1に、推定係数が示す各影響要因に対するTFPの弾力性が大きいのは、酪農と肉用牛生産のいずれの場合も、人的資本となっており、この要因は少し上昇

ただで酪農と肉用牛生産の TFP を引き上げる効果があること(ただし、人的資本を政策的に変化させやすいか否かは、効果の大きさは別問題) 第 2 に、知識資本と農業生産基盤資本の TFP 弾力性は同程度の値となっており、稲作と類似の影響度を示すこと、第 3 に、経営規模の TFP に対する影響は、酪農については t 値からみて統計的に有意に正の値を示すものの、肉用牛生産については、統計的には 0 と変わらない値となり、酪農については、経営規模の拡大による規模の経済性発現の効果が認められること(なお、酪農については、先行研究の結果と整合的であるが、肉用牛生産については、本研究ではパネルデータを用いているため、先行研究の結果と異なる結果となっている) 第 4 に、東日本大震災の影響を表すダミー変数の係数は、酪農の推定で弱いマイナス影響(t 値が 10% の水準でも非有意) 肉用牛生産では統計的に有意なマイナス影響を示すこと、が示唆される。

これらの結果は Kunimitsu et al. (2016)、國光ほか(2014)、國光(2013、2016)の論文として公表し、他の国際ジャーナルの研究に引用されて学術的な貢献が認められる。

表 2 酪農の生産性に対する影響

| 項目 | 知識資本開数 | | 農業基盤資本開数 | | 人的資本開数 | |
|-----------------------|----------------|----------|----------------|---------|--------------|----------|
| | 係数 | t-値 | 係数 | t-値 | 係数 | t-値 |
| 定数項 | 2.93 | 3.8 *** | 2.60 | 5.3 *** | 4.93 | 55.7 *** |
| 経営規模 | 0.09 | 2.8 *** | 0.06 | 2.0 *** | 0.06 | 2.7 *** |
| 資本要因 | 0.23 | 2.5 ** | 0.27 | 4.4 *** | 0.51 | 5.6 *** |
| 震災ダミー | -0.01 | -0.9 | -0.01 | -0.6 | -0.01 | -1.3 |
| 誤差系列相関: | 0.81 | 11.2 *** | 0.75 | 9.3 *** | 0.73 | 11.3 *** |
| 自由度調整済 R ² | 0.92 | | 0.92 | | 0.93 | |
| 赤池情報量基準 | -3.58 | | -3.63 | | -3.74 | |
| ゲ-ベンワット比 | 1.97 | | 1.97 | | 1.95 | |
| FE冗長性検定(F) | 70.1 (p=0.00) | | 92.7 (p=0.00) | | 8.4 (p=0.00) | |
| ハウステスト(2) | 113.8 (p=0.01) | | 190.3 (p=0.01) | | 5.7 (p=0.06) | |

(注)震災ダミーは、東北の 2011 年に 1、他は 0 をとる変数である。

表 3 肉用牛生産の生産性に対する影響

| 項目 | 知識資本開数 | | 農業基盤資本開数 | | 人的資本開数 | |
|-----------------------|---------------|----------|---------------|----------|---------------|----------|
| | 係数 | t-値 | 係数 | t-値 | 係数 | t-値 |
| 定数項 | 2.07 | 3.1 *** | 2.46 | 3.6 *** | 5.02 | 52.8 *** |
| 経営規模 | -0.04 | -1.8 * | -0.03 | -1.5 | -0.02 | -0.7 |
| 資本要因 | 0.36 | 4.3 *** | 0.30 | 3.6 *** | 0.50 | 2.4 *** |
| 震災ダミー | -0.18 | -4.1 *** | -0.16 | -5.1 *** | -0.17 | -6.1 *** |
| 誤差系列相関: | 0.56 | 6.6 *** | 0.60 | 6.8 *** | 0.66 | 7.1 *** |
| 自由度調整済 R ² | 0.77 | | 0.76 | | 0.76 | |
| 赤池情報量基準 | -2.33 | | -2.32 | | -2.29 | |
| ゲ-ベンワット比 | 1.59 | | 1.63 | | 1.66 | |
| FE冗長性検定(F) | 53.6 (p=0.00) | | 34.0 (p=0.00) | | 25.4 (p=0.00) | |
| ハウステスト(2) | 13.4 (p=0.01) | | 10.0 (p=0.02) | | 0.6 (p=0.9) | |

(注)表 2 に同じ。

(3) 地域動学 CGE モデル

生産投入要素に関する資源制約を考慮して、長期的な市場価格と均衡数量に関する経済影響をみるため、複数の産業、地域から構成される日本の動学空間 CGE モデルを用いる。モデルを構成する関数は、生産者と家計の最

適化行動を前提に、mixed complementarity problem で定式化した Rutherford (1999) 及び伴(2007)をもとに、以下の点を改良した逐次動学体系の CGE モデルである。

モデルの生産部門では、中間投入財に関し、自地域と他地域で生産された財の間での代替性を考慮した。すなわち、

$$IOS_{i,j,r,t} = \alpha IO_{i,j,r} \left[\sum_s (\gamma IO_{i,s} \cdot IO_{i,j,s,r,t}^{\rho IO}) \right]^{1/\rho IO} \quad (4)$$

である。ここに、 i, j は産業区分、 r, s は地域区分、 t は年次を表し、 IOS は地域統合後の中間投入、 IO は地域別の中間投入、 αIO は生産効率係数、 γIO は CES 生産関数のシェアパラメータ、 ρIO は生産要素における地域間交易の代替弾力性から $\rho IO = (-1) / \epsilon$ により求めたパラメータである。また、資本と労働については、自地域の資本と労働に関する生産関数と同様にコブ・ダグラス型を仮定した。

中間投入の地域間交易の柔軟性を表す地域間交易の代替弾力性(ϵ)は、小池他(2012)及び GTAP の輸出・輸入の国産財に対する代替弾力性を参考に 5.0 とした。これは、国産財であれば、どの地域で生産されたものでも、一定水準の信頼性と規格の統一性が確保されており、外国製品と国産品との代替の場合よりも、価格のみの競争になる可能性が高いため、価格差に対する需要の反応が敏感であると想定したものである。

次に消費構造については、インターネットや直販の進展により、他地域に対して直接的に財・サービスを需要する機会が増えて消費財の地域間交易の弾力性も高くなっていると考え、消費財の ϵ を中間投入財と同様に 5.0 として以下の関数を想定した。

$$CPSS_{i,r,t} = \alpha C_{i,r} \left[\sum_s \gamma C_{i,s,r} \cdot CPS_{i,s,r,t}^{\rho C} \right]^{1/\rho C} \quad (5)$$

ここに、 $CPSS$ は自地域と他地域で生産される消費財を合成した財に対する消費額、 CPS は各地域の消費仕向額、 αC 、 γC はパラメータ、 ρC は地域間交易の弾力性から計算されるパラメータである。

t 年の地域内の各産業に対する投資配分($IP_{j,r,t}$)は、各産業の名目の資本収益率($PK \cdot ror$)に比例すると仮定し、

$$IP_{j,r,t} = IP_{j,r,t-1} \left(\frac{PK_{j,r,t-1} \cdot ror_j}{PK_{j,r,t-1} \cdot ror_j} \right)^{0.5} \frac{IPT_t}{IPT_{t-1}} \quad (6)$$

のような関数を想定した。ここに、 PK は資本価格、 ror は実質の資本収益率、 $PK \cdot ror$ は名目資本収益率の全産業平均値、 IPT は民間投資総額である。この IPT は、家計が平均貯蓄性向を一定として所得の一定割合を貯蓄し、各地域のマクロバランス(投資=貯蓄)にしたがって決まる。その後、(6)式により産業部門別の投資額が決まり、資本ストック($KS_{j,r,t}$)

が以下の式で決まる。

$$KS_{j,r,t} = (1 - \delta_{j,r})KS_{j,r,t-1} + IP_{j,r,t} \quad (7)$$

ここに、 δ は除却率である。この式のように、資本蓄積ではパテ・クレイの仮定にしたがって、投資の産業間配分の変更のみによって資本の産業間配分が変更される。

各地域の労働供給量は、地域内の賃金水準と国全体の人口水準に応じて決まると仮定し、

$$LS_{r,t} = LS_{r,t-1} \left(\frac{PL_{r,t-1}}{PL_{t-1}} \right)^{0.5} \frac{POP_t}{POP_{t-1}} \quad (8)$$

のような労働供給関数とした。ここに、 LS は労働供給量、 PL は労賃、 i は各地域の労賃の全国平均値、 POP は日本全体の人口である。地域内における産業間の労働移動は自由で、地域内では産業間の労賃差は生じないと仮定した。なお、(6)、(8)式のように、労働供給の賃金に対する弾力性と投資の資本収益率に対する弾力性はいずれも 0.5 とした。

(4) 政策シミュレーション分析

(2) 節で示したように、農業生産基盤資本ストック (KG) の水準が変化すると農業の全要素生産性 (TFP) が変化する。この影響は、付加価値生産額の生産効率係数 (αV) を通じて $\alpha V_{i,r,t} = \alpha V_{i,r,t-1} \cdot TFP_{i,t} / TFP_{i,t_0}$ のように CGE モデルの生産部門に影響するとした。ここに、 t_0 は基準年 (シミュレーションの開始年) を表す。また TFP の変化は、農業生産基盤資本以外の影響要因の変化を無視すれば、

$$TFP_{i,t} / TFP_{i,t_0} = (KG_t / KG_{t_0})^{\beta_i^G} \quad (9)$$

$$KG_t = KG_{t-1} + IG_t - DKG_t \quad (10)$$

と表せ、 β_i^G は表 1~3 で推定した i 産業部門における TFP の弾力性、 IG は農業生産基盤整備投資、 DKG は農業生産基盤資本の除却額である。

老朽化する農業生産基盤資本とそれに対処するために実施するアセットマネジメント施策の効果を定量化するため、以下のようなシナリオを想定し、施設の耐用年数に近い期間 (2010~60 年) についてシミュレーション分析を行った。

CASE 0 (参照ケース): 農業社会資本の生産力効果を無視し、 $TFP_t / TFP_{t_0} = 1.0$ とする。

CASE 1 (現状維持の BAU ケース): KG の生産力効果を考慮し、農業生産基盤整備投資 (IG) は、2014 年までは実績の水準、それ以降は 2014 年の水準 (1.0 兆円、予算ピーク時の 30%) を継続する。

CASE 2 (現状投資水準維持 + ストマネ施策ケース): ストマネ施策により施設の長寿命化を図る。ストマネ施策を実施した地区における計測結果をもとに、 KG の除却額を 10% 減少 (耐用年数が 10% 長期化) させ、 IG は CASE 1 と同様に設定する。

CASE 3 (農家負担の追加投資による KG 維持ケース): KG を 2010 年の水準 (76 兆円)

に維持するために必要な追加投資額 (必要投資額 から CASE 1 の投資額を引いた 11.0~0.26 兆円の追加) を農家の負担により確保する。具体的には、各地域で追加投資分に見合う税収が得られるよう、農業部門の生産税率 ($\tau_{i,r,t}$ i 稲作部門, その他農林水産部門) を地域別に増加させ、それを原資に政府部門が農業社会資本整備投資を行う。

CASE 4 (全産業負担の追加投資による KG 維持ケース): KG を 2010 年の水準に維持するために必要な追加投資額を全産業の生産税率の増加 ($\tau_{i,r,t}$ i 全部門) で負担する。CASE 3 と同様に、投資の増加と生産税の増加が、各地域内で一致するように地域別に税率を変更する。

図 4 は、効果指標について、CASE 1~4 と CASE 0 の差をとって描いたグラフである。CASE 0 との差は、農業社会資本の生産力効果を表す。

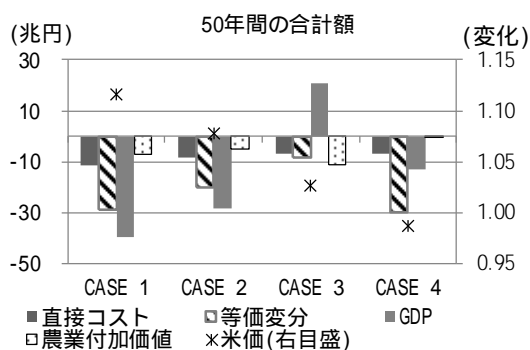


図 4 社会資本の生産力効果 (各ケースと CASE 0 との差の 2010~60 年までの総額)

この図から、第 1 に、CASE 1 (BAU) と CASE 0 との差が示すように、農業社会資本 (KG) の減少により、 TFP を通じて農業の生産性が低下し、農産物価格の上昇により消費者余剰が減少する等の経済に対してマイナスの影響がもたらされる。

第 2 に、CASE 2 (BAU + ストマネ) が示すように、施設の長寿命化により、農業社会資本の減少の度合いが弱まり、経済に対するマイナスの影響が緩和される。しかし、依然としてマイナス影響が消えておらず、ストマネ施策のみでは不十分であることが分かる。

第 3 に、効果指標を比べると、CASE 1 と 2 では絶対値で見ると直接効果 (直接コスト変化) < 消費者余剰 (等価変分の差) < 国内総生産 (GDP の差) の順に農業社会資本の生産力効果が大きくなる。これは、直接効果よりも消費者余剰の方が他産業における生産増加の効果がプラスされ、さらに消費者余剰よりも GDP の方が、貯蓄 (投資) の増加分だけ効果が大きくなるためである。

第 4 に、CASE 3 (農家負担による KG 維持) は CASE 1 (BAU) の変化に比べ、直接効果と消費者余剰の減少幅は小さく、GDP ではかえってプラスになっている。しかし、

農業・食品部門の付加価値額をみると、CASE 3の方が大きく減少している。これは、KG維持による農業生産性の維持効果よりも、農業部門の負担増加が農産物価格上昇と需要減少を通じて農業生産を減少させる効果の方が大きいためである。しかし、農業生産が減少することにより資本と労働が他産業に流れて、他産業の生産を増加させるので、GDPのプラス効果が生じている。

第5に、CASE 4(全産業負担によるKG維持)では農業部門の影響は小さいが、農業以外の産業における価格変化によって消費者余剰が大きく減少し、国全体としてはCASE 3よりも悪い状況となっている。

(5)政策提言とまとめ(結論に代えて)

本研究で示唆される農業政策上の含意は、次の通りである。

第1に、2010年以降に農業生産基盤資本が減少し、地域経済の成長率を引き下げる要因となる。マイナス影響を緩和するため、ストマネ施策による施設の長寿命化が有効であるが、農業生産基盤資本の低下をストマネ施策のみで回避することは不可能である。したがって、より一層の工事費単価の削減とストマネ施策における補修・補強技術の高度化が求められる。

第2に、農業生産基盤資本の減少を回避するため、農家の負担で必要投資額を確保する対策は、国民経済的には望ましいが、費用を負担する農業・食品部門の付加価値額の変化から予想されるように、農業社会資本の荒廃を放置する方が経済的に有利となる。このような状況は、政策実施におけるパラドックスと言える。

第3に、効果指標のうち、直接的な効果指標である生産者余剰より、消費者余剰やGDPでみた影響の方が大きな値を示す傾向がある。現在の農業社会資本整備の費用便益分析では、生産者余剰で効果を計測しているが、これを消費者余剰やGDPによる効果指標に変えて国民的な視点から整備事業を評価する必要がある。ただし、消費者余剰やGDPを算定するためには、経済モデルによるシミュレーション分析が不可欠で、個別地区の効果との乖離が生じて現実感が失われるデメリットもある。

以上の結果を國光(2016)で公表するとともに、図書(2017)として出版して政策担当者にも提示した。本研究を通じて、生産における独占や寡占の影響を考慮してモデルを高度化すること、環境面の効果をCGEモデルの結果とリンクして定量化することが今後の研究の発展方向として示唆された。

<引用文献>

伴金美(2007)日本経済の多地域動学的応用一般均衡モデルの開発:Forward Lookingの視点に基づく地域経済分析,RIETI Discussion Paper Series 07-J-043.

小池淳司、伊藤佳祐、中尾拓也(2012)地域間取引の代替弾力性の推定、土木学会論文集D3、68(5)、1_55-1_61.

Rutherford, T. (1999) Applied General Equilibrium Modeling with MPSGE as a GAMS Subsystem: An Overview of the Modeling Framework and Syntax, Computational Economics, 14 (1-2), 1-46.

5. 主な発表論文等

[雑誌論文](計6件)

Kunimitsu, Y., Kudo, R., Iizumi, T., Yokozawa, M (2016) Technological spillover in Japanese rice productivity under long term climate change: Evidence from the spatial econometric model, Paddy and Water Environment, 査読有, 14(1), 131-144 (DOI:10.1007/s10333-015-0485-z).

國光洋二(2016)酪農及び肉牛生産の総合生産性に対する温暖化の影響 パネル計量経済分析の結果、農業経済研究、査読有、87(4)、347-352.

國光洋二(2016)老朽化する農業社会資本の経済影響:動学空間応用一般均衡モデルによる分析、地域学研究、査読有、46(1)、1-20.

Kunimitsu, Y. (2015) Regional Impacts of Long-term Climate Change on Rice Production and Agricultural Income: Evidence from Computable General Equilibrium Analysis, Japan Agricultural Research Quarterly, 査読有, 49(2), 173-185.

國光洋二、中田瑛子(2015)農業農村整備の投資と社会資本ストックの動向、農業農村工学会論文集、査読有、No.295、59-67.

國光洋二、工藤亮治、飯泉仁之直、横沢正幸(2014)稲作の総合生産性に対する気候変動と空間的従属性の影響-空間計量経済モデルによる分析-、地域学研究、査読有、44(3)、305-325.

[図書](計1件)

國光洋二(2017)地域活力の創生と社会的共通資本-知識資本、社会インフラ資本、ソーシャルキャピタルの効果-、農林統計出版.

[その他]

毎日新聞(全国版)ここが聞きたい「気候変動で農業所得減」

6. 研究組織

(1)研究代表者

國光洋二(KUNIMITSU, Yoji)

国立研究開発法人農業・食品産業技術総合研究機構・農村工学研究部門 地域資源工学研究領域・ユニット長

研究者番号:30360390

(2)研究分担者、連携研究者、研究協力者
該当なし