

気候変動にともなう大規模豪雨災害の稲作生産性に対する影響 — 空間計量経済モデルによる評価 —

農業・食品産業技術総合研究機構農村工学研究所 國光洋二
農業・食品産業技術総合研究機構農村工学研究所 工藤亮治
農業環境技術研究所 飯泉仁之直
農業環境技術研究所 横沢正幸

1. 研究の目的

稲作生産は、気候状況（例えば温度、降水、太陽輻射と大気中の二酸化炭素濃度）に依存する。気候変動に関する政府間パネル（IPCC）の第4次報告書によると、日本の平均気温は、2100年までに摂氏の4～6度増加すると予測されている。生育段階での気温の上昇は、稲の生長を促進するが、開花・登熟期の異常高温はかえって籾の生育を阻害すると言われている。加えて、異常高温は白濁米や胴割れ米の比率を高め、米の品質を低下させる。また、海水温の上昇に伴う巨大台風の発生により、洪水被害の可能性が高まるので、稲作にとってはマイナスの影響が及ぶ。したがって、地球温暖化は、稲作の収穫量に正と負の両方向の影響を及ぼし、将来の気候変化が日本の米生産のために有益であるかどうかは不確かである（Watanabe and Kume, 2009）。灌漑施設の整った日本では、将来的な地球温暖化の下で、たとえ干魃の烈なかんばつの可能性が低いとしても、熱ストレスと洪水による稲作生産への影響を分析することは重要な研究課題であると考えられる。

國光他（2013）は、日本の稲作における全要素生産性に対する気候変動の影響と社会経済要因の変化の影響を定量的に分析している。ここでは、気候変動により直接影響を受ける収量指数に対するTFPの弾力性が正で、規模の経済のような社会経済要因と同じくらい高いこと、気候変動に伴う洪水指数に対するTFPの弾力性がマイナスであること、すなわち、将来の気候変動に伴う降雨強度の上昇が稲作のTFPに負の影響を及ぼすことが示されている。しかし、この分析では、近隣地域からの空間的なインターアクションの影響が考慮されていない。通常、1つの地域での米生産には、技術的副次効果、市場戦略の類似性、気候的な類似性、同じような土壌特性、さらには歴史的な相互関係のために近隣地域からのスピル・オーバー効果が想定される。したがって、近隣地域において研究開発投資が活発に行われると、隣接地域ではその成果の一部を享受する場合が少なからず存在する可能性がある。もちろん、TFPの影響要因の分析では、気候変動の影響を考慮しているので、気候上の類似性は既に考慮されているものの、上記のような空間的な影響を考慮して分析することが重要であると考えられる。米国の分析例ではあるが、Polsky（2004）は、農地価格で代表する農業収益性には、重要な空間的自己相関がみられることを示しており、これらの空間的自己相関の影響は、気候要因の導入によって完全に除去することが不可能であると結論づけている。

長期にわたる気候変化が日本の稲作のTFPにどのような影響を及ぼすのかを明らかにするため、本研究では、パネル空間計量経済モデルを用いて影響要因と影響の程度を解明する。分析では、空間誤差モデルと空間ラグモデルを推計し、影響要因の事故地域のみを要因による直接的な影響と近隣地域からの波及的な影響を分析する。分析結果と全球気候モ

デル (MIROC) による気候条件 (気温、日射量、降雨等) の予測結果に基づき、将来の気候変化が日本稲作に及ぼす影響を定量化する。

なお、空間計量経済モデルの適用に当たっては、TFP と収量指数、品質指数間に生じる内生性の問題を回避するため、作物モデルと水門モデルをもちいて気候変動のみによる稲作への影響を特定し、推定に用いる。さらに、稲作の TFP の算定は、地域間に存在する生産技術の相違を前提に全要素生産性を計測する指標である Malmquist インデックスを用いて定量化する。

2. 分析方法

(1) モデル

先行研究の分析結果にもとづき、稲作の TFP に影響する主要な社会経済要因として、規模の経済と研究開発投資を想定する。これらの社会経済要因に加えて、稲作の TFP は、気候条件に左右される単収、品質、異常降雨に影響を受ける (Kunimitsu et al., 2013)。さらに、先に述べたような空間波及のメカニズムを通じて、近隣地域の生産性の動向が対象地域の TFP に影響する可能性がある。このような影響を考慮するため、以下のような空間誤差モデルや空間ラグモデルが想定できる (Anselin et al, 2004)。

(空間誤差モデル)

$$\begin{aligned} \ln(TFP_{r,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(MA_{r,t}) + \beta_2 \ln(KK\eta_t + KKp_{r,t}) + \beta_3 \ln(CHI_{r,t}) \\ & + \beta_4 \ln(CQI_{r,t}) + \beta_5 \ln(CFI_{r,t}) + \beta_6 POP_{r,t} + \sum_{s=1}^R \lambda w_{r,s} v_{s,t} + \varepsilon_{r,t} \end{aligned} \quad (1)$$

(空間ラグモデル)

$$\begin{aligned} \ln(TFP_{r,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(MA_{r,t}) + \beta_2 \ln(KK\eta_t + KKp_{r,t}) + \beta_3 \ln(CHI_{r,t}) \\ & + \beta_4 \ln(CQI_{r,t}) + \beta_5 \ln(CFI_{r,t}) + \beta_6 POP_{r,t} + \sum_{s=1}^R \rho w_{r,s} \ln(TFP_{s,t}) + \varepsilon_{r,t} \end{aligned} \quad (2),$$

ここにおいて、 r と s は県の区別を示し、 t は年を表す。 R は、分析対象地域の総数である。 β は推定係数であり、 ε は誤差項である。 λ は、空間自己相関 (spatial autocorrelation) を表す係数であり、 ρ は空間自己回帰 (spatial autoregressive) を表す係数である。さらに、 w は各県と近隣県との接続構造を示す空間重さ行列 (spatial weight matrix) である。

説明変数の内、社会経済要因を表す MA は、規模の経済の代理変数である農業者の平均経営規模である。 KKp 、 $KK\eta$ は、それぞれ地域レベルの知識資本ストックと国レベルの知識資本ストックである。ここで知識資本ストックは、後で詳細に説明するが、毎年の研究開発投資が積み上がって形成される技術知識のレベルを表し、 KKp は都道府県の研究開発投資により、また、 $KK\eta$ は中央政府、大学と私企業の研究開発投資により蓄積されると考えている。なお、上記の式では、 $KK\eta$ は、全国のどの農家も一様に利用可能な知識、いわば公共財的な性格を持つ知識を代表すると考えて、 $KK\eta$ には r のサフィックスがつかないと仮定している。

CHI 、 CQI 及び CFI は、それぞれ稲作の収量インデックス、品質インデックス (一等米比率) 及び洪水インデックスである。 CHI と CQI は、作物モデルを用いて気候条件のみから推計した指数、また、 CFI は水門モデルを用いて収穫期の単位面積当たりの最大洪水量を推定した指数である。これら指数は気候条件のみから計算されるので、TFP が計算され

る指数に影響を及ぼすことは考えられず、したがって、被説明変数から説明変数に及ぶ因果関係はなく、内生性のバイアスが生じる余地がないとみなしうる。CHI と CQI の推定係数の符号は正、CFI のそれは負であることを期待する。

POP は、可住地面積で除して求めた人口密度である。この変数は、都市化による生産費用の増加を反映して負であると仮定する。完全競争市場であれば、そのような生産性の低い地域は生産継続が困難であるが、継続性を重んじる規制が存在すれば、生産性の低い地域が生産を継続し、都市化した地域で TFP が有意に低くなっている可能性がある。

(2) TFP の計測方法

TFP は Malmquist インデックスを用いて計測する。このインデックスは、生産のアウトプットと投入（インプット）からみた、2 つの期間の技術格差の幾何平均である。技術格差は、個々の意思決定単位（または特定の地域）の生産から、DEA（Data Envelop Analysis）法によって計測される生産フロンティアまでの距離を表される。DEA は、データの包む生産フロンティアを求めるため、線形計画法方法を使用する。すなわち、Malmquist インデックスによる TFP の年代順の変化は、

$$TFP_{r,t+1}/TFP_{r,t} = \left[\frac{d_{r,t}(\mathbf{x}_{t+1}, \mathbf{y}_{t+1})}{d_{r,t}(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t)} \times \frac{d_{r,t+1}(\mathbf{x}_{t+1}, \mathbf{y}_{t+1})}{d_{r,t+1}(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

で定量化できる。ここに、 $d(\cdot)$ はアウトプット・ベクトル $\mathbf{y}$ とインプット・ベクトル $\mathbf{x}$ によって決まる生産フロンティアと各生産主体との距離を計る関数である。機能と生産点であり、線形計画法により求めうる (Coelli, 2008)。式(3)が 1 より大きな値をとれば、地域 r の生産が期間 t から期間 $t+1$ の間に TFP を上昇させたことになる。なお、式中、ゴシック体はベクトルまたはマトリックスを示すこととする。

後の分析では、将来的な地域別の TFP 水準を比較して分析するため、もとの変数に戻って検討しやすいように、式(3) の初期値 TFP_{t0} ($t0=1979$) のみは、 $TFP_{r,t0} = y_{r,t0} / \prod_k x_{k,r,t0}^{\alpha_{k,r,t0}}$ のように直接的に生産関数をカリブレートして TFP の値を求めて代入する。この式の $\alpha_{k,r,t0}$ は各々のインプットのコストシェアであり、 k はインプット要素の種類を表す。 $\mathbf{y}$ と $\mathbf{x}$ はアウトプットとインプットであり、ベクトル $\mathbf{y}$ とマトリックス $\mathbf{x}$ の要素であり、TFP を無次元で計測するため、両変数とも金額単位で計測された値を用いる。1980 年以降の TFP は、初期の TFP に(3)式の TFP の成長率を乗じることにより求める。

(3) 社会経済要因

社会経済要因の中で、規模の経済を表す平均経営規模 (MA) は、直接統計から得られる。しかし、知識資本ストック (KKn, KKp) は、独自に推定する必要がある。個々では、内閣府 (2010) の算定方法である恒久棚卸し法を適用し、毎年の研究開発投資額から推定する。この方法では、技術知識 (KKn, KKp) が時間の遅れを伴って生産者に広まり、一定期間 (N 年) 間利用され、そのご陳腐化して使われなくなると仮定し、以下の式で表す。

$$KKn_t = In_{t-Lag} + In_{t-Lag-1} + \dots + In_{t-Lag-N} \quad (4)$$

$$KKp_t = Ip_{t-Lag} + Ip_{t-Lag-1} + \dots + Ip_{t-Lag-N} \quad (5)$$

ここで、 In と Ip は、中央と都道府県の研究開発投資額である。 Lag と N は、内閣府が民

間企業の経営者に対して行ったアンケート調査の結果から、それぞれ3年と10年とした。

(4) 収量指数、品質指数及び洪水指数

CHIを算定するときの作物生育(収量)モデルは、Iizumi et al. (2009) 及び Yokozawa et al. (2009)に基づく。このモデルでは、日射量(SR)、気温(T)、大気中のCO₂濃度に非線形の影響を仮定し、

$$CHI_{r,t} = f(SR_{r,t}, T_{r,t}, CO2_{r,t}) \quad (6),$$

のような関数を想定している。実際は、作物の生育段階に合わせて複数の連立方程式からなっており、モデルで用いられる生物学的パラメータをフィールド実験に基づく値で設定し、計測不可能なパラメータをBayesianアプローチによって農業統計値から推定している。詳細は、Iizumi et al. (2009)に譲るが、計測結果では、閾値の温度までは収量が増加するが、それを超えると温度上昇により収量が低下する傾向を示す。

CQIの算定は、以下のような河津他(2007)の作物品質モデルを新たに推定したものをを用いる。すなわち、

$$CQI_{r,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot SR8_{r,t} + \gamma_2 \cdot TMAX8_{r,t} + \varepsilon_{r,t} \quad (7).$$

ここで、 γ はパラメータであり、 ε は誤差項である。推定するときには、CQIに一等米比率を、SR8には登熟期である8月の日射量、TMAX8は8月の平均昼間温度をデータとして与えた。推定結果は指数の都合上省略するが、 γ_1 は2.45、 γ_2 は-3.61でいずれもt値でみて統計的に有意となった。すなわち、米の品質は気温上昇によって低下する傾向がある。

CFIはMasumoto et al. (2009)及び吉田他(2012)の水文流出モデル(分布型水循環モデル)により算定する。収量指数(CHI)と分けてこの指数を用いた理由は、洪水の影響が収量のみでなく、排水ポンプの経費やダメージを受けた施設の補修費用として費用側からTFPに影響すると考えたためである。モデルでは、地形メッシュ毎の流出量(Q_{out})が計算されるので、これを水田が存在するメッシュについて各都道府県全体で合計し、水田メッシュの合計面積で除して単位面積当たりの流出量として計算する。すなわち、

$$Q_{out_j} = f(Ea_j, RAIN_j, Q_{in_j}, GEO_j) \quad (8)$$

$$CFI'_t = \max_t \left(\sum_j Q_{out_{j,day}} \right) / AREA \quad (9),$$

で、Eaは蒸発散量、RAINは各年の8～9月の最大日雨量、Q_{in}は上流からの流入量、GEOは地形状況(土地利用、傾斜、河川状況、地質等)を表すベクトルである。なお、モデルのパラメータは、工藤他(2013)の値を用いた。

4. データ

(4) 対象地域

分析の対象地域は、稲作の生産費用データが揃っていない東京、神奈川、山梨、大阪、奈良、和歌山、佐賀、長崎、沖縄を除く38の県である。空間計量モデルを推定するときに用いる空間ウェイトは、県庁所在地間の距離を使って4次までのDrawnare三角網を描き、近接点を1、そうでないところを0として横方向に基準化した行列を用いた(図1)。



図1 空間ウェイト行列を求めるための Drawnare 三角網

(3)式の推定は、38 県×31 年（1979～1992 年及び 1994～2010 年）のパネルデータを用いる。稲作生産に関するデータは、「米の生産費調査」（農林水産省、各年）のデータを「農業・食品関連産業の経済計算」（農林水産省、各年）のデフレータで実質化して求めた。研究開発投資は、「科学技術のための研究開発投資報告書」（総務省、各年）の値を国民経済計算の投資デフレータで実質化した値を、また、気象条件の実績値は AMeDAS（気象庁）の値を都道府県毎に集計した値を用いた。気象条件の予測値は、MIROC（Ver3、ハイレゾリューション）による予測値を用いた。

4. 推定結果

表 1 は、空間誤差モデル、空間ラグモデルを推定した結果である。統計テストの結果、M4 のランダム効果空間ラグモデルが最も適すると判断された。

Table 1 Estimations of causative factors for TFP change

Items	M1 (Fixed E. ML)	M2 (Random E. ML)	M3 (Random E. Spatial Error)	M4 (Random E. Spatial Lag)
	Coeff. (t-stat.)	Coeff. (t-stat.)	Coeff. (t-stat.)	Coeff. (t-stat.)
Variables				
Constant	-0.8964 (-4.67 ***)	-0.8610 (-4.96 ***)	-1.2468 (-5.87 ***)	-0.6270 (-3.91 ***)
$\ln(MA)$	0.3381 (11.00 ***)	0.3326 (12.04 ***)	0.2688 (9.32 ***)	0.2453 (9.61 ***)
$\ln(KKn+KKp)$	0.1133 (5.49 ***)	0.1396 (6.95 ***)	0.1824 (7.08 ***)	0.0852 (4.59 ***)
$\ln(CHI)$	0.2429 (7.76 ***)	0.2434 (7.86 ***)	0.2700 (7.73 ***)	0.1962 (6.84 ***)
$DR \times \ln(CQI)$	0.0713 (3.90 ***)	0.0659 (4.34 ***)	0.0559 (3.81 ***)	0.0592 (4.22 ***)
$\ln(CFI)$	-0.0120 (-3.77 ***)	-0.0115 (-3.69 ***)	-0.0089 (-2.32 *)	-0.0057 (-1.97 *)
POP_D	-	-0.2292 (-6.13 ***)	-0.1901 (-5.05 ***)	-0.1819 (-5.30 ***)
ρ (spatial lag)	-	-	-	0.3775 (12.66 ***)
λ (spatial error)	-	-	0.3851 (11.78 ***)	-
Adjusted R^2	0.860	0.863	0.658	0.664
LogLikelihood	1014.963		982	993
AIC	-1.650		-1.642	-1.658
Hausman Test (χ^2)	11.040 (p=0.05 ***)	7.943 (p=0.24)	2.688 (p=0.85)	1.100 (p=0.99)

また、図 2 は、推定した M4 を用いて将来の稲作 TFP を予測した結果である。

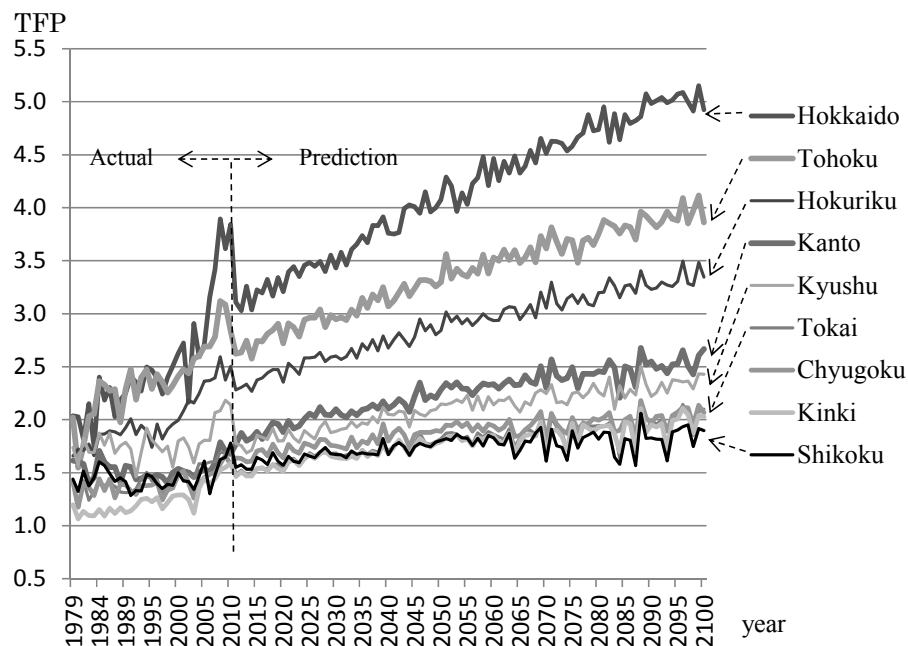


Fig. 9. Prediction of TFP under long-term climate change.

5. まとめ

本研究は、長期の気候変化と社会経済要因（都市化を含む）が日本の稲作 TFP の変化に及ぼす影響を空間計量経済モデルを用いて分析した。その結果、第 1 に、たとえ地域の類似性を引き起こす気候要因の影響が取り除かれるとしても、空間自己回帰的な傾向が稲作の TFP データに内在する。空間ラグモデルにより、近隣地域の影響と都市化の影響を考慮することによって、通常の回帰式で説明不可能な空間的な差異の大部分が説明できた。したがって、空間依存性属国の考慮のない米 TFP の経験的な結果には、評価偏りと省略している可変的な偏りの高い可能性がある。

次に、大都市を抱える県は、稲作の TFP が低くなる傾向がある。考えられる要因としては、転作面積の一律的な配分による生産性の低い都市部での生産継続が挙げられる。転作面積の一律的な配分を中止することにより、生産性の高い地域の生産が増加し、日本全体の生産性の向上につながる可能性も示唆される。

第 3 に、気候変動は北部の地域（北海道、東北）で稲作 TFP の継続的な上昇をもたらす。しかし、西日本（中部以西の地域）では、2050 年まではプラスの影響となるが、それ以降はマイナスに転じることが示された。ただし、気候変動の影響は、規模の経済や技術開発投資の影響に比べると小さい。したがって、経営規模の拡大や研究開発投資の促進により、気候変動の負の影響を克服できる可能性は高い。その面での政策的なテコ入れが将来の日本農業にとって不可欠であると考えられる。

第 4 に、社会経済要因の違いだけでなく気候要因は、地域毎の稲作 TFP の格差を時系列的に拡大させる方向に影響する。また、2050 年以降には、特に西日本を中心に TFP の変動が大きくなる傾向が見られる。このような機構要因による影響は、農家にはコントロールできないので、政府が中心となって対策を講じる必要がある。