

# 10. 世界を対象とした気候変化の作物単収への影響分析

長谷川知子<sup>1\*</sup>・松岡 譲<sup>2</sup>

1 非会員 (独)国立環境研究所 社会環境システム研究センター・日本学術振興会特別研究員PD  
(〒305-8506 茨城県つくば市小野川16-2)

2 正会員 工博 京都大学大学院教授 工学研究科(〒615-8540 京都市西京区京都大学桂C1-3-361号室)

\*E-mail: hasegawa.tomoko@nies.go.jp

94カ国を対象に作物5種の単収に関する統計モデルを時系列データを使用し、計量経済学的手法により同定した。同定したモデルを用い、各国の気候要因に対する作物単収への影響の分析を行う。単収へ影響を及ぼす要因として、気温、降水量、肥料、灌漑設備、労働投入量、生産者価格等を考慮した。その結果、コメの世界生産量の28%、コムギの世界生産量の24%(2006年換算)に相当する国において気温上昇は単収低下をもたらし、逆にコメでは31%、コムギでは0.0%に相当する国において単収増加をもたらすことが示された。また、今世紀中に予想される気温上昇は、先進国におけるコメの生産量の増加を促進し、東南・南アジアにおける生産量を減少させる。一方、コムギについては、インド、ブラジルなどの主要生産国で単収を減少させる結果を得た。

**Key Words:** climate change, crop yield, yield function, climate impact

## 1. 背景・目的

気候変化の作物生産に対する影響は今世紀における一つの大きな課題である。技術革新が進んだ今も、天候は農業生産における重要な影響要因である。しかし、現実の世界では、作物の単位面積当たりの収量(以下、単収と呼ぶ)は、気温、降水量、日射量などの気候条件のみならず、施肥、品種改良などの技術革新、灌漑設備などの資本投入の増大などの社会経済条件にも依存すると考えられる。従って、気候要因と社会経済要因の両方を考慮し、社会経済要因の影響を排除することにより、より精度よく気候変化による影響を評価することが可能となる。これまで、作物単収への気候条件の影響を分析する手法として、二つのタイプのモデルによるアプローチがされてきた。一つは生物学的プロセスモデルでもう一つは統計モデルである。前者については、Rosenzweig and Parry (1994)<sup>1)</sup>が作物モデリングプロセスと世界食料貿易モデル(the basic linked system, BLS) (Fischer et al., 1996, 2001)<sup>2,3)</sup>を結合したモデルを開発し、世界の食料安全保障について評価をしている。Takahashi et al. (1997)<sup>4)</sup>やEPIC (Williams et al., 1984)<sup>5)</sup>では、気候や土壌条件、作物管理、水ダイナミクスを考慮したプロセスモデルにより単収の推定を試みている。一方、単収に関する統計モデルについては、Lobell et al. (2007)<sup>6)</sup>、Schlenker et al. (2010)<sup>7)</sup>、Schlenker et al. (2010)<sup>8)</sup>にて用いられている。これらのモデルは気候条

件のみで、社会経済環境を表す変数を持たない。

Lobell et al. (2007)<sup>6)</sup>では世界の約3分の1の国において気候条件と単収に有意な相関があった。しかしこのモデルの推定精度は低い。また、1981-2002年については気候変数以外の技術革新、CO<sub>2</sub>効果、非気候変数からの影響があるようだと結論付けている。

Schlenker and Lobell (2010)<sup>7)</sup>では気候変数とその二乗値に加え、技術革新を説明するためトレンドとその二乗値を説明変数とする統計モデルを用いて単収の影響を評価している。データの制約から灌漑を考慮することができておらず、灌漑をモデルの変数に追加することを今後の課題としている。Schlenker et al. (2010)<sup>8)</sup>では気温は非線形的に単収に影響を及ぼすことを明らかにしている。

Mendelsohn et al. (1999)<sup>9)</sup>ではプロセスモデルと統計モデルを組み合わせて用いている。Mendelsohn et al. (1999)<sup>9)</sup>ではプロセスモデルの推定において、単純なモデルから始め、詳しい情報が入手可能で、かつ、単収を表す生産額と有意に相関がある場合にその変数をモデルに追加する、Simple-to-general モデリング手法をとっている。しかし、従属変数に対して相関のある変数のみを追加的に選定する方法は、問題があると批判されている(Hendry, 2002)<sup>10)</sup>。

本論文では、各国の気候要因に対する作物単収への影響の分析を行う。さらに、大気循環モデル(General

Circulation Models, GCMs)の推計値を用いて、今後起これる気候変化による世界の作物生産量への影響を評価する。分析には、気候と社会経済に関する時系列データを用いて同定した94か国における作物5種の単収モデルにおける気候変化に対する弾力性を用いる。本論文は、第2章で、単収モデルの同定手法およびGCMの推計値を用いた気候変化に対する影響評価手法を説明し、第3章では同定に用いたデータを示す。第4章では、第3章で準備したデータを用いてモデルを同定した結果を示す。第5章で気候変化に対する影響評価を行い、最後に、第6章にまとめを示す。

## 2. 気候変化の作物単収への影響評価手法

### (1) 単収モデルの同定手法

はじめに、気候帯別作物別に分類したのち国横断的にパネルデータ分析を行った。ここでは、ケッペンの気候区分を採用し、国別年間平均気温および降水量を用いて気候帯に区分した。この分析で気候変数と単収の有意な相関を確認したのち、国別分析を行った。

国別分析では単収モデルとして log-log 型と log-linear 型の2種のモデル形を準備し、それぞれについて同定した。モデル同定は、関連し得る変数とラグ項を説明変数としてもつモデル(以下、一般モデルと呼ぶ)から有意な変数のみを選択するためのアルゴリズム、General-to-specific モデリングアルゴリズムに基づく手法(以下、Gets)(Krolzig and Hendry, 2001)<sup>11)</sup>を用いて、最小二乗法(Ordinary Least Squares, OLS)により行った。統計モデルの良さを評価するための指標として赤池情報量規準(Akaike Information Criterion, AIC)を用いて、同定された複数のモデル形から最終的に一つのモデル形を選択した。

同定したモデルの検定の流れを図-1に示す。同定されたモデルにラグ項がある場合は、単位根検定として

単位根があると判断されたモデルについては階差をとることで定常化し、階差モデルを同定した。階差をとることで多重共線性も緩和されると考える。また、誤差項の自己相関を確認するため統計量ダービン=ワトソン比(DW比)を確認した。説明変数にラグが含まれるモデルについてはDW比が2.0に偏る性質から用いることができないためMテストを実施した。誤差項の自己相関が確認されたモデルはOLSを用いることができないので、2ステッププレイス・ウインステン(Two step Prais-Winsten, 2SPW)により同定した。

### (2) 単収に関する一般モデル

単収に関する一般モデルとして式(1)と式(2)を準備した。ここで、単収は気候条件とその他の条件の両方に依存することを考慮した。この式において、気候条件の変数は、気温、降水量、日射量であり、その他の条件に関する変数は、作物の生産者価格、肥料投入量、灌漑設備の普及率、単位面積当たり労働投入量、単位面積当たりトラクタ台数、トレンドである。これらの変数は、単収に影響を及ぼす可能性がある要因を示している。気温による非線形的な単収への影響(Schlenker et al., 2010)<sup>8)</sup>を考慮し、気温変数の二乗項も変数に加えた。また、前年の降水量による地下水の利用可能性への影響を考慮し、降水量のラグ項を加えた。一期(1年)前の生産者価格は生産者のインセンティブに影響を及ぼすと考え説明変数に加えた。単位面積のトラクタ台数および灌漑設備の普及率は資本投入量を表し、単位面積当たりの労働者は労働投入量を表す代理指標と考えた。トレンドは、品種改良、水利用効率の向上および普及、殺虫剤・除草剤の効果の向上および普及などの技術革新、土壤環境の向上、土壤の肥沃化、CO<sub>2</sub>濃度の上昇、品種の変更などによる影響を総合的に表す。しかし、災害、害虫や動物による被害、塩害や酸化などの土壤環境の悪化、作物の相互遮蔽など短期的な変化は考慮できていない。洪水や厳しい暴風などの異常気象はないと仮定している。

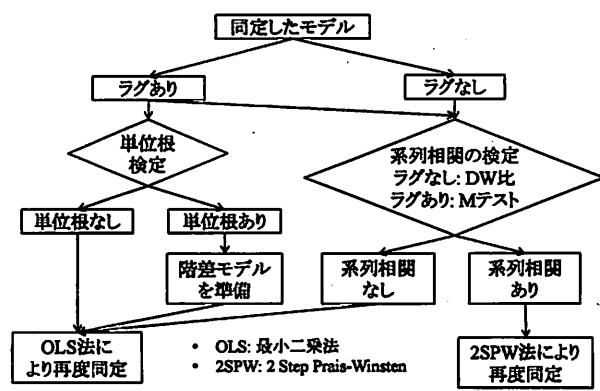


図-1 モデル検定の流れ

$$\begin{aligned} \log(YLD_{r,s}) = & consyl_{r,s} + \lambda yld_{r,s} \cdot \log(YLD_{r,s-1}) \\ & + \sigma price_{r,s} \cdot \log(PP_{r,s-1}) + \sigma temp_{r,s} \cdot \log(TEMP_{r,s-1}) \\ & + \sigma rain_{r,s} \cdot \log(RAIN_{r,s-1}) + \sigma rainl_{r,s} \cdot \log(RAIN_{r,s-1}) \\ & + \sigma light_{r,s} \cdot \log(LIGHT_{r,s}) + \sigma tfr_{r,s} \cdot \log(TFR_{r,s}) \\ & + \sigma tractor_{r,s} \cdot \log(TCR_{r,s}) + \sigma lab_{r,s} \cdot \log(LAB_{r,s}) \\ & + \sigma irri_{r,s} \cdot \log(IRRI_{r,s}) + \sigma trend_{r,s} \cdot TREND \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \log(YLD_{r,s}) = & consyl_{r,s} + \lambda yld_{r,s} \cdot YLD_{r,s-1} + \sigma price_{r,s} \cdot PP_{r,s-1} \\ & + \sigma temp_{r,s} \cdot TEMP_{r,s-1} + \sigma temp2_{r,s} \cdot TEMP^2_{r,s-1} \\ & + \sigma rain_{r,s} \cdot RAIN_{r,s-1} + \sigma rainl_{r,s} \cdot RAIN_{r,s-1} \\ & + \sigma light_{r,s} \cdot LIGHT_{r,s} + \sigma tfr_{r,s} \cdot TFR_{r,s} \\ & + \sigma tractor_{r,s} \cdot TCR_{r,s} + \sigma lab_{r,s} \cdot LAB_{r,s} \\ & + \sigma irri_{r,s} \cdot IRRI_{r,s} + \sigma trend_{r,s} \cdot TREND \end{aligned} \quad (2)$$

$i$ : 作物品目  
 $r$ : 国  
 $t$ : 年次  
 $YLD_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ 、作物種 $i$ の単収[10 kg/ha]  
 $consyld_{i,r}$ : 国 $r$ 、作物種 $i$ に関する関数の定数項  
 $PP_{i,r,t-1}$ : 国 $r$ 、作物種 $i$ の前年の生産者価格[US\$/ton]  
 $TEMP_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ 、作物種 $i$ の気温指標[degreeC]  
 $RAIN_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ 、作物種 $i$ の降水量指標[mm]  
 $LIGHT_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ 、作物種 $i$ の日射量指標[MJ/m<sup>2</sup>/day]  
 $TFR_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ 、作物種 $i$ の単位収穫面積当たりの肥料投入量[kg/ha]  
 $LAB_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ の単位農耕地面積当たりの労働者数[person/ha]  
 $TCR_{r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ の単位農耕地面積当たりのトラクター台数[-]  
 $IRRI_{i,r,t}$ :  $t$ 年、国 $r$ の全農業地に対する灌漑施設の普及率[%]  
 $TREND$ : 1971=1とするタイムステップ1年のタイムトレンド  
 $\lambda_{yld_{i,r}}$ : 国 $r$ 、作物種 $i$ の部分調整係数  
 $\sigma_{ppro_{i,r}}, \sigma_{temp_{i,r}}, \sigma_{temp2_{i,r}}, \sigma_{rain_{i,r}}, \sigma_{rainl_{i,r}}, \sigma_{light_{i,r}},$   
 $\sigma_{tfr_{i,r}}, \sigma_{irri_{i,r}}, \sigma_{lab_{i,r}}, \sigma_{trend_{i,r}}$   
: 国 $r$ 、作物種 $i$ の単収の各要因に対する弾力性

### (3) General-to-specific モデリング手法

Gets では、モデルの特定化が誤っていないかを確認するため、いくつかの検定が実施され、最終的に有意な変数のみをもつモデルを得る。

はじめに関連し得る変数および自己相関がないことを確認できる程度の十分なラグ項を含むモデル式を一般非制限モデル(General Unrestricted Model, GUM)として設定する。GUM の各変数について、t 値と F 値等の複数の統計量を用いた検定を実施し、有意でない変数を排除する。変数を削除する判断基準は、有意水準 5% とした。検定は、一致具合や、共通因子、ラグ構造に関する検定を含み、変数を削除する全段階において実施される。GUM からはじめ変数を削減するパスを全空間で樹形列的設定し、全パスに沿って変数の削減を実行する。全変数が有意となる、あるいは、全変数が検定に棄却されると、そのパスは完了する。複数の候補となるモデルの中から一つを選択するため、Encompassing tests を実施する。この検定によって結論が出ない場合は AIC を用いて最終的に一つのモデルを決定する。

### (4) 気候変化の作物単収への影響評価手法

2005 年を基準年とし、基準年からの気候変化による単収への影響を分析した。式(1)、(2)中の  $\sigma$  で示す係数を本研究では弾力性と呼ぶ。ここで、弾力性とは単収の気候条件や社会経済条件の変化に対する反応の程度を示し、例えば、気温に対する弾力性の場合式(3)のように表される。式(3)は式(3')のように変換でき、例えば弾力性が 0.5 であることはその他の条件が一定の下で気温が 1.0% 増加したときに単収が 0.5% 増加することを表す。気温の二乗値に対する弾力性についても同様に変換できる。これらから得た式(4)を用いて、将

来の気候変化による影響を分析した。したがって、他の条件が一定という条件下で、気候要因だけ変化したときの影響を分析した。信頼性の低いモデルおよび弾力性を排除するため、モデルの評価基準を設け、この基準をクリアした単収モデルをもつ国・作物を評価の対象とした。

$$\sigma_{temp_{i,r}} = \frac{\Delta YLD / YLD}{\Delta TEMP / TEMP} \quad (3)$$

$$\rightarrow \frac{\Delta YLD}{YLD} = \sigma_{temp_{i,r}} \cdot \frac{\Delta TEMP}{TEMP} \quad (3)$$

$$\frac{dYLD}{YLD} = \sigma_{temp_{i,r}} \cdot \frac{dTEMP}{TEMP} + \sigma_{temp2_{i,r}} \cdot \frac{2TEMP \cdot dTEMP + (dTEMP)^2}{TEMP^2} \quad (4)$$

将来の気候変数については以下のように設定した。統計モデルの性質から、過去にみられた気候変数の最大変化レベルを超えない範囲については精度よく推計することが可能だが、そのレベルを超える変化については推計することができない、または推計しても精度が保証できない。このことから、将来起こりうる気候変化で、過去にみられた最大の変化レベルの範囲内における気温変化について影響評価を行った。つまり、例えば将来 4°C の上昇が見込まれていても、過去に最大で 2°C の気温変化しか見られなかった場合は将来 2°C 上昇する場合の影響を評価する。

## 3. データと各種設定

### (1) 用いたデータと対象

気候変数の将来値として、GCM/MIROC の Phase 3 of the Coupled Model Intercomparison Project (CMIP3) のデータセット(Meehl *et al.*, 2007)<sup>12</sup>を国別平均の処理を施したデータ(Hijioka *et al.*, 2006)<sup>13</sup>を採用した。これによると、A1B の高位推計では、全球平均気温は 1990 年を基準に 2100 年で 5.3°C 上昇し、その後も上昇し続けると推計されている。主要な作物 5 種を生産する 94 か国を取り上げた。回帰期間は、1971~2000 年で、国の統合・分裂によってデータが存在しない場合はその限りでない。一般式に含まれる変数の報告値が存在する国・作物に対して分析を行った。表-1 は、作物種別に分析を行った国数を示す。ここで、品種の多様性は考慮できていない。

物量、価格データは、複数の国際統計を用いて実用性と信頼性の高いデータ整備システムとして構築した農畜産業環境勘定表(Hasegawa, 2010)<sup>14</sup>を用いた。その

他のデータを表-2に一覧する。総就業者数に対する第1次産業就業者数率および総労働者はWDI(World Bank, 2008)<sup>15</sup>の欠測期間をクロスエントロピー法(Golan et al., 1996)<sup>16</sup>により推計・補完した。作物別単位面積当たりの肥料投入量は、1971-2005年までの国別肥料消費量(FAO, 2009a)<sup>17</sup>と作物別単位面積当たり肥料投入量の1997-2005年の単年データ(IFAF/FAO/IFDC, 1999, 2002)<sup>18, 19</sup>からクロスエントロピー法により推計した。単位面積当たりのトラクタ台数(TCR)、単位面積当たりの労働者数(LAB)、灌漑普及率(IRRI)は、式(5)～式(7)により算出した。

表-1 作物分類と対象国数

作物	コード	対象国数	世界生産量に占める対象国の総生産量 [%]
コメ	PDR	82	92.9
コムギ	WHT	90	98.1
その他穀類	GRO	90	96.1
砂糖作物	C_B	79	96.2
油糧作物	OSD	91	97.2

表-2 用いたデータ一覧

項目	期間	参照先
月別平均気温	1971-2000	Mitchell et al. (2004) <sup>20</sup>
月別平均降水量	1971-2000	Mitchell et al. (2004) <sup>20</sup>
月別平均湿度	1971-2000	Mitchell et al. (2004) <sup>20</sup>
灌漑が施された農業面積	1971-2000	ResourceSTAT(2009) <sup>21</sup>
総灌漑面積	1971-2000	ResourceSTAT(2009) <sup>21</sup>
農業面積	1971-2000	ResourceSTAT(2009) <sup>21</sup>
農業用トラクタ台数	1971-2000	ResourceSTAT(2009) <sup>21</sup>
人口	1971-2030	UN(2006) <sup>22</sup>

$$TCR_{r,t} = \frac{TRACTOR_{r,t}}{AGR_{r,t}} \quad (5)$$

$$LAB_{r,t} = \frac{LF_{r,t} \cdot RAGR_{r,t}}{AGR_{r,t}} \quad (6)$$

$$IRRI_{r,t} = \frac{AIRR_{r,t}}{AGR_{r,t}} \quad (7)$$

$AGR_{r,t}$ : t年、国rの農業面積

$AIRR_{r,t}$ : t年、国rの灌漑が施された農業面積

$LF_{r,t}$ : t年、国rの総労働者数

$RAGR_{r,t}$ : t年、国rの総就業者数に対する第1次産業就業者率

$TCR_{r,t}$ : t年、国rの単位農耕面積当たりのトラクタ一台数

$TRACTOR_{r,t}$ : t年、国rの農業用トラクタ台数

## (2) 雲率から日射量への変換方法

日射量は、式(8)(Allen et al., 1998)<sup>23</sup>と式(9)(Kimball, 1928)<sup>24</sup>を用いて、雲率(Mitchell et al., 2003)<sup>20</sup>から算出した。式(8)は、大気外太陽放射量(Extraterrestrial radiation)から快晴時の全天日射量を算出し、式(9)では、

快晴時の全天日射量から雲を考慮した場合の日射量を算出する。大気外太陽放射量は、Allen et al.(1998)<sup>23</sup>を参照した。

$$Q_{0,r,t,m} = (0.75 + 2 \cdot 10^{-5} \cdot z) Q_{ar,r,t,m} \quad (8)$$

$$MLIGHT_{r,t,m} = Q_{0,r,t,m} (0.29 + 0.71 \cdot (1.0 - C_{r,t,m})) \quad (9)$$

ここで、

$m$ : 月

$MLIGHT$ : 水平面が受ける日射量の月別平均値

$Q_0$ : 快晴時の全天日射量

$C$ : 雲率

$Z$ : 海抜

$Q_a$ : 大気外太陽放射量

## (3) 気候変数の算出方法

作物の単収は、生育期間(growing period, GP)における気候から影響を受けると考えられる。そこで、式(10)のように GP の気候のみを考慮する気候変数を設定した。GP は種蒔き期の最終月以降から収穫期の初月の前までと定義し、USDA(1994)<sup>25</sup>、FAO(2009a, 2009b)<sup>17, 26</sup>を参照し設定した。コメ、コムギは品種により栽培時期が異なるので、主要生産国については品種別に単収モデルを同定した。

気温に関しては、作物の育成に影響を及ぼす最低気温(以下、潜在的育成可能気温)を超える気温のみを考慮するため、気温の変数( $TEMP$ )は潜在的育成可能気温( $Ptemp$ )を上回る月別平均気温( $Mtemp$ )の GP における積分値とした(式(10))。例えば、コムギは5°C未満の気温では育成できないので、月別の気温の平均値と5°Cとの差を GP 中において積算した値をコムギの気温変数として用いた。潜在的育成可能気温は、Fischer et al. (2000)<sup>27</sup>を参照し、表-3のように設定した。降水量と日射量については GP における平均値を用いた。

$$TEMP_{i,r,t} = \sum_{m \in GP_s} (Mtemp_{r,t,m} - Ptemp_{i,r}) \quad (10)$$

$TEMP_{i,r,t}$ : t年、国r、作物種に関する気温指標

$Mtemp_{r,t,m}$ : t年、国r、月mにおける月平均気温

$Ptemp_{i,r}$ : 国r、作物種における潜在的育成可能な気温の最低値

表-3 作物別育成可能な気温の最低値

作物種	育成可能な気温の最低値 $Ptemp$ [°C]
コメ	10
コムギ	5
その他穀類	5
油糧作物	5
砂糖作物	5

## 4. 結果と検証

ペネルデータ分析の結果、各気候区分において単収と気候変数は有意に相関があることが示された。ここでは、国別に単収モデルを同定した結果を示す。

### (1) 同定されたモデル数と選択された変数の数

表-4に同定されたモデルの数を示す。モデルが同定された国・作物数は計310となり、表-1に示す対象とした432から122少なくなった。この122の国・作物については、一般モデルに含まれるどの変数も単収と有意に相関がないため排除されたと言える。310のうち179のモデルで単位根をもつと判断された。これらについては階差モデルを準備し再度同定した。系列相関がみられた4つの国・作物のモデルについては2SPWによりモデルを同定した。

表-5には各説明変数が採用されたモデル数を示す。全体として、気候変数、トレンドは有意と判断され選択されていることがわかる。前年の降水量、生産者価格が有意な相関を示した国は比較的少なかった。

表-4 同定されたモデルの数

モデル形	ラグ	系列相関 の有無	同定 手法	系列相関 の検定	モデル 数	単位根 無し	単位根 有り
<b>Log-log型</b>							
	無し		OLS	DW比	85	35	50
	有り	無し	OLS	Mテスト	31	36	
	有り	有り	2SPW	Mテスト	4	14	
<b>Log-linear型</b>							
	無し		OLS	DW比	225	96	129
	有り	無し	OLS	Mテスト	75	110	
	有り	有り	2SPW	Mテスト	21	19	
	計				2	0	
					310	131	179

表-5 採用された説明変数の数

変数名	コメ	コムギ	その他 穀類	油糧 作物	砂糖 作物	計
ラグ項	6	12	11	12	19	60
気温	20	18	16	11	16	81
気温の二乗値	14	9	7	11	16	57
降水量	6	11	22	7	17	63
降水量のラグ項	7	0	0	0	0	7
日射量	10	17	14	15	15	71
トラクタ台数	8	17	19	12	18	74
灌溉	6	22	15	11	16	70
肥料投力量	10	7	13	24	13	67
労働者数	10	13	12	15	12	62
トレンド	31	35	47	31	34	178
生産者価格	6	7	12	13	9	47

### (2) 単収モデルの同定精度

OLS により同定されたラグを持たないモデルが選択された国・作物を取り上げる。OLS により同定されたモデルの評価指標である自由度修正済み決定係数(以下、R2 値)と DW 比の平均値と最大値、最小値を表-6 に示す。5 作物の R2 値の平均値は 0.47、DW 比のそ

れは 1.98 となった。多くのモデルで単位根が確認され、その階差モデルを同定した結果、階差モデルの R2 値は階差をとる前のものと比較して低くなかった。図-2 と図-3 に R2 値と DW 比の分布を示す。R2 値は、幅広く分布しており、平均値は 0.5 付近にあることがわかる。同定されたモデルの R2 値順に並べ、精度が低い 25% を排除するため、R2 値が 0.3 以上を評価基準とした。

表-7 に、モデルの評価基準をクリアした国の数とそれらの生産量が世界生産量に占める割合を示す。モデルの評価基準をクリアした単収モデルによって説明できる生産量が世界生産量に占める割合は、作物種間でばらつきはあるが 15~82% となった。コメは世界生産量の 82% に相当する国についてモデルが同定されたが、一方、他の作物については、主要生産国モデルが評

表-6 作物別の自由度修正済み決定係数と DW 比、自由度

作物	自由度調整済み決定係数			DW 比			自由度		
	平均値	最小値	最大値	平均値	最小値	最大値	平均値	最小値	最大値
作物5種	0.47	0.09	0.99	1.98	3.09	0.78	23	4	28
コメ	0.51	0.09	0.85	1.96	1.33	2.73	23	6	27
コムギ	0.49	0.22	0.87	2.07	1.31	2.74	23	5	26
その他穀類	0.45	0.17	0.77	2.01	0.99	3.09	23	4	27
油糧作物	0.41	0.09	0.80	1.91	0.78	2.66	23	5	28
砂糖作物	0.49	0.21	0.99	1.93	0.85	2.61	23	4	27

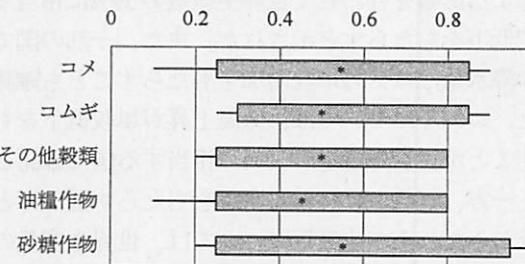


図-2 自由度修正済み決定係数の作物別分布

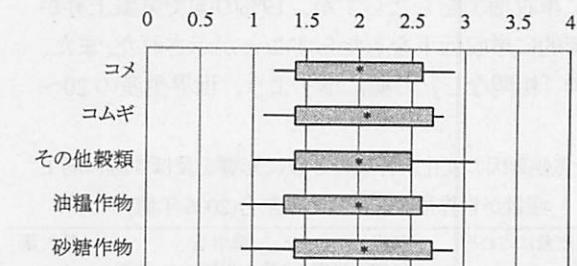


図-3 ダービン・ワトソン比の作物別分布

表-7 モデルが同定された国数とその総生産量が世界生産量に占める割合

モデルが同定された国数	世界生産量に占める総生産量[%]	評価基準を超えた国数	世界生産量に占める総生産量[%]
コメ	49	89.8	30
コムギ	59	78.2	28
その他穀類	73	82.4	34
油糧作物	68	90.9	19
砂糖作物	61	53.5	23
計	310	134	14.6

価基準を満たさないことを一因として、世界生産量の低いカバー率となつた。例えば、コムギでは中国、オーストラリア、その他穀類ではブラジル、油糧作物では中国、インドなどにおいて、モデルが評価基準に満たなかつた。

以上から、作物別に世界生産量の15~82%程度を説明する単収モデルが評価基準を超えたと言える。以下では、モデルの評価基準をクリアした国・作物を対象に、推定された弾力性を用いて単収へ影響を及ぼす気候要因と社会経済要因について、評価・分析を行う。

## 5. 気候変化が作物単収に与える国別影響

### (1) 弾力性を用いた影響分析

推定された弾力性を用いて、気候変化による影響の評価・分析を行う。表-8に、気候要因の変化が作物の単収に影響を及ぼす国の総生産量が世界生産量に占める割合を示す。

コメについては、気温上昇は世界生産量の31%に相当する国で単収増加をもたらすが、気温変数とその2乗値による影響を合わせて世界生産量の59%に相当する国で低下をもたらすと示された。また、一部の国で前期の降水量はコメの単収増加をもたらすことも確認された。コムギについては、気温上昇が単収低下をもたらすことが世界生産量の18%に相当する国で確認された。一方、気温上昇が単収増加をもたらす国はほとんどなかつた。その他穀類については、世界生産量の30%に相当する国で、降水量の増加が単収増加をもたらす。油糧作物については、19%の国で気温上昇が線形的に単収増加をもたらすが、19%の国で気温上昇が非線形的に単収低下をもたらすことが示された。また、表中の「相関なし」の欄に示すよう、世界生産の20~

75%を占める国において気候変数と作物の単収には相関がないことが示された。

### (2) 社会経済条件による作物単収への影響

単収は気候条件と同時に社会経済条件からも影響を受けると考えられる。表-9に各社会経済要因の変化が単収に影響を及ぼす国における総生産量が世界生産量に占める割合を示す。コメについては、肥料投入と労働投入が世界生産量の22%、16%に相当する国においてが単収増加をもたらし、この影響は他の社会経済要因と比較して大きいことが示された。コムギについては、労働投入が単収増加をもたらすことが示された。最も多くの国の作物について単収との相関があると示された変数がタイムトレンドである。タイムトレンドは以下のように解釈できる。例えば、コムギについては主要生産国である中国やカナダ、ブラジルでは、単収と肥料投入や灌漑導入との関係は見られず、タイムトレンドが主な増加要因となつた。これらの国では、品種改良などの技術革新、土壌環境の向上、土地利用や品種の変更、CO<sub>2</sub>濃度上昇などの経年的に変化する要因が、単収増加をもたらしたと言える。

### (3) 気温変化の作物単収への国別影響評価

2005年を基準年として気温が変化したときの作物単収への影響の感度分析を行つた。表-10には、気温上昇が単収に影響を与える国について、2005年を基準年としたときの気温変化量を0.5°C置きに与えたときの単収の変化量を示す。表-10中の最大気候変化とは、各国の過去にみられた気温変化レベルの範囲内で、将来に起こりうる最大変化量を示す。また、表-11には、表-10に示された気温上昇が単収に影響を及ぼす諸国における総生産量が世界生産量に占める割合を示す。表-8では変数別に分割していく示していたのに対し、

表-8 気候要因の変化が作物の単収に影響を及ぼす国の総生産量が世界生産量に占める割合(2006年値)

世界生産量に占める 割合[%]	気温		降水量		日射量
	当期	当期の2乗	当期	前期	
正の弾力性	コメ	31.1	0.0	0.0	6.0
	コムギ	0.0	0.0	0.8	0.0
	その他穀類	1.4	0.0	29.8	0.0
	油糧作物	18.9	0.4	0.0	12.0
	砂糖作物	1.2	4.0	3.2	0.0
負の弾力性	コメ	6.0	52.6	21.7	0.1
	コムギ	17.5	0.0	0.2	0.0
	その他穀類	1.2	3.7	2.8	0.0
	油糧作物	0.4	18.8	0.0	0.0
	砂糖作物	6.8	0.0	0.4	0.0
相関なし	コメ	44.7	29.2	60.1	75.7
	コムギ	16.8	34.2	33.3	34.3
	その他穀類	61.9	60.7	31.9	64.5
	油糧作物	30.7	30.8	50.0	50.0
	砂糖作物	34.6	38.6	39.0	42.6
2006年値					

†有意水準5%下の判断による推定結果

表-9 社会経済要因の変化が単収に影響を及ぼす国の総生産量が世界生産量に占める割合(2006年値)

世界生産量に占める 割合[%]	肥料 投入量	トラクタ 台数	灌漑	労働者 数	トレンド
正の弾力性	コメ	21.6	0.4	5.6	15.5
	コムギ	0.1	4.0	2.3	10.2
	その他穀類	3.1	6.1	0.6	5.3
	油糧作物	0.9	16.8	0.0	17.0
	砂糖作物	2.0	4.8	3.2	32.3
負の弾力性	コメ	5.4	5.7	7.1	7.0
	コムギ	1.2	1.3	0.3	1.7
	その他穀類	31.9	17.7	0.1	0.8
	油糧作物	0.3	0.3	0.2	7.2
	砂糖作物	3.8	1.3	0.1	3.3
関係なし	コメ	54.8	75.7	69.1	59.2
	コムギ	33.0	29.0	31.7	22.4
	その他穀類	29.5	40.6	63.8	58.4
	油糧作物	48.9	33.0	49.8	25.8
	砂糖作物	36.8	36.5	39.3	35.9
2006年値					

†有意水準5%下の判断による推定結果

表-11 では気温上昇による線形および非線形的な影響を総合的に示す。

コメの世界生産量の28%、コムギの世界生産量の24%(2006年換算)に相当する国において気温上昇は単収低下をもたらし、逆にコメでは31%、コムギでは0.0%に相当する国において単収増加をもたらすことが示された。コメの単収と気温が有意に相関する国は14か国で、そのうち7か国では気温上昇が単収増加をもたらし、残りの7か国では低下をもたらす。気温が0.5°C上昇すると-5.3~3.7%の単収の変化が見られた。これらの国は2つに分類することができる。ベトナム、インド等低緯度に位置する国では気温の上昇が単収の減少をもたらす。これらの世界生産量に占める割合は28%と大きい。一方、中国、オーストラリアとスペイン、ポルトガル、ギリシャなどヨーロッパ諸国では、高緯度に位置し、気温の上昇が単収増加をもたらすことが示された。これらの世界生産量に占める割合は31%と大きく、世界生産量の増加へ貢献が期待できる。これらから、気温の上昇により、コメの作物生産に及ぼす影響は、中国、オーストラリア、ヨーロッパなど先進国における生産量の増加を促進し、東南・南アジアなどにおける生産量を減少させることが示唆される。つまり、先進国はますます富み、途上国はますます生産量が減少する、という見方もできる。

コムギについては、9か国のうち3か国において、気温上昇が単収増加をもたらし、残りの6か国において減少をもたらす結果となった。0.5°Cの気温上昇に対して、地域別の影響の幅は-10~12%となった。インド、ブラジル等の主要生産国で、気温上昇が単収の低下をもたらす。これらの生産量は、世界生産量の24%に相当し、この影響は無視できないと考えられる。

その他穀類については、13か国のうち5か国において、気温上昇が単収増加をもたらし、残りの8か国において低下をもたらす結果となった。0.5°Cの気温上昇に対して、地域別の影響の幅は-7.7~4.6%となった。以上のように、気温上昇による単収低下が示された国・作物については気候変化に対する適応策を再検討する必要がある。

#### (4) 既往研究と比較

IPCC(2007)<sup>29</sup>WGIIでは、作物3種について気温上昇に対するこれまでの研究成果をまとめている。1°Cの気温上昇に対する単収の変化量を表-12に比較して示す。本研究におけるその他穀類の生産量の半数近くはトウモロコシが占めることから、表-12には本研究におけるその他穀類の結果とIPCCのトウモロコシの結果と比較して示す。

表-10 単収の気温上昇に対する国別感度分析結果

作物種	国名	気温変化量[°C]			最大気温 変化下	最大気温 変化[°C]
		0.5	1.0	1.5		
コメ	エルサルバドル	▲ 5.3	▲ 10.7		▲ 10.7	1.0
	ベトナム	▲ 2.1			▲ 3.4	0.8
	パナマ	▲ 1.7			▲ 3.0	0.9
	ペルー	▲ 0.6			▲ 1.0	0.8
	南アフリカ	▲ 0.6			▲ 1.0	0.9
	チリ	▲ 0.0			▲ 0.0	0.7
	インド	▲ 0.0			▲ 0.0	0.7
	スペイン	0.3	0.7		0.8	1.1
	ペネズエラ	0.4			0.5	0.6
	日本	1.0			1.9	1.0
	ポルトガル	1.3			2.3	0.9
	ギリシャ	1.5	3.1		3.4	1.1
	中国	2.6			3.6	0.7
	オーストラリア	3.7	7.3		8.1	1.1
コムギ	ブラジル	▲ 10.0			▲ 12.0	0.6
	北朝鮮	▲ 3.2	▲ 6.3		▲ 7.5	1.3
	イスラエル	▲ 2.9	▲ 5.8		▲ 6.9	1.3
	オーストリア	▲ 1.8	▲ 3.7		▲ 4.4	1.3
	ハンガリー	▲ 1.5	▲ 3.1		▲ 4.3	1.4
	インド	▲ 0.9			▲ 1.1	0.7
	カナダ	0.3	0.5	0.8	0.9	1.7
	レバノン	0.5	1.1		1.4	1.4
	イスラエル	1.2	2.5		2.7	1.2
その他	モロッコ	▲ 7.7	▲ 15.4		▲ 15.4	1.0
穀類	日本	▲ 6.6			▲ 12.0	1.0
	イギリス	▲ 1.3	▲ 2.7		▲ 2.7	1.1
	ペルー	▲ 1.3			▲ 2.1	0.8
	エルサルバドル	▲ 0.2	▲ 0.3		▲ 0.3	1.0
	カタール	▲ 0.0	▲ 0.0		▲ 0.0	1.2
	タイ	▲ 0.0			▲ 0.0	0.8
	ドイツ	▲ 0.0	▲ 0.0	▲ 0.0	▲ 0.0	1.7
	ベトナム	1.1			5.6	0.8
	エジプト	1.3			2.4	0.9
	オマーン	1.9			2.3	0.6
	コスタリカ	2.8			5.1	0.9
	北朝鮮	4.6	9.2		11.1	1.3
油糧	フィリピン				▲ 3.4	0.5
作物	イスラエル	▲ 0.0	▲ 0.0		▲ 0.0	1.3
	ペルー	▲ 0.0			▲ 0.0	0.8
	モロッコ	0.0	0.0		0.0	1.0
	ブルガリア	0.1	0.1		0.2	1.4
	マレーシア				1.0	0.4
	アルゼンチン	2.4			3.8	0.8
砂糖	モロッコ	▲ 7.7	▲ 15.4		▲ 15.4	1.1
作物	日本	▲ 6.6			▲ 12.0	0.8
	イギリス	▲ 1.3	▲ 2.7		▲ 2.7	1.0
	ペルー	▲ 1.3			▲ 2.1	1.2
	エルサルバドル	▲ 0.2	▲ 0.3		▲ 0.3	0.8
	カタール	▲ 0.0	▲ 0.0		▲ 0.0	1.4
	タイ	▲ 0.0			▲ 0.0	0.8
	ドイツ	▲ 0.0	▲ 0.0	▲ 0.0	▲ 0.0	2.3
	ベトナム	1.1			0.2	0.7
	エジプト	1.3			0.3	0.5
	オマーン	1.9			0.4	1.1
	コスタリカ	2.8			0.6	na
	北朝鮮	4.6	9.2		0.9	na

†▲: 負値を表す

表-11 気温上昇が単収に影響を及ぼす諸国における総生産量が世界生産量に占める割合[%]

作物種	総生産量が世界生産量に占める割合[%]	
	単収増加をもたらす国	単収低下をもたらす国
コメ	31.1	27.6
コムギ	0.0	23.7
その他穀類	7.1	6.7
油糧作物	8.0	2.1
砂糖作物	0.0	10.3

コメについては高・中緯度諸国において、IPCCでは1°Cの気温上昇に対して平均すると約0%の単収の増加、最高約3%の増加を示しているが、本研究ではそれを超える7.3%の増加がオーストラリアで見込まれた。一方、低緯度諸国についてはIPCCでは平均して約1%の増加、最低で約6%の単収の低下を示しているが、本研究では一部の国でその程度を超える低下が見込まれた。

コムギについては高・中緯度諸国において、IPCCでは平均すると約9%の増加、最低で約5%の低下を示しているが、本研究ではそれを超える6.3%の低下が見込まれた。トウモロコシについては高・中緯度諸国においてIPCCでは最低で約2%の低下を示しているが、本研究ではそれを超える15.4%の低下が見込まれた。

表-12 1°Cの気温上昇に対する単収変化量[%]

単収の変化量[%]	IPCC <sup>†</sup>			本研究		
	平均	最低 <sup>††</sup>	最高 <sup>††</sup>	平均	最低	最高
コメ	高・中緯度	0	na	3	3.7	0.7
	低緯度	1	-6	8.5	-10.7	††
コムギ	高・中緯度	9	-5	19	-2.1	-6.3
	低緯度	5	0	24	na	na
トウモロコシ	高・中緯度	2.5	-2	13	-1.8	-15.4
	低緯度	-2	-5	5	-0.32	††

† IPCC(2007), WGI, Figure 5.2から読み取った

†† 同上Figure 5.2に示されるデータのうち最高・最低値を表す

††† 1°C以上の気温上昇が見込める国が一か国のみ

## 6. まとめ

本研究では、国別に異なる弾力性をもつ単収モデルを同定することにより、国レベルで気候変化に対する影響を分析することを可能にした。本研究で得られた結果を以下に示す。

- ① コメの世界生産量の28%、コムギの世界生産量の24%(2006年換算)に相当する国において気温上昇は単収低下をもたらし、逆にコメでは31%、コムギでは0.0%に相当する国において単収増加をもたらすことが示された。
- ② 気温上昇に対する単収の感度分析から、コメについてはベトナム、インド等低緯度諸国を中心に気温の上昇が単収の低下をもたらし、高緯度に位置する中国、オーストラリアやヨーロッパ諸国では、気温の上昇が単収増加をもたらすことが示された。
- ③ 同様に、コムギについては、インド、ブラジル等の主要生産国を含む世界生産量の24%に相当する国で、気温上昇が単収の低下をもたらすことが示された。以上の気温上昇による単収低下が示された国・作物については気候変化に対する適応策を

再検討する必要がある。

## 謝辞:

本研究は、環境省地球環境総合研究推進費 BC-088 による研究成果の一部である。また、本研究は、独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金7066による研究成果の一部である。ここに記して感謝の意を表す。

## 参考文献

- 1) Rosenzweig, C. & Parry, M. L., 1994: Impacts of climate change on world food supply. *Nature*, 367, 133-138. (doi:10.1038/367133a0.)
- 2) Fischer, G., Frohberg, K., Parry, M.L., Rosenzweig, C., 1996: Impacts of potential climate change on global and regional food production and vulnerability. In: Downing, T.E. (Ed.), NATO ASI Series, Climate Change and World Food Security, Vol. 137. Springer, Berlin.
- 3) Fischer, G., Shah, M., van Velthuizen, H., Nachtergaele, F.O., 2001: Global agro-ecological assessment for agriculture in the 21st Century. IIASA Research Report 02-02, IIASA, Laxenburg, Austria, p. 119.
- 4) Takahashi, K., H. Harasawa and Y. Matsuoka, 1997: Climate change impact on global crop production, *Journal of Global Environment Engineering*, Vol. 3, pp. 145-161, 1997
- 5) Williams, J. R., Renard, K. G & Dyke, P. T., 1984: EPIC—a new model for assessing erosion's effect on soil productivity. *J. Soil Water Conserv.* 8, 381-383.
- 6) Lobell, D. B. and C. B. Field, 2007: Global scale climate-crop yield relationships and the impacts of recent warming. *Environ. Res. Lett.*, 2, 014002, doi:10.1088/1748-9326/2/1/014002
- 7) Schlenker, W. and D. B. Lobell, 2010: Robust negative impacts of climate change on African agriculture, *Environ. Res. Lett.*, 5, 014010 doi:10.1088/1748-9326/5/1/014010
- 8) Schlenker, W. and M. J. Roberts, 2009: Nonlinear temperature effects indicate severe damages to U.S. crop yields under climate change, *PNAS*, vol.106, no. 37, pp.15594-15598
- 9) Mendelsohn, R., and M. E. Schlesinger, 1999: Climate Response Functions. *Ambio*, 28, no. 4 (June): 362-66.
- 10) Hendry, D. F., 2002: Applied Econometrics without Sinning, *Journal of Economic Surveys*, 16, 4, pp. 591-604
- 11) Krolzig, H-M and Hendry, D. F., 2001: Computer automation of general-to-specific model selection procedures, *Journal of Economic Dynamics and Control*, DOI:10.1016/S0165-1889(00)00058-0, Vol. 25, Issues 6-7, pp.831-866
- 12) Meehl, G A., C. Covey, T. Delworth, M. Latif, B. McAvaney, J. F. B. Mitchell, R. J. Stouffer, and K. E. Taylor, 2007: The WCRP CMIP3 multi-model dataset: A new era in climate change research, *Bulletin of the American Meteorological Society*

Society, 88, 1383-1394

- 13) Hijioka, Y. and K. Takahashi, 2006: Integrated Assessment of Greenhouse Gas Stabilization Concentrations, Emission Pathways, and Impact Threshold Values for Control of Global Warming. *Global Environmental Research*, Vol. 10, No. 2, 261-270
- 14) Hasegawa, T: 2010, An estimation method for the emission accounting table of global agricultural activities, Interim Report, Laxenburg, International Institute for Applied and Systems Analysis (IIASA)
- 15) World Bank, 2009: World development indicators, CD-ROM.
- 16) Golan, A., Judge, G and Miller, D., 1996: Series in financial economics and quantitative analysis, maximum entropy econometrics, robust estimation with limited data, ISBN 978-0-471-95311-1, Wiley, New York.
- 17) FAO, 2009a: FAOSTAT: downloaded, <http://faostat.fao.org/default.aspx>
- 18) IFA/FAO/IFDC, 1999: Fertilizer use by crop fourth edition
- 19) IFA/FAO/IFDC, 2002: Fertilizer use by crop fifth edition
- 20) Mitchell, T.D., Carter, T.R., Jones, P.D., Hulme, M., New, M., 2003: A comprehensive set of high-resolution grids of monthly climate for Europe and the globe: the observed record (1901-2000) and 16 scenarios (2001-2100), *Journal of Climate*
- 21) FAO, 2009: ResourceSTAT, downloaded, <http://faostat.fao.org/default.aspx>
- 22) United Nations, 2006: World Population Prospects, The 2007 Revision Population Database, Downloaded from: <http://esa.un.org/unpp>
- 23) Allen, R. G, Luis S. P., D. Raes and M. Smith, 1998: Crop evapotranspiration - Guidelines for computing crop water requirements - FAO Irrigation and drainage paper 56, FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations Rome
- 24) Kimball, H. H., 1928: Amount of solar radiation that reaches the surface of the earth on the land and on the sea, and methods by which it is measured. *Monthly Weather Reviews*, Vol.56, No.10, W. B. No.969, pp.393-398
- 25) USDA, 1994: Major World Crop Areas and Climatic Profiles, World Agricultural Outlook Board, U.S. Department of Agriculture Agricultural Handbook No. 664.
- 26) FAO, 2009b: AQUASTAT - FAO's Information System on Water and Agriculture, Irrigation cropping patterns, [http://www.fao.org/nr/water/aquastat/water\\_use/croppat.htm](http://www.fao.org/nr/water/aquastat/water_use/croppat.htm)
- 27) Fischer, G, H. V. Velthuizen and F. O. Nachtergaele, 2000: Global agro-ecological zones assessment: methodology and results, Interim Report IR-00-064, IIASA, Austria and FAO, Rome.
- 28) IPCC, 2007: Climate Change 2007: The Physical Science Basis Summary for Policymakers.

(2011. 4. 7 受付)  
(2011. 6. 27 受理)

## A Study on World Climate Impact on Crop Yield

Tomoko HASEGAWA<sup>1)</sup> and Yuzuru MATSUOKA<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup>National Institute for Environmental Studies and Research Fellow of the JSPS

<sup>2)</sup>Dept. of Urban and Environmental Engineering, Graduate School of Engineering, Kyoto University

Climate change impacts on agriculture are one of big issues in this century. We aim to analyze the sensitivity of crop production to climate variables through the improvement of a statistical yield model, and to assess how much climate change could affect world production using GCMs' estimation from 2005 to 2100. For the analysis, The yield model has climate variables and socio-economic variables. The yield models were estimated for 5 types of crops in 94 countries using time series data. We found that temperature increase may cause negative impacts on rice and wheat yields corresponding 28% and 24% of world production, respectively. From the response analysis of yields to climate change, we found that, as for rice, higher temperature may cause more rice production in developed countries and less production in developing countries and, as for wheat, higher temperature may cause yield decrease in some large producer countries such as India and Brazil.