

論文

気候変動による我が国農業生産に及ぼす影響分析 — 8 地域パネルデータを用いて —

沖山 充¹⁾・池川真里亜²⁾・徳永澄憲^{3)†}

1) (株)現代文化研究所, 筑波大学生命環境系

2) 筑波大学大学院生命環境科学研究科

3) 筑波大学生命環境系

Analysis of the Effect of Japanese Agriculture Production induced by a Climate Change: Utilizing the Panel Data being composed of 8 Regions

Mitsuru OKIYAMA¹⁾, Maria IKEGAWA²⁾ and Suminori TOKUNAGA^{3)†}

1) GENDAI Advanced Studies Research Organization and Faculty of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba

2) Student in Graduate School of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba

3) Faculty of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba

The purpose of this paper is an examination to make the impacts of a climate change caused by global warming on agriculture production in Japan. Using a panel data analysis with the panel data being composed of 8 regions, this paper analyzes the following subjects: the measurement of the Cobb-Douglas production function by the rice, the vegetables and potatoes, and the fruits without the weather variables (the average temperature, the average amount of solar radiation and the average precipitation) and with them.

We cannot get the Cobb-Douglas functions of the rice, the vegetables and potatoes and fruits as the capital stock variable do not become a significant variable in spite of using both the fixed effect model and the random effect model, so that we tried to make use of the production function of labor variable only. We found that the harvest of farm products heavily depends on climate conditions on the grounds that the parameter of weather variables becomes a significant sign and t(z)-statistics. As the result of estimations of each production function with weather variables, the harvest of rice, vegetables and potatoes, and fruits has been a 6.0% decrease, a 4.5% decrease and a 5.4% decrease respectively providing the average temperature rises to 1°C.

According to the above results, a climate change caused by global warming represents a significant threat to agriculture products as the rise of temperature has brought on a small amount of solar radiation and a heavy rain, simultaneously.

Keywords: Agricultural products, Climate change, Production function, Regional panel data, Panel data analysis

1. はじめに

地球温暖化問題は 1980 年代に科学者の間で議論されるようになり、1988 年に地球温暖化に関して政府間で検討する場として「気候変動に関する政府間パネル (IPCC)」が設置され、地球温暖化の原因である温室効果ガス削減策に関する検討がなされている。こうした温室効果ガスの発生源として

製造業、電力、運輸を中心とした産業部門の生産活動が 9 割近くを占める一方、その地球温暖化によって引き起こされる気候変動の影響を最も受ける産業が農林水産業であろう^{注1}。100 年というタイムスパンで世界の平均気温平年差の推移をみると、1900 年で -0.6°C であったものが、直近の 2007 年では 0.3°C まで上昇し、しかも 1980 年以降はほ

† tokunaga.suminori.ff@u.tsukuba.ac.jp

とんどの年で平均差が 0°C を超えており、確かに地球温暖化が急激に進展していることがわかる。こうした気候環境変化を受け、1990年代以降、旱魃や洪水などの異常気象が見られ、世界の農業や食料生産に深刻な影響を及ぼしている。こうした異常気象も多く、研究者は地球温暖化が引き起こしていると考えている。

本論文の目的は、我が国の農業生産がこうした気候変動の影響をどの程度受けているのかを通常のコブ・ダグラス型生産関数に気象変数を織り込む形で計測し、そのパラメータから農業生産への影響を明らかにすることにある。気候変動の影響を把握するには50年や100年という長期間のデータを利用する必要がある^{注2}が、様々なデータ制約があるために本論文では、気象差がみられる地域データを10数年間のパネルデータとして作成し、そのパネルデータの地域特性を考慮した計量手法であるパネルデータ分析を通じて気候変動の影響を計測することにする。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、パネルデータの作成方法について説明するとともに、そこで得られたデータを基に農産物の生産量や気象変数の変化について考察する。3節では、パネルデータ分析の内容を提示し、その結果について述べる。最後の4節では本論文をまとめるとともに、今後の展開について述べる。

2. パネルデータの作成方法とそのデータからの考察

まず、パネルデータ分析用データ作成について説明する。地域区分については、農林水産省の各種統計で用いられている地域区分である北海道、東北、北陸、関東・東山、東海、近畿、中国、四国、九州とする沖縄を除く9地域とした。そして、本論文で明らかにしたい気候変動が日本の農業生産にどの程度影響を及ぼしているかどうかを調べる農作物は、米、野菜・いも類、果樹類の3つの作物を取り上げ、それぞれの収穫量(t)のデータを1993年から2009年まで作成した。特に、野菜・いも類の収穫量は大根、馬鈴薯、人参、白菜、キャベツ、ネギ、キュウリ、ナス、トマトの9種類の各収穫量を総和し、算出した。また、果樹類の収穫量はりんご、みかん、日本梨、柿、ぶどうの5種類の各収穫量を総和した。加えて、それぞれの作物の

作付面積(ha)データを整備した。

図1から米の収穫量と単収(=収穫量/作付面積)の推移をみると、全国的に不作となった1993年や、2003年と2006年のように特定の地域を中心に不作となった年のように全国レベルや地域レベルによる異常気候が起因していると思われる事象がみられる。また、図2から野菜・いも類の収穫量と単収の推移をみると、米ほどの収穫量や単収に変動がみられないものの、地域を特定した形で収穫量が一時的に減少している年がみられる。とりわけ、北海道では野菜・いも類のうち馬鈴薯の収穫量が7割近くを占めていることから馬鈴薯の生産環境の変化が北海道の収穫量を左右していると推察される。さらに、図3から果樹類の収穫量と単収の推移をみると、関東・東山と九州地域の収穫量は年によって変動があるものの、右肩下がりのトレンドで推移していることがわかる。その中で、2006年は東海以西の地域で平年水準を大幅に下回る不作であった。とりわけ、四国と九州の収穫量は前年比30%近い減となった。なお、果樹類の収穫量と作付面積の統計については、果樹類を生産している全ての都道府県別のデータが毎年記載されておらず、主な産地の県別データになっている。そのため、全ての産地を網羅している5年おきの都道府県のデータから記載されていない年の県データを補完して推計した。

次に、説明変数である資本と労働に関するデータについて説明する。データの出所は「農業経営統計調査報告」と農林業センサスを利用した。前者から1戸当たり固定資本額と投下労働時間のデータを収集し、総固定資本と総労働時間を算出するために必要となる農家数は農林業センサスから求めた。ここでの農家とは各作物を生産している単一経営農家とした。その理由は、被説明変数が各作物の収穫量であるため、その作物を主に生産している農家が投下している固定資本と労働時間をその作物の生産手段としての的確に反映されていると考えたからである。いずれのデータを時系列に作成する上で大きな問題に直面した。それは前者の報告書が2004年で調査体系の大幅に見直しが実施されたことで、2003年までのデータと2004年以降のデータにおいて連続性が失われたことである(図4)。この連続性が失われた最大の要因は、調査農家の標本数の大きさの違いによると推測される。

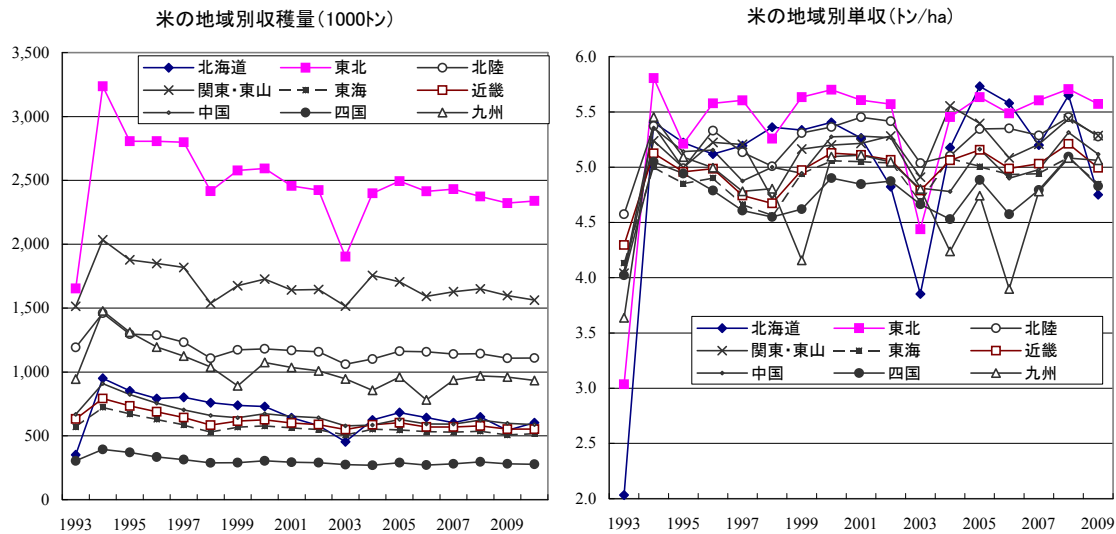


図1 地域別米の収穫量と単収の推移
(出所) 農林水産省「作物統計」から作成

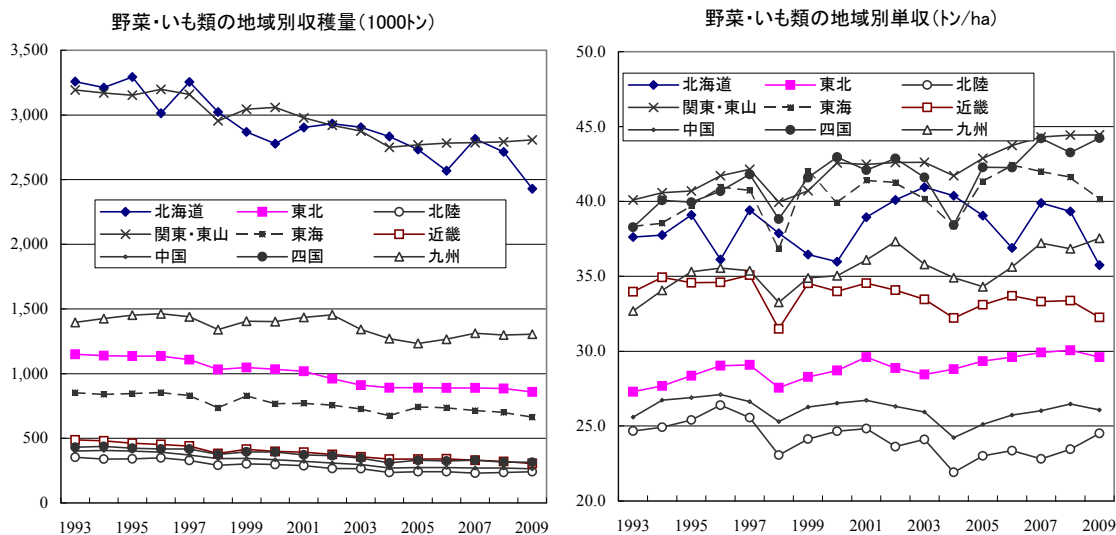


図2 地域別野菜・いも類の収穫量と単収の推移
(出所) 図1と同じ

例えば、2003年までの同調査では、稲作経営は989標本数であったが、2004年以降の調査では水田作経営が2,338標本数と倍以上となっている。また、露地野菜と施設野菜では2003年までの調査の標本数が350前後から2004年以降の調査では450～650標本数となり、果樹経営でも390から670前後と倍増している。こうした標本数の増加にともない2004年以降のデータは小規模の農家の経営収支が反映されることになり、2003年以前のデータよりも農家当たり数値が小さくなっている。

そこで、パネルデータを作成するためには両デー

タの連続性を確保する必要があり、次のような考え方で補正を実施した。それは、2004年以降のデータをベースとし、2003年以前のデータを補正し、2003年と2004年との連続性については、2003年のデータそれ自体の数値を使わずに、2005～2007年の3年間の平均伸び率と2004年のデータから算出される数値とし、2002年以前のデータは前年伸び率から割り戻して算出した。これによって2003年と2004年の連続性を確保した。但し、2003年と2004年の連続性が確保されていると思われるデータ系列は上記の処理を実施せずに、原系列をその

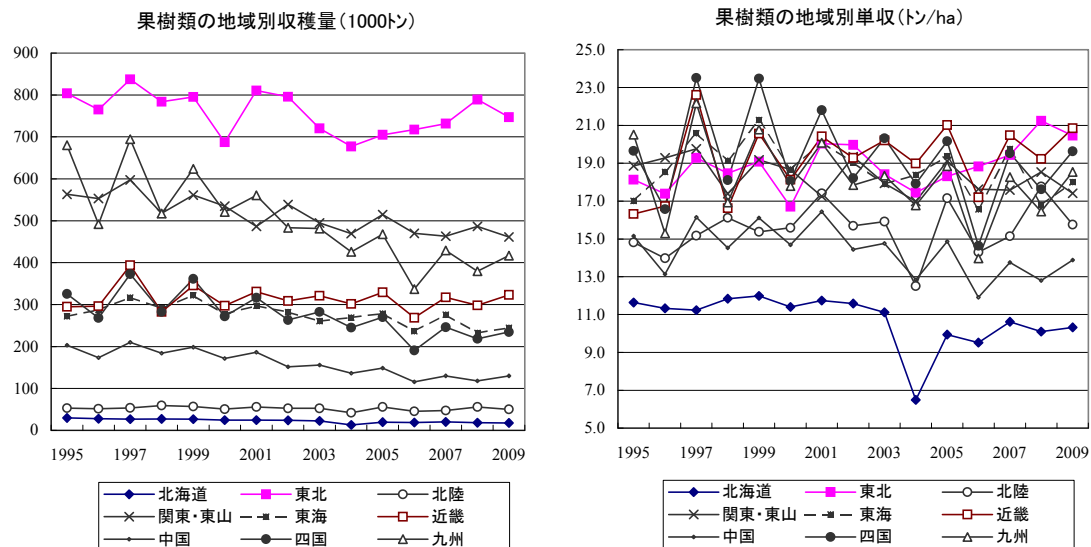


図3 地域別果樹類の収穫量と単収の推移

(出所) 図1と同じ

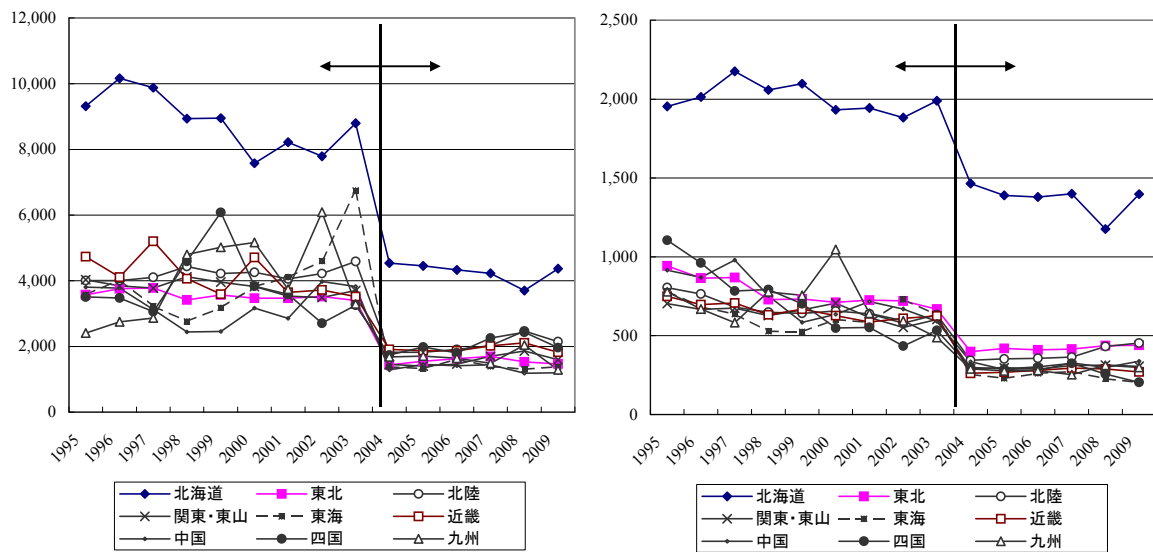
まま採用した。本論文ではこうした補正方法で対応したが、系列が不連続となっている要因を詳細に調べ、その中から何らかの共通項を見出した補正方法が検討されるべきであったという課題は残る。また、農家数のデータにおいても1998年以前と2004年以前で不連続性が確認される。1995年2月、2000年2月、2005年2月の農林業センサスによる確定値と、その間における農業構造動態調査からの農家数の推計値との違いであると推測される。そこで、2004年末、つまり2005年2月の農林業センサスの農家数をベースとして、2005年から2009年の期間は、2010年の農林業センサスと年率によって算出し、2003年以前は各年の伸び率から算出した。但し、1999年は1995年から1998年の期間の年率と1999年値から推計することで、1998年と1999年の不連続性を解消させた。

ここでは固定資本額である資本データの加工について述べる。労働データと同様に資本データも単一経営農家の中で「経営全体」の数値ではなく、各作物の「部門」に関するデータ系列を採用した。しかし、果樹については、2004年以降の統計書において「部門」データがなく、「経営全体」だけとなったため、2003年以前のデータにおいても「経営全体」の系列を採用した。資本データは、2003年以前では建物、大農具、自動車、植物、動物の当該部門の「農業固定資本額」の系列を採用した。この系列は、期初の現在価値に当期の購入した資産の合計値となっているが、2004年以降は期初の現在価値となっ

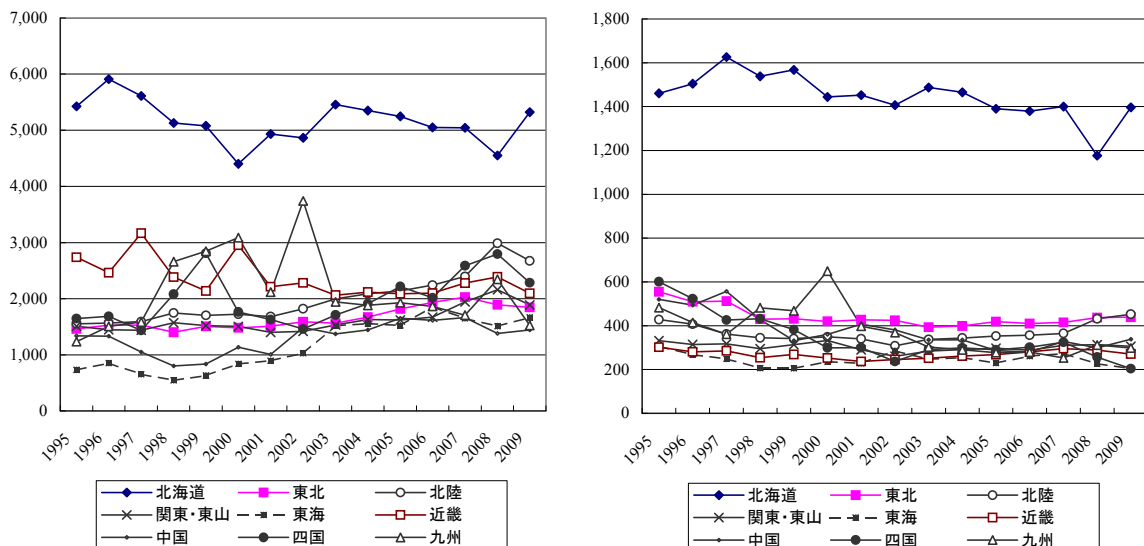
ている。但し、果樹の農業固定資本額は2004年以降も2003年以前の系列と定義が同じとなっている。そこで、2003年以前の資本データは「農業固定資本額」から当期の減価償却額を差引いて算出した。しかし、2004年以降は、「農業固定資本額」に当期の当該項目の購入金額を加え、当該項目の減価償却額を差引くことで期末の資本額を求めた。加えて、同系列は名目であるために、県民経済計算における当該地域ごとに名目と実質(2000年価格)の県民生産額からデフレーターを作成し、そのデフレーターを使って資本データを実質化した。

最後に気象変数について説明する。気象データは(独)国際農林水産業研究センターから提供された1990年から2006年までを利用した。同データは市町村別×月別の気温、日射量、及び降水量である。それらのデータを年平均と一定期間における平均の2つの系列で作成した。図5は地域別気温の推移である。図5から10数年間の地域別平均気温の推移をみても、明らかな右肩上がりの傾向を読み取ることができない。しかし、1993年から1994年にかけての気温変化や1998年と2004年が平年値を大きく上回っている。これらは平年よりも1℃ほど上回る気温になっており、異常気象が発生したと言える。また、図6の年平均日射量と4～10月期平均の日射量の推移をみても、1993年、1998年、2003年そして2006年は日射量が平年に比べて0.5～1.0MJ/m²少なくなっており、西日本での1993年4～10月期平均日射量では1.5MJ/m²も

<補正前の系列>



<補正後の系列>



戸当たり固定資本額（千円）

戸当たり総労働時間（時間）

図4 稲作単一経営農家の地域別固定資本額と総労働時間の推移

（出所）農林水産省「農業経営統計調査報告」や農林業センサス等から作成

少なくなっていることがわかる。さらに、図7の地域別降水量のデータからこれらの年の降水量が平年以上に多いことが分かる。とりわけ、西日本を中心に2004年の8～10月期の降水量は100～150mm程平年値を大きく上回っており、大型台風が日本列島を横断したことによる影響ではないかと推測される。

3. パネルデータ分析の内容とその計測結果

3.1 パネルデータ分析の内容

前節で説明したパネルデータ分析用データセットを使って次の2ステップから計測する。まず、第1ステップではデータセットの全期間を使って、パネルデータ分析に良く使われる3つのタイプのモデルから気象変数を織り込まない通常の資本と労働を説明変数とする生産関数を導出する。そして計測された結果から3つのモデルの「有効性」

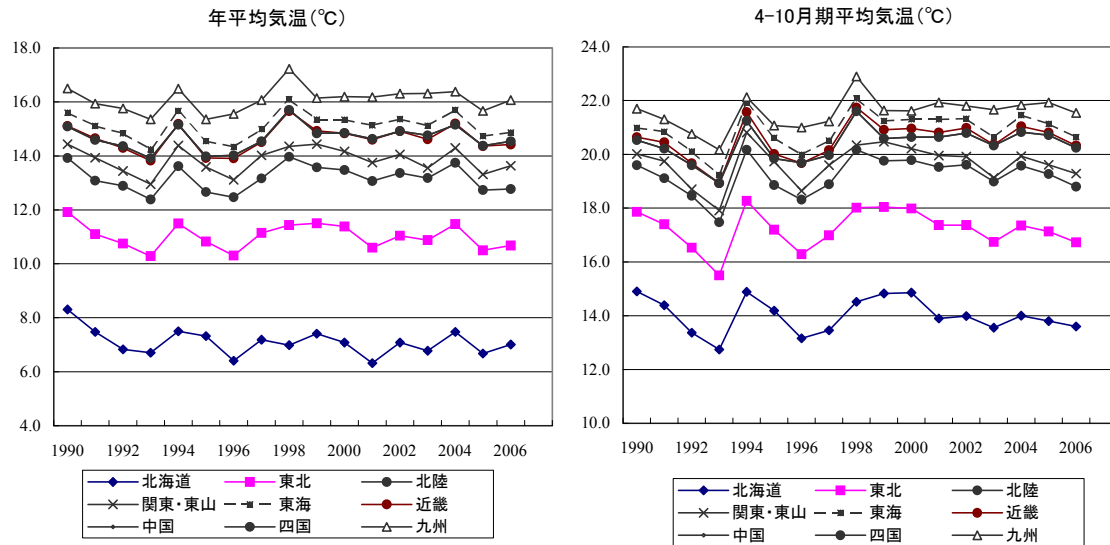


図5 地域別平均気温の推移

(出所) (独) 国際農林水産業研究センターからの提供資料から作成

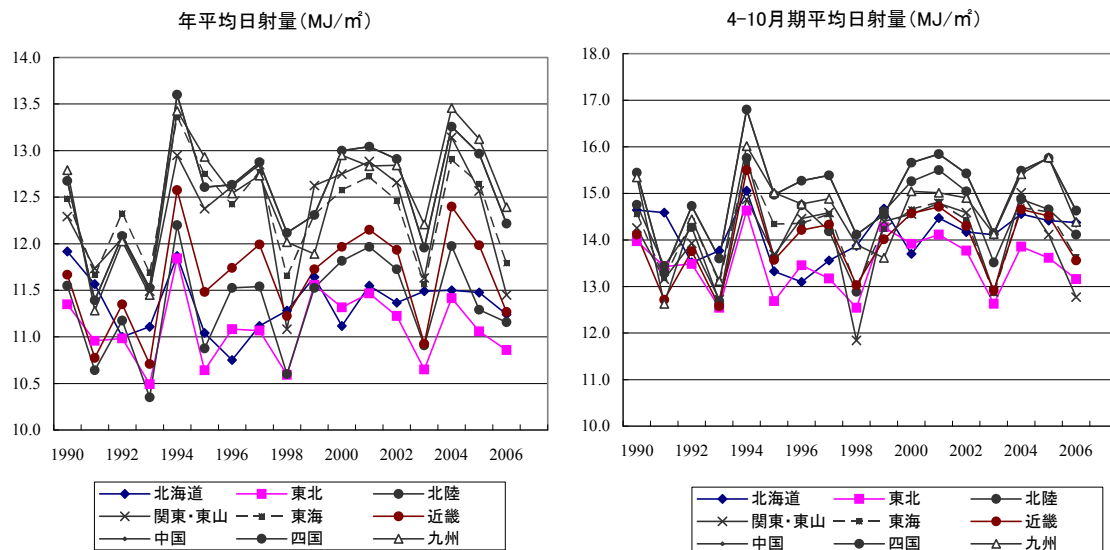


図6 地域別日射量の推移

(出所) 図5と同じ

の検定を行い、本論文の計測する式とモデルを選択する^{注3}。第2ステップとして第1ステップの結果を踏まえて気象変数を織り込んだ生産関数を求め、その気象変数のパラメータから3つの被説明変数である農作物の収穫への影響度を明らかにするという手順を踏む。そこで、気象変数を織り込む方法としては、地球温暖化による気候変動を端的に表す指標である年平均気温の変数を基本とし、それに加えて4～10月期平均日射量と8～10月期平均降水量の気象変数を織り込んだ幾つかのパターン(変数の符号条件が正しいもの)において

生産関数を計測する。

計測方法については、齋藤・大橋[7]が稲作の生産関数を自家稲作労働、稲作用機械、そして稲の作付面積を加えて3つの生産要素で導出している^{注4}が、本論文では教科書的に3つの回帰モデルから生産関数を導出する。一つは個体特性(本論文では地域特性を指す)を特に考慮しない通常の最小二乗法による回帰モデルであるプーリング回帰モデルから求める。二つ目は個体特性 Z_i を考慮した回帰モデル(1)式で、固定効果モデル(A)を計測する。つまり、(2)式のように地域ごとのダミー変

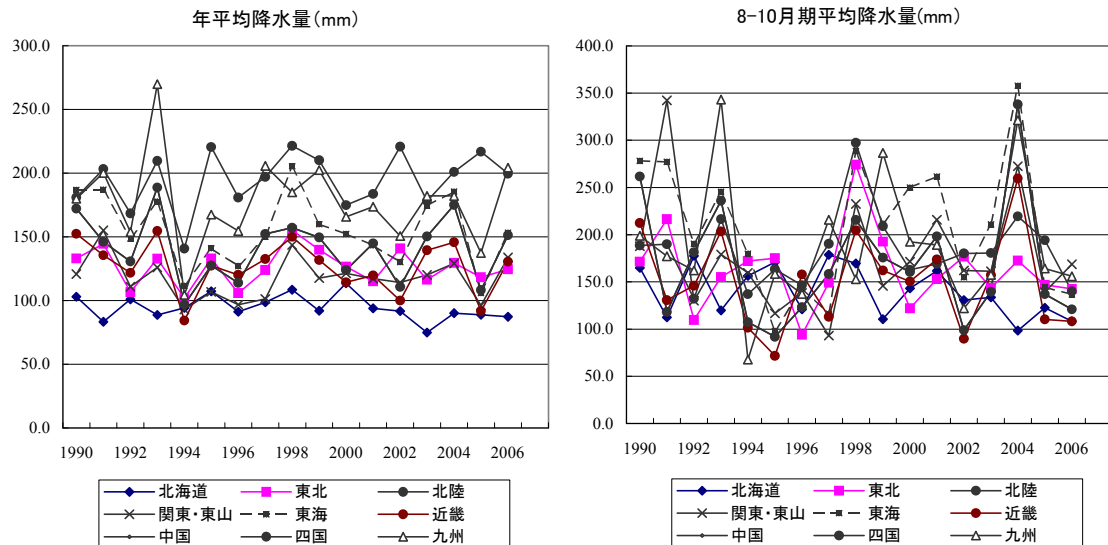


図7 地域別平均降水量の推移

(出所) 図5 と同じ

数を追加する形で計測する方法である。

$$Y_{it} = a + bX_{it} + Z_i + u_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = a + bX_{it} + d_1D_1 + d_2D_2 + d_3D_3 + \dots + u_{it} \quad (2)$$

三つ目は、固定効果モデルでは (1) 式の Z を確定的な値を考えて計測する。そして Z を確率的な要因として誤差項 u に含めた変量 (ランダム) 効果モデル (B) から求める。いずれのモデルを選択するかどうかについては、F 検定、Hausman 検定及び Breusch and Pagan 検定から判断する。

3.2 気象変数を織り込まない生産関数の計測結果

米、野菜・いも類、果樹類の3つ収穫量を被説明変数とし、これらの農産物を生産している農家の総投下実質資本額と総投下労働時間の説明変数とした通常の資本と労働のコブ・ダグラス型生産関数 (パターン A) は次の (3) 式である。

$$\ln(Q_{it}) = \alpha + \beta_1 \cdot \ln(L_{it}) + \beta_2 \cdot \ln(K_{it}) + u_{it} \quad (3)$$

そして、係数 β_1 、 β_2 は各農作物の収穫量 Q の労働 L と資本 K に関する弾性値となる。なお、添え字の it は、 i が地域で t は年を指す。

これに対して、規模に関する収穫一定を仮定した線形制約下で生産関数 (パターン B) はこの2つの係数 $\beta_1 + \beta_2 = 1$ との仮定を置くと、(3) 式から次の (4) 式が得られる。

$$\ln\left(\frac{Q_{it}}{L_{it}}\right) = \alpha + \beta_2 \cdot \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) + v_{it} \quad (4)$$

つまり、左辺の労働生産性の対数値を右辺の資本装備率の対数値で回帰すれば求まる。

最後に労働のみの説明変数による生産関数 (パターン C) は、(3) 式に資本を入れない式の (5) 式で、収穫量の変化は労働の投入量のみで決定されると仮定した式である。

$$\ln(Q_{it}) = \alpha + \gamma_1 \cdot \ln(L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

この3つのパターンの計測結果が表1である。計測に際して米は北海道を除く8地域のパネルデータを用いた。米で北海道を除いた理由は、9地域パネルデータと北海道を除く8地域パネルデータでそれぞれ用いた計測結果を比較すると、明らかに前者の計測精度が悪くなる結果になった。この点から北海道が他地域に比べて地域特性以上に労働と資本の投入パターンが異なっていることが示唆される^{注5}。また、野菜・いも類は北陸を除いた8地域のパネルデータを用いた。北陸を除いた理由は、労働と資本のデータを作成することができなかったからである。果樹類は北海道と北陸を除く7地域のパネルデータを用いた。その理由は北海道と北陸では果樹類の収穫量が少ないことと、労働と資本のデータを2003年以前において作成することができなかったからである。

以上の点を踏まえて米、野菜・いも類、そして果樹類ごとにパターン A からパターン C の計測結果について表 1 から考察する。まず、米について計測結果をみると、パターン A の生産関数が理論的要請を満たしているのは、プーリング回帰モデルのみであり、固定効果モデルと変量効果モデルでは労働が正符号で有意となっているものの、資

本は負符号となり成立しない。しかし、F 検定からプーリング回帰モデルは棄却される。一方、規模に関して収穫一定を仮定したパターン B については何れも成立している。そして上記の 3 つ検定を通じて判定すると、Hausman 検定の帰無仮説（変量効果モデルが一致推定量である）に対するカイ二乗検定結果（p 値 = 0.0919）からこの仮説を有意水

表 1 3つのモデルと各パターンによる生産関数の計測結果

	類型	被説明変数	説明変数	プーリング回帰モデル			固定効果モデル			変量効果モデル			
				係数	t 値	P> t	係数	t 値	P> t	係数	z値	P> z	
米	パターンA	収穫量	資本	0.3327	4.74	0.000	-0.0455	-1.54	0.126	-0.0259	-1.54	0.413	
			労働	0.6652	11.02	0.000	0.2642	10.54	0.000	0.2805	10.54	0.000	
			定数項	2.8272	5.65	0.000	11.4600	27.46	0.000	11.0530	27.46	0.000	
			検定結果	F検定:F(7,110)=266.95, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=-7.62$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=399.692$, Prob> $\chi^2=0.0000$			
	パターンB	労働生産性	資本装備率	0.1401	1.79	0.075	0.4195	9.04	0.000	0.4127	8.92	0.000	
			定数項	3.0843	24.07	0.000	2.6397	35.23	0.000	2.6505	19.32	0.000	
			検定結果	F検定:F(8,125)=81.67, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=2.84$, Prob> $\chi^2=0.0919$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=576.1$, Prob> $\chi^2=0.0000$			
			パターンC	収穫量	労働	0.7626	18.97	0.000	0.2790	9.83	0.000	0.2942	10.17
	定数項	5.7606			13.84	0.000	10.7571	36.68	0.000	10.5999	33.21	0.000	
	検定結果	F検定:F(8,125)=282.37, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=-7.19$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=625.08$, Prob> $\chi^2=0.0000$					
	野菜類・ いも類	パターンA			収穫量	資本	1.2043	7.44	0.000	-0.1340	-3.84	0.000	-0.1293
			労働	-0.7233		-4.34	0.000	0.5019	8.63	0.000	0.5082	8.59	0.000
定数項			8.4468	10.12		0.000	9.7409	12.57	0.000	9.6800	12.03	0.000	
検定結果			F検定:F(7,110)=1235.98, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=1.50$, Prob> $\chi^2=0.4714$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=433.851$, Prob> $\chi^2=0.0000$				
パターンB		労働生産性	資本装備率	1.3974	7.48	0.000	0.0495	1.37	0.175	0.0536	1.44	0.150	
			定数項	2.8585	39.94	0.000	2.9366	315.84	0.000	2.9364	11.36	0.000	
			検定結果	F検定:F(7,111)=1012.54, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=-0.24$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=507.88$, Prob> $\chi^2=0.0000$			
			パターンC	収穫量	労働	0.3790	4.12	0.000	0.5337	8.74	0.000	0.5303	8.81
定数項		9.6137			9.71	0.000	7.9509	12.11	0.000	7.9878	11.06	0.000	
検定結果		F検定:F(7,111)=1623.98, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=0.11$, Prob> $\chi^2=0.7402$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=821.69$, Prob> $\chi^2=0.0000$					
果樹類		パターンA			収穫量	資本	0.0394	0.50	0.618	0.0842	0.62	0.534	0.1025
			労働	0.8852		12.46	0.000	0.5119	4.20	0.000	0.5810	5.14	0.000
	定数項		2.6923	4.33		0.000	6.2201	4.16	0.000	5.2524	4.01	0.000	
	検定結果		F検定:F(6,96)=42.07, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=2.58$, Prob> $\chi^2=0.2753$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=330.44$, Prob> $\chi^2=0.0000$				
	パターンB	労働生産性	資本装備率	0.0921	1.32	0.188	0.3251	2.83	0.006	0.2869	2.71	0.007	
			定数項	1.8224	25.94	0.000	1.5999	14.51	0.000	1.6364	12.29	0.000	
			検定結果	F検定:F(6,97)=38.21, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=0.76$, Prob> $\chi^2=0.3846$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=327.88$, Prob> $\chi^2=0.0000$			
			パターンC	収穫量	労働	0.9118	19.43	0.000	0.5490	5.17	0.000	0.6466	6.97
	定数項	2.8686			5.62	0.000	6.8117	5.91	0.000	5.7514	5.69	0.000	
	検定結果	F検定:F(6,97)=42.41, Prob>F=0.000			Hausman検定: $\chi^2=3.57$, Prob> $\chi^2=0.0587$			Breusch and Pagan検定: $\chi^2=328.63$, Prob> $\chi^2=0.0000$					

(出所) 筆者作成

準 10%で棄却することができ、パターン B では固定効果モデルを採用できる。一方、パターン C ではいずれのモデルにおいても労働の γ のパラメータは有意となっている。これについても 3 つ検定から判定すると、Hausman 検定において同検定の非対称的仮定が成立せず、同検定からでは地域特性が確定的な要因であるか、それとも確率的な要因であるかは判断できない。しかし、少なくとも一貫性が確保されている固定効果モデルを選択することが望ましい^{注6}。以上の考察からパターン B とパターン C の固定効果モデルのいずれかが選択されることになる。しかし、生産関数の導出という視点から後者の固定効果モデルを米の生産関数とする^{注7}。

次に、野菜・いも類について考察する。パターン A の生産関数はいずれも理論的要請を満たしていない。また、パターン B では固定効果モデルと変量効果モデルの資本装備率が有意でなく、資本装備率が有意であるプーリング回帰モデルにおいても F 検定から同モデルは棄却される。一方、パターン C ではいずれのモデルにおいても労働の γ のパラメータは有意である。そこでこれについて 3 つ検定から判定すると、Hausman 検定の帰無仮説（変量効果モデルが一致推定量である）のカイ二乗検定の P 値が 0.7402 になる。このことから帰無仮説が正しいにもかかわらず棄却してしまう誤りの確率は 74.02%であることからこの仮説を棄却できない。以上の考察からパターン C の変量効果モデルを野菜・いも類の生産関数とする。

最後に、果樹類について考察する。パターン A はいずれの生産関数とも符号条件は理論的要請を満たしているものの、資本の変数が有意でないために選択できない。次に、規模に関して収穫一定を仮定したパターン B については成立している。そして 3 つの検定結果から変量効果モデルが選択される。最後にパターン C をみると、いずれのモデルにおいても労働の γ のパラメータは有意である。これらについても 3 つ検定を通じて判定すると、Hausman 検定の帰無仮説に対するカイ二乗検定結果 (p 値 = 0.0587) からこの仮説を有意水準 10%で棄却することができ、パターン C では固定効果モデルを採用できる。以上の考察からパターン B の変量効果モデルか、パターン C の固定効果モデルのいずれかが選択されることになるが、生産関数

の導出という視点からパターン C の固定効果モデルを果樹類の生産関数とする。

なお、3 つの農産物においてパターン C の固定効果モデルと変量効果モデルの γ を比較してみると、米が 0.27 ~ 0.29、野菜・いも類は 0.53、果樹類は 0.55 ~ 0.65 となっている。つまり、米、野菜・いも類、そして果樹類の順序で労働集約的な農作物であると言える。米は人手にあまり依存せずに一定の収穫量を確保できるが、野菜・いも類や果樹類の収穫量は米の 2 倍も人手に大きく依存することがわかる。

3.3 気象変数を織り込んだ生産関数の計測結果

まず、本項で各農作物における気象変数を織り込んだ生産関数を計測する基本式について説明する。いずれの農作物において次の (6) 式が基本系となる。

$$\ln(Q_{it}) = \alpha + \gamma_1 \cdot \ln(L_{it}) + \delta_1 \cdot \text{tema}_{it} + \delta_2 \cdot \text{suns}_{it} + \delta_3 \cdot \text{rains}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

そして、(6) 式から計測された式を微分すると、(7) 式が得られる。

$$\Delta Q/Q = \gamma_1 \cdot \Delta L/L + \delta_1 \cdot \Delta \text{tema} + \delta_2 \Delta \cdot \text{suns} + \delta_3 \Delta \cdot \text{rains} \quad (7)$$

したがって、(6) 式が有意に計測されると、例えば、(7) 式から年平均気温 (tema) が 1℃上昇すれば、 $\Delta Q/Q$ は δ_1 だけ変化するという気候変動にともなう農作物の収穫量への影響度を把握することができる。

(1) 米

米については上記の考察から固定効果モデル (A) で計測した結果が表 2 である。労働と気象変数の 2 変数で回帰した A-1 から A-4 までの各式の自由度調整済の R^2 をみると、ほぼ同じ値を示している。これは米の収穫量の変化がそれぞれの気象変数によって同程度を説明している。言い換えると、A-1 の年平均気温 (tema) のパラメータは -0.0603 で、年間 1℃平均気温が上昇すると、米の収穫量は 6%強減少することを示しているが、この数値には日射量の変化や降水量の変化などによって引き起こされる収穫量の変化分を含んだ影響分であると解釈できる。こうした影響分を分解するためには

表2 米の気象変数を織り込んだ生産関数の固定効果モデルによる計測結果

標本数=96	A-1	A-2	A-3	A-4	A-5	A-6	A-7
Ln(L) (t値)	0.2809 *** 9.63	0.2891 *** 9.180	0.3085 *** 11.670	0.2887 *** 9.710	0.2970 *** 11.260	0.2774 *** 9.570	0.2934 *** 11.290
tema:年平均気温:℃ (t値)	-0.0603 *** -4.290				-0.0484 *** -3.760	-0.0455 *** -2.730	-0.0320 ** -2.120
tems:4-10月期平均気温 (t値)		-0.0311 ** -2.35					
suns:4-10月期日射量 (MJ/ m ²) (t値)			0.0453 *** 5.16		0.0391 *** 4.69		0.0396 *** 4.84
rains*100:8-10月期平均 降水量:100mm (t値)				-0.0408 *** -3.60		-0.0213 -1.63	-0.0233 ** -2.00
定数項 (t値)	11.5864 *** 28.94	11.2707 *** 23.71	9.6629 *** 29.74	10.7211 *** 33.89	10.6869 *** 26.25	11.4504 *** 28.25	10.5249 *** 25.78
F検定(F値) Prob>F	271.64 0.000	238.10 0.000	273.97 0.000	257.26 0.000	317.10 0.000	273.42 0.000	326.07 0.000
Hausman検定(χ^2 値) Prob> χ^2	-5.86	-5.40	-5.08	-4.30	-8.26	-8.97	-12.72
自由度調整済R ²	0.9913	0.9901	0.9919	0.9908	0.9930	0.9915	0.9932

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す。

気象変数を複数個織り込む必要がある。そのため、多重共線性の問題を回避しつつ追加する変数が気候変動の経常要因ではなく、むしろ一時的な特殊要因を説明する一定期間での気象変数を年平均気温の気象変数に追加することが望ましいと考えた。そのパターンがA-5～A-7の各式である。

これらの式を評価すると、確かに多重共線性により単独に用いた場合に比べて、各変数の有意性が低下し、A-6の8～10月期平均降水量(rains)の変数は有意でなくなるが、式それ自体の説明力は向上する。その中で、生育期から出穂期までの4～10月期の平均日射量(suns)と台風の襲来によって大きく影響する8～10月期降水量(rains)という両変数を年平均気温(tema)に付加したA-7式に注目したい。いずれの気象変数は有意であり、式の説明力が他式に比べて最も高くなっている。そして、この式での年平均気温のパラメータである0.032という数値が、地球温暖化によって引き起こされる様々な気象変動の影響分を取り除いた「気温上昇」による米の収穫量への影響分であると考えられる。この式から日本の平均気温1℃上昇すると、北海道を除く日本での米の収穫量は3.2%減少するという計測結果が得られる。

(2) 野菜・いも類

表3は、野菜・いも類について気象変数を織り

込んだ計測した生産関数のうち、前項で述べた検定を通じて、変量効果モデル(B)から得られた計測結果を示している。しかしこの表から気温の気象変数を織り込んだ式(B-1)及び気温の気象変数に日射量や降水量の気象変数を織り込んだ式(B-7からB-9)では、Hausman検定の帰無仮説に対するカイ二乗検定結果から有意水準1%以下でこの仮説は棄却される。また、気温の気象変数を織り込んだ式(B-2)においてもHausman検定から「固定効果モデルよりも変量効果モデルの方が有効である」という点は言い切れず、一致推定量の固定効果モデルが望ましい。以上の点からこれらのケースについて改めて固定効果モデル(A)によって計測をし直し、それぞれのケース(A-1、A-2、A-7、A-8、A-9)の結果が表4で示されている。

各式における気象変数のパラメータの有意性をチェックしてみると、表3から日射量のパラメータで有意性が得られていない。これは野菜・いも類のなかに根菜類が含まれていることから気温や降水量の変化に比べて、日射量の変化が及ぼす野菜・いも類の収穫量への影響はあまりないからと推察される。また、表4のA-7からA-8の各式をみても多重共線性の関係から一つの変数が有意ではなくなるなど、様々な気象変動を取り除いた「気温上昇」の変化による野菜・いも類の収穫への影響を正確に把握することができない。しかし、表4

表3 野菜・いも類の気象変数を織り込んだ生産関数の変量効果モデルによる計測結果

標本数=96	B-1	B-2	B-3	B-4	B-5	B-6	B-7	B-8	B-9
Ln(k) (z値)									
Ln(L) (z値)	0.5742 *** 9.45	0.5737 *** 9.43	0.6062 *** 9.83	0.6153 *** 9.98	0.6032 *** 10.02	0.5834 *** 10.11	0.5766 *** 9.52	0.5764 *** 9.50	0.5675 *** 9.49
tema:年平均気温:℃ (z値)	-0.6086 *** -3.870						-0.0582 *** -3.72	-0.0573 ** -3.12	-0.0430 ** -2.43
tems:4-10月期平均気温 (z値)		-0.0516 *** -3.76							
suna:年平均日射量(MJ/m ²) (z値)			0.0034 0.21				-0.0016 -0.10		
suns:4-10月期平均日射量 (MJ/m ²) (z値)				0.0031 0.28					
raina*100:年平均降水量 100mm (z値)					-0.0765 ** -2.04			-0.0690 -0.15	
rains*100:8-10月期平均 降水量100mm (z値)						-0.0414 *** -3.51			-0.0246 * -1.70
定数項 (z値)	8.3475 *** 11.62	8.5382 *** 11.49	7.1469 *** 9.51	7.1264 *** 9.51	7.3225 *** 10.33	7.5025 *** 10.67	8.3059 *** 10.98	8.2853 *** 11.42	8.2216 *** 11.57
Hausman検定(χ^2 値) Prob> χ^2	105.11 0.000	-11.99	1.32 0.517	0.59 0.746	0.76 0.683	0.20 0.904	21.86 0.000	28.38 0.000	-550.55
Breusch and Pagan 検定(χ^2 値) Prob> χ^2	378.65 0.000	325.49 0.000	389.22 0.000	423.80 0.000	402.80 0.000	511.90 0.000	379.10 0.000	379.05 0.000	388.34 0.000

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す

表4 野菜・いも類の気象変数を織り込んだ生産関数の固定効果モデルによる計測結果

標本数=96	A-1	A-2	A-7	A-8	A-9
Ln(k) (t値)					
Ln(L) (t値)	0.5919 *** 9.93	0.5922 *** 10.02	0.5921 *** 9.87	0.5934 *** 9.91	0.5895 *** 9.97
tema:年平均気温:℃ (t値)	-0.0450 *** -2.940		-0.0449 *** -2.91	-0.0395 ** -2.18	-0.0250 -1.45
tems:4-10月期平均気温 (t値)		-0.0410 *** -3.16			
suna:年平均日射量(MJ/m ²) (t値)			0.0014 0.09		
suns:4-10月期平均日射量 (MJ/m ²) (t値)					
raina*100:年平均降水量 100mm (t値)				-0.0248 -0.58	
rains*100:8-10月期平均 降水量100mm (t値)					-0.0313 ** -2.29
定数項 (t値)	7.9446 *** 11.39	8.1346 *** 11.44	7.9235 *** 10.73	7.8867 *** 11.15	7.8359 *** 11.48
F検定(F値) Prob>F	405.38 0.000	456.92 0.000	400.69 0.000	380.96 0.000	413.59 0.000
Hausman検定(χ^2 値) Prob> χ^2	105.11 0.000	-11.99	21.86 0.000	28.38 0.000	-550.55
自由度調整済R ²	0.9941	0.9941	0.9940	0.9940	0.9943

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す

の A-1、A-7、A-8 式から年平均気温のパラメータの数値が 0.04 ~ 0.045 であることから、野菜・いも類の収穫量における地球温暖化による「気温上昇」による影響分は、最大でも日本の平均気温 1℃ 上昇すると、日本の野菜・いも類の収穫量は 4.5% 減少するという計測結果が得られる^{注8}。

(3) 果樹類

表 5 は、果樹類に気象変数を織り込んだ固定効果モデル (A) から得られた計測結果を示している。しかし、この表から年平均日射量の気象変数を織り込んだ式 (A-3) 以外の各式では、Hauman 検定の帰無仮説 (変量効果モデルが一致推定量である) に対するカイ二乗検定結果から、「この帰無仮説が正しいにもかかわらず棄却してしまう誤りの確率」がいずれの式において 10% 以上となっており、この仮説を棄却することができない。そこで果樹類について改めて変量効果モデル (B) によって計測をし直した結果が表 6 で示されている。

各式における気象変数のパラメータの有意性をチェックしてみると、表 6 から気温のパラメータ以外の日射量や降水量の気象変数では有意性が得

られていない。表 5 の固定効果モデルにおいても同様な結果になっている。また、表 6 の B-7 と B-8 の各式をみても多重共線性の関係から一つの変数が有意ではなくなるなど、様々な気象変動を取り除いた「気温上昇」の変化による果樹類の収穫への影響を正確に把握することができない。しかし、表 6 の B-1、B-7、B-8 式から年平均気温のパラメータの数値が 0.05-0.06 であることから、果樹類の収穫量における地球温暖化による「気温上昇」による影響分は、最大でも日本の平均気温 1℃ 上昇すると、日本の果樹類の収穫量は 5.4% 減少するという計測結果が得られる。

4. まとめと今後の展開

本論文の目的は、地球温暖化がもたらす気候変動が日本の農業生産量に対してどの程度のインパクトを与えるかを考察するため、8 地域パネルデータを用いて気象変数 (気温、日射量、降水量の 3 変数) を付加した農産物の生産関数を計測することにあった。まず、本論文では農林水産省の各種統計の地域区分に従い、沖縄を除く 9 地域の 1995 年から 2009 年までの 15 期間における米、野菜・いも

表 5 果樹類の気象変数を織り込んだ生産関数の固定効果モデルによる計測結果

標本数=84	A-1	A-2	A-3	A-4	A-5	A-6	A-7	A-8
Ln(L)	0.6113 ***	0.6017 ***	0.6130 ***	0.6137 ***	0.5939 ***	0.6016 ***	0.6266 ***	0.6116 ***
(t値)	4.37	4.30	4.38	4.37	4.23	4.28	4.46	4.34
tema: 年平均気温:℃	-0.0392						-0.0338	-0.0378
(t値)	-1.28						-1.09	-1.03
tems: 4-10月期平均気温		-0.0270						
(t値)		-1.01						
suna: 年平均日射量(MJ/m ²)			0.0393					
(t値)			1.28					
suns: 4-10月期平均日射量				0.0251			0.0212	
(MJ/m ²) (t値)				1.22			1.010	
raina*100: 年平均降水量					-0.0281			
100mm (t値)					-0.39			
rains*100: 8-10月期平均						-0.0177		-0.0020
降水量100mm (t値)						-0.75		-0.07
定数項	6.7604 ***	6.7951 ***	5.6452 **	5.7585 ***	6.3738 ***	6.2805 ***	6.1577 ***	6.6856 ***
(t値)	4.35	4.29	3.50	3.62	4.16	4.11	3.77	4.24
F検定(F値)	19.17	19.79	23.68	26.15	27.22	2.66	19.09	18.05
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00
Hausman検定(χ ² 値)	1.79	2.50	176.96	0.37	2.40	2.04	2.25	1.87
Prob>χ ²	0.409	0.286	0.000	0.830	0.301	0.360	0.522	0.601
自由度調整済R ²	0.9360	0.9355	0.9360	0.9908	0.9347	0.9351	0.9360	0.94

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が 1%、** は有意水準が 5%、* は有意水準が 10% で統計的に有意であることを示す

表6 果樹類の気象変数を織り込んだ生産関数の変量効果モデルによる計測結果

標本数=84	B-1	B-2	B-3	B-4	B-5	B-6	B-7	B-8
Ln(L)	0.7320 ***	0.7329 ***	0.7709 ***	0.7688 ***	0.7204 ***	0.7325 ***	0.7382 ***	0.7623 ***
(z値)	7.11	7.04	7.46	7.35	6.48	6.68	6.70	8.27
tema:年平均気温:℃	-0.0537 **						-0.0503 **	-0.0618 **
(z値)	-2.10						-1.92	-2.31
tems:4-10月期平均気温		-0.0411 *						
(z値)		-1.70						
suna:年平均日射量(MJ/m ²)			0.0267					
(z値)			0.870					
suns:4-10月期平均日射量(MJ/m ²)				0.0208			0.0172	
(z値)				1.00			0.84	
raina*100:年平均降水量100mm					-0.0272			
(z値)					-0.39			
rains*100:8-10月期平均降水量100mm						-0.0189		0.0086
(z値)						-0.80		0.32
定数項	5.5987 ***	5.6483 ***	4.0800 ***	4.1309 ***	4.9947 ***	4.8571 **	5.2347 ***	5.3690 ***
(z値)	4.65	4.46	3.29	3.37	4.10	4.06	3.92	4.77
Hausman検定(χ^2 値)	1.79	2.50	176.96	0.37	2.40	2.04	2.25	1.87
Prob> χ^2	0.409	0.286	0.000	0.830	0.301	0.360	0.522	0.601
Breusch and Pagan検定(χ^2 値)	139.89	138.14	108.14	136.93	179.83	184.25	129.60	123.29
Prob> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す

表7 まとめ

	(1)米		(2)野菜・いも類		(3)果樹類	
	(1)-1	(1)-2	(2)-1	(2)-2	(3)-1	(3)-2
労働変数:Ln(L)	0.2809 ***	0.2934 ***	0.5919 ***	0.5895 ***	0.7320 ***	0.7382 ***
(t値 or z値)	9.63	11.29	9.93	9.97	7.11	6.70
年平均気温:℃:tema	-0.0603 ***	-0.0320 **	-0.0450 ***	-0.0250	-0.0537 **	-0.0503 **
(t値 or z値)	-4.29	-2.12	-2.94	-1.45	-2.10	-1.92
4-10月期平均日射量:suns(MJ/m ²)		0.0396 ***				0.0172
(t値 or z値)		4.84				0.84
8-10月期平均降水量100mm rains*100		-0.0233 **		-0.0313 **		
(t値 or z値)		-2.00		-2.29		
定数項	11.5864 ***	10.5249 ***	7.9446 ***	7.8359 ***	5.5987 ***	5.2347 ***
(t値 or z値)	28.94	25.78	11.39	11.48	4.65	3.92

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す

類(果菜類、葉茎菜類、根菜類に加えて、いも類を含む9種類の合計)、そして果樹類(みかんやりんごなど5種類の果実の合計)のそれぞれの収穫量、作付面積、総投下固定資本金額及び総投下労働時間をパネルデータとして作成し、それに1990年から2006年までの上記の気象関連データを整備した。

こうして整備したデータから3つの農産物と気象データとの関係を考察すると、1993年から1994年にかけての時期や1998年と2004年が平年よりも1℃ほど上回る気温になっており、異常気象が発

生したことがわかる。年平均日射量と4～10月期平均の日射量の推移をみても、1993年、1998年、2003年そして2006年は日射量が平年に比べて0.5～1.0MJ/m²少なくなっており、西日本を中心に1993年4～10月期平均では1.5MJ/m²少なくなっている。さらに、地域別降水量からこれらの年の降水量が平年以上に多いことが分かる。とりわけ、西日本を中心に2004年8～10月期の降水量は100～150mm程平年値を大幅に上回っており、大型台風が日本列島を横断したことによる影響からと推測

される。こうした気候変動に符合するように米の収穫量は、全国的に不作となった1993年や、2003年と2006年のように特定の地域を中心によって不作となった。また、こうした年では野菜・いも類や果樹類の収穫量においても米ほどに変動がみられないものの、地域を特定した形で収穫量が一時的に減少していることがわかった。

次に、こうしたパネルデータセットを用いて通常のコブ・ダグラス型生産関数を計測した。この結果、いずれの農作物とも労働変数のみの生産関数が選択され、米と果樹類が固定効果モデル、野菜・いも類は変量効果モデルによる生産関数が選択された。しかし、気象変数を織り込んだ生産関数では、野菜・いも類と果樹類においてそれぞれ固定効果モデルと変量効果モデルが選択された。こうして気温、日射量、降水量の3つの気象変数を織り込んだ生産関数を計測した結果をまとめ表が表7である。

そこで、気候変動が気温の上昇、日射量の減少、降水量の増加をもたらすとみなすと、こうした気候変動によって明らかに日本の農産物の収穫量は減少することが生産関数に付加した気象変数の符号から判明された。そして、地球温暖化による気候変動が気温、日射量、降水量を通じて複合的な形で現われることから、それらの要因を代表する形で年平均気温の変数だけの計測結果のパラメータを表7からみると、年平均気温が1度上昇すると、米の収穫量は6.0%、野菜・いも類は4.5%、果樹類は5.4%とそれぞれ減少する結果が得られた。

最後に今後の展開について述べる。本論文は米、野菜・いも類、果樹類の被説明変数を処理のしやすい数量ベースにしたが、それらの数量にそれぞれの単価をかけた金額ベースに変更し、改めて生産関数を計測することである。それは、本論文で得られた影響結果を地域応用一般均衡モデルの農業生産活動部門の与件に利用したいという狙いからである。

付記

本論文は、平成22～26年度「農林水産省委託事業：気候変動対策プロジェクト、A-7系『地球温暖化が農林水産分野に与える経済的影響評価』」による研究課題の成果の一部である。但し、本論文に示されている内容は、筆者の所属する機関、な

らびに本事業の委託元機関等の意見を示すものではない。

注

- (1) Kunimitsu [5] は、日本経済を対象とする応用一般均衡 (CGE) モデルを用いて気候変動が日本農業に及ぼす影響を定量化している。
- (2) 河津他 [4] では、1964年から2003年までに生じた水稻栽培における気象変化を定量化し、それが水稻生産に及ぼした影響を解析している。そして水稻生産性の増加率は地方によって異なるが、気候変化によるものが-6.0～-3.1%であると推計している。
- (3) 松浦 [6] では、プーリング回帰モデルと固定効果モデルの間ではF検定を用い、固定効果モデルと変量効果モデルの間ではHausman検定を用い、変量効果モデルとプーリング回帰モデルの間ではBreusch and Pagan検定を用いると述べている。
- (4) 齋藤・大橋 [8] の稲作の生産関数には、本中でも指摘した3つの生産要素以外に、地域別固定効果の変数と作況指数を用いている。前者の変数によって地域による自然条件や農業設備の違いをコントロールすることが期待され、後者の変数では各年の天候や病虫の被害からの影響を調整することが期待されると述べている。
- (5) 北海道においては、米と野菜類について時系列データ (計測期間：米は1990年から2009年の20期、野菜類は1995年から2009年の15期) によるコブ・ダグラス型生産関数とそれに気象変数を織り込んだ生産関数の計測を試みた。その結果、米では資本と4～10月期平均気温の2変数からなる生産関数が最も有意な結果として得られた。そしてその気温変数の符号はプラスであり、北海道においては4～10月期の平均気温が上昇すれば、北海道産の米の収穫量は増加することになると結論づけられる。一方、野菜類では平均気温の変数がマイナスになり、付表3の計測結果の符合条件は同じ結果になった。なお、主な計測結果については付表1を参照されたい。
- (6) Hausman検定およびパネルデータに関しては、浅野・中村 [2] の第12章と第13章を参照さ

れたい。

- (7) 米については変量効果モデルの結果を付表 2 に記載したので、参照されたい。
- (8) 本論文は野菜・いも類のパネルデータから生産関数を計測したが、北海道を除く地域ではいも類の収穫量が少ないため、いも類を除いた野菜類において同様な計測を試みた。その結果が付表 3 で示されており、北海道と北陸を除く日本の野菜類の収穫量は最大でも日本の平均気温 1℃上昇すると、5.1%減少する。

参考文献

- [1] 新谷正彦 (1990) 「農業生産関数の計測：展望」, 『農林業問題研究』第 26 巻, 第 3 号, pp.34 ~ 41.
- [2] 浅野哲・中村二郎 (2000) 『計量経済学:第 2 版』, 有斐閣.
- [3] 橋詰登 (2008) 「日本農業・農村の新たな構造変化－2005 年農業センサスの分析－」, 『農林水産政策研究』, 第 14 号, pp.1 ~ 36.
- [4] 河津俊作・本間香貴・堀江武・白岩立彦 (2007) 「近年の日本における稲作気象の変化とその水稲収量・外観品質への影響」, 『日本作物学会紀事』, 第 76 号, pp.423 ~ 432.
- [5] Kunimitsu, Y. (2011) “Asset Management of Public Facilities in an Era of Climate Change: Application of the Dynamic Computable General Equilibrium Model”, ed C.A. Brebbia and E. Beriatos, sustainable Development and Planning V,WIT Press, pp.553-562.
- [6] 松浦寿幸 (2010) 『Stata によるデータ分析入門』, 東京図書.
- [7] 蓑谷千鳳彦 (2004) 「生産関数」, 板野・黒田・鈴木・蓑谷『応用計量経済学Ⅲ』多賀出版, pp.251 ~ 322.
- [8] 齋藤経史・大橋弘 (2008) 「農地の転用期待が稲作の経営規模および生産性に与える影響」, RIETI Discussion Paper Series, 08-J-059.
- [9] 高山航希・高橋大輔 (2008) 「『農家経済調査』を用いた長期経済統計の推定方法－労働投入量を事例として－」, 『2008 年度日本農業経済学会論文集』 pp.129 ~ 136.
- [10] Wooldridge, M.J. (2010) “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data:Second Edition”, The MIT Press

(受付 2012 年 12 月 17 日、受理 2013 年 2 月 22 日)

付表1 北海道の時系列データによる生産関数の計測結果

標本数=20	米-1	米-2	米-3	米-4	米-5	米-6	米-7	米-8
Ln(k)	0.1768	0.4557 *		0.4503 **		0.5249 **	0.3945 *	0.3886
(t値)	0.19	1.92		2.00		2.44	1.85	1.65
Ln(L)	0.2633		0.4181 *		0.4039 **			
(t値)	0.32		1.94		1.98			
tema:年平均気温:℃				0.1582	0.1524			
(t値)				1.531	1.471			
tems:4-10月期平均気温						0.2465 ***	0.2147 ***	0.2178 **
(t値)						3.96	3.38	2.58
suns:4-10月期日射量 (MJ/m ²)								-0.0058
(t値)								-0.070
rains*100:8-10月期平均 降水量:100mm							0.1452	0.1414
(t値)							0.87	0.79
定数項	8.9925 ***	8.4899 ***	9.4255 ***	7.4207 ***	8.4754 ***	4.2873 ***	5.9425 ***	6.0495 ***
(t値)	2.934	3.312	4.591	2.928	4.118	1.703	2.420	2.044
自由度調整済R ²	0.0779	0.1239	0.1272	0.1749	0.1964	0.9352	0.4635	0.4279
Durbin-Watson	2.102	2.110	2.093	1.965	1.976	1.903	1.655	1.672

標本数=15	野菜類-1	野菜類-2	野菜類-3	野菜類-4	野菜類-5	野菜類-6
Ln(k)	0.1664	0.2870 *		0.3439 **		0.6194 *
(t値)	0.69	1.77		2.22		1.81
Ln(L)	0.1628		0.2824 *		0.2804 *	
(t値)	0.68		1.77		1.78	
tema:年平均気温:℃				-0.0805 *	-0.0577	
(t値)				-1.737	-1.206	
tems:4-10月期平均気温						-0.0229
(t値)						-0.568
suns:4-10月期日射量 (MJ/m ²)						
(t値)						
rains*100:8-10月期平均 降水量:100mm						
(t値)						
定数項	9.9985 ***	10.3246 ***	10.5702 ***	10.2989 ***	10.9970 ***	10.3068 ***
(t値)	5.574	6.099	6.794	6.539	7.006	5.927
自由度調整済R ²	0.0944	0.1317	0.1313	0.2483	0.1607	0.0840
Durbin-Watson	0.938	0.969	0.799	1.067	0.745	1.025

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す

付表2 変量効果モデル(B)による主な気象変数を織り込んだ米の生産関数の計測結果

標本数=96	B-1	B-2	B-3	B-4	B-5	B-6	B-7
Ln(L)	0.2953 ***	0.3071 ***	0.3545 ***	0.3125 ***	0.3305 ***	0.2916 ***	0.3331 ***
(z値)	9.69	9.280	11.230	9.800	10.360	9.640	10.210
tema:年平均気温:℃	-0.0639 ***				-0.0588 ***	-0.0519 ***	-0.0527 ***
(z値)	-4.370				-3.840	-3.030	-2.900
tems:4-10月期平均気温		-0.0340 **					
(z値)		-2.44					
suns:4-10月期日射量 (MJ/m ²)			0.0433 ***		0.0355 ***		0.0353 ***
(z値)			4.20		3.46		3.36
rains*100:8-10月期平均 降水量:100mm				-0.0390 ***		-0.0173	-0.0112
(z値)				-3.16		-1.27	-0.76
定数項	11.4866 ***	11.1398 ***	9.3387 ***	10.4685 ***	10.5354 ***	11.3858 ***	10.4444 ***
(z値)	26.50	21.66	24.29	29.54	21.01	25.93	20.04
Breusch and Pagan 検定(χ^2 値)	279.91	270.27	174.71	251.94	187.71	274.57	186.70
Prob> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す

付表3 北海道と北陸を除く7地域パネルデータによる野菜類の生産関数の計測結果

<変量効果モデル>

標本数=84	B-1	B-2	B-3	B-4	B-5	B-6	B-7	B-8	B-9
Ln(k) (z値)									
Ln(L) (z値)	0.6145 *** 9.94	0.6123 *** 9.67	0.6411 *** 9.84	0.6473 *** 9.92	0.6249 *** 9.82	0.5922 *** 9.76	0.6152 *** 9.87	0.5932 *** 9.81	0.5924 *** 9.73
tema:年平均気温:℃ (z値)	-0.0509 *** -3.250						-0.0534 *** -3.19	-0.0289 -1.55	-0.0279 -1.46
tems:4-10月期平均気温 (z値)		-0.0398 *** -2.70							
sun:年平均日射量(MJ/m ²) (z値)			0.0039 0.22						
suns:4-10月期平均日射量 (MJ/m ²) (z値)				0.0055 0.46			-0.0008 -0.07		0.0019 0.17
raina*100:年平均降水量 100mm (z値)					-0.0787 ** -2.02				
rains*100:8-10月期平均 降水量100mm (z値)						-0.0465 *** -3.83		-0.0343 ** -2.37	-0.0347 ** -2.38
定数項 (z値)	7.5121 *** 9.94	7.5793 *** 9.37	6.4143 *** 842.00	6.3163 *** 8.41	6.7484 *** 9.30	7.0744 *** 10.14	7.5204 *** 9.40	7.4565 *** 10.05	7.4249 *** 9.43
Hausman検定(χ^2 値) Prob> χ^2	-29.28	-1.87	0.70 0.706	1.81 0.405	61.00 0.736	0.54 0.763	-74.89	7.28 0.064	4.43 0.352
Breusch and Pagan 検定(χ^2 値) Prob> χ^2	360.46 0.000	601.68 0.000	283.63 0.000	256.56 0.000	398.96 0.000	437.26 0.000	318.45 0.000	362.40 0.000	321.34 0.000

<固定効果モデル>

標本数=84	A-1	A-2	A-7	A-8
Ln(k) (t値)				
Ln(L) (t値)	0.5914 *** 9.21	0.5897 *** 8.97	0.5916 *** 9.12	0.5750 *** 9.21
tema:年平均気温:℃ (t値)	-0.0509 *** -3.100		-0.0508 *** -3.02	-0.0255 -1.36
tems:4-10月期平均気温 (t値)		-0.0382 *** -2.60		
sun:年平均日射量(MJ/m ²) (t値)				
suns:4-10月期平均日射量 (MJ/m ²) (t値)			0.0003 0.03	
raina*100:年平均降水量 100mm (t値)				
rains*100:8-10月期平均 降水量100mm (t値)				-0.0364 ** -2.52
定数項 (t値)	7.7322 *** 10.02	7.7933 *** 9.45	7.7253 *** 9.44	7.6098 *** 10.10
F検定(F値) Prob>F	295.10 0.000	300.84 0.000	261.97 0.000	312.21 0.000
Hausman検定(χ^2 値) Prob> χ^2	-29.28	-1.87	-74.89	7.28 0.064
自由度調整済R ²	0.9921	0.9918	0.9920	0.9926

(出所) 筆者作成

(注) *** は有意水準が1%、** は有意水準が5%、* は有意水準が10%で統計的に有意であることを示す