気候変動による天候リスクの変化が半乾燥地域の 小麦生産に与える影響

——トルコ共和国アダナ県を事例として——

草 刈 基*

Impact of the Change of Weather Risk by Climate Change on the Yield of Wheat in Semi-arid Area: The Case Study in Adana, Turkey

Motoi Kusadokoro (Graduate School of Agriculture, Kyoto University)

To evaluate the effect of climate change on crop productivity, several econometric studies have considered farm responses to climate change as well as the agronomic impact of such change. These models assume profit maximization as a principle of farm behavior. Climate change generally affects not only the average weather condition, but also the variability of weather. Most existing climate models project an increase in the probability of extreme weather such as drought. Hence, if the weather condition during crop season is a risk factor for farmers, climate change may increase the level of risk, and the farmers must respond to it.

By assuming expected utility maximization on the part of farmers, this paper develops a simple reduced-form

econometric model which takes into consideration the responses of farmers to the change of weather risk. The model is then applied to wheat production in Adana, which belongs to a semi-arid area of Turkey. The estimated result suggests that the farmers will react to an increase of weather variability by decreasing the expected yield of wheat. Finally, by combining the results of the econometric model with those of the climate model given by other studies, the impact of climate change on the yield is quantified. The results show that, if we take into consideration the weather variability risk factor, climate change will lead to a decrease in the yield of wheat in all regions of the area studied, but, if not, climate change will not have a clear impact on the yield.

1. はじめに

二酸化炭素等の温暖化物質の増加による気候変動が起こりつつある現在、気候変動が経済活動や生物環境に与える影響の評価は最も重要な研究課題の一つとなっている。特に、農業は気候変動による影響が最も大きく現れる産業であり、その評価が盛んに行われてきた¹⁾。農業の生産性は、気候などの自然条件と農家の経済活動、それをとりまく社会経済的条件とが結合して実現される。このため、気候変動による農業の生産性への影響を評価するためには、気候変動による作物の潜在的な生産性の変化と気候変動に対する農

家の対応の両者を考慮する必要がある。

気候変動に対する農家の対応を考慮するために、農業経済学の分野では、地域レベルの統計データから誘導型の単収反応関数や利潤関数を計測し、気象変数の変化に対する生産性の変化を推計する試みが行われている (Kaufmann and Snell [8], Segerson and Dixon [16])。これらの研究では、誘導型モデルの前提として農家の利潤最大化行動が仮定されていた。したがって、気候変動に対する農家の対応は気象変数の実現値に対するものに限定される。気候変動は天候の平均値だけでなくその変動幅も変化させる。農家が生産行動の決定時に生育期間中の天候を正確に予測し得ないとき、天候はリスク要因となる。このため、農家がリスク回避の行動をとると仮定した

* 京都大学大学院農学研究科

場合、農家は天候の実現値ではなく、期待値や変動(分散)の変化に対して対応を行うと考えられる。地球温暖化は、天候の変動を大きくすることが多くの気候予測モデルによって予想されているため、気候変動の農業生産性への影響評価研究は天候リスクを考慮する必要性があることが指摘されている(Lewandrowski and Schimmelpennig [10])。天候リスクに対する農家対応を含んだ誘導型の利潤関数や単収反応関数を計測するアプローチが考えられるが、このような研究は行われていない。特に、半乾燥地域のような天候の変動が大きい地域では、天候リスクが農家行動に大きな影響を与えていることが実証されており(例えば、Chavas, Kristjanson, and Matlon [4])、半乾燥地域を対象とした気候変動の影響評価研究において、気候変動による天候リスクの変化を考慮する重要性は高いと考えられる。

本稿の目的は、半乾燥地域に属するトルコ共和国アダナ県の小麦生産を事例として、気候変動による天候リスクの変化に対する農家の対応を考慮した上で、気候変動が小麦単収に与える影響を評価することである。この地域では、Binici et al. [1] によって農家がリスク回避的であることが示されており、気候変動による天候の変動の上昇によって小麦単収が影響を受ける可能性が高い。そこで、農家がリスク回避的であることを仮定し、郡レベルの小麦生産のデータを用いて期待効用最大化と整合的な誘導型の単収反応関数の計測を行う。

以下では、2 節において、農家行動にリスク回避的行動を仮定したときの天候リスクの下での単収反応関数を導出し、天候リスクの変化に対する農家の対応と単収への影響についての理論的な説明を行う。3 節では、アダナ県の小麦生産の現状を概略し、単収反応関数の計測モデルを導く。4 節において計測モデルの結果を示し、気候予測モデルから計算された天候リスクの変化が小麦単収に与える影響の評価を行う。5 節は結論である。

2. 天候リスクの下での単収反応関数と農家行動

(1) 単収反応関数の導出

単純化のため、小麦を生産する農家にとってのリスク要因は天候のみであり、生産物価格や投入要素価格の不確実性は存在しないこと、また、農家が決定できる投入要素は肥料のみであることを仮定す

る。規模についての収穫一定と乗法的な天候リスクを仮定すると、小麦生産の生産技術は、

$$y = elg(x, h) \quad (1)$$

によって与えられる。ここで、 y は小麦の生産量、 l は小麦の生産面積、 x は単位面積当りの肥料投入量、 h は小麦の生産性に影響を与える外生変数ベクトルを表している。 e は天候リスクの実現値、つまり、リスク要因となる天候が小麦生産に与える影響の大きさを表しており、期待値 $\bar{e}$ 、分散 σ^2 をもつ確率変数である。また、 e は $e \in [e_l \geq 0, e_h]$ を満たすと仮定する。単収関数 $g(\cdot)$ は x について 2 回微分可能であり、単調増加凹関数($g_x(\cdot) \geq 0$ かつ $g_{xx}(\cdot) \leq 0$) である。小麦価格が p 、肥料価格が r であるとき、小麦生産から得られる利潤は $\pi = pelg(x, h) - rlx$ によって与えられる。リスク回避的である小麦生産農家の期待効用最大化問題は以下によって定義される。

$$\max_x E[U(pelg(x, h) - rlx)] \quad (2)$$

ここで、 $U(\cdot)$ はフォン・ノイマン＝モルゲンシュタイン型の効用関数であり ($U_\pi(\cdot) \geq 0$ かつ $U_{\pi\pi}(\cdot) \leq 0$)、 $E[\cdot]$ は期待値のオペレータを表す。

Pope and Chavas [13] は、生産リスクが乗法的であるとき、リスク回避の定義に関わらず期待効用最大化仮説と整合的で、かつ、主観的な天候リスクの確率分布から計算される期待単収 $\bar{q}$ を生産する費用を最小化する費用関数 $C(\bar{q}, r, h)$ が定義できることを示した²⁾。また、天候リスクが乗法的であるという仮定より、 $q = e\bar{q}/\bar{e}$ が成り立つ。この条件を用いると、農家の利潤は期待単収を用いて $\pi(\bar{q}, H, e) = ple\bar{q}/\bar{e} - lC(\bar{q}, r, h)$ によって表される。ここで、 $H = (p, r, l, h)$ であり、小麦価格、肥料価格、小麦生産面積を含めた外生変数のベクトルを表している。したがって、(2) 式の肥料投入量を選択変数とした期待効用最大化問題は、以下の期待単収 $\bar{q}$ を選択変数とする期待効用最大化問題と同等となる。

$$\max_{\bar{q}} E[U(\pi(\bar{q}, H, e))] \quad (3)$$

この期待効用最大化問題の一階の条件は、

$$E[U_\pi(\pi(\bar{q}^*, H, e))\pi_{\bar{q}}(\bar{q}^*, H, e)] = 0 \quad (4)$$

によって与えられる。リスク回避的な農家は、外生変数ベクトル H と天候リスクのモーメントに基づい

で最適期待単収 $\bar{q}^*$ を決定する。リスク回避的な農家はリスク中立的な農家と比べて利潤の変動を避けようとする選好をもっている。利潤の分散は $V(\pi) = (lp\bar{q}\sigma/\bar{e})^2$ で与えられるから、期待単収を増加させると利潤の分散も増加する。このため、リスク回避的な農家の最適期待単収はリスク中立的な農家の最適期待単収よりも小さくなる。

Chavas and Holt [3] と同様に天候リスクの3次以降のモーメントについて捨象すれば、最適期待単収は、関数 $\bar{q}^*(\mathbf{H}, \bar{e}, \sigma^2)$ によって与えられる。天候リスクが乗法的であるという仮定から、天候リスクの下での単収反応関数は、

$$q = e\bar{q}^*(\mathbf{H}, \bar{e}, \sigma^2)/\bar{e} \quad (5)$$

によって定義される。

(2) 外生要因の変化に対する農家の対応

ここでは、天候リスクの下での最適期待単収 $\bar{q}^*$ の外生要因に対する反応を Hennessy [6] によって示された比較静学分析の手法を応用することにより、天候リスクの下での農家行動の特徴を整理する。Hennessy [6] は、リスクの下での外生要因の上昇に対する選択変数（ここでは期待単収）の反応は、資産効果、保険効果、結合効果に分けることができ、全ての効果が選択変数の増加（減少）を促すときのみ、農家はその外生要因の上昇に対し選択変数を増加（減少）させることが保証されることを明らかにした。

図1は、農家のリスク選好が減少的絶対的リスク回避（DARA）によって与えられるときの各効果の

図解を示している³⁾。資産効果は外生変数と利潤の関係を表している。DARAの下で、利潤の増加は農家のリスク回避選好の程度を減少させる。リスク回避選好が低下すれば、より大きい利潤の変動を許容することができるため、期待単収を上昇させることができる。図1(a)に示したように、外生変数の上昇が全ての天候リスクの実現値 $e \in [e_l \geq 0, e_h]$ について利潤を増加させるとき（ $\pi_H \geq 0$ for all e ）、農家の利潤は外生変数の上昇によって確実に増加する。このとき、資産効果は最適単収の増加を促し、逆に、外生変数の上昇が利潤を減少させるならば、資産効果は最適単収の減少を促す。また、もし π_H の符号が e に依存して変化するならば、資産効果が最適期待単収に与える影響を特定することはできない。

保険効果は、外生変数と利潤の変動幅の関係について言及している。リスク回避的な農家は利潤の変動を避けるために最適期待単収を犠牲にしている。このため、外生変数の上昇が利潤の変動を小さくするならば、リスク回避的な農家は最適期待単収を増加させることができる。図1(b)に示したように、利潤の外生変数と天候リスクの実現値についての交差微分が全ての天候リスクの実現値について負となるならば（ $\pi_{He} \leq 0$ for all e ）、外生変数の上昇は利潤の変動幅を縮小させることが保証される。このとき、外生変数の上昇は最適期待単収の増加を促す。逆の関係が成り立ち、外生変数の上昇によって利潤の変動幅が拡大するとき、外生変数の上昇は最適期待単収の減少を促す。さらに、保険効果は、農家がより強いリスク回避選好をもつほど選択変数に与える影

図1. 各効果の図解

表 1. 比較静学分析の結果

	天候リスクの期待値	天候リスクの分散	生産物価格	投入要素価格	生産面積
資産効果	不明	不正	正	負	不明
保険効果	正	負	負	無し	負
結合効果	不明	不明	正	負	不明
総効果	不明	不明	不明	負	不明

注：総効果は各外生変数の上昇が最適期待単収に与える影響の符号を示している。

響が大きくなる傾向をもつ。

最後に、結合効果は外生変数と期待単収の限界利潤 π_q の関係について言及している。図 1 (c) に示したように、外生変数の上昇によって全ての e について限界利潤 π_q が上昇するならば、限界利潤の期待値が上昇することが保証される。このとき、外生変数の上昇は最適期待単収の増加を促す。逆の関係が成り立つならば、外生変数の上昇は限界利潤の期待値を減少させ、最適期待単収の減少を促す。この関係は、不確実性が存在せず $q=g(x,h)$ が成り立つとき、 $g_{xh} \geq 0$ ならば、外生変数の上昇が投入量 x を増加させる関係と類似している。

表 1 は、天候リスクの期待値と分散、生産物価格、肥料価格、生産面積の上昇に対する比較静学分析の結果を表している⁴⁾。なお、天候リスクの期待値や分散の変化については、天候リスクが線形関数 $e=u_1+(\bar{e}-\bar{e})u_2$ によって与えられることを仮定した。 $\bar{e}$ は期待値 $\bar{e}$ 、分散 σ_e^2 をもつ確率変数である。このとき、 $\bar{e}=u_1$ かつ $\sigma_e^2=\sigma_e^2 u_2^2$ となるため、 u_1 は天候リスクの期待値を決定するパラメータであり、 u_2 は天候リスクの分散を決定するパラメータとなる。

乗法的リスクと、リスク要因である天候変数が線形関数によって与えられるという仮定の下で、天候リスクの期待値の上昇は常に利潤の変動幅を減少させる。このため、保険効果は常に期待単収の増加を促す。しかし、資産効果と結合効果は天候リスクの実現値に依存し符号を特定することができない。このため、天候リスクの期待値の上昇が期待単収に与える影響を事前に特定することはできない。しかし、保険効果が正であるため、農家のリスク回避選好が強くなるほど天候リスクの期待値の上昇が期待単収を増加させる可能性が高くなる。一方、天候リスクの分散の上昇は利潤の変動幅を増加させるため、保険効果は期待単収の減少を促す。しかし、資産効果や結合効果の符号は不明であるため、天候リスクの

分散の上昇が期待単収を減少させるかどうかを事前に特定することはできない。ただし、農家のリスク回避選好が強いほど保険効果の影響が大きくなるため、天候リスクの分散の上昇が期待単収の減少をもたらす可能性が高くなる。

生産物価格の上昇は天候リスクが存在しないとき、必ず期待単収を上昇させる。しかし、天候リスクが存在するとき、生産物価格の上昇は利潤の変動幅を上昇させるため負の保険効果をもつ。このことから、生産物価格の期待単収への影響を事前に特定することはできない。肥料価格の上昇は利潤の変動に影響を与えず保険効果をもたないため、天候リスクが存在しない場合と同様に期待単収を減少させる。収穫一定の仮定の下で、生産面積の上昇は天候リスクが存在しなければ期待単収に影響を与えない。一方、天候リスクが存在するとき、生産面積の上昇は利潤の変動幅を上昇させるため負の保険効果をもつ。しかし、資産効果と結合効果の符号が不明となるため、生産面積の上昇が期待単収に与える影響は不明となる。

このように、天候リスクが存在するとき、各外生変数が期待単収に与える影響を事前に特定することは困難である。しかし、天候リスクの期待値は正の保険効果をもち、天候変数の分散、生産物価格、生産面積は負の保険効果をもっている。保険効果は農家のリスク回避選好が強くなるほどその影響が大きくなるため、単収反応関数の計測において、天候リスクの期待値の係数が正、天候リスクの分散、生産物価格、生産面積の係数が負であれば、農家がリスク回避的であることが支持される。

3. アダナ県における小麦生産と計測モデルの導出

(1) アダナ県における小麦生産と天候リスク

前節で導出した単収反応関数は、天候が農家にとってリスク要因となることが仮定されている。そこで、

本節ではアダナ県で行った現地調査を用いて天候がリスク要因となっていることを明らかにする。

アダナ県はトルコ南部に位置し、県の南部は地中海に面している。県内を流れるセイハン川とジェイハン川を中心に全耕地面積の50%程度が灌漑化されている（Tarım İst. Şubesi [18]）。灌漑は主にメイズ、大豆、スイカなどの夏作物に用いられ、灌漑地においても冬作物である小麦は天水環境で栽培されている。天水地域では、小麦がほぼ唯一の現金所得を獲得できる作物となっているため、ほぼ全ての農家が小麦の作付けを行っている。一方、灌漑地域ではより収益性の高いメイズ、大豆、スイカなどの作物が栽培可能であるため、農家の土地利用の自由度は高い。しかし、小麦はメイズ、ラッカセイとの二毛作や野菜類との作物ローテーションの中に組み込まれており、小麦の栽培面積は延べ耕作面積の50%以上を占めている（Tarım İst. Şubesi [18]）。このため、小麦は灌漑地域内でも最も広く栽培されている作物となっている。小麦の播種は10月から11月にかけて行われ、収穫は5月から6月にかけて行われる。施肥は播種前に元肥を行い、1月から2月の間に追肥を1回から2回行う。

天候と小麦生産の関係について農家がどのように認識しているかを2004年と2005年にアダナ県のセイハン郡、ユレイル郡、ジェイハン郡、アラダー郡で行った農家調査を用いて検討したい。表2は2004年と2005年の農家調査の概要を示している。2004年は、灌漑村2村、天水村1村で調査を行った。また、2005年は灌漑村3村、天水村2村で調査を行っ

表2. 標本家計の概要

	2004年		2005年	
	灌漑村	天水村	灌漑村	天水村
標本家計数	33	32	47	53
世帯員数（人）	4.6	4.3	5.1	4.5
家長年齢（歳）	48.2	48.3	46.8	51.5
農地経営面積（10a）	121.8	53.8	135.7	79.1
小麦生産農家割合（%）	68.8	100.0	63.8	90.6
農家所得（YTL） ¹⁾	18,380.9	2,785.0	20,966.3	9,164.7
耕種所得（YTL）	14,315.1	-158.9	16,491.1	2,443.5
畜産所得（YTL）	-299.2	-105.6	553.8	1,460.1
農外＋年金所得（YTL）	4,365.0	3,049.5	3,921.5	5,261.0

出所：2004年及び2005年農家調査

注：1) 2005年の為替レートは1US\$=1.31YTL

た。2005年の調査村のうち、灌漑村1村、天水村1村は2004年と同じ村で調査を行った。2004年調査の天水村では100%、2005年調査の天水村でも90%以上の農家が小麦を栽培していた。また、灌漑村でも60%以上の農家が小麦の栽培を行っており、調査対象家計においても小麦が広く栽培されていることがわかる。以下にも示すように、調査地域では2004年に大規模な干ばつが発生し、小麦生産や大麦生産が大きな打撃を受けた。天水村の耕種所得は小麦に依存するため、マイナスとなってしまっている。また、調査地域の畜産は飼料となる大麦を自給しているため、灌漑村、天水村ともに2004年の畜産所得がマイナスになっている。ただし、灌漑村においては、畜産は自給目的に行われている。2005年にはこのような悪天候は発生しなかった。それでもなお、灌漑村と天水村の間には、7倍近くの耕種所得の格差が存在する。この大きな耕種所得の格差は、経営面積の格差だけでなく、夏作物の栽培が天水環境で行うことができないために発生している。

2004年の農家調査において、どの時期の少雨や高温が小麦の生産性に最も大きい影響を与えるかについての質問を行った。表3に示されるように、3月

表3. 少雨もしくは高温によって小麦が最も悪影響を受ける月についての農家の認識

	単位：農家数								
	11月	12月	1月	2月	3月	4月	5月	6月	合計
少雨	0	2	4	6	12	18	8	2	53
高温	0	1	1	5	11	21	9	1	49

出所：2004年農家調査

表4. 農家が少雨と高温に対して合理的であると考える肥料投入の変化

		単位：農家数			
		減少	同量	増加	合計
農家の認識 ¹⁾	少雨	19	20	1	40
	高温	31	9	0	40
実際の干ばつ時の投入量の変化 ²⁾		11	53	4	68

出所：2004年及び2005年農家調査

注：1) 2004年農家調査。表2において3月から5月を選択した農家のみ集計している。

2) 2005年農家調査。2004年と2005年の追肥投入量の比較結果である。

から 5 月にかけての少雨や高温が小麦の生産性を下げると解答している農家の割合が高くなっており、農家は 3 月から 5 月の乾燥が小麦の生産性を下げると認識していることがわかる。

次に、少雨や高温に対して、肥料投入をどのように調整するのが合理的であるかという質問を行った。表 4 に示されるように、少雨に対しては肥料投入を減らすと解答した農家と変えないと解答した農家の数はほぼ同数であるが、高温に対しては肥料投入を減らすと解答した農家の数が多くなっている。全体として、3 月から 5 月にかけて干ばつが起きることを把握できた場合には、農家は 1 月から 2 月に行われる追肥投入量を減らすことが合理的であると考えている。これは、生産性の低下に対しては肥料の投入量を減少させるという、不確実性が存在しないときの利潤最大化行動と一致している。

農家調査の対象地域では、2004 年の 3 月に干ばつが発生し小麦単収が大きく減少したが、2005 年にはこのような被害は認められなかった。上で示したように、農家は干ばつに対して追肥投入量を減らすことが合理的であると認識している。したがって、農家が 3 月の干ばつを認識することができていれば、2004 年の追肥投入量は 2005 年の追肥投入量よりも減少していたと考えられる。しかし、表 4 に示されるように、干ばつの発生が追肥を行う時期に近かったにもかかわらず、追肥投入量を調整することができた農家は 2 割に満たなかった。小麦生産農家にとって、3 月以降の天候はリスク要因となっていると考えられる。このことから、3 月から 5 月にかけての天候をリスク要因として天候リスクの下での単収反応関数の計測モデルを導出する。

次節でアダナ県の郡レベルのデータを用いて単収反応関数の計測を行うが、単収反応関数は規模について収穫一定を仮定し導出された。農家のリスク回避行動を仮定した誘導型である単収反応関数から収穫一定の仮定を検討することは困難である。そこで、2005 年の農家調査のデータを用いて小麦の生産関数を計測することによって収穫一定の仮定の妥当性を検討しておくことにする。調査では農薬投入量、種子投入量、労働投入量のデータも収集されたが、多重共線性の問題もあり、これらの投入量を使用した生産関数の計測結果は有意なものとならなかった。このことから、最終的には耕地面積、肥料投入量、

村ダミーのみを変数としたコブ・ダグラス型の生産関数を計測した。計測結果は以下のとおりである。

$\ln$ (小麦生産量) =

$$\begin{aligned} & 0.934 \ln(\text{耕地面積}) + 0.134 \ln(\text{肥料投入量}) \\ & (13.19) \quad (1.95) \\ & -0.212 (\text{村ダミー 01}) + 0.207 (\text{村ダミー 02}) \\ & (-1.60) \quad (1.64) \\ & -0.120 (\text{村ダミー 03}) + 0.366 (\text{村ダミー 04}) + 5.087 \\ & (-1.02) \quad (3.34) \quad (12.30) \\ & \text{サンプル数} = 66, \text{決定係数} = 0.95 \end{aligned}$$

ここで、括弧内の数値は White の分散修正後の t 値を示している。この生産関数の計測結果から、規模について収穫一定の仮定 (耕地面積と肥料投入量の係数の和が 1) を帰無仮説とした Wald 検定を行った。帰無仮説の下でのカイ二乗値 (自由度 1) は 2.47 であり、いずれの有意水準 (1%, 5%, 10%) において帰無仮説は棄却されなかった。農家調査はアダナ県の一部の郡を対象としているため、この結果のアダナ県全体の小麦生産への適応可能性については留意しなければならない。しかしながら、アダナ県の小麦生産技術が規模について収穫一定であるという仮定に対して一つの根拠を提示しているといえるであろう。

(2) 計測モデル

本稿は、Tarım İst. Şubesi [18] から得られるアダナ県の郡レベルの 13 年間 (1991 年から 2003 年) の小麦生産データをプールすることにより、単収反応関数の計測を行う。ただし、アダナ県の南部では春小麦が、北部で冬小麦が作付けされており、品種が大きく異なる。このため、計測には南部の郡である、セイハン、ユレイル、アラダー、ジェイハン、イマモール、カライサル、カラタシュ、コザン、ユムルタルクの計 9 郡のデータを用いる。(5) 式における最適期待単収 $\bar{q}^*(\mathbf{H}, \bar{e}, \sigma^2)$ が、コブ・ダグラス型関数で表されると仮定する。このとき、(5) 式の単収反応関数は、以下のように展開される。

$$\ln q_{it} - \ln e_{it} = \beta_0 + \beta' \ln \mathbf{H}_{it} + (\gamma - 1) \ln \bar{e}_{it} + \eta \ln \sigma_{it}^2 \quad (6)$$

ここで、 i は郡を、 t は年を表す。したがって、天候リスクの実現値 e_{it} 、期待値 $\bar{e}_{it}$ 、分散 σ_{it}^2 が観察可能であれば、単収反応関数を計測することができる。しかし、天候リスクの値を統計データから直接観測

することはできない。そこで、以下の手順で天候リスクの値を推計した。

小麦の栽培期間中の天候変数を、Oury [11] によって開発された月別の Aridity index で表す⁵⁾。栽培期間中のある月 (m) の Aridity index: W_{mit} は月別総降雨量 R_{mit} (mm) と月別平均気温 T_{mit} (°C) を用いて、

$$W_{mit} = R_{mit} / 1.07^{T_{mit}} \quad (7)$$

によって与えられる。定義式より、Aridity index: W_{mit} は天候が乾燥しているほど値が小さく、湿潤なほど値が大きくなることからわかる。なお、Aridity index は乾燥度と訳すべきであるが、値の大小と乾燥の度合いとの関係が逆であり、以下での計量分析の係数の解釈がしにくくなってしまう。このため、本稿では Aridity index: W_{mit} を湿潤度と呼ぶことにする。各郡の気象データは、各郡に属する気象観測ステーションのデータを用いた。上で検討したように、アダナ県の小麦農家にとっての天候リスクの要因を3月から5月の天候と考え、3月から5月の湿潤度の平均値 (W_{rit}) でこの期間の天候状態を表す。次に、栽培期間中の天候変数が小麦単収に与える影響を推計するため、以下の推計式を計測する。

$$\ln q_{it} = b_0 + \beta' \ln W_{it} + b_r \ln W_{rit} \quad (8)$$

ただし、 W_{it} は10月から2月の月別湿潤度のベクトルである。(8)式の計測から得られる係数 b_r を用いて、天候リスクの実現値を $e_{it} = W_{rit}^{b_r}$ によって定義する。

Chavas and Holt [3] によって用いられた適応的期待アプローチを援用し、天候リスクの期待値 $\bar{e}_{it}$ 及び分散 σ_{it}^2 を計算する。適応的期待アプローチの下で、天候リスクの期待値は、

$$\bar{e}_{it} = E_{it}(e_{it}) = a_i + e_{it-1}, \quad a_i = E(e_{it} - e_{it-1}) \quad (9)$$

によって与えられる。さらに、天候リスクの分散は、

$$\sigma_{it}^2 = \text{var}(e_{it}) = \sum_{j=1}^3 w_j [e_{it-j-1} - \bar{e}_{it-j-1}]^2 \quad (10)$$

によって与えられる。以上の手順によって推計された天候リスクの値を用いて (6) 式の単収反応関数を計測する。

4. 単収反応関数の計測結果と気候変動の影響

(1) 単収反応関数の計測結果

表5の左列(モデル0)に天候リスクの値を推計するための(8)式の計測結果を示している。計測には小麦の栽培期間である10月から2月の月別湿潤度、天候リスク要因となる3月から5月の湿潤度の平均値、地域ダミーを用いた⁶⁾。ただし、2月の湿潤度は有意な影響を与えていなかったため最終的な計測結果から除外した。3月から5月の湿潤度は有意に正の影響を与えている。これは、前節で示した、3月から5月の天候の乾燥が小麦生産に負の影響を与えるという農家の認識が正しいことを示している。この計測結果を用いて天候リスクの値を計算し、(6)式の計測を行った。

表5の中央列(モデル1)にその計測結果を示している。また、右列(モデル2)は(6)式から天候リスクの期待値と分散を除いて計測を行った結果である。この計測は、天候リスクが存在しないという仮定の下での単収反応関数の計測結果を示している。なお、小麦価格と肥料価格については郡レベルのデータが存在しなかったため、それぞれ県レベルと国レベルのデータを用いている⁷⁾。2節で単収反応関数を導出したとき、小麦生産面積が外生変数であることを仮定していた。しかし、実際には小麦生産面積は内生変数である可能性が高い。そこで、OLS推計と共に、競合作物である大麦の価格、前年度小麦単収、一人当たり灌漑地面積を操作変数とした計測を行った。その結果、これらの操作変数は小麦生産面積に有意な影響を与えていたものの、ハウスマンテストはOLS推計を支持した⁸⁾。このことから、最終的にOLS推計の結果を採用した。

モデル1の計測結果について検討する。2節での比較静学分析は天候リスクの期待値が正、天候リスクの分散、小麦価格、小麦生産面積の係数が負であれば、農家のリスク回避選考が強いことを示唆していた。天候リスクの期待値の係数は有意に正、天候リスクの分散の係数及び小麦価格の係数は有意に負の影響を与えている。生産面積の係数は正であり、期待通りの結果とはならなかった。しかし、その有意水準は低く、上で示したように農家調査を用いた小麦生産関数の計測結果は、収穫一定の仮定を支持している。アダナ県の小麦生産に農家のリスク

表 5. 単収反応関数の計測結果

被説明変数	モデル 0		モデル 1		モデル 2	
	$\ln q_{it}$		$\ln q_{it} - b_r \ln W_r$		$\ln q_{it} - b_r \ln W_r$	
	係数	t 値 ¹⁾	係数	t 値 ¹⁾	係数	t 値 ¹⁾
湿潤度 10 月	-0.077	-6.00***	-0.054	-3.36***	-0.070	-5.60***
湿潤度 11 月	-0.043	-2.96***	-0.010	-0.75	-0.011	-0.87
湿潤度 12 月	0.078	2.60**	0.041	1.59	0.047	1.82**
湿潤度 1 月	-0.047	-2.26**	-0.017	-1.10	-0.021	-1.37
湿潤度 3 ～ 5 月平均	0.161	2.45**				
天候リスク期待値			1.280	3.06***		
天候リスク分散			-0.028	-1.75*		
小麦価格			-0.198	-2.68***	-0.186	-2.53**
肥料価格			-0.318	-5.92***	-0.303	-5.81***
一人当り小麦面積			0.085	0.77	0.089	0.74
1 ha 当りトラクター台数			-0.228	-1.23	-0.223	-1.20
一人当り農地面積			-0.394	-1.93**	-0.336	-1.56
定数項	7.906	30.71***	8.027	11.16***	8.173	12.54***
サンプル数	117		117		117	
決定係数	0.59		0.742		0.734	
郡ダミー = 0 ²⁾	18.45 (0.00)		17.72 (0.00)		26.45 (0.00)	
操作変数 = 0 ³⁾			2.69 (0.05)		2.38 (0.07)	
ハウスマンテスト ⁴⁾			1.06 (1.00)		1.36 (1.00)	
過剰識別性テスト ⁵⁾			0.56 (0.45)		0.03 (0.87)	

注：1) t 値は全て White の分散修正値である。*** は 1%水準，** は 5%水準，* は 10%水準で有意であることを示す。

2) 全ての郡ダミーの係数がゼロであるという帰無仮説の下での F 値を示す。括弧内の数値は p 値（以下同様）。

3) 一人当り小麦面積が内生変数としたときの操作変数法の一段階目の計測において全ての除外操作変数（大麦価格、小麦前年度単収、一人当り灌漑地面積）の係数が 0 であるという帰無仮説の下での F 値を示す。

4) OLS 推定が一致性をもつという帰無仮説と操作変数法のみが一致性をもつという対立仮説の下でのカイ二乗値を示す。

5) 全ての操作変数が誤差項と無相関であるという帰無仮説の下での LM 統計量を示す。

回避的行動が強く働いていることがおおむね支持される結果となった⁹⁾。さらに、天候リスクの分散の係数が負であることは、アダナ県の小麦生産農家は、天候の変動の上昇に対して期待単収を減少させることによって対応することを示唆している。

モデル 2 の結果を見ると、小麦価格の係数が負になっており、確実性の下での利潤最大化行動と矛盾した結果となっている。この結果は、アダナ県の小麦を対象として気候変動の影響を評価する際、確実性の下での利潤最大化行動を仮定した誘導形モデルを使用することが誤りであることを示唆している。

モデル 1 とモデル 2 とともに、1 ha 当りのトラクター台数と一人当たり農地面積の係数が負になっている。本稿では、郡レベルの小麦生産の労賃や労働投入量のデータを収集することができなかったため、

単収反応関数に労働投入が含まれていない¹⁰⁾。上記のトラクター台数や農地面積は小麦生産の粗放性と関連している可能性がある。このため、これらの変数の係数が負になったと考えられる。

また、単収反応関数は、生産物価格や投入要素（肥料）価格の不確実性が存在しないという仮定の下で導出された。本稿で検討したリスク回避行動は短期の農家行動であるため、肥料投入量の決定時に肥料価格が既知であるという仮定は妥当性をもつと考えられる。しかし、生産物価格の不確実性が存在しないという仮定については検討が必要であろう。もし農家が生産物価格の不確実性に対しなんらかのリスク回避行動をとっているならば、天候リスクに対するリスク回避行動のみを考慮したモデル 1 の残差は、生産物価格リスクの期待値や分散となんらかの相関

関係をもっていると考えられる。そこで、天候リスクと同様に適応的期待アプローチを用いて、生産物価格リスクの期待値と分散を計算した。その後、モデル1の残差を被説明変数、計算された生産物価格リスクの期待値と分散を説明変数とした回帰分析を行った。回帰分析の結果を用いて、生産物価格リスクの期待値と分散のいずれもが残差に影響を与えていないという帰無仮説について Wald 検定を行った。帰無仮説の下でのカイ二乗値（自由度2）は1.81であり、いずれの有意水準においても帰無仮説は棄却されない。この結果は、生産物価格の不確実性が存在していないということを意味しているわけではない。しかし、アダナ県の小麦生産農家は生産物価格リスクに対して反応しておらず、単収反応関数の導出において生産物価格の不確実性を考慮する必要性が低いことを示唆している。

(2) 気候変動の小麦単収への影響

ここでは、単収反応関数の計測結果を用いて現在と気候変動が起こった場合の小麦単収を推計することにより、気候変動がアダナ県の小麦単収に与える影響を評価する。また、天候変数のみを説明変数としたモデル0と天候変数、天候リスク及び社会経済的要素を説明変数としたモデル1から得られる小麦単収の予測値を比較し、天候リスクの期待値や分散の変化に対する農家行動を考慮しない場合と考慮した場合の気候変動の影響の差を検討する。気候変動の予測データは、Kimura et al. [9] 及び Sato, Kimura, and Kitoh [15] によって開発された気候予測モデルである擬似温暖化実験の結果を用いる。擬似温暖化実験は、現在の気候（1994年から2003年）を再現したコントロールラン（以下 CR と略す）と将来の気候（2070年代の10年間）を予測した温暖化ラン（以下 GW と略す）の2つの結果を供給する。

表6は擬似温暖化実験のデータから作成された天候変数（湿潤度）の平均値を示している。観測値とCRを比較すると、10月及び11月の湿潤度はCRの方が低く、12月から5月までの湿潤度はCRの方が高くなっている。これは、気候予測モデルが系統的なバイアスを抱えており、対象地域の気象を完全に再現することができていないことを示唆している。将来の気候を予測したGWも同様のバイアスを抱えていると考えられるため、観測値を用いて推計した現在の単収とGWを用いて推計した将来の単収との比

表6. 気候予測モデルの結果（湿潤度）

	観測値	CR	GW
湿潤度 10 月	14.32	9.06	3.14
湿潤度 11 月	37.30	33.06	15.02
湿潤度 12 月	64.82	86.05	35.28
湿潤度 1 月	50.60	73.85	45.29
湿潤度 3 月～5 月	26.86	42.72	25.34
天候リスク期待値	1.66	1.80	1.63
天候リスク分散	0.0173	0.0157	0.0189

較は、気候予測モデルが抱えているバイアスが含まれたものになってしまう。このため、気候予測モデルを用いて気候変動の影響評価を行う場合は、比較対象である現在の単収を CR から推計することが望ましい¹¹⁾。

CRとGWを比較すると一貫して温暖化によって乾燥化が進むことがわかる。単収反応関数の結果では、10月、11月、1月における湿潤度は単収と負の相関を示す一方で、12月、3月から5月の湿潤度は単収と正の相関を示していた。このため、気候変動が小麦単収に与える影響は一貫したものではない。一方、天候リスクの分散は上昇しており、温暖化によって乾燥化が進むとともに天候の変動が大きくなることがわかる。単収反応関数の計測結果は、天候リスクの分散の上昇は単収に負の影響を与えることを示している。このことから、天候リスクを考慮した場合、気候変動の小麦単収への総合的な効果が負になる可能性が高まることがわかる。

小麦単収の推計結果を表7に示す。単収を推計するにあたって、天候変数および天候リスク以外の変数については1991年から2003年までの平均値を用いた。また、各郡の天候変数は、天候リスクの期待値及び分散に適応的期待アプローチを用いているため、CRについては1998年から2003年の平均値を、GWについては2074年から2079年の平均値を用いている。

社会経済的要因や天候リスクを考慮しないモデル0では、単収が気候変動によって増加する郡と減少する郡が存在しており、全体として約2%の減少となっている。気候変動による全世界の穀物生産性の変化を調査した Fischer, Shah, and Velthuizen [5] によると、トルコでは、2080年代の潜在的な小麦生産性が現在と比べて上昇する地域と減少する地域が混

表 7. 気候変動による小麦単収の変化

単位: kg/ha

郡	モデル 0			モデル 1		
	CR	GW	GW/CR	CR	GW	GW/CR
セイハン	4838	4524	93.5%	4898	4180	85.4%
ユレイル	4505	4213	93.5%	4539	3874	85.4%
アラダー	3017	3070	101.8%	3184	3102	97.4%
ジェイハン	3742	3771	100.8%	3940	3649	92.6%
イマモール	4298	4212	98.0%	4446	4137	93.1%
カライサル	2849	2741	96.2%	3033	2772	91.4%
カラタシュ	4175	4249	101.8%	4177	3956	94.7%
コザン	4279	4146	96.9%	4509	4187	92.9%
ユムルタルク	4173	4225	101.2%	4242	3982	93.9%
平均	3986	3906	98.0%	4107	3760	91.5%

在している。これは、社会経済的要因を考慮しないモデル 0 の推計結果と対応すると考えられる。一方、社会経済的要因及び天候リスクを考慮したモデル 1 では、気候変動によって全ての郡で単収が減少し、全体で 8.5% の減少となっている。天候がリスク要因であるために、気候変動による天候の変動の増大が農家のリスク回避の行動によりアダナ県の小麦単収に負の影響を与えることが示された。

モデル 0 とモデル 1 の CR における単収の推計結果を比べると、モデル 1 の単収の方が高くなっている。社会経済的要因を考慮することによって天候の単収への影響は緩和されるという Kaufmann and Snell [8] の結論が現状の天候の変動の水準の下であれば成立すると考えられる。しかし、GW を比べると、モデル 1 による単収の推計結果はモデル 0 よりも全体的に低くなっている。天候がリスク要因となると、農家は利潤の変動を抑えるために天候の変動の上昇に対して期待利潤（単収）を減少させる可能性がある。気候変動によって天候の変動は増大すると予想されている。天候リスクに対する農家のリスク回避行動を考慮したとき、農家の適応行動により気候変動が生産性に与える影響は緩和されるという確実性の下での結論が、アダナ県の小麦生産の場合には成立しないことが示された。

5. まとめ

本稿は、トルコ共和国アダナ県の小麦生産を事例として、農家のリスク回避の行動の下で気候変動が小麦単収に与える影響を評価した。その結果、気候

変動が天候の変動を増加させる場合、気候変動による直接的な単収への影響があまり現れない地域においても農家のリスク回避の行動から単収が減少する可能性があることを示した。ただし、本稿は現在の気象条件の下での計量分析から将来の気象条件の下での単収を推計するという手法をとった。このため、生産技術の発展、作目構成の変化、農家を取りまく経済条件の変化といった時系列的な影響を考慮していない。これらの時系列的な変化を含んで気候変動の評価を行う場合、シミュレーションに基づいた大規模な評価モデルが構築される。現在の貿易関係まで含んだ大規模な気候変動の影響評価モデルの多くは、農家が気候変動に対して利潤最大化という意味で合理的な対応を行うという仮定に基づいている。気候変動が天候の変動を大きくするという現在の気候予測モデルの結果を考慮したとき、この仮定がナイーブなものであることを本稿の結果は示している。さらに、天候の変動の上昇は生産技術や作目の選択についても影響を与えることが考えられる。生産技術や作目の選択に対する天候リスクの影響についての農家または地域レベルからの実証研究を蓄積し統合していく必要があるだろう。

謝辞

本稿の執筆にあたって、2 名のレフェリーの先生方から多くの建設的なコメントをいただいた。また、辻井博先生（石川県立大学）、福井清一先生（京都大学）、浅見淳之先生（京都大学）から非常に多くのご支援とご指導をいただいた。なお、本稿は、総合地

球環境学研究所研究プロジェクト「乾燥地域の農業生産システムに及ぼす地球温暖化の影響（研究代表者：渡邊紹裕（総合地球環境学研究所教授）」の研究成果の一部である。同プロジェクトに参加された多くの研究者の方々からのご支援なしには、本稿は成立しえなかった。ここに記して謝意を表したい。

- 注 1) 気候変動の影響評価研究の近年の進展は、Intergovernmental Panel for Climate Change [7] や Stern [17] にまとめられている。
- 2) Pope and Chavas [13] は、より一般的な生産技術 $q = f(g(x), e)$ の下で、期待効用仮説と整合的な費用関数 $C(q^g, p)$ が定義されることを示している。ここで、 $g(x)$ は関数ベクトルであり、 q^g は $g(x)$ に条件付のベクトルである。乗法的生産リスクは、 $g(x)$ がスカラーとなる特殊ケースである。乗法的生産リスクによって生産技術が表現されるケースよりも複雑な場合に、実証可能なモデルを導くことが困難であることから、本稿では乗法的な生産リスクを仮定した。
- 3) リスク選好が絶対的リスク回避度一定（CARA）のとき、資産効果はゼロであり、増加的絶対的リスク回避（IARA）のとき、資産効果の符号は DARA のときと逆転する。
- 4) 比較静学分析の数式展開については、紙面の都合上省略した。
- 5) この Aridity index は Carter and Zhang [2] でも用いられている。
- 6) 地域ダミーの係数は紙面の都合上省略した。また、複数年の郡データを用いているため、パネルデータとしての計測も行うことができる。しかし、郡の数が年の数に比べて少なくパネルデータとして計測する意義が小さいため、プールデータとして利用することにした。なお、ランダム効果モデルの計測も行ったが、ハウスマンテストは固定効果モデルを用いることを支持した。以下同様。
- 7) 小麦価格データはトルコ統計局の Agricultural Structure (Production, Price, Value) の各年度版から、肥料価格は FAOSTAT から得た。
- 8) 操作変数法の詳細な計測結果は紙面の都合上省略した。
- 9) 小麦は自給作物であるため、ハウスホールドモデルの観点からも小麦価格の係数が負となる可能性がある。しかし、天候リスクの分散が負の影響を与えるという結論は、リスクを考慮しないハウスホールドモデルからは得られない。詳しくは Sadoulet and De Janvry [14], Ch.6などを参照。
- 10) 単収反応関数に労働投入が考慮されていない点は、本分析の限界の一つとなっている。しかし、アダナ県的小麦生産は機械化が進んでおり、労働投入量は生産規

模や機械使用でほぼ決定されと考えられる。個票データを用いた生産関数の計測でも労働は有意な影響を与えておらず、単収反応関数に労働投入が含まれていないことの影響は小さいであろう。

- 11) もとからの擬似温暖化実験の結果はさらに大きなバイアスを抱えていたが、Tanaka, Fujihara, and Kojiri [19] によって修正がなされた。本稿は修正後の結果を用いている。

参考文献

- [1] T. Binici, A.A. Koc, C.R. Zulauf and A. Bayaner. "Risk Attitudes of Farmers in Terms of Risk Aversion: A Case Study of Lower Seyhan Plain Farmers in Adana Province, Turkey.", *Turkish Journal of Agriculture and Forestry*, Vol. 27 (2003), pp. 305–312.
- [2] C.A. Carter and B. Zhang, "The Weather Factor and Variability in China's Grain Supply", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26 (1998), pp. 529–543.
- [3] J.-P. Chavas and M.T. Holt, "Acreage Decisions Under Risk: The Case of Corn and Soybeans", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72 (1990), pp. 529–538.
- [4] J.-P. Chavas, P.M. Kristjanson and P. Matlon, "On the Role of Information in Decision Making: The Case of Sorghum Yield in Burkina Faso", *Journal of Development Economics*, Vol. 35 (1991), pp. 261–280.
- [5] G. Fischer, M. Shah and H. van Velthuisen, *Climate Change and Agricultural Vulnerability*, IIASA, (2002).
- [6] D.A. Hennessy, "The Production Effects of Agricultural Income Support Policies under Uncertainty", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80 (1998), pp. 46–57.
- [7] Intergovernmental Panel on Climate Change, *Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability* (Cambridge: Cambridge University Press, 2008).
- [8] R.K. Kaufmann and S.E. Snell, "A Biophysical Model of Corn Yield: Integrating Climatic and Social Determinants", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79 (1997), pp. 178–190.
- [9] F. Kimura, A. Kitoh, A. Sumi, J. Asanuma and A. Yatagai, "An Assessment for Downscaling Methods for Global Warming in Turkey", *Project Report on ICCAP, No. 9*, Research Institute for Humanity and Nature (2006), pp. 11–14.
- [10] J. Lewandrowski and D. Schimmelpennig, "Economic Implications of Climate Change for U. S. Agriculture: Assessing Recent Evidence", *Land Economics*, Vol. 75 (1999), pp. 39–57.
- [11] B. Oury, "Allowing for Weather in Crop Production Model

- Building", *Journal of Farm Economics*, Vol. 47 (1965), pp. 270–283.
- [12] R.D. Pope and J.-P. Chavas, "On Testing the Structure of Risk Preferences in Agricultural Supply Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73 (1991), pp. 743–748.
- [13] R.D. Pope and J.-P. Chavas, "Cost Functions under Production Uncertainty", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76 (1994), pp. 196–204.
- [14] E. Sadoulet and De Janvry, A., *Quantitative Development Policy Analysis* (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1995).
- [15] T. Sato, F. Kimura and A. Kitoh, "Projection of Global Warming onto Regional Precipitation over Mongolia Using a Regional Climate Model", *Journal of Hydrology*, (2007), pp. 144–154.
- [16] K. Segerson and B.L. Dixon, "Climate Change and Agriculture: The Role of Farmer Adaptation", in R. Mendelsohn and J. E. Neumann eds., *The Impact of Climate Change on the United States Economy* (Cambridge: Cambridge University Press, 1999), pp. 75–93.
- [17] N. Stern, *The Economics of Climate Change: The Stern Review*, (Cambridge: Cambridge University Press, 2007).
- [18] Tarım İst. Şubesi, *Tarla Ürünleri Kesin Ürün Karnesi*, Various Issues, (1991–2003).
- [19] K. Tanaka, Y. Fujihara and T. Kojiri, "Bias Correction of Meteorological Variables from RCM for Hydrological Application", *Project Report on ICCAP No. 9*, Research Institute for Humanity and Nature, (2006), pp. 43–46.

(受理日：2009 年 12 月 25 日)