

農作物の価格変動の原因と予測

経済学部経済学科 3 回生 学籍番号 12401905810

氏名 富家旭陽

0. 目次

1. はじめに	2
2. 先行研究	2
2.1 最低気温と卸売価格との関係.....	2
2.2 小豆先物価格と「冷温リスク」の密接な関連	4
3. 分析用データの整理.....	11
4. 分析方法	13
5. おわりに	13
参考文献.....	14

1. はじめに

近年、価格変動による生産した農作物の廃棄や販売の機会損失が問題となっている。価格変動による生産した農作物の廃棄について、東北農研・やませ気象変動研究チーム(2021)は、次のように述べている。

植物工場から供給する野菜は、露地栽培と異なり天候に影響されない安定生産が可能なことに加え、狭い耕地で済むことから、近年その生産量を著しく伸ばしています。しかし、その需要は露地野菜の価格変動に大きく左右されるため、生産した野菜の廃棄や販売の機会損失が生じており、効率的な生産を可能とする植物工場本来の特徴を生かせていませんでした。

このことから、農作物の価格を的確に予測できれば、農作物の廃棄や販売の機会損失が軽減する可能性がある。しかし、農作物の価格が変動する原因については明らかにされていない。農作物の価格は、何が原因なのかという問いについて研究する。そこで、本レポートでは、農作物の価格は、何が原因となっているのかを明らかにする。そのために、先行論文に記載されている関連研究を調べて検討する。

2. 先行研究

2.1 最低気温と卸売価格との関係

第1に、GeneticProgrammingに基づき生成した価格モデルは最低気温と卸売価格との関係を定性的には予測できる。「最低気温と野菜の卸売価格との関係」について、中居、杉村、谷水、岩村(2013)は次のように述べている。

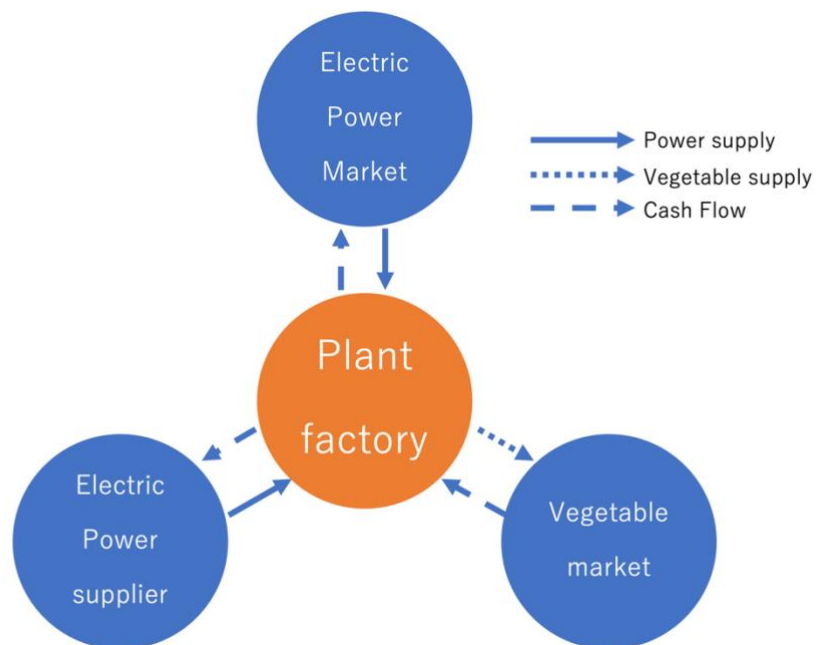
植物工場のキャッシュ・フローと関係する市場モデルを図1のモデルのように考える。現状では露地物のレタスが卸売市場の大部分を占めている。これらの出荷量及び価格は気候の変動を受けると考え、過去におけるレタスの卸売市場での価格変動および気象データに基づいてレタスの市場価格を予測するモデルを検討する。

過去8年間の各月の気象データと卸売価格の相関を求め、卸売価格との相関が高い各月の気温データに基づいてレタスの卸売価格を推定するモデルを作成する。このモデルは、多項式関数を生成するGP(GeneticProgramming)の手法を適用し、過去36ヶ月の各月の最低気温のデータに基づいて、実際の卸売市場価格と予測値の最小2乗誤差が小さくなる多項式関数を求める、これを翌月のレタスの卸売価格を予測する予測式として利用する。また、GPは確率的に多項式関数を生成するため、関数の生成を5回行い、その平均をとっている。

この予測式を適用して予測した価格の比較と実際の価格の比較を図2に示す。GPに

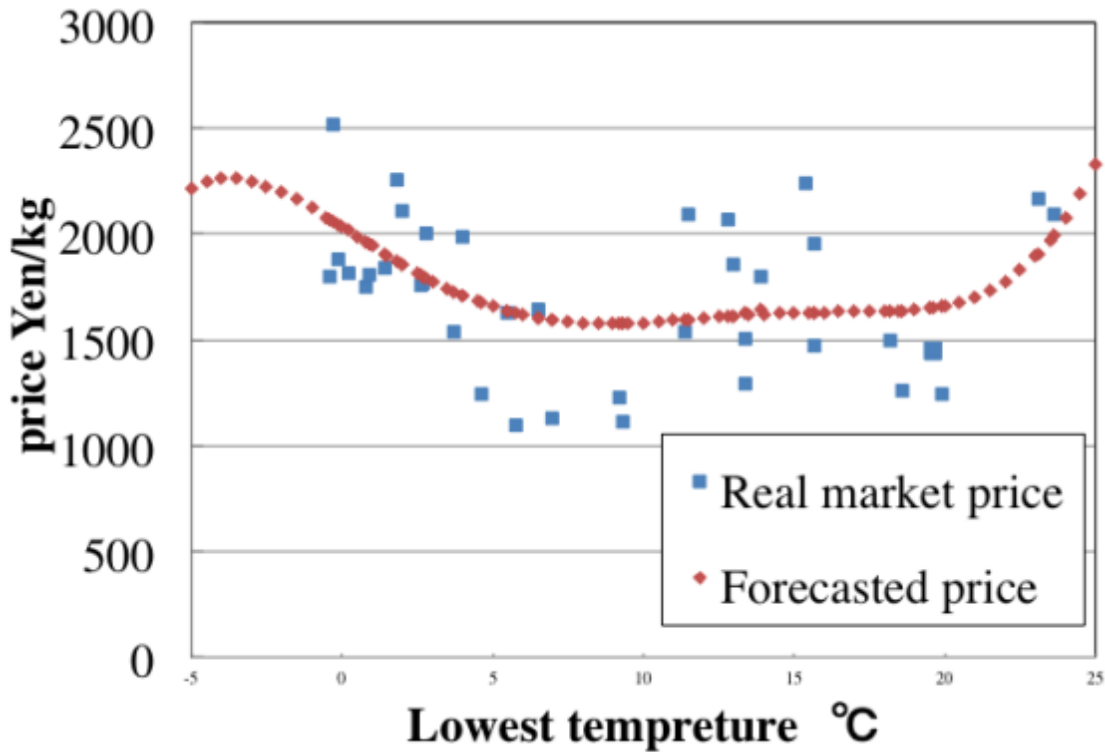
に基づき生成した価格モデルは最低気温と卸売価格との関係を定性的には予測できるものと考えることができる。

図 1 Schematicviewofexternalfactors



(出典) 中井 晃佑, 杉村延広, 谷水義隆, 岩村幸治(2013)をもとに作成

図 2 Realmarketpricedata(Nov.2006–Oct.2009)andforecasteddata



(出典) 中井 晃佑, 杉村延広, 谷水義隆, 岩村幸治(2013)をもとに作成

したがって、GeneticProgramming に基づき生成した価格モデルは最低気温と卸売価格との関係を定性的には予測できる。

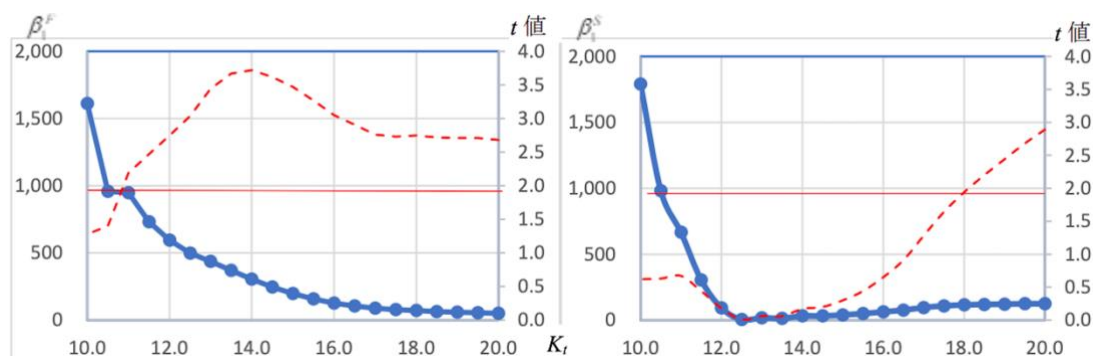
2.2 小豆先物価格と「冷温リスク」の密接な関連

第 2 に、線形回帰分析と状態空間モデルの 2 つの手法により、小豆先物価格と毎日の平均気温が一定の閾値(行使気温)を下回る度合いである「冷温リスク」と密接な関連がある。森平、伊藤(2020)は次のように述べている。

図 3 は先物価格と現物価格に関して式(1)と式(2)の推定結果を示している。図の横軸は式(1)と式(2)の右辺の説明変数 $\text{Max}[KT-T_t, 0]$ において、行使温度 $KT=10^{\circ}\text{C}$ から $KT=20^{\circ}\text{C}$ まで 0.5°C 刻みで増加させた時の先物価格式(1)における係数の推定値 $1F\beta$ とその有意性を示す t 値、現物価格式(2)における係数値 $1S\beta$ とその有意性を示す t 値を示している。係数値は青色の実線で、 t 値は赤の実線で示している。気温と小豆先物、現物価格の関係を示す図 3 から次のような興味ある事実を指摘することができる。まず次の点を確認しておこう。低温リスクを示す独立変数 $\text{Max}[KT-T_t, 0]$ の係数は t 日の

平均気温 T_t が行使温度 K_T より下回る度合いが 1°C 増加したとき、すなわち低温リスクが増加した時に小豆先物、現物価格がどのくらい上昇するかを図3は表している。価格の単位は円により示されている。第1に、低温リスクと小豆「先物」価格との関係を表している図3の右図が示す結果について考えてみよう。行使温度 K_T が 10°C から 20°C までに 0.5°C 刻みで増加(減少)するにつれて、先物価格はほぼ連続して減少(増加)する。6月から9月の十勝地方の冷温リスクは、明らかに小豆先物価格の上昇をもたらすことがわかる。ただし K_T が 10°C の時の係数の t 値が2を大きく下回ることから、係数はゼロとみなすべきである。この点は次のように解釈できる。先物市場は平均気温が 11°C になることが小豆の収量に大きな影響を与える閾値であり、投資家はそれ以下になることのリスクは、 $K_T=11^\circ\text{C}$ の気温で織り込み済みと考えたからであろう。

図3 低温リスク $\text{Max}[K_T - T_t, 0]$ の小豆先物価格(左)と現物価格(右)への感応度



注: 横軸は行使温度 K_T を、縦軸は低温リスク $\text{Max}[K_T - T_t, 0]$ の小豆の先物価格 F_t^1 に対する感応度 β_F^1 (左図) と現物価格 β_S^1 (右図) を示す。図中の青色の実線が式(1)と式(2)における低温リスク $\text{Max}[K_T - T_t, 0]$ の係数 β_F^1 と β_S^1 を、赤い破線はそれぞれの係数に対する t 値を示す。係数の値はそれぞれの図の左軸に、 t 値は右軸に示されている。現物価格に対する t は $K_T=10^\circ\text{C}$ と $K_T=18^\circ\text{C}$ 以上のときにのみ有意であることに注意。

(出典) 森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)をもとに作成

第2に、低温リスク $\text{Max}[K_T - T_t, 0]$ が「現物」価格に与える影響を考えてみる。図3の右側の図は小豆「現物」価格に対する低温リスクの影響を示している。図3において係数の大きさを示す青線とその有意性を示す赤線から、冷温リスクは小豆現物価格に影響を与えていないことがわかる。わずかに K_T が 20°C から 18°C 以下になる範囲で、100円程度の小豆現物価格の上昇をもたらす程度の効果である。線形回帰分析の結果をまとめると、小豆「現物」価格は6月から9月の間の低温リスクにほとんど反応しないのに対し、小豆「先物」価格は平均気温が 20°C 以下 ($K_T=20^\circ\text{C}$) から 9°C 以下 ($K_T=11^\circ\text{C}$) になる範囲の低温リスクに対して、その値が低くなるほど、先物価格が上昇することがわかった、つまり小豆先物価格は価格に影響を与えるファンダメンタルな

要因を考慮して決まっていることが確認できる。

固定パラメータの推定結果:式(3)と式(4)とからなる小豆先物に関する状態空間モデルの固定パラメータの推定結果が表2に、現物に関する同様の推定結果が表3に示されている。観測方程式と状態方程式の誤差分散 $2\sigma_e$ 、 $2\sigma_\varepsilon$ 、観測方程式の定数項 $F\alpha$ 、 $S\alpha$ 、状態変数に対する係数 a 、 c は全て高度に有意である。状態変数に対する係数、 a 、 c は1に極めて近い値をとっている。したがって低温リスクの価格に対する感応度である状態変数はほぼランダムウォークに従っているとみなしても良いと思われる。

表2 小豆先物に関する状態空間モデル(式(3)と式(4))の固定パラメータの推定結果
小豆 先物1番限月

	係数	標準誤差	Z値	有意確率
観測誤差分散	2411828	30733	78	0
状態誤差分散	312	43	7	0
観測定数項: α	10900	20	539	0
状態回帰項: a	0.9975	0.0008	1205	0
対数尤度	-61973			

注: 行使温度は $K_T=14^\circ\text{C}$ とした。

(出典) 森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)をもとに作成

表3 小豆現物に関する状態空間モデル(式(5)と式(6))の固定パラメータの推定結果
現物

	係数	標準誤差	Z値	有意確率
観測誤差分散	13156707	120214	109	0
状態誤差分散	1540	113	14	0
観測定数項: Y	14455	83	175	0
状態回帰項: c	0.998	0.0003	3137	0
対数尤度	-67924			

注: 行使温度は $K_T=14^\circ\text{C}$ とした。

(出典) 森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)をもとに作成

状態変数の推定結果:先物と現物に対する状態変数, $FS\beta\beta_{tt}$ をカルマンフィルターによって推定した。カルマンフィルターによる推定は、回帰モデルの場合と異なり全デー

タ期間、つまり 6 月から 9 月を含み、毎年全ての月の先物営業日の先物、現物価格データと平均気温データを用いて推定を行った。したがって、冷温リスクを示す状態変数は、小豆の収量に影響を与える 6 月から 9 月のみならず、春(3、4、5 月)、秋(10、11 月)、冬(1、2、3 月)の全てのデータを含んでいる。ここでの目的は、異なる年度、異なる月における冷温リスクが小豆先物、現物価格にどのような影響を与えているかを検討することである。まず状態変数($FS\beta\beta_{tt}$)の全期間に渡る記述統計量を示す表 4 から何が言えるかを検討してみよう。

表 4 状態変数 $FS\beta\beta_{tt}$ の記述統計量

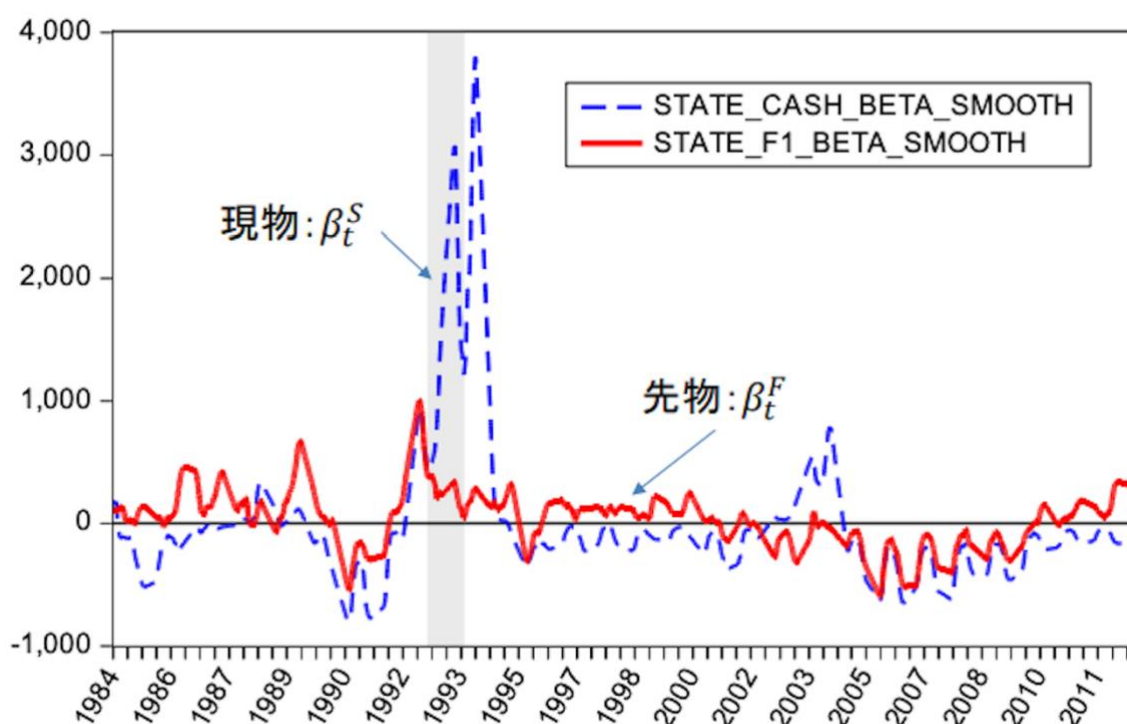
	状態変数	
統計量	先物F1	現物
平均	31.06	-13.9
中央値	55.82	-128.14
最大	1000.46	3798.69
最小	-593.38	-797.14
標準偏差	241.05	616.21
歪度	0.23	3.33
尖度	4.22	16.29
Jarque-Bera	498.16	64730.59
確率	0	0
観察個数	7032	7032

(出典) 「小豆先物価格は冷温リスクを予測する」(2020)をもとに作成

表 4 から、低温リスクを示す状態変数の平均及び中央値は、先物ではプラス、現物ではマイナスの値をとることがわかる。この場合、状態変数がマイナスの値をとるということは、低温リスクが増加すると小豆現物価格は、平均的には、増加することを意味する。これに対して先物では低温リスクが増加すると小豆価格が増加する。現物の低温リスクに対する反応は常識に反するが、後の分析(図 6)が示すように、月別の状態変数の平均値がゼロから有意に離れているかの検定を行うとゼロであるという帰無仮説を棄却できない。つまり、この場合の平均値がゼロであると結論付けることができることに注意すべきである。また小豆先物は、現物に比べて、低温リスクに対する感応度のボラティリティが高いことが表 4 の標準偏差の違いから読み取れる。先物価格の低温リスクに関する感応度は、現物の 3 倍以上である。多くの先物取引において、小豆先物の場合、現物価格のボラティリティの方が先物価格のボラティリティより大きいことから

考えて、小豆先物価格の低温リスクに対する感応度のボラティリティが現物よりも低いのは、先物の方が現物よりも低温リスクの影響を価格に安定的に織り込んでおり、その予測機能が先物の方が高いことを示唆する。次に図 4 に示した状態変数の長期傾向を見てみよう。図で網をかけて部分が 1993 年である。この年を含む前後 1 年間、つまり 1992 年から 1994 年までの 3 年間について図 4 を拡大したものが図 5 である。

図 4 状態変数 β_t^F , β_t^S の時系列推移



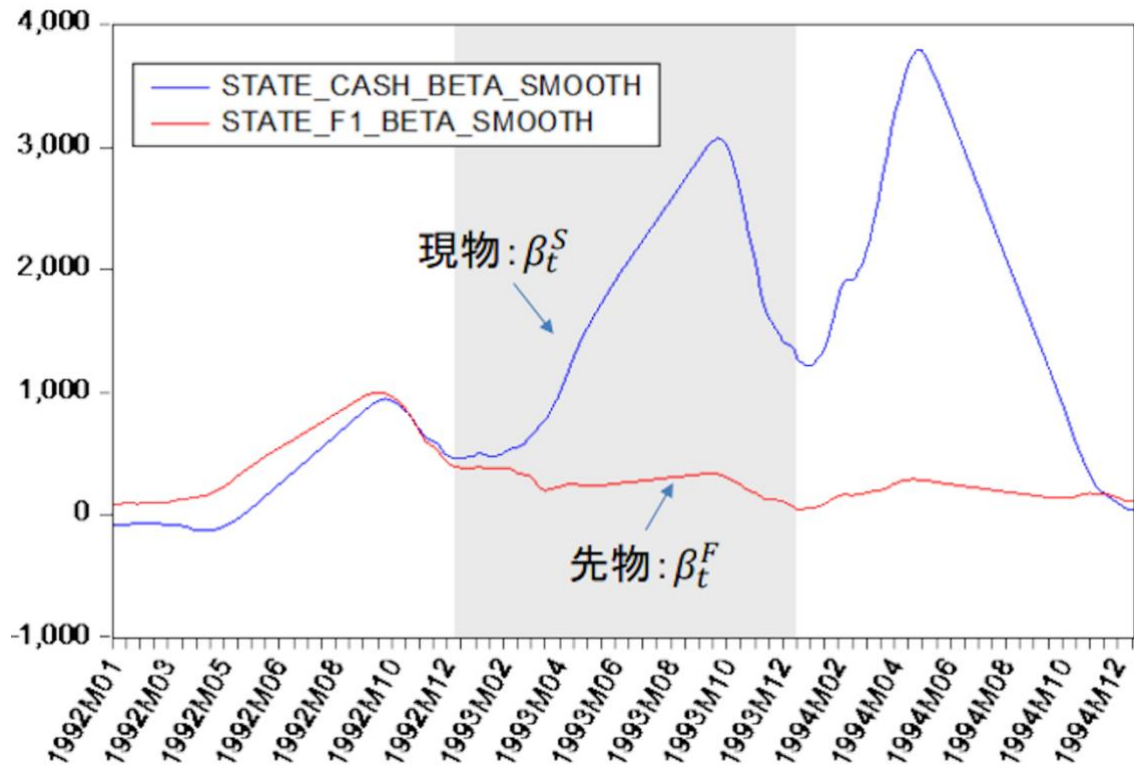
注: 実線(赤)が小豆先物価格に対する低温リスク ; $\text{Max}[K_T - T_t, 0]$ の係数である状態 β_t^F を、点線(青)が現物価格に対する係数 β_t^S を示している。係数の単位は円であり、 t 日目の平均気温 T_t が凝視価格 $K_T = 14^\circ\text{C}$ 以下になった時の温度差が 1°C 増加した時の、その日の先物価格あるいは現物価格に与える影響を示している。

(出典) 森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)をもとに作成

1993 年は北海道、東北地方で、6,7,8 月の平均気温が平年に比べマイナス 1.9°C 低く「1993 年米騒動」とよばれる社会現象が生じたくらいの冷夏であった。しかし、1992 年の後半より小豆の先物・現物とも価格感応度の急上昇がみられたが、1993 年になると現物のみ価格感応度が暴騰するものの先物価格の感応度はむしろ緩やかな低下傾向を示した。現物価格への感応度は 2013 年の 10 月から 12 月にかけて急落をしたが、翌年 14 年の 1 月以降年央にかけて再度価格の暴騰が生じたが、先物価格への感応度は、現物に比較して、安定的であった。

図5 状態変数 β_t^F, β_t^S の推移:

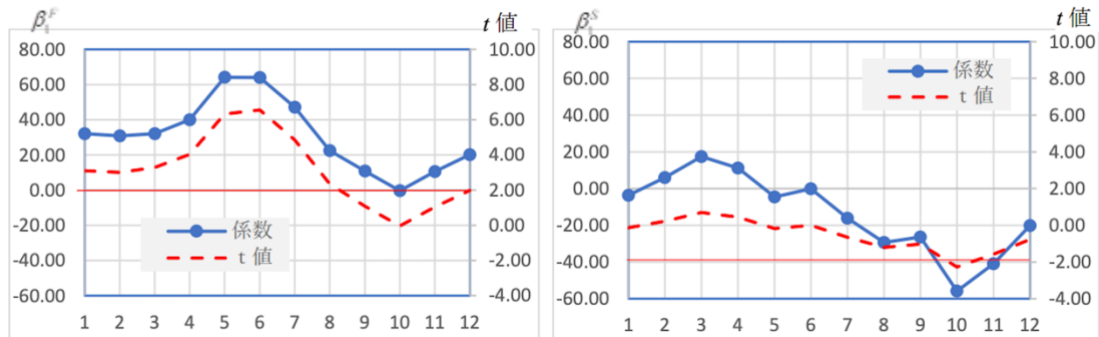
1992年から1994年までの3年間について図4を拡大したもの



(出典) 「森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)をもとに作成

状態変数の月効果:低温リスクが小豆先物価格と現物価格に与える影響が月別にどのように異なるかを検討する。回帰分析では、小豆価格に対する冷温リスクは、6月から9月までの夏季にのみ影響した。状態空間モデルでは、そうした前提をおかずに、全ての月について冷温リスクがどのような影響を小豆先物価格と現物価格に与えるのかを検討する。状態空間モデルによって推定された「冷温リスク」が小豆先物、現物価格に与える影響度合い $F\beta_t$ 、 $S\beta_t$ が月ごとにどのように異なるかを知るために、 $F\beta_t$ および $S\beta_t$ の月別の平均値が有意にゼロから乖離しているかどうかの t 検定を行う。

図6 月ごとの冷温リスクを示す状態変数 β_t^F 、 β_t^S の平均値とその有意性を示すt値



注: 左の図は小豆「先物 1 番限月」の冷温リスクに対する月ごとの価格感応度 β_t^F (式(3)と式(4))の平均値(青色の実線)とそのt値(赤色の破線)、右の図は小豆「現物」価格の冷温リスクに対する感応度 β_t^S (式(5)と式(6))の平均値(青色の実線)とt値(赤色の破線)を示している。横軸は月(1月から12月)を示す。係数のt値から、先物では冷温リスクは端境期である。秋(9、10、11)月を除く春、夏、冬で、冷温リスクは先物価格にプラスの影響を、現物では冷温リスクが秋(10、11月)のみ、かつマイナスの影響を現物価格に与えていることがわかる。

(出典) 森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)をもとに作成

t検定の結果は図6に示されている。これから興味ある幾つかの事実を示すことができる。第1に冷温リスクは先物価格には顕著な影響を与えているが、現物価格にはほとんどの月で影響をしていないことがわかる。小豆先物価格では秋の9、10、11月を除き、全ての月で「冷温リスク」は価格にプラスの影響を与えているのに対し、現物価格で10、11月を除き、全ての月で係数は有意でない。有意な10月と11月では現物価格にマイナスの影響をあたえている。これから、小豆先物取引は気温、特に冷温リスクというファンダメンタルを反映した市場価格が成立していると言えよう。これに対し、小豆現物価格は、冷温リスクはほとんどの月で影響をしていない。この理由は、現物の生産減に対しては、中国を始めとする諸外国からの輸入によって供給の安定化を図っていることがその一つの理由であろう。しかしなぜその点を考慮した先物価格の決定が行われていないのかは、依然としてパズルである。第2に、先物価格における「冷温リスク」は、天候が既存の小豆収量に及ぼす影響に関する多くの農業研究から予想されることとは異なり冬季(12、1、2)月と北海道では寒冷期である、3月や4月の早春でも価格に影響を与えている。注意すべき点は12月から4月の北海道における寒冷期、つまり小豆の作付けがまだ行われていない時期においても冷温リスクは先物価格に、プラスの影響を与えていることである。

このことは、冬季における寒さが5月から9月までの気候を将来の小豆の収量、した

がって、小豆先物価格に影響を与えると解釈できる 4。言い替えるならば、冬季から春先にかけての小豆先物価格は翌年あるいは当該年の「冷夏リスク」を予測できていると判断できる。この点は、小豆先物価格は、ヘッジ機能とならび、先物契約の重要な役割の 1 つである価格発見(Pricediscovery)機能を果たしていると言えるであろう。第 3 に、我々は線形回帰分析を用いた低温リスクの分析に当たって、農学における先行研究にもとづき、それが 6 月からの 9 月までの期間に限定して分析をした。しかし図 6 が示しているように 9 月の低温リスクは小豆先物価格に影響を与えていないことがわかる。分析期間を事前に特定の期間に限定することにはリスクがあることがわかる。

第 4 に、上記の 2 点から、冷凍濃縮オレンジジュース先物価格に対する冷温リスクの影響を分析した Roll(1984)や Boudoukhetal.(2007)のように固定係数を仮定する通常の線形回帰分析を適用することは、たとえ非線形の説明変数 $\text{Max}[KT-T_t, 0]$ を用いているとしても、天候リスクを分析する場合には適切ではないと言える。Roll(1984)は 1975 年 10 月から 1981 年 12 月までの 1,559 日間の日次最低気温が、 0°C 以下になる度合い $\text{Max}[0^{\circ}\text{C}-T, 0]$ が日次冷凍濃縮オレンジジュース FCOJ 先物リターンに影響することを示した。Roll(1984)はこのことを最小自乗法を用いて $\text{Max}[0^{\circ}\text{C}-T, 0]$ の係数の t 値が 3.69 であること、1 日前の最適気温についての $\text{Max}[0^{\circ}\text{C}-T, 0]$ の係数の t 値が 5.40 であることからこのように結論付けている。Boudoukhetal.(2007)は、全期間でなく、最低気温が摂氏 1.67°C から -17.8°C (華氏 35°C から 0°C) に限られた日の先物リターンと気温のデータを用いて同様な分析を行った。推定に用いられた標本 1967 年 9 月から 1998 年 8 月までの冬季期間(12 月 1 月、2 月)の内で、 0°C 以下になる日に至るまでの限定したデータに対して行われた。結果は先物リターンの散らばりの、決定係数でみて 48% を説明できている。こうした日は全冬季日数の僅かに 5.2% しか占めていないのにもかかわらず、この期間の先物リターンの 70% を説明できている。しかし、図 6 に示されているように収穫に影響を与える以外の期間の気温が、先物、現物価格に影響を与えることがありうる。そうした可能性を分析するには、通常の回帰分析による分析でなく、Roll(1984)と同様、全データを用いた時変パラメータ推定を可能にする回帰モデル、とりわけ状態空間モデルを用いる必要があるだろう。

したがって、線形回帰分析と状態空間モデルの 2 つの手法により、小豆先物価格と毎日の平均気温が一定の閾値(行使気温)を下回る度合いである「冷温リスク」と密接な関連がある。

3. 分析用データの整理

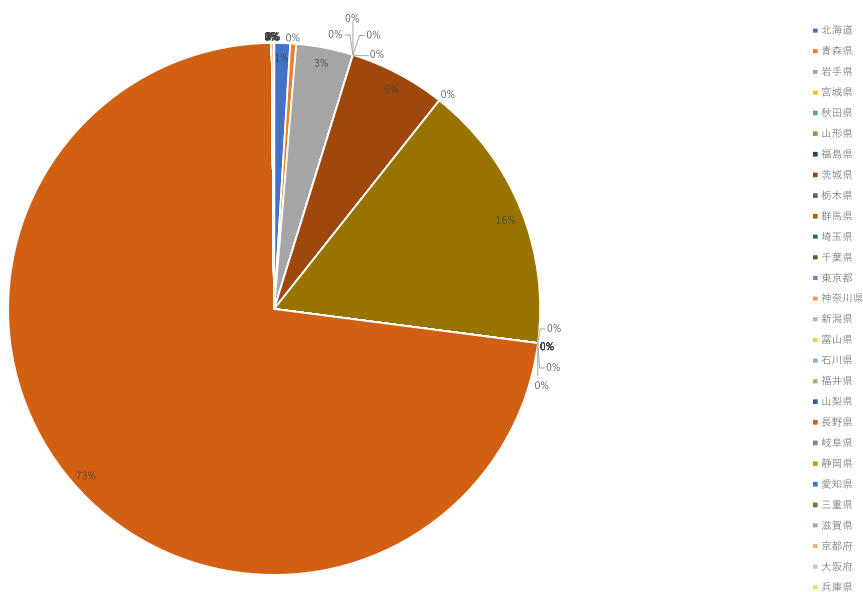
先行研究 2.1 では、レタスの価格予測を行っている。したがって、本レポートでは、先行研究を参考に、レタスの価格予測を行っていく。

まず、被説明変数は、長野県の卸売価格である。その根拠は次のとおりである。図 7 は、令和元年度都道府県別夏秋レタス出荷量の割合を表している。この資料によれば、全国のう

ち長野県が占める割合は、73%である。したがって、被説明変数は、長野県の卸売価格である。卸売価格は、農林水産省「青果物卸売市場調査報告」の長野市青果市場のレタスの各月の数量(t)と価格(円/kg)を掛け合わせた値である。期間は、令和元年から平成20年である。

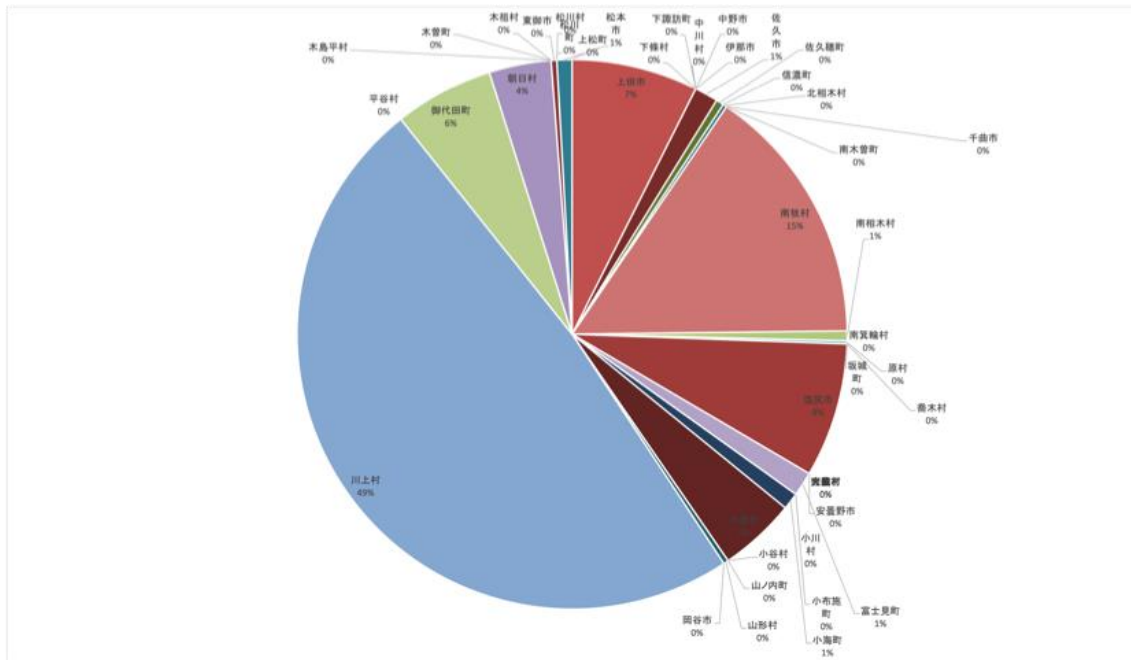
また、説明変数は、長野県川上村の気象データである。その根拠は次のとおりである。図8は、令和元年産長野県の市町村別夏秋レタス出荷量の割合を表している。この資料によれば、長野県の出荷量のうち、49%が川上村から出荷されている。したがって、説明変数は、長野県川上村の気象データである。説明変数は、国土交通省気象庁「過去の気象データ・ダウンロード」の長野市川上村を観測している佐久地点の各月の平均気温(°C)、日最高気温の平均(°C)、日最低気温の平均(°C)、最高気温(°C)、最低気温(°C)、降水量の合計(mm)、日照時間(時間)である。期間は、令和元年から平成20年である。

図7 令和元年度都道府県別夏秋レタス出荷量の割合



(出典) 農林水産省(2020a)をもとに作成

図8 令和元年産長野県の市町村別夏秋レタス出荷量の割合



(出典) 農林水産省(2020b)をもとに作成

4. 分析方法

分析方法は、まず、過去 12 年間の各月の気象データと卸売価格の相関を求め、卸売価格との相関が高い各月の気象データに基づいてレタスの卸売価格を推定するモデルを作成する。このモデルは、多項式関数生成する Genetic Programming の手法を適用し、過去 144 ヶ月の各月の平均気温(°C)、日最高気温の平均(°C)、日最低気温の平均(°C)、最高気温(°C)、最低気温(°C)、降水量の合計(mm)、日照時間(時間)に基づいて、実際の卸売市場価格と予測値の最小 2 乗誤差が小さくする多項式関数を求める。これを翌月のレタスの卸売価格を予測する予測式として利用する。また、Genetic Programming は確率的に多項式関数を生成するため、関数の生成を 5 回行い、その平均をとる。

5. おわりに

以上、農作物の価格が変動する原因について、検討した。その結果、最低気温と卸売価格との関係を定性的には予測できること、最低気温と卸売価格、小豆先物価格と毎日の平均気温が一定の閾値(行使気温)を下回る度合いである「冷温リスク」と密接な関連があることが判明した。これは、農作物の価格は、気象データに関連性があるということであろう。ただし、他の気象データと農作物の価格の関連性については、今後の課題としたい。

参考文献

国土交通省気象庁(2020)「過去の気象データ・ダウンロード」(

<https://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/index.php>

) 参照日:2021 年 12 月 6 日

東北農研・やませ気象変動研究チーム「ファームシップと豊橋技術科学大、AI を活用した野菜 5 品目の市場価格を予測するサービスを開始」『日経速報ニュースアーカイブ』2021 年 3 月 24 日

中井 晃佑, 杉村延広, 谷水義隆, 岩村幸治(2013)「植物工場における生産コスト分析と生産計画(https://www.jstage.jst.go.jp/article/pscjspe/2013A/0/2013A_751/_pdf/-char/ja)参照日:2021 年 11 月 15 日

農林水産省(2020a)「作物統計調査 / 市町村別データ 令和元年産市町村別データ」

([https://www.e-stat.go.jp/stat-](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500215&tstat=000001013427&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000001033085&tclass2=000001137546)

[search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500215&tstat=000001013427&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000001033085&tclass2=000001137546](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500215&tstat=000001013427&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000001033085&tclass2=000001137546))

参照日:2021 年 11 月 15 日

農林水産省(2020b)「作物統計調査 / 市町村別データ 令和元年産市町村別データ」

([https://www.e-stat.go.jp/stat-](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500215&tstat=000001013427&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000001033085&tclass2=000001137546)

[search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500215&tstat=000001013427&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000001033085&tclass2=000001137546](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500215&tstat=000001013427&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000001033085&tclass2=000001137546))

参照日:2021 年 11 月 15 日

農林水産省(2019)「青果物卸売市場調査報告」(

https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/seika_orosi/index.html

)参照日:2021 年 12 月 6 日

森平爽一郎、伊藤晴祥(2020)「小豆先物価格は冷温リスクを予測する」

(https://www.jstage.jst.go.jp/article/cjaros/11/1/11_27/_pdf/-char/ja)参照日:2021 年 11 月 23 日