

農産物・食品の輸出制限的措置が食料輸入国の需給構造に与えた影響

柏木 健一

1. はじめに

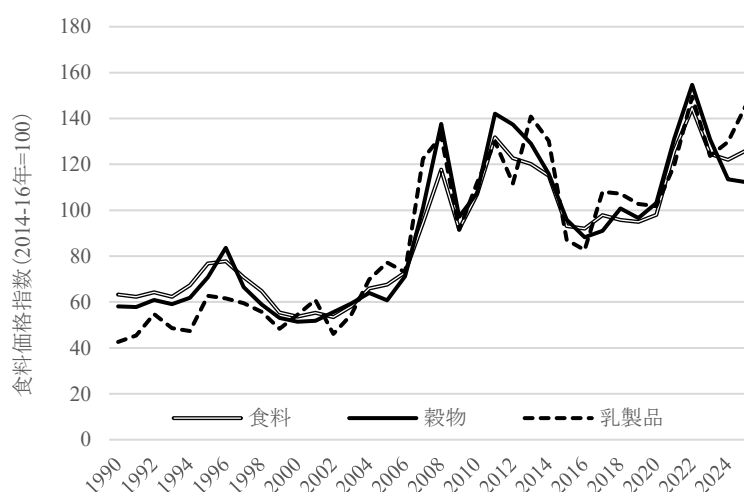
新型コロナウイルス感染症の拡大による物流停滞やサプライチェーンの混乱, 2022 年のウクライナ危機による穀物供給不安などを背景として, 世界の食料価格は上昇基調を強めている。(図 1)。特に, 小麦, トウモロコシ, 植物油など主要食料品の国際価格は急騰し, 多くの国で食料安全保障への懸念が高まっている (OECD-FAO, 2023)。こうした状況に対応するため, 世界の約 30 カ国が食料輸出規制 (禁輸, 輸出税, 輸出数量割当等) を導入し, 自国市場への供給確保による国内価格の安定化を図っている⁽¹⁾。ただし, このような輸出制限的措置は国際市場における供給不足を一層深刻化させ, 結果として世界全体の食料価格をさらに押し上げた可能性もある。事実, 2000 年代後半に, インド, アルゼンチン, ロシアなどによる穀物輸出規制措置が国際価格高騰を招いたことが報告されている (Deuss, 2017)。2020 年以降は, 過去の食料危機時と比較してより多くの国が輸出制限を発動しており, その影響はより広範囲に及んだものと考えられる。FAO et al. (2024) によれば, 食料価格が上昇した 2019 年から 2021 年にかけて世界の栄養不足人口は急増し, 2023 年には世界人口の 9.1% に達した。

このような食料価格上昇は, 人々の食料不安を悪化させたと考えられる。しかし, 実際に影響はどの程度であったのか, また, どのような家計がより大きな影響を受けたのかについては, 依然として明らかではない。近年の世界的食料価格ショックが家計レベルの食料不安に与えた影響を, 個人属性や家計特性の異質性を踏まえて検証した研究は限られている。したがって, 本研究の目的は, 近年の食料価格上昇が人々の食料不安に及ぼした影響をミクロレベルで分析し, とりわけ脆弱な層を明らかにすることにある。

食料価格上昇と食料保護主義 (food protectionism) の関係については, これまでも多くの研究が蓄積されている。2007-08 年の世界金融危機や 2010 年のロシアにおける小麦不作を契機とする穀物価格高騰に対して, 多くの国が輸出規制を導入したこと, またその結果として国際穀物価格が更に上昇したことが報告されている (Deuss, 2017; Akter, 2022)。これに対して, 近年のコロナ禍以降の食料価格高騰や輸出規制の影響を分析した研究は比較的少ない。例えば, Espitia et al. (2020) は, 食料輸出規制がコロナによる価格ショックを増幅させ, 国際穀物価格を押し上げたことを指摘した。また, Valera et al. (2024) および Antonio et al. (2025) は, 近年のインドによるコメ禁輸措置がアジアやアフリカの食料輸入国で価

格上昇を引き起こしたが、インド国内価格の安定化には十分つながらなかったことを指摘している。これらの研究の多くは、輸出規制が食料価格に及ぼす影響や国際価格と国内価格の伝達性の分析に重点を置いているが、価格上昇が家計の食料不安にどのような影響を及ぼしたのかをミクロレベルで検証した研究は限定的である。

また、よりミクロの視点から、食料価格上昇が家計の消費や厚生に負の影響を及ぼし、農村家計や貧困層が深刻な打撃を受けることが指摘されている (Ivanic and Martin, 2008; Balagtas et al., 2014)。このように家計の厚生の関係から、特に生産者と消費者、農村世帯と都市世帯の違いに着目して価格ショックの影響が分析されることは多い (Aksoy and Isik-Dikmelik, 2008; Romano et al., 2015)。しかし、価格ショックの影響を家計属性や個人属性の異質性に基づいて詳細に分析した研究は依然として限られている。Mehare et al. (2025) は、エチオピアの食料価格上昇が女性世帯主、低所得、農村の世帯の食料消費を悪化させたことを報告している。ただし、価格ショックの影響がどの属性によってどの程度異なるのかについては十分な分析は行われていない。



第1図 世界の食料価格の推移

資料：FAO World Food Situation, Annual FAO Food Price Indices <<https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>> (2025年7月5日閲覧) より筆者作成。

本研究は、FAOによる食料不安の経験尺度 (Food Insecurity Experience Scale: FIES) のミクロデータを用い、近年の世界的な食料価格上昇が人々の食料不安に与えた影響を、家計や個人の異質性に着目して検証する⁽²⁾。これまでも、食料価格上昇が貧困層や栄養不足人口に与える影響を国レベルで分析した研究は存在するが (Tiwari and Zaman, 2010; Headey and Martin, 2016)、家計や個人の属性に基づいて価格ショックの影響差を分析した研究は少ない。SDGsの目標2「飢餓をゼロに」では、「2030年までに、すべての人々、特に貧困層や脆弱な立場にある人々が一年中安全で栄養のある食料を十分に得られるようにする」ことが掲げられており、食料不安の経験尺度 (FIES) に基づく中程度または重度の食料不安

の蔓延率が主要指標とされている⁽³⁾。したがって、近年の食料価格上昇が人々の食料不安に与えた影響をミクロレベルで明らかにし、脆弱な層を特定することは、食料安全保障政策や社会的政策を検討する上で重要な意義を持つものと考えられる。

2. 先行研究

食料保護主義の蔓延に伴う食料価格の高騰には食料輸出国による輸出規制が大きく影響しているが、両者の間には双方向の関係が存在する。そもそも食料輸出規制は、不作、紛争、パンデミックなどによる供給不足に対応するために各国政府が輸出規制を短期的に発動することが多く (Abbott, 2012; Fellmann et al., 2014; Deuss, 2017; Svanidze et al., 2021)、各国政府が国内市場の安定化を目的として導入する政策手段である (Mamun and Laborde, 2025)。食料輸出規制は短期的には国内食料価格の安定化に寄与する一方で、国際市場における供給量減少を通じて食料価格の上昇を招く可能性がある (Liefert et al., 2011; Abbott, 2012; Anderson and Nelgen, 2012)。また、食料輸出国、輸入国に関わらず、食料価格高騰が輸出規制を誘発することもあり、規制による世界市場での供給減は食料価格上昇を更に引き起こし (Martin and Anderson, 2011; Brander et al., 2023; Mamun and Laborde, 2025)、他国の追加的な輸出規制をも誘発する。事実、近年の世界的な食料価格高騰期には、食料輸出国だけでなく食料輸入国でも輸出規制が導入されており、世界的な食料価格高騰の背景にはこのような連鎖的な政策反応がある。

輸出規制の原因またはその結果として生じる国際食料価格ショックは、価格伝達を通じて食料輸入国の国内価格に影響を及ぼす。特に、食料輸入依存度の高い国では、国際価格上昇が国内市場へ波及しやすいことが指摘されている。Anderson et al. (2014) は、2007–2008 年の食料価格高騰期に多くの途上国で国内食料価格が上昇したことを示し、価格遮断政策が貧困人口の増加を招いたと分析している。Deuss (2017) は、2007–2008 年と 2010–2011 年における輸出規制の影響を分析し、輸入依存度が高い国ほど国際価格上昇の伝達性が強く、食料価格高騰の影響を受けやすいことを示した。また、Brown and Kshirsagar (2015) は、天候ショックとともに国際価格ショックが途上国の国内食料価格に大きな影響を与えることを明らかにしている。Antonio et al. (2025) は、2023 年のインドによるコメ輸出規制がアジア・アフリカ諸国の小売価格を上昇させたことを指摘している。また、Ghimire and Shuto (2025) は、インドの玉葱輸出規制が価格伝達を通じてネパール国内の玉葱価格を上昇させたことを実証している。これらの研究は、輸出規制を含む国際価格ショックが、価格伝達を通じて食料輸入国の国内価格を押し上げることを示している。特に、輸入依存度が高く、家計支出に占める食料費比率の大きい非 OECD 諸国では、こうした価格ショックの影響が家計厚生へ直接波及する可能性が高い。

食料価格ショックは、家計の食料アクセスを悪化させ、食料不安や貧困を深刻化させる可能性がある。特に低所得国では、家計支出に占める食料費の割合が高いため、食料価格上昇の影響を受けやすい。Ivanic and Martin (2008) は、低所得国 9 カ国の家計データを用

いて、2005 年から 2007 年の主要食料価格上昇が貧困人口を増加させたことを示した。また、Akter and Basher (2014) は、2007–2009 年のバングラデシュにおけるコメ価格ショックが農村部の食料不安を悪化させたことを指摘している。Balagtas et al. (2014) も、2000–2008 年にバングラデシュの食料価格高騰が農村貧困層を増加させたと分析している。また、FAO et al. (2024) は、世界的な食料価格上昇や所得停滞が、低・中所得国を中心に食料不安人口の増加につながっていることを指摘している。

これらの研究は、食料輸出規制を含む国際価格ショックが価格伝達を通じて食料輸入国の家計の厚生を悪化させ、低所得層や純食料購入世帯の食料不安を深刻化させることを示している。ただし、先行研究の多くは、国レベルの価格指標や貧困率を用いた分析に留まっており、価格ショックが家計レベルの食料不安にどのように波及するのかについては、十分な実証的検討が行われていない。特に、非 OECD 諸国は食料価格ショックの影響をより強く受ける可能性があるが、家計レベルの食料不安指標を用いた研究は限定的である。本研究では、FAO による食料不安の経験尺度のマイクロデータを用い、非 OECD 諸国を対象として、食料価格ショックが家計の食料不安に与える影響を実証的に分析する。

3. 実証分析

(1) モデル

実証分析には、個人の食料不安に陥る確率（連続変数）を被説明変数とし、国レベルの食料価格インフレ率（*food_inflation_{ct}*）を説明変数とするモデルを用いた。

$$fies_{ict} = \beta_0 + \beta_1 food_inflation_{ct} + \mathbf{H}'_{ict} \boldsymbol{\theta} + \delta_c + \delta_t + u_{ict}, \quad (1)$$

ただし、*i* は個人、*c* は国、*t* は年、*fies_{ict}* は中程度または重度の食料不安に陥る確率、あるいは重度の食料不安に陥る確率を示す。*H_{ict}* は各国家計の属性（性別、年齢、居住地、教育水準、所得水準、子供の数）を示す変数ベクトル、 δ_c は国のダミー変数、 δ_t は年次ダミー変数、*u_{ict}* は誤差項、 β_0 、 β_1 、 $\boldsymbol{\theta}$ は推定されるパラメータを示す。

また、食料価格ショックを説明変数とするモデルも用いた。

$$fies_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 price_shock_{ct} + \mathbf{H}'_{ict} \boldsymbol{\tau} + \lambda_c + \lambda_t + e_{ict}, \quad (2)$$

ただし、 λ_c は国のダミー変数、 λ_t は年次ダミー変数、*e_{ict}* は誤差項、 γ_0 、 γ_1 、 $\boldsymbol{\tau}$ は推定されるパラメータを示す。*price_shock_{ct}* は、各国の食料価格ショックを示すダミー変数であり、以下のとおり定義する。

$$price_shock_{ct} = 1 \text{ if } food_inflation_{ct} > \overline{food_inflation_c}, \text{ and } 0 \text{ otherwise}, \quad (3)$$

ただし、 $food_inflation_{ct}$ は各国の食料インフレ率であり、 $\overline{food_inflation_c}$ は2010年から2024年における同インフレ率の平均値を示す。なお、式(1)および式(2)については、食料不安経験スコア(0から8の連続変数)を被説明変数とするモデルも推計する。

(2) データ

実証分析では、FAOによる食料不安の経験尺度(FIES)データベース(123カ国)の中で、非OECD諸国に焦点をあてた。FIESの調査が行われた非OECD諸国(90カ国)から、食料禁輸措置が導入された2020年前後でデータが継続的に得られる国を抽出した。こうして得られた39カ国について、2014年から2023年の各国のクロスセクションデータをプールした(サンプル数:246,770)。第1表に記述統計を示している。FIESは、個人レベルで過去12カ月における金銭や他資源の不足による食料不安の経験の有無を調査したものであり、食料確保の懸念ありの経験(worried)、不健康・栄養不足の食事の経験(unhealthy)、品目少ない食事の経験(fewfood)、食事抜きの経験(skipped)、量少ない食事の経験(ateless)、食料尽きた経験(runout)、空腹だが食事なかった経験(hungry)、丸一日食事なしの経験(whlday)の8項目から構成される。また、これら食料不安8項目に対する回答のスコアから、各項目における重症度の水準が計算され、「中程度または重度の食料不安(moderate or severe food insecurity)」と「重度の食料不安(severe food insecurity)」に陥る確率が0から1の連続変数で計算されている。前者は、「量少ない食事」になる確率がそれぞれの項目を上回る確率を示し、後者は、「丸一日食事なし」になる確率がそれぞれの項目を上回る確率として計算されている。また、中程度の食料不安は、「食料への一貫したアクセス不足を指し、食事の質を低下させ、通常の食事パターンを乱す状況」を指し、「重度の食料不安」は、「一年の間のある時点で、人々が食料を使い果たし、飢餓を経験し、最も極端な場合には一日以上食料を摂取できない状態で過ごしたことがある」ことを示している。なお、本分析ではこれら8項目のダミー変数を足し合わせて、食料不安経験スコアも算出した。

説明変数である食料価格インフレ率は、FAO STATによる食料消費者物価指数によるインフレ率を用い、食料価格ショックは式(3)のとおり算出した⁽⁴⁾。コントロール変数としては、性別(男性を1、女性を0)、年齢、居住地(都市:1、農村:0)、教育水準(初等教育またはそれ以下:1、中等教育:2、高等教育:3)、所得水準(5分位の変数)を用いた。また、子供の数は、子供0人をベースとして、1人から3人、4人から6人、7人から9人、10人以上をそれぞれ1とするダミー変数を用いた。食料輸入依存度は、農業の国内総生産に対する農畜産物の輸入比率で計算し、ラグを一期とって各国の輸入依存度の相違をコントロールした⁽⁵⁾。新型コロナの影響をコントロールするために、人口一人当たりの新規感染者数を用いた⁽⁶⁾。第2表に食料価格ショックを受けたグループと受けていないグループで各変数の平均値を比較している。アウトカム変数である食料不安に陥る確率と食料不安スコアの平均値について、食料価格ショックを受けたグループの方がそうでないグループよりも有意に高いことから、価格ショックによる負の影響が示唆される。ただし、属性を示す変数にも有意差があるため、アウトカムの平均値の単純比較には注意を要する。

第 1 表 記述統計

変数	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
中程度・重度の食料不安に陥る確率	246,770	0.322	0.420	0.000	1.000
重度の食料不安に陥る確率	246,770	0.120	0.265	0.000	0.946
食料不安経験スコア (0 から 8)	246,770	2.406	2.896	0	8
食料価格インフレ率 (%)	246,770	8.685	22.946	-7.4	324.2
食料価格ショック (ダミー変数)	246,770	0.278	0.448	0	1
性別 (男性: 1, 女性: 0)	246,770	0.441	0.497	0	1
年齢 (歳)	246,770	41.892	18.152	15	100
居住地 (都市=1, 農村=0)	246,770	0.369	0.482	0	1
教育水準 (1: 初等教育/それ以下, 2: 中等教育, 3: 高等教育)	246,770	1.799	0.691	1	3
所得水準 (5 分位)	246,770	3.215	1.423	1	5
子供の数 (1-3 人) (ダミー変数)	246,770	0.444	0.497	0	1
子供の数 (4-6 人) (ダミー変数)	246,770	0.081	0.273	0	1
子供の数 (7-9 人) (ダミー変数)	246,770	0.015	0.122	0	1
子供の数 (10 人以上) (ダミー変数)	246,770	0.008	0.091	0	1
食料品輸入依存度 (割合)	246,770	0.976	1.543	0.047	9.928
新型コロナ新規感染者数 (人口一万人当たり人数)	246,770	1.138	3.430	0.000	23.571

資料: FAO による FIES, World Bank による WDI および Our World in Data のデータより筆者作成。

第 2 表 記述統計 (食料価格ショックありグループとなしグループの比較)

変数	食料価格ショックあり (n=68,552)		食料価格ショックなし (n=178,218)		平均値の差
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
中程度・重度の食料不安に陥る確率	0.345	0.427	0.313	0.416	0.032***
重度の食料不安に陥る確率	0.131	0.275	0.116	0.261	0.014***
食料不安経験スコア	2.549	2.940	2.352	2.877	0.198***
性別	0.429	0.495	0.446	0.497	-0.018***
年齢	42.12	18.09	41.81	18.17	0.309***
居住地	0.389	0.488	0.361	0.480	0.028***
教育水準	1.836	0.686	1.784	0.693	0.051***
所得水準	3.216	1.419	3.214	1.424	0.002
子供の数 (1-3 人)	0.453	0.498	0.440	0.496	0.013***
子供の数 (4-6 人)	0.077	0.266	0.083	0.276	-0.006***
子供の数 (7-9 人)	0.013	0.112	0.016	0.126	-0.003***
子供の数 (10 人以上)	0.008	0.089	0.009	0.092	0.000
食料品輸入依存度	0.842	1.484	1.027	1.562	-0.185***
新型コロナ新規感染者数	3.101	5.570	0.383	1.517	2.718***

資料: FAO による FIES, World Bank による WDI および Our World in Data のデータより筆者作成。

注. ***, **, *は統計的にそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

4. 分析結果

(1) 推定結果

モデルの推定には最小二乗法（OLS）を用いた。第3表の食料価格インフレ率の影響を推定した結果によれば、食料価格インフレ率の係数は正であり、いずれも統計的に有意であった。食料価格インフレ率が1パーセンテージポイント上昇すると、中程度または重度の食料不安に陥る確率は0.0003、重度の食料不安に陥る確率は0.0002上昇する。同様に、食料インフレ率1ポイント上昇は0.0023の食料不安スコア上昇をもたらす。また、年齢が高いほど食料不安に陥る確率と食料不安スコアが高く、男性や教育水準と所得水準が高い個人ほどこれらの値が低い。子供の数については、子供の数4-6人世帯が子供なし世帯に比べて高い食料不安を抱えている。なお、都市または農村の居住地による相違はみられなかった。中程度または重度の食料不安は「量少ない食事」の経験の有無を、重度の食料不安は「丸一日食事なし」の経験の有無を基準にしていることから、価格高騰によって食事の量が減り、食事が丸一日とれなくなる可能性が高いことが指摘できる。

一方、第4表には、食料価格ショックの影響の推定結果を示している。食料価格ショックの係数は正であり、中程度または重度の食料不安と食料不安スコアを被説明変数とする推定で統計的に有意であった。食料価格ショックが生じる、すなわち、各国の食料インフレ率はその国の平均的水準を上回ると、中程度または重度の食料不安に陥る確率と食料不安スコアが上昇する。具体的には、食料価格ショックが起これば、中程度または重度の食料不安に陥る確率は0.0219、食料不安スコアは0.1464上昇する。価格ショックのパラメータは、中程度または重度の食料不安に陥る確率を推定で有意であるのに対し、重度の食料不安に陥る確率の推定では有意ではないことから、価格ショックによって食事が丸一日とれなくなるほどではないが、食事の量が減る可能性が高いことが指摘できる。また、家計の属性による食料不安の相違については、食料価格インフレの推定結果とほぼ同様であり、年齢が高いほど食料不安を抱えており、教育水準と所得水準が高い家計ほど食料不安は少ないことが指摘できる。

第5表から第7表では、食料価格ショックと家計属性との交差項の係数を推定することで、価格ショックの影響が属性によって異なるかを検証した。第5表の中程度または重度の食料不安を被説明変数とした推定について、交差項のパラメータはいずれも有意ではなかった。また、第7表では食料不安スコアを被説明変数とするモデルの推定結果をみたが、交差項のパラメータは有意ではなかった。つまり、属性の相違による価格ショックの影響の違いは、中程度または重度の食料不安と食料不安スコアでは確認できなかった。

これに対して、第6表で重度の食料不安を被説明変数としたモデルでは、性別、年齢、居住地、所得水準、子供の数の相違による価格ショックの影響に有意差は確認されなかったが、教育水準の相違による有意な影響があった。つまり、教育水準が高い個人ほど、食料価格ショックによって重度の食料不安に陥る確率が低下する。この結果は、Mutisya ら

(2016) によるケニアの事例に一致しており、高学歴層は価格や栄養に関する情報をより的確に理解できる能力を有しており、安価な代替食材の選択や調達先の変更といった対応を通じてショックへの適応力が高いため、食料不安に陥りにくいことが示唆される。

第3表 食料価格インフレ率の影響についての推定結果

従属変数：	中程度・重度の食料不安		重度の食料不安		食料不安スコア	
定数項	0.3393*** (0.0100)	0.0196*** (0.144)	0.0416*** (0.0069)	0.1934*** (0.0151)	2.4106*** (0.0728)	4.7344*** (0.1422)
食料価格インフレ率	0.0003*** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)	0.0020*** (0.0005)	0.0023*** (0.0006)
性別（男性）		-0.0118** (0.0047)		-0.0035 (0.0027)		-0.0835** (0.0315)
年齢		0.0006** (0.0002)		0.0002** (0.0001)		0.0046** (0.0016)
居住地（都市）		0.0008 (0.0072)		-0.0035 (0.0027)		-0.0045 (0.0528)
教育水準		-0.0659*** (0.0060)		-0.0321*** (0.0038)		-0.4716*** (0.0421)
所得水準		-0.0605*** (0.0034)		-0.0262*** (0.0028)		-0.4298*** (0.0241)
子供の数（1-3 人）		-0.0013 (0.0053)		-0.0048* (0.0024)		-0.0163 (0.0037)
子供の数（4-6 人）		0.0245** (0.0106)		0.0263*** (0.0081)		0.1801** (0.0744)
子供の数（7-9 人）		0.0148 (0.0153)		0.0372*** (0.0116)		0.1413 (0.1161)
子供の数（10 人以上）		-0.0082 (0.0239)		0.0209 (0.0220)		-0.0274 (0.1667)
食料品輸入依存度		-0.0006 (0.0099)		0.0118* (0.0057)		0.0193 (0.0646)
新型コロナ新規感染者数		-0.0031* (0.0016)		-0.0003 (0.0011)		-0.0181 (0.0109)
国ダミー	有	有	有	有	有	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有
決定係数	0.2515	0.3173	0.2397	0.2746	0.2826	0.3525
標本数	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770

注. かっこ内は国レベルでクラスタされた標準誤差を示す。***, **, *は統計的にそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

第4表 食料価格ショックの影響についての推定結果

従属変数：	中程度・重度の食料不安		重度の食料不安		食料不安スコア	
定数項	0.3425*** (0.0101)	0.6683*** (0.0196)	0.0450*** (0.0067)	0.1977*** (0.0144)	2.4367*** (0.0735)	4.7703*** (0.1407)
食料価格ショック	0.0170** (0.0085)	0.0219** (0.0090)	0.0097 (0.0074)	0.0102 (0.0075)	0.1163* (0.0622)	0.1464** (0.0657)
性別（男性）		-0.0116** (0.0047)		-0.0034 (0.0026)		-0.0822** (0.0313)
年齢		0.0006** (0.0002)		0.0002** (0.0001)		0.0046** (0.0016)
居住地（都市）		0.0007 (0.0060)		-0.0036 (0.0055)		-0.0052 (0.0531)
教育水準		-0.0605*** (0.0034)		-0.0321*** (0.0038)		-0.4296*** (0.0240)
所得水準		-0.0605*** (0.0035)		-0.0262*** (0.0028)		-0.4296*** (0.0241)
子供の数（1-3 人）		-0.0014 (0.0053)		-0.0048** (0.0024)		-0.0167 (0.0037)
子供の数（4-6 人）		0.0244** (0.0106)		0.0263*** (0.0081)		0.1793** (0.0743)
子供の数（7-9 人）		0.0146 (0.0153)		0.0371*** (0.0116)		0.1395 (0.1154)
子供の数（10 人以上）		-0.0084 (0.0239)		0.0209 (0.0220)		-0.0284 (0.1667)
食料品輸入依存度		-0.0041 (0.0101)		0.0094* (0.0047)		-0.0061 (0.0644)
新型コロナ新規感染者数		-0.0034** (0.0016)		-0.0004 (0.0011)		-0.0205* (0.0107)
国ダミー	有	有	有	有	有	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有
決定係数	0.2515	0.3174	0.2396	0.2744	0.2826	0.3525
標本数	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770

注．カッコ内は国レベルでクラスタされた標準誤差を示す。***, **, *は統計的にそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

第5表 食料価格ショックと個人属性の交差項の推定結果

従属変数：	中程度・重度の食料不安								
定数項	0.6680*** (0.0195)	0.6654*** (0.0192)	0.6678*** (0.0195)	0.6627*** (0.0201)	0.6658*** (0.0195)	0.6691*** (0.0198)	0.6685*** (0.0196)	0.6683*** (0.0196)	0.6683*** (0.045)
食料価格ショック	0.0228** (0.0103)	0.0323* (0.0167)	0.0235** (0.0086)	0.0403** (0.0180)	0.0305 (0.0192)	0.0186** (0.0086)	0.0207** (0.0092)	0.0217** (0.0090)	0.0220** (0.0090)
食料価格ショック ×性別	-0.0021 (0.0074)								
食料価格ショック ×年齢		-0.0002 (0.0002)							
食料価格ショック ×居住地			-0.0041 (0.0098)						
食料価格ショック ×教育水準				-0.0102 (0.0077)					
食料価格ショック ×所得水準					-0.0026 (0.0042)				
食料価格ショック ×子供の数（1-3人）						0.0070 (0.0060)			
食料価格ショック ×子供の数（4-6人）							0.0171 (0.0166)		
食料価格ショック ×子供の数（7-9人）								0.0178 (0.0343)	
食料価格ショック ×子供の数（10人以上）									-0.0086 (0.0385)
コントロール変数	有	有	有	有	有	有	有	有	有
国ダミー	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有	有	有	有
決定係数	0.3174	0.3174	0.3174	0.3174	0.3174	0.3174	0.3174	0.3174	0.3174
サンプル数	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770

注. かっこ内は国レベルでクラスタされた標準誤差を示す。***, **, *は統計的にそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

第6表 食料価格ショックと個人属性の交差項の推定結果

従属変数：	重度の食料不安								
定数項	0.1979*** (0.0145)	0.1967*** (0.0141)	0.1967*** (0.0142)	0.1911*** (0.0141)	0.1963*** (0.0149)	0.1979*** (0.0144)	0.1979*** (0.0145)	0.1978*** (0.0144)	0.1978*** (0.0144)
食料価格ショック	0.0094 (0.0075)	0.0138 (0.0105)	0.0134* (0.0068)	0.0322** (0.0147)	0.0149 (0.0152)	0.0093 (0.0075)	0.0096 (0.0075)	0.0099 (0.0075)	0.0102 (0.0075)
食料価格ショック ×性別	0.0018 (0.0049)								
食料価格ショック ×年齢		-0.0001 (0.0001)							
食料価格ショック ×居住地			-0.0083 (0.0078)						
食料価格ショック ×教育水準				-0.0122** (0.0053)					
食料価格ショック ×所得水準					-0.0014 (0.0031)				
食料価格ショック ×子供の数 (1-3 人)						0.0018 (0.0036)			
食料価格ショック ×子供の数 (4-6 人)							0.0078 (0.0109)		
食料価格ショック ×子供の数 (7-9 人)								0.0316 (0.0220)	
食料価格ショック ×子供の数 (10 人以上)									-0.0088 (0.0359)
コントロール変数	有	有	有	有	有	有	有	有	有
国ダミー	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有	有	有	有
決定係数	0.2744	0.2744	0.2745	0.2746	0.2744	0.2744	0.2744	0.2745	0.2744
サンプル数	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770

注. かっこ内は国レベルでクラスタされた標準誤差を示す。***, **, *は統計的にそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

第7表 食料価格ショックと個人属性の交差項の推定結果

従属変数：	食料不安スコア								
定数項	4.7698*** (0.1399)	4.7472*** (0.1374)	4.7663*** (0.1396)	4.7237*** (0.1420)	4.7550*** (0.1402)	4.7743*** (0.1422)	4.7722*** (0.1413)	4.7707*** (0.1407)	4.7702*** (0.1406)
食料価格ショック	0.1481* (0.0744)	0.2309* (0.1186)	0.1584** (0.0648)	0.3002** (0.1310)	0.1994 (0.1357)	0.1292 (0.0630)	0.1368** (0.0669)	0.1442** (0.0659)	0.1465** (0.0659)
食料価格ショック ×性別	-0.0039 (0.0516)								
食料価格ショック ×年齢		-0.0020 (0.0019)							
食料価格ショック ×居住地			-0.0318 (0.0734)						
食料価格ショック ×教育水準				-0.0857 (0.0542)					
食料価格ショック ×所得水準					-0.0164 (0.0292)				
食料価格ショック ×子供の数（1-3人）						0.0361 (0.0428)			
食料価格ショック ×子供の数（4-6人）							0.1303 (0.1163)		
食料価格ショック ×子供の数（7-9人）								0.2169 (0.2598)	
食料価格ショック ×子供の数（10人以上）									-0.0257 (0.2681)
コントロール変数	有	有	有	有	有	有	有	有	有
国ダミー	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有	有	有	有
決定係数	0.3525	0.3525	0.3525	0.3526	0.3525	0.3525	0.3525	0.3525	0.3525
サンプル数	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770	246,770

注. かっこ内は国レベルでクラスタされた標準誤差を示す。***, **, *は統計的にそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

（2）考察

本研究の実証分析の結果によれば、食料インフレ率の上昇は、中程度または重度の食料不安に陥る確率、重度の食料不安に陥る確率および食料不安スコアのいずれも有意に上昇される影響があった。また、食料価格ショックは中程度または重度の食料不安に陥る確率と食料不安スコアを有意に上昇させるが、重度の食料不安には有意な影響を確認できなかった。また、家計の異質性を考慮した分析では、教育水準の高い個人ほど、価格ショックによる重度の食料不安への影響が緩和されることが示された。

このような分析結果は、近年の世界的な食料価格上昇が非 OECD 諸国における家計の食

料アクセスを悪化させ、中程度以上の食料不安を拡大させたことを示している。特に、食料価格インフレ率および食料価格ショックの双方が、中程度または重度の食料不安に陥る確率と食料不安スコアを有意に押し上げていたことは、国際価格ショックが家計厚生へ波及することを示した先行研究と整合的である。Ivanic and Martin (2008) や Akter and Basher (2014) は、食料価格高騰が低所得国の家計厚生や食料アクセスを悪化させることを指摘したが、本研究は、食料価格高騰による負の影響がコロナ禍やウクライナ危機後の価格高騰局面においても継続して観察されることを多国間のマイクロデータを用いて確認した。

また、本研究では、食料価格ショックが重度の食料不安には統計的に有意な影響を及ぼさなかった一方で、中程度または重度の食料不安には有意な影響を与えていた。この結果は、価格ショックがまず家計の食事の質や量の低下として現れるのであって、直ちに「丸一日食事がとれない」といった極端な飢餓状態にまで至るわけではない可能性を示唆している。FIES における中程度の食料不安は、食事内容の質的低下や摂取量の減少を反映する指標であるため、家計は価格上昇に直面した際、まず高価な食品の購入を控えたり、食事回数や摂取量を調整したりすることで対応している可能性が考えられる。このことは、Akter and Basher (2014) や Balagtas et al. (2014) が示すように、価格上昇時に家計が食料消費を削減することで厚生悪化に直面するという議論と整合的である。

一方、本研究では、教育水準の高い個人ほど、価格ショックによる重度の食料不安への影響が小さいことが確認された。この結果より、教育がショックへの適応能力を高める可能性を示唆している。先行研究では、教育水準の高い家計ほど所得機会が安定していることに加え、市場価格や栄養情報へのアクセス能力が高く、代替食品の選択や支出調整を柔軟に行えることが指摘されている。Mutisya et al. (2016) のケニア研究でも高学歴層ほど食料不安に陥りにくいことが示されており、本研究の結果はこれと整合的である。特に、価格高騰局面では、安価な代替食材への切り替え、調達先の変更、または家計内支出の再配分などの対応能力が重要となるため、教育を通じた情報取得能力や家計管理能力の差が、食料不安の深刻度に影響している可能性が考えられる。

他方で、食料価格ショックと都市ダミーの交差項は有意ではなかった。つまり、都市住民と農村住民の間で、食料価格ショックの影響の差は確認できなかった。先行研究では、農村住民に比べて、都市住民が価格ショックの影響を強く受けるとされることが多いが、本研究ではその差異は限定的であった。これは、近年の価格高騰が世界的かつ広範囲に及び、都市・農村を問わず家計の食料アクセス全般に影響を与えた可能性を示している。また、従来の「農村＝生産者」「都市＝消費者」という単純な構図では説明できない状況が生じた可能性もある。特に非 OECD 諸国では、農村家計であっても純食料購入世帯である場合が多く、国際価格上昇の負の影響を受けやすかったことが考えられる。

本研究の分析結果は総じて、輸出規制を含む「食料保護主義」が国際市場を通じて輸入国の家計厚生に波及する可能性を示唆している。Espitia et al. (2020) や Valera et al. (2024) は、食料輸出規制が国際価格を引き上げたことを示しているが、本研究は、その影響が最終的に家計レベルの食料不安として現れることを指摘した。特に、食料輸入依存度の高い

非 OECD 諸国では、輸出規制による国際価格上昇が国内価格へ伝達されやすく、その結果として、脆弱層の食料アクセスが悪化した可能性が高い。これは、輸出規制が短期的には食料輸出国の国内価格安定化をもたらす一方で、輸入国側には負の影響が生じさせていることを示唆している。

5. おわりに

本研究では、非 OECD 諸国 39 カ国を対象として、FAO の食料不安経験尺度のマイクロデータを用い、近年の食料価格上昇と食料価格ショックが家計レベルの食料不安に与える影響を分析した。実証分析の結果、食料価格インフレ率の上昇は、中程度または重度の食料不安、重度の食料不安および食料不安スコアを有意に悪化させることが確認された。また、食料価格ショックは、中程度または重度の食料不安と食料不安スコアを有意に上昇させる一方、重度の食料不安への影響は限定的であった。これらの結果より、価格高騰がまず食事の質や量の低下として表れ、直ちに飢餓状態に至るわけではない可能性が示唆された。また、家計の異質性を考慮した分析では、教育水準の高い個人ほど価格ショックによる重度の食料不安への影響が小さいことが指摘された。これは、高学歴層ほど情報取得能力や家計調整能力を通じて、価格ショックへの高い適応力を有している可能性がある。一方で、都市・農村別や所得階層別では統計的に有意な差は確認されず、近年の価格高騰は広範な家計層に影響を及ぼした可能性が示された。これらの結果は、輸出規制を含む国際的な食料価格ショックが、価格伝達を通じて食料輸入国の家計レベルの食料不安を悪化させていることを示している。したがって、食料輸入依存度の高い非 OECD 諸国では、価格安定化政策に加え、脆弱層への所得支援や食料補助などの社会的保護政策が重要であることが示唆される。

最後に本研究の限界について述べておきたい。第一に、本分析は観察データに基づくものであり、食料価格上昇と食料不安との関係について厳密な因果関係を特定しているわけではない。例えば、紛争、景気後退、気候ショックなど、食料価格と食料不安の両方に影響を与える交絡因子が十分にコントロールできていない可能性がある。また、価格上昇が食料不安を引き起こすだけでなく、食料不安の深刻化が価格高騰を招くという逆の因果も考えられる。第二に、本研究では説明変数に国レベルの食料価格指標を用いており、地域間の価格差や品目別価格変動の影響は捉えられていない。特に低所得国では地域ごとの市場統合度が低いため、国際価格の国内伝達には地域差が存在する可能性がある。第三に、本研究は非 OECD 諸国を対象としているため、各国の政策対応や社会保障制度の相違までは十分に考慮できていない。また、本研究で家計の属性から食料価格ショックに対して脆弱性な層は特定できていない。ただし、近年の食料価格上昇によって人々の食料不安が総じて高まっていることは事実である。今後は地域別・品目別食料価格データを用いた分析や食料価格の内生性を考慮した分析手法を通じて、価格ショック伝達メカニズムや脆弱層への影響をより詳細に検証する必要がある。

注 (1) 食料輸出規制については、Global Trade Alert <<https://www.globaltradealert.org>> (2025 年 4 月 6 日閲覧) を参照されたい。

(2) FAO の食料不安経験尺度については、FAO Voices of the Hungry<<https://www.fao.org/in-action/voices-of-the-hungry/fies/en/>> (2025 年 6 月 5 日閲覧) を参照されたい。

(3) SDGs グローバル指標については、Japan SDGs Action Platform <<https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/sdgs/statistics/goal2.html>> (2025 年 4 月 6 日閲覧) を参照されたい。

(4) FAO STAT <<https://www.fao.org/faostat/en/#data>> (2025 年 7 月 5 日閲覧) を参照されたい。

(5) 農業の国内生産額のデータは、World Bank, World Development Indicators <<https://wdi.worldbank.org/tables/>> (2025 年 7 月閲覧) を参照。作物・畜産物の輸入額は、前掲の FAO STAT から得られた。

(6) 新型コロナ感染者数は、Our World in Data <<https://ourworldindata.org/data>> (2025 年 7 月 5 日閲覧) を参照されたい。

[謝辞]

本研究は、農林水産省農林水産政策研究所連携研究スキームによる研究委託事業 JPJ009417:「農産物・食品の輸出制限的措置が先進国とグローバルサウスの食料需給・貿易構造に及ぼす影響に関する研究」の補助を受けて行ったものである。

[引用文献]

【外国語文献】

- Abbott (2012) Export Restrictions as Stabilization Responses to Food Crisis, *American Journal of Agricultural Economics* 94(2): 428-434. <https://doi.org/10.1093/ajae/aar092>
- Aksoy, M. A., and A. Isik-Dikmelik (2008) Are Low Food Prices Pro-poor? Net Food Buyers and Sellers in Low-income Countries, *Journal of Rural Mental Health* 32(2): 46-79. DOI: 10.1037/h0095951
- Akter, S. (2022) The Effects of Food Export Restrictions on the Domestic Economy of Exporting Countries: A Review. *Global Food Security* 35(2). DOI: 10.1016/j.gfs.2022.100657
- Akter, S. and S.A. Basher (2014) The Impacts of Food Price and Income Shocks on Household Food Security and Economic Well-being: Evidence from Rural Bangladesh. *Global Environmental Change* 25: 150-162. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2014.02.003>
- Anderson, K., M. Ivanic, and W.J. Martin (2014) Food Price Spikes, Price Insulation, and Poverty, in Chavas, J., D. Hummels, B.D. Wright, B.D. eds., *The Economics of Food Price Volatility*, Chapter 8: 311–344, University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226129082.003.0009>
- Anderson, K., and S. Nelgen (2012) Agricultural Trade Distortions during the Global Financial Crisis, *Oxford Review of Economic Policy* 28(2): 235-260. <https://www.jstor.org/stable/43741295>
- Antonio, R. J. S., A. K. Mishra, D. Dawe, and V. O. Pede (2025) India's Export Restrictions and Response of African and Asian Retail Prices. *Food Policy* 132: 102382. DOI: 10.1016/j.foodpol.2025.102832
- Balagtas, J.V., H. Bhandari, E.R. Cabrera, S. Mohanty, and M. Hossain (2014) Did the Commodity Price Spike

- Increase Rural Poverty? Evidence from a Long-run Panel in Bangladesh, *Agricultural Economics* 5(3): 303-312.
<https://doi.org/10.1111/agec.12066>
- Brander, M., T. Bernauer, and M. Huss (2023) Trade Policy Announcements can Increase Price Volatility in Global Food Commodity Markets. *Nature Food* 4: 331-340. <https://doi.org/10.1038/s43016-023-00729-6>
- Brown, M.E., and V. Kshirsagar (2015) Weather and International Price Shocks on Food Prices in the Developing World, *Global Environmental Change* 35: 31-40. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2015.08.003>
- Deuss, A. (2017) Impact of Agricultural Export Restrictions on Prices in Importing Countries, OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, No. 105, OECD Publishing, Paris. DOI: 10.1787/1eeeb292-en
- Espitia, A., N. Rocha, and M. Ruta (2020) Covid-19 and Food Protectionism: The Impact of the Pandemic and Export Restrictions on World Food Markets, World Bank Policy Research Working Paper No. 9253.
<https://ssrn.com/abstract=3605887>
- FAO-IFAD-UNICEF-WFP-WHO (2024) *The State of Food Security and Nutrition in the World 2024: Financing to End Hunger, Food Insecurity and Malnutrition in All its Forms*, Rome. DOI: 10.4060/cd1254en
- Fellmann, T., S. Hélaine and N. Olexandr (2014) Harvest Failures, Temporary Export Restrictions and Global Food Security: The Example of Limited Grain Exports from Russia, Ukraine and Kazakhstan, *Food Security* 6(5): 727-742. DOI: 10.1007/s12571-014-0372-2
- Ghimire, S., and H. Shuto (2025) How Do India's Export Regulations Affect Onion Prices in Nepal? 『フードシステム研究』 32(1) : 61-66. https://doi.org/10.5874/jfsr.25.32.1_6
- Headey, D. and W.J. Martin (2016) The Impact of Food Prices on Poverty and Food Security, *Annual Review of Resource Economics* 8(1), 329-351. DOI: 10.1146/annu rev-resource-100815-095303
- Ivanic, M., and W. Martin (2008) Implications of Higher Global Food Prices for Poverty in Low - income Countries, *Agricultural Economics* 39(1): 405-416. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2008.00347.x>
- Liefert, W.M., P. Westcott, and J. Wainio (2011) Alternative Policies to Agricultural Export Bans that are Less Market-Distorting, *American Journal of Agricultural Economics* 94(2): 435-441. <https://doi.org/10.1093/ajae/aar103>
- Mamun, A., and D. Laborde (2025) Role of International Price and Domestic Inflation in Triggering Export Restrictions on Food Commodities, *Agricultural Economics* 56(6): 905-923. <https://doi.org/10.1111/agec.70041>
- Martin, W., and K. Anderson (2011) Export Restrictions and Price Insulation During Commodity Price Booms, *American Journal of Agricultural Economics* 94(2): 422-427. <https://doi.org/10.1093/ajae/aar105>
- Mehare, A., L.T. Abdisa, and S.K. Hundie (2025) Food Price Changes, Household Food and Nutrition Security in Ethiopia: Evidence from Household Level Analysis Through a Gender Lens, *Food Science and Nutrition* 13(7): e70685. DOI: 10.1002/fsn3.70685
- Mutisya, M., M.W. Ngware, C.W. Kabiru and N. Kandala (2016) The Effect of Education on Household Food Security in Two Informal Urban Settlements in Kenya: A Longitudinal Analysis, *Food Security* 8: 743-756. DOI: 10.1007/s12571-016-0589-3
- OECD-FAO (2023) *OECD-FAO Agricultural Outlook 2023-2032*, Paris: OECD Publishing. DOI: 10.1787/08801ab7-en.
- Romano, D., and A. Carraro (2015) Price Shocks, Vulnerability and Food and Nutrition Security among Rural and

- Urban Households in Tanzania, 2015 Fourth Congress, Italian Association of Agricultural and Applied Economics, June 11-12, 2015, Ancona, Italy. DOI: 10.22004/ag.econ.207281
- Svanidze, M., L. Götz, and D. Serebrennikov (2021) The Influence of Russia's 2010/2011 Wheat Export Ban on Spatial Market Integration and Transaction Costs of Grain Markets, *Applied Economics Perspectives* 44(2): 1083-1099. <https://doi.org/10.1002/aepp.13168>
- Tiwari, S. and H. Zaman (2010) The Impact of Economic Shocks on Global Undernourishment, Policy Research Working Paper, WPS 5215, World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/50966146816374239>
- Valera, H. G. A., A. K. Mishra, V. O. Pede, T. Yamano, and D. Dawe (2024) Domestic and International Impacts of Rice Export Restrictions: The Recent Case of Indian Non-basmati Rice. *Global Food Security* 41, 100754. DOI: 10.1016/j.gfs.2024.10075

2026（令和8）年 9月15日 発行

農林水産政策研究所連携研究スキームによる研究〔輸出制限的措置〕研究資料

農産物・食品の輸出制限的措置が食料輸入国の需給構造に与えた影響

編集発行 農林水産省 農林水産政策研究所

〒100-0013 東京都千代田区霞が関 3-1-1

電話 (03)6737-9000

FAX (03)6737-9600
