
RCESR Discussion Paper Series

近年の米価格上昇とその需要システムの分析

2026年1月16日

阿部修人、稻倉典子、外木暁幸

RCESR

一橋大学 経済研究所
経済社会リスク研究機構

〒186-8603 東京都国立市中 2-1
<http://risk.ier.hit-u.ac.jp/>

近年の米価格上昇とその需要システムの分析 *

阿部修人 † 稲倉典子 ‡ 外木暁幸 §

2026年1月16日

概要

本稿は、2024年夏以降の米価格急騰が家計に与えた影響を、スキャナーデータ (SRI+) と家計調査個票を用いて検証する。まず SRI+ から容量単価指数 (UVPI) と時間ダミー・ヘドニック (TDH) 指数を作成し、価格上昇が価格帯別に進行し分布も変化すること、また指数の選択が上昇局面の評価を左右し得ることを示す。次に家計調査に基づき AIDS/QUAIDS 需要体系を属性別に推計し、米の自己価格弾力性が相対的に小さく、他主食への代替も限定的であることを確認する。さらに米価格のみを高騰後水準に置き換える反実仮想により補償変分 (CV) を推計し、負担が属性によって分布し低所得層ほど相対的に大きい可能性を示す。

* 本研究は、科学研究費 (23H00799, 24H00012, 25K05044) の成果物である。また総務省統計局より提供を受けた『家計調査』調査票情報と、インテージ社より提供を受けた SRI+ データに基づいている。ここに記して両機関に謝意を表する。

† 一橋大学 経済研究所 E-mail: n.abe@r.hit-u.ac.jp

‡ 四国大学 経営情報学部 E-mail: inakura-n@shikoku-u.ac.jp

§ 東洋大学 経済学部 E-mail: tonogi@toyo.jp

目次

1	Introduction	3
2	SRI+ データを用いた分析	10
2.1	データの説明	10
2.2	Unit Value Price と Hedonic 推計	12
2.3	UVPI と TDH 推定式の関係	15
2.4	推計結果	16
3	家計調査に基づく需要システムの推計	20
3.1	使用データ	21
3.1.1	支出シェア	21
3.1.2	価格情報	26
3.1.3	『家計調査』による家計属性別・米の購入単価	28
3.2	推計モデル	33
3.3	推計結果	35
3.3.1	支出弾力性および価格弾力性	35
3.3.2	補償変分 (Compensating Variation, CV)	39
4	結論	41
付録 A	推計 Specification 別・価格弾力性	45
付録 B	家計属性別・補償変分	49

1 Introduction

2024年の夏、日本の米価格は急騰し、2024年の秋以降には深刻な社会問題となった。図1は総務省による消費者物価指数を2022年1月を1に基準化し、いくつかの食料品の価格推移を示している。2022年1月と比較して、2023年から2024年夏ごろまでは、米と比較してパンの相対価格が上昇しており、2024年7月10日付の日経MJ流通新聞では「コメは値上げの影響により販売金額が伸長しただけでなく、需要が底堅かった。小麦を原材料とするパンや麺類といった他の主食の値上げは22年ごろから続いており、相対的にコメの割安感が出た」とする市場関係者の意見を紹介している。しかし、図でみると米価格は夏以降急騰し、他の主食系商品との相対価格は一変した。2024年末になると、米価格上昇や米不足が頻繁に報道されるようになり、2025年2月では、2022年1月に比べてほぼ倍増している。

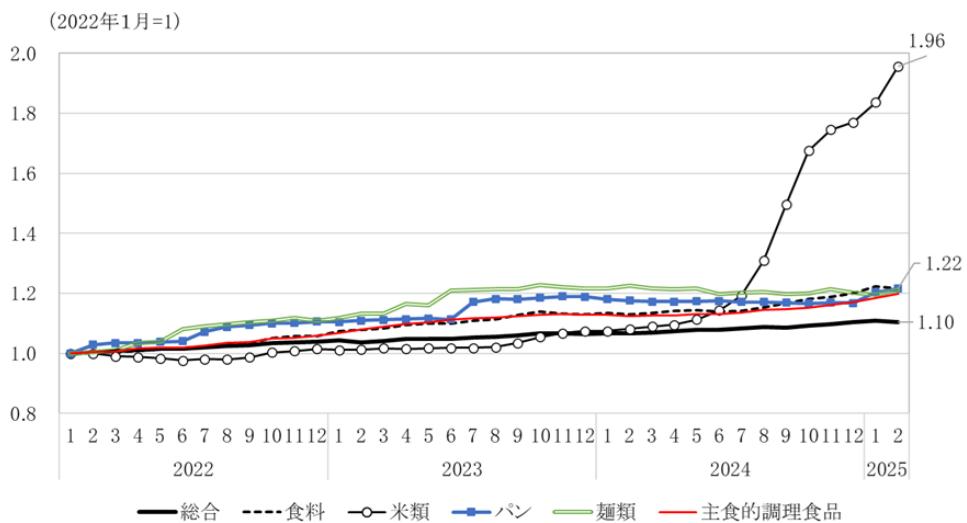


図1 消費者物価指数 (CPI)

データ出所) 総務省『消費者物価指数』より作成

米は日本においては、TPP（環太平洋パートナーシップ協定）における「全品目関税撤廃」の例外として扱われるなど、他の食料品とは異なる扱いを受けている^{*1}。表1は総務省統計局による消費者物価指数のウェイトから、日本の代表的家計の米の各種支出割合の

*1 昭和における食糧管理制度下での米に対する政策に関しては崎浦 (1984) が詳しい。

推移を示している。消費支出に占める食料支出割合、いわゆるエンゲル係数は1960年の43%から2020年の25%まで低下していることがまず目につく。食料支出に占める米の割合は、1960年では約20%であったのが、2020年ではほぼ1/10に、食パンよりはやや高い水準にまで低下している。とはいっても、米が現在でも家計にとり重要な商品アイテムであることに違いはない。

図2は総務省家計調査の調査票データから作成した、等価消費五分位別家計の、食料支出に占める米比率の時系列の変化を示したものである^{*2}。米は総食料消費支出が高いほど、その支出割合は少ない、すなわち総食料消費支出に関しては下級財となっており、2022年と2023年ではほぼ同じ曲線となっているが、価格格の上昇に伴い米の支出割合は五分位全てで増加し、特に2025年になってからは、消費の少ない家計では、米への消費支出割合は30%程度増加している。これは、近年の米の価格上昇が、低所得家計に対し特に大きな影響を与えた可能性を示唆している。では、2024年夏以降の米価格の上昇は、日本のどのような家計に、どのような影響を与えたのだろうか。その価格上昇により家計厚生はどの程度変化したのだろうか。

本研究は、2024年以降の米価格の上昇を、まず(1)スキャナーデータを用いたヘドニク推計で米価格上昇の特徴を把握し、次に(2)家計調査の個票データを用いて、家計属性別に需要システムを推計し、米の価格上昇が引き起こした厚生の変化を計測する。結論を先取りすると、第一に、SRI+スキャナーデータによれば、2024年夏以降の米価上昇は平均価格の上昇にとどまらず、価格帯によって上昇のタイミングが異なり、価格分布そのものが変化していた。第二に、容量単価に基づくUVPIはCPIより上昇開始が早く水準も高い一方、ピーク後に低下する局面も観測され、価格指数の選択が「米価高騰」の評価を左右し得る。第三に、家計調査に基づく需要体系推計では、米は自己価格弾力性が相対的に小さく、パン・麺類への代替も大きくはないため、価格上昇は家計が行動で相殺しにくい負担となり得る。最後に、反実仮想による補償変分(CV)の推計から、影響は属性によって分布を持ち、低所得層ほど相対的に大きい可能性を示唆している。

^{*2} 等価消費はOECDのModified equivalence scaleを用いている。詳しくは第3節を参照せよ。

表1 東京都における米・食パンの消費割合の推移

年	食料支出	穀類	食料支出に占める米	食料支出に占める食パン
1960	0.4306	0.1077	0.1907	0.0334
1985	0.3088	0.0310	0.0583	0.0149
2020	0.2529	0.0182	0.0190	0.0123

出典) 消費者物価指数基準改定資料集成

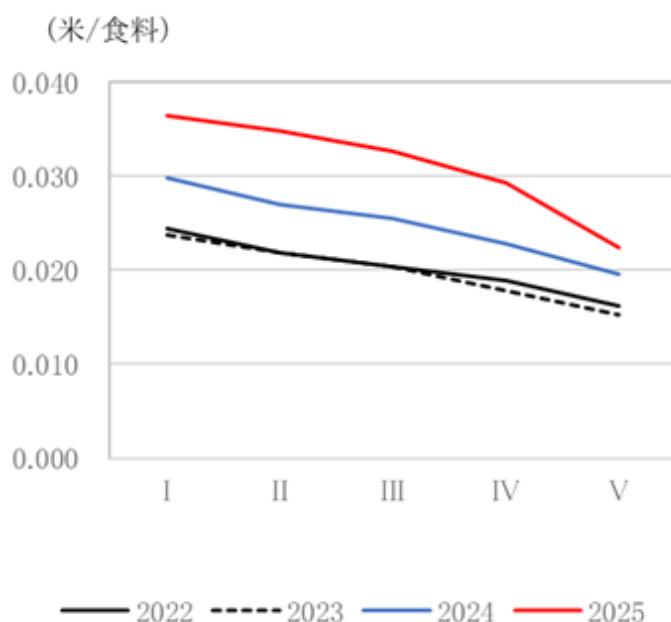


図2 等価消費カテゴリー別・米/食料

データ出所) 総務省『家計調査』の調査票データより作成

注) 5つの等価消費カテゴリーは、(消費支出+持家の帰属家賃)/OECD-modified equivalence scale の値から計算。持家の帰属家賃は筆者らによる独自推計値。2025年は1月および2カ月のデータのみ利用可能であるため、5分位を計算する際は、2024年のデータと合わせて計算。

米に関する日本の先行研究は多いが、需要サイドの研究は決して多くない。日本において Almost Ideal Demand System (AIDS) を用いた需要システム分析の草分けである澤田 (1981) は、家計調査を用いた米需要の推定を行っているが、その自己価格弾力性が理論予測とあわなかった、として自己価格弾力性の値を報告していない。Nganga (2005) な

ど、AIDS を用いた分析のほとんどは米やパン等を穀類に集計した分析となっている³。米を含む需要システムの推計を行い、日本における米とパンや麺類との代替性を計測した先行研究としては、松田 (2001a) と Chern et al. (2002) がある。前者は 1965 年から 1998 年までの総務省家計調査のマクロデータを用い、米の自己価格弾力性が正から負に変化するなど、大きな構造変化が 1970 年代後半に生じたこと、米とパンの間の価格弾力性が 0.2 と非常に大きいことを報告している。後者は同じく家計調査の、しかし 1997 年の個票データを用いて AIDS の推計を行っている⁴。松田 (2001a) と異なり米とパンの間の代替はほぼゼロであるが、米の非補償自己価格弾力性は-1.736(補償弾力性は-1.650) と大きな値であることを報告している⁵。

本論文では、2022 年 1 月から 2025 年 2 月までの家計調査の個票データを用いて、米やパンなど、主食系食品の需要システムの推計を行う。個票データを用いることの、マクロデータに対する利点の一つは、家計間、あるいは家計属性間の違いを考慮することができるにある。図 3-図 6 は、総務省家計調査の公表データから作成した、二人以上世帯の、世帯主の年齢階層別の米への支出金額、数量、平均価格および 100 世帯当たり購入頻度の推移を示したものである⁶。明らかに、米への支出は年齢と共に増加しており、小野、山本, and 大浦 (2012) の結果と整合的である。また、2024 年夏以降の米価格の上昇とほぼ同じタイミングで、全年齢階層で米への支出が一年弱で 2 倍程度増加している。図 3 からわかるもう一つの特徴は、40 代以上家計では 10 月に米への支出が著しく増加し、特に 70 世代以上家計ではこの季節性変動が顕著であるのに対し、30 代および 20 代家計では季節性変動が観察されないことである。10 月は新米が登場するタイミングであり、新米への選好が年齢間で顕著に異なることを強く示唆している。

2024 年夏以降、米価格の上昇に伴い、米への支出は全家計属性で増加していた。それでは、実質的な米への支出はどう変化していたのだろうか。家計調査には、米への支出額のみならず、何キロの米を購入したか、という数量情報も記録されている。図 4 は世帯主年齢階級別の米の購入数量の推移を示している。図 3 同様、中・高齢家計には強い季節性

³ 日本の農業経済分野における需要システム分析の歴史に関しては松田 (2001b) が詳しい。

⁴ Chern et al. (2002) は、ヘックマンの逆ミルズ比を用いることで米やパンへの支出がゼロの世帯が存在するセンサリングの問題に対応している。

⁵ 二つの分析とも、AIDS 分析において所得効果を作り出す変数として総食料支出を外生変数として扱い、特に操作変数を用いていない。また、総食料支出のデフレーターであるトランスログ型価格指数を前者は幾何パーセンテージ指数、後者は幾何ラスパイレス指数で近似している。この近似は Moschini (1995) が提案したものであり、モデルが線形化することによる計算の容易化と同時に、推定結果が財の計測単位への依存という問題を回避可能であることが知られている。

⁶ 公表データにもとづいており、世帯構成や年収などの、年齢以外の家計属性をコントロールしていないことには注意する必要がある。

変動があるのに対し、若年層では購入数量に季節性変動は観察されない。しかし、この図で注目すべきは、2024年夏以降の米価格急騰後も、米の購入数量に大きな変化が見られないことである。長期的には米の購入数量はゆるやかな減少トレンドを有しているように見えるが、米価格上昇がそのトレンドに大きな影響を与えていないように見られる。

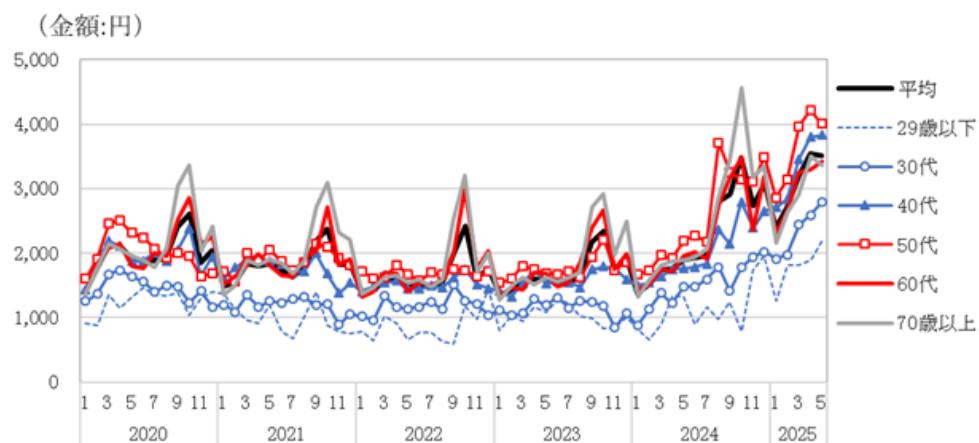


図3 米の支出金額

データ出所) 総務省『家計調査』の公表データより作成

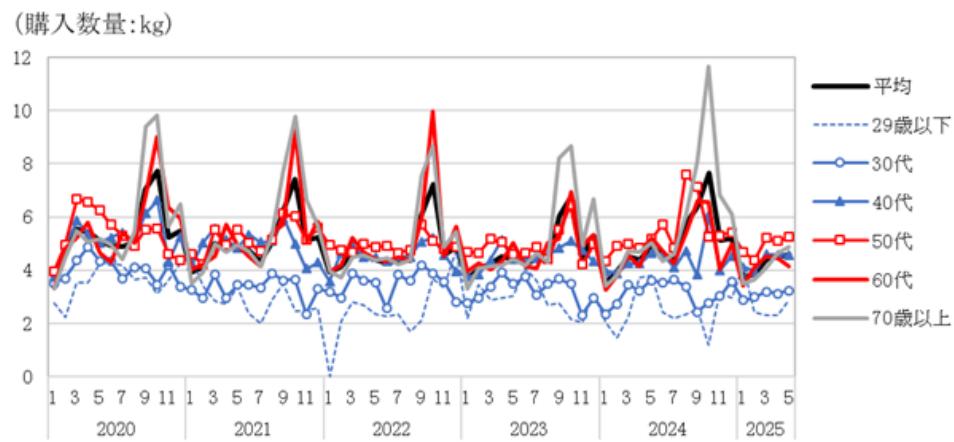


図4 米の購入数量

データ出所) 総務省『家計調査』の公表データより作成

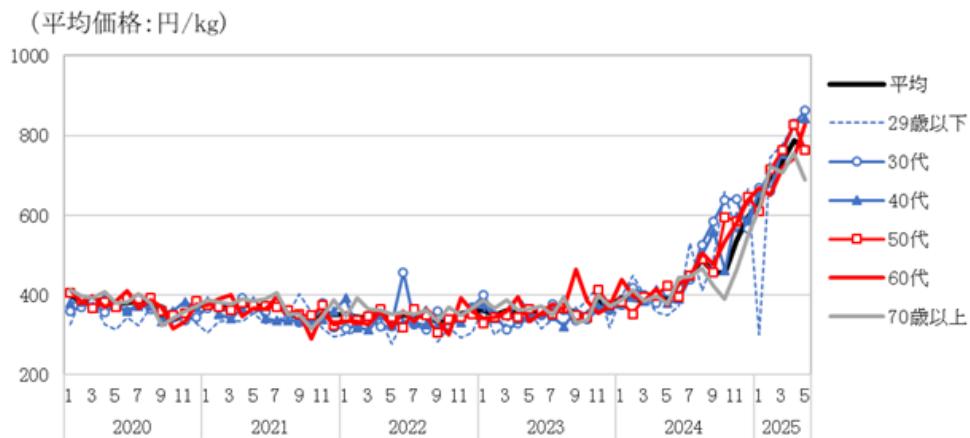


図5 米の平均価格

データ出所) 総務省『家計調査』の公表データより作成

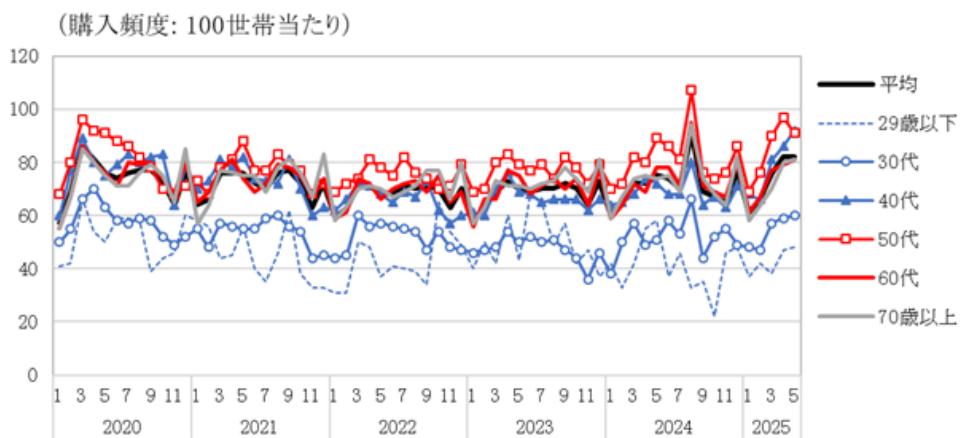


図6 米の購入頻度 (100世帯当たり)

データ出所) 総務省『家計調査』の公表データより作成

家計調査では、各品目に対する購入行動の有無を集計した購入頻度のデータも公開されている。米の購入頻度の推移を図6で示すと、若年層ほど米の購入頻度が少なく、70代家計に比べると20-30代家計の米の購入頻度は半分程度にとどまっていることがわかる。例えば、ある家計属性グループの100世帯当たりの一か月間の購入頻度が50であれば、その家計属性集団では、平均的に月に0.5回米を購入している、すなわち半数の世帯はその

商品を購入しておらず、その支出がゼロであることを意味する。ゼロ支出は個票データを用いると頻繁に生じる現象であるが、構造モデルの推計を著しく困難にさせる⁷。

本論文では、Deaton and Muellbauer (1980) による AIDS および Banks, Blundell, and Lewbel (1997) による QUAIDS が Price Independt Generalized Linear (PIGL) モデルであり、集計可能性を有していることを活用し、かつ年齢間で米への支出パターンが著しく異なることを考慮した推計を行う。具体的には、個票データから多数の家計属性集団を作成し、個票データから対数支出やその二乗などを計算することで集計問題を回避しつつ、家計属性間のパラメターの違いを考慮した推計を行う。家計集団を一ユニットとして扱うことで、事実上ゼロ支出の問題が生じなくなる。また、価格指数として幾何パーセンタージなどの近似計算ではなく、トランスロジック型価格指数を用い、Blundell and Robin (1999) および Lecocq and Robin (2015) による反復法を用いて非線形モデルの推計を行う。さらに、米価格の急騰による食料支出および穀類支出総額の上昇という内生性が生じる可能性を考え、世帯所得等を操作変数とした推計を Blundell and Robin (1999) に従い行う。

まずスキャナーデータを用いた分析では、(1) 単価の低い商品と高い商品では、今回の米価格高騰期において価格上昇パターンが異なり、単価の低い商品の方が価格上昇率が高く、結果として単価の分散が低下したこと、(2) しかし、米の属性をコントロールしたヘドニック推計では、単価の水準によらず、米の全般的な動きは消費者物価指数 (CPI) と大きな相違が生じないこと、がわかった。すなわち、スキャナーデータを用いた物価指数と、公式 CPI との乖離は大きくない。次に、家計調査を用いた分析では、(1) 米の自己価格弾力性は小さく、パンや麺類との代替効果も小さい。一方パンや麺類の自己価格弾力性や他の穀類との価格弾力性は大きく、米がパンや麺と大きく異なる特徴を有すること、(2) 米の価格に関する補償変分は家計属性間で大きく異なり、米価格上昇の影響をほとんど受け

⁷ 個票データを用いた AIDS (QUAIDS) の推計では、観測期間内に購入がなく支出がゼロとなる品目が生じることは少なくない。ゼロ支出か正の支出かを区別せずにデータをプールして推計すると、内点解を仮定する AIDS 等の需要モデルの仮定と齟齬が生じるため、ゼロ支出の影響を考慮した研究が多数報告されている。日本では Chern et al. (2002) が、Heckman 型の 2 段階推定によりゼロ支出を補正して需要体系を推計しているが、背後の構造モデルとの関係は明確であるとは言えない。ゼロ支出を効用最大化におけるコーナー解として構造的に扱うには、Wales and Woodland (1983) のように Kuhn – Tucker 条件を含むモデルを用い、消費パターン（ゼロ/非ゼロ）の確率を含む完全情報尤度を推定する必要があるが、これは計算負荷が極めて大きい。これに対し、Shonkwiler and Yen (1999) は、参加確率と条件付き需要式を組み合わせてゼロを含む需要体系の無条件平均を推定する 2 段階手法を提案しているが、この種の 2 段階法では、Kuhn – Tucker 条件を用いたモデルほど厳密に最適化条件を反映させることは難しく、また AIDS/QUAIDS における価格指数の扱いや総支出の潜在的内生性を同時に組み込むことも容易ではない。

ていない家計と、その五倍以上の影響を受けている家計まで幅広く分散していること、という結果になった。米への支出を購入数量で割って得られる米の単価は図5で報告しているが、米の購入単価の推移に関しては、特に季節性変動も家計年齢間での違いは観察されず、またその平均的な動きは図1とほぼ同じである。

2 SRI+ データを用いた分析

この節では、POS データ (SRI+) を用いて米の物価指数を推定する。POS データを用いた物価推定の方法の一つとして容量単価指数 (Unit Value Price Index; UVPI) を用いることもできるが、カテゴリーレベルの容量単価指数には幾つかの問題点が指摘できる。一つ目は、個々の商品の品質改善を価格変動から除去できないという問題である。UVPI では商品間の品質を同質として加算してしまうためである。二つ目は容量差による価格付けの変化を無視してしまう点である。商品価格は一般に、商品容量が多いほど高いが、容量当たりの価格は低くなる傾向がある。従って、容量の多い商品を購入する傾向が強まれば、容量単価は低下してしまう。3つ目に、短期間の販促のバーゲンセールの問題がある。小売店は時折、店舗への来店者を増やす目的で、大幅な値引きを行った目玉商品を設定するバーゲンセールを行う。特売では値下げした商品の販売数量が大きくなり、店舗の売上拡大の目的による値下げをカテゴリーの物価指数の低下として計測してしまう恐れがある。容量単価指数はカテゴリーの物価を計測する手法として簡便で取扱い易いが、上記の様な問題点もある。そこで、一つの代替的手段として時間ダミーヘドニック (Time Dummy Hedonic; TDH) 法を用いて米の物価指数を推定する。TDH 推定では、商品属性の違いによる価格差、容量差の価格への効果をコントロールし、短期的な特売などによる価格への影響を除去した形で価格の共通成分を物価変動として推定することができるという強みを持つ。

2.1 データの説明

UVPI、及び、TDH 推定に用いるデータはインテージ社の SRI+ の米の販売データである。対象期間は 2017 年 1 月から 2025 年 6 月までの 102 ヵ月間である。SRI+ は週次の店舗販売の商品別の売上金額、数量の記録であるが、各週の初日（月曜日）が属する月を用いて、月次データに集計している。小売店形態の中には、スーパーマーケット、コンビニエンスストア、ドラッグストア等があるが、ここでは店舗数が多く、販売シェアも大きいスーパーマーケットの販売記録に限定している。スーパーマーケットは新規店舗

や閉店間際の店舗では価格付けの傾向が異なることが観察されることから、102ヵ月間常に生存した店舗（1,127店舗）に限定している。店舗ごとの販促行動による商品価格変動を避けるために、商品価格は都道府県ごとに集計している。商品はJANコード（日本版UPCコード）で識別しており、同一のJANコードの他商品への使いまわしがある際には別商品として扱っている（商品数は4,275）。パネルデータを作成する際には都道府県コード×JANコードで商品idを作成している（商品id数は15,366）。米の各商品の容量はSRI+にはないため、商品名の情報から筆者らが作成した。この様にして作成したパネルデータセットの記述統計を表2に示す。

表2 SRI+による米販売記録のパネルサマリー

Panel Summary of the Data						
Variable	Dim	Mean	SD	Min	Max	Observations
price	overall	1,671	947	100	9,990	N = 512027
	between		967	104	9,990	n = 15366
	within		405	-2,709	7,122	T = 33.322
quantity	overall	172	767	1	53,829	N = 512027
	between		497	1	23,122	n = 15366
	within		452	-22,945	35,091	T = 33.322
sales	overall	321,983	1,497,224	100	97,703,005	N = 512027
	between		1,138,039	104	62,109,479	n = 15366
	within		862,136	-47,565,160	72,237,960	T = 33.322
volume	overall	3,830	2,519	130	11,000	N = 512027
	between		2,498	130	11,000	n = 15366
	within		0	3,830	3,830	T = 33.322

注) priceとsalesの単位は円、volumeの単位はグラムである

出所) インテージ社「SRI+」より作成

商品id（都道府県コード×JANコード）を*i*、販売時点を*t*とすると、商品のタグ価格*p_{i,t}*を1商品あたりの容量*v_i*で割ることで、容量単価*UVP_{i,t}*を計算することができる。

$$UVP_{i,t} = \frac{p_{i,t}}{v_i}$$

図7に容量単価のパーセンタイルの推移を示す。米価格の上昇が始まった2024年半ばから末にかけては単価の安い米の上昇率が相対的に高く、5パーセンタイルと95パーセンタイルの容量単価の幅が縮小したが、2025年に入って以降は単価の高い米の価格上昇も始まっている。2024年秋の米不足は単価の安い米から始まって、次第に全価格帯の米にも広がっていったことが推察できる。

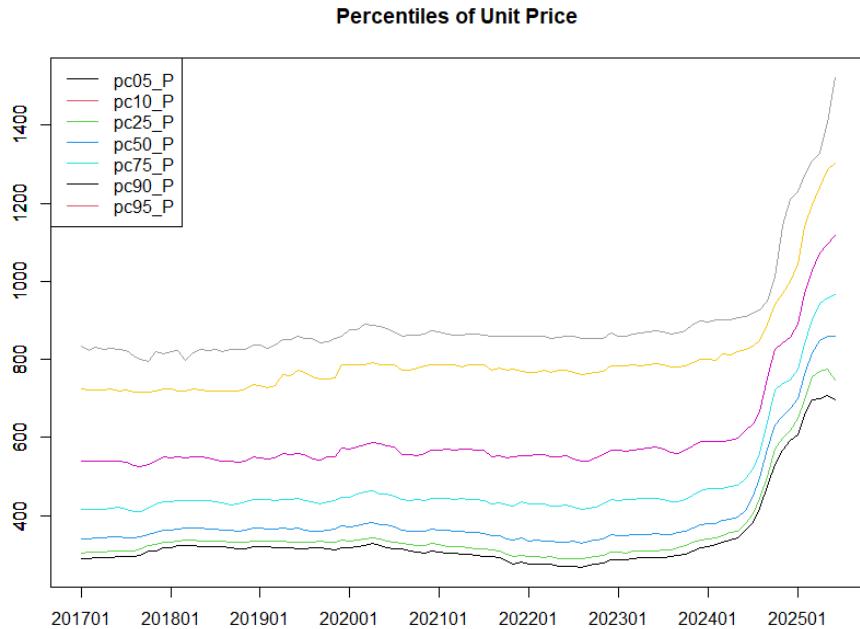


図 7 米の容量単価のパーセンタイルの推移

出所) インテージ社「SRI+」より作成

図 8 に容量単価の標準偏差と歪度の推移を示す。標準偏差の推移を見ると、2024 年の駒価格上昇開始時には、標準偏差が縮小して低価格帯の米単価が上昇して、米単価の散らばりが縮小したことを示している。歪度の推移を見ると、季節的な歪度の上昇要因を除くと、2024 年秋から 2025 年初めの米価格高騰時に歪度が低下し、その後上昇（高価格帯のすそ野が伸びる）に転じていることがわかる。

2.2 Unit Value Price と Hedonic 推計

UVPI は先に定義した商品 i の容量単価を 1 商品当たりの容量と販売数量の積をウェイトに用いて加重平均した「集計された容量単価」を基準時点を定めて指数化したものである。 t 期の財の種類数を N_t とするとき、 t 期の集計された容量単価 (UVP_t) は以下の様に計算される。

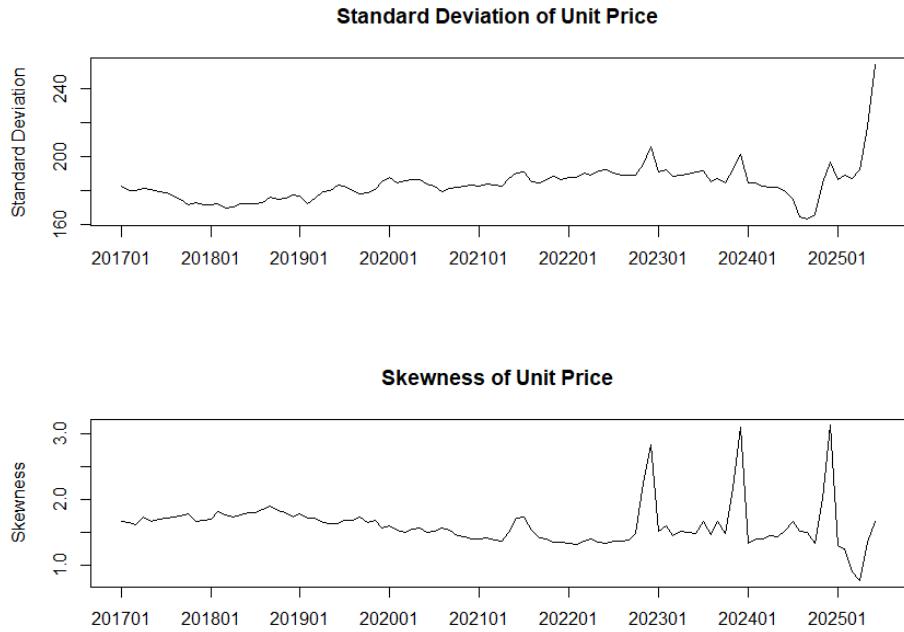


図 8 米の容量単価の標準偏差と歪度の推移

出所) インテージ社「SRI+」より作成

$$UVP_t = \sum_{i=1}^{N_t} \left(\frac{v_i q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}} \times UVP_{i,t} \right) = \frac{\sum_{i=1}^{N_t} p_{i,t} q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}}. \quad (1)$$

従って、0期を基準期とするとき、 t 期の容量単価指数は以下の通りである。

$$UVPI_t = \frac{UVP_t}{UVP_0}$$

計算式から分かる通り、UVPI は t 期における販売金額合計を「容量 × 数量」の合計で割ったものを指数化したに過ぎない。商品の容量当たりの質の変化や、商品構成の変化、価格の共通成分と独自成分の違いなどの要素は考慮されていない。

SRI+ の POS データによる米の販売額と容量及び数量の記録から計算した日本の UVPI の動きと、総務省の公式消費者物価指数 (CPI) の動きを図 9 に示す。公式の CPI は全国と東京の米の価格指数を示している。両者の動きには大きな違いはないが、UVPI とは違いが見て取れる。第 1 に、CPI に比べて、UVPI は指数の上昇が早い時期から始

まっており、米価高騰時の指標の水準も高い。第2に、UVPIは2025年4月にピークを付けてその後低下する動きを示しているが、CPIでは同時期に上昇傾向が継続している。

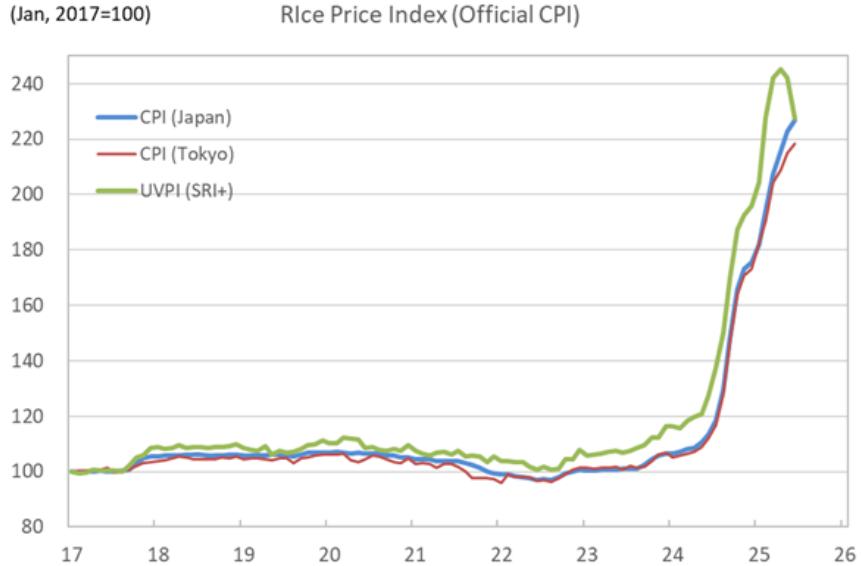


図9 米のUVPIと公式CPIの比較

出所) 総務省『消費者物価指数』、インテージ社「SRI+」より作成

POSデータから物価変動を計測するもう一つの方法として、TDH推定がある。価格変動の共通成分を商品容量、商品の属性情報をコントロールした時間成分 (Time Factor)として推定する方法である。 X_i を商品 i の属性情報のベクトル、 β を属性変数の係数ベクトルとするとき、以下の式を推定する。

$$\ln p_{i,t} = \alpha_t + \beta_v \ln v_i + X_{i,t}^T \beta + u_{i,t}$$

このとき、 α_t は価格変動の共通成分であり、物価変動であると考えることができる。容量が拡大すると容量当たりの価格が低下する効果を捉えるなら、 $\ln v_i$ の2次項か属性変数との交差項が必要となるが、今回はこの効果は取り扱わない。 $\hat{\alpha}_t$ を時間要因の推定値であるとすると、TDH推定による物価指数を PI^{TDH} と書くなら、次の様に計算することができる。

$$PI_t^{TDH} = \frac{\hat{\alpha}_t}{\hat{\alpha}_0}$$

TDH 推定に用いる時間ダミー、及び、属性変数としては、表 3 のダミー変数群を用いる。属性変数として、無洗米ダミー (Washed Dummy)、ブランドダミー (Brand Dummy)、その他属性ダミー (Other Dummy)、都道府県ダミー (Prefecture Dummy) を SRI+ の米の名前マスターから作成した。

表 3 TDH 推定におけるダミー変数

List of Dummy Variables		
Group of Dummies	Dummy Variable	Num. of Variables
Time Dummy		102
	Dt(2017/1)	
	Dt(2017/2)	
	:	
	Dt(2025/6)	
Washed Dummy		1
	Dm(Washed)	
Brand Dummy		6
	Db(Akita-komachi)	
	Db(Kinu-musume)	
	Db(Koshihikari)	
	Db(Sasanishiki)	
	Db(Nanatsuboshi)	
	Db(Hinohikari)	
Other Dummy		4
	Do(JA)	
	Do(JA/Brend)	
	Do(Grandprix)	
	Do(Brend)	
Prefecture Dummy		46
	Dp(Hokkaido)	
	Dp(Aomori)	
	:	
	Dp(Okinawa)	

Note: The benchmark for the prefecture dummy variables is Tokyo.

出所) インテージ社「SRI+」より作成

2.3 UVPI と TDH 推定式の関係

TDH 推定と UVPI の関係を整理しておこう。TDH 推定の式は以下の通りである。

$$\ln p_{i,t} = \alpha_t + \beta_v \ln v_i + X_{i,t}^T \beta + u_{i,t}$$

ここから、属性ダミー変数による価格への影響を取り除けば、属性コントロール後の価格の式を得る。

$$\ln p_{i,t} = \alpha_t + \beta_v \ln v_i + u_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式の両辺の指数をとると、

$$p_{i,t} = e^{\alpha_t} \times v_i^{\beta_v} \times e^{u_{i,t}}.$$

この式を、UVP の計算式、つまり (1) 式に代入すると、以下の UVP の分解式を導出できる。

$$\begin{aligned} UVP_t &= \sum_{i=1}^{N_t} \left(\frac{v_i q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}} \times \frac{p_{i,t}}{v_i} \right) = \sum_{i=1}^{N_t} \left(\frac{v_i q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}} \times \frac{e^{\alpha_t} v_i^{\beta_v} e^{u_{i,t}}}{v_i} \right) \\ &= e^{\alpha_t} \left(\frac{\sum_{i=1}^{N_t} v_i^{\beta_v} q_{i,t} e^{u_{i,t}}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}} \right) = e^{\alpha_t} \left(\frac{\sum_{i=1}^{N_t} v_i^{\beta_v} q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}} \right) \left(\frac{\sum_{i=1}^{N_t} v_i^{\beta_v} q_{i,t} e^{u_{i,t}}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i^{\beta_v} q_{i,t}} \right). \quad (3) \end{aligned}$$

(3) 式において、以下の様に変数を定義する。

$$\begin{aligned} A_t &= e^{\alpha_t}, \\ M_t &= \left(\frac{\sum_{i=1}^{N_t} v_i^{\beta_v} q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i q_{i,t}} \right) \\ S_t &= \sum_{i=1}^{N_t} \left(\frac{v_i^{\beta_v} q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_t} v_i^{\beta_v} q_{i,t}} \right) e^{u_{i,t}} \end{aligned}$$

A_t は米価格から容量と属性変数をコントロールした共通価格成分と解釈することができる（時間要因）。 M_t は集計された容量単価に占める容量サイズの分布やサイズ・プレミアム (β_v) によって変動する成分を表している（サイズ分布・ミックス要因）。 S_t は誤差項の指標値の加重平均とみなすことができる（Smearing 要因）。

2.4 推計結果

TDH 推定では、コントロール変数群に用いる属性ダミー変数を変えた 5 つのモデルを用いた。被説明変数は商品のタグ価格の対数値であり、説明変数は商品容量の対数値と属

性変数ダミー群である。モデル (1) から (5) の推定結果表を表 4 に示す。いずれの推定モデルにおいても、価格の容量弾力性は 0.7 弱で安定して推定されている。

表 4 TDH 推定の結果

Estimated Results of Time Dummy Hedonic: All Products					
Dependent Variable: log(price)					
	model_1	model_2	model_3	model_4	model_5
log(volume)	0.697 (0.002)	0.696 (0.002)	0.696 (0.002)	0.696 (0.002)	0.698 (0.002)
Time Dummy	Y	Y	Y	Y	Y
Washed Dummy	N	Y	Y	Y	Y
Brand Dummy	N	N	Y	Y	Y
Other Dummy	N	N	N	Y	Y
Prefec Dummy	N	N	N	N	Y
Num. Obs.	512,027	512,027	512,027	512,027	512,027
R2 Adj.	0.922	0.922	0.924	0.924	0.926

Note: Cluster and hetero-schedastisity robust standard erorrs are shown in parentheses.

出所) インテージ社「SRI+」のデータを用いて筆者推定、作成

TDH 推定により推定された時間要因の指數 ($PI_t^{TDH} = \frac{\hat{\alpha}_t}{\hat{\alpha}_0}$) を図 10 に示す。モデル 1 からモデル 5 で推定された時間要因指數は非常に似通った動きを示している。また、UVPI で観察された 2025 年前半の急上昇とその後の低下も観察されず、公式 CPI の米価格指數の動きに非常に近い。POS データの価格について容量や属性変数をコントロールし、また、特売等の独自要因を除去した米価格の共通要因は公式 CPI で調査されているの米の代表的銘柄の価格の動きに近づくことが示された。

TDH 推定の結果を用いた UVPI の分解についても、結果を見ておこう。(3) の式を基準期の式で割ると以下の式を得る。

$$UVPI_t = \frac{UVPI_t}{UVPI_0} = \frac{A_t}{A_0} \frac{M_t}{M_0} \frac{S_t}{S_0}$$

この式の両辺の対数をとれば、基準時からの容量単価指數の上昇率について分解の近似式を得ることができる。

$$\ln(UVPI_t) = (\ln A_t - \ln A_0) + (\ln M_t - \ln M_0) + (\ln S_t - \ln S_0).$$

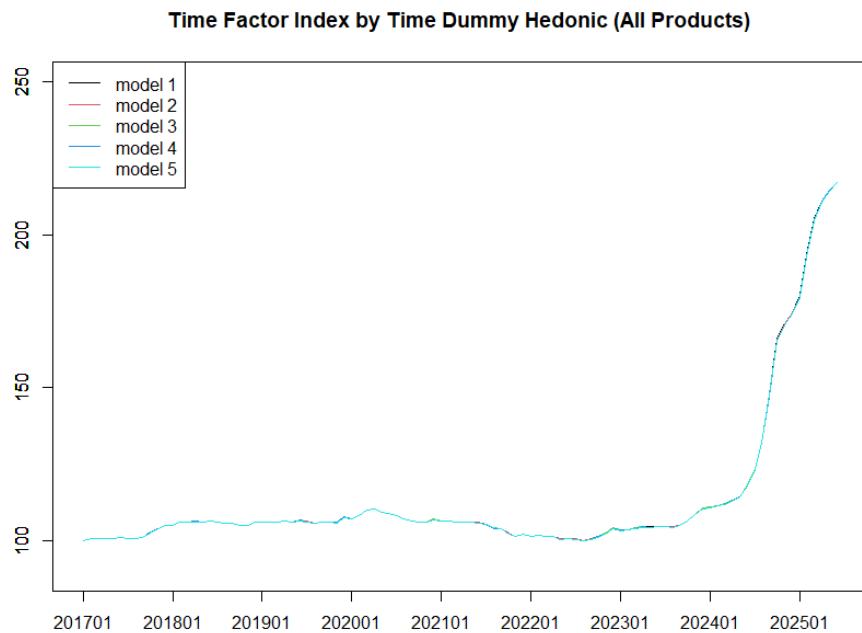


図 10 TDH 推定による時間要因の推定結果

出所) インテージ社「SRI+」のデータを用いて筆者推定、作成

図 11 と図 12 に TDP 推定のモデル 1 及びモデル 5 による容量単価指数の基準時からの上昇率についての分解の結果を示す。モデル 1、モデル 5 共に、容量単価指数の主要な上昇要因が時間成分 ($\ln A_t - \ln A_0$) であること、サイズ分布・ミックス成分 ($\ln M_t - \ln M_0$) が小幅ながら上昇に寄与していること、2024 年半ば以降の価格急上昇と 2025 年 4 月以降の容量単価の下落に Smearing 成分 ($\ln S_t - \ln S_0$) が影響していることが観察される。

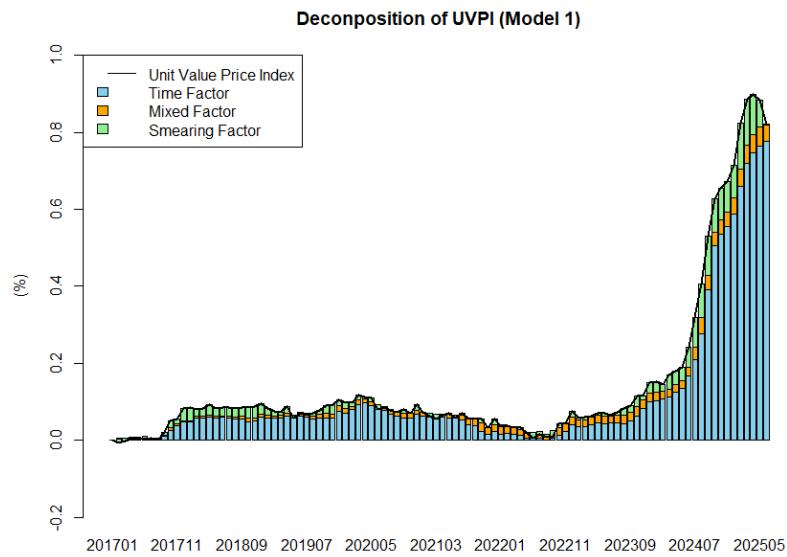


図 11 TDH 推定による UVPI の分解 (モデル 1)

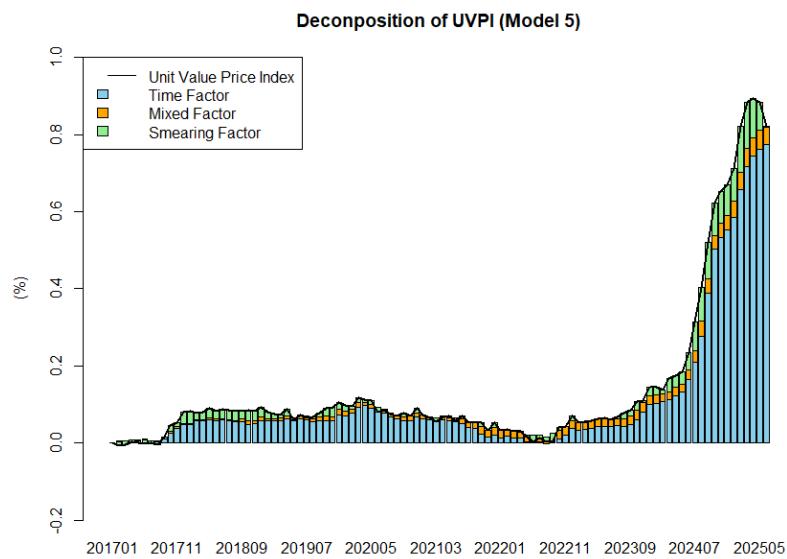


図 12 TDH 推定による UVPI の分解 (モデル 5)

出所) インテージ社「SRI+」のデータを用いて筆者推定、作成

3 家計調査に基づく需要システムの推計

本節では、米の急激な価格上昇をふまえ、以下2つの点を検証する。1つ目は、米の価格が上昇している一方、図4が示すように、米の購入数量が減少していない理由は何か、というものである。2つ目は、米の価格上昇以前の家計の効用水準を達成するために必要な金額、すなわち、「補償変分(CV, Compensating Variation)」を推計した上で、昨今の米価格上昇は家計属性により異なる影響を及ぼしているのか否か、というものである。具体的には、米を含む4つの主食カテゴリーに着目し、Deaton and Muellbauer (1980)によるAIDS(Almost Ideal Demand System)およびBanks, Blundell, and Lewbel (1997)による拡張であるQUAIDSの推計を通じ、家計属性別の自己・交差価格弾力性および補償変分を推計する。なお、4つの主食カテゴリーは、「米」、「パン」、「麺類」、「主食的調理食品」であり、それぞれのカテゴリーを構成する品目は表5の通りである。

表5 『家計調査』における主食4品目

	1. 米	2. パン	3. 麺類	4. 主食的調理食品
最小品目	米	食パン 他のパン	生ごん・そば 乾ごん・そば パスタ カップ麺 即席麺 中華麺 他の麺類	弁当 すし(弁当) おにぎり・その他 調理パン 他の主食的調理食品

出所) 総務省「家計調査 収支項目分類一覧(2020年(令和2年)1月改定)」より抜粋作成

推計する需要システムは、(4)式で記述される。変数の定義は以下の通りである。

$$i = \{\text{米}, \text{パン}, \text{麺類}, \text{主食的調理食品}\}$$

w_i : カテゴリー i の支出金額シェア

p_i : カテゴリー i の価格情報

x : 支出金額合計 (OECD-equivalence scaleによる等価値)

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{a(\mathbf{p})} \right) + \frac{\lambda_i}{B(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{x}{a(\mathbf{p})} \right) \right]^2, \quad (4)$$

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j, \quad (5)$$

$$B(\mathbf{p}) = \exp \left(\sum_{i=1}^4 \beta_i \ln p_i \right).$$

なお、パラメターに課される制約は以下の通りである。

$$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^4 \beta_i = 0, \quad \sum_{i=1}^4 \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^4 \lambda_i = 0. \quad (\text{加法性})$$

$$\sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} = 0 \quad \forall i \quad (\text{同次性})$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (\text{対称性})$$

3.1 使用データ

(4) 式および(5)式を推計する際、各主食カテゴリーの支出シェア w_i 、および価格情報 p_i の 2 つが最低限必要な情報である。はじめに、支出データに関するデータについて説明し、続いて価格情報に関する使用データについて説明する。

3.1.1 支出シェア

本稿では『家計調査（総務省）』の調査票情報を用いる。分析期間は、2022 年 1 月から 2025 年 2 月とする。2022 年以降を分析対象とすることで、2019 年末以降に拡大した COVID-19 の感染拡大期を分析から切り離すことを意図している。言い換えれば、感染症の拡大による生活変化、例えば、リモートワークの普及や学校の休校等により、価格以外の要因が人々の消費行動に大きく影響した期間を分析から取り除く。また、これ以降の分析では、『家計調査』のうち二人以上世帯のみを対象とする^{*8}。表 6 に家計属性に関する基本統計量を示す^{*9}。これ以降の分析では、世帯年収、消費支出、主食への支出総額のそれぞれについて、上下 0.25 % の家計は分析から除き、分析対象とするサンプルサイズは 272,422 である。世帯年収の平均値は 614 万円、1 か月あたりの消費支出の平均値は 28.4

*8 『家計調査』において、購入数量の調査は二人以上世帯のみであり、単身世帯では調査されていない。次節で説明する通り、家計属性別の米の単価を算出する際には、支出金額のみならず購入数量に関する情報が必要となる。

*9 『家計調査』における調査期間は 6 カ月であるが、本研究では家計のパネル化は行わず、1 カ月単位のクロスセクションデータとして取り扱う。

万円、主食 4 カテゴリーへの支出総額の平均値は 11,461 円である。また、4 つの主食カテゴリーのシェアの平均値は、米が 0.142、パンが 0.265、麺類は 0.163、最もシェアが大きいのは主食的調理食品 (0.430) である。

詳細は後述するが、需要システムの推計を行う際の最小単位は、家計ではなく属性により分割されたグループとする。グループの分割には、①年齢 (6 カテゴリー)、②居住地域 (4 ブロック)、③等価消費支出 (5 カテゴリー) の 3 つの情報を使用する。世帯主年齢の平均値は 60.4 歳であり、10 歳刻みの年齢カテゴリーで見た場合、70 代の割合が最も多く (22.8%)、最も少いのは 39 歳以下 (10.9%) である。居住地域については、4 つの地域ブロック (東京都、関東 3 県、近畿 3 府県、その他の都道府県) に分割する^{*10}。東京都に該当する家計が 5.6%、関東 3 県、近畿 3 府県がそれぞれ約 10%、残りの 74.5% がその他の都道府県である。

次に、等価消費支出の計算方法は以下の通りである。『家計調査』の消費支出に、持家の帰属家賃の推計値を足し合わせる^{*11}。1 か月あたりの消費支出の平均値は 28.4 万円、持家の帰属家賃の平均値は 63,914 円であり、この合計値を OECD-modified equivalence scale で除し、等価消費支出を算出する^{*12}。等価消費支出の平均値は 193,205 円である。①、②、③に基づき、272,422 の回答世帯は 120 ($= 6 \times 4 \times 5$) に分割される。ここで、①年齢と③等価消費支出に着目し、家計の分布を確認したものが図 13 である。前述した通り、39 歳以下と 80 歳以上のグループは、他の年齢カテゴリーに比べサンプルサイズが小さく、さらに、これらの年齢グループでは、等価消費が低い I および II の割合が高いという特徴も観察される。反対に、50 代、60 代の年齢グループでは、等価消費が最も高い V の割合が最も高い。

以上が、調査票データの個票レベルでの情報の概要である。これ以降では、年齢カテゴリー別、あるいは、120 のグループ別の値に着目するが、グループ別の平均値等を計算する際には、総務省により提供された集計用乗率をウェイトとして用いる。図 14 が、4 つの主食カテゴリーの支出金額と支出シェアの集計用乗率による平均値の推移である。支出金額の合計は上昇傾向にあり、2022 年 1 月の 10,257 円から 2025 年 2 月の 12,456 円へと 21.4 % 増加している。中でも米の支出金額の伸びが顕著であり、支出シェアは 2022 年

*10 ここで地域ブロックの定義は、総務省の『全国家計構造調査』における持家の帰属家賃の推計における推計地域区分と同一とした。

*11 持家の帰属家賃の推計方法の詳細、および、公的統計との比較については、Abe and Inakura (2025) を参照のこと。

*12 OECD-modified equivalence scale の計算方法は次の通り。家計における 1 人目の大人に 1.0、2 人目以降の 14 歳以上の世帯員に 0.5、14 歳未満の世帯員に 0.3 を割り当てる。例えば、夫婦 2 人、小学生 2 人の家計では $2.1 (= 1.0 + 0.5 + 0.3 + 0.3)$ となる。

1月の0.123から2025年の0.174まで5.1%ポイント上昇している。

(集計世帯数)

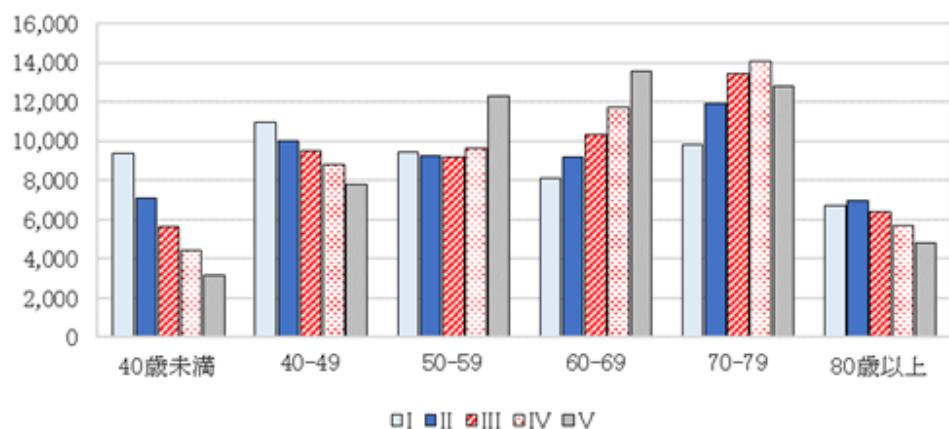


図13 世帯の分布：年齢カテゴリー×等価消費カテゴリー

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

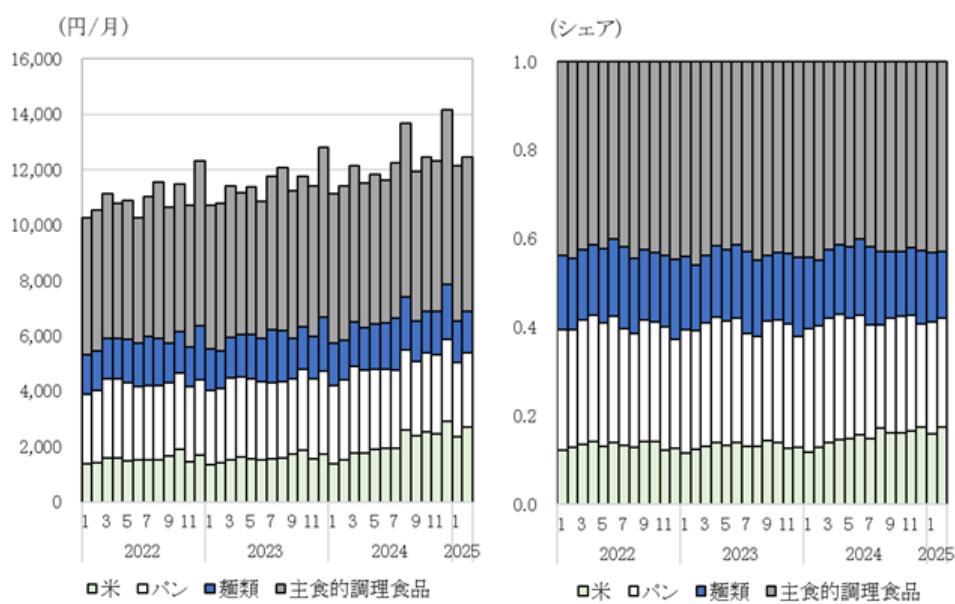


図 14 支出金額とシェア：主食 4 品目

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) 集計用乗率による加重平均値

表6 『家計調査』の基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯主年齢	60.369	15.565	19	99
世帯主年齢カテゴリー	0.109	0.312	0	1
39歳以下	0.173	0.378	0	1
40代	0.183	0.387	0	1
50代	0.194	0.396	0	1
60代	0.228	0.419	0	1
70代	0.112	0.316	0	1
80歳以上				
居住地域ダミー				
東京都	0.056	0.230	0	1
埼玉県・千葉県・神奈川県	0.108	0.311	0	1
京都府・大阪府・兵庫県	0.091	0.288	0	1
その他の都道府県	0.745	0.436	0	1
世帯年収(単位:万円)	613.98	343.99	82	2,650
共働きダミー(1:世帯主と配偶者が就業者、0:それ以外)	0.366	0.482	0	1
消費支出(単位:円/月)	284,268	205,722	42,252	2,674,542
持家の帰属家賃(独自推計値、単位:円/月)	63,914	30,115	0	202,111
世帯員数(単位:人)	2.859	1.037	2	11
世帯員数(OECD-modified scale)	1.848	0.424	1.30	4.60
等価・消費支出 (持家の帰属家賃を含む、単位:円/OECD-modified scale)	193,205	117,064	17,466	2,001,471
主食への支出総額(単位:円/月)	11,461	7,300	276	55,016
等価・主食への支出総額(単位:円/OECD-modified scale)	6,327	4,023	89	36,568
支出シェア				
米	0.142	0.198	0	1
パン	0.265	0.177	0	1
麺類	0.163	0.140	0	1
主食的調理食品	0.430	0.229	0	1
推計乗率	86.61	79.47	7	645

サンプルサイズ: 272,422

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) 2022年1月から2025年2月のデータをpool。各年における年間世帯収入、消費支出、主食4品目の支出金額の上下0.25%は分析対象から除外する。

3.1.2 価格情報

次に、価格情報として用いるデータセットについて説明する。「パン」、「麺類」、「主食的調理食品」の価格情報は、総務省の『消費者物価指数（CPI）』の全国値を用いる。一方、「米」については、以下にあげる3つの異なるデータセットから価格情報を取得する。1つ目は、総務省の消費者物価指数（CPI）である。CPIの元となる『小売物価統計調査』では、米（うるち米）の基本銘柄として「国内産、精米、単一原料米、袋入り（5kg入り）」のコシヒカリ、あるいはコシヒカリ以外が指定されている。無論、消費者が購入する米にはCPIの基本銘柄以外にも無数の選択肢があり、特に米の価格高騰時には、輸入米あるいは、あらゆる容量の米に需要がシフトした可能性も高い。そこで、基本銘柄以外の米も含むSRI+による米の単価指数を2つ目の価格情報として使用する。3つの目の価格情報は、『家計調査』から算出される米の購入単価であり、属性別の購入単価の相違にも着目する。

CPIの推移を図1から再度確認する。2022年1月を1とした場合、2025年2月時点の総合指数は1.10、食料の指数は総合指数を大きく上回り、1.22まで上昇している。本稿が分析対象とする4つのカテゴリーについては、パン、麺類の価格上昇が他の2カテゴリーに先行しており、2024年8月以降の米の急上昇が顕著である。図15の左側のグラフに、『家計調査』の調査票データから計算した米の購入単価を示す。2022年1月時点で1kg当たり367円であった購入単価は、2025年2月時点で750円にまで上昇している。図15の右側のグラフが、CPI、SRI+、家計調査による米の価格の推移を比較したものである。水準に若干の相違はあるものの、概ね同様の推移を示していることが確認できる。

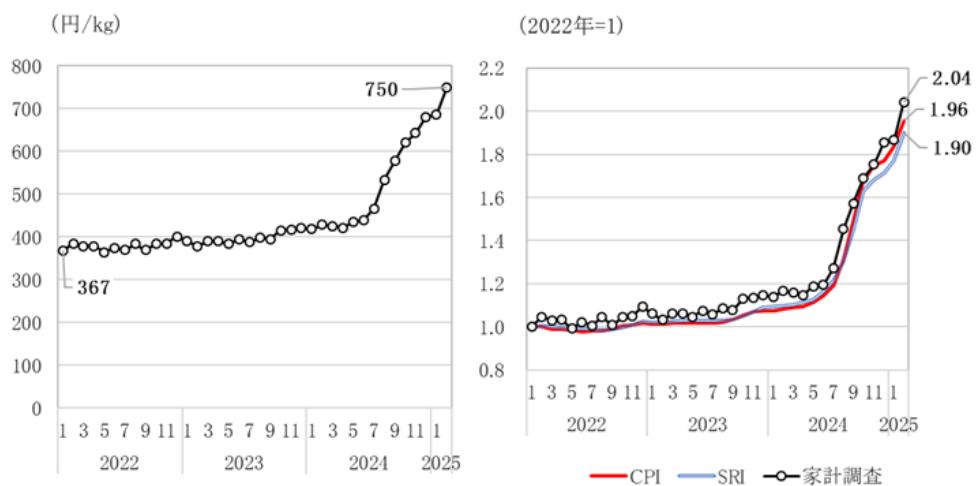


図 15 米の価格 (左: 家計調査による単価, 右: CPI, SRI+, 家計調査の比較)

データ出所) CPI: 総務省『消費者物価指数』、SRI+: インテージ社、家計調査: 総務省『家計調査』調査票データより作成。

注 1) 『家計調査』による単価は、推計乗率による加重平均値

注 2) SRI+は、表 4 の model 5 の推計結果を使用

3.1.3 『家計調査』による家計属性別・米の購入単価

本節では、①年齢カテゴリー、②居住地域、③等価消費支出の属性に基づき分割された120のグループ別に、月次の米の購入単価の推計を試みる。『家計調査』では、6ヶ月間の調査期間のうち、はじめの1か月間に購入数量の調査も実施される^{*13}。すなわち、米の購入金額を購入数量で除すことにより、家計単位の米の購入単価が計算可能である。表7に米の1kg当たり単価の基本統計量を、図16に単価のカーネル分布を示す。米の単価情報が利用可能な世帯数は18,335であり、これは全サンプルサイズの6.7%に相当する^{*14}。

属性別価格の計算方法として、120グループについて、月次の平均購入単価を用いる方法も考えられる。しかしながら、十分なサンプルサイズを確保できないため、以下の回帰式の係数推計値から、属性別の米の単価を推計する。推計に用いた変数の基本統計量を表8に示す。

$$\ln p_t^{a,r,c} = \eta_0 + \sum_t \eta_t D_t + \sum_t \sum_a \eta_{ta} D_t D_a^{\text{Age}} + \sum_t \sum_r \eta_{tr} D_t D_r^{\text{Region}} + \sum_t \sum_c \eta_{tc} D_t D_c^{\text{Cons}} \quad (6)$$

変数の定義は以下の通りである。

$p_t^{a,r,c}$ ：属性 a, r, c 、時点 t における米の購入単価

D_t ：時点ダミー（2022年1月から2025年2月までの38か月）。時点 t に該当する場合は1、そうでなければ0。

D_a^{Age} ：6つの年齢カテゴリー a に対応するダミー変数

D_r^{Region} ：4つの地域ブロック r に対応するダミー変数

D_c^{Cons} ：5つの等価消費支出カテゴリー c に対応するダミー変数

図17は、式(6)の係数推計値から計算される米の購入単価について、2022年1月および2025年2月の2時点の値を表している。属性により分割したグループは120であり、図の中には、 120×2 時点=240の棒グラフが描かれている。2022年1月においては、同一年齢カテゴリー、同一等価消費カテゴリーの中では、東京都の購入単価が他の地域ブロックよりも高い、という特徴がある。2025年2月には、すべての年齢カテゴリーにお

*13 食料の最小品目数212のうち、数量調査が行われているのは127品目である（2024年1月調査）。

*14 米の数量を回答する世帯割合が全体の6分の1の世帯(16.7%)を大きく下回る理由は、そもそも、世帯が米を購入する平均的な頻度は月に1回未満であること、また、一部の世帯が数量の回答を行っていないことも挙げられる。

いて単価の推計値は上昇しているが、2022年1月時点に観察された東京都における高い単価という特徴は消滅している。以上をふまえ、『家計調査』を用いた属性別の米の単価は、120 グループ ×38 か月=4,560 の推計値を用いる。

120 のグループ別単価の 38 か月間の推移を観察することは視覚的に困難であるため、以下のグラフでは、年齢、等価消費、地域ブロックの 3 つの属性それぞれに着目し、分析期間中の米の購入単価の推移を確認する。図 18 は、推計乗率を用い 120 のグループを 5 つの年齢カテゴリーに集計した際の推計単価の推移を示す。2022 年 1 月と 2025 年 2 月を比較した場合、39 歳以下の単価の上昇率 (2.19) および 80 歳以上の上昇率 (2.18) が顕著である。次に、等価消費カテゴリー別に集計したものが図 19 である。単価の上昇率が最も高いのは等価消費グループの IV(2.17)、続いてグループ I(2.07) であり、最も上昇率が低いのが上位 20 % のグループ (V) である。最後に、地域ブロック別の単価の推移を図 20 に示す。図 17 で確認した通り、2022 年 1 月に相対的に高い単価を示した東京都は、その後の期間において上昇率が他地域を下回る結果となっている。

表 7 基本統計量：米の単価

year	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
2022	5,902	379.7	132.7	220	2,000
2023	5,760	394.7	132.7	220	1,998
2024	5,792	501.8	161.3	220	1,980
2025	881	714.1	142.7	233	1,720
Total	18,335	439.1	164.4	220	2,000

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

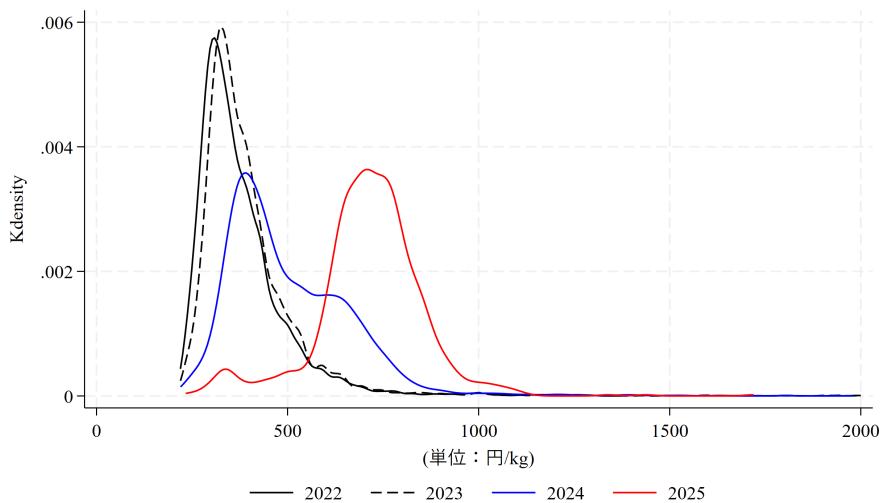


図 16 米の単価の分布

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

表 8 基本統計量：米の単価推計に使用した世帯

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
米の購入単価(円/kg)	439.065	164.375	219.6	2000
年齢カテゴリダミー				
39歳以下	0.086	0.280	0	1
40代	0.156	0.363	0	1
50代	0.195	0.396	0	1
60代	0.200	0.400	0	1
70代	0.242	0.428	0	1
80歳以上	0.120	0.325	0	1
等価消費支出・5分位ダミー				
I (下位20%)	0.156	0.363	0	1
II	0.194	0.395	0	1
III	0.205	0.404	0	1
IV	0.223	0.416	0	1
V	0.223	0.416	0	1
居住地域ダミー				
東京都	0.063	0.242	0	1
埼玉県・千葉県・神奈川県	0.130	0.336	0	1
京都府・大阪府・兵庫県	0.096	0.294	0	1
その他の都道府県	0.712	0.453	0	1

サンプルサイズ: 18,335

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

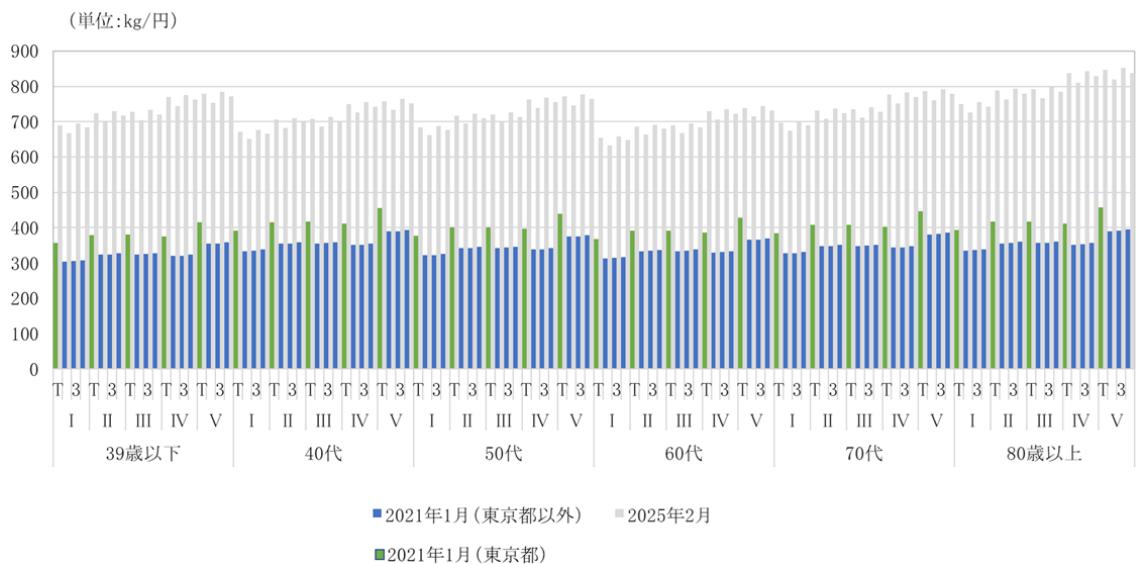


図 17 米の単価の推計値：年齢カテゴリー × 等価消費カテゴリー × 地域ブロック

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

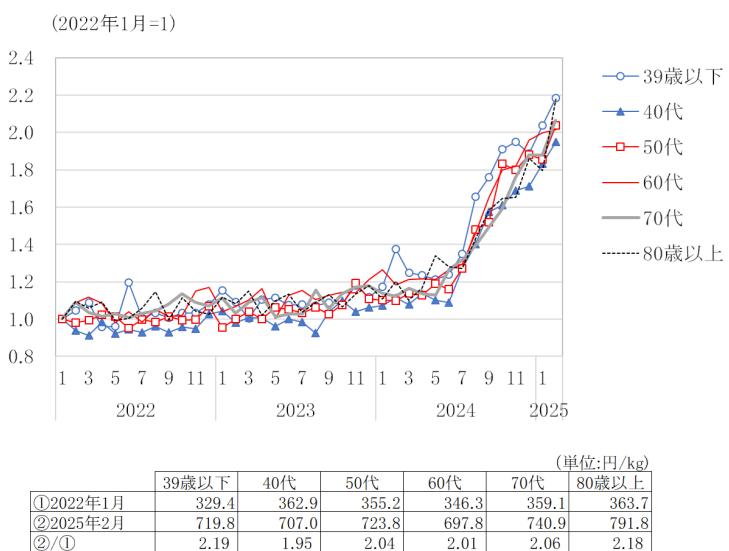


図 18 米の単価の推計値：年齢カテゴリー別

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成
注) 推計乗率による加重平均値

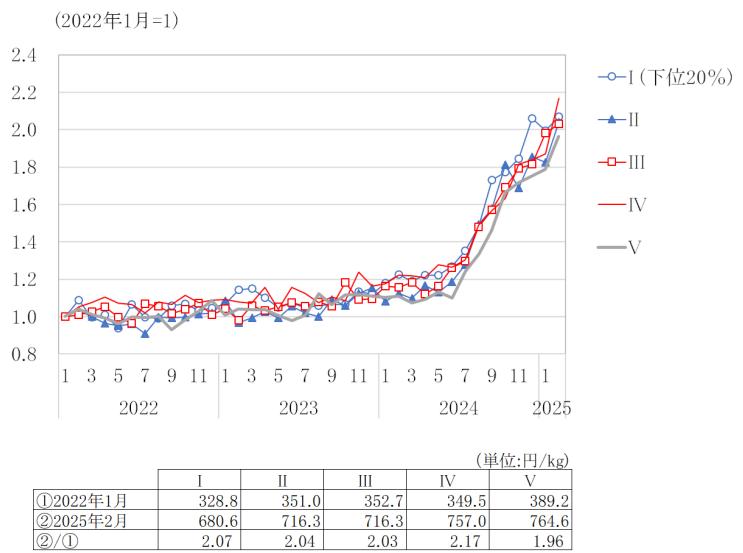


図 19 米の単価の推計値：等価消費カテゴリー別

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) 推計乗率による加重平均値

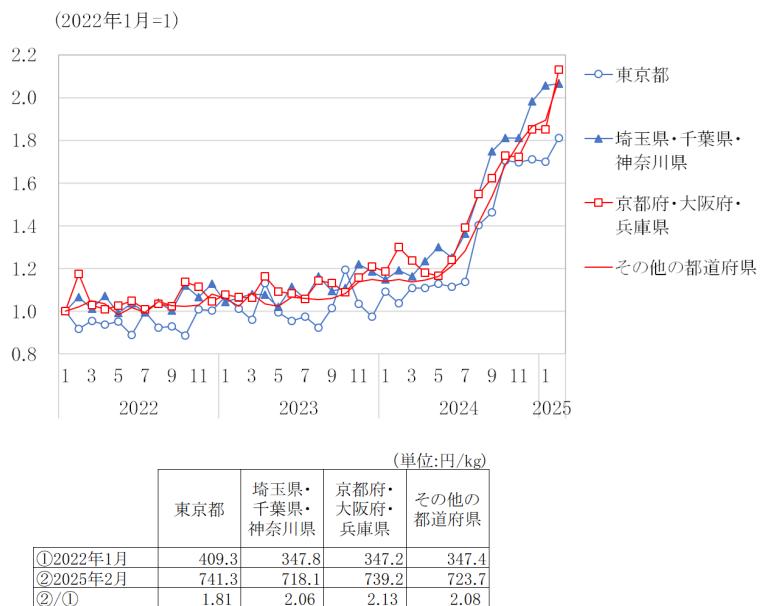


図 20 米の単価の推計値：地域ブロック別

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) 推計乗率による加重平均値

3.2 推計モデル

「米」、「パン」、「麵類」、「主食的調理食品」の4つの主食カテゴリーを対象に、(4)式および(5)式で記述される需要システムの推計を行う。推計に先立ち、これら主食カテゴリーの消費の特徴を再度確認し、推計の際に考慮すべき点を整理する。

1つ目は、家計単位の月次データを用いる際、米の支出金額がゼロである世帯が相当数含まれる、という点である。図6の100世帯当たりの米の購入頻度が100を下回ることからも、ゼロ支出の家計割合は無視できないレベルであることが推察できる。AIDSは非負の消費量を想定しているため、理論の想定と使用データに乖離が生じることになる。よって、これ以降の分析では、家計単位のデータを①年齢(6カテゴリー)、②居住地域(4カテゴリー)、③等価消費(5カテゴリー)、により分割された120グループに集計することで、ゼロ支出の問題を回避する^{*15}。

2つ目は、米の支出パターンに観察される季節性の問題である。図3では、毎年9月と10月に米の支出金額が上昇するパターンが確認できる。これらの月は多くの新米が店頭に並ぶ時期であり、消費行動が別の期間と異なる可能性が高い。したがって、需要システムの推計においては、新米が出回る時期のコントロールは必須であるといえる。なお、9月および10月のダミー変数以外に、地域ブロック、共働きダミーもコントロール変数として導入する。

3つ目は、主食の消費に関する年齢間の相違である。例えば、図3においても、明らかな季節性が確認できるのは、60代以降の家計である。季節性のみならず、支出金額のレベルや、購入頻度(図6)についても年齢間の差が大きい。これらをふまえ、需要システムの推計は年齢カテゴリー別に行う。すなわち、所得弾力性や価格弾力性が年齢により異なることを許容する推計とする。

4つ目は、(4)式における x の内生性の問題である。本研究では、 x として4つの主食カテゴリーを合計した等価支出金額を用いる。ただし、 x の上昇は分析期間中の主食カテゴリーの価格上昇と同時決定となる可能性がある。そこで、家計所得および世帯人員数を操作変数として用いることで、内生性の問題を回避する^{*16*17}。

上記4つの留意点をふまえ、需要システムの推計を行う。なお、(4)式において、 $\lambda_i = 0$

*15 家計単位から属性別のグループに集約した場合においても、4560(=120グループ×38か月)のデータのうち、米の支出がゼロであるデータが7つ存在した。これらのデータは分析から除外している。

*16 IVを用いたAIDSおよびQUAIDS推計は、Lecocq and Robin (2015)によるSTATAコマンドであるaidsillsを使用している。

*17 ここでの家計所得は、過去1年間の税込みの世帯収入である。

のケースが AIDS、 $\lambda_i \neq 0$ が QUAIDS に該当する。また、前節で説明した通り、米の価格情報については、CPI、SRI+、属性別・単価の3つを使用する。以上より、推計モデルの Specification の一覧を表9に示す。Spec.1 と Spec.2 では、AIDS と QUAIDS の比較を行う。Spec.2 と Spec.3 により、内生性への対処が推計結果にどの程度影響するかを確認する。Spec.3 から Spec.5 では、使用する米の価格情報の違いに着目する。属性別に集計した使用データの基本統計量は表10の通りである。

表9 推計モデルの Specification

Spec.	AIDS/QUAIDS	米の価格情報	x の内生性への対処
1	AIDS	CPI	-
2	QUAIDS	CPI	-
3	QUAIDS	CPI	IV
4	QUAIDS	SRI+	IV
5	QUAIDS	属性別・単価	IV

表10 集計データの基本統計量

	39歳以下	40代	50代	60代	70代	80歳以上
セルの数 (等価消費カテゴリー×地域ブロック×38カ月)	760	760	760	760	760	760
加重平均値						
等価・主食への支出総額	5,003	5,753	6,329	6,951	6,857	6,442
支出シェア						
米	0.112	0.128	0.147	0.137	0.147	0.168
パン	0.278	0.276	0.262	0.262	0.267	0.267
麺類	0.178	0.174	0.157	0.157	0.164	0.145
主食的調理食品	0.432	0.422	0.434	0.444	0.423	0.420
世帯年収(単位:万円)	694.9	791.2	843.2	604.6	443.1	384.9
共働きダミー	0.564	0.648	0.598	0.320	0.096	0.028
世帯員数(単位:人)	3.584	3.671	3.085	2.589	2.371	2.285

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

3.3 推計結果

3.3.1 支出弾力性および価格弾力性

本節では、支出弾力性 (e_i)、非補償価格弾力性 (Uncompensated Price Elasticity, e_{ij}^U)、補償価格弾力性 (Compensated Price Elasticity, e_{ij}^C) の推計結果を示す。前節で述べた通り、推計には新米月ダミー、地域ブロック、共働きダミーも導入する。これらの変数を Z_k で表すと、物価指数を表す (5) 式は、以下の (7) 式となる^{*18}。

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum \sum \eta_i^k Z_k \ln p_i \quad (7)$$

Banks, Blundell, and Lewbel (1997) に従い、所得弾力性を (8) 式、非補償価格弾力性を (9) 式、補償価格弾力性を (10) 式で求める。なお、 $\lambda_i = 0$ により、AIDS 推計における弾力性の推計値となる。

$$\begin{aligned} \mu_i &\equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{B(\mathbf{p})} (\ln x - \ln a(\mathbf{p})) \\ \mu_{ij} &\equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{B(\mathbf{p})} (\ln x - \ln a(\mathbf{p}))^2 \\ e_i &= 1 + \frac{\mu_i}{w_i} \end{aligned} \quad (8)$$

$$e_{ij}^U = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (9)$$

ここで、 δ_{ij} は $i = j$ のとき 1 をとる Kronecker delta である。

$$e_{ij}^C = e_{ij}^U + w_j e_i \quad (10)$$

図 21 は、「米」、「パン」、「麺類」、「主食的調理食品」のそれぞれの主食カテゴリーにおける、年齢カテゴリー別、推計の Specification 別の支出弾力性を示す。なお、ここでの弾力性は、推計モデルにおける各変数の各年齢カテゴリー内の加重平均値により計算している。支出総額 x の内生性を考慮するか否かは、特に米の支出弾力性の推計結果に大きな影響を与えている。また、4 つの主食カテゴリーの支出弾力性のレベルに着目すると、米

^{*18} α_0 は識別できないため、各年齢カテゴリーにおける $\ln(x)$ の最小値を α_0 とする。

および麺類の支出弾力性は 1 を大きく下回り、これらのカテゴリーは、主食の中における必需品的位置づけであると解釈できる。パンの支出弾力性も 1 を下回っている。主食的調理食品の支出弾力性は 1 を上回り、4 つの主食カテゴリー内の贅沢品に位置づけられる。

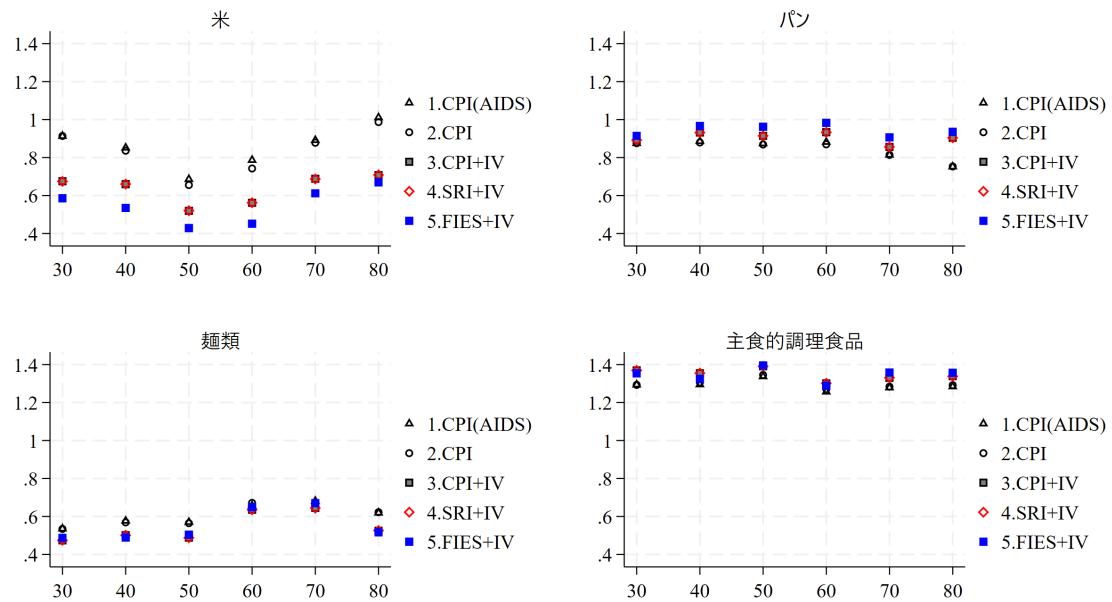


図 21 支出弾力性

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注 1) グラフの横軸は年齢カテゴリーを示す。30：39 歳以下、40：40 代、50：50 代、60：60 代、70：70 代、80：80 歳以上。

注 2) グラフの凡例は、表 9 の 5 つの Specification に対応している。Spec.1 以外は、すべて QUAIDS による推計値である。FIES は家計調査 (Family Income and Expenditure Survey) の略。

次に、価格弾力性の推計結果を確認する。ここでは、米の価格情報として CPI を用いた Spec.3 による推計結果から、年齢カテゴリーによる価格弾力性の特徴を整理する^{*19}。図 22 の 8 つのグラフのうち、左側の 4 つが非補償価格弾力性、右側の 4 つが補償価格弾力性の推計結果である。はじめに、価格変化による所得効果も含めた弾力性である非補償価格弾力性のグラフを確認する。図 22 の左上のグラフが米に対する 4 つの主食カテゴリーの非補償価格弾力性をまとめたものである。同グラフの下軸には、左から順に米、パン、麺類、主食的調理食品が並んでいる。さらに、それぞれのカテゴリーの上には 30、

*19 Spec.3 以外の推計結果は付録 A を参照。

40、50、60、70、80 と記されており、これらは年齢カテゴリーを表す。例えば、左上の米のグラフについて、下軸が米および 30 に該当する棒グラフは、39 歳以下における米の非補償自己価格弾力性の値を示している。すなわち、米の非補償自己価格弾力性として、年齢カテゴリー別の値が 6 つの棒グラフとして並べられている。米の隣がパン、麺類、主食的調理食品であり、これらのカテゴリーの価格が変化した際の米の需要量の変化（非補償交差価格弾力性）を表す。

次に、効用水準を一定とした場合の価格変化による影響をとらえた補償価格弾力性の推計結果を確認しておこう。図 22 の右上のグラフが米に対する 4 つの主食カテゴリーの補償価格弾力性をまとめたものである。米に対し、パンの交差価格弾力性はマイナス、麺類は 40 歳以上ではプラス、主食的調理食品はプラスとなっている。ただし、主食的調理食品以外の交差価格弾力性の値は非常に小さく、パンや麺類と米の間の代替・補完関係の度合いは小さいことを示唆している。さらに、補償価格弾力性に関する 4 つのグラフから読み取れることは以下の通りである。4 つのカテゴリーの補償自己価格弾力性を比較すると、米の自己価格弾力性は他の 3 つのカテゴリーに比べ極めて小さい値であることが分かる。これは、第 1 節で『家計調査』の公表データから確認した「米の価格上昇期においても購入数量が減少していない」現象と整合的である。さらに、米価格の他の 3 カテゴリーに対する交差価格弾力性の値から、米の価格上昇が他の主食カテゴリーの需要に及ぼした影響が限定的である点も確認できる。一方で、パンと主食的調理食品の間の代替性が高いという特徴も確認できる。

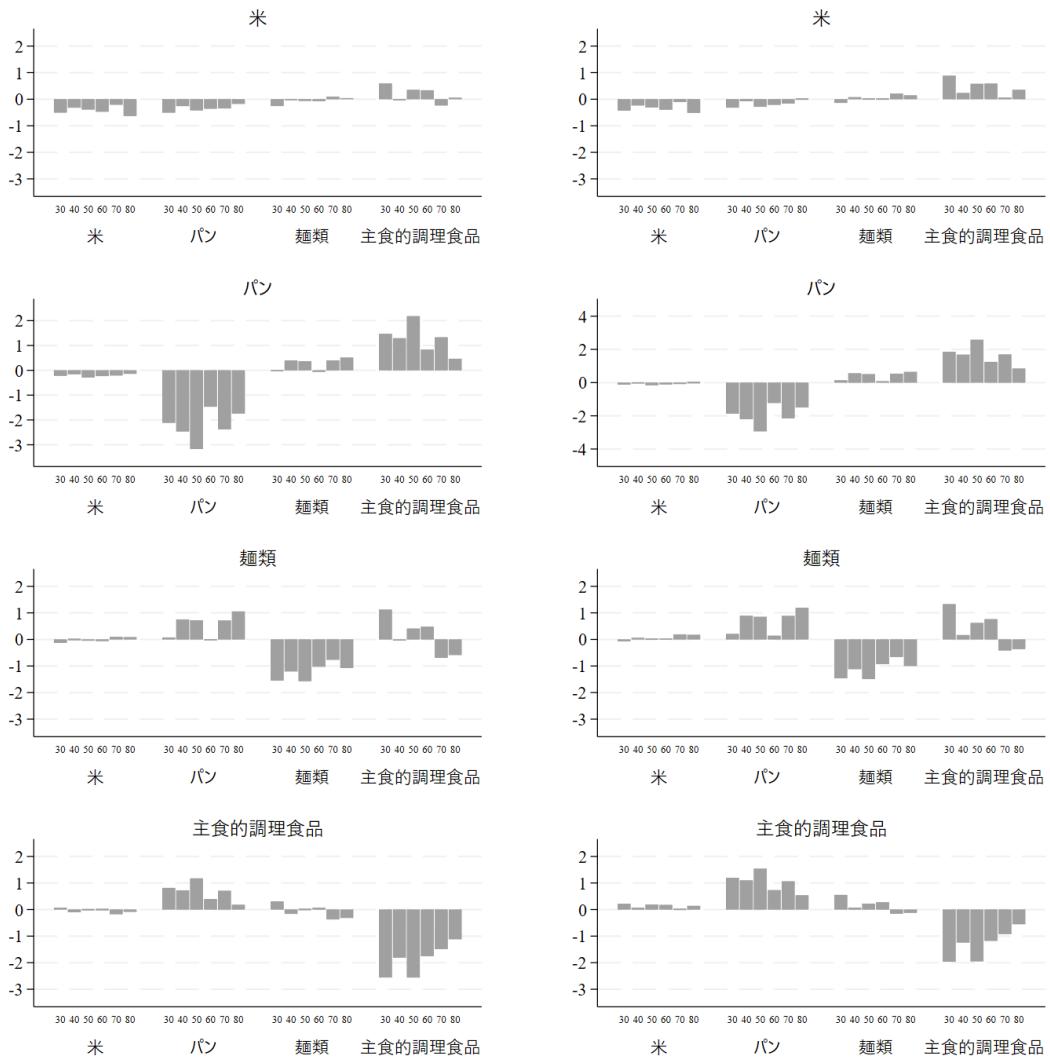


図 22 非補償価格弾力性 (左) 補償価格弾力性 (右) : Spec.3

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) x の IV として世帯所得および世帯員数を用いた QUAIDS による推計結果。米の価格情報として CPI を使用。

3.3.2 補償変分 (Compensating Variation, CV)

Deaton and Muellbauer (1980) による AIDS の (対数) 間接効用は下記の通りである。

$$\ln v(\mathbf{p}, x) = \frac{\ln x - \ln a(\mathbf{p})}{B(\mathbf{p})}$$

Banks, Blundell, and Lewbel (1997) による QUAIDS への拡張は、AIDS の間接効用 $\ln v$ と新たな価格関数 $\lambda(\mathbf{p}) = \sum \lambda_i \ln p_i$ の調和平均として以下の間接効用関数を仮定している。

$$\ln V(\mathbf{p}, x) = \left[\left(\frac{\ln x - \ln a(\mathbf{p})}{B(\mathbf{p})} \right)^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} \quad (11)$$

$\ln x$ について整理すると、

$$\ln x = \frac{B(\mathbf{p}) \ln V(\mathbf{p}, x)}{1 - \ln V(\mathbf{p}, x) \lambda(\mathbf{p})} + \ln a(\mathbf{p}).$$

対数間接効用を u とすると、支出関数は次の式になる。

$$\ln E(u, \mathbf{p}) = \frac{B(\mathbf{p})u}{1 - u\lambda(\mathbf{p})} + \ln a(\mathbf{p}). \quad (12)$$

ここで、基準時点を 0、比較時点を 1 の添え字で表す。効用 u_0 を固定し、新たな価格水準 \mathbf{p}_1 における支出関数を $\ln E(u_0, \mathbf{p}_1)$ とすると、補償変分 (CV) は以下の式で定義される。

$$CV = E(u_0, \mathbf{p}_1) - E(u_0, \mathbf{p}_0) \quad (13)$$

本稿における補償変分の推計では、急激な米の価格上昇による家計の厚生変化に着目するため、基準時点を 2022 年 1 月とし、米の価格水準のみを 2025 年 2 月時点の値に変化させる仮想的な状況を想定している。米の価格情報として、CPI、家計調査による属性別・単価指数の 2 つを用いる^{*20}。図 23 は、横軸に $E(u_0, \mathbf{p}_0)$ を縦軸に CV をプロットしたものである。左側のグラフが米の価格情報として CPI を使用したもの (Spec.3)、右側のグラフは家計属性別・米の単価を用いた推計結果 (Spec.5) である。それぞれのグラフに描かれた 120 の点が、年齢、等価消費、地域で分割された 120 のグループに対応している。

*20 米の価格情報として SRI+ を用いた結果は、CPI の結果との差が小さいため結果は掲載していない。

CV は、 $E(u_0, \mathbf{p}_0)$ すなわち x_0 、米の支出シェア、米の価格変化 $\Delta \ln p_1$ と正の関係があるため、図 23 の散布図は、右上がりの形状となる。また、Spec.3 における縦方向への年齢のばらつきは、年齢カテゴリーによる米の支出シェアの違いを反映している^{*21}。さらに、120 のグループ別の米の単価情報を反映した Spec.5 のグラフにおいて高齢世帯の CV が上昇しているのは、2022 年 1 月から 2025 年にかけての単価上昇が高年齢世帯で顕著であったことを反映している（図 18 を参照）^{*22}。以上の結果は、需要システムの推計から人々の厚生評価を行う際、使用する価格情報の選択が結果に大きく影響する点を示唆している。

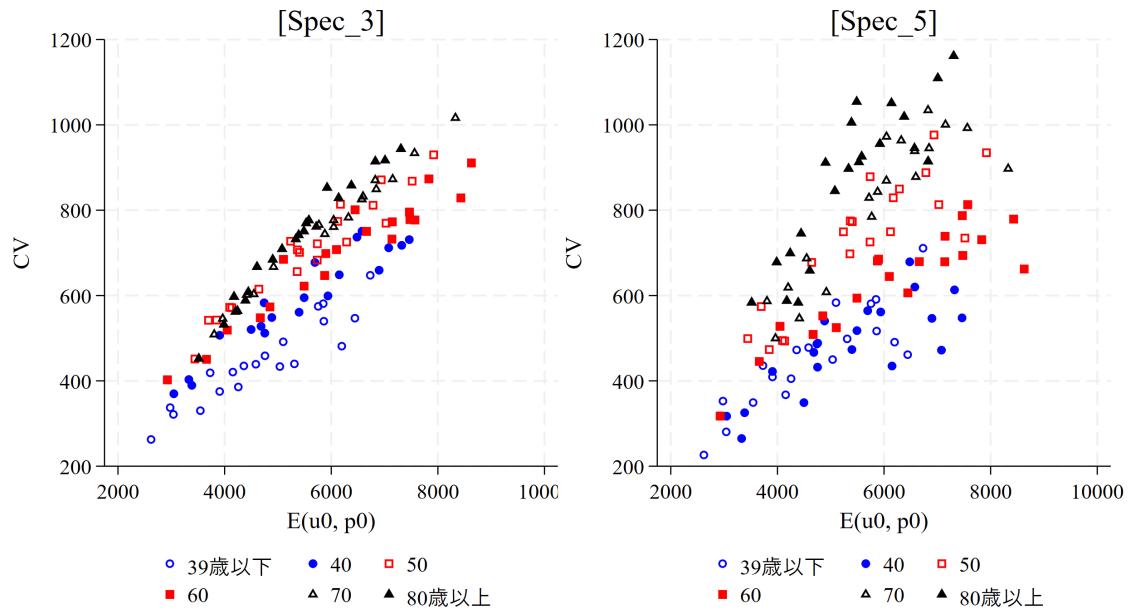


図 23 $E(u_0, \mathbf{p}_0)$ と CV : Spec.3 vs. Spec.5

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成
注) 各点の値については、付録 B を参照

*21 あくまで近似であるが、 $\ln E(u_0, \mathbf{p})$ に関し、 (u_0, \mathbf{p}_0) を基準とし、対数価格 $\ln p_i$ を微小に変化させる 1 次の Taylor 展開を考えると、 $\ln E(u_0, \mathbf{p}) \approx \ln E(u_0, \mathbf{p}_0) + \sum_{i=1}^4 \frac{\partial \ln E}{\partial \ln p_i} \Delta \ln p_i$ 。ここで、 $\frac{\partial \ln E}{\partial \ln p_i} = \left(\frac{\partial \ln E}{\partial E} \right) \left(\frac{\partial E}{\partial p_i} \right) \left(\frac{\partial p_i}{\partial \ln p_i} \right) = \frac{1}{E_0} h_i p_i = w_i$ 。米の価格のみを変化させるので、 $\ln E(u_0, \mathbf{p}^1) \approx \ln x_0 + w_1 \Delta \ln p_1$ 。

*22 図 18において、最も単価の上昇が大きい年齢カテゴリーは 39 歳以下であるが、39 歳以下では米の支出シェアが低い。

4 結論

本稿は、2024年夏以降に観測された米価格の急騰を題材に、(i) スキヤナーデータ (SRI+) に基づく価格変化の特徴付け（価格帯・品質／銘柄構成・容量の影響の整理、UVPI および時間ダミー・ヘドニック (TDH) による指数作成）と、(ii) 『家計調査』個票データに基づく需要体系 (AIDS/QUAIDS) の推計を組み合わせ、主食間の代替関係と家計厚生（補償変分：CV）への影響を評価した。

第一に、SRI+に基づく事実整理から、米価上昇は価格帯によって進行の仕方が異なることが確認された。価格上昇の初期局面では相対的に低価格帯の上昇が先行し、分布のばらつき（標準偏差）や歪度も時間とともに変化する。したがって、平均価格だけでは捉えにくい「どの価格帯が先に上がったか」という局面情報を、分布の動きとして併せて把握することが重要である。

第二に、価格指数の取り方によって、米価高騰の評価は大きく変わり得る。SRI+から構成される容量単価指数 (UVPI) は、公式 CPI と比べて上昇開始が早く、高騰期の水準も高い一方で、サンプル期間ではピーク後に低下する動きも示した。UVPI は簡便である反面、品質差・容量効果・販促等の影響を受けやすい。したがって、TDH のように属性をコントロールした指標と併用し、価格指標間の整合性を点検することが望ましい。

第三に、需要体系推計の結果、主食 4 カテゴリー（米・パン・麺類・主食的調理食品）のうち、米は自己価格弾力性が相対的に小さく、また米とパン／麺類の交差価格弾力性も総じて小さいことが示唆された。すなわち、米価上昇局面においても、米需要の数量調整や他主食へのシフトによって負担が十分に相殺されにくい可能性がある。一方で、パンと主食的調理食品の間には相対的に強い代替性が確認されるなど、代替構造にはカテゴリー間で濃淡がある。

第四に、米価格のみを高騰後の水準に置き換える反実仮想により CV を推計すると、負担は単一の代表世帯に集約されず、年齢・等価消費・地域といった属性によって分布を持つことが可視化される。また、米の価格系列として CPI と家計調査の属性別単価を用いた場合で、CV の水準や分布が変化し得ることも確認された (SRI+ を用いた結果は CPI との差が小さい)。

以上の結果は、主食の中でも代替が弱い財の値上がりが、家計が行動で回避しにくい実質所得ショックとなり得ること、負担の把握には平均ではなく分布（誰がどの程度負担するか）を重視すべきこと、そして政策評価・コミュニケーションに用いる価格指標の選択 (CPI、UVPI、ヘドニック等) が結論を左右し得ることを示唆する。従って、物価高対策

や影響評価では、価格指標の整合性点検と、属性別の影響分布に基づく設計（給付・支援のターゲティング等）が重要となる。

最後に、本稿の推定は、(i) ゼロ支出の生成メカニズム（コーナー解需要と購入頻度の混合）、(ii) 価格系列の測定（品質・銘柄構成の変化、単価情報の欠損と補完、販促の影響）、(iii) 総支出の内生性に対する仮定（IV の妥当性）に依存する。今後は、スキャナーデータ側での品質・銘柄シフトや価格帯の変化と、家計側の購入頻度・購入チャネルをより直接に結び付け、「どの価格帯が上がり、誰がどの価格帯を買い、どのように調整したか」を一体として識別することで、代替行動と厚生影響の推計精度を高める必要がある。さらに、購入頻度と購入量を分けた動学的需要、栄養・健康アウトカムとの接続、地域別の供給制約や在庫調整の導入、政策介入（備蓄放出、給付、学校給食支援等）の反実仮想評価なども重要な拡張課題である。

参考文献

- Abe, Naohito and Inakura, Noriko (2025). “Refining Real Consumption : Accounting for In-Kind Transfers, Imputed Rents, and Preference Heterogeneities”. *RCESR Discussion Paper Series* DP25-1.
- Banks, James, Blundell, Richard, and Lewbel, Arthur (1997). “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”. *Review of Economics and Statistics* 79.4, pp. 527–539.
- Blundell, Richard and Robin, Jean-Marc (1999). “Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems”. *Journal of Applied Econometrics* 14.3, pp. 209–232.
- Chern, Wen S., Ishibashi, Kimiko, Taniguchi, Kiyoshi, and Tokoyama, Yuki (2002). *Analysis of Food Consumption Behavior by Japanese Households*. Tech. rep. Report. The Ohio State University.
- Deaton, Angus and Muellbauer, John (1980). “An Almost Ideal Demand System”. *American Economic Review* 70.3, pp. 312–326.
- Lecocq, Sébastien and Robin, Jean-Marc (2015). “Estimating Almost-Ideal Demand Systems with Endogenous Regressors”. *Stata Journal* 15.2, pp. 554–573.
- Moschini, Giancarlo (1995). “Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation”. *American Journal of Agricultural Economics* 77.1, pp. 63–68.
- Nganga Nobuko (2005). “AIDS (Almost Ideal Demand System) による食料需要体系分析” *日本家政学会誌* 56.8, pp. 511–519.
- Shonkwiler, J. Scott and Yen, Steven T. (1999). “Two-Step Estimation of a Censored System of Equations”. *American Journal of Agricultural Economics* 81.4, pp. 972–982.
- Wales, T.J. and Woodland, A.D. (1983). “Estimation of consumer demand systems with binding non-negativity constraints”. *Journal of Econometrics* 21.3, pp. 263–285. ISSN: 0304-4076.
- 小野 史, 山本 淳子, and 大浦 裕二 (2012). “家計における主食消費の実態と世帯類型別の特徴：家計調査個票データを用いて” *日本農業経済学会論文集*, pp. 151–158.
- 崎浦 誠治, ed. (1984). *米の経済分析*. Japanese. 209 pages. 刊行: 1984-01-25. 農林統計協会. ISBN: 978-4-541-00451-2.

- 松田 敏信 (2001a). “主食の消費構造変化に関する需要体系分析” *農業経営研究* 39.2, pp. 89–92.
- (2001b). *食料需要システムのモデル分析*. 東京: 農林統計協会. ISBN: 4541026899.
- 澤田 学 (1981). “Almost Ideal Demand System と食料需要分析” *北海道大学農經論叢* 37. Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers (HUSCAP); departmental bulletin paper, pp. 151–182.

付録 A 推計 Specification 別・価格弾力性

[Spec 1] Left: Uncompensated, Right:Compensated

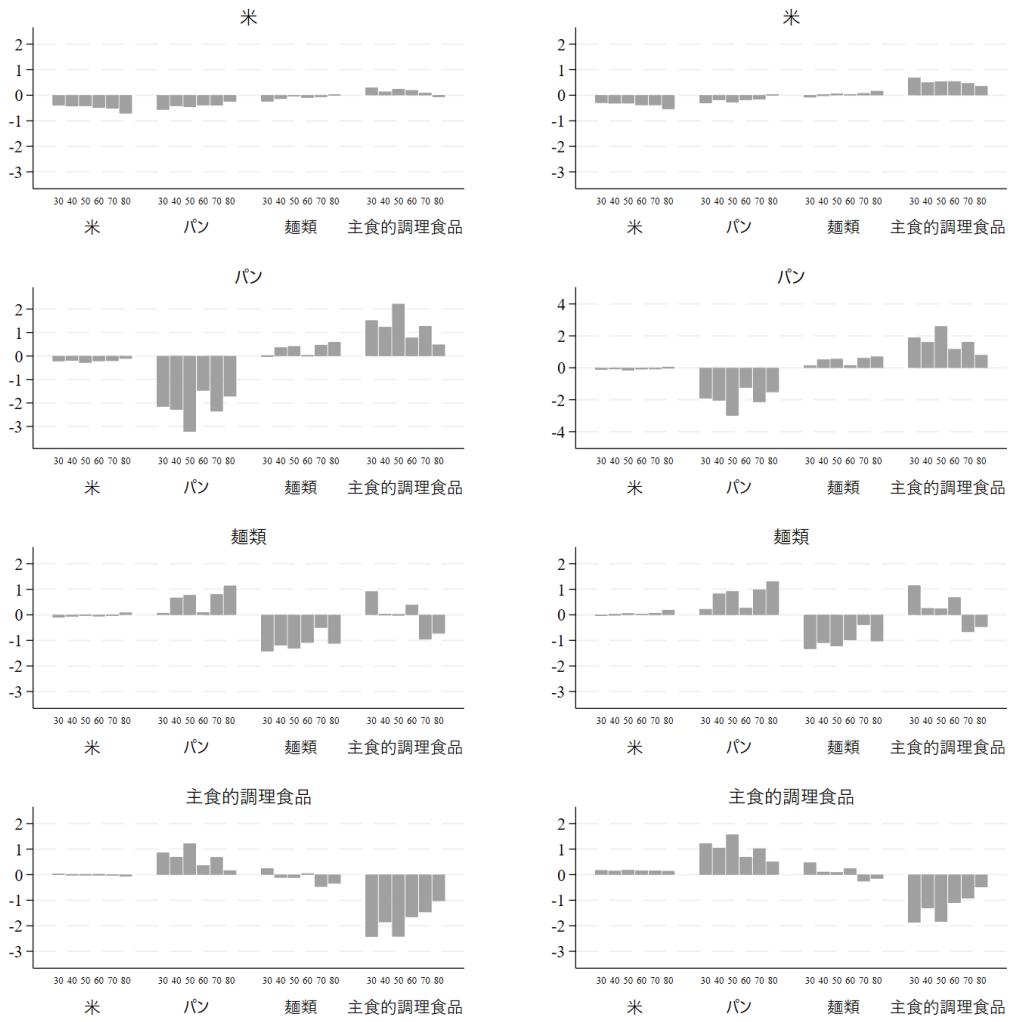


図 A1 AIDS

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

[Spec 2] Left: Uncompensated, Right:Compensated

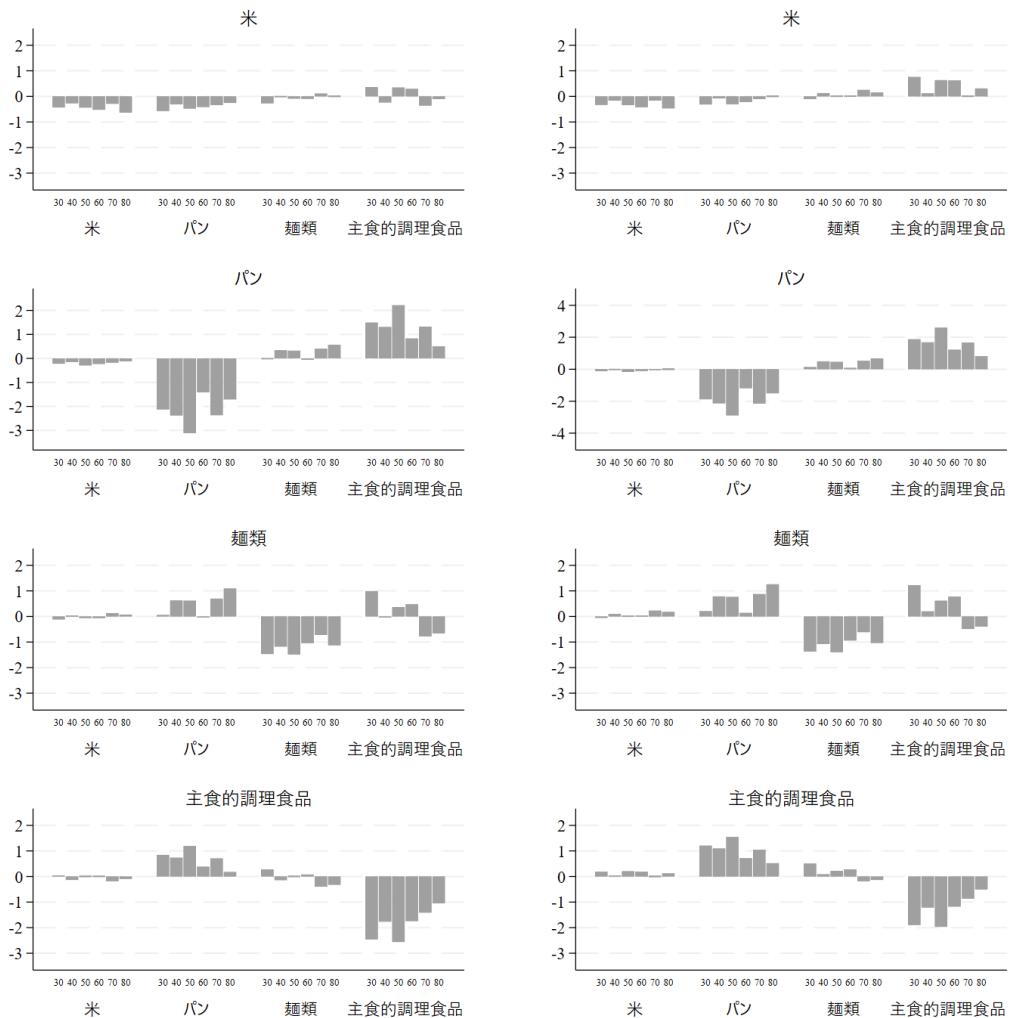


図 A2 QUAIDS

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

[Spec 4] Left: Uncompensated, Right:Compensated

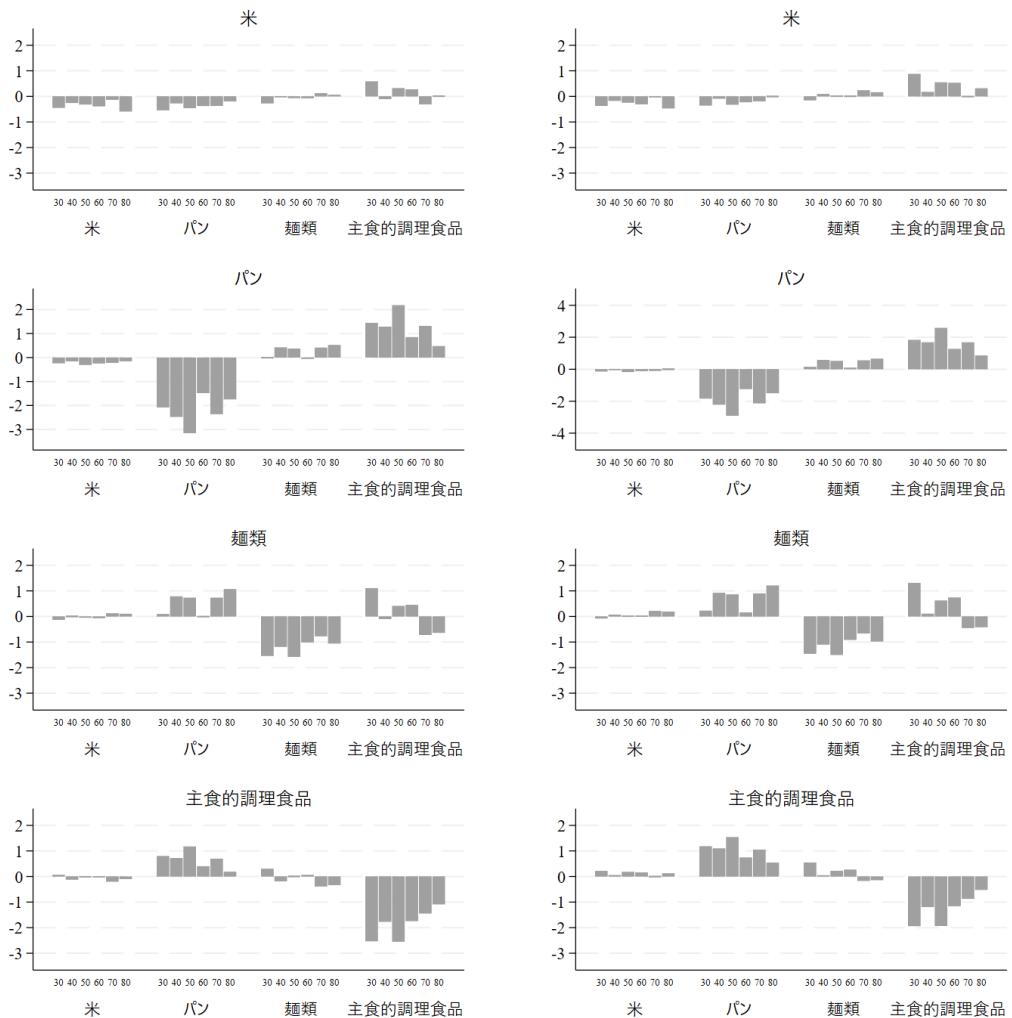


図 A3 QUAIDS + IV + SRI

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

[Spec 5] Left: Uncompensated, Right:Compensated

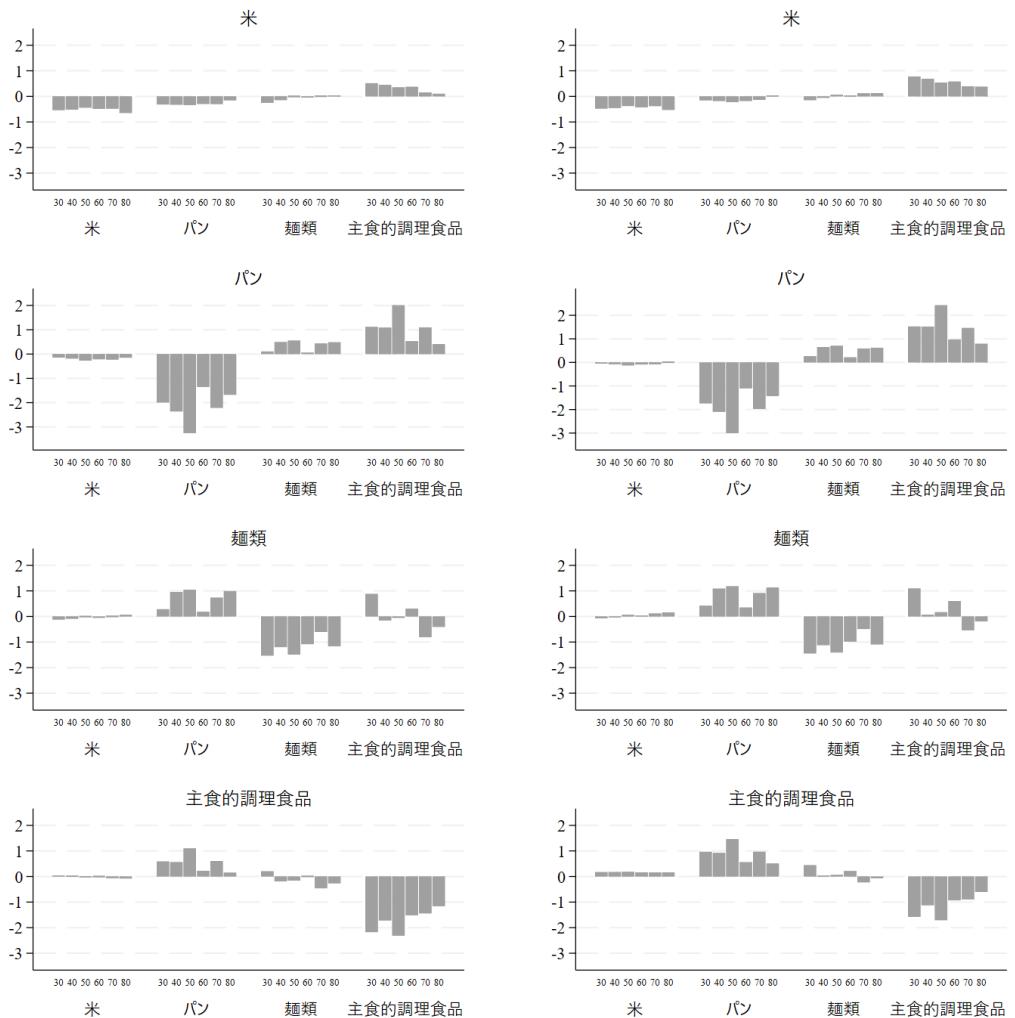


図 A4 QUAIDS + IV + 属性別単価

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

付録 B 家計属性別・補償変分

年齢	等価消費	地域	世帯員数 (OECD-modified-scale)	E(u ₀ , p ₀)	E(u ₀ , p ₁)		CV = E(u ₀ , p ₁) - E(u ₀ , p ₀)		CV/E(u ₀ , p ₀)	
					Spec.3	Spec.5	Spec.3	Spec.5	Spec.3	Spec.5
30	I	1	2.03	3,041	3,362	3,321	321	280	0.106	0.092
		2	2.02	3,730	4,148	4,165	419	436	0.112	0.117
		3	2.07	4,757	5,216	5,246	459	489	0.096	0.103
		4	2.09	3,546	3,876	3,895	330	349	0.093	0.098
	II	1	2.03	2,621	2,884	2,848	263	226	0.100	0.086
		2	1.99	2,979	3,317	3,332	337	353	0.113	0.118
		3	1.83	4,361	4,796	4,834	435	472	0.100	0.108
		4	2.02	4,257	4,643	4,662	386	405	0.091	0.095
	III	1	1.96	4,155	4,575	4,522	421	367	0.101	0.088
		2	2.04	5,755	6,330	6,336	575	581	0.100	0.101
		3	1.92	3,908	4,283	4,317	375	409	0.096	0.105
		4	2.02	5,036	5,470	5,486	434	450	0.086	0.089
	IV	1	1.80	5,862	6,401	6,378	540	517	0.092	0.088
		2	1.92	6,732	7,379	7,443	647	711	0.096	0.106
		3	1.81	5,100	5,591	5,683	492	583	0.096	0.114
		4	1.96	5,309	5,749	5,808	440	498	0.083	0.094
	V	1	1.76	6,444	6,991	6,906	547	461	0.085	0.072
		2	1.86	5,851	6,432	6,441	581	591	0.099	0.101
		3	1.93	4,586	5,025	5,064	439	478	0.096	0.104
		4	1.89	6,198	6,679	6,689	481	491	0.078	0.079
40	I	1	1.96	3,329	3,732	3,594	403	265	0.121	0.080
		2	2.11	3,907	4,414	4,329	507	422	0.130	0.108
		3	2.33	3,048	3,418	3,366	370	317	0.121	0.104
		4	2.31	3,386	3,775	3,711	390	325	0.115	0.096
	II	1	2.08	4,497	5,018	4,847	520	349	0.116	0.078
		2	2.11	4,742	5,325	5,228	583	486	0.123	0.103
		3	2.14	5,493	6,088	6,011	595	518	0.108	0.094
		4	2.19	4,754	5,265	5,186	512	432	0.108	0.091
	III	1	2.10	6,151	6,799	6,585	649	435	0.105	0.071
		2	2.13	5,694	6,371	6,258	678	564	0.119	0.099
		3	2.08	4,684	5,212	5,150	528	467	0.113	0.100
		4	2.12	5,398	5,959	5,871	561	473	0.104	0.088
	IV	1	2.15	7,464	8,195	8,011	731	548	0.098	0.073
		2	1.99	6,483	7,219	7,162	737	679	0.114	0.105
		3	2.07	4,885	5,434	5,426	548	540	0.112	0.111
		4	2.05	5,938	6,537	6,500	599	562	0.101	0.095
	V	1	1.98	7,078	7,790	7,550	712	472	0.101	0.067
		2	2.04	6,578	7,328	7,198	751	620	0.114	0.094
		3	1.99	7,322	8,040	7,936	718	613	0.098	0.084
		4	2.07	6,898	7,558	7,445	659	546	0.096	0.079
50	I	1	2.15	4,136	4,708	4,630	571	493	0.138	0.119
		2	2.10	3,697	4,239	4,272	542	574	0.147	0.155
		3	2.17	4,643	5,258	5,321	615	678	0.132	0.146
		4	2.20	3,444	3,895	3,943	451	499	0.131	0.145
	II	1	2.18	4,095	4,668	4,590	572	495	0.140	0.121
		2	2.16	5,239	5,966	5,988	727	749	0.139	0.143
		3	2.28	5,366	6,073	6,141	707	775	0.132	0.144
		4	2.13	5,361	6,017	6,059	656	698	0.122	0.130
	III	1	2.05	3,848	4,390	4,321	543	473	0.141	0.123
		2	2.00	6,173	6,987	7,003	814	829	0.132	0.134
		3	2.01	5,406	6,107	6,179	701	773	0.130	0.143
		4	2.06	5,738	6,421	6,463	683	726	0.119	0.126
	IV	1	1.98	6,122	6,896	6,871	774	749	0.126	0.122
		2	1.99	6,938	7,809	7,914	871	976	0.126	0.141
		3	1.84	5,740	6,461	6,618	721	878	0.126	0.153
		4	1.94	6,289	7,014	7,138	725	850	0.115	0.135
	V	1	2.00	7,518	8,386	8,252	868	735	0.115	0.098
		2	1.93	7,921	8,851	8,856	930	935	0.117	0.118
		3	1.98	6,785	7,597	7,673	812	888	0.120	0.131
		4	1.79	7,028	7,798	7,841	770	813	0.109	0.116

表 B1 家計属性別・CV の推計値 (39 歳以下, 40 代, 50 代)

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) 表中の地域は、1: 東京都、2: 関東3県(埼玉県、千葉県、神奈川県)、3: 近畿3府県(大阪府、京都府、兵庫県)、4: その他の都道府県。

年齢	等価消費	地域	世帯員数 (OECD-modified-scale)	E(u ₀ , p ₀)	E(u ₀ , p ₁)		CV = E(u ₀ , p ₁) - E(u ₀ , p ₀)		CV/E(u ₀ , p ₀)	
					Spec.3	Spec.5	Spec.3	Spec.5	Spec.3	Spec.5
60	I	1	2.35	2,927	3,329	3,245	402	318	0.137	0.108
		2	2.23	4,670	5,218	5,179	548	509	0.117	0.109
		3	2.01	4,049	4,568	4,577	519	528	0.128	0.130
		4	2.11	3,661	4,112	4,107	451	445	0.123	0.122
	II	1	1.94	5,105	5,789	5,629	685	525	0.134	0.103
		2	1.80	6,100	6,807	6,744	708	645	0.116	0.106
		3	1.75	5,898	6,596	6,583	698	685	0.118	0.116
		4	1.84	4,852	5,425	5,404	573	552	0.118	0.114
	III	1	1.87	6,447	7,248	7,054	801	606	0.124	0.094
		2	1.79	6,661	7,412	7,341	750	679	0.113	0.102
		3	1.85	7,145	7,918	7,884	773	739	0.108	0.103
		4	1.79	5,491	6,114	6,085	622	594	0.113	0.108
	IV	1	1.78	7,832	8,705	8,563	873	731	0.111	0.093
		2	1.67	7,467	8,263	8,255	796	787	0.107	0.105
		3	1.62	7,570	8,347	8,383	777	813	0.103	0.107
		4	1.70	5,877	6,524	6,558	647	681	0.110	0.116
	V	1	1.62	8,629	9,540	9,291	911	662	0.106	0.077
		2	1.62	7,477	8,256	8,171	778	694	0.104	0.093
		3	1.54	8,432	9,260	9,211	829	779	0.098	0.092
		4	1.64	7,139	7,871	7,818	732	679	0.103	0.095
70	I	1	1.78	3,965	4,511	4,465	546	500	0.138	0.126
		2	1.82	4,202	4,764	4,821	562	619	0.134	0.147
		3	2.02	5,880	6,624	6,723	744	843	0.127	0.143
		4	1.95	3,805	4,314	4,392	509	587	0.134	0.154
	II	1	1.61	4,413	5,014	4,959	602	547	0.136	0.124
		2	1.66	6,596	7,429	7,475	832	878	0.126	0.133
		3	1.75	6,576	7,402	7,515	826	939	0.126	0.143
		4	1.71	4,549	5,152	5,236	603	687	0.133	0.151
	III	1	1.76	4,918	5,586	5,526	667	608	0.136	0.124
		2	1.74	5,719	6,480	6,548	761	829	0.133	0.145
		3	1.69	6,572	7,397	7,517	826	946	0.126	0.144
		4	1.63	6,046	6,822	6,915	777	869	0.128	0.144
	IV	1	1.64	5,769	6,534	6,554	766	785	0.133	0.136
		2	1.55	6,826	7,696	7,860	871	1,034	0.128	0.152
		3	1.60	6,047	6,807	7,019	761	972	0.126	0.161
		4	1.60	6,323	7,106	7,286	783	964	0.124	0.152
	V	1	1.66	8,329	9,345	9,226	1,016	897	0.122	0.108
		2	1.58	7,563	8,496	8,555	934	993	0.123	0.131
		3	1.66	7,153	8,025	8,153	873	1,001	0.122	0.140
		4	1.56	6,845	7,694	7,790	849	945	0.124	0.138
80	I	1	1.80	4,177	4,774	4,764	597	588	0.143	0.141
		2	1.76	5,078	5,787	5,923	709	845	0.140	0.166
		3	1.59	3,517	3,969	4,101	452	584	0.129	0.166
		4	1.86	4,240	4,804	4,940	564	699	0.133	0.165
	II	1	1.68	4,390	4,979	4,974	588	584	0.134	0.133
		2	1.62	5,529	6,299	6,442	770	913	0.139	0.165
		3	1.61	3,986	4,518	4,665	532	678	0.133	0.170
		4	1.72	4,445	5,053	5,190	608	745	0.137	0.168
	III	1	1.57	4,608	5,275	5,266	667	658	0.145	0.143
		2	1.57	5,581	6,358	6,507	776	926	0.139	0.166
		3	1.58	7,307	8,250	8,468	944	1,161	0.129	0.159
		4	1.61	5,335	6,067	6,232	732	897	0.137	0.168
	IV	1	1.57	5,923	6,775	6,878	853	956	0.144	0.161
		2	1.67	4,903	5,587	5,814	684	911	0.140	0.186
		3	1.51	5,488	6,238	6,542	751	1,054	0.137	0.192
		4	1.58	5,389	6,131	6,395	742	1,005	0.138	0.187
	V	1	1.59	6,827	7,742	7,741	915	914	0.134	0.134
		2	1.52	6,378	7,236	7,397	858	1,019	0.135	0.160
		3	1.50	6,139	6,968	7,191	829	1,051	0.135	0.171
		4	1.51	7,009	7,926	8,119	917	1,110	0.131	0.158

表 B2 家計属性別・CV の推計値 (60 代, 70 代, 80 歳以上)

データ出所) 総務省『家計調査』調査票データより作成

注) 表中の地域は、1: 東京都、2: 関東 3 県 (埼玉県、千葉県、神奈川県)、3: 近畿 3 府県 (大阪府、京都府、兵庫県) 4: その他の都道府県。