飲食料品の消費税率1%への引下げがもたらす家計支援と需要の移動

Monthly Economist Report

2026年10月

家計支援は年 3.85 兆円、減税単独の実質 GDP の押し上げは 0.47 兆円（＋0.07%）

政府は 2027 年 4 月から 2 年間、飲食料品の消費税率を 8%から 1%に引下げ、所得に連動した給付を先行導入する方針を示している。これを受け本稿では、働き方・世帯人数・年収に基づく 42 区分の居住者における家計消費データと 96 部門の産業連関表を組み合わせたモデルで、その効果を試算した。これによると家計の負担は年 3.85 兆円（1 世帯あたり平均約 7.2 万円、国民 1 人あたり約 3.1 万円）軽くなり、可処分所得に対する比率は年収の低い世帯ほど高い。また、減税に所得連動型給付（先行給付とされる年 0.60 兆円）を組み合わせると、年収 300 万円未満の勤労者世帯・その他有業世帯では、恩恵が可処分所得の 4～5%程度に達する。実質 GDP の押し上げは減税で 0.47 兆円（＋0.07%）、先行給付を加えて 0.61 兆円（＋0.10%）である。浮いたお金の多くが貯蓄に回るため、減税による GDP の押し上げは負担軽減額の約 12%にとどまる。一方、低所得層に配分する先行給付では、給付額に対する GDP 押し上げの比率は約 24%となる。この差は、主に給付の対象を低所得層に絞っていることによる。産業別では飲食料品製造、小売、運輸などの生産が増える一方、減税対象外の外食（店内飲食）は今回設定した 4 シナリオ全てで減少し、標準シナリオでは約 2.7%減る。家計消費デフレーターは約 1.2%下がるが、税率引下げによる一時的な低下である。政策の評価では、家計支援の規模と需要喚起の効果を区別し、外食への影響と 2029 年度の税率復帰も視野に入れることが望ましいと考えられる。

1. はじめに

政府は 2026 年 9 月 15 日、「飲食料品消費税率の臨時的な引下げ及び就業者負担軽減支援金の導入に関する大綱」を閣議決定した[1]。2027 年 4 月 1 日から 2 年間、軽減税率の対象となる飲食料品の税率を 8%から

[1] 内閣官房（2026）「飲食料品消費税率の臨時的な引下げ及び就業者負担軽減支援金の導入に関する大綱」2026 年 9 月 15 日閣議決定.
https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/shouhizei_zeigakukoujo/pdf/sankou4.pdf

1%へ引下げるとともに、所得に連動した給付（所得連動型給付）を 2027 年度に先行導入し、2029 年度から本格導入する方針である。先行給付の規模は飲食料品に係る消費税 1%相当分の範囲内とされるが、所得基準や支給額は 2026 年 10 月 2 日時点で決まっていない。以下、2027・28 年度の給付を「先行給付」、2029 年度以降の給付を「本格給付」と呼ぶ。

飲食料品の値下がりは家計の負担を直接軽くするが、その分がそのまま国内総生産（GDP）を押し上げるわけではない。浮いたお金の多くは貯蓄に回り、追加の支出の一部は輸入品に向かう。減税対象外の外食からは需要が離れる。

本稿では、居住者の家計を働き方・世帯人数・年収で 42 区分に分けた消費データと、96 部門の産業連関表を組み合わせたモデルを用いて、今回の施策がマクロ経済をどれだけ押し上げるか、家計の負担をどれだけ軽くするか、各産業の生産にどう影響するかを試算した。減税単独の効果（Case A）と、先行給付を加えた政策パッケージ全体の効果（Case B）は分けて示す。あわせて、2029 年度の税率復帰に向けた留意点と、政策・企業への含意を整理する。試算の方法と前提は Appendix にまとめた。

2. 政策の概要と分析の枠組み

（1）減税と所得連動給付を段階的に導入

本措置は、2 年間の飲食料品減税と、所得に連動した給付を組み合わせた政策パッケージである（**図表 1**）。減税の対象は現行の軽減税率の対象品目（酒類・外食を除く飲食料品[2]）であり、本稿でも酒類と店内飲食は対象外、持ち帰り・配達は対象とする。

先行給付については、2027・28 年度に年約 6,000 億円を原資とし、対象者の年収上限を 300 万円程度とする案が報じられている[3]。ただし、法案概要では所得基準・支給額は政令で定めるとされ[4]、確定していない。本稿では、Case B の給付総額を年 0.60 兆円と暫定的に置き、対象・配分はシナリオとして扱う（**図表 2**）。

図表 1　政策パッケージの時間軸と本稿でのモデル上の取り扱い

時期	措置	本稿での扱い
2027 年 4 月 1 日 ～2029 年 3 月 31 日	飲食料品の税率を 8%から 1%へ引下げ	減税ショックとしてモデル化。家計最終消費の購入者価格にのみ反映
2027～2028 年度	所得に連動した給付を先行導入（飲食料品消費税 1%相当分の範囲内）	Case B で給付総額 0.60 兆円を暫定設定。 所得基準・配分は制度確定後に更新
2029 年度～	税率復帰＋所得連動給付を本格導入	本稿の試算対象外。制度設計の公表後に評価

出所：内閣官房（2026）、共同通信（2026a、2026b）、国税庁（2026）に基づき筆者作成

[2] 国税庁（2026）「消費税の軽減税率制度」. https://www.nta.go.jp/taxes/shiraberu/zeimokubetsu/shohi/keigenzeiritsu/keigenzeiritsu.htm
[3] 共同通信（2026a）「年収 300 万円上限に給付　新制度案、働き手支援」47NEWS 2026 年 9 月 30 日. https://www.47news.jp/15015689.html
[4] 共同通信（2026b）「食品消費税 1%は「臨時」 法案概要が判明、2 年限定」47NEWS 2026 年 10 月 1 日. https://www.47news.jp/15021306.html

(2)比較するケース

図表 2　分析ケース

ケース	内容	位置づけ
Case A	飲食料品の税率引下げ(8%→1%)	減税効果を単独で識別する基本ケース
Case B	Case A＋所得連動給付	2027 年度の先行給付を想定。総額 0.60 兆円を暫定設定し、勤労者世帯とその他有業世帯(自営業・フリーランス等)の年収 300 万円未満に 1 世帯あたり同額を配分。対象・配分は制度確定後に更新

注:いずれも「政策がなかった場合」と比べた年間のフロー効果。各ケースとも、価格転嫁率(1.0／0.5)と交差価格弾力性(0.687／0.3)の組合せ 4 シナリオで試算する。Case B の給付対象は、報道されている所得上限案を世帯年収の区分へ便宜的に対応させたシナリオであり、確定制度ではない。

出所:筆者作成

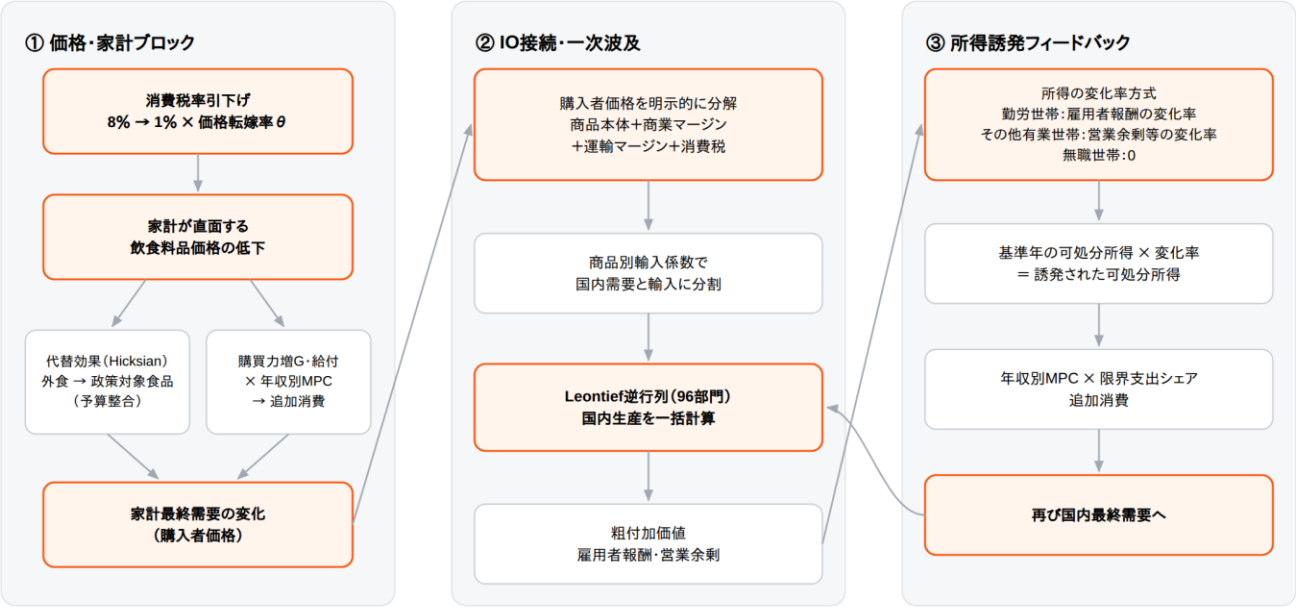
(3)分析の枠組み

試算は、2024 年の産業連関表(96 部門)[5]を用いて、3 つの段階をたどる(**図表 3**)。まず、店頭価格が下がると、家計は外食から割安になった食品へ支出の一部を移し、浮いたお金の一部を追加で消費する。次に、その需要が商業・運輸マージンや輸入を経て、国内の生産と付加価値を押し上げる。最後に、増えた賃金や事業所得の一部が再び消費に回る。

結果を左右する前提のうち、減税分がどこまで店頭価格に反映されるか(価格転嫁率)と、外食から食品への切り替えの強さ(交差価格弾力性)は、事前に確定できない。そこで、転嫁率 100%・50%と、交差価格弾力性の基準値・弱い値を組み合わせた 4 シナリオで結果の幅を示す。

[5] 内閣府経済社会総合研究所(2026)「2008SNA による 2024 年(令和6年)SNA 産業連関表(2020 年(令和 2 年)基準)」2026 年 9 月 30 日.
https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/sangyou/files/contents/snaio_b2020_menu4.html
96 部門への拡張の方法は Appendix A.2 を参照。

図表 3　モデルの構造



注：価格転嫁率が 1 を下回る場合の未転嫁分は税抜価格・マージンなどとして供給側に残り得るが、基準モデルではそれ自体を実質需要ショックとして産業連関モデルに投入せず、所得誘発にも含めない。詳細は Appendix A.3・A.8 を参照。

出所：筆者作成

3. マクロ経済への影響：実質 GDP は 0.61 兆円増加（＋0.10%）、低所得層向け給付の GDP 押し上げ効果は、支援額比で減税の約 2 倍

先行給付を含む Case B（標準シナリオ）では、実質付加価値（以下、実質 GDP）が 0.61 兆円（＋0.10%）増える。このうち、減税単体の効果（Case A）は 0.47 兆円、先行給付による追加分は 0.15 兆円である（**図表 4**、**図表 5**）。

減税は家計の負担を年 3.85 兆円軽くするが、その全額が需要に回るわけではない。追加消費に回るのは 0.62 兆円で、外食から食品への代替や価格評価の変換を経た最終需要の変化は 0.64 兆円、国内生産の増加は 0.81 兆円となる。実質 GDP の押し上げは 0.47 兆円であり、負担軽減額の約 12%に相当する。

一方、先行給付は給付額 0.60 兆円に対して、実質 GDP を 0.15 兆円押し上げる。支援額に対する比率でみると、給付による実質 GDP の押し上げ効果は約 24%であり、減税の約 12%を上回る。これは、給付を低所得層に厚く配分する設定では、追加所得が消費に回りやすいためである。

図表 4　家計負担軽減・給付から GDP までの変換経路（Case A・B）



注：標準シナリオ（価格転嫁率 1.0、交差価格弾力性 0.687）の試算値。追加消費は名目、最終需要・国内生産・GDP は実質。最終需要の変化には、外食から食品への代替と価格評価の変換を含む。

出所：筆者作成

飲食料品は必需財であり、値下がりしても内食と外食を合わせた食料全体の購入量はほとんど増えず、食品の増加の多くは外食からの切り替えによる。このため効果の大半は、値下がりで浮いたお金がどれだけ消費に回るか（所得効果）で決まる。実質 GDP の押し上げが負担軽減額の約 12%にとどまるのは、主に、浮いたお金の多くが貯蓄に回るためである。本稿が用いる限界消費性向（MPC、追加所得のうち消費に回る割合）は年収帯によって約 0.08～0.39 で、負担軽減額全体では約 0.16 となる。追加の支出の一部が輸入品に向かうこと、生産の増加で生まれた所得からも税や貯蓄として漏れが生じることも効いている。大和総研は MPC を 0.1 と置き、消費税ゼロ（年 4.8 兆円）による実質 GDP の押し上げを 0.3 兆円（約 6%）と試算しており[6]、本稿との差の一因は MPC の置き方にある。もっとも、完全転嫁を前提とすれば、家計の負担軽減 3.85 兆円（1 世帯あたり平均約 7.2 万円、国民 1 人あたり約 3.1 万円）は家計支援としてそのまま実現する。

減税（Case A）を名目でみると、GDP は 3.06 兆円（▲0.49%）減少する。主因は消費税額の減少であり、数量（実質）はむしろ増えている。消費税収（家計購入分）は 3.87 兆円減り、家計消費デフレーターは 1.18%下がる。

[6] 大和総研（2026）「『飲食料品の消費税ゼロ』の経済効果」2026 年 1 月 20 日.
https://www.dir.co.jp/report/research/economics/japan/20260120_025533.pdf

図表 5　主要なマクロ指標への影響（Case A・B）

指標	減税のみ（Case A）	減税＋先行給付（Case B）
家計への影響		
減税対象飲食料品の購入者価格の変化率	▲6.5%	▲6.5%
家計消費デフレーターの変化率	▲1.18%	▲1.18%
家計の実質購買力の増加	＋3.85 兆円 （＋1.16%）	＋3.85 兆円 （＋1.16%）
給付総額	―	0.60 兆円
追加消費	＋0.62 兆円 （＋0.19%）	＋0.80 兆円 （＋0.24%）
生産・所得への波及（実質）		
最終需要の変化	＋0.64 兆円	＋0.83 兆円
生産誘発額（所得誘発前）	＋0.77 兆円	＋1.04 兆円
所得誘発による追加生産	＋0.04 兆円	＋0.06 兆円
総生産誘発額	＋0.81 兆円 （＋0.07%）	＋1.10 兆円 （＋0.09%）
雇用者報酬の増加	＋0.25 兆円 （＋0.08%）	＋0.33 兆円 （＋0.10%）
輸入誘発額	＋0.21 兆円 （＋0.13%）	＋0.25 兆円 （＋0.16%）
GDP・物価・税収		
実質 GDP の変化	＋0.47 兆円 （＋0.07%）	＋0.61 兆円 （＋0.10%）
名目 GDP の変化	▲3.06 兆円（▲0.49%）	▲2.91 兆円（▲0.46%）
GDP デフレーターの変化率	▲0.56%	▲0.56%
消費税収の変化（家計購入分）	▲3.87 兆円（▲19.4%）	▲3.86 兆円（▲19.3%）

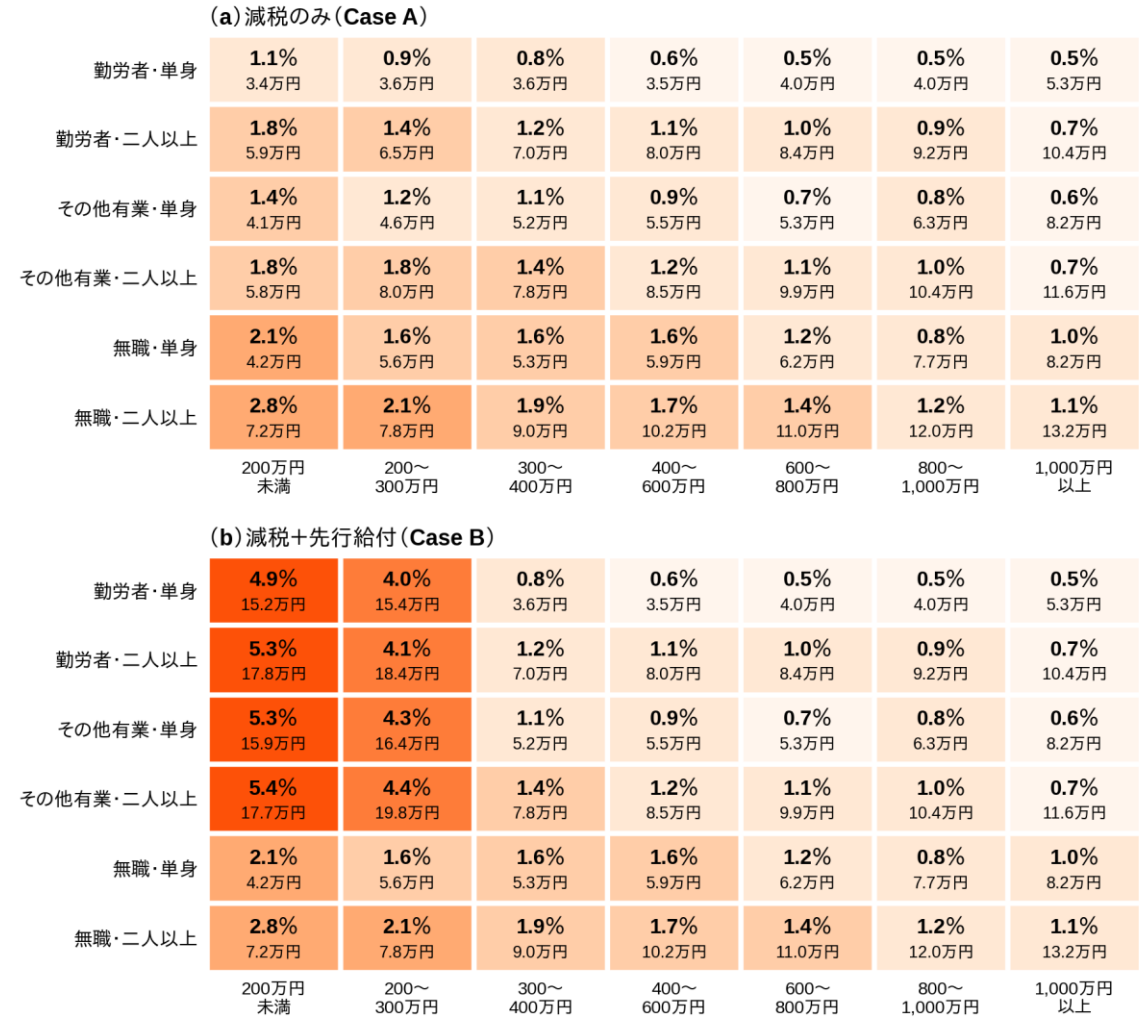
注：標準シナリオ（価格転嫁率 1.0、交差価格弾力性 0.687）の試算値。Case B は Case A に先行給付の効果を加えたもの。（）内は変化率で、家計関連は国内家計最終消費支出（331.0 兆円）、生産は国内生産額（1,237.7 兆円）、GDP は国内総生産（630.1 兆円）、雇用者報酬は雇用者報酬総額（311.6 兆円）、輸入は輸入総額（160.3 兆円）、消費税収は本モデルで概算した家計購入分の消費税収（20.0 兆円）に対する比率（いずれも 2024 年、施策前）。名目 GDP には消費税額の減少が含まれる。給付総額は暫定設定である。またデフレーターは、本モデルの名目を実質で除して算出したインプリシット・デフレーターであり、SNA（内閣府 経済社会総合研究所「国民経済計算」）のデフレーターとは算出方法が異なる。

出所：筆者作成

4. 家計への影響：減税と給付で恩恵の分布が異なる

減税の恩恵は飲食料品の支出額に比例するため、世帯人数が多く食費の大きい家計ほど金額が大きい。一方、給付の配分は所得や就業の要件で決まる。分配面を評価するには、平均世帯だけでなく、家計類型・世帯人数・年収帯の組み合わせでみる必要がある（**図表 6**）。

図表 6　家計 42 区分別にみた負担軽減・給付（可処分所得比と年額、1 世帯あたり、Case A・B）



注：標準シナリオ。各セルの上段の数値と色は可処分所得に対する比率、下段は 1 世帯あたりの年額。(b) の給付額は、本稿の暫定設定（勤労者世帯とその他有業世帯の年収 300 万円未満に給付総額を世帯数で按分し、1 世帯あたり同額）による。報道されている対象者（個人）の所得上限案を世帯年収の区分へ便宜的に対応させたもので、確定制度ではない。

出所：筆者作成

(a) の減税のみでは、恩恵は可処分所得の 0.5～2.8%で、どの区分にも広く及ぶ。1 世帯あたりの金額は約 3.4 万円（単身・勤労者・年収 200 万円未満）から約 13.2 万円（二人以上・無職・年収 1,000 万円以上）まで開きがあるが、可処分所得に対する比率は年収の低い世帯ほど高い。(b) で先行給付を加えると、年収 300 万円未満の勤労者世帯・その他有業世帯では、恩恵が可処分所得の 4～5%程度まで高まる。本稿の設定では、無職世帯は給付の対象外である。

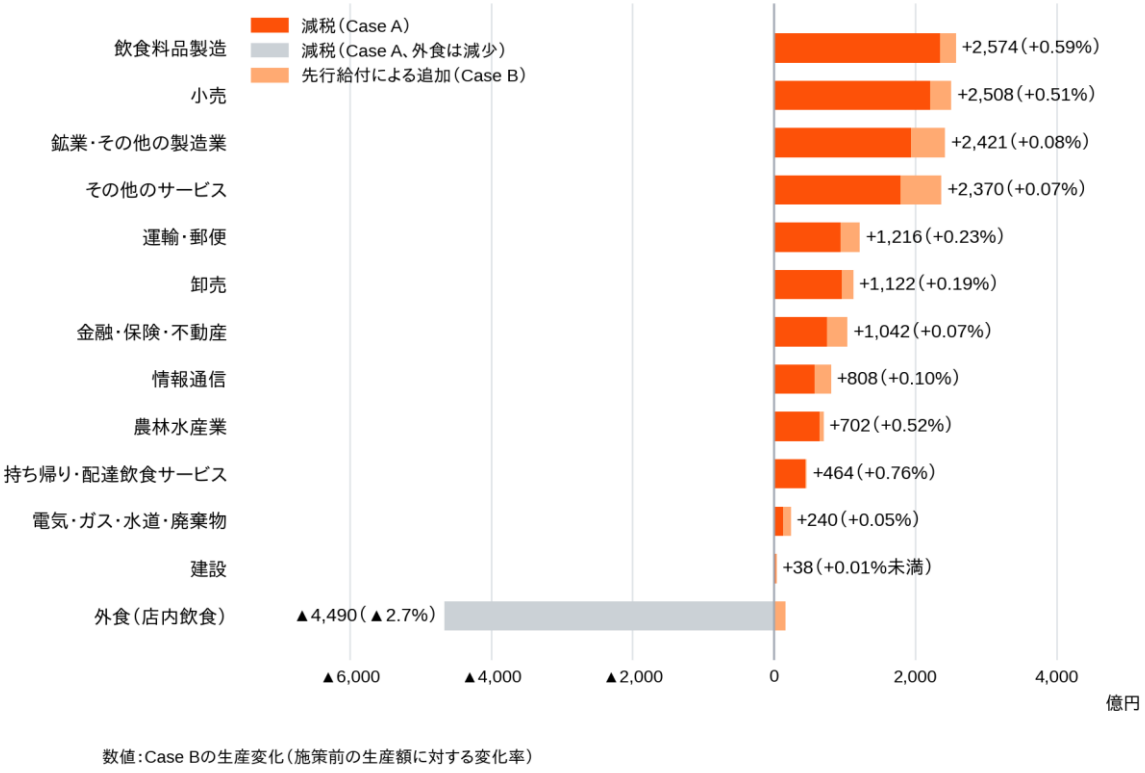
MPC は年収 200 万円未満で約 0.4、1,000 万円以上では 0.1 未満であり（**図表 A3**）、同じ金額でも低所得層に渡るほど消費に回りやすい。先行給付の方が 1 円あたりの押し上げが大きいのは、このためである。ただし、この差は給付の対象と配分の設定に依存する。

5. 産業への影響：食品・流通は増加、外食（店内飲食）は減少

（1）生産が増える部門

生産の増加は飲食料品製造に限らない。理由は 3 つある。第一に、店頭価格には商業・運輸のマージンが含まれており、飲食料品の購入が増えれば小売・卸売・運輸の生産も増える。第二に、飲食料品製造は原材料（農林水産業）、包装材（その他の製造業）、電力・物流・各種サービスなどを使って生産するため、その需要が取引先の産業に波及する。第三に、浮いたお金の一部は食品以外の財・サービスにも使われる（**図表 7**）。Case B で生産の増加が大きいのは飲食料品製造（＋2,574 億円）と小売（＋2,508 億円）だが、変化率ではいずれも＋0.5～0.6%にとどまり、増加は多くの部門に薄く広がっている。

図表 7　産業別の生産への影響（実質、Case A・B）



注：実質の国内生産の変化（基準年価格）、標準シナリオ。濃い色の棒が Case A、薄い色の棒が先行給付による追加分で、両者の合計が Case B。数値は Case B の生産変化と、施策前の生産額に対する変化率。飲食料品製造には酒類を含む。

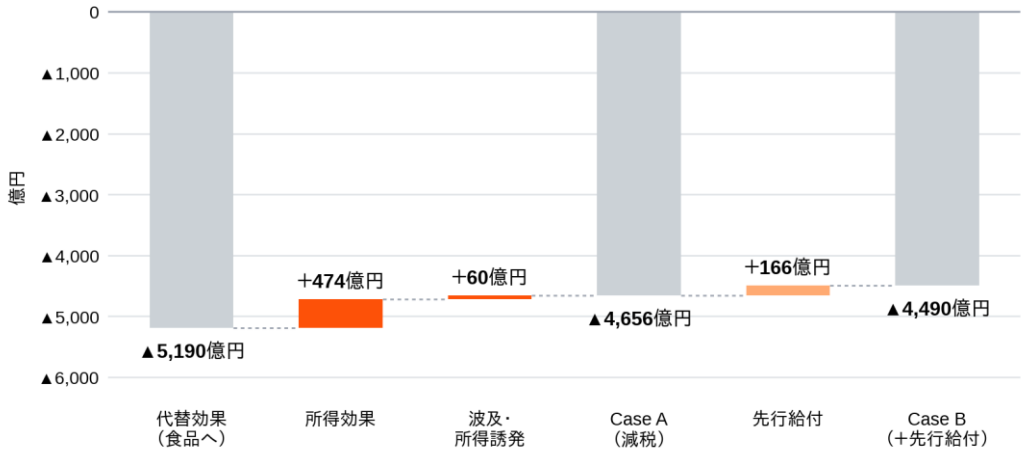
出所：筆者作成

外食では、Case B で減税対象の持ち帰り・配達が 464 億円（＋0.76%）増える一方、店内飲食は 4,490 億円（▲2.7%）減り、部門別で最大の減少となる。先行給付は店内飲食の需要も 166 億円押し上げるが、減税による 4,656 億円の減少の大半が残る（**図表 8**）。

(2)外食(店内飲食)への影響

店内飲食は減税対象外のため、食品との価格差が広がると需要が減る。購買力の増加は外食需要を押し上げるが、その効果は小さい。標準シナリオでは、食品への切り替えによる外食支出の減少が約 5,190 億円、浮いたお金による増加が約 470 億円で、後者は前者の 1 割弱にとどまる(**図表 8**)。

図表 8　外食(店内飲食)の生産変化の内訳(Case A･B)



注:標準シナリオ。代替効果と所得効果は居住者家計の外食支出の変化(初期需要、購入者価格)。Case A･B と先行給付は国内生産の変化(実質、基準年価格)で、初期需要との差は産業間の取引と所得誘発による。

出所:筆者作成

交差価格弾力性に松田(2011)[7]から算出した 0.687 と代替が弱い場合の 0.3、価格転嫁率に 100%と 50%を置いた 4 シナリオでみると、Case B の減少幅は約 720 億～4,490 億円と、前提によって 6 倍程度の開きがある(**図表 9**)。先行給付による押し上げは 4 シナリオとも約 170 億円で、どのシナリオでも店内飲食の生産は減少する。

図表 9　外食(店内飲食)の生産変化と実質 GDP:4 シナリオの比較(Case B)

	交差価格弾力性 **0.687**(基準)	交差価格弾力性 **0.3**(代替が弱い)
価格転嫁率 **100%**	**▲4,490億円(▲2.7%)** 実質GDP +0.61兆円	**▲1,597億円(▲0.95%)** 実質GDP +0.62兆円
価格転嫁率 **50%**	**▲2,189億円(▲1.3%)** 実質GDP +0.38兆円	**▲717億円(▲0.43%)** 実質GDP +0.38兆円

注:各セルの上段は Case B(先行給付を含む)の店内飲食の生産変化と、施策前の生産額に対する変化率。下段は Case B の実質 GDP の変化。先行給付による押し上げは 4 シナリオでほぼ共通(店内飲食の生産＋166～167

[7] 松田敏信(2011)「少子高齢化と地球温暖化が食料需要に与える影響」『日本家政学会誌』62(6), pp. 347-359. https://doi.org/10.11428/jhej.62.347

億円、実質 GDP＋0.14～0.15 兆円）であり、Case A の値は Case B からこれを差し引いたものとなる。MPC など他のパラメータは 4 シナリオで共通。交差価格弾力性の 2 値は信頼区間の上下限ではない。転嫁率 50%のシナリオでは、値下げに回らなかった減税分（約 1.89 兆円）が供給側に残るが、その帰着先は識別できない。

出所：筆者作成

減税による実質 GDP の押し上げは転嫁率にほぼ比例して変わり（Case A で 0.47 兆円→0.23 兆円）、交差価格弾力性ではほとんど変わらない。転嫁率が 50%の場合、減税分の約半分（約 1.9 兆円）は値下げに回らずに供給側に残り、家計への支援も実質 GDP の押し上げもほぼ半分になる。

6. 2029 年度の税率復帰に向けた留意点

減税は 2029 年 3 月末で終了し、2029 年度から所得連動給付の本格導入が予定されている。本格給付の規模や対象は未定のため、本稿では試算の対象としない。減税による需要の増加は価格の低下によって生じるため、税率が戻れば、価格とともに元の水準に戻る可能性が高い。一方、給付は所得として幅広い財・サービスに配分されるため、同じ規模の家計支援であっても、需要の行き先は食品・流通から他のサービスへ一部移ると見込まれる。

7. 本試算の読み方

本試算は、減税・給付の財源（国債の発行、増税、歳出の削減など）が需要を押し下げる効果を含めておらず、財源の影響を差し引く前の効果を示している。また、年間の水準を比べる静学的な枠組みのため、価格調整の遅れや、保存の利く一部の品目で生じ得る減税前の買い控え・税率復帰前の買いだめは扱っていない（飲食料品ではその規模は限られると考えられる）。この他、Case B の給付が暫定的な設定であること、MPC や外食と食品の切り替えの強さが今回の政策について直接推計した値ではないこと、レジ改修など制度移行に伴う一時的な需要（政府は 9 月 29 日に総額 1,119 億円の予備費使用を決定[8]）を含めないことにも留意が必要である。金額は 2024 年の価格水準で評価しており、その後の飲食料品価格の上昇を反映していないため、2027 年度の名目値より小さめに出ている可能性もある。モデルの限界は Appendix A.9 に示す。先行給付の所得基準・支給額や本格給付の制度設計が公表された段階で、本稿の試算を更新する予定である。

8. 政策と企業への含意

(1)政策評価の指標

家計負担軽減額は政策が家計に直接もたらす効果であり、実質 GDP への波及は、家計行動、代替、輸入、産業間の取引を経た結果である。家計支援は負担軽減額や可処分所得比で、需要喚起は追加消費や実質

[8] 財務省（2026）「片山財務大臣兼内閣府特命担当大臣閣議後記者会見の概要」2026 年 9 月 29 日.
https://www.mof.go.jp/public_relations/conference/my20260929.html

GDP で、それぞれ評価することが望ましい。また、効果の大きさは価格転嫁率で大きく変わるため、実施後の検証では消費者物価に加え、販売数量や流通マージンも確認する必要がある。

家計の負担を軽くすること自体には十分に意義がある。ただし、その裏側で生じる２つの変化は、政策の評価に含めて理解しておくべきだろう。まず外食（店内飲食）である。減税対象外の店内飲食は４シナリオ全てで生産が減り、標準シナリオ（Case B）では約 2.7%の減少となるため、一定の配慮を検討する余地がある。次に物価である。家計消費デフレーターは約 1.2%下がるが、これは税率の引下げによる一時的な低下であり、2029 年度に税率が戻れば、逆に物価を押し上げる要因になると考えられる。物価や賃金の動向をみる際には、この制度要因を切り分ける必要がある。

（2）給付の設計

減税の恩恵が広く薄く及ぶのに対し、給付の恩恵は対象の定め方によって特定の層に厚くなる。本格給付の設計にあたっては、支援総額や平均世帯の負担軽減額だけでなく、家計の区分別の可処分所得比と、産業別の需要の変化も評価軸に加える必要がある。

（3）企業の需要見通し

企業にとって重要なのは、マクロの GDP 効果より、自社の市場の販売数量、価格・マージン、顧客の属性である。食品メーカーや卸売・物流では減税期間中の数量増が見込まれるが、減税は 2 年間の時限措置である。能力増強などの判断にあたっては、2029 年度以降の需要も見極めることが望ましい。食品小売では、転嫁の度合いによって効果の出方が変わる。転嫁が不完全なら減税分のうち供給側に残る割合が大きくなるが、その帰着先は本モデルでは識別できないため、実効価格、販売数量、粗利率を分けて確認しておきたい。

外食は、4 シナリオ全てで生産が減少する。影響は業態によって異なると考えられ、持ち帰りや中食との競合度、顧客の所得構成を確認したうえで、減税対象である持ち帰り・配達の比重を高める余地を検討する価値がある。

Appendix　モデルの構造とパラメータ

A.1 モデルの位置付けと全体構造

本 Appendix は、本文の試算に用いたモデルの定式化、データ、パラメータの根拠と限界を示す。モデルは、SNA 産業連関表を中核とする半構造型の需要波及モデルであり、CGE モデルのように価格・供給・資源配分の一般均衡的な調整を再現するものではない。その代わりに、価格の変化から家計需要、産業波及、所得誘発に至る経路を段階ごとに分解し、各段階の仮定と数値を検証可能な形で示すことを重視する。消費税率の変更が家計消費と国内生産に与える影響を、需要体系と産業連関分析を接続して評価した先行研究として、住本・草苅（2018）がある[9]。

計算は、食品減税 → 購入者価格の低下 → 補償代替効果と購買力増による追加消費 → 最終需要の変化 → 産業連関波及 → 家計可処分所得の増加 → 所得誘発消費、の順に進む。需要反応は、相対価格の変化による補償代替効果と、購買力の増加による追加消費に分けて計算する。前者には Hicksian（補償）価格弾力性を、後者には限界消費性向（MPC）を用い、Marshallian 弾力性を併用して所得効果を二重に計上することを避ける。

分析は、Case A（食品減税のみ）、Case B（食品減税＋先行給付）の 2 つである。2029 年度からの本格給付は、制度設計が未確定のため扱わない。いずれも政策がなかった場合と比べた年間のフロー効果であり、減税・給付の財源調達による反対方向の財政ショックは扱わない。主要なパラメータを**図表 A1** に示す。

図表 A1　主要なパラメータ

パラメータ	役割	値（基準／感応度）	根拠
価格転嫁率 θ	減税→店頭価格	1.0／0.5	Benedek et al.（2015）を参考に設定
外食の交差価格弾力性（食品価格）	食品価格→外食需要	0.687／0.3	松田（2011）、Okrent and Alston（2012）
食品の自己価格反応	食品価格→食品需要	予算整合から導出（κ＝0）	A.4（3）
MPC（年収別、3 経路共通）	購買力増・給付・誘発所得→追加消費	0.39（200 万円未満）〜0.08（1,000 万円以上）	日本銀行（2016）を平均手取り率で換算（図表 A3）
支出弾力性 η	追加消費の費目別配分	公表値（勤労者世帯・二人以上世帯）	総務省家計調査 2025 年平均
所得誘発の対象割合	誘発所得の家計への帰着	1.0	簡易な仮定（A.7（3））
未転嫁分の所得誘発への反映	未転嫁分→所得誘発	0	設計上の仮定
非居住者の価格反応	訪日客の買い替え	0	設計上の仮定

注：値の「／」の左は基準値、右は感応度で用いる値。記載が 1 つの項目は 4 シナリオで共通。4 シナリオは価格転嫁率と交差価格弾力性の組合せのみで、その他のパラメータは固定する。

出所：筆者作成

[9] 住本雅洋・草苅仁（2018）「消費税率引き上げに伴う食料の家計消費と生産への影響」『農業経済研究』89（4）, pp. 318-322. https://www.jstage.jst.go.jp/article/nokei/89/4/89_318/_article/-char/ja/

A.2 データと分類

（1）産業連関表

コアとなる産業連関表には、内閣府「2024 年 SNA 産業連関表」（内生 94 部門）を用いる。政策対象のその他の飲料と対象外の酒類、対象外の店内飲食（飲食店）と対象の持ち帰り・配達飲食サービスを区別するため、「飲料」と「飲食サービス」をそれぞれ 2 部門に分割した 96 部門へ拡張する。分割には 2020 年産業連関表基本表などの詳細情報を用い、2024 年の総額と整合させる[10]。

（2）家計の区分

家計最終消費は、居住者について勤労者世帯、その他有業世帯（自営業・フリーランス等）、無職世帯の 3 類型に分け、単身・二人以上と年収 7 区分（200 万円未満、200～300 万円、300～400 万円、400～600 万円、600～800 万円、800～1,000 万円、1,000 万円以上）を組み合わせた 42 区分で扱う。年収区分は税引前の年間収入による。支出構成比wは、2024 年全国家計構造調査から[11]、世帯人数（単身・二人以上）×就業状態（勤労者・その他有業・無職）×年間収入（100 万円未満～2,000 万円以上の 40 区分）の 240 区分ごとに消費構造を作成し、非居住者（訪日客）の購入を加えた 241 区分が 2024 年 SNA 産業連関表の家計消費と整合するよう調整したうえで、42 区分と非居住者の計 43 区分に集計したものを用いる。

非居住者（訪日客）は家計類型とは別枠で扱う。短期滞在の旅行者が減税前後の価格を比べて購入を変えるとは考えにくいため価格反応を 0 とし、購買力増に対する MPC、給付、所得誘発消費も適用しない。免税購入（輸出物品販売場制度）による非課税分の分離は行っていない。

（3）減税の対象範囲

減税の対象は現行の軽減税率の対象品目とし、酒類と店内飲食（飲食店）は対象外、持ち帰り・配達飲食サービスは対象に含める。96 部門ごとに課税される割合と、そのうち軽減税率対象の割合を設定し、部門別の税率変化を求める。文献の食料群や家計調査の用途分類を 96 部門へ 1 対 1 で対応させるのではなく、政策対象割合と需要反応の集約レベルを明示した対応表を用いる。

A.3 価格転嫁

$$\Delta \ln p_i = \theta_i \ln\left[\frac{1+\tau_i^1}{1+\tau_i^0}\right] \tag{A1}$$

ここでτ_i^0、τ_i^1は減税前後の税率、θ_iは価格転嫁率である。$\theta = 1$のとき価格比は 1.01／1.08 となり、購入者価格は約 6.48%（対数変化で約−0.0670）低下する。消費税ショックは家計最終消費の購入者価格にのみ作用させ、中間投入係数や中間投入価格には直接与えない。

[10] 総務省（2024）「令和 2 年（2020 年）産業連関表」2024 年 6 月 25 日公表 （2025 年 7 月 11 日 再推計）. https://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/data/io/2020/io20_00001.html

[11] 総務省統計局（2025）「令和 6 年全国家計構造調査」2025 年 12 月 19 日. https://www.stat.go.jp/data/zenkokukakei/2024/index.html

Benedek et al.（2015）[12]は、ユーロ圏 17 か国の 1999～2013 年の月次データを用いて VAT 率変更の価格転嫁を推計し、標準税率と軽減税率とで転嫁の程度が異なること、軽減税率の変更では転嫁が約 3 割にとどまることを示している。ただし、欧州の推計値を日本の今回の食品減税にそのまま適用する根拠はないため、本稿は完全転嫁（$\theta = 1.0$）を基準とし、転嫁が弱い場合として$\theta = 0.5$を置く。

$\theta < 1$の場合、未転嫁分は税抜販売価格や流通マージンの上昇として供給側に残り得る。しかし、θだけからは、メーカー・卸売・小売のどこに、またどの所得項目に帰着するかを識別できない。このため未転嫁分は新たな実質需要とはみなさず、所得誘発に反映する割合φも 0 とする。

A.4 補償代替効果

（1）Hicksian 弾力性と条件付き弾力性

$$\Delta \ln q_i^{\mathrm{sub}} = \sum_j \varepsilon_{ij}^H \Delta \ln p_j \qquad \text{(A2)}$$

補償・非補償の区別と、条件付き・非条件付きの区別は別の問題である。食料予算に条件付きの Hicksian 弾力性は、非食品を含む全消費体系の Hicksian 弾力性とは一致しない。また、MPC を別途導入しても、上位の食料・非食料間の補償代替反応を補うことはできない。本稿は食品と外食に絞った集約近似を採るため、この限界は結果の解釈に残る。

（2）外食の交差価格弾力性：採用の条件と候補

本モデルの代替効果は、実質的に 1 つのパラメータ、すなわち政策対象食品の価格に対する店内飲食の補償交差価格弾力性で決まる。本稿の結果のうち最も判断を要する部分であるため、採用にあたって次の 5 つの条件を置いた。①日本の家計データによる推計であること、②補償（Hicksian）弾力性であること（所得効果は MPC で別に扱うため）、③外食需要を、政策対象となる食品群の価格に対して幅広く推計していること、④行和を作れるよう、全ての価格列の係数が公表されていること、⑤コロナ禍の行動変容を含まない平常時の推計であること。

この条件に照らして比較した国内外の主な推計を**図表 A2** に示す。

[12] Benedek, Dora, Ruud De Mooij, Michael Keen, and Philippe Wingender (2015) "Estimating VAT Pass Through." IMF Working Paper, WP/15/214. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Estimating-VAT-Pass-Through-43322

図表 A2　食品価格に対する外食需要の反応に関する主な研究

文献	データ・期間	手法	外食需要の交差価格弾力性（食品価格）	本稿での扱い
松田（2011）	家計調査（49 都市、二人以上の勤労者世帯）、2000 年 1 月～2008 年 12 月の月次疑似パネル（5,292 標本）	LA/QUAIDS（食料内の条件付き需要体系）、3 段階最小二乗法。気象・世帯属性・月・都市の効果を制御	補償。政策対象 10 食品の価格列の和＝0.687（有意な 6 列のみでは 0.672）	条件①～⑤を満たす。全国・9 年分のデータで、主要 6 項目の係数が有意（和 0.672）。基準値
谷・草苅（2026）[13]	家計調査（52 都市、二人以上の勤労者世帯）、コロナ以前：2015 年 1 月～2020 年 1 月（3,172 標本）	LA/AIDS（内食・中食・外食の 3 区分）	補償。内食価格−0.010（非有意）、中食価格 0.723	③を満たさない（中食に酒類を含む 3 区分）。基準値の確認に使用
Ito, Maruyama and Wakamatsu（2022）[14]	首都圏のホームスキャン（3,099 世帯）、2019～2020 年（年別の推計あり）	AIDS（25 品目、店内・持ち帰り・配達を区別）	補償。2019 年推計で、酒類と外食 3 品目を除く 21 品目の価格列の和＝0.56（個別に有意なのは菓子類 0.12 のみ）	条件①～⑤を満たす（⑤は 2019 年推計）。首都圏・1 年分のため、基準値の確認に使用
宇都宮・中谷（2026）[15]	首都圏のホームスキャン（894 人）、2019 年 4 月～2023 年 3 月	EASI 需要体系＋構造変化（PST）モデル	非補償。2019 年 4 月時点で内食価格 0.77、中食価格 0.24（非有意）、和は約 1.0。外食に持ち帰り・配達を含む	②③⑤を満たさない（飲料・菓子類を除く 3 区分）。非補償でも 0.687 を下回らないことの参考
Okrent and Alston（2012）[16]	米国 CEX、1998～2010 年	非食品を含む全消費体系	外食＋酒類の家庭内食品 6 価格への Marshallian 行和 0.29（本稿で Slutsky 換算すると約 0.313）	①②を満たさない。代替が弱いシナリオ（0.3）の目安
Islam et al.（2026）[17]	米国 CEX、2006～2022 年	非食品を含む全消費体系（9 費目）	Marshallian 0.32（非有意）	①②⑤を満たさない。0.3 程度の目安を補強

出所：各文献に基づき筆者作成

条件を満たすのは、松田（2011）と Ito et al.（2022）の 2019 年推計である。本稿は、全国 49 都市・9 年分のデータを用い、補償価格弾力性の完全な行列を t 値とともに公表している松田（2011）を基準値とする。Ito et al.（2022）は首都圏・1 年分の推計で、行和を構成する係数の多くが有意でないため、確認に用いる。

具体的には、松田（2011）の Table 4 の外食需要の行から、酒類と外食自身を除く 10 食品の価格列を合計し、食品価格に対する外食需要の交差価格弾力性とする。

$$\varepsilon^{H}_{\text{外食,食品}} = \sum_{j \in \text{政策対象10食品}} \varepsilon^{H}_{\text{外食},j} = 0.687 \qquad \text{(A3)}$$

$$0.027 + 0.183 + 0.011 + 0.039 + 0.061 - 0.007 - 0.016 + 0.157 + 0.108 + 0.124 = 0.687$$

有意な 6 列の和は 0.672 で、有意でない 4 列の寄与は小さい。政策対象の食品価格が同じ率で変化する場合、行和は係数の単純合計となる。係数間の共分散は公表されていないため、行和の標準誤差は算出できない。

[13] 谷顕子・草苅仁（2026）「コロナ禍の行動変容が家計の食料消費に与える影響」『フードシステム研究』32（4）, pp. 325-329. https://www.jstage.jst.go.jp/article/jfsr/32/4/32_014/_article/-char/ja

[14] Ito, Nobuhiro, Yuki Maruyama, and Hiroki Wakamatsu (2022) "Consumer Food Demand in Japan before and after the Beginning of COVID-19: AIDS Analysis Using Home Scan Data." Frontiers in Sustainable Cities, 4, 920722. https://doi.org/10.3389/frsc.2022.920722

[15] 宇都宮涼・中谷朋昭（2026）「新型コロナウイルス感染症は消費者の食料需要を長期的に変えたのか？—構造変化のタイミングと速度に着目して—」『農業経済研究』97（4）, pp. 325-330. https://www.jstage.jst.go.jp/article/nokei/97/4/97_325/_article/-char/ja

[16] Okrent, Abigail M., and Julian M. Alston (2012) "The Demand for Disaggregated Food-Away-From-Home and Food-at-Home Products in the United States." Economic Research Report, No. 139, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service. https://ers.usda.gov/sites/default/files/_laserfiche/publications/45003/30438_err139.pdf?v=41005

[17] Islam, Didar, George C. Davis, Anubhab Gupta, and Abigail Okrent (2026) "Food-at-Home or Food-Away-from-Home Price Increases: Which Has a Bigger Impact on Consumer Welfare Loss?" Agricultural and Resource Economics Review. https://doi.org/10.1017/age.2026.10031

補償需要の同次性から、外食の行では、自己価格弾力性（−0.592）、政策対象 10 食品の行和、酒類の価格への弾力性（−0.093）の合計がほぼゼロになる。0.687 は主に外食の補償自己価格弾力性で決まり、Ito et al.（2022）の行和 0.56 との差は、主に酒類の扱いの違いによる。

日本の補償弾力性は、Ito et al.（2022）の 0.56 から谷・草苅（2026）の約 0.71 の範囲にあり、0.687 はその上寄りに位置する。非補償の宇都宮・中谷（2026）でも約 1.0 である。米国の全消費体系の推計は 0.3 前後と小さく（Okrent and Alston（2012）を本稿で Slutsky 換算して約 0.313、Islam et al.（2026）は 0.32）、代替が弱い場合の目安として 0.3 のシナリオを置いた。2 つの値は信頼区間の上下限ではない。なお、家計調査の「外食」は持ち帰りなどを含むため、0.687 は店内飲食の代理値として用いる。

（3）食品の自己価格反応と予算整合

多数の食品が同率で値下がりするため、食品内の相対価格の変化は小さい。そこで食品内の詳細な交差行列は省略し、政策対象食品と店内飲食の集約代替を扱う。食品の自己価格反応は、基準購入者価格で補償代替による支出変化の和がゼロとなるよう、予算整合の条件から導出する。

$$\varepsilon^{H}_{\text{食品,食品}} = -\varepsilon^{H}_{\text{外食,食品}} \cdot \frac{C_{\text{外食}}}{C_{\text{食品}}} - \kappa \qquad \text{(A4)}$$

Cは基準購入者価格での集約支出額であり、整合は世帯区分ごとに行うため、$C_{\text{外食}}/C_{\text{食品}}$は区分によって異なる。$\kappa$は食品とその他の消費の補償代替を表す追加項である。0.687 が食料予算に条件付きの推計であることと整合させ、外食から離れた支出は食料内（政策対象食品）に戻ると扱い、$\kappa = 0$とする。参考として、ガンガ（2006）は全消費体系における食料（酒類・外食を含む）の Hicksian 自己価格弾力性として−0.1203（非有意）を報告している[18]が、政策対象食品とは範囲が異なる。酒類は減税対象外のため価格反応を 0 とし、酒類以外の飲料は政策対象食品に含める。予算整合のための調整は政策対象食品で行い、住宅賃貸料など食料以外の品目では行わない。

A.5 限界消費性向

（1）3 つの経路と共通の年収別 MPC

$$\Delta C^{1}_{h} = \mathrm{MPC}_{h} G_{h}, \quad \Delta C^{2}_{h} = \mathrm{MPC}_{h} \Delta Y_{\mathrm{disp},h}, \quad \Delta C^{T}_{h} = \mathrm{MPC}_{h} T_{h} \qquad \text{(A5)}$$

G_hは減税前後の平均購入量で評価した食品購入支出の節約額（購買力増）であり、補償変分の 2 次近似（$-\left(q^{0}\Delta p + \frac{1}{2}\Delta q^{H}\Delta p\right)$）に当たる。$\Delta Y_{\mathrm{disp},h}$は産業連関波及で新たに生じた可処分所得、$T_h$は給付額である。概念上、3 つの経路の MPC は区別されるが、今回の政策と観測期間に対応してこれらを分ける十分な根拠は確認できない。このため、年収帯hごとに同じ値を 3 経路に共通適用する。等値は実証された結果ではなく、根拠のない差を置かないための暫定的な仮定である。なお、減税と給付は別の直接ショックとして計算し、その後に生じた新しい所得への反応だけをΔC^{2}で追うため、所得の重複計上は生じない。

[18] ガンガ伸子（2006）「わが国における 1990 年以降の消費生活構造の特徴—AIDS（Almost Ideal Demand System）による分析—」『日本家政学会誌』57（3）, pp. 143-149. https://www.jstage.jst.go.jp/article/jhej/57/3/57_3_143/_pdf/-char/en

(2)日本銀行(2016)の可処分所得ベースへの換算

日本銀行(2016)[19]は、大阪大学のパネル調査(2003〜2013 年)を用い、世帯収入と支出の前年比から所得階層別の所得弾性値を推計し、平均消費性向を乗じて MPC を求めている。元調査の世帯収入は税込みの年間総収入であるため、この係数は税引前所得に対する反応と解釈できる。本稿のショックは可処分所得(購買力)で測るため、分母の所得概念を揃える換算を行う。

$$\mathrm{MPC}_{\mathrm{disp},h} \approx \frac{\mathrm{MPC}_{\text{日銀},h}}{\alpha_h} \approx \frac{\mathrm{MPC}_{\text{日銀},h}}{s_h}, \quad \alpha_h = \frac{\Delta D_h}{\Delta Y_h}, \quad s_h = \frac{D_h}{Y_h} \tag{A6}$$

ここでYは税引前所得、Dは可処分所得である。本来は限界手取り率αを用いるべきだが、本稿は同じ年収帯の平均手取り率sで近似する。sは、2024 年全国家計構造調査などの年収階級別の実収入・可処分所得・世帯数から、世帯数で加重して構築した。平均比率と限界比率は一致するとは限らず、累進課税、社会保険料の上限、所得源の違いによる差が残る。換算後の MPC が大きいのは分母を可処分所得に替えたためで、消費意欲の高さを示すものではない。

図表 A3　年収別 MPC の可処分所得ベースへの換算

年収帯(税引前)	日銀原値	平均手取り率 s	換算後 MPC
①200 万円未満	0.36	0.929	0.388
②200〜300 万円	0.23	0.900	0.256
③300〜400 万円	0.17	0.874	0.195
④400〜600 万円	0.14	0.858	0.163
⑤600〜800 万円	0.11	0.836	0.132
⑥800〜1,000 万円	0.07	0.826	0.085
⑦1,000 万円以上	0.06	0.793	0.076

注:日銀原値は、税引前年収ベースの図表からの読取概数。日銀の 200〜400 万円未満の値(0.20)は、両区分に同じ値を用いると換算後に③が②を上回るため、区分内の傾きを反映して②0.23・③0.17 に按分した(両区分の世帯数はほぼ 1:1 で、平均 0.20 を維持)。按分はモデル上の仮定である。

出所:日本銀行(2016)、総務省「令和 6 年全国家計構造調査」に基づき筆者作成

(3)他の実証研究との関係

給付の消費反応に関する国内の実証値を**図表 A4** に示す[20]。期間、標本、消費の定義が異なるため、これらの差をショックの種類による差とは断定できない。Ueda(2026)[21]は、給付と賞与の受給週の MPC がいずれも約 0.2 で類似すると報告しており、ショックの名称だけで係数を分ける必要性が弱いことの傍証となる。ただし、週次の値を年次へ転用したり、3 経路の等値の証明と見なしたりはしない。

[19] 日本銀行(2016)「経済・物価情勢の展望(2016 年 10 月)」BOX3「所得階層別にみた限界消費性向」2016 年 11 月 2 日. https://www.boj.or.jp/mopo/outlook/gor1610b.pdf

[20] 内閣府(2012)「定額給付金は家計消費にどのような影響を及ぼしたか —「家計調査」の個票データを用いた分析—」政策課題分析シリーズ 8, 内閣府政策統括官(経済財政分析担当), 2012 年 4 月. https://www5.cao.go.jp/keizai3/2011/04seisakukadai08-0.pdf

[21] Ueda, Kozo (2026) "Marginal Propensity to Consume and Personal Characteristics: Evidence from Bank Transaction Data and Survey." Journal of Money, Credit and Banking. https://doi.org/10.1111/jmcb.70041

図表 A4　給付の消費反応に関する国内の実証研究

文献	対象・データ	主な推計値	本稿での扱い
日本銀行（2016）	大阪大学パネル調査、2003～2013 年	年収階層別に 0.06～0.36（税引前年収ベース）	採用（図表 A3 で換算）
内閣府（2012）	2009 年の定額給付金、家計調査個票	受給月 0.08、前月から 2 カ月後までの累積 0.25	参考
宇南山・古村・服部（2021）[22]	2020 年の特別定額給付金、家計調査（二人以上世帯、53 市）	受給月で約 0.11	参考
Kaneda, Kubota and Tanaka（2021）[23]	2020 年の特別定額給付金、家計簿アプリ	6 週間の累積 0.16（消費の定義により 0.06～0.27）	参考
Ueda（2026）	銀行取引とアンケート、2019～2022 年	給付・賞与の受給週で約 0.2	3 経路共通の傍証

注：Kaneda, Kubota and Tanaka（2021）の 0.06～0.27 は消費の測定定義による幅であり、信頼区間ではない。

出所：各文献に基づき筆者作成

（4）経路別の集計 MPC と給付の配分

$$\mathrm{MPC}_k = \frac{\sum_h \mathrm{MPC}_h \Delta Y_{k,h}}{\sum_h \Delta Y_{k,h}} \qquad \text{(A7)}$$

年収帯別の係数を共通化しても、経路kごとの集計 MPC は、各経路の所得増$\Delta Y_{k,h}$の年収分布に応じて異なる。低所得層に厚い給付は、別の上乗せ係数を置かなくても、配分を通じて相対的に高い消費反応を持つ。給付の対象は家計類型 × 年収 7 区分で指定し（暫定設定は勤労者世帯とその他有業世帯の年収 300 万円未満）、対象区分の世帯に給付総額を世帯数で按分する（1 世帯あたり同額）。単発給付の累積 MPC を、毎年同じ給付額に繰り返し掛けることはしない。

A.6 支出弾力性と限界支出シェア

$$\eta_i = \frac{\%\Delta C_i}{\%\Delta C}, \quad m_{ih} = \frac{\eta_{ih} w_{ih}}{\sum_j \eta_{jh} w_{jh}}, \quad \Delta C_{ih} = m_{ih} \Delta C_h \qquad \text{(A8)}$$

MPC が追加消費の総額を決め、財別支出弾力性ηがその使途を決める。ηは総消費支出の変化に対する財別支出の変化率であり、所得に対する MPC とは異なる。本稿は 2025 年家計調査の用途分類項目別支出弾力性を用いる[24]。96 部門への対応では、t 値の絶対値が 2 以上の最も具体的な項目を採用し（有意でなければ上位の費目）、負の値は 0 とする。勤労者世帯には「うち勤労者世帯」の値を、その他有業世帯と無職世帯には二人以上世帯の値を代理として用いる。

政府・非営利の非市場サービス（公務、教育・保健衛生・学術研究等）は家計が購入しないため配分の対象から除き、市場で購入する教育と医療・保健は対象とする。

[22] 宇南山卓・古村典洋・服部孝洋（2021）「コロナ禍における現金給付の家計消費への影響」RIETI Discussion Paper Series, 21-J-022. https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/21j022.pdf

[23] Kaneda, Michiru, So Kubota, and Satoshi Tanaka (2021) "Who Spent Their COVID-19 Stimulus Payment? Evidence from Personal Finance Software in Japan." The Japanese Economic Review, 72, pp. 409-437. https://doi.org/10.1007/s42973-021-00080-0

[24] 総務省統計局（2026）家計調査 2025 年平均 参考表「用途分類項目の支出弾力性」. https://www.stat.go.jp/data/kakei/index.html

A.7 評価価格、産業連関波及、所得誘発

（1）購入者価格と産業連関表の接続

購入者価格 ＝ 消費税を除く商品本体 ＋ 商業マージン ＋ 運輸マージン ＋ 消費税　(A9)

需要反応は家計が直面する購入者価格で求め、基準価格で数量変化を評価したうえで、商品本体・商業・運輸の各部門へ対応させる。消費税額そのものは生産需要として扱わない。商業・運輸マージンは 2020 年産業連関表基本表の詳細なマージン・運賃構造を用い、2024 年 SNA 産業連関表の総額と整合させる。税率の低下だけで生じる名目税額の減少を、実物の国内生産の減少とはみなさない。

（2）競争輸入型レオンチェフモデル

$$\Delta x = \left[I - \left(I - \widehat{M}\right)A\right]^{-1}\left(I - \widehat{M}\right)\Delta f \qquad \text{(A10)}$$

Aは投入係数行列、$\widehat{M}$は輸入係数の対角行列である。国内供給分へ変換済みの需要に、国内需要率を重ねて掛けることはしない。付加価値、雇用者報酬、営業余剰・混合所得、輸入は、対応する係数を生産額に乗じて求める。

（3）所得の変化率方式

$$\Delta Y_{\mathrm{disp},h} = g_k Y^0_{\mathrm{disp},h} \qquad \text{(A11)}$$

$$g_{\text{勤労者}} = \frac{\Delta \mathrm{CE}}{\mathrm{CE}^0}, \quad g_{\text{その他有業}} = \frac{\Delta \mathrm{OSMI}}{\mathrm{OSMI}^0}, \quad g_{\text{無職}} = 0$$

産業連関波及で生じた雇用者報酬（CE）と営業余剰・混合所得（OSMI）の変化率を、基準年の可処分所得Y^0_{disp}（全国家計構造調査から構築し、SNA ベースに水準を調整）に掛けて、家計の可処分所得の増加を近似する。同じ家計類型には、年収帯にかかわらず同じ変化率を適用する。これは、勤労者世帯の可処分所得全体が雇用者報酬と同率で、その他有業世帯の可処分所得全体が営業余剰・混合所得と同率で変化すると見なす簡易近似であり、$Y^0_{\mathrm{disp}}/\mathrm{CE}^0$と$Y^0_{\mathrm{disp}}/\mathrm{OSMI}^0$が暗黙の変換係数となる。本来は所得源別の家計ブリッジが望ましいが、公開統計の制約からこの近似を採る。

所得誘発の対象割合は 1.0（基準年の可処分所得の全額）とする。年金など給与・事業所得と連動しない部分を除くには、家計類型 × 所得源（勤め先収入、事業収入、年金等）の構成が必要であり、その構築には追加の仮定が重なるため、簡素な仮定を優先した。このため、所得誘発はやや大きめに見積もられている可能性がある。

（4）固定点としての所得誘発

$$x = x_0 + Kx \quad \Longrightarrow \quad x = (I - K)^{-1}x_0 \qquad \text{(A12)}$$

Kは、生産から所得（式(A11)）、所得から消費（年収別 MPC と限界支出シェア）、消費から購入者価格の分解・輸入控除・レオンチェフ波及を経て再び生産に至る線形写像である。各ラウンドで新たに生じた可処分所得だけに MPC を掛ける連鎖の無限和を、固定点として一括で計算する。Kのスペクトル半径が 1 未満であれば、

この解は逐次計算の無限和と一致する（モデルでは行和・列和の上限で確認している）。無限ラウンドは動学的な時間経過を表すものではない。

（5）名目・実質・価格

結果は、名目（その時の価格による金額）、実質（基準年の価格による数量）、価格（変化率）を区別して報告する。SNA 産業連関表の生産者価格には消費税などの生産物に課される税が含まれるため、税率の引下げは消費税部分を通じて名目の国内生産・付加価値を機械的に押し下げる方向に作用する一方、需要数量の増加は名目・実質の双方を押し上げる。したがって、名目 GDP の符号は両者の大小で決まる。本モデルでは雇用者報酬と営業余剰・混合所得の単価を変化させないため、これらの名目値と実質値は一致する。税収、給付、家計の負担軽減額は名目で示し、物価への影響は GDP デフレーターと家計消費の物価（購入者価格）の変化率で示す。

A.8 二重計上の回避

本モデルでは、①価格反応には Hicksian 弾力性を用い、所得効果は MPC で別途扱う、②食品価格の低下額そのものを食品産業の需要減として計上しない、③消費税収の減少と生産の減少を混同しない、④雇用者報酬・可処分所得・消費を区別する、⑤所得誘発をKで一度だけ内生化し、別のマクロ乗数を重ねない、⑥購入者価格と産業連関表の価格概念を明示的に接続する、⑦未転嫁分を実質需要の増加として計上しない、⑧給付総額と政策期間の反復を混同しない、という点に留意する。

A.9 試算シナリオと限界

本計算は、価格転嫁率（1.0／0.5）と交差価格弾力性（0.687／0.3）の組合せによる 4 シナリオとし、MPC などその他のパラメータは固定する。これ以外の感応度分析は行わない。交差価格弾力性の 2 値は実証的な下限・上限でも信頼区間でもなく、シナリオ間の結果の差は、外食需要の変化だけでなく、食品・外食の国内供給率、付加価値率、マージン構造にも依存する。

主な限界は次のとおりである。第一に、日本の 2 年間の食品減税に対応した MPC の直接推計、店内飲食に対応する政策対象食品の交差行和、食料・非食料間の上位の補償反応は得られていない。第二に、詳細な食品内の交差行列や、年収帯×96 部門×世帯類型の全面的な需要体系の推計は行っていない。第三に、所得誘発の対象割合（所得源別の構成）と、非居住者の免税購入の分離は今後の課題である。第四に、2 年間の政策期間と産業連関の反復計算との時間的な対応は明示的に扱っていない。今後新しい値を採る場合には、国、期間、対象世帯、推計方法、補償・非補償、条件付き・非条件付き、ショックと観測期間、分類を比較し、異なる値を機械的に平均せず、採用理由と結果への影響を記録する。

白根 啓史

エコノミスト
PwC Intelligence
PwC コンサルティング合同会社

PwC Intelligence　統合知を提供するシンクタンク

https://www.pwc.com/jp/ja/services/consulting/intelligence.html

PwC コンサルティング合同会社

〒100-0004　東京都千代田区大手町 1-2-1 Otemachi One タワー　Tel：03-6257-0700

©2026 PwC Consulting LLC. All rights reserved. PwC refers to the PwC network member firms and/or their specified subsidiaries in Japan, and may sometimes refer to the PwC network. Each of such firms and subsidiaries is a separate legal entity. Please see www.pwc.com/structure for further details. This content is for general information purposes only, and should not be used as a substitute for consultation with professional advisors.