

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

就業構造と資産負債構造からみた
複合マクロショックに対する家計の耐性
— コピュラによる統計的データマッチングの応用 —

園田 桂子

Economic Research Bureau

CABINETOFFICE

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付

本分析は、政策統括官（経済財政分析担当）のスタッフ及び外部研究者による研究成果を取りまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂くことを意図している。ただし、本分析の内容や意見は、執筆者個人に属するものである。

目次

【要旨】	1
1. はじめに	3
2. データとコピュラマッチング	4
2.1 データ	4
2.2 コピュラモデル	5
2.3 変数の設計	6
2.4 推定方法	8
2.5 Matching	9
2.6 妥当性検証	10
2.6.1 検証方法	10
2.6.2 同時分布の再現性	11
2.6.3 差異の分解	13
3. マクロショックの影響分析の設計	14
3.1 負担指標	14
3.2 ショックシナリオ	15
(1) 物価ショック	15
(2) 金利ショック	15
(3) 賃金ショック	16
3.3 分析対象と分析視点	17
4. 就業構造と資産負債構造からみた複合マクロショックに対する家計の耐性	18
4.1 複合マクロショックに対する家計負担の分布	18
4.2 資産・負債ポジションごとの純効果	18
4.3 就業構造別の純効果とショックの作用経路	20
5. まとめ	22
付表 就業構造類型の定義	24
参考文献	25

図表目次

図表 1	就業構造類型 (Z)	8
図表 2	分布の再現性	11
図表 3	分布の一致度	12
図表 4	差異の分解	13
図表 5	マクロショックのシナリオ	16
図表 6	複合マクロショックによる家計負担の分布	18
図表 7	資産・負債ポジション別のネットの影響 (8つの就業構造類型間の違い)	19
図表 8	資産・負債ポジションと就業構造別にみた複合マクロショックの影響	20

就業構造と資産負債構造からみた
複合マクロショックに対する家計の耐性
— コピュラによる統計的データマッチングの応用 —¹

園田桂子²

【要旨】

本分析の目的は二つある。一つは、物価上昇、金利上昇及び賃金上昇という複合マクロショックの下で、世帯の就業構造、資産・負債構造及び所得水準の違いが家計のショック耐性にどのように関係するかを明らかにすることである。もう一つは、この分析を可能とするため、家計調査と労働力調査をコピュラに基づく統計的データマッチングにより統合し、世帯レベルの合成マイクロデータ（synthetic microdata）を構築することである。

具体的には、世帯主年齢及び世帯人員数からなるライフステージ区分ごとに、世帯の労働供給量及び就業構造の依存構造をコピュラにより推定し、順位ベースで両統計を結合することで、条件付同時分布を再構成した。本分析では、就業構造を依存構造の推定だけでなく、賃金ショックを付与するための基礎情報としても利用した。

構築した合成マイクロデータを用いて、物価上昇、金利上昇及び賃金上昇を組み合わせたシナリオ分析を行い、家計への影響を年間可処分所得比で評価した。その結果、可処分所得比で見た年間純負担増が大きい家計は分布の上側テールを形成していることが確認された。また、平均的な年間純負担の増減は、住宅ローン及び金融資産の保有状況を含む資産・負債構造によって大きく異なることが確認された。一方、同一の資産・負債ポジション内においても就業構造による違いが認められ、その差は主として賃金上昇による所得増加の大きさや世帯内の所得源の構成を通じて生じていることが確認された。これらの結果は、複合マクロショックに対する家計耐性を把握するためには、所得に加え、住宅ローン及び金融資産を含む資産・負債構造と就業構造を組み合わせる評価することの重要性を示している。

なお、本分析は設定したマクロショックに基づくシナリオ分析であり、将来の経済

¹ 本稿の執筆にあたっては、茂呂賢吾氏（内閣府大臣官房審議官（経済財政分析担当））、加藤卓生氏（内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当））、武藤裕雄氏（内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付参事官補佐）から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本稿で示された見解は筆者の個人的なものであり、属する機関の見解を示すものではない。そのため、残された誤りは、いうまでもなく筆者の責に帰すものである。

² 執筆時内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付、現総務省政策統括官（統計制度担当）付

環境を予測するものではない。また、本分析で用いた統計的データマッチングは、個々の世帯の対応関係を再現するものではなく、共通概念変数を条件とした統計的依存構造を再現することを目的としている。今後は、住宅ローンの契約条件や金融資産構成をより詳細に反映した分析に加え、時系列的な依存構造を考慮した統計的データマッチング手法への拡張が課題である。

以 上

1. はじめに

近年、物価上昇、金利上昇及び賃金上昇など、複数のマクロ経済ショックが同時に家計へ作用する局面がみられる。これらのショックは、家計の実質所得や生活水準に影響を及ぼす一方、その影響は家計間で一様ではないと考えられる。例えば、金利上昇ショックに対しては、住宅ローンを保有する世帯は支払利子増の影響を受けやすい一方、金融資産を保有する世帯では受取利子の増加によってその一部が相殺される。物価上昇ショックに対しては、食品価格の上昇率がより高い局面では、食品が消費に占める割合が高い家計ほど購買力の低下が大きい。賃金上昇による所得増加の効果も、就業構造や世帯構成によって異なる。このように、各種マクロショックによる影響は資産・負債構造、消費構造、就業構造等様々な要素に依存するため、複合マクロショックが家計へ及ぼす影響を把握するためには、これらの要素を統合した分析が不可欠である。

これまで家計への影響の分析は、所得階層や年齢階級を基準とした集計分析が中心であり、就業構造と資産・負債・消費構造を同時に考慮したマイクロデータ分析は必ずしも容易ではなかった。その背景には、就業構造を詳細に把握できる「労働力調査」と、所得・消費・資産・負債を詳細に把握できる「家計調査」が、それぞれ独立した統計調査であり、両者の情報を同一世帯について同時に観測できないという制約がある。

本分析では、この制約を克服するため、コピュラ法を用いた統計的データマッチングにより、「家計調査」と「労働力調査」を統合した合成マイクロデータ（*synthetic microdata*）を構築する³。統計的データマッチングは、共通して観測される変数を利用して別々の調査を統合し、一方の調査では観測されない情報を補完する手法として広く用いられている（Rässler, 2002）。これにより、就業構造、所得・消費構造及び資産・負債構造を同一世帯単位で把握し、複合マクロショックに対する家計への影響を分析することが可能となる。

具体的には、各世帯について、物価上昇による年間消費支出増加額、金利上昇による年間純受払利子増減額及び賃金上昇による年間所得増加額を推計し、それらを統合した年間負担増減額を算出する。その上で、所得水準の異なる世帯間で比較可能とするため、年間負担増減額を年間可処分所得で基準化した年間純負担率を用いて、就業構造及び資産・負債構造の違いによる家計耐性を比較・分析する。

分析の結果、複合マクロショックによる負担は家計全体に一様に分布するのではな

³ なお、本稿は、内閣府（2026）で行った分析の理論的背景を整理するという役割も持っている。

く、相対的に所得の低い家計に高い負担が集中し、右裾の長い分布を示すことが確認された。また、平均的な年間純負担率は、住宅ローン及び金融資産の保有状況を含む資産・負債構造によって大きく異なることが確認された。さらに、同一の資産・負債ポジション内においても就業構造による違いが認められ、その差は主として賃金上昇による所得増加の大きさや世帯内の所得源の構成の違いを通じて生じていることが確認された。これらの結果は、複合マクロショックに対する家計耐性を把握するためには、所得に加え、資産・負債構造と就業構造を組み合わせる評価することの重要性を示している。

本分析の貢献は二つある。第一に、統計的データマッチングを用いて、既存統計では同時に把握できない、就業構造と家計の所得・消費・資産・負債情報を統合した世帯レベルの合成マイクロデータを構築した点である。第二に、そのデータを用いて複合マクロショックに対する家計の耐性を分析し、資産・負債構造がおおまかな耐性水準を特徴づける一方、就業構造が賃金ショックを通じた家計への影響の現れ方を特徴づけることを示した点である。本分析の結果は、家計支援策やマクロ経済政策の影響を評価する際には、所得だけでなく、住宅ローン及び金融資産を含む資産・負債構造と就業構造を組み合わせる把握することの重要性を示唆している。

2. データとコピュラマッチング

2.1 データ

家計調査（二人以上の世帯、貯蓄負債編）と労働力調査（基本集計、単身世帯は対象から除く）について、それぞれ2013年1月～2024年9月の月次データをプールして使用した。すなわち、本分析では調査年月による層化は行わず、分析対象期間を通じて世帯属性間の依存構造が概ね安定していることを前提としている。また、両調査ともローテーションサンプリングを採用しており、一度調査された世帯は複数回調査対象になるが、同一世帯であっても異なる調査回であれば独立した横断標本として扱った。本分析の目的は個々の世帯の動学的変化を分析することではなく、家計構造の同時分布を推定することにあるため、この仮定は分析目的と整合的である。

両調査とも資産・負債や収入・支出など世帯単位で格納されているデータはそのまま使用したが、年齢や就業・非就業の別など世帯員単位で格納されているデータについては、世帯IDを付与して世帯単位で集約し、世帯人数、年齢構成、就業者数、就業状況など世帯単位の情報を構築した。金額の単位は万円に揃え、月額データは12倍して年額を推計して使用した。世帯単位のデータサイズは、労働力調査が約364万世帯、家計調査が約106万世帯である。

異なるデータソースを統合する統計的データマッチングにおいては、家計調査を基準データ（受け手データ：recipient）として労働力調査の情報を付与（供給データ：donor）することも、逆に労働力調査を基準データとして家計調査の情報を付与することも可能である。一般に、基準データの選択は、分析における推定対象、ひいては保持すべき分布による。本分析では、収入・支出・資産・負債といった収支に関わる情報を分析の中心とするため、これらのデータが含まれる家計調査を基準として、労働力調査の情報を付与した。なお、基準データ選択の本質的な理由ではないが、調査回毎の標本数は家計調査が約9千世帯、労働力調査が約4万世帯であることから、家計調査を基準としたことで個票の複数利用が生じないマッチングが可能となった。従って、世帯単位の合成マイクロデータのサイズは家計調査と同じ約106万世帯である。

2.2 コピュラモデル

本分析では、労働力調査と家計調査の統計的データマッチングの問題を、 X に条件付けた同時分布 $P(Y, Z | X)$ を推定する問題として扱う。ここで、 X は両調査に共通して観測される世帯属性（年齢階級、世帯規模等）であり、統計的データマッチングにおいて両調査を結び付けるアンカー変数として用いる。 Y および Z はそれぞれ異なる調査でのみ観測される変数である。

Y と Z の同時分布が直接観測されない場合、その同時分布を周辺分布と依存構造に分解して表現できることを示すのがSklarの定理である（Sklar, 1959; Nelsen, 2006）。

$$F_{Y,Z}(y, z) = C(F_Y(y), F_Z(z)) \quad (1)$$

ここで、 F_Y および F_Z はそれぞれ Y および Z の周辺分布関数（累積分布関数）を表し、 C は変数間の依存構造を表すコピュラ関数である。

本分析では、この枠組みに基づき、条件付周辺分布と推定したコピュラ関数 C を組み合わせることで、直接観測されない条件付同時分布 $P(Y, Z | X)$ を推定する。具体的には、各層 $X = x$ の下で、まず Y および Z をそれぞれの経験分布関数を用いて一様分布上の疑似観測値に変換する。

$$U_Y = \hat{F}_{Y|X}(Y), U_Z = \hat{F}_{Z|X}(Z) \quad (2)$$

次に、これらを標準正規分布に変換する。

$$Z_Y = \Phi^{-1}(U_Y), Z_Z = \Phi^{-1}(U_Z) \quad (3)$$

この変換の目的は、各変数の周辺分布の違いを取り除き、依存構造を周辺分布から分離して表現できる形に変換することである。すなわち、元の変数の単位や分布形状の違いをいったん除いたうえで、なお残る関係を依存構造と捉える。

このとき、層 $X = x$ における依存構造は、変換後の変数間の相関係数として

$$\rho_x = \text{Corr}(Z_Y, Z_Z \mid X = x) \quad (4)$$

と表される。本分析では、このようにして推定された ρ_x を用いてガウシアンコピュラ (Gaussian Copula) を構築し、条件付同時分布 $P(Y, Z \mid X)$ を再構成する。コピュラには複数の手法が存在するが、本分析では、家計全体の依存構造を安定的に再現することを目的としているため、依存構造を相関係数で簡潔に表現でき、推定・実装が容易なGaussian Copulaを採用した。Gaussian Copulaは周辺分布を柔軟に扱いながら依存構造を記述できることに加え、順位情報に基づく半パラメトリックな推定にも対応した手法である (Hoff, 2007)。

2.3 変数の設計

コピュラの枠組みでは、同時分布を周辺分布と依存構造に分解して扱うが、ここでいう依存構造とは、各変数がどのように同時に現れるかという関係を指す。例えば、労働供給が大きい世帯（就業者数が2人以上）ほど特定の就業構造をとりやすい（正社員とパートの組合せ等）といった関係は、各変数の水準とは独立した依存構造の一例である。

本分析で行うコピュラに基づく統計的データマッチングでは、まず変数 X で層化して分布上の同質性を確保したうえで、変数 Y と Z の関係（依存構造）を推定する。次に、その結果をもう一方のデータに外挿することで、条件付同時分布 $P(Y, Z \mid X)$ （観測されていない同時的な組合せ）を再構成する。

本分析では、異なるデータセット間で依存構造を適切に再現できるよう、 Y 及び Z が同一又は近接した概念を表し、さらに各層において概ね単調な対応関係を持つよう設計した。例えば、両データにおいて、 Y を世帯の就業者数、 Z を世帯の就業構造として対応させる場合には、両者は同一の概念であり、例えば、就業者数が多い世帯ほど共働き世帯となる傾向が強く、就業者数が少ない世帯ほど単独就業世帯や世帯主非就業世帯となるという単調な対応関係（順位関係）を維持しているため、推定された依存

構造の意味は保たれる。一方、片方のデータでは Y を就業者数、 Z を就業構造と定義し、もう一方のデータでは Y を労働時間、 Z を就業構造と定義した場合、労働供給量という意味では概念的に近接しているが、たとえ同一の就業構造 Z （例として共稼ぎ）の下でも、夫婦がともに短時間就業している世帯と、一方のみが長時間就業している世帯とでは就業者数と労働時間の順位関係が逆転するため、両データで単調な対応関係を持たず、依存構造の移植に現実味がない。こうした概念的整合性はコンピュータの定式から直接要求されるものではないが、異なるデータセット間で現実的な分布構造を再現するためには重要な前提となる。

本分析で用いる変数は次のとおりである。まず、 X は両データで共通して調査された項目を利用して、世帯主年齢（20～39、40～59、60歳以上）と世帯員数（2人、3～4人、5人以上）の組合せにより定義されるカテゴリー変数であり、条件付け（層）として用いる。変数をそのままの粒度で用いるのではなく、カテゴリー化して低次元に維持したのは、組合せの過度な細分化によって各層の標本数が不足し疎セルが生じる問題を回避し、依存構造の安定した推定を可能とするためである。この考え方は、層化に用いる X に限らず、依存構造を構成する Y および Z にも共通する。 Y および Z が過度に細分化されると分布推定およびコンピュータ推計が不安定となる。このため、 Y と Z についても適切な粒度でのカテゴリー化を行っている。

次に、 Y は、両調査で調査されている就業状況を基に、それぞれ世帯単位で15歳以上の就業者数を集計し、1人、2人、3人以上の3区分に離散化したカテゴリー変数である。便宜上、就業者数が多いほど大きい整数値を付与している。両調査における就業者の定義は完全には一致しないものの、いずれも世帯の労働供給規模を表す対応概念であることから、本分析では依存構造を推定するための共通概念として採用した。

最後に、 Z は、世帯主および配偶者の就業状態の組合せによって図表1のように定義した世帯の就業構造（詳細は付表）に、便宜上、カテゴリー識別子（整数コード）を付与した名義尺度のカテゴリー変数である。ここで付与した整数コードは、各カテゴリーを識別するための符号であり、その大小自体を距離や順序として解釈するものではない。コンピュータを推計する際は、この整数コードに対して重み付き経験分布関数を適用し、各カテゴリーを経験分布上の位置（累積確率）に写像した後、その位置情報を用いて依存構造を推定する。このように、カテゴリーを経験分布上の位置へ写像することで、名義尺度のカテゴリー変数に対してコンピュータを適用している。

本稿の設計では、 X は人口面での異質性を統制し、 Y は労働供給の量的側面、 Z は就業構造の質的側面を表すよう設計することで、家計の就業構造に関する依存関係を安定的に推定することを意図している。なお、本稿では、便宜上、世帯主が正規雇用又

は経営者である世帯を「中核雇用」、非正規雇用である世帯を「周辺雇用」、自営業者である世帯を「自営」と呼称する（詳細は付表）。

図表 1 就業構造類型（Z）

就業構造類型
配偶者なし
世帯主非就業
中核雇用・経営・共働き
中核雇用・経営・片働き
自営・共働き
自営・片働き
周辺雇用・共働き
周辺雇用・片働き

（備考）共働きは、配偶者が就業している場合を示し、片働きは、配偶者が非就業である場合を示す。

2.4 推定方法

コピュラ推計にあたっては、これらの Y および Z を、各層 $X = x$ の下でそれぞれの条件付経験分布関数により一様分布に写像する。

$$U_Y = \hat{F}_{Y|X}(Y), U_Z = \hat{F}_{Z|X}(Z) \quad (5)$$

なお、条件付経験分布関数は、アンカーとなる家計調査のサンプルウェイトを用いた加重経験分布関数として推定する。

次に、これらを標準正規分布に変換する。

$$Z_Y = \Phi^{-1}(U_Y), Z_Z = \Phi^{-1}(U_Z) \quad (6)$$

この変換により、元の変数の単位や分布形状の違いは除去され、各観測値は分布上の相対的位置（順位）として表現される。その結果、 Y および Z はいずれも共通の尺度上の疑似観測値として表現され、変数間の依存構造を比較可能な形で扱うことができる。

本分析では、これらの疑似観測値から算出した加重相関係数を、ガウシアンコピュラを規定する依存パラメータ ρ_x として用いる。

$$\rho_x = \text{Corr}(Z_Y, Z_Z \mid X = x) \quad (7)$$

依存パラメータ ρ_x は、順位情報に基づいて標準正規化した疑似観測値の加重相関係数として推定する。具体的には、各層 $X = x$ において、観測 i に付与されたウェイト w_i を用い、加重平均および加重共分散に基づいて相関係数を定義する。すなわち、

$$\rho_x = \frac{\sum_i w_i (Z_{Y,i} - \mu_Y)(Z_{Z,i} - \mu_Z)}{\sqrt{\sum_i w_i (Z_{Y,i} - \mu_Y)^2} \sqrt{\sum_i w_i (Z_{Z,i} - \mu_Z)^2}} \quad (8)$$

ここで、 $\mu_Y = \frac{\sum_i w_i Z_{Y,i}}{\sum_i w_i}$ 、 $\mu_Z = \frac{\sum_i w_i Z_{Z,i}}{\sum_i w_i}$ はそれぞれ加重平均を表す。

このように相関係数の算出にウェイトを用いることで、標本抽出設計を考慮した母集団における依存構造を反映した推定が可能となる。以上の手順により、各層 $X = x$ における依存構造を推定し、後段のマッチングに用いる。

このようにして推定されるガウシアンコピュラの依存パラメータ ρ_x は、経験分布関数によって各観測値を分布上の位置として表現したうえで推定されるため、元の変数の単位や分布形状の影響を受けにくい。このため、外れ値や分布の歪みの影響も受けにくく、単調な依存関係を一貫して捉えることができる。一方、ガウシアンコピュラは分布の裾における依存の表現には限界を有するが、本分析の目的は家計全体における依存構造を安定的に推定することにあるため、この点は本分析の目的に照らせば大きな制約とはならない。

2.5 Matching

このようにして得られる ρ_x は、家計調査と労働力調査の双方に構築した共通概念変数 Y, Z を用いて、各層 $X = x$ ごとに加重相関として推定したもので、各層における労働供給と就業構造の依存構造を要約した構造パラメータである。これを用いて、労働力調査と家計調査を世帯単位で統合し、合成マイクロデータ（synthetic microdata）を構築する。本手法は個票の一致を目的とするものではなく、各層 $X = x$ における条件付同時分布を再現することを目的とする。例えば、ある層において「就業者数が2人の世帯の多くが正規雇用とパートタイム雇用からなる共働き世帯である」といった関係が観測されている場合、このような組合せの頻度を再現するものであり、特定の世帯同士を対応付けることを意味するものではない。

$$P(Y, Z \mid X = x) \quad (9)$$

まず、前節の分布変換により得られた変数

$$Z_Y = \Phi^{-1}(\hat{F}_{Y|X}(Y)), Z_Z = \Phi^{-1}(\hat{F}_{Z|X}(Z)) \quad (10)$$

を用いて、各観測単位を共通の確率空間上の正規スコアとして表現する。これらの正規スコアは、元の単位や分布形状に依存せず、各観測値の分布上の相対的位置を表現する。

次に、各層 $X = x$ ごとに、正規スコア Z_Y および Z_Z から一次元の潜在スコア S を構成する。本分析では、推定された依存パラメータ ρ_x の符号に応じて、下記のように定義した。

$$S_i = \begin{cases} \frac{Z_{Y,i} + Z_{Z,i}}{\sqrt{2}}, \rho_x \geq 0 \\ \frac{Z_{Y,i} - Z_{Z,i}}{\sqrt{2}}, \rho_x < 0 \end{cases} \quad (11)$$

この潜在スコアは、労働供給 Y と就業構造 Z の依存関係に沿って各観測値を一次元上に並べるための指標である。その上で、家計調査及び労働力調査の各観測値を同一層内で潜在スコアの順位に従って並べ、対応する順位に位置する観測値同士をマッチングした。

以上により、家計調査の各世帯に、その世帯の金融情報と同時に現れやすい就業構造情報が付与され、金融情報（収入・支出・資産・負債）と就業構造を同一世帯上で観測可能な合成ミクロデータを構成することができる。本分析では所得や資産・負債などの情報を保持する観点から、家計調査をアンカーとした。このため、最終的な標本サイズおよび周辺分布は家計調査に基づいて保持される。一方、変数間の依存構造は、労働力調査と家計調査の双方に構築した共通概念変数に基づき推定された構造を反映して再現される。

なお、以上の手順は乱数生成を用いない決定論的なマッチングであり、条件付同時分布の再現を目的とするものである。したがって、本手法は個々の世帯の真の対応関係や因果効果を識別するものではない。

2.6 妥当性検証

2.6.1 検証方法

統計的データマッチングでは、合成データの妥当性は、観測データの分布特性がどの程度再現されているかで評価されることが一般的である（D'Orazio et al., 2006）。本

分析では、構築した合成マイクロデータが、推定対象である労働供給構造（ Y ）と就業構造（ Z ）の条件付同時分布をどの程度再現しているかを検証する。

本分析では家計調査をアンカーとして統計的データマッチングを行っているため、妥当性評価も家計調査世帯を評価母集団とし、家計調査ウェイトを用いて実施した。各家計調査世帯について、観測値（家計調査自身が持つ Y, Z ）と、Gaussian Copula により対応付けられた労働力調査世帯の Y, Z を対応付け、それぞれのセルシェアを比較した。

セルシェアは、就業構造と労働供給構造の組合せから構成される各セル c に属する世帯ウェイトの合計を、全世帯ウェイトで除した割合として定義した。

$$p_c = \frac{\sum_{i \in c} w_i}{\sum_i w_i}, q_c = \frac{\sum_{i \in c}^{\text{synthetic}} w_i}{\sum_i w_i} \quad (12)$$

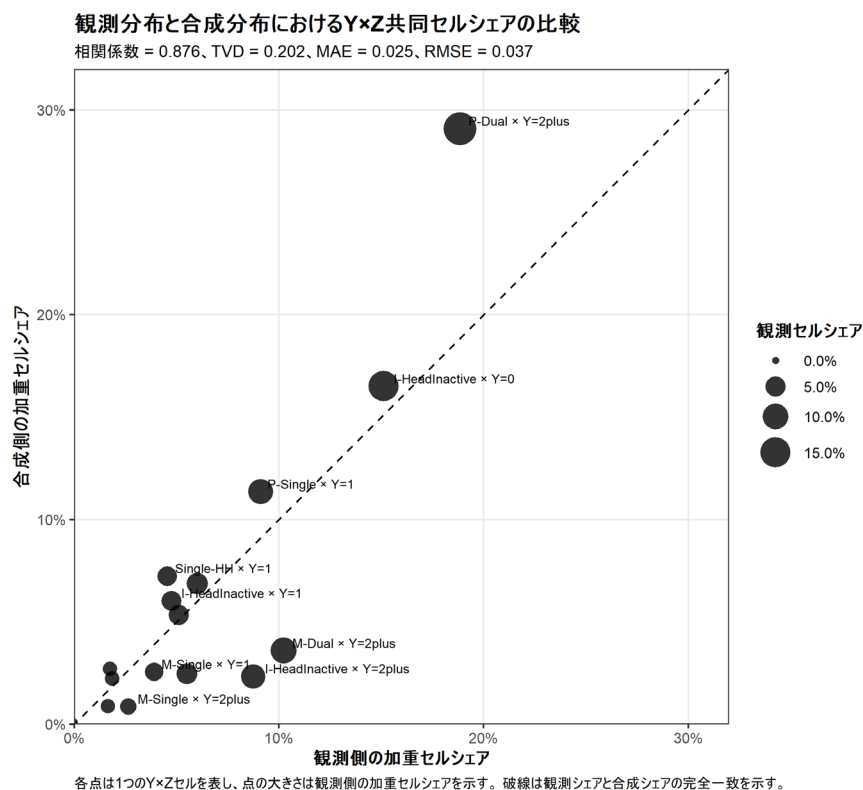
ここで、 p_c は観測データにおけるセルシェア、 q_c は合成マイクロデータにおけるセルシェアを表す。

マッチングは各層 $X = x$ ごとに実施するが、本節では各層で再現された条件付同時分布を統合した結果として得られる全体分布の再現性を評価する。

2.6.2 同時分布の再現性

図表 2 は、観測データにおけるセルシェアと、合成マイクロデータにおける対応するセルシェアを比較したものである。横軸は観測データ、縦軸は合成マイクロデータにおけるセルシェアを示し、破線は完全一致（45度線）を表す。各点は、就業構造と世帯内就業者数（ $Y=0/1/2\text{plus}$ < 世帯の15歳以上就業者人数 >）の組合せに対応するセルを表す。

図表 2 分布の再現性



図表上の表記	凡 例
Single-HH	配偶者なし世帯
I-HeadInactive	世帯主非就業世帯
P-Single	中核雇用・片働き世帯
P-Dual	中核雇用・共働き世帯
S-Single	自営業・片働き世帯
S-Dual	自営業・共働き世帯
M-Single	周辺雇用・片働き世帯
M-Dual	周辺雇用・共働き世帯

図表 2 を見ると、多くのセルが45度線近傍に位置しており、観測分布と合成分布のセルシェアには強い対応関係が認められ、同時分布全体は概ね再現されている。一方、セル間の差異は一部のセルに集中していた。特に、中核雇用・共働き世帯（表中P-Dual, Y=2plus）は、観測分布では18.9%であったのに対し、合成分布では29.1%となり、10.2%ポイント過大であった。言い換えれば、合成分布では、「中核雇用・共働き世帯」のセルシェアが実際より大きく、対応して、周辺雇用・共働き世帯（表中M-Dual, Y=2plus）のセルシェアが小さく再現される傾向がみられた。

次に、分布の一致度を定量的に評価した結果を図表 3 に示す。

図表 3 分布の一致度

指 標	値	解 釈
Pearson相関	0.876	全体として強い正の対応関係がみられる

TVD	0.202	一定の差異が残るものの、全体としては概ね再現されている
MAE	0.025	平均的な差異は比較的小さい
RMSE	0.037	一部に比較的大きな乖離をもつセルは存在する

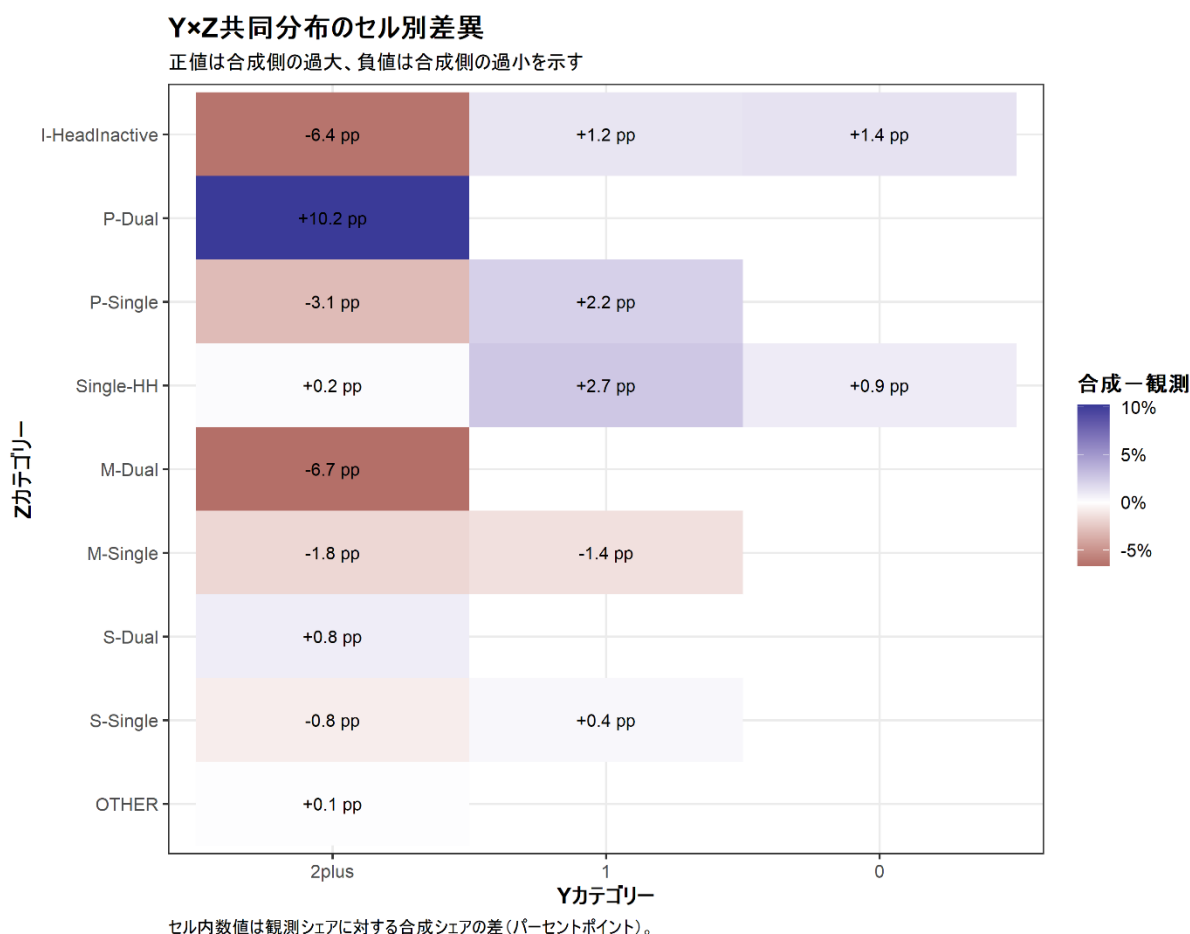
(備考) Pearson相関はセルシェアの対応関係を評価する指標であり、1に近いほど観測分布と合成分布の一致度が高いことを示す。TVD (Total Variation Distance) は2つの確率分布間の距離を表す指標であり、値が小さいほど分布が近いことを意味する。MAE (Mean Absolute Error) はセルシェアの平均絶対誤差を表し、セル単位でみた平均的な乖離の大きさを示す。RMSE (Root Mean Squared Error) はセルシェアの二乗平均平方根誤差を表し、平均的な誤差に加えて、大きな乖離を示すセルをより重視して評価する指標である。

これらの指標は、同時分布が全体として一定の再現性を持つことを示している。一方で、セル別にみると一部の 카테고리では系統的な乖離が残っている。この点については、セル別差異の由来がどの 카테고리（ここでは、就業者数（Yカテゴリ）なのか就業構造（Zカテゴリ）なのか）なのかを追加的に確認する。

2.6.3 差異の分解

図表 4 は、観測分布、合成分布及びその差分をヒートマップで示したものである。

図表 4 差異の分解



乖離が最も大きい「中核雇用・共働き（P-Dual, Y=2plus）」について個票レベルで差異の由来を確認したところ、同セルの合成シェアの過大は、主として就業者数カテゴリーの違いではなく、就業構造カテゴリーの違いによって構成されていた。また、合成側の「中核雇用・共働き（P-Dual, Y=2plus）」セルへの最大の流入元は、観測側の「周辺雇用・共働き（M-Dual・Y=2plus）」セルであり、当該セルへの流入全体の23.02%を占めた。したがって、本合成データは同時分布の全体的な対応関係をおおむね再現する一方、特定の就業構造カテゴリー間では偏りを残す。

もっとも、これらの差異は特定のセルに限定されており、分布全体の構造を大きく歪めるものではない。本分析のマッチングは個々のセル頻度を完全に一致させることなく、各層における労働供給構造と就業構造の条件付同時分布全体を再現することを目的としている。そのため、局所的な差異が一定程度残ることは手法の性質上想定される範囲内であり、本分析で構築した合成マイクロデータは、複合マクロショックに対する家計耐性の分析に用いる基礎データとして十分な再現性を有していると考えられる。

3. マクロショックの影響分析の設計

本章では、前章で構築した合成マイクロデータを用いて、複合マクロショックに対する家計耐性を評価するための分析枠組みを示す。本分析では、ショックの平均的な影響ではなく、家計構造に応じた負担の分布と異質性に着目する。

3.1 負担指標

マクロショックに対する家計の影響は一様ではなく、世帯の構造に応じて異なる影響を受けると考えられる。本分析では、この異質性を捉えるため、家計への影響を当該世帯の可処分所得に対する負担率として定義する。

具体的には、物価、金利、賃金の各ショックによる年間の負担変化を合計し、世帯*i*に対する負担率を次式で定義する。

$$s_i = \frac{\Delta C_i + \Delta D_i - \Delta Y_i}{Y_i^{\text{disp}}} \quad (13)$$

ここで、 ΔC_i は物価上昇による年間消費コストの増加、 ΔD_i は金利変化による年間の純利払い負担の増加、 ΔY_i は賃金上昇による年間所得の増加を表す。なお、 ΔD_i は資産保有状況に応じて正負の値をとりうるが、 ΔC_i は負担増として正の値、 ΔY_i は所得増と

して年間純負担額から控除されるため、賃金上昇の適用対象となる世帯では負（負担減）の効果を持つことを想定している。また、 Y_i^{disp} は可処分所得（年収から税・社会保険料等の非消費支出を差し引いたもの）である。

この指標は家計の支払い能力に対する負荷を測るものであり、絶対額ではなく可処分所得で基準化することで、所得水準の違いを考慮した家計間の比較を可能にすることを意図した。これにより、所得階層を統制した条件下においても、就業構造や資産・負債構成の違いに起因するリスクの異質性を把握することができる。

さらに、本分析ではショックによる負担率が20%以上となる世帯を危険状態と定義し、その発生割合を危険率として評価する。

3.2 ショックシナリオ

本分析では、家計に作用する主要なマクロショックとして、物価、金利、賃金の3つを考慮する。各ショックは、世帯の年間負担または所得の変化としてモデル化する。

(1)物価ショック

物価ショックは、各消費費目における価格上昇率を外生的に与え、家計の支出構成に応じた追加負担として定義する。世帯*i*における年間の消費コスト増加は、次式の通り。

$$\Delta C_i = \sum_{k \in K} \pi_k \cdot C_{ik} \quad (14)$$

ここで、 C_{ik} は世帯*i*の費目*k*における支出額、 π_k は当該費目の価格上昇率を表す。

この定義により、物価ショックはすべての世帯に共通して作用する外生的ショックである一方、その影響は支出構成を通じて異質的に現れる。すなわち、同一所得水準であっても、消費構造の違いに応じて負担が異なる。これにより、家計ごとの支出構成の違いが負担に与える影響を評価する。

(2)金利ショック

金利ショックは、負債および資産の双方に作用する純利払い負担の変化として定義する。世帯*i*における年間の純利払い負担は、次式で与えられる。

$$\Delta D_i = \sum_{m \in M} r_m^{\text{loan}} \cdot L_{im} - \sum_{n \in N} r_n^{\text{asset}} \cdot A_{in} \quad (15)$$

ここで、 L_{im} は世帯*i*のローン種別*m*における残高、 A_{in} は資産種別*n*における保有額、 r_m^{loan} および r_n^{asset} はそれぞれの金利変化を表す。

この定義により、金利上昇は負債保有世帯に対しては返済負担の増加として作用する一方、預金や債券などの金融資産を保有する世帯に対しては利子収入の増加として作用する。したがって、家計への影響は、資産・負債構成によって影響が異なる。なお、本分析では金利変化が直接反映される預貯金等の金融資産および負債を対象とし、株式等の価格変動資産は対象外とした。

(3)賃金ショック

賃金ショックは、世帯内の就業者に対する賃上げ率を適用することで、年間所得の変化として定義する。世帯*i*における年間所得の増加は、次式で与えられる。

$$\Delta Y_i = \sum_{j \in \{\text{head}, \text{spouse}\}} g_{ij} \cdot Y_{ij} \quad (16)$$

ここで、 Y_{ij} は世帯*i*における構成員*j*（世帯主または配偶者）の年間賃金所得、 g_{ij} は当該構成員に適用される賃上げ率を表す。

賃上げ率 g_{ij} は、就業の有無、雇用形態、産業、企業規模等に依存して異なる値を取り、これらの属性の関数として与えられる。すなわち、

$$g_{ij} = f(\text{産業}, \text{企業規模}, \text{雇用形態})$$

と表される。また、自営業者や非就業者など、賃上げの対象とならない場合には $g_{ij} = 0$ とする。この定義により、賃金ショックの影響は世帯内の就業者数や就業形態に応じて異なる。

本分析では、図5の通りショックについてシナリオを設定し、それぞれ世帯単位の負担率を算出する。

図表 5 マクロショックのシナリオ
(物価ショック)

費 目	上昇率 (%)	備 考
食料	+ 5	生活必需支出
光熱・水道	+ 5	エネルギー関連支出、制度的支援の対象
自動車関連	+ 5	エネルギー関連支出、制度的支援の対象
医療	+ 3	必要性の高い保健医療支出
家賃・地代	+ 2	固定性の高い住居関連支出
通信	+ 1	基礎インフラ関連支出
教育	+ 2	人的資本関連支出、制度的支援の対象
教養娯楽	+ 2	選択的消費支出
その他	+ 2	その他の消費支出を代表

(備考) 2026 年半ばの東京都都区部 CPI 等を参考 に費目別に上昇率を設定

(金利ショック)

項 目	ショック前 (%)	ショック後 (%)	備 考
住宅ローン金利	+0.65	+1.70	借入コスト増(負担増)
普通預金金利	+0.30	+0.80	預金利息増(負担減)
定期預金金利	+0.70	+1.50	預金利息増(負担減)
債券利回り	+2.25	+2.70	投資収益増(負担減)

(備考) 1. 負債の対象を住宅ローンのみとしたのは、金利上昇の影響が最も大きいこと、長期・変動金利の影響を受けやすく短期金利との関係も議論しやすいこと、非住宅ローンは(車、教育、カード等)は性質が多様で金利設定や借入期間が異なるため一律のショックを与えるのが難しいことが理由。

2. 2026 年半ばの実勢を参考に設定。但し、2026年6月15日～6月16日に開催された日本銀行金融政策決定会合での0.25%利上げ(0.75%→1.0%)前の想定に基づく。

(賃金ショック)

企業規模区分	賃上げ率 (%)	備 考
99人まで	+4.27	中小企業
100～299人	+4.84	中堅企業
300～999人	+5.02	準大手企業
1000人以上	+5.07	大企業
不明	+5.02	不詳は全体平均

(備考) 2026春季生活闘争第6回回答集計(2026年6月4日)を参考に設定。

3.3 分析対象と分析視点

本分析では、まず家計全体における負担率の分布を確認し、次に資産・負債構造、就業構造ごとの平均的な家計負担を比較する。

就業構造については、世帯主の労働上の地位及び配偶者の就業状態を組み合わせた世帯就業構造類型を用いる(詳細は付表)。資産・負債構造については、住宅ローン保

有の有無と金融資産保有の有無を組み合わせた4類型を用いる。

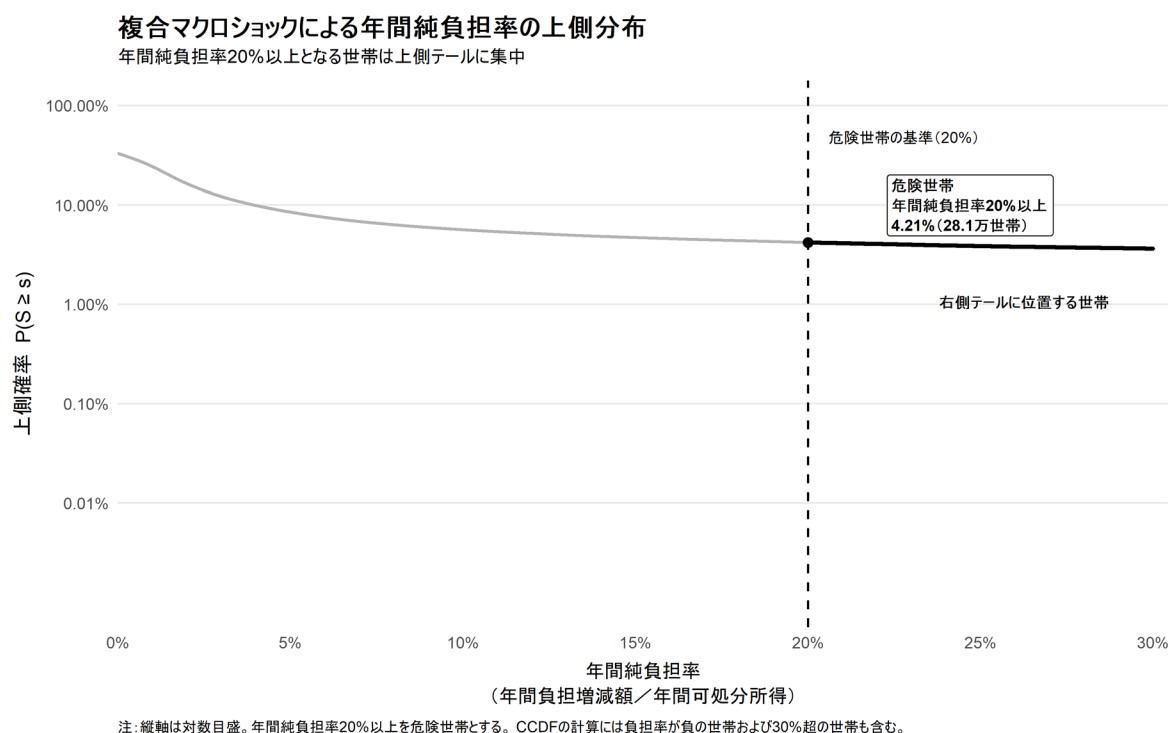
4. 就業構造と資産負債構造からみた複合マクロショックに対する家計の耐性

4.1 複合マクロショックに対する家計負担の分布

まず、複合マクロショックによる家計負担の全体像を確認する。本分析では年間純負担率の相補累積分布関数（Complementary Cumulative Distribution Function: CCDF）を用いて、分布の上側テールに着目する。CCDFは、年間純負担率がある水準以上となる世帯の割合を表す指標であり、高負担世帯の分布を把握することができる。

図表6は、複合マクロショックによる年間純負担率のCCDFを示したものである。年間純負担率20%以上を危険世帯とすると、その割合は4.2%（約28万世帯）であり、家計全体の一部に限られる。さらに、危険世帯を所得階級別に確認すると、約96%が年間可処分所得の第1五分位に属しており、高い負担は相対的に所得の低い世帯に集中していることが確認された。

図表 6 複合マクロショックによる家計負担の分布



(備考) 第1所得五分位は、年間可処分所得が正の分析対象世帯について加重五分位により区分したものであり、本分析では年間可処分所得約252万円以下に相当する。

4.2 資産・負債ポジションごとの純効果

図表7は、4つの資産・負債ポジションごとに、8つの就業構造別に算出した3ショック統合後のネットで見えた影響について、全体の単純平均と、8つの就業構造類型

で最も影響が小さいケース、大きいケースの値を示したものである。まず各世帯について物価上昇による負担増、金利上昇による負担増減、賃金上昇による所得増を統合した年間純効果を算出し、これをショック前の年間可処分所得比(%)で表した上で、世帯ウェイトを用いて資産・負債ポジションごとに加重平均したものである。正の値は、賃金上昇による所得増が物価上昇及び金利上昇による負担増を上回ることを、負の値は負担増が所得増を上回ることを表す。本分析では、住宅ローン保有の有無と金融資産保有状況により資産・負債ポジションを分類した。この際、金融資産については、年間可処分所得以上の資産を保有している世帯を資産保有層、それ未満の世帯を資産限定層とした。

図表 7 資産・負債ポジション別のネットの影響（8つの就業構造類型間の違い）

資産・負債ポジション	平均	最小	最大
ローン保有・資産限定層	+0.88	+0.02	+1.46
ローン保有・資産保有層	+1.13	-0.41	+2.00
ローンなし・資産限定層	+1.63	-0.83	+3.39
ローンなし・資産保有層	+3.65	+1.79	+5.17

（備考）金融資産については、年間可処分所得以上の資産を保有している世帯を「保有」、それ未満の世帯を「限定」と区分している（年間可処分所得が0以下または欠損の場合には、金融資産残高が200万円以上か未満で区分）。

全体として、本分析で設定した物価上昇、金利上昇及び賃金上昇の組合せの下では、統合後の（ネットの）効果が負担減方向（プラス）となる家計類型が多い。これは、多くの類型で賃金上昇による所得増が、物価上昇及び金利上昇による負担増を上回っているためである。ただし、その改善幅は資産・負債ポジション、特に住宅ローンの有無によって大きく異なる。具体的には、住宅ローン保有世帯では、資産限定層の平均は+0.88%、資産保有層でも+1.13%であり、平均的な負担減（プラス）幅は比較的小さい。一方、住宅ローンを保有しない世帯では、資産限定層で+1.63%、資産保有層では+3.65%となっており、住宅ローン保有世帯を上回っている。また、住宅ローン保有世帯、住宅ローン非保有世帯のいずれにおいても、資産保有層の平均値は資産限定層を上回っている。

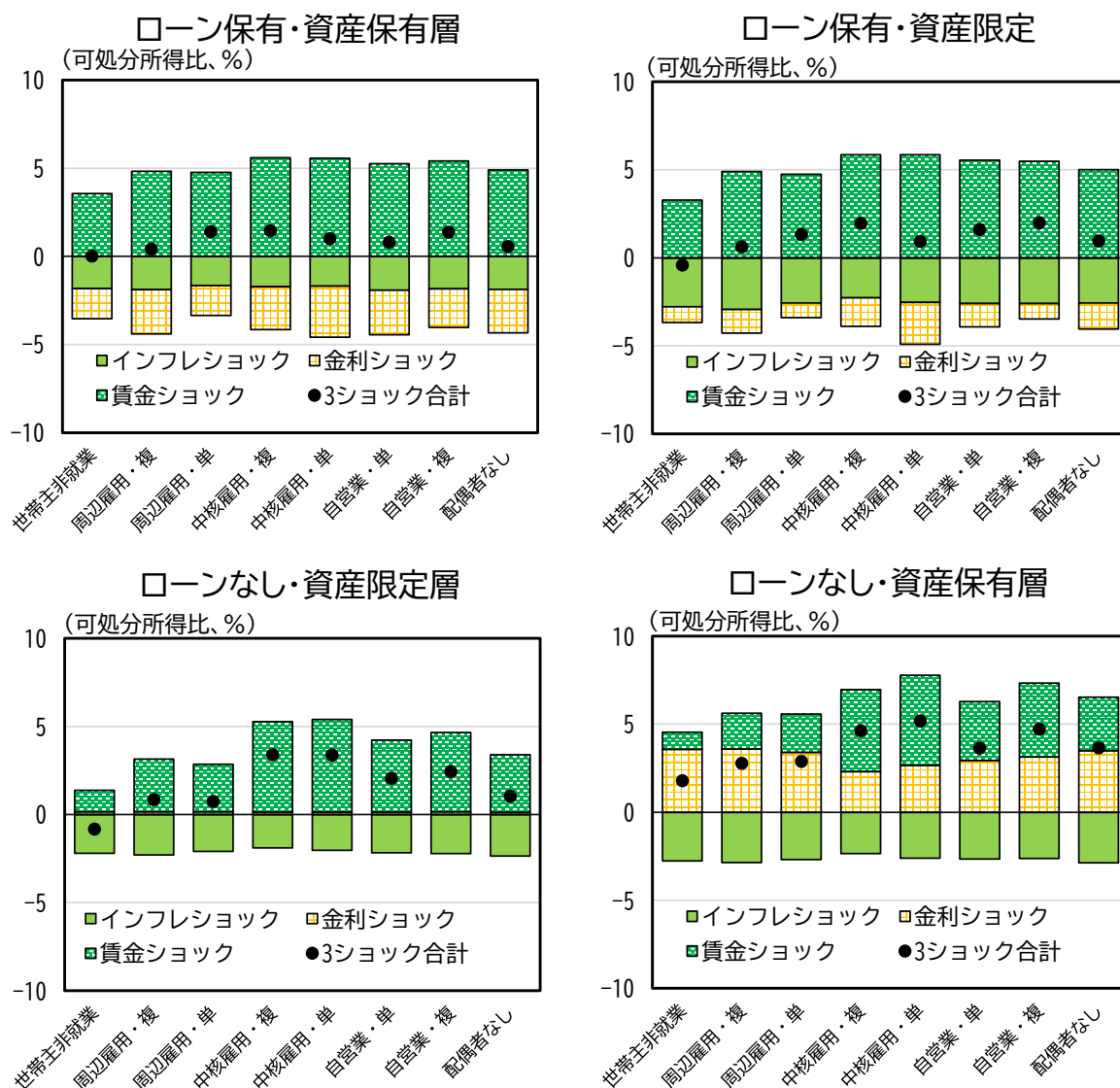
最小値と最大値の差に着目すると、同一の資産・負債ポジション内にも一定のばらつきが認められる。特に、ローンなし・資産限定層では-0.83%から+3.39%まで幅広く分布しており、同じ資産・負債ポジションであっても3ショック統合後のネットの影響には相違が存在する。一方、ローンなし・資産保有層では全ての就業構造類型でネットの影響が正となっており、金融資産から得られる利子収入の増加が、物価上昇及び金利上昇による負担を上回ることがうかがえる。

以上より、住宅ローン及び金融資産の組合せは、3ショック統合後のネットの影響のおおまかな水準を規定していることが確認される。一方、同一の資産・負債ポジション内においても就業構造による一定の差異が認められることから、次節では、その違いを就業構造及び各ショックの寄与の観点から検討する。

4.3 就業構造別の純効果とショックの作用経路

図表8は、物価上昇、金利上昇及び賃金上昇の寄与と、それらを統合した可処分所得比の年間の負担減を、資産・負債ポジション及び就業構造別に示したものである。図では、物価上昇及び金利上昇による負担増を下方方向、賃金上昇等による所得増を上方方向に表示し、黒点によって3ショック統合後の年間の負担減を示している。

図表 8 資産・負債ポジションと就業構造別にみた複合マクロショックの影響



資産・負債ポジションを固定して就業構造別に比較すると、物価上昇による負担にも一定の差がみられるものの、類型間の違いをより明瞭に生じさせているのは賃金上昇による所得増である。すなわち、就業構造の違いは、主として賃金ショックの受け方の違いとして表れている。

例えば、就業者が複数いる世帯では、単数就業世帯と比べて複数の所得源に賃金上昇が及ぶため、賃金ショックによる負担減効果が大きくなる傾向がみられる。このため、同じ職業類型の中でも、就業者複数世帯は就業者単数世帯よりネットで見た負担減が大きくなる傾向が認められる。これに対し、世帯主非就業世帯では、世帯主自身に賃金上昇が及ばないため、賃金ショックによる負担減効果が相対的に小さい。その結果、とりわけ住宅ローン保有世帯では、物価上昇及び金利上昇による負担を賃金上昇によって相殺しにくく、ネットで見た負担減は小さく、またはマイナス（ネットで負担増）となる。

配偶者のいない世帯についても、複数就業世帯のように世帯内で所得源が分散されないため、賃金上昇の恩恵は一つの所得源に依存する。このため、同じ資産・負債ポジション内では、複数就業世帯と比べて負担減幅が小さい傾向がみられる。

また、中核雇用、自営業及び周辺雇用の各類型についても、単数就業か複数就業かによって賃金ショックの寄与が異なる。同一の就業構造類型であっても、複数就業世帯では賃上げ対象となる賃金所得がその世帯の可処分所得に占める割合が相対的に大きい傾向にあることなどから、賃金上昇による所得増加の効果が大きく、物価上昇及び金利上昇による負担をより強く相殺している。

一方、同じ就業構造における純負担減を資産・負債ポジション間で比較すると、その水準は大きく異なる。例えば、複数就業世帯であっても住宅ローンを保有する場合には金利上昇による負担が加わる一方、住宅ローンを保有しない場合にはその負担は生じない。また、資産保有層では金利上昇に伴う資産利子収入の増加が住宅ローン負担の一部を相殺する。

以上より、住宅ローン及び金融資産の組合せは純負担減のおおまかな水準を特徴づける一方、就業構造は、主として賃金上昇による所得増の受け方や世帯内の所得源の構成を通じて、同一の資産・負債ポジション内における純負担減の違いと関係していることが確認された。したがって、複合マクロショックに対する家計への影響を把握するためには、資産・負債構造と就業構造を個別に捉えるだけでなく、それらの組合せとして評価することが重要である。

5. まとめ

本分析では、家計調査と労働力調査をコンピュータに基づく統計的データマッチングにより統合し、世帯レベルの合成マイクロデータを構築した。その上で、物価上昇、金利上昇及び賃金上昇からなる複合マクロショックを設定し、所得、就業構造及び資産・負債・消費構造を統合的に考慮した家計耐性の分析を行った。

本分析の分析枠組みにおいて、就業構造は二つの役割を担っている。第一に、家計調査と労働力調査を統合する際、両統計の依存構造を推定するための基礎情報として用いられている。第二に、構築した合成マイクロデータに賃金ショックを付与する際にも、就業構造を基礎情報として利用している。すなわち、本分析では、就業構造をデータ統合のための構造情報として用いると同時に、複合マクロショックに対する家計の反応を特徴づける重要な分析要素として位置付けている。

分析の結果、複合マクロショックの影響は家計全体に一様に及ぶのではなく、相対的に所得の低い家計に高い負担が集中することが確認された。年間純負担率20%以上の危険世帯は分析対象世帯の4.2%であり、その約96%が年間可処分所得の第1五分位に属していた。また、ショックによる平均的な年間純負担の変化は、住宅ローン及び金融資産の保有の有無から構成される資産・負債構造によって大きく異なることが確認された。住宅ローンを保有しない世帯及び金融資産を保有する世帯では年間純負担の減少幅が相対的に大きく、住宅ローンを保有する世帯及び資産限定層では年間純負担の減少幅が相対的に小さい（または純負担増となる）傾向がみられた。

一方、就業構造については、同一の資産・負債ポジション内においても年間純負担の減少幅に相違が認められた。その違いは、主として賃金上昇による所得増加の大きさや世帯内の所得源の構成を通じて生じており、就業者が複数いる世帯では賃金ショックによる改善効果が大きい一方、世帯主非就業世帯や単数就業世帯では改善効果が相対的に小さい傾向が確認された。このことから、就業構造は家計耐性そのものを決定するというよりも、複合マクロショックが家計にどのような経路で作用するかを特徴づける情報として機能していると考えられる。

以上の結果は、複合マクロショックに対する家計耐性を評価する際には、所得に加え、住宅ローン及び金融資産を含む資産・負債構造と就業構造を組み合わせる把握することの重要性を示している。本分析は、家計調査と労働力調査を統計的データマッチングにより統合することで、既存の単独統計では把握が困難であった所得、就業構造及び資産・負債構造を同時に考慮した家計耐性の分析を可能とし、複合マクロショックが家計へ及ぼす影響をより多面的に評価する分析枠組みを提示した点に意義がある。

なお、本分析は、設定したマクロショックに基づくシナリオ分析であり、将来の経済環境を予測するものではない。また、本分析で用いた統計的データマッチングは、個々の世帯を再現するものではなく、共通概念変数を条件とした統計的依存構造を再現することを目的としている。

今後の課題としては、住宅ローンの契約条件や金融資産の構成をより詳細に反映した分析、ライフサイクル要因を考慮した家計耐性の評価に加え、時系列的な依存構造を考慮したコピュラモデルへの拡張が挙げられる。

以 上

付表 就業構造類型の定義

本分析では、世帯の就業構造を表す変数 Z を、世帯主及び配偶者の就業状態を組み合わせで構築した。まず、労働力調査と家計調査で異なる分類体系から、労働市場における位置付けを意味する5つの共通就業類型を構築した（下図A. 1）、その上で世帯主と配偶者の就業類型を組み合わせで世帯レベルの就業構造類型を定義した（下図A. 2）。

労働市場における位置付けには、組織における役割（正規・役員・経営者か、自営業か、周辺雇用か等）と雇用の安定性（正規・役員と、パート・派遣・契約等）の双方を考慮した。

A. 1 家計調査及び労働力調査における個人就業類型の対応

共通就業類型	家計調査	労働力調査
中核雇用・経営	民間職員、官公職員、法人経営者	正規の職員・従業員、役員
自営業	商人及び職人、個人経営者、自由業者、家族従業者	雇用者有り／無し自営業主、家族従業者
周辺雇用	常用労務作業者、臨時及び日々雇労務作業者、農林漁業従事者、その他	パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、内職等
非就業	無職	就業者以外
不明	記入なし・欠損	不詳

（備考）労働力調査欄の括弧内は、当該就業類型に典型的に含まれる職業分野の例を示したものであり、分類基準そのものではない。

A. 2 世帯レベル就業類型（図表1の再掲）

就業構造類型	定義
配偶者なし	配偶者が存在しない世帯
世帯主非就業	世帯主が非就業又は就業状態が不明である世帯
中核雇用・経営・共働き	世帯主が中核雇用・経営職であり、配偶者も就業している世帯
中核雇用・経営・片働き	世帯主が中核雇用・経営職であり、配偶者は非就業である世帯
自営・共働き	世帯主が自営業であり、配偶者も就業している世帯
自営・片働き	世帯主が自営業であり、配偶者は非就業である世帯
周辺雇用・共働き	世帯主が周辺雇用であり、配偶者も就業している世帯
周辺雇用・片働き	世帯主が周辺雇用であり、配偶者は非就業である世帯
その他	主として就業情報が不明な場合

（備考）共働きは、配偶者が就業している場合を示し、片働きは、配偶者が非就業である場合を示す。配偶者が存在しない世帯は独立した類型として扱う。また、「その他」は就業情報が不明である場合などに対応する残余カテゴリーであり、分析上の主要な就業構造類型には含めない。

参考文献

- D'Orazio, M., Di Zio, M., & Scanu, M. (2006). *Statistical Matching: Theory and Practice*, Wiley, New York.
- Hoff, P. D. (2007). Extending the Rank Likelihood for Semiparametric Copula Estimation, *Annals of Applied Statistics*, **1**, 265–283.
- Nelsen, R. B. (2006). *An Introduction to Copulas* (2nd ed.), Springer-Verlag, New York.
- Rässler, S. (2002). *Statistical Matching: A Frequentist Theory, Practical Applications, and Alternative Bayesian Approaches*. Springer-Verlag, New York.
- Sklar, A. (1959). *Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges*. Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris, **8**, 229–231.