

家計の支出選好と新しいマクロ計量モデルの構築

尾 崎 タイヨ

要 旨

本マクロ計量モデルは、従来とは異なり、AIDS 効用関数を援用し家計の支出選好を内生化したモデルである。所得階級ごとに一般財・必需品・預貯金間の可変なシェア関数を定式化し、固定的な限界消費性向を前提としない、構造変化を柔軟に反映できるモデルを開発した。この分析では、家計の預貯金に対する所得弾力性は非常に高く、例えば、2020 年春に実施された特別定額給付金は「消費よりも預貯金に向った」状況をモデル上で追認できた。

1. はじめに

従来、多くのマクロ計量モデルは、分析の枠組みや構造式が構造変化に対応出来ないだけでなく、ミクロ分析的な最適化行動に裏付けられておらず ad hoc であるという批判に晒されてきた。よく知られている Lucas (1976) の批判以降さまざまな改良が試みられ、rational expectation をコアとする期待の導入、GMM (Hansen (1882)) など推定方法の改良、短期需要と長期的・理論的均衡を整合的に扱う error correction model (Davidson, Hendry et al (1978)) の開発など重要な発展が見られた。しかしながら、経済主体の最適化行動を明示的に扱うという点では充分ではなく、今日では DSGE モデルがマクロ計量分析の主流となった感がある(加納 (2014) を参照)。また、特に支出選好の分析では消費性向の低下やゼロ金利下での予備的貯蓄動機、資産選択の分析など、大規模で精緻なパネル分析が大きな役割を果たしてきた(宮永 (2002), 村田 (2003), 木成・筒井 (2009) を参照)。しかしながら、モデルのデータフィットやシミュレーションの容易さが必須要件である現実の政策評価では依然として伝統的なマクロ計量モデルが必要であり、これらでは消費関数や投資関数など最適化行動を背景にしながらも経験的に導出される構造式が今日でも一般的に用いられている。

家計の意思決定では Life Cycle, Permanent Income Hypotheses (PIH) に見られるように家計の動学的最適化から導かれる構造式が多く用いられているが、マクロ計量モデルでは効

用関数を基礎とする性質の異なる財・サービスへの支出選好が内生化する例はない。岩本(2010)に詳細なサーベイがあるが、支出選好や資産選択はパネル分析の領域として主に扱われている。本モデルではこの状況を改善するために、家計における消費支出と預貯金についての選好関係を効用最大化から求め、最適化行動を実証的なマクロ計量モデルに直接導入することを試みる。

以上みた課題とは別に、このモデルで留意するのは世帯が家計の中で果たす役割についてである。このモデルでは代表的な消費主体は個人ではなく世帯としている。通常のマクロ計量モデルでは、消費関数は集計された消費支出か、1人当たり消費支出について定式化するが、消費は世帯属性によって大きく異なることが知られており、世帯単位の消費構造をできるだけ反映することが望ましい。

また、家計は消費主体として機能するだけでなく、労働供給主体でもある。多くのモデルで労働供給は賃金、労働力人口の増加関数として「簡便」に扱われる傾向がある(内閣府(2018)など)が、これでは近年の実質平均賃金の低下と雇用増加を明確に説明できない可能性がある。労働供給は個人動機としての賃金だけではなく、世帯の収入期待に依存する。主婦など世帯主以外の就業や高齢者再就職が雇用増加の主要部分となっている事を考慮し、労働供給のメカニズムを精細化する。

2. モデルの全体構成と家計の最適化行動

2.1 モデルの全体構成

このモデルでは主な経済主体を家計、企業、マクロという3ブロックに分ける。家計における効用最大化を明示的に含むことが最大の特徴である。

家計では所得階級ごとに可処分所得制約の下、世帯当たり支出を一般財支出($k=1$)、必需品支出($k=2$)、預貯金($k=3$)間の支出選好問題として扱い、AIDSモデルを援用して各費目の需要を推定する。その基礎となる世帯収入は主に世帯主の俸給収入、その他の有業者の俸給収入からなるが、前者は企業の一般従業者賃金、後者はパート従業者賃金に依存する。また、家計における労働供給は世帯内有業人員の変化を通して把握できるが、有業人員は世帯収入に依存する。家計で集計された世帯消費支出はSNAの民間最終消費支出に連動する。

(家計)

所得階級 ($i = 1, \dots, 5$) ただし、無職 ($i = 6$) は別に扱う

一般財支出 $k = 1$, 必需品支出 $k = 2$, 預貯金 $k = 3$ (以下同様)

$$s_{ik} = f_{ik}(HYDE_i, p_{CNS}, p_{CC}, p_{CN}, p_{SA}) \quad i = 1, \dots, 5, k = 1, 2$$

$$s_{i1} + s_{i2} + s_{i3} = 1$$

$$HCNS_{ik} = s_{ik} \cdot HYDE_i$$

$$HYDE_i = HY_i - (HCTAX_i + HCPENS_i)$$

$$HY_i = HYM_i + HYS_i + HYZ_i + \Delta S_i$$

$$HYM_i = f_i(W_1)$$

$$HYS_i = f_i((HNN_i - 1) \cdot W_2)$$

$$HNN_i = f_i(HY_i)$$

$$LSUP = \sum HH_i \cdot HNN_i$$

(家計とマクロ・リンク)

$$CNSV = \sum_i \sum_k (HCNS_{ik} \cdot HH_i) + CNSI$$

$$LF = f(LSUP)$$

ここで、 s 各支出の可処分所得に対するシェア、 $HYDE$ 世帯可処分所得、 HY 世帯実収入、 p_{CNS} 消費者物価指数、 p_{CC} 一般財価格指数、 p_{CN} 必需品価格指数、 p_{SA} 預貯金価格指数、 $HCNS$ 世帯消費支出、 $HCTAX$ 世帯直接税負担、 $HCPENS$ 世帯社会保険料負担、 W_1 一般従業者賃金、 W_2 パート従業者賃金、 HYZ その他収入、 $\Delta S (i = 6)$ 預貯金取り崩し、 HNN 世帯有業人員、 HH 全国世帯数、 $LSUP$ 家計労働供給、 $CNSI$ 帰属家賃 (SNA) である。

一方、企業では製造業・非製造業別に一般従業者・パート従業者の雇用、賃金、及び、新規設備購入を決定する。雇用は賃金水準、労働装備率等の関数である。一方、賃金は期待物価、失業率、最低賃金などマクロ経済環境に依存する。企業における雇用、賃金の決定は人件費、キャッシュフローに影響すると同時に、家計における世帯実収入を決定する。企業の新規設備購入の決定は加速度モデル援用し、生産・販売額の階差、実質利子率やキャッシュフローを説明変数としている。各産業の新規設備の合計が SNA の民間企業設備に連動する。

(企業)

製造業 $j = 1$, 非製造業 $j = 2$, (以下同様)

$$X_j = f_j(VAD_j, MAT_j)$$

$$HC_j = N_{1j}W_{1j} + N_{2j}W_{2j} + HCS_j$$

$$W_{1,j} = f_j(p^E, ur)$$

$$W_{2,j} = f_j(W_{MIN}, ur)$$

$$N_{1,j} = f_j(W_{1,j}/p_{GDP}, KK_j)$$

$$N_{2,j} = f_j(W_{2,j}/p_{GDP}, KK_j)$$

$$\frac{DK_j}{p_{IF}} = f_j\left(\frac{\Delta X_j/p_{IF}}{KK_{j-1}}, \frac{VAD_j - HC_j}{p_{IF}}, (r - \dot{p}_{IF})\right)$$

(企業とマクロ・リンク)

$$VAD_j = R^{-1}(CNSV \text{ IFV } \dots)'$$

$$IFV = \sum DK_j$$

ここで、 X 生産販売額、 VAD 付加価値額、 HC 人件費、 N_1 一般従業者、 N_2 パート従業者、

W_1 一般従業者賃金, W_2 パート従業者賃金, W_{MIN} 最低賃金, HCS 厚生費, ur 完全失業率, KK 資本ストック, DK 企業新設設備費, R^{-1} 産業連関表付加価値誘発係数表, r 長期金利, IFV 名目企業設備 (SNA) である。

(マクロ)

$$GDP = CNS + CG + IF + IH + IG + EX - IM$$

$$GDPV = CNSV + CGV + IFV + IHV + IGV + EXV - IMV$$

$$GDPV = GDP \cdot p_{GDP}$$

$$EX = f(WT, fxr, p_{EX}/p_{WORLD})$$

$$IM = f(GDP, fxr, p_{IM}/p_{WORLD})$$

$$p_{IF} = f(W_1, ur, p_{IM})$$

ここで, GDP 実質国内総生産, CNS 実質家計消費支出, CG 実質政府消費支出, IF 実質企業設備, IG 実質政府固定資本形成, EX 実質輸出, IM 実質輸入, 各変数の $\dots V$ は名目値, fxr 円ドル為替レートである。

家計から受け取る民間消費支出と企業から受け取る民間企業設備はマクロブロックの GDP を変化させるが, これらはモデル解法では「企業付加価値合計が GDP と等しい」ように制約を置く。

2.2 家計における最適化の方法

金融リスク資産・預貯金の純増を含む多費目「消費・支出」需要の決定は, 一般的には一定の制約条件下で効用関数を最大化するような条件式から, マーシャル型の需要関数または, 要素シェアを導出することができる。これにより, 例えば消費支出は固定した限界消費性向を前提とせず, 所得や相対価格の変化を反映してシェアが変化し, 各々のレベル変化を表現することができる。

多くのタイプの効用関数が提唱されているが, 代表的な例では Stone (1954) による Leontief 型の線形支出体系 LES 効用関数 (Linear Expenditure System) は最も古いものであるが, 要素の加算的な分割可能性があり, 実用上大きな利便性がある。企業の費用最小化問題では Cobb-Douglas 関数は今日も生産関数の標準として利用される。その他にも CES 関数や Translog 関数が多用され, 要素代替を取り入れた実証分析の定式化に利用されている。これらの特性や状況は木下・根本・北阪 (1993), 中西 (2015) に詳しい。

ここでは近年研究が進んでいる, 制約条件の少ない関数形式として Deaton and Muellbauer (1980) によって提唱された AIDS 効用関数 (Almost Ideal Demand System) を採用する。効用関数から需要関数の導出に関する理論展開は Barnett and Selretis (2008), Ochmann (2013) や, 牧 (2007), 阿部 (2018) に詳しい。実証分析はまだ少数であるが, パネル分析による消費選好や金融資産選好の分析などに利用される例が見られ, 牧 (2007), Oya (2008) な

どの例がある。特に、牧 (2007) では時系列データへの拡張を含む多くの実証分析例が示され有用である。

近年では、この形式の動学化への拡張である QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) が提唱されており、Banks and Blundell (1997), Yohanes et al. (2017) が参照できる。また、内閣府 (2019) ではこの拡張モデルを使って相対価格変化が消費需要に与える変化などを推定している。このような拡張は重要であるが、推定上の困難さから本分析では考慮できていない。

AIDS 効用関数の定式化は通常、費用関数から出発して、間接効用関数を定義する。費用関数は次の通りである ($i = 1, 2, \dots, n$)。

$$\ln C(u, p_1, \dots, p_n) = \alpha_0 + \sum \alpha_j \ln p_j + \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \beta_0 u \prod_i p_i^{\beta_i}$$

ここで、 $C(u, p_1, \dots, p_n)$ は費用関数、 p_i を要素価格、 u を間接効用関数とする。

この費用関数から間接効用関数 u を定義するが、均衡状態で費用 $C(u, p_1, \dots, p_n)$ が産出 y に等しいことを考慮すると、

$$\begin{aligned} u &= (\ln y - \alpha_0 - \sum \alpha_j \ln p_j - \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j) / \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \\ &= \phi(y, p_1, \dots, p_n) \end{aligned}$$

ここで、Roy's Identity (ロアの等式)、すなわち、 $x_i = -\frac{\partial \phi}{\partial p_i} / \frac{\partial \phi}{\partial y}$ を援用すると、マーシャル型需要関数は次のようになる。下の $\ln P$ はいわゆる Translog 型価格指数である。この需要関数は回帰によってパラメータの推定が可能である。

$$\begin{aligned} x_i &= y \frac{1}{p_i} \left(\alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{y}{P} \right) \\ w_i &= \frac{x_i p_i}{y} \\ \ln P &= \alpha_0 + \sum \alpha_j \ln p_j + 0.5 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \end{aligned}$$

ただし、この価格指数を含む制約の同時推定は難しく、通常は 2 次の項を省略して簡易化し、次の P^* を近似的に第 3 式として利用する (Alston, Foster and Green (1994))。

$$\ln P^* = \sum w_i \ln p_i$$

ここで、 P^* は要素価格 p_i のシェア w_i による加重平均であり、実証上、パラメータの制約を大きく減らすことができる。こういった近似はほとんどの AIDS モデルで利用されるが、上記 Alston, Foster and Green (1994) は、同時に、この近似では、

$$\ln P = \ln P^* + \xi$$

における ξ がコンスタントでなく、需要関数 x_i の推定では一致性を持たない可能性も指摘している。

このモデルにおけるパラメータ制約は次の通りである。

$$\sum_j \alpha_j = 1, \sum_j \beta_j = 0, \sum_j \gamma_{ji} = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

これらのパラメータから導かれる、項目 i に関する支出（所得）弾力性 η_i は

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$$

マーシャル型価格弾力性 ε_{ij} は次のように定義される。

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \frac{d \ln P}{d \ln p_j}$$

ここで、 δ_{ij} は Kronecker delta ($1 : i = j, 0 : i \neq j$) である。 $\frac{d \ln P}{d \ln p_j}$ 項の近似解にはいくつかの方法が提示され、上記 Alston, Foster and Green (1994) では各種シミュレーションの結果、彼らの表記に従えば、下の $\varepsilon_{ij}(LA)$ の精度が高いとしている。ただし、パラメータが n^2 のオーダーで拡大し、実証モデルでは推定が難しいため、本分析ではより簡単な $\varepsilon_{ij}(LA'')$ を採用している。

$$\varepsilon_{ij}(LA) = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \left(w_j + \sum_{k=1}^n w_k \ln p_k (\varepsilon_{ikj} + \delta_{kj}) \right) w_j$$

$$\varepsilon_{ij}(LA'') = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i}$$

これらの弾力性は通常 $\eta \geq 0, \varepsilon \leq 0$ が期待される。また、これら弾力性はシェア変化に伴い変化するが、対象期間の平均シェアで評価することが多い。

3. 家計

3.1 家計の最適化行動

実証的なマクロ計量モデルでは、中核となる消費関数を Life Cycle, Permanent Income Hypotheses (PIH) によって定式化するのが一般的である。我が国の代表的マクロ計量モデルである内閣府短期マクロモデル（内閣府（2018））では、所得および金融資産残高が標準的説明変数である。

また、近年では、長期的、理論的均衡水準からの乖離を修正するプロセスを組み込んだ error correction 型の定式化、いわゆる Hybrid Model と呼ばれるモデルが多くみられる。主要な事例が福山・及川他（2010）で整理されている。

これらのモデルは、理論的背景としては動学的最適化を含むが、家計の効用最大化から、異なる財・サービスへの支出構造が導かれるわけではないため、モデルの中では消費支出の単一構造式のパラメータを推定する形式を取る。このため、構造変化に伴って消費性向が変化する

「パラメータシフト」に対しては依然として対応できないことになる。

貯蓄やリスク資産の選好問題は、消費財を除く各種金融資産のカテゴリの中で、最適ポートフォリオ問題として、多くのマイクロのパネル分析事例がある。また、貯蓄関数については予備的動機や時間選好的動機が預貯金にどのような影響を与えるか、やはりマイクロ分析の枠内で考察されることが多い。例えば、最近の高齢化と貯蓄率の低下について、伊藤・瀧塚他（2017）は、古典的な収益性だけでなく、流動性制約、予備的動機といった家計が抱える様々な制約の重要性に注目している。こういったパネル分析以外の通常のマクロ計量モデルでは預貯金純増と一般の消費財の同時決定を構造式に取り入れるという場合でも、貯蓄関数は分離可能な別のメカニズムとして定義され、家計の効用最大化の条件を含んではいない。

本モデルでは、構造変化に伴う財・サービスの選好関係（支出シェアの変化）を明示的に表現するために効用関数を直接反映したモデルを構築する。通常、消費財・サービスの選好は消費財と各種金融資産の選好とは分離され定式化されるが、ここでは一般消費財、必需品支出と預貯金への支出を効用関数の最適化条件の下で同時決定するモデルを採用する。マーシャル型の需要（シェア）関数を推定し、相対価格や所得変化に伴うシェア変化が消費構造に反映されるようなモデルを構築する。

実際には、家計調査に基づき、所得階級（勤労者世帯）について5階級区分（資料1参照）ごとに、一般財消費支出、必需品消費支出、預貯金（純）という3つの財・サービス（ $k = 1, 2, 3$ ）の相対価格と可処分所得 YD について、次の2つの構造式を推定した。ここで、必需品とは住居費、教育費（授業料、教科書代）、医療費の合計とした。支出弾力性が1を下回るという通常の見解とは異なるが、いずれも税などに準ずる義務的な支出費目と考えられる。

さらに、このモデルでは所得階級によって選好関係を区分している。所得階級によって選好が異なる事が予想されることや、Banks and Blundell (1997) によれば、家計の分析では所得階級によって、需要関数（シェア）の所得弾力性が異なり、AIDSモデルが広範な世帯の支出選好に適応できるとは限らないと指摘していることから、家計を所得階級に分けて分析することが重要と考えられる。

推定式は各所得階級ごとに次の2式を式間のパラメータ制約の下、差分形式の同時方程式として推定している。

$$\begin{aligned}\Delta s_1 &= \alpha_{1,0} + \sum \gamma_{1k} \Delta \ln p_k + \beta_1 \Delta \ln \frac{YD}{p^*} \\ \Delta s_2 &= \alpha_{2,0} + \sum \gamma_{2k} \Delta \ln p_k + \beta_2 \Delta \ln \frac{YD}{p^*} \\ k &= 1, 2, 3 \quad \gamma_{12} = \gamma_{21}\end{aligned}$$

ここで、 s_1 は一般財消費支出 ($x_1 p_1$) の可処分所得 YD に対するシェア、 s_2 は必需品消費支出 $x_2 p_2$ のシェアである。第3財（預貯金）への支出シェアは $s_3 = 1 - s_1 - s_2$ によって定まる。

モデルでは第1, 2式を利用しているが, 参考として預貯金を利用した第1, 3式の結果も示している。

p^* は消費者物価指数, p_1 は一般財物価指数, p_2 は必需品物価指数である。第3の預貯金の価格 p_3 は一般には定義できないが, Barnett (1978, 1982), 小早川 (1993) で示された方法, すなわち, 預貯金を保有することに伴う機会費用として定義する。

$$p_3 = R^B - r$$

ここで, R^B はベンチマーク・レートと呼ばれ, 長期事業債や政府保証債 (10年) など各種長期金融商品の利回りの中で各期最高利回りから成る系列である。 r は定期預金金利である。

また, 各消費支出はここではマーシャル型の需要関数 (シェア) として与えられ, s_i は内生変数であるが, モデルの中では各消費支出のレベルに変換される。

需要関数に預貯金を含めることに伴い, 将来の預貯金の純増が当期の消費に資産効果を持つ点が考えられるが, このモデルでは考慮していない。家計調査データからは世帯消費支出と預金残高に有意な関係が見いだせず (資産効果が負になるなど), 当期の支出選好だけを切り離しているため, 預貯金の将来効果が捨象されており, この点は今後の課題である。

3.2 家計における支出選好の推定結果

パラメータの推定では類似する複数の構造式を一つのシステムとして同時推定した。同時方程式で問題となる構造式間の誤差相関や, 時系列的な誤差分散不均一に対処するため, 推定方法はSUR (Seemingly Unrelated Regression) によっている。推定期間は原則として1998～2018年度である。

近年, 推定方法としてGMMを利用するケースが多いが, 推定量の一致性に優位性があるものの, 必ずしも効率性が高い訳ではない。特に, ファイナルテストの特性 (予測効率) が悪い場合があるのでマクロモデルでは注意が必要である。伴 (1991) では効率性からみて3SLSを推奨するが, GMMと同様, 実証モデルで操作変数を正確に選ぶことは難しく, むしろ3SLSのsimplified formulaであるSURを利用するのが有用である。しかしながら, AIDS需要関数の推定ではAlston, Foster and Green (1994) はSURが一致性を保証しないとしており, これを避けるため階差モデルを採用している。

表3.1に推定結果を示すが, パラメータ間の制約を多数含むため, 自由度の不足や共線性の問題, また階差形式で推定したため, 多くのパラメータは有意ではなく課題を残すもののこれを採用した。

これらの推定されたパラメータを使って, 各種弾力性を計算し, 表3.2, 表3.3に示している。計算式は2.2節で述べた $\varepsilon_{ij}(LA'')$ を用いた。

標準的に想定されるように所得弾力性はプラス, 価格弾力性はマイナスである。所得弾力性

表 3.1 推定結果（一般財消費・必需品消費）

		α_i	β_i	$\gamma_{i,1}$	$\gamma_{i,2}$	$\gamma_{i,3}$	決定係数
第1階級	一般財	0.0036 (0.99)	-0.4513 (-3.33)	-0.5396 (-2.08)	-0.0169 (-0.18)	0.0211 (0.95)	0.51
	必需品	-0.0020 (-1.96)	-0.0913 (-1.88)	-0.0169 (-0.18)	-0.0556 (-0.68)	-0.0126 (-1.94)	0.35
第2階級	一般財	-0.0046 (-0.93)	-0.6257 (-3.38)	-0.7651 (-1.69)	0.0260 (0.28)	0.0198 (0.72)	0.57
	必需品	-0.0016 (-1.23)	-0.0957 (-1.50)	0.0260 (0.28)	-0.0852 (-0.40)	-0.0060 (-0.90)	0.36
第3階級	一般財	-0.0051 (-1.89)	-0.6908 (-4.36)	-0.1740 (-0.76)	-0.0411 (-0.35)	0.0229 (1.35)	0.79
	必需品	-0.0010 (-0.59)	-0.0913 (-0.97)	-0.0411 (-0.35)	-0.0785 (-0.48)	-0.0102 (-1.05)	0.36
第4階級	一般財	0.0001 (0.03)	-0.4580 (-3.24)	-0.4137 (-1.35)	-0.1033 (-2.43)	0.0027 (0.10)	0.63
	必需品	0.0004 (0.80)	-0.0990 (-5.58)	-0.1033 (-2.43)	0.0199 (0.37)	0.0036 (1.11)	0.66
第5階級	一般財	-0.0057 (-2.46)	-0.5660 (-4.52)	-0.4916 (-2.66)	-0.0893 (-1.28)	-0.0049 (-0.33)	0.73
	必需品	0.0006 (0.53)	-0.0936 (-1.00)	-0.0893 (-1.28)	-0.0666 (-0.99)	-0.0088 (1.27)	0.30

(注) 第1式（一般財）と第2式（必需品）を同時方程式として推定、ただし、 $i=1, 2$, $\gamma_{12}=\gamma_{21}$
推定期間は原則 2000~2018 年度、() 内は t 値

表 3.2 所得階級別各種弾力性

	所得弾力性		価格弾力性	
	一般財	必需品	一般財	必需品
第1階級	0.418	0.087	-1.749	-1.556
第2階級	0.169	0.043	-2.063	-1.852
第3階級	0.046	0.087	-1.242	-1.785
第4階級	0.348	0.010	-1.575	-0.801
第5階級	0.150	0.064	-1.683	-1.666

(注) 弾力性は 2010 年度の一般財、必需品支出平均シェアに基づく

表 3.3 参考：一般財消費・預貯金を利用した結果

	所得弾力性		価格弾力性	
	一般財消費	預貯金	一般財消費	預貯金
第1階級	0.498	2.153	-1.718	-1.064
第2階級	0.183	3.966	-0.825	-1.124
第3階級	0.194	3.711	-1.010	-1.016
第4階級	0.195	4.304	-1.360	-0.901
第5階級	0.154	3.779	-1.108	-1.004

(注) 弾力性は 2010 年度の消費、預貯金シェアに基づく

については、どの所得階級も消費支出への弾力性は一般に低く、特に必需品支出の弾力性は 0.1 以下でかなり低い。本分析ではこの推定結果をモデルの構造方程式として採用している。

一方、参考表に掲げたように、第 1, 3 式から別に推定した預貯金への所得弾力性をみると非常に高い事が分かる。1%の所得増加に対して、預貯金への支出シェアは約 3~4%程度増加し、預貯金の選好度合が非常に高いことを示している。

一方、価格弾力性はほとんどのケースで -1.0 前後であり、安定して計測された。これらから見ると、所得が増加したとき消費支出は大きく変化せず、預貯金へシフトが生じることが想

定される。

所得弾力性が中間所得階級で低く概略U字型となっている。所得変化に対して中間所得階級は最も硬直的であることをうかがわせる。

AIDS モデルによる我が国の計測結果はほとんど見られないが、牧(2007)では消費支出の所得弾力性が0.7~1.2, 価格弾力性は-0.4~-2.0程度と推定している。内閣府(2019)ではモデルが異なり, QUAIDSによる例であるが, 所得弾力性が一般消費財では0.7, 耐久消費財では2.9, 価格弾力性は-0.8~-1.2程度と推定している。これらの研究では預貯金に対する評価は含まれない。

3.3 家計における労働供給

労働供給関数は内閣府(2018)に見られるように, 多くの場合, 賃金 W と高齢化 ($POP65/POP$) 等の簡単な定式化を採用する。しかしながら, この定式化は近年の実質賃金低下と雇用増加のメカニズムを説明するのに十分ではなく, 世帯要因を加えることが望ましい。

本分析で用いた家計調査では各世帯における有業人員 HNN を調べている。これは勤労者世帯では平均1.77人(2018年度)であるが, 世帯主以外の有業者はパート主婦, 高齢者の再雇用が中心である。賃金が低迷する中, 世帯収入を維持するためこれらの人々の労働力率が上昇している。世帯収入の増加が期待できるとき有業人員は増加し, この合計は社会全体の労働供給増加となる。

一般にパート労働, 高齢者再雇用労働の賃金は低く, これら労働の増加は平均賃金を押し下げる可能性があるが, その場合でも, 世帯収入としてはプラス効果を持つ。平均賃金と雇用の関係を考えるとき, パート労働者数は全体の40%程度に増加しているが, 賃金は一般従業者の1/3程度であり, これらを考慮する分析が必須である。

本モデルではまず, 家計収入 Y を世帯主(一般従業者)による収入 Y_1 と, 世帯主以外の有業人員 ($HNN-1$), この多くはパート労働であるが, その収入 Y_2 に分割する。労働供給を直接賃金の関数とするのではなく, 賃金変化→家計収入変化→有業人員の変化という経路に詳細化している。

$$Y_i = Y_{1,i}(W_1) + Y_{2,i}((HNN_i - 1) \cdot W_2)$$

$$\ln HNN_i = \alpha + \beta \ln \left(\frac{YD_i}{p_{CNS}} \right) + \gamma \ln \left(\frac{POP65}{POP} \right) + Dummy$$

$$HNSUP = \sum_{i=1}^6 (H_i \cdot HNN_i)$$

$$LF = f(HNSUP, LF_{-1})$$

$$i = 1, \dots, 6$$

ここで, Y 世帯実収入, YD 可処分所得, W_1 一般従業者賃金, W_2 パート従業者賃金, HNN 世帯の有業人員, H 世帯数, LF 労働力人口 $POP65/POP$ 高齢者比率である。

表 3.4 有業人員

	α	β	γ	決定係数
第1階級	-0.7508 (-1.441)	0.1198 (1.749)	0.8584 (8.141)	0.860
第2階級	-0.8621 (-1.192)	0.1403 (2.845)	0.7531 (9.277)	0.908
第3階級	-2.0921 (-4.670)	0.2902 (5.340)	0.6992 (8.516)	0.895
第4階級	-4.2636 (-4.732)	0.5517 (5.235)	0.3450 (2.597)	0.683
第5階級	-0.4234 (-0.310)	0.1234 (0.809)	- (-)	0.375
第6階級	-8.0825 (-2.573)	0.8660 (2.167)	2.1453 (6.125)	0.722

(注) 推定期間は 2010～2018 年度, () 内は t 値

表 3.4 から見ると, 可処分所得の有業人員に対する弾力性は所得階級が上がるほど大きくなる傾向があり, 低所得層よりも中堅所得層で高い。ただし, 最も富裕な第 5 階級 (平均年収約 1200 万円) では弾力性がかなり低い。この階級では「働きがい」など所得以外の就業動機が比較的強いと考えられる。夫の収入が高ければ妻の就業率が下がる経験則, いわゆる「ダグラス・有沢の法則」が働いている。低所得階級でも弾力性が低いが, これは若年層が多く世帯人数が少ないため供給余力がないことを反映している。第 6 階級 (無職世帯) では全有業人員がパート従業者と見なしている。なお, 第 5 階級では構造式のフィットが悪く, 一部説明変数を除いて式を推定している。

4. 企業

4.1 設備投資

本分析では投資関数は資本コストとしての実質長期金利を含む一般的な加速度型モデルを採用している。説明変数の 1 つに企業のキャッシュフローを用いているが, 付加価値から人件費を除いた額 (経常利益と減価償却費) を利用している。これにより, 企業の雇用政策の変化が投資に波及するプロセスを考慮できる。減価償却費をキャッシュフローに含めるのは, 当期の設備投資の費用化は多くの企業で「減価償却費の枠内」という予算シーリングに規制されるため, 減価償却費が投資規模を制約するのが一般的であるためである。この点の重要性は高見 (2006) や黄・渥美・村上 (2014) などに詳しい。

投資関数は次のように定式化される。

$$\frac{KD_j/p_{IF}}{K_{j-1}} = \alpha + \beta \left(\frac{\Delta(X_j/p_{IF})}{K_{j-1}} \right) + \gamma \left(\frac{(VAD_j - HC_j)/p_{IF}}{K_{j-1}} \right) + \delta(r_{LONG} - \dot{p}_{IF}) + Dummy$$

$$K_j = \rho K_{j-1} + KD_j/p_{IF}$$

ここで, KD 企業新設設備額, X 生産・販売額, HC 人件費, r_{LONG} 長期金利, K 土地を除く有形固定資産 (実質) である。

表 4.1 設備投資

	α	β	γ	δ	決定係数
製造業	0.0002 (1.853)	0.0736 (5.425)	0.8014 (2.990)	-0.0033 (-3.478)	0.689
非製造業	0.0001 (2.949)	0.0400 (3.336)	0.7754 (5.321)	-0.0007 (-1.463)	0.788

(注) 推定期間は 1998~2018 年度, () 内は t 値

推定結果は表 4.1 に示す通りである。新設設備に対するキャッシュフローの弾力性は生産・販売額の変化よりも大きく、また、製造業・非製造業間の差はみられない。

ちなみに、法人企業統計調査データから設備投資に該当するデータとして新設設備額と有形固定資産（土地を除く）の純増を利用できるが、SNA の名目民間企業設備（IFV）との相関が高いのは新設設備額である。しかしながら、KD データの変動がやや大きく、フィットが悪く課題を残している。

4.2 雇用

雇用関数は多くのマクロ計量モデルでは生産額、生産技術を前提として次のように導出される。雇用 L と資本 K の技術的關係を決定するため、1 次同次の関数 $Y = F(L, K)$ を前提とすると、

$$Y/K = f(L/K)$$

となる。両辺に K を乗じ、 L で微分すると次式を得る。

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{\partial}{\partial(L/K)} f\left(\frac{L}{K}\right)$$

さらに労働の限界生産物を賃金 W に等しいとすると次式を得る。

$$L = K \cdot g(W)$$

ここでは、主要な説明変数を賃金とし、製造業・非製造業別に各従業者を一般従業者 N_1 とパート従業者 N_2 に区分するため、4 つの構造式を推定する。

$$\ln\left(\frac{N_{m,j}}{K_j}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{W_{m,j}}{P_{GDP}}\right) + \gamma \ln\left(\frac{N_{m,-1,j}}{K_{-1,j}}\right) + Dummy$$

ここで、 $j = 1$ 製造業、 $j = 2$ 非製造業、 $m = 1$ 一般従業者、 $m = 2$ パート従業者、 $N_{m,j}$ 産業別一般・パート別従業者数、 $W_{m,j}$ 産業別一般・パート別賃金である。

表 4.2 従業者数

一般従業者 N1	α_i	β_i	γ_i	決定係数
製造業	-8.384 (-5.16)	-0.227 (-1.53)	0.346 (2.80)	0.99
非製造業	-6.838 (-5.65)	-0.388 (-1.67)	0.493 (5.75)	0.97
パート従業者 N2	α_i	β_i	γ_i	決定係数
製造業	-11.810 (-7.09)	-0.388 (-3.49)	0.257 (2.41)	0.96
非製造業	-5.455 (-2.25)	-0.665 (-0.63)	0.683 (3.87)	0.92

(注) 推定期間は 1998~2018 年度、推定方法は同時方程式 SUR, () 内は t 値

また、雇用者、就業者総数は次の通りである。

$$LE = \sum_{j=1,2} \sum_{m=1,2} N_{j,m}$$

$$LW = LE + LNE$$

ここで、 N_1 一般従業者、 N_2 パート従業者、 LE 雇用者、 LW 就業者、 LNE 個人事業者等（外生）である。

表 4.2 に示す推定結果から見ると実質賃金の上昇に対して全ての産業、従業上の地位についてもパーシャルな効果として雇用は減少する。その弾力性は非製造業で大きく、特にパート従業者に対する影響が大きい。非製造業のパート従業者は規模が大きい上、賃金上昇によって削減される可能性が最も高い。

4.3 賃金

賃金は企業固有の条件があるものの、個別企業にとっては外部環境としての性格が強い。一般従業者とパート従業者では賃金水準が大きく異なり、別の定式化が必要である。ここでは、製造業・非製造業別に、一般従業者賃金、パート従業者賃金を決定するため、4本の構造式を推定する。

一般従業者賃金はインフレ予想、労働の需給ギャップである失業率などが重要な説明要素となる。インフレ予想については適応的期待を仮定し、その変化率が過去の平均変化率に依存するとした。

一方、パート従業者賃金 W_2 はこれとは異なり、最低賃金 (W_{MIN}) の関数としている。平均賃金と最低賃金の間には強い内生性が指摘されている（玉田（2009））が、これを考慮した推定が必要であり、ここでは誤差項の自己回帰型の定式化で対処している。

実際の推定は次式による。

$$\ln W_1 = \alpha_1 + \beta_1 \ln p^E + \gamma_1 \cdot ur_{-1} + Dummy$$

$$\ln p^E = 0.617 + 0.866 \ln p_{GDP,-1}$$

$$\ln W_2 = \alpha_2 + \beta_2 \ln W_{MIN} + AR(1) + Dummy$$

ここで、 W_1 一般従業者賃金、 W_2 パート従業者賃金、 W_{MIN} 最低賃金（時給）、 p^E 期待物価、 ur 失業率であり、 $AR(1)$ は誤差項の1階の自己回帰を表している。推定結果は表 4.3 に示す通りである。

表 4.3 賃金

一般従業者賃金 W_1	α_1	β_1	γ_1	決定係数
製造業	2.962 (7.67)	0.187 (2.189)	-0.024 (-5.86)	0.83
非製造業	1.525 (8.59)	0.484 (12.406)	-0.014 (-7.51)	0.87
パート従業者賃金 W_2	α_2	β_2	決定係数	
製造業	0.563 (0.90)	0.285 (3.028)	0.94	
非製造業	0.750 (7.16)	0.226 (14.23)	0.93	

(注) 推定期間は 2000~2018 年度、() 内は t 値

一般従業者賃金では非製造業の賃金が物価上昇に敏感に反応する。また、失業率の上昇は賃金を低下させ、推定上の有意性が高い。一方、パート従業者の賃金は最低賃金の変化に対して比較的弾力的である。これは最低賃金（時給）が上昇しても、月間労働時間が調整されることや、税・保険制度の「年収の壁」があるため、賃金総額（月額）があまり変化しないことを反映しているためと考えられる。

4.4 企業付加価値と最終需要、生産・販売額

分配から見た産業別の付加価値は、SNA から見た消費支出などの需要項目・種類と直接リンクしないため、本モデルでは最終需要 F がどの産業の付加価値 VAD に帰着するかを定義する必要がある。ここでは短期的にはその関係が技術的に一定と仮定し、産業連関表の付加価値誘発計数表（5年ごとに公表される係数を内挿して各年の変換表を推定した）を利用し産業別付加価値に再編した。ただし、誘発係数表では付加価値項目は詳細ではなく、また、輸入は含まれない。公表項目は名目消費支出 $CNSV$ 、名目民間固定資本形成 IFV 、名目公的資本形成 IGV 、名目公的消費支出 GCV 、名目輸出 EXV の5項目 ($n = 1, \dots, 5$) である。

本分析では次のような最終需要行列、変換行列を定義し、製造・非製造業別付加価値を計算した。消費支出、企業設備の変化は企業付加価値の変化に等しく、モデル解法では制約を受ける。

$$F = (CNSV \quad IFV \quad IGV \quad GCV \quad EXV)'$$

$$(R_{nj}) = (C_{nj}) \times \begin{pmatrix} F & O \\ O & F \end{pmatrix}$$

$$VAD_j = f_j \left(\sum_{l=1,10} R_{lj} \right)$$

$$j = 1, 2 \quad n = (1, \dots, 5) \times 2$$

ここで、 F 最終需要行列、 C_{nj} 付加価値誘発係数行列、 R_{nj} 集計用変数、 VAD_j 産業別付加価値（法人企業統計ベース）である。

次に、付加価値に対応する生産額を決定するため、定義的な Leontief 型の線形関数を利用している。生産・販売額 X_j は次のように定義される。

$$X_j = MAT_j + VAD_j$$

$$MAT_j = f(X_j, p_M)$$

ここで、 $j = 1$ 製造業、 2 非製造業、 MAT_j 原材料・中間投入

また、中間投入 MAT_j は簡単に生産・販売額 X と輸入価格 p_M の関数とした。

5. マクロ

5.1 GDP バランス

GDP は次の通り定義される。

$$\begin{aligned}
GDP &= CNS + IF + IH + GC + GI + EX - IM \\
GDPV &= CNSV + IFV + IHV + GCV + GIV + EXV - IMV \\
&= CNS \cdot p_{CNS} + IF \cdot p_{IF} + IH \cdot p_{IH} + GC \cdot p_{GC} + GI \cdot p_{GI} + EX \cdot p_{EX} - IM \cdot p_{IM}
\end{aligned}$$

ここで、 CNS 実質民間最終消費支出、 IF 実質民間企業設備、 EX 実質輸出、 IM 実質輸入、 IH 実質住宅投資（外生）、 GC 政府消費支出（外生）、 GI 政府固定資本形成（外生）である。また、名目 $GDPV$ は、実質値に各デフレーターを掛けたもので、 p_{IH} 、 p_{GC} 、 p_{GI} は外生である。

5.2 家計・企業データとマクロ変数とのリンク

(1) 世帯消費支出と民間最終消費支出

家計調査の世帯消費支出には帰属家賃という概念が含まれないため、一旦、帰属家賃を除く民間最終消費支出とリンクし、その後、帰属家賃（外生）を加えて民間最終消費支出とした。

$$\begin{aligned}
\ln(CNSXV) &= \alpha + \beta \left(\sum_{i=1}^6 H_i \cdot (HCC_i + HCN_i + HCZ_i) \right) + \gamma \ln(CNSXV_{-1}) \\
CNSV &= CNSXV + CNSHV \\
CNS &= CNSV / p_{CNS} \cdot 100
\end{aligned}$$

ここで、 $CNSXV$ は SNA における帰属家賃を除く名目民間最終消費支出、 $CNSHV$ 帰属家賃、 H 世帯数、 HCC 一般財消費支出、 HCN 必需品消費支出、 HCZ その他消費支出である。ただし、 $HCC = HCNS_{k=1}$ 、 $HCN = HCNS_{k=2}$ （2.1 節参照）

(2) 法人企業統計新設設備と民間企業設備

企業における新設設備と SNA 名目民間企業設備とのリンクは次の通りである。

$$\begin{aligned}
\ln IFV &= \alpha + \beta \ln(KD_1 + KD_2) + \gamma \ln IFV_{-1} \\
IF &= IFV / p_{IF} \cdot 100
\end{aligned}$$

ここで、 IF 実質民間企業設備、 IFV 名目民間企業設備、 KD_i 製造・非製造業別企業新設設備額（法人企業統計）である。

(3) 雇用の需給

雇用の需給については、家計の有業人員の合計が、マクロの総労働供給に相当する（3.3 節）。また、企業従業者数の合計は雇用者に該当する（4.2 節）。簡単に再録すると次のようになる。

$$\begin{aligned}
HNSUP &= \sum_{i=1}^6 H_i \cdot HNN_i \\
\ln LF &= \alpha + \beta \ln HNSUP + \gamma \ln LF_{-1} \\
LE &= N_1 + N_2 + N_{99} \\
LW &= LE + LNE \\
LUNEMP &= LF - LW \\
ur &= LUNEMP / LF * 100
\end{aligned}$$

ここで、 $HNSUP$ 家計の有業人員の総計、 H 世帯数、 HNN 世帯有業人員、 LF 労働力、 LE 雇
用者数、 LNE 個人事業従業者数、 N_{99} その他従業者数、 LW 就業者数、 $LUNEMP$ 完全失業者
数、 ur 完全失業率である。

5.3 輸出入関数

輸出入については実質輸出 EX を準外生、実質輸入 IM を GDP の関数としている。

$$\ln EX = \alpha + \beta \ln \left(\frac{WTV}{p_{WIMP}} \right) + \gamma \ln \left(\frac{p_{EX}}{p_{WIMP} \cdot fxr} \right)$$

$$\ln IM = \alpha + \beta \ln GDP + \gamma \ln \left(\frac{p_{WEXP} \cdot fxr}{p_{IM}} \right) + \delta \ln IM_{-1}$$

ここで、 WTV 世界貿易（名目ドル）、 p_{WIMP} 、 p_{WEXP} 世界輸出入価格（指数、ドル）、 fxr 為替
レート（円/ドル）である。

5.4 デフレーター

GDP 各需要項目の価格デフレーターは次の通りである。中心となるデフレーターは設備投資デ
フレーター p_{IF} である。説明要因として、賃金水準、輸入物価、需給ギャップ指標として失業率
を取りあげた。 GDP デフレーターは名目 GDP 、実質 GDP から事後的に求められる。

$$\ln p_{IF} = \alpha + \beta \ln W_1 + \gamma \ln p_{IM} + \delta \cdot ur_{-1}$$

$$\ln p_{CNS} = \alpha + \beta \ln p_{IF} + \gamma \ln p_{CNS,-1}$$

$$\ln p_{EX} = \alpha + \beta \ln (p_{WIMP} \cdot fxr) + \lambda \ln p_{EX,-1}$$

$$\ln p_{IM} = \alpha + \beta \ln (p_{WEXP} \cdot fxr) + \lambda \ln p_{IM,-1}$$

$$p_{GDP} = GDPV / GDP \cdot 100$$

ここで、 p_{IF} 設備投資デフレーター、 p_{CNS} 民間消費支出デフレーター、 p_{EX} 輸出デフレーター、 p_{IM} 輸
入デフレーター、 W_1 全産業一般従業者賃金、 ur 完全失業率である。

6. モデルの精度

(1) MAPE

モデルのファイナルテスト（Dynamic Simulation）は2000～2018年度について実施した。
標準解と観測値の誤差を平均絶対誤差率（MAPE）で表6.1に示す。

ここでのMAPE評価はFitting Testではなく、Dynamic Simulationの結果による。このテ
ストでは、 $(T+k)$ 期の各内生変数 \hat{y}_{T+k} は構造式全体の (T) 期予測値 \hat{Y}_T に基づいて $k = 1, 2, \dots, h$ と次々に予測され、予測誤差が全内生変数に波及する。内挿テストではあるがMAPE
が充分小さいことによってモデルのパフォーマンスを比較的正確に評価できる。このモデルで

は主要変数の誤差率は投資関数や失業率で課題を残すものの、ほとんど1~2%程度であり、概ね満足できる水準である。

$$MAPE = 100 \cdot \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|}{h}$$

表 6.1 MAPE (%)

マクロ			家計			企業		
GDP	実質GDP	0.59	HCC1	第1階級消費支出	1.81	E1K0KD	製造業新規設備	7.67
CNS	実質消費	0.78	HCC2	第2階級消費支出	1.76	E2K0KD	非製造業新規設備	5.05
IF	実質投資	2.98	HCC3	第3階級消費支出	1.83	E0K0KD	全産業新規設備	6.36
EX	実質輸出	2.79	HCC4	第4階級消費支出	1.35	E1K0SALE	製造業生産出荷	2.52
IM	実質輸入	2.29	HCC5	第5階級消費支出	2.03	E2K0SALE	非製造業生産出荷	2.27
GDPV	名目GDP	0.94	HCC6	第6階級消費支出	1.75	E0K0SALE	全産業生産	2.56
CNSV	名目消費	0.84	HCCAVRG	平均消費支出	0.75	E0K0N1	一般従業者数	1.80
LE	雇用者	0.83	HY1	第1階級実収入	1.44	E0K0N2	パート従業者数	2.18
LW	就業者	0.58	HY2	第2階級実収入	2.39	E0K0N	全従業者数	1.17
LF	労働力	8.63	HY3	第3階級実収入	2.31	E0K0W1	一般従業者賃金	0.85
RUNEMP	失業率	8.3	HY4	第4階級実収入	1.77	E0K0W2	パート賃金	0.78
PGDP	GDPデフレーター	0.89	HY5	第5階級実収入	1.12	E0K0W	平均賃金	0.54
PCNS	消費デフレーター	0.46	HY6	第6階級実収入	3.52			
PIF	投資デフレーター	0.86	HYAVRG	平均実収入	1.14			
PEX	輸出デフレーター	2.84						
PIM	輸入デフレーター	3.55						

(注) テスト期間は2000~2018年度 MAPEは絶対平均誤差率 (%)

(2) ファイナルテストの結果

主要な変数のファイナルテスト (Dynamic Simulation) の結果、観測値と標準解の推移を図6.1に示す。テストは2000~2018年度の期間とした (図は1995~2018年度)。

7. 新しいモデルの特性

7.1 比較モデルの設定

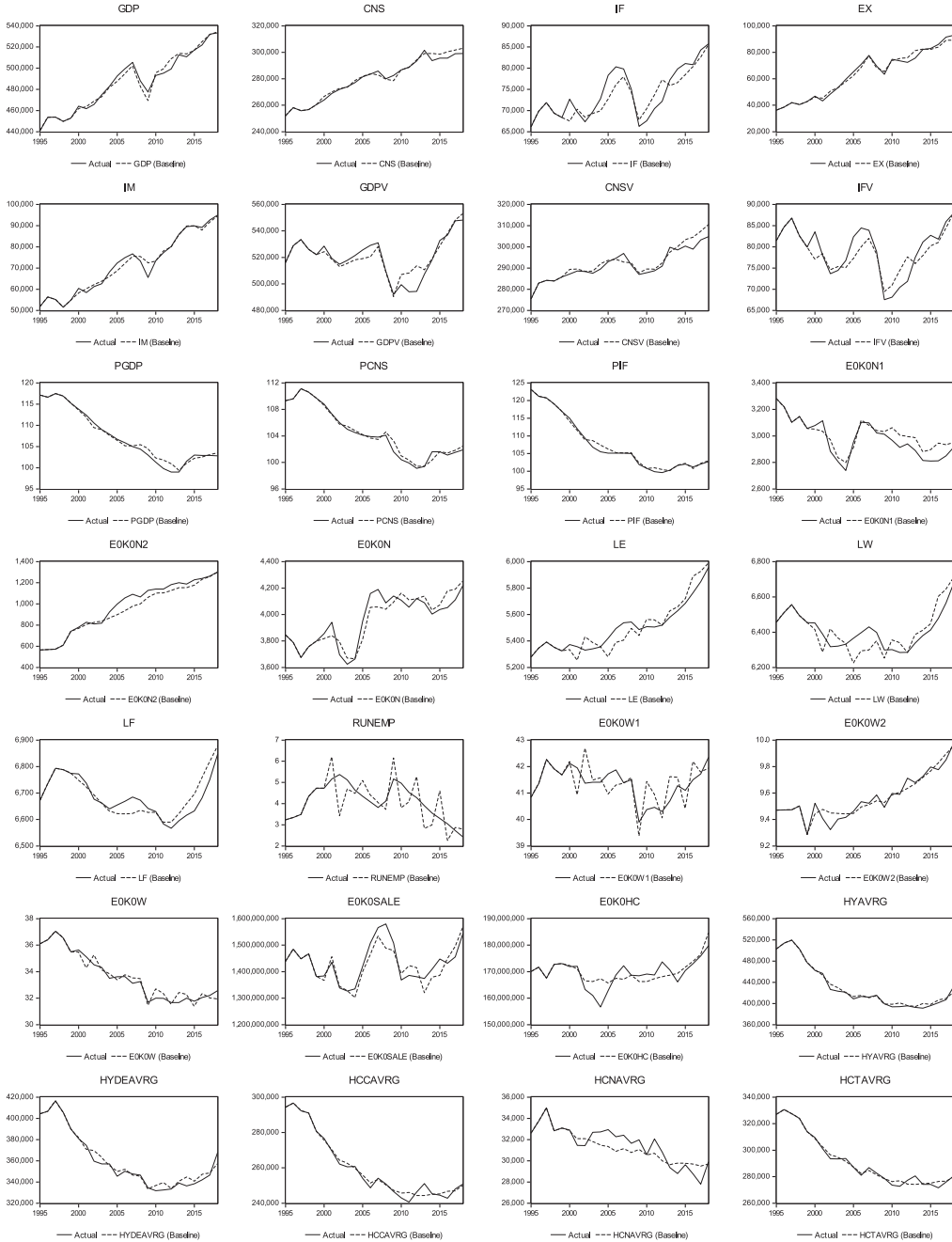
新しいマクロ計量モデルと従来モデルを比較するために、できるだけ枠組みを合わせる必要があるが、モデルタイプの違いを比較するのは難しく、曖昧になることが避けられない。ここでは比較可能なように家計の最適化行動の定式化に留意しながら比較モデルを作成した。

まず、家計について新しいモデルでは所得の消費支出への最適配分が変化するが、従来モデルではパラメータ (限界消費性向) が固定される。比較モデルでは消費関数の定式化の影響を避け、限界消費性向λが固定されるような定式化を選んだ。

所得階級ごとの家計消費支出を hcc_i 、実効可処分所得を yde_i とすると、限界消費性向の平均 $\bar{\lambda}$ は次のようになる。

$$\left(\frac{\partial hcc_i}{\partial yde_i} \right) = \bar{\lambda}_i$$

図 6.1 ファイナルテストの結果



実際のモデルではこれを次式のように変形し、 λ_i を推定することを通じ hcc_i を算出した。

$$\Delta hcc_i = \lambda_i \Delta yde_i + \gamma (trend)$$

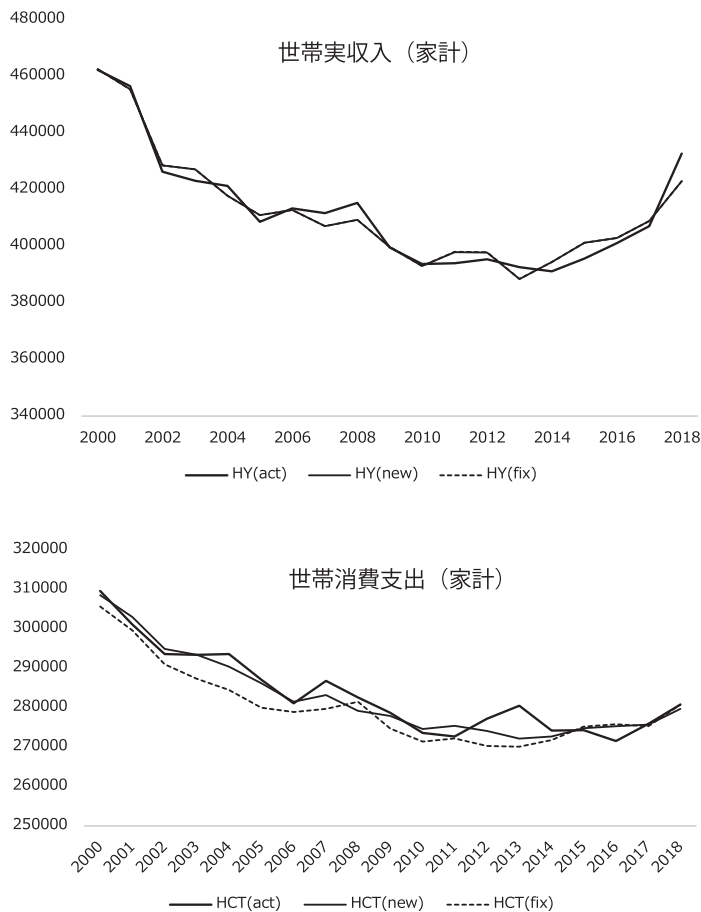
この相違点以外の構造式，定義式は2つのモデルで全く同一である。以下では新しいモデルをNewモデル，比較モデルをFixモデルと表示している。

7.2 モデルの比較

(1) モデルの精度

両モデルのファイナルテストの平均絶対誤差率 (MAPE)，動学特性にはほとんど差がなかった。例えば，世帯実収入，世帯消費支出のファイナルテスト結果を図7.1に示すが，MAPEは世帯実収入では1.14% (New) に対して0.74% (Fix)，世帯消費支出では0.75% (New) に対して1.35% (Fix) など，若干の出入りがあるものの，1%前後の誤差でほぼ同等の精度であった。このため，精度上の誤差を考えずに両タイプを比較することができる。

図7.1 モデルの比較



なお、このモデルは家計の支出選好に効用関数を導入する試みがベースになっているため、モデル構造が複雑になっている。しかしながら、モデルを予測精度面から見ると旧来の Fix モデルとほぼ同等であり、通常のマクロ変数の予測など分析目的によってはより簡単な Fix モデルの方が有用性が高いことに留意する必要がある。

(2) 特別定額給付金と家計行動

2020 年初以来のコロナ禍の下、希有の「社会実験」ともいえる現金給付が 2020 年 5、6 月に実施され、全国民に 1 人当たり 10 万円が支給された。家計における収入増加が消費支出にどのように配分されるか「特別定額給付金」の例を通して分析する¹⁾。

この支給が 1 ヶ月にまとめて支給されたとすると、平均世帯人員（無職を含む単純平均）は 3.28 人であるため、世帯当たり臨時収入は月当たり平均 32.8 万円の増加となる。世帯の可処分所得が同額増加するため、新しいモデルでは支出シェアが変化するが、Fix モデルでは限界消費性向は固定されている。

この結果は表 7.1、図 7.2 に示すとおりであるが、Fix モデルでは当月の消費支出増加は約 9 万 8 千円であるが、新しいモデルでは約 6 万 1 千円余とかなり小さく、給付金の多くは預貯金に回ったことが示される。特に、図 7.3 に示すように、所得階級別に見ると第 2、第 3 所得階級、次いで第 1 階級での差異が大きく、低所得階層での所得弾力性の変化の違いが大きく反映されている。

表 7.1 特別定額給付金の影響（上：実金額（円/月），下：同増加分（円/月））

	Base	New	Fix
消費支出	274631	335768 (50.9)	369309 (51.2)
一般財	244132	296862 (45.0)	326586 (45.3)
必需品	30418	38825 (5.9)	42642 (5.9)
預貯金	56515	323882 (49.1)	352100 (48.8)
合計	331146	659650 (100.0)	721409 (100.0)

	New	Fix
消費支出	61137 (18.6)	97924 (29.8)
一般財	52730 (16.1)	85298 (26.0)
必需品	8407 (2.6)	12626 (3.8)
預貯金	267367 (81.4)	230436 (70.2)
給付金合計	328504 (100.0)	328361 (100.0)

(注) 特別定額給付金は世帯当たり約 32.8 万円増加

1) 本モデルは年度モデルであるが、家計については世帯の平均月データに基づく推定結果を年度換算しているため、家計の月単位の収入変化をシミュレーションすることが出来る。ただし、変化時点を 2010 年度に設定したため、現時点の収入水準とは異なる問題があるが、変化幅や動向は大きく違わないと考えられる。

図 7.2 特別定額給付金の影響

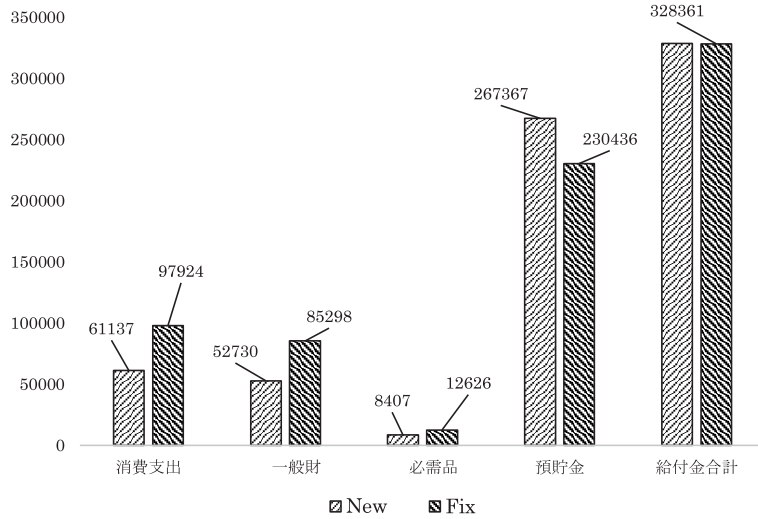
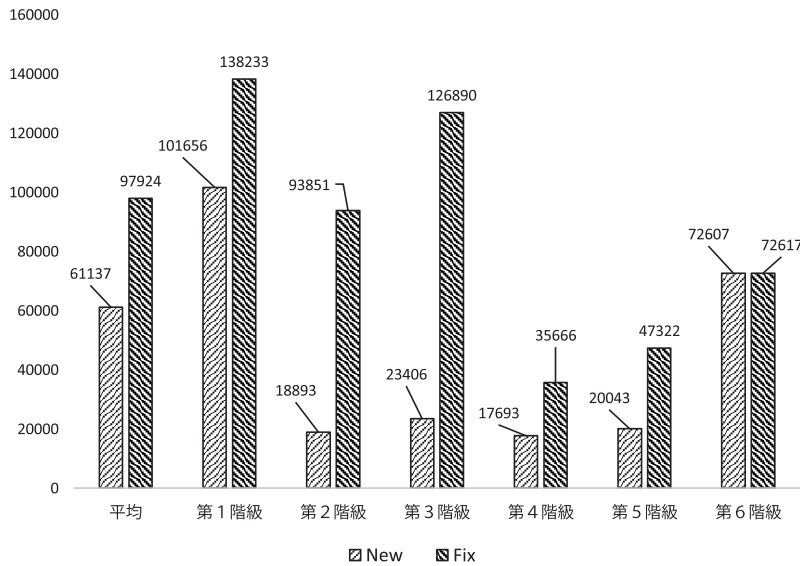


図 7.3 所得階級から見た影響の差異（消費支出）



この分析では、当月の消費押し上げ効果は Fix モデルでは 29.8%、New モデルでは 18.6% である。また、政府公式報告はないが、第一生命経済研究所 (2020) では「6 月単月で判断すると、特別定額給付金の 23.4% が消費支出を押し上げている。5・6 月の支給分を併せて計算すると、この限界消費性向は 19.2% まで下がる」と推定している。また、スマホアプリ「マネーフォワード」の利用者データを使った分析、Kaneda et. al. (2021) ではベンチマークとする支出を累計すると約 16% 消費を押し上げたとしている。これとは別に、2009 年に政府

が実施した「定額給付金」の評価事例を見ると、内閣府（2012）では「消費増加効果は他の月の分も合わせた累積では、受給額の25%に相当する」と推定している。本研究のモデル推計は第一生命経済研究所の調査結果に比較的近い。

先の推定結果で示したように、所得の増加は家計の消費・貯蓄の選好を変化させる。今回の分析では預貯金への支出指向が高まる事が示された。この結果、消費支出の伸びはFixモデルによるよりも小さく推定され、この方が現実に近いと思われる。ただし、動学的構造を充分考慮していないため、数ヶ月の累積効果を加えれば効果は少し大きくなる可能性もある。

8. おわりに

本マクロ計量モデルは、従来のマクロ計量モデルとは異なり、AIDS型効用関数を基礎に家計における支出選好を内生化したマクロ計量モデルである。これにより、例えば、限界消費性向の固定的なパラメータを前提とせず、柔軟に構造変化を分析するモデルが開発できた。

このモデルによると、家計可処分所得の増加は消費を増加させるものの、全体としては支出選好はより大きく預貯金にシフトするような変化をもたらすことが分かった。その変化は所得階級によって異なり、第1所得階級では比較的消費へのシフトが大きいのに対し、上位の階級では預貯金への指向性が高く、特に第2、第3所得階級ではFixモデルとの差が大きく現れた。モデルのファイナルテスト結果がほとんど同一でも、例えば、特別給付金のような外的ショックに対するシミュレーションでは影響がこのように異なることが明らかになった。

効用関数から導かれる各財の需要関数の推定に当たって、パネル分析のような大きな標本が得られず、パラメータの信頼性が充分でない点は大きな課題として残された。また、家計における需要関数の定義について、金融資産をその要素に含めながら当期消費に対する将来資産効果を捨象していること、金融資産の価格を機会費用として定義評価するという方法、AIDSモデルが静学的分析に適しており、マクロモデルへの適応は難しいとされる点など議論の余地があり、ここでの試みはやや試論的であることは否めない。

また、本分析のように2つのモデルを比較する際、モデルの予測精度をモデル作成データ群とは異なる「検証データ」を利用して比較評価するなど、機械学習などで用いられる手法を援用し検証することも今後必要と思われる。

しかしながら、全体として、このモデルのように効用関数をベースとしたメカニズムを積極的に組み込むことにより、パラメータシフトといった構造変化を内生化する可能性が広がり、従来モデルの限界を一部でも改善することができると考えている。

【参考文献】

- Alston, Julian, Kenneth Foster, and Richard D. Green, (1994), “Estimating Elasticities with the Linear Approximate Estimate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results,” *The Review of Economics & Statistics*, Vol. 76 Issue 2, pp. 351–356.
- Banks, Lames, and Richard Blundell, (1997), “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4. pp. 527–539.
- Barnett, William, (1978), “The User Cost of Money,” *Economics Letters*, Vol. 1, No. 2, pp. 145–149.
- , (1982), “The Optimal Level of Monetary Aggregation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol 14, No. 2 pp. 687–710.
- Barnett, William, and Apostolos Serletis, (2009), “Measuring Consumer Preferences and Estimating Demand Systems,” in *Contributions to Economic Analysis*, Volume 288.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba, and S. Yeo, (1978), “Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumer’s Expenditures and Income in the United Kingdom,” *The Economic Journal*, 88, pp. 333–355.
- Deaton, Angus, and John Muellbauer, (1980), “An Almost Ideal Demand System,” *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 312–326.
- Hansen, L. P., (1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator,” *Econometrica* 50, pp. 1029–1054.
- Kaneda, Michiru, So Kubota, Satoshi Tanaka (2021), “Who Spent Their CORVID-19 Stimulus Payment? Evidence from Personal Finance Software in Japan,” *Covid Economics*, issue 75, 2021, pp. 6–29.
- Lucas, R. E., Jr., (1976), “Econometric Policy Evaluation: A Critique,” in *Phillips Curve and Labor Market*, North-Holland, Amsterdam.
- Ochmann, Richard, (2013), “Asset demand in the financial AIDS portfolio model, evidence from a major tax reform,” *Applied Financial Economics*, Vol. 23 Issue 8, pp. 649–670.
- Oya, Erdogdu, (2008), “Modeling Household Demand: An AIDS Model,” *Journal of Applied Economics*, Vol. 7 Issue 4, pp. 44–51.
- Stone, R. (1954), “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand,” *The Economic Journal*, 64, 511–527.
- Yohannes, Michael Fesseha, Toshinobu Matsuda and Naoko Sato, (2016), “Substitution in Consumer Demand for Coffee Product Categories in Japan,” *The Journal of Agricultural Science*, Vol. 8, No. 4, pp. 50–59.
- 阿部修人, (2018), 「家計消費の経済分析」, 一橋大学講義ノート, mimeo
- 一上響, 北村富行, 小島早都子, 代田豊一郎, 中村康治, (2009), 「ハイブリッド型日本経済モデル」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, No. 09-J-6
- 伊藤雄一郎, 瀧塚寧孝, 藤原茂章, (2017), 「家計の資産選択行動」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, No. 17-J-2
- 岩本光一郎, (2010), 「近年の家計消費の実証分析に関するサーベイ」, *New ESRI Working Paper Series* (内閣府経済社会総合研究所), No. 14
- 加納隆, (2014), 「マクロ計量分析における DSGE モデルの役割: 「最小解釈」の導入と応用」, 『日本統計学会誌』, 第 44 巻, 第 1 号, 159 頁–187 頁
- 木成勇介, 筒井義郎, (2009), 「日本における危険資産保有比率の決定要因」, 『金融経済研究』, 第 29 号, 46 頁–65 頁
- 木下宗七, 根本二郎, 北阪真一, (1993), 「計量経済分析の展望」, 『日本統計学会誌』, 第 22 巻 第 3 号,

515頁～555頁

- 黄耀偉, 渥美健人, 村上裕太郎, (2014), 「減価償却費が企業設備投資行動に与える影響」, 『税に関する論文(税務協会)』, 第7回, pp. 53-81
- 小早川周司, (1993) 「消費者理論と通貨需要について」, 『金融研究』(日本銀行), 第12巻, 第4号, pp. 57-78
- 第一生命経済研究所, (2020), 「特別定額給付金の効果の推定」, *Economic Trends* (2020年8月)
- 高見茂雄, (2006), 「減価償却の方法が設備投資予算編成に与える影響」, 『原価計算研究』, Vol. 30, No. 2, pp. 10-19
- 玉田桂子, (2009), 「最低賃金はどのように決まっているか」, 『日本労働研究雑誌』, No. 593, pp. 16-28
- 中西泰夫, (2015), 「実証分析における生産, 費用関数」, *Economic Bulletin of Senshu University*, Vol. 49, No. 3, pp. 91-109
- 内閣府(丸山雅章, 鈴木晋, 川本琢磨, 前田知温, 堀展子, 山崎朋宏, 堀雅博, 岩本光一郎), (2018), 「短期日本経済マクロ計量モデル(2018年版)の構造と乗数分析」(内閣府経済社会総合研究所), *ESRI Research Note* No. 41
- 内閣府, (2019), 「価格変動と消費行動」, 『日本経済2018-2019』, 第2章第3節, pp. 127-144
- 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」, 『政策課題分析シリーズ』, 第8号
- 伴金美, (1991), 『マクロ計量モデル分析』, 有斐閣
- 福山光博, 及川景太, 吉原正淑, 中園善行, (2010), 「国内外におけるマクロ計量モデルとMEAD-RIETIモデルの試み」, *RIETI Discussion Paper Series* (独立行政法人経済産業研究所), 10-J-045
- 牧厚志, (2007), 『消費者行動の実証分析』, 日本評論社
- 宮永径, (2002), 「将来不安と世代別消費行動」, 『調査』(日本銀行), 第46号
- 村田啓子, (2003), 「マイクロデータによる家計行動分析」, *IMES DISCUSSION PAPER SERIES* (日本銀行金融研究所), No. 2003-J-9

資料1 家計調査

(家計調査)

本分析の家計関連データは、家計調査 1990～2018 年度、2人以上勤労者世帯、及び無職世帯を対象とし、世帯構成、世帯主・家族別収入、項目別消費支出、項目別非消費支出、預貯金純増等について「用途別集計」から月当たり平均金額を採録した。

家計調査は 2002 年 1 月から単身世帯を含む全世帯調査になっている。ここで利用している日経 NEEDS データでは 2000 年度から全世帯集計も公開されており、それ以前の単身世帯を含まないデータと比較すると若干の差が見られる。

本分析では多くの場合 2000 年度以降のデータに基づく分析をしている。

また、家計の世帯属性の違いを反映するため、勤労者世帯では所得階級 1～5 階級、及び、無職世帯を第 6 階級とする、6 分類に基づく分析をしている。

また、全国世帯数は国民生活基礎調査の詳細所得区分別世帯数を採用した。

	家計調査平均年収	国民生活基礎調査	世帯数
第1階級	332万円	～400万円	1770 (万世帯)
第2階級	498	400～550	598
第3階級	632	550～700	445
第4階級	805	700～900	411
第5階級	1190	900～	582
無職世帯	—	—	1057

家計調査勤労者世帯平均年収（5 分位、2010 年度）と国民生活基礎調査の対応国民生活基礎調査（所得区分 25 階級）の該当世帯に割りふった家計調査の世帯推計は得られないのでやや誤差を含む

(一般財支出と必需品支出)

家計調査の可処分所得は実収入から税・社会保険料等非消費支出を差し引いた額である。本分析では可処分所得を一般財支出、必需品支出、預貯金に区分して分析した。ここでいう必需品は総務省の定義による「支出弾力性が 1 以下の財」ではなく、弾力性が低いだけでなく、日常生活で義務的に支払われる費目、すなわち、家賃支払・医療費（医療、薬品代）・教育費（授業料・教科書代）を選んでいる。一方、無職世帯は高齢世帯が多く、収入源の多くは年金と非実収入（預貯金の純取り崩しなど）であるため勤労者とは別の扱いをし、消費と預貯金の嗜好の分析には含めない。

所得階級別支出（2018 年度、月平均）は下表の通りである。

	消費支出	家賃地代	医療費	基礎教育費	可処分所得
第1階級	229360 (83.52)	15763 (5.74)	6412 (2.33)	6494 (2.36)	274630
第2階級	262808 (71.59)	13482 (3.67)	6839 (1.86)	10175 (2.77)	367082
第3階級	308162 (71.73)	11605 (2.7)	8375 (1.95)	13428 (3.13)	429629
第4階級	349930 (67.78)	10909 (2.11)	8892 (1.72)	16250 (3.15)	516274
第5階級	441155 (61.92)	10740 (1.51)	12453 (1.75)	29001 (4.07)	712499
第6階級 (無職)	240801 (123.7)	3584 (1.84)	11311 (5.81)	469 (0.24)	194600
単純平均	305369 (73.44)	11014 (2.65)	9047 (2.18)	12636 (3.04)	415786

(注) 2018年度家計調査、勤労者世帯及び、無職世帯月平均金額、円/月、()内は可処分所得に対する比率%

資料2 法人企業統計調査

本分析における企業データは法人企業統計調査によっている。法人企業統計調査には「年次報告」と速報性のある「季報」があり、後者には資本金規模1000万円未満が含まれない。本分析では小規模法人を含む「年次報告」(総務省統計局e-STAT)の「業種別、規模別資産・負債・資本及び損益表」を利用した。

本分析で取得したデータは資本金規模5階級別、製造・非製造別に1990～2018年度の生産・販売額、付加価値額、営業利益、経常利益、税、人件費、減価償却費、新規設備費、土地を除く有形固定資産額、従業者数等である。

法人企業統計調査では従業者のうち、正規労働、非正規・パート労働の区分が不明なため、別に毎月勤労統計調査の産業別・規模別「一般労働者・パート労働者別人数、月平均賃金」を利用し、この比率で法人企業統計における従業者数を按分した。しかしながら、法人企業統計調査の従業者数の内、パート・非正規従業者数は、総稼働時間数を1人当たり平均稼働時間で割って人数換算した人数であるため実人数とは異なる。このため、雇用者数は現実とは誤差が生じる可能性がある。分析の中では「一般従業者」「パート従業者」という名称を使っている。賃金データは毎月勤労統計調査の月収額による。

(注) 紙数の関係で詳細な構造式一覧と変数名一覧は省いている。要望があれば公開可能である。

連絡先: ozaki.taiyo@kuas.ac.jp (@は半角)