Tohoku University Research Center for Policy Design Discussion Paper

TUPD-2023-008

生活保護制度の出口政策と労働インセンティブ
An exit policy from public assistance and work incentives

(in Japanese with English summary)

湯田 道生

Michio Yuda

東北大学大学院経済学研究科

Graduate School of Economics and Management, Tohoku University

May 2023

TUPD Discussion Papers can be downloaded from:

https://www2.econ.tohoku.ac.jp/~PDesign/dp.html

Discussion Papers are a series of manuscripts in their draft form and are circulated for discussion and comment purposes. Therefore, Discussion Papers cannot be reproduced or distributed without the written consent of the authors.

生活保護制度の出口政策と労働インセンティブ[†]

湯田道生

東北大学大学院経済学研究科

概要

日本の生活保護制度には直接的・間接的な就労支援プログラムが複数存在するが，被保護者の就労や自立に寄与する顕著な成果は挙げられていない。その主な一因は，賃金収入に課される高率の限界税率が，保護中の労働インセンティブを抑制させるだけでなく，保護中とほぼ変わらない所得に対して課される課税によって，保護脱却直後の可処分所得を純減させていることにある。2014 年に施行された就労自立給付金制度は，後者の問題を解消するために被保護者の保護脱却に焦点を当てた新しい公的な就労支援政策である。本稿では，全被保護世帯を対象とした個票パネルデータを使って，就労自立給付金制度が被保護者の労働インセンティブに与えた効果を推定している。差分の差分法に基づく分析の結果，就労自立給付金制度は単身世帯の女性の労働参加率を有意に増加させ，母子世帯の保護からの脱却に寄与していることが分かった。この結果は，既存制度に対象者の労働インセンティブを阻害する仕組みが存在している場合，追加的に導入される就労支援政策は，限られた特定の世帯にしか実効的な効果をもたらさないことを示唆している。

キーワード：生活保護制度，就労インセンティブ，差分の差分法，日本

JEL Classification Codes： H24；J28

[†] 本稿の旧稿に対して，佐藤主光・林正義の両氏および日本財政学会第 78 回大会参加者からは有益なコメントを頂戴した。本研究で使用している『被保護者調査』の調査票情報は，統計法（第 53 号）第 33 条に基づき，厚生労働省より利用を許可されたものである。本研究は科学研究費補助金（基盤研究（C），#18K01665・#22K01532）の研究成果の一部である。ここに記して感謝の意を表したい。残された本稿における誤りはすべて筆者の責任である。

An exit policy from public assistance and work incentives

Michio Yuda
Graduate School of Economics and Management, Tohoku University

Abstract

Although the Japanese public assistance system includes various direct and indirect employment support programs, they have not achieved sufficient success in promoting employment and self-reliance among recipients. One of the primary reasons is that the imposition of a high marginal tax rate on wage earnings suppresses work incentives for the recipients and leads to a net decrease in disposable income by taxation immediately after exiting the program. To address the latter issue, The Entitlement Program for Employment and Independence (EPEI) was introduced in 2014 as a new public employment support policy, specifically focusing on facilitating the transition from public assistance. This paper aims to estimate the effect of the EPEI on the work incentives of the recipients, utilizing individual panel data encompassing all households receiving public assistance benefits. Employing the difference-in-differences framework, I find that the EPEI significantly enhances the labor participation rate of women in single-person households and contributes to the transition out of public assistance for single-mother households. These findings indicate that additional employment support programs implemented within the existing system have a meaningful impact on a limited number of specific households, particularly when the existing system already contains mechanisms that discourage work incentives for the target population.

Keywords: public assistance system, work incentive, difference-in-differences, Japan

JEL Classification Codes： H24；J28

1. 序論

公的扶助制度の充実と普及は，低所得層の生活水準の改善や経済的な自立に大きく貢献してきた。その一方で，対象者の増加や手厚い保護に留まる集団が存在するなど，費用面における問題が浮上し深刻化してきたため，効率的な運用を目指して，福祉制度における労働供給効果や受給者の労働インセンティブ効果の解明が進められてきた（Moffit, 2002）。米国などの給付付き税額控除制度（Earning Income Tax Credit，EITC）や，英国の就労世帯税額控除制度（Working Family Tax Credit, WFTC）は，こうした経済学的な研究成果に基づく低所得層の就労を促す社会実装の好例である。

これらの制度の効果には一定の幅はあるものの，その主たる対象者である低所得世帯の母親の就労率を増加させ（Eissa and Liebman，1996；Meyer and Rosenbaum，2001；Brewer et al., 2006；Francesconi and Wilbert, 2007；Bastain, 2020），所得を増やし（Dahl et al., 2009），貧困を減少させる（Hoys and Patel, 2018）など，良好な成果を収めてきた。一方で，こうした短期的な成果は，家族構成やパートナーの労働供給と収入水準に依存したり（Francesconi et al., 2009），政策に関する知識の違いによって差が出ること（Chetty et al., 2013）が明らかにされているが，長期的には所得の増加や労働市場における経験の蓄積に寄与していることも明らかにされている（Neumark and Shirley, 2020）。こうした成果は，政府からの移転支出の削減と，自立した個人による将来の納税による税財源の増加をもたらす。特に米国では，EITC には正の費用対効果があり（Hendren and Sprung-Keyser, 2020），その純コストは 1 年間の予算コスト（700 億ドル）の 17%に過ぎない（Bastain and Jones, 2021）ことから，最もコストが低い反貧困プログラムの一つであると評されている。

その一方で，日本の低所得層に対する就労支援策については，顕著な成果が確認されていない。次節で詳述するが，日本の生活保護制度は，法で定められる最低生活費の基準額を超えた賃金収入に対して 90%もの高率の限界税率を課している。この構造は，被保護者の保護中の可処分所得をほとんど上昇させないために彼らの労働インセンティブを失わせるだけでなく，保護中とほとんど変わらない所得に対して保護脱却直後に租税が課されることによって，可処分所得が保護中よりも少なくなるケースもあることから，彼らが生活保護にとどまるインセンティブを助長していることが指摘されている（齊藤・上村，2007）。保護中の就労支援に対しては，中央・地方政府がこれまでに様々な就労支援プログラムや所得控除の改定を実施してきたが，それらが被保護者の労働参加率や賃金収入水準の改善に寄与した証拠は一自治体のデータを使った Matsumoto（2022）を除き確認されておらず，保護からの脱却に寄与したという証拠は皆無である（市村ほか，2017；Matsumoto，2022）。近年，自治体ベースで実施されてきた上述の保護中の就労支援事業に加えて，厚生労働省は，生活保護制度からの脱却時の可処分所得の下落を緩和する初めての出口戦略施策として，就労自立給付金制度を 2014 年に導入した。詳細は次節で述べるが，この制度は，保護脱却と認定できる時点から起算して 6 か月分の賃金収入の 10%に一定額を加えた金額を脱却時に一括給付することで，脱却時の可処分所得の下落を緩和させることを企図した政策である。

本稿では，この生活保護制度の出口政策として導入された就労自立給付金制度が被保護者の労働供給に与えた影響を推定することを目的としている。他国で導入されている EITC や WFTC の下では，賃金収入の増加が着実な可処分所得の増加につながる制度設計になっているため，

就労自立給付金制度のような出口戦略を議論する必要性は小さいかもしれない。しかしながら，上述の EITC や WFTC に関する研究は，短期的に可処分所得が変わることによる低所得層の労働供給の反応を分析していることに対して，本稿で分析する出口政策が労働供給に与える効果は，公的扶助行政を長期的な視野で捉えた低所得者への就労支援策の効果を推定する研究である。こうした観点を有する政策は世界でもほとんど例はなく，その評価分析を行っている研究は筆者の知る限り存在しない。加えて，他の先進諸国に比べて特殊な制度環境（様々なサービスの包括給付と賃金収入に対する高率の限界税率。2 節で詳述）を有する日本の公的扶助制度における低所得層への就労支援策の効果を検証することには，以下の三つの大きな利点がある。第一は，就労支援政策の純粋な効果を容易に推定できる点である。日本の公的扶助制度は生活保障や就労支援，医療・介護利用，教育などの様々なサービスを，世帯のニーズに正確に合わせて包括的に給付する仕組みになっている。例えば米国や英国では，複数の制度によって低所得層の支援が行われているため，それぞれのデータをマージさせたデータを使用しないと，どの制度がどの程度労働供給に影響を与えているのかを厳密に識別することが難しいという課題がある（Moffit, 2002）。加えて，複数の制度が存在することによって，受給資格が異なる集団の効果と福祉プログラム自身との効果を識別することが難しいことや，個人がより高いレベルの給付を受ける資格を得ることで労働供給が変わるかもしれないという潜在的な分析上の問題指摘されている（Moffit, 2002）。本研究で用いるデータからは，各サービスの扶助額を完全に把握できるため，この課題を克服して就労支援政策の純粋な効果を推定することができる。第二の利点は，様々な世帯類型の労働供給に対する影響を推定することができる点である。EITC や WFTC の主たる対象は，母子世帯などの低所得世帯の母親であるが，日本の生活保護制度はより多様な低所得世帯に給付を行っているため，これまでほとんど議論されてこなかった低所得世帯の父親や，高齢者や未成年と同居している低所得世帯などに対する政策の処置効果も推定することができる。第三の利点は，日本の公的扶助制度における就労支援政策に対する政策的含意を提供できることである。これまでの多くの就労支援施策は保護中の個人に対して実施されてきたものであるが，就労自立給付金制度は保護脱却時に焦点を当てた初めての施策であり，それが被保護世帯の労働供給に与えた影響を過去の効果が乏しかった諸施策と比較することができる。仮に出口政策が有効に機能している証拠が得られれば，この施策の有効性を検証する本稿の意義は重要であるし，他の施策と同様に労働インセンティブ刺激するに至らないことが分かれば，生活保護制度の構造的な仕組みが被保護者の労働供給を抑制していると推察できる。いずれにしても，生活保護からの脱却は，生活保護給付にかかる政府からの移転支出の削減と，自立した個人による将来の納税による税財源の増加という二重の意味で生活保護制度の純費用を下げることができる。これは，経済学的には社会厚生の改善と解釈でき，さらに先進国中最悪の財政状況に直面している日本にとってはより実用的な政策的含意をもたらす。

全被保護世帯を対象とした『被保護者調査』の「基礎調査」と「個別調査」の個票パネルデータを使って，就労自立給付金制度が彼らの労働インセンティブに与えた処置効果を差分の差分（difference-in-differences: DD）法によって推定した結果，当制度の導入によって被保護者の労働参加や賃金所得が全般的に改善されたという統計的な証拠は確認されず，単身世帯の女性の労働参加率のみを 4.1％ポイント有意に増加させることが分かった。また，同制度の導入によって，母子世帯が生活保護から脱却する確率が 6.0％ポイント有意に増加することが確認された。これら

の結果は，対象者の労働インセンティブを阻害する仕組みが備わっている制度の下では，追加的に導入されたあらゆる就労支援政策は，ごく限られた世帯に対してのみにしか実効的な効果がないことを示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。次節では日本の生活保護制度とその就労支援策についてまとめる。3 節では本分析の識別戦略について説明する。4 節ではデータとサンプル特性について説明する。5 節では実証結果を報告し，6 節では追加的な分析を通して結果の頑健性を報告する。7 節は結論である。

2. 政策的背景

2.1 日本の生活保護制度

現在の日本の生活保護制度は，1950 年に制定された現代日本で最も古い社会保障制度の一つである。この制度は，原則として生活困窮にある日本人に対して無差別平等に健全で文化的な最低限度の生活を維持する権利を保証し，彼らの自立を助長することを目的としている。この制度は，所得保障を中心として，就労支援や住宅，医療・介護，教育などの様々なサービスを世帯のニーズに合わせて包括的に被保護世帯に提供している。保護を希望する生活困窮世帯は，居住地を所管する福祉事務所に保護開始の申請を行い，行政（都道府県または市町村）は資力調査を通して申請者の年齢や性別，健康状態，世帯構成，資産や生活能力，居住地などを総合的に判断し，世帯単位で保護の是非を決定する。被保護者には，常に能力に応じて勤労に励むことや，健康の保持及び増進に努めること，そして自身の収入や支出および生計の状況を適切に把握することが義務付けられている。また，支出の節約を図ることを通して生活の維持及び向上に努めることや，収入や支出を含む生計状況が変動した際には速やかに届け出ることも義務付けられている。被保護世帯に支給される給付は，資力調査の結果をもとに定められる最低生活費と所得の差額である。この所得には，賃金収入の他に恩給・年金・児童手当などの福祉的給付，そして親族からの仕送り・贈与などが含まれる。このうち，賃金収入については月収 15,000 円までは勤労控除が認められるが，それ以上については 90％の限界税率が課せられるため，実際には最低生活費から可処分所得はほとんど増えない構造となっている（斎藤・上村，2007；林，2021；2023）。この仕組みは，保護中の労働インセンティブを失わせるだけでなく，保護中とほとんど変わらない所得に対して保護脱却直後に課される租税が可処分所得の減少をもたらすことから，彼らが生活保護にとどまるインセンティブを助長していることが指摘されている（齊藤・上村，2007）。

被保護人員はバブル崩壊後の 1995 年の 88.2 万人を底に増加傾向にあるが，近年では 2015 年の 212.8 万人をピークに，直近（2020 年度）では 202.6 万人と微減している。近年の被保護世帯の構成には2つの特徴がある。第一は，被保護者の世帯構成が，年齢や健康上の理由から就労による自立が困難である高齢世帯（56.0％）と傷病・障害者世帯（25.4％）といった世帯が約 8 割を占める構造である。このことは生活保護費の内訳にも反映されており，医療扶助が半分強を占め，それに生活扶助と住宅扶助を合わせると全体の 9 割以上を占める構造が，制度開始以降の半世紀以上にわたって続いている（Yuda, 2018; 2020）。生活保護費は国税（75％）と地方税（25％）から賄われているため，慢性的に被保護状態にとどまる世帯が多いことは，中央・地方政府の財政負担の増加，とりわけ地方政府の慢性的な財政問題となりうることを示唆している。第二の特徴

は，2008 年の世界金融危機以降，景気後退に伴う雇用の減少に伴って増加した失業者や非正規労働者が，生活保護に陥るといったケースが増加している点である。これらの世帯は制度上，「その他世帯」と分類されるが，この世帯のシェアは金融危機以前は 10％前後であったが，金融危機後には 18％程度に増加した。近年では，アベノミクスによる景気拡大期にもかかわらず（Ito et al., 2018）15％前後を推移しているが，この世帯に属する被保護者は若年層が多いため，中央・地方政府は彼らを中心に様々な就労支援を行っている。

2.2 日本の生活保護制度における就労支援

被保護者への就労支援は，求職から就職までを補助する直接的な支援と，被保護者の就労インセンティブの強化を企図した間接的な支援がある。

直接的な支援は被保護者の状況に応じて多層多種な支援が行われている。例えば，定期訪問するケースワーカーによる就労の意思確認や意欲喚起，地域行政が実施する就労準備支援事業への参加，そして公的職業紹介所と福祉事務所による就労支援などである。行政は，企業に対しても能力開発や就労継続・増収に対するインセンティブを付すことを通して，労働需給双方について当該地域の被保護者の就労を支援している。しかしながら，大阪市を除く大阪府における自立支援事業の効果を検証した玉田・大竹（2004）や，政令市・中核市における就労支援事業の効果を検証した市村ほか（2017）では，これらのプログラムが被保護者の就労や収入増および自立に至った証拠は確認されていない。ある一自治体の雇用支援プログラムの影響を検証した Matsumoto（2022）は，労働参加率を有意に上昇させたことは確認しているが，自立には至っていないことを明らかにしている[1]。

一方で，就労や自立に向けたインセンティブ強化を企図した主な間接的な支援には，基礎控除の改定や就労自立給付金制度の導入がある。基礎控除は，可処分所得の増加による労働インセンティブを増進させるために 2013 年 8 月に改定され，賃金月収に対する控除額が 8,000 円から 15,000 円に引き上げられた。しかしながら，林（2021，2023）は，この改定が被保護者の就労参加に与えた影響は限定的であることを明らかにしている。就労自立給付金制度は，生活保護からの脱却時以降に発生する税・社会保険料等の支払負担による可処分所得の減少を起因とした保護へ再起を抑制することを目的として，2014 年 7 月 1 日より全国一律に導入されたものである。この制度では，被保護者が安定的な就労の機会を得るなどをして 6 月以上当該世帯が最低限度の生活を維持することができたと認められたことで保護廃止に至った場合，賃金収入と世帯構成を基準に定められた金額が保護脱却時に一括支給される。支給額は，算定対象期間（保護を必要としなくなったと認定された日が含まれる月から起算して前6か月）における各月の賃金収入の10％に一定額を加えた金額が機械的に算出される。一定額は世帯構成によって異なり，単身世帯は 2 万円，非単身世帯は 3 万円と定められている。ただし，支給額には上限があり，単身世帯は 10 万円，非単身世帯は 15 万円と定められている。本研究はこの制度が労働供給に与える効

[1] 日本の生活保護世帯の労働供給行動について分析した他の研究には駒村ほか（2011）と山田・駒村（2018）がある。駒村ほか（2011）では，母親の健康状態（精神疾患）と高卒未満の低学歴であることが，彼女らの就労阻害要因となっていることを明らかにしており，山田・駒村（2018）では，就労支援策よりも 15 歳未満との同居が被保護母子世帯の母親の就労率を 0.2～6.8％ポイント有意に引き下げることを示している。

果を推定するが，筆者の知る限りにおいて，この制度が被保護者の労働供給に与えた影響を検証している研究は存在しない。

3. 識別戦略

3.1 識別戦略

就労自立給付金制度は 2014 年 7 月 1 日に全被保護者を対象に全国一律に導入された施策であるが，本分析で使用する『被保護者調査』の個票パネルデータでは，残念ながら就労自立給付金の適用となったか否かに関する明示的な情報は含まれていないため，誰がいつから当制度の適用となるのかがデータ上で識別できない。したがって，EITC や WFTC の効果を推定した先行研究のように，年や州（地域）・子供数・子供の年齢によって受給資格のバリエーションを識別に利用できる国々[2]とは異なって，政策の処置群と対照群を明確に定めることができない。言い換えると，政策の処置効果を識別するためには，同時に推定される他の潜在的なトレンドによる変動の効果を分離しなければならない。本分析では，就労自立給付金の支給額が機械的に計算され，かつ上限額が設定されていることに注目する。例えば，賃金収入に基づく給付額が制度導入前から上限に満たない世帯の場合，労働供給を増やすことによって，保護脱却後の給付額は増加する。他方，賃金収入に基づく給付額が制度導入前からすでに上限を超えている世帯は，脱却後に受け取る給付額は変わらないので，この制度の導入に反応して労働供給を増やすインセンティブは小さいと考えられる。したがって，前者の世帯を制度導入の影響を受ける処置群，後者の世帯をその影響を受けない対照群とみなせ，この自然実験環境を利用して，制度導入前後のそれぞれグループの平均の差分の差を取ることによって，就労自立給付金の処置効果を識別する。つまり，本分析では，以下の DD 法のフレームワークを用いた固定効果モデルを推定する。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1\left(Treat_{ij} \times EPEI_t\right) + \boldsymbol{x}_{ijt}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \tau_t + u_{ijt} \quad (1)$$

である。ただし，Y_{ijt} は世帯形態（単身・非単身）j に属する個人 i の時点 t における労働供給に関する結果変数で，労働参加の二値変数（extensive margin）と就労者の賃金月収の対数値(intensive margin)を用いる[3]。$Treat_j$ は就労自立給付金制度の導入によって労働供給を増加させる可能性がある処置群であることを表すダミー変数である。ただし，後の 4.1 節で述べるように，本分析で使用するデータは各年 7 月末時点の情報であるため，個人 i の就労自立給付金の受給対象となる継続した 6 か月間の賃金収入の全てを完全に把握したものではなく，個人 i が実際に当制度の受給対象であったかどうかも分からない。そこで本稿では，全被保護者を追跡している個人

[2] 主たる対象者である母子世帯の母親を処置群として EITC の効果を検証した多くの研究では，独身女性をその対照群として分析を行っている。しかしながら，母子世帯の母親と独身女性とでは，労働参加の傾向や観察される特性，および観察されない特性も大きく異なると考えられるため，このような対照群の設定を問題視する研究もある（Blundell and MaCurdy, 1999; Meghir and Phillips, 2010; Bettendorf et al., 2014）。

[3] 労働供給の intensive margin については，通常は労働時間（h_{ijt}）や賃金率（w_{ijt}）が用いられるが，本分析で使用するデータには労働時間に関する質問項目自体がないため，これらの積である賃金月収を使用する。

パネルデータの特性を活かした次善の方法として，分析期間内における各個人の平均的な賃金月収の変動をみることで，個人の賃金収入のおよその水準や傾向を把握し，それを識別に利用する。具体的には，まず就労自立給付金の算定額の定義より，個人 i の t 年における賃金月収y_{ijt}の 10%を 6 倍（6か月分）した金額に一定額c_jを加えた金額を算出し，それが就労自立給付金の上限額$\bar{B}_j$に満たない場合に 1 を取るダミー変数p_{ijt}を作成する。つまり，p_{ijt}は以下の指示関数として表される。

$$p_{ijt} = \mathbf{1}\left[c_j + 10\% \times 6\ (\text{months}) \times y_{ijt} < \bar{B}_j\right] \tag{2}$$

2.2 節で述べたように，一定額c_jと上限額$\bar{B}_j$は，単身世帯（$j = sp$）が，$(c_{sp}, \bar{B}_{sp}) = (2$ 万円，10 万円$)$，非単身世帯（$j = ns$）が$(c_{ns}, \bar{B}_{ns}) = (3$ 万円，15 万円$)$である。そして，p_{ijt}の個人内平均が 50%を上回るとき，すなわち期間内の半分以上で賃金収入に基づく算定額と一定額の和が上限に満たない個人 i が処置群に属するとする。つまり，$Treat_{ij}$ は以下の指示関数によって定義される。

$$Treat_{ij} = \mathbf{1}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=\tau_{i0}}^{T} p_{ijt} > 0.5\right] \tag{3}$$

ただし，τ_{i0}は，データ上における個人 i にとっての期首，T は期末を表す。この設定や仮定はやや制約的であり，例えば臨界値の水準によって結果が変わる可能性もある。補論 A では，臨界値を 0.33（分析期間の 1/3 以上）や 0.67（分析期間の 2/3 以上）に定めたケースでの感度分析を行っている。非単身世帯の結果は，臨界値の違いに対して頑健であることが確認されるが，単身世帯の結果の解釈には注意すべき点があることが示唆されている。

$EPEI_t$ は就労自立給付金（entitlement program for employment and independence, EPEI）が導入された 2014 年以降の観測値に1とるダミー変数であるため，$Treat_j$ との交差項の係数β_1が就労自立給付金の処置効果を表す DD 推定量である。もし就労自立給付金が被保護者の就労インセンティブを刺激していれば，β_1は正で有意に推定される。ただし，就労自立給付金制度は全国一律の政策であるため，$EPEI_t$ は 2014 年以降の年ダミー群の線形結合と同値となることから，この変数には，就労自立給付金の効果の他に，労働市場に影響を与える景気変動のマクロ経済効果が含まれている。β_1からマクロ経済効果を分離して政策の処置効果を推定するために，全国的な影響を捉える年固定効果（τ_t）や地域別の経済状況や労働市場環境を捉える地域特有のタイムトレンドを説明変数 $\boldsymbol{x}$ に加える。

$\boldsymbol{x}$ は説明変数群であり，$EPEI_t$ と上述のマクロ経済効果に加えて個人属性や世帯属性，そして地域属性が含まれる。α_iは個人固定効果，u_{ijt}は$E\left[u_{ijt}|\boldsymbol{x}_{ijt}, \tau_t\right] = 0$を満たすと仮定される誤差項である[4]。また，標準誤差は福祉事務所単位でクラスターした頑健な標準誤差を推定する。なぜならば，福祉事務所は被保護者の事務的な行政窓口となっているため，組織や担当者が同一地域

[4] 2.1 節で述べたように，生活保護の判定が世帯単位で行われることを考慮すれば，世帯の固定効果を制御する必要もあるだろう。しかしながら，世帯の固定効果は世帯構成員の固定効果の線形結合であるから，(1) 式においてそれらは実質的に制御されている。

内の被保護者間で共通しているためである。

3.2 厚生効果

就労自立給付金制度は生活保護受給者の安定的な就労を通して，彼らが自立に向けたインセンティブ強化を企図した制度であり，その目的は生活保護世帯を対象とした他の就労支援政策と同じである。こうした成果は，所得増加に伴う個人の効用の改善のみならず，政府からの移転支出の削減と，自立した個人による将来の納税による税財源の増加をもたらすため，社会厚生を改善させる。本分析では，就労自立給付金制度の成果を評価するために以下の(4)式を推定する。

$$W_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1\left(Treat_{ij} \times EPEI_t\right) + \boldsymbol{x}_{ijt}\boldsymbol{\gamma} + \alpha_i + \tau_t + e_{ijt} \tag{4}$$

ただし，W_{ijt}は社会厚生の代理変数で，消費と自立に関する変数である。現行の生活保護制度に従えば，非課税世帯である被保護世帯の消費C_{ijt}は，賃金収入(Y_{ijt})と生活保護給付(PA_{ijt})そして非労働所得(N_{ijt})の総和となるので(林，2023)，

$$C_{ijt} = Y_{ijt} + PA_{ijt} + N_{ijt} \tag{5}$$

と書ける。PA_{ijt}とN_{ijt}を一定としたときにY_{ijt}が増えれば，C_{ijt}は増加するが，日本の生活保護制度では，PA_{ijt}は最低生活費(BCL_{ijt})と他の所得の差額となり，

$$PA_{ijt} = BCL_{ijt} - \left[\{Y_{ijt} - d\left(y_{ijt}\right)\} + N_{ijt}\right] \tag{6}$$

と定められる。ただし，d は賃金収入 Y に応じた所得控除額である。(6)式は，賃金収入の増分と同じ金額だけ生活保護給付は減少する，つまりこの簡便なモデルでは，実質的に賃金収入に100%の限界税率が課せられていることを示している[5]。(6)式を(5)式に代入すれば，

$$C_{ijt} = BCL_{ijt} + d\left(Y_{ijt}\right) \tag{7}$$

となり，被保護者の世帯消費は法で定められる最低生活費と所得控除額の和となる。

もう一つの厚生指標は被保護者の自立の達成である。就労自立給付金制度は生活保護制度における出口政策であるため，被保護者の自立の達成は，最も直接的に社会厚生の改善に資する指標である。

就労自立給付金制度の導入が被保護者の就労および賃金収入の改善や世帯消費の増加，または直接的に彼らの経済的な自立の達成に貢献していれば，(4)式の DD 推定量γ_1が正で有意に推定される。

[5] 制度の運用上，被保護世帯には最低生活費の半分を上限の目安とした範囲での貯蓄は認められているが，収入の水準がもともと低いことから，分析では貯蓄の影響は捨象できる。また，生命保険などの長期的な金融資産を購入することは，被保護者に認められていない。

4. データと記述統計

4.1 データの概要

本分析で使用するデータは，厚生労働省が実施している『被保護者調査』の「基礎調査」と「個別調査」の個票データである。この調査は，生活保護制度及び厚生労働行政の企画運営に必要な基礎資料を得ることを目的とする全被保護世帯を対象としたパネル調査である。この調査には，毎年 7 月 31 日時点の世帯の状況（世帯類型，世帯人数，世帯主の年齢，住居，生活保護の受給状況）が基礎調査に，世帯員の個人属性（性別，年齢，就労状況，健康状態）などの詳細な情報が個別調査にそれぞれ豊富に含まれている。このデータは市村ほか（2017）や林（2021，2023）などの先行研究でも使用されている。

この調査を用いる利点は二つある。第一は，この調査は全被保護世帯を対象とした長期にわたるパネル調査であるため，時間を通じて不変な個人および世帯の観察できない異質性を個人の固定効果によって制御できる点である。例えば，この調査では労働供給の実証研究に不可欠な学歴に関する調査項目がないが，低所得層の学歴はほぼ時間を通して不変（time-invariant）な変数であると考えられるため，個人の固定効果によってこの影響を制御することができる。また，調査では把握することが難しい生活保護制度に対する選好も制御できる。例えば，生活保護の受給に対してスティグマを持つ個人や世帯は，自立に向けて積極的に求職活動するかもしれないが（Bhargava and Manoli, 2015），固定効果モデルはこうした観察不能なセレクションバイアスを制御することができる。ただし，その反面，このデータでは学歴別・選好別といった政策の処置効果の異質性を推定および比較することはできない。第二の利点は，この調査が制度運営に係る事務を担っている福祉事務所よって実施・管理されているため，データの信頼性が高い点である。福祉事務所は，被保護者からの収集した回答を生活保護業務データシステムに電子的に集計・管理し，内容の確認処理後に総合行政ネットワークを使って厚生労働省に提出している。いくつかの研究では，低所得層を対象とした調査データには所得の誤報が多く，それは時間とともに着実に増加しているという問題を指摘している（例えば Blank and Schoeni, 2003; Meyer and Sullivan, 2003; Meyer et al., 2018; Bastian and Jones, 2021）。低所得層の労働供給や自立については，彼らの所得や税控除額，納税に関する正確な行政データを利用することが望ましいが，『被保護調査』はこれらの要件を概ね満たすデータである[6]。

なお，『被保護者調査』の対象は保護中の被保護者であることから，本分析では彼らの保護中の行動変容に関する分析しかできないには注意が必要である。就労自立給付金制度の全体的な評価を行うためには，自立直後の低所得者の経済状況を把握しなければならないが，対象者が自立や死亡，失踪などによって生活保護から脱却するとサンプルから除外されてしまうためである。

4.2 サンプルと記述統計

本稿の分析対象は期間内に就労可能な年齢層である 15 歳から 59 歳までの被保護者で，分析期間は，就労自立給付金の導入時期を含んだ 2012～2018 年である。ただし，保護を受けることになった理由によっては，必ずしもサンプルに含まれる個人全員が就労可能であるとは限らない。

[6] ローデータには，入力時のミスで常識的に考えてあり得ない数値が含まれていることがあるが，分析においては外れ値として処理して分析サンプルには含めていない。

具体的には，日本の生活保護制度の世帯類型は，高齢，傷病，障害，母子，その他の5種類があるが，高齢や傷病および障害世帯の被保護者はほとんど就労可能ではない。生活保護法において，高齢世帯は，男女ともに 65 歳以上の者のみで構成されている世帯またはこれらに 18 歳未満の者が加わった世帯と定義されている。高齢の被保護者の多くは健康状態が悪く，余暇の相対的価値が高いため就労しない。また，社会的な定年制度の存在もあり，高齢者に対する労働需要がもとより少ないため就労することは非常に困難である[7]。傷病世帯は入院や傷病などの健康上の理由により，障害世帯は心身上の障害により働けない者で構成される世帯であるため，彼らも就労することができない。すなわち，生活保護世帯の中で就労可能であるのは，母子世帯とその他世帯に属する個人のみである。母子世帯は，母親が唯一の労働力であり，EITC や WFTC に関する欧米の研究で主な対象となっているため，先行研究と比較可能なサンプルであると言える。その他世帯は，これらの 4 世帯の補集合であるが，2 節で述べたように 2007 年の世界金融危機以降，稼働年齢層と考えられる当世帯割合が増加している。本稿では，これら 2 つのサブサンプルを使った分析も行っている。加えて，非単身世帯では必ずしもすべての世帯員が就労しているわけではないため，世帯主に限定したサンプルで分析を行ったが，結果は表 2 で報告する主な結果と大きな違いはみられない（補論 B）。

表1には分析に使用する主な変数の記述統計をサンプル別にまとめている。労働参加率は，単身世帯が 13.1%，非単身世帯が 24.7%であり，賃金月収の平均はそれぞれ 53,843 円と 84,179 円である。社会厚生の代理変数のうち，(7)式に従った世帯消費の平均は，単身世帯が 12.3 万円，非単身世帯が 38.7 万円である。自立については 2 種類の変数が利用可能である。一つは市村ほか（2017）で用いられているデータから入手できる変数で，調査当月に健康の改善または収入の増加が理由で自立した個人に1とるダミー変数である。この変数は，生活保護から脱却した理由に基づいて自立を特定することができるため，データの正確性が保証されるという利点がある。しかしながら，補論 C で示すように，保護脱却時期には年度末に集中する季節性があるため，調査当月（7 月）のみの自立状況は，政策の影響を過少評価する可能性がある。また，分析サンプルの当月自立の割合は単身世帯で 0.002%，非単身世帯で 0.003%しか存在していないため，十分な変動がなく信頼性のある分析が行えないという致命的な欠点がある。その代わりに，本稿では『被保護者調査』が全被保護者を追跡したパネルデータである特性を活かして，翌年にサンプルに現れない個人を自立，そうでない場合を保護継続とする二値変数を作成した。こちらの平均は 26.4%と 28.4%であり，回帰分析を行うための変動が十分に存在する。ただし，この変数は上述の過小評価の問題を克服するが，自立の理由の正確性が完全に保証されないという別の問題が生じる。なぜならば，保護脱却の理由に占める「死亡・失踪」の割合をみると，単身世帯の期間内の平均が 33.7%と高く，それは世帯所得が増加したと思われる理由（26.1%）よりも高い。非単身世帯では，この平均が 2.1%程度なので大きな問題とはならないと考えられるが，単身世帯に関する分析結果では，政策が自立に与える影響を過大評価する可能性がある点には注意が必要である[8]。

[7] 分析期間内の労働市場における重要な変化は，2013 年 4 月に改正された高齢者雇用安定法である。この影響は 6.3 節で分析する。

[8] この数値は『被保護者調査』の「月次調査」（マクロデータ）で公表されている数値と乖離しているが，その理由は，マクロデータでは脱却世帯数を計上しているのに対して，本分析では個人単

［表 1　記述統計量］

説明変数 $\boldsymbol{x}$ に含まれる個人・世帯・地域属性は以下の通りである。個人属性は年齢，保護前の公的医療保険の加入状況および保護歴の有無が含まれている。日本の公的医療保険制度は年齢や職業や就労状況によって加入先が異なるため，保護前の公的医療保険の加入状況は，被保護者の職歴をある程度反映するものとみなせる（林，2023）。具体的には，国民健康保険（国保）は自営業者や非正規就労者，健康保険本人は正規就労者，健康保険扶養者は就労者に扶養されている者，そして未加入者は低所得等の理由で保険料を納付していない人々[9]である。就労経験がある健康保険本人と国保の元加入者一部は，保護前に就労していた可能性が高いため，それ以外の人々よりも労働参加率や賃金収入が高いことが予想される。保護歴の有無は，過去に生活保護を受給した経験があれば 1 をとるダミー変数である。日本の生活保護制度は，一度保護から脱却しても，所得が低く就労状況が不安定であれば，保護の再開を認める場合がある。したがって，これは過去に生活保護を受け，その後に自立した経験を持つことの代理変数である。世帯属性には，世帯類型と住居，そして同居家族の特性が含まれている。世帯類型は上述の 5 種類（高齢・傷病・障害・母子・その他）で，その他世帯を基準としている。住居は，持ち家であれば 1 を取るダミー変数を使用する。一般的に，持ち家の有無は資産の代理変数と見なされるが，日本の生活保護制度ではそこに居住する限りにおいて住居の保有が認められている[10]。持ち家ダミーは潜在的な資産保有と住宅扶助費の調整による双方の影響をとらえている。さらに非単身世帯サンプルでは，15 歳未満または 65 歳以上の同居者がいる場合に，それぞれ 1 を取るダミー変数を加えている。世話やケアが必要であるこれらの人々と同居している個人は，労働時間に対する余暇の相対的な価値が高いと考えられるため，労働供給を抑制する可能性，つまり労働参加率は低く，賃金月収は少ないことが予想される。地域属性には，被保護者の居住地の級地と地域特有のタイムトレンドが含まれている。生活保護制度の級地区分は，地域における生活様式や物価の違いによる生活費用に地域差を調整するための仕組みで，各地域の一般低所得者世帯の消費実態を踏まえた生活扶助基準額を地域ごとに設けている。級地と都市規模は必ずしも単調に対応しないが，一般的な傾向として，1 級地 1 は都市規模が大きく，3 級地 2 は小さい。地域特有のタイムトレンドは，都道府県レベルの短期と長期のマクロ経済に関する変数を用いる。短期の地域経済の代理変数は，各年第二四半期（4-6 月）の有効求人倍率である。『被保護者調査』は毎年 7 月に実施されるので，この変数は，調査直前の地域の労働市場の状況を捉える短期的な経済指標である。長期の地域経済の代理変数は，t 年度の都道府県実質 GDP である。3.1 節で述べたように，これらのマクロ経済効果を制御することで当該地域のマクロ経済効果を制御できるので，係数β_1が就労自立給付金の処置効果を表す DD 推定量と解釈できる。

これらの分布は，サンプルごとに特徴がある。単身世帯については，サンプルの 34.7%が女性で平均年齢は 48.1 歳である。保護前に加入していた社会保険は，国保だった割合が 52.9%を占め最も多く，17.1%が過去に保護を受けた経験がある。世帯類型は傷病者世帯が 36.1%で最も多

位での自立を計上しているためである。

[9] 社会保険の未加入に関する分析には，湯田（2006）などがある。

[10] ただし，この場合に住宅扶助は支給されない。

いが，その他世帯や障害者世帯も同程度存在している。居住地は 1 級地 1 が 42.1%と最多である。非単身世帯は，サンプルの 69.3%が女性で平均年齢は 41.4 歳と，単身世帯に比べて女性比率が高く若い。保護前に加入していた社会保険は，国保だった割合が 59.7%を占め最も多く，16.8%が過去にも保護を受けた経験がある。世帯類型はその他世帯と母子世帯がそれぞれ 1/3 程度で，残りが傷病者世帯と障害者世帯である。サンプルの 53.0%が 15 歳未満と 24.0%が 65 歳以上と同居している。また，居住地は 1 級地 1 が 39.7%で最多である。

5. 結果

5.1 Event study

労働参加率と労働収入の変化をイベントスタディの形式でグラフ化したエビデンスを図 1 に示す。パネル A の労働参加率は期間内に単調に微増しているが，特に就労自立給付金が導入された 2014 年以降の推移をみると，処置群は単身世帯で微増しているのに対し，非単身世帯では 2017 年までほぼ変化がない。対照群では単身世帯は不安定に推移しているが，非単身世帯は増加傾向にある。パネル B の賃金収入については，処置群の単身世帯ではほぼ変化がないが，非単身世帯では 2017 年まで緩やかな下落傾向が続く。対照群では，単身世帯は緩やかに下落しているが，非単身世帯では 2016 年までほとんど変化がない。つまり，いずれの自然実験環境においても，就労自立給付金制度の導入が被保護者の労働供給を明確に改善させた様子は観察されない。

［図1 Event Study］

DD 推定を行うにあたり，制度導入前の共通トレンドについて確認する。図1の 2014 年以前の傾向を確認すると，いずれの変数についても，単身世帯では処置群と対照群の差はほぼ一定であるが，非単身世帯については，労働参加率は，処置群が下落している一方で対照群が上昇しており，賃金収入については処置群が下落している一方で対照群はほとんど変化がない。補論 D は，共通トレンドの存在を回帰分析で検定した結果をまとめているが，単身世帯ではこれらのトレンドに有意差は確認されない一方で，非単身世帯では，サブサンプルを含む全てのサンプルで 1%の有意水準で帰無仮説が棄却される。しかしながら，非単身世帯のプレトレンドダミーの係数は小さいため，労働供給に与える影響は限定的であるといえる。

5.2 推定結果

表 2 には労働参加率と賃金月収に対する就労自立給付金制度の処置効果とマクロ経済効果の検定結果をまとめている[11]。労働参加率に対する処置効果は，単身世帯の係数は全てゼロに近く非有意であるが，非単身世帯では，いずれも負で有意に推定されている。マクロ経済効果に関する帰無仮説は棄却されているため，この推定値は，就労自立給付金制度の導入によって非単身世帯の労働参加率が 6%有意に下がること，特にシングルマザー世帯ではそれが 6.6%有意に下がることを示唆している。

[11] 他の説明変数の推定結果については補論 E にまとめている。

［表 2 就労自立給付金制度の労働供給に対する処置効果］

賃金月収に対する処置効果は，すべてのサンプルにおいては負で有意に推定されている。賃金月収は対数値を使用しているため，これらの推定値は，就労自立給付金制度の処置効果を示しており，制度の導入によって，賃金月収は単身世帯で 6.5%，非単身世帯で 7.0%それぞれ有意に下落していることを示唆している。また，両世帯形態において，その他世帯の下落はより大きい。なお，こちらのマクロ経済効果は非有意であるが，日本の賃金上昇率はこの 20 年間ほとんどゼロ%で推移しているため，その影響が反映されているものと考えられる。

これらの結果は政策当局が想定している結果ではないと考えられるが，日本の先行研究で検証されてきた他の保護中の就労支援プログラムと同様に，就労自立給付金制度は被保護者の労働の extensive margin と intensive margin の双方を向上させないという点では一致している。これらの結果は，被保護者の勤労意欲によるものか，世帯所得の上限を考慮した労働調整によるものか，低所得層に対する労働市場の問題なのか，それとも他の要因によるものかは，本分析では直接的には検証することができない。しかしながら，6 節でいくつかのサブサンプル分析を行うことで，その一端について議論する。

5.3 厚生効果

表 3 には社会厚生に対する就労自立給付金制度の処置効果をまとめている。マクロ経済効果に関する帰無仮説は棄却されているため，いずれの推定値も政策の処置効果と解釈できる。世帯消費に対する処置効果は，いずれの世帯においても負で有意に推定されている。世帯消費は対数値を使用しているため，これらの結果は，単身世帯では 5.0%ポイント，非単身世帯では 1.0%ポイントの減少にとどまっていることを示しており，制度の影響は微小である。また，この結果は(5)式の関係と表 2 で示した所得が有意に減少している結果とを考えると整合的ではない。この理由は，被保護者が所得減を申告していないことや，所得減に伴う扶助額の増加が即座に反映されていないという制度運営上の問題があるのかもしれない。その一方で，自立に対する処置効果は，世帯形態によって結果が異なっており，単身世帯では負で有意であるが，非単身世帯では正で有意に推定されている。後者の結果は，就労自立給付金制度は非単身世帯が自立する確率を 2.0%ポイント，母子世帯のその確率を 6.0%ポイント有意に増加させることを示唆している。その他世帯の係数は有意でないため，全体の正で有意な結果は母子世帯の結果が反映されたものと考えられる。表2の結果と合わせて考えると，母子世帯特有の観察されない要因が自立に向けた後押しをしているのかもしれない。

［表 3 就労自立給付金制度の厚生効果］

6. 追加的分析

6.1 政策・厚生効果の性差

表 4 は，男女別のサンプルを用いて，それぞれの被説明変数に対する就労自立給付金制度の

処置効果をまとめたものである。労働参加については，男女ともに非単身世帯では表 2 と同様に負で有意に推定されているが，単身世帯では男性が負で非有意である一方，女性の労働参加率は就労自立給付金の導入によって 4.1%有意に増加する。つまり，表 2 の非有意な処置効果はこれらが相殺されたものであるといえる。また，単身世帯女性に対するこの正の処置効果は ETCI や WITC におけるシングルマザーの労働参加率の改善状況と同程度の効果である。賃金月収については，表 2 の結果と同様にいずれのサンプルでも負で有意に推定されている。ただし，マイナス幅は単身では男性，非単身世帯では女性の方が大きい。単身世帯の女性に対する労働参加と賃金月収に対する処置効果は相反しているように見えるが，これは彼女らが賃金の低い非正規就労を選択していることを反映している可能性がある。世帯消費は，女性の単身世帯を除いて，表 2 の結果と同様に負で有意に推定されている。ただし，男性の単身世帯では 7.1%ほど世帯消費が減少しているが，それ以外のサンプルでは影響はほとんどない。自立については，男性については有意な影響は確認されないが，女性については，単身世帯が負で有意，非単身世帯では正で有意に推定されている。処置効果の大きさも表 3 の推定結果と同程度である。

［表 4　就労自立給付金制度の処置・厚生効果の性差］

6.2　滞留世帯に対する処置効果

社会厚生の観点や財政面から見れば，被保護者を対象とした就労支援政策が長期にわたって生活保護制度に滞留している世帯の労働供給にどのような影響を与えているのかを検証することは，制度の効率的な運用を考えるうえで有用な分析である。ここでは，分析期間中に保護にずっととどまっている，つまり balanced panel データとして利用できる世帯のみに対象を限定して，就労自立給付金制度の処置効果を推定する。

推定結果は表 5 にまとめた通りである。単身世帯については，いずれの労働供給および世帯消費に与える定性的な影響は，表 2・3 の結果とほとんど変わらないが，非単身世帯の労働供給と世帯消費に与える影響は，表 2・3 の結果に比べて大きな負の値が推定されている。世帯類型別でもほぼ一致した結果が得られているので，この違いが，被保護者の勤労意欲によるものか，世帯所得の上限を考慮した労働調整によるものか，低所得層に対する労働市場の問題なのか，それとも他の要因によるものかは分からないが，これらの結果は制度の実効的な効果が認められない世帯が存在することを示唆している。

［表 5　滞留世帯に対する処置効果］

6.3　高齢者雇用政策の影響

分析期間内の労働市場における変化の一つに，2013 年 4 月に改定された高齢者雇用安定法がある。この法律は，同時に改定された厚生年金の支給開始年齢の上昇に対応させる形で施行されたもので，企業に就労者に対して 65 歳までの雇用確保を義務付けたものである。Kondo and Shigeoka（2017）は，2006 年に導入されたこの法律が男性高齢者の労働供給に与えた影響を分

析し，60 代前半の彼らの雇用率を高めることを明らかにした。しかしながら，Kondo and Shigeoka（2017）の分析対象は一般的な労働者を対象とした分析であるため，この法改正によって低所得層や被保護者の労働供給がどう変化したのかは議論されていない。本小節では，60-65 歳の個人を加えたサンプルを使って，同様のフレームワークにより，就労支援自立金制度の処置効果を推定する[12]。

推定結果は表 6 にまとめた通りである。全てのサンプルにおける労働参加率，賃金月収および世帯消費に関する処置効果は，定性的にも定量的にも表 2 の結果とほとんど変わらない。このことは，改正高齢者雇用安定法の影響を制御しても，就労自立給付金制度の導入は労働供給の extensive margin も intensive margin も刺激しないを示唆しており，表 2 の結果が頑健であることを示している。

［表 6　改正高齢者雇用安定法の効果を制御した処置効果］

7. 結論

本研究は，生活保護制度の出口政策として 2014 年に導入された就労自立給付金制度が被保護者の労働供給に与えた影響を推定することを目的とした。日本では，賃金収入に課される高率の限界税率が，保護中の労働供給だけでなく，保護脱却直後の可処分所得を減少させているため，多くの先進諸国とは異なって，低所得者への就労支援策の効果は長期的な視野で捉える必要がある。また，他の先進諸国では複数の制度によって低所得層を支援しているため，就労支援政策自体が労働供給に及ぼす影響を厳密に推定することは難しいが，我々は，様々なサービスに対する扶助額が把握できる全被保護者を対象とした複数年にわたる個票パネルデータを使うことで，就労支援政策が労働供給に与える純粋な効果を推定している。個人の固定効果を伴った差分の差分法による分析の結果，この出口政策によって単身世帯の女性の労働参加率は 4.1%ポイント有意に増加し，母子世帯が生活保護から脱却する確率は 6.0%ポイント有意に増加したことが確認された。単身世帯の分析結果には一定の留保は必要であるが（補論 A），就労自立給付金制度は限られた特定の世帯にしか実効的な効果をもたらさない。

本研究と日本の被保護者の労働供給に関するこれまでの分析から示唆される重要な点は，保護中と出口の双方における被保護者を対象としたあらゆる就労支援政策がほとんどの被保護者の労働参加や賃金収入そして消費水準の改善や自立の達成にほとんど効果がないことである。このことは，制度そのものに重大な問題があることを示唆している。いくつかの研究が指摘しているように，法で定められる最低生活費の基準額を超えた賃金収入に対して 90%もの高率の限界税率を課している構造が，被保護者の労働インセンティブに正の影響をもたらさない主因であると考えられる（斎藤・上村，2007；林，2021；2023）。これらの結果は，対象者の労働インセンティブを阻害

[12] 補論 F の表 F1 に改正高齢者雇用安定法で定められた定年年齢の推移をまとめている。同法に関する経済学的な議論は Kondo and Shigeoka (2017)，同法の改正と厚生年金の支給開始年齢の改定については陳ほか（2022）を参照されたい。補論 F には，改正高齢者雇用安定法の効果をより明示的に制御したモデルによる推定結果も報告しているが，表 6 で示した結果とほとんど違いはない。

する仕組みがすでに備わっている制度の下では，追加的に導入されたあらゆる就労支援政策は，ごく限られた世帯に対してのみにしか実効的な効果がないことを示唆している。現在の日本の財政状況を踏まえれば，政府が短期的な財政均衡を重視することはもちろん重要だが，長期的な視野に立って EITC や WFTC のような税制も含めた生活保護制度の抜本的な改革を行うことが必要である。

公的扶助制度における出口政策が被保護者の労働供給に与えた因果効果について，本稿はデータの制約上，そのメカニズムはまだ十分に説明できていない。その潜在的な例は，労働供給に対する因果効果が，被保護者の勤労意欲，世帯所得の上限を考慮した労働調整，低所得層に対する労働市場の問題，それとも他の要因がどの程度影響しているかといった，観察されない個々の被保護者の異質性を十分に考慮できないことである。例えば，個々人の就労意識の差が労働供給に与える影響は異なる可能性は高い。つまり，意欲的な被保護者は地方自治体が実施する就労支援に参加する傾向が高く，就労や自立に向けて積極的に行動するかもしれない。こうした潜在的な要因の考慮については，自治体が管理している過去の職業訓練への参加履歴などに関する他の行政データベースと公的データをマージさせることが考えられる。多くの情報を有するデータから精確な処置効果を推定することは，制度の実効性を改善させるうえでも必要不可欠な今後の課題である。もう一つは就労自立給付金制度の周知不足である。厚生労働省が当制度の申請者に対して行ったアンケートによれば，給付金申請者の 95.5%は，福祉事務所から説明を受けるまで制度の存在を知らなかったと回答している（厚生労働省，2017）。しかしながら，彼らの約 6 割は，自治体から説明を受けた後に，就労意欲が増したり，就労継続しやすくなったという。こうした傾向は，EITC に関する知識が賃金収入に与える影響を分析した Chetty et al.（2013）の結果と整合的である。さらに，厚生労働省（2017）では，当制度に関する自治体の説明時期は，就労指導時や家庭訪問やケースワークなどで定期的または保護開始時とまったくのバラバラであったことが報告されているが，Chetty et al.（2013）や Bhargava and Manoli（2015）の結果を踏まえれば，周知のタイミングによって労働インセンティブが変化する可能性があり，これも興味深い今後の分析課題である。最後に，被保護者の時間選好率に関する議論も言及に値する。例えば貯蓄について，日本の生活保護制度は，被保護者に一定額までの貯蓄を認めているが，その上限が将来の保護脱却時において十分な水準であるかどうかは科学的に検証されていない。また，マクロ経済学や行動経済学の知見に基づけば，低所得者は一般的に時間選好率が高く近視眼的な行動をとりがちであるため（Lawrance, 1996; Carvalho et al., 2016），将来の脱却を見据えた合理的な異時点間の消費配分を認識させるような行政側の周知や指導，そして制度設計が重要となる可能性がある。

参考文献

Bastian, Jacob E. and Maggie R. Jones (2021) “Do EITC expansions pay for themselves? Effects on tax revenue and government transfers,” *Journal of Public Economics*, Vol. 196, 104355.

Bettendorf, Leon J. H., Kees Folmer and Egbert L. W. Jongen (2014) “The dog that did not bark: The EITC for single mothers in the Netherlands,” *Journal of Public Economics*, Vol. 119, pp. 49-60.

Bhargava, Saurabh and Dayanand Manoli (2015) “Psychological frictions and the incomplete take-up of social benefits: Evidence from an IRS field experiment,” *American Economic Review*, Vol.105(11), pp.3489-3529.

Blank, Rebecca M. and Robert F. Schoeni (2003) “Changes in the distribution of children's family income over the 1990's,” American Economic Review, Vol. 93(2), pp. 304-308.

Blundell, Richard and Thomas MaCurdy (1999) “Labor supply: A review of alternative approaches,” in O. Ashenfelter and D. Card (eds) *Handbook of Labor Economics*, Vol.3, pp.1559-1695.

Brewer, Mike, Alan Duncan and Andrew Shephard（2006）“Did working families' tax credit work? The impact of in-work support on labour supply in Great Britain,” *Labour Economics*, Vol. 13(3), pp. 699-720.

Carvalho, Leandro S., Stephan Meier, and Stephan W. Wang (2016) “Poverty and economic decision-making: Evidence from changes in financial resources at payday,” *American Economic Review*, Vol. 106(2), pp. 260-284

Chetty, Raj, John N. Friedman and Emmanuel Saez (2013) “Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the EITC on earnings,” *American Economic Review*, Vol. 103(7), pp. 2683-2721.

Dahl, Molly, Thomas DeLeire, and Jonathan Schwabish (2009) “Stepping stone or dead end? The effect of the EITC on earnings growth,” *National Tax Journal*, Vol. 62(2), pp. 329-347.

Eissa, Nada and Jeffrey B. Liebman (1996) “Labor response to the earned income tax credit,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111(2), pp. 605-637.

Francesconi, Marco and Wilbert van der Klaauw (2007) “The socioeconomic consequences of 'in-work' benefit reform for British lone mothers,” *Journal of Human Resources*, Vol. 42(1), pp. 1-31.

Francesconi, Marco, Helmut Rainer, and Wilbert van der Klaauw (2009) “The effects of in-work benefit reform in Britain on couples: Theory and evidence,” *Economic Journal*, Vol. 119(535), pp. F66-100.

Hendren, Nathaniel and Ben Sprung-Keyser (2020) “A Unified welfare analysis of government policies,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135(3), pp. 1209-1318.

Hoynes, Hilary W. and Ankur J. Patel (2018) “Effective policy for reducing poverty and inequality? The earned income tax credit and the distribution of income,” *Journal of Human Resources*, Vol. 53(4), pp. 859-890.

Ito, Takatoshi, Kazumasa Iwata, Colin McKenzie, and Shujiro Urata (2018) “Did Abenomics succeed?: Editors' overview,” *Asian Economic Policy Review*, Vol.13(1), pp.1-22.

Kondo, Ayako and Hitoshi Shigeoka (2017) “The effectiveness of demand-side government intervention to promote elderly employment: Evidence from Japan,” *ILR Review*, Vol.70(4), pp.1008-1036.

Lawrance, Emily C. (1996) “Poverty and the rate of time preference: Evidence from panel data,” *Journal of Political Economy*, Vol. 99(1), pp. 54-77.

Matsumoto, Kodai (2022) “The effects of employment support programs on public assistance

recipients: The case of a Japanese municipality program," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.63: 101186, pp.1-17.

Meghir, Costas and David Phillips (2010) "Labour supply and taxes," in J. Mirrlees (eds) *The Mirrlees Review*, chapter 3, Oxford University Press.

Meyer, Bruce D. and James X. Sullivan (2003) "Measuring the well-being of the poor using income and consumption," *Journal of Human Resources*, Vol. 38, pp. 1180-1220.

Meyer, Bruce D. and Dan T. Rosenbaum（2001） "Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116(3), pp. 1063-1114.

Meyer, Bruce D., Derek Wu, Victoria Mooers, and Carla Medalia (2021) "The use and misuse of income data and extreme poverty in the United States," *Journal of Labor Economics*, Vol. 39(51), pp. 5-58.

Moffit, Robert A. (2002) "Welfare programs and labor supply," in A.J. Auerbach and M. Feldstein (eds) *Handbook of Public Economics*, Vol.4, pp.2393-2430.

Neumark, David and Peter Shirley (2020) "The long-run effects of the earned income tax credit on women's labor market outcomes," *Labour Economics*, Vol.66: 101878.

Yuda, Michio (2018) "The medical assistance system and inpatient health care provision: Empirical evidence from short-term hospitalizations in Japan," *PLoS ONE*, Vol.13(10), e0204798.

Yuda, Michio (2022) "Healthcare utilization under a comprehensive public welfare program: Evidence from Japan," *Frontiers in Public Health: Health Economics*, Vol.10, 895679.

安部由起子・玉田桂子（2007）「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」,『日本労働研究雑誌』, No.563, 31-47 頁。

市村英彦・川口大司・深井太洋・鳥谷部貴大（2017）「EBPM に向けた課題：生活保護受給者への就労支援に関する調査と「被保護調査」を用いた分析」, 経済財政諮問会議・経済・財政一体改革推進委員会・評価・分析ワーキング・グループ・第 5 回会議参考資料 2, https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/reform/wg5/291124/sankou2.pdf。

厚生労働省（2017）「就労自立給付金アンケート調査結果」, 第 31 回社会保障審議会生活保護基準部会　資料３,　https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/0000176355.pdf （2021/9/28 閲覧可能）。

駒村康平・道中隆・丸山桂（2011）「被保護母子世帯における貧困の世代間連鎖と生活上の問題」,『三田学会雑誌』, Vol.103（4）, 619-645 頁。

齊藤由里恵・上村敏之（2007）「生活保護制度と所得税住民税制の限界実効税率」,『生活経済研究』, No.26, 31-43 頁。

玉田桂子・大竹文雄（2004）「生活保護制度は就労意欲を阻害しているか ―アメリカの公的扶助制度との比較」,『日本経済研究』, No.50, 38-62 頁。

陳鳳明・若林緑・湯田道生（2022）「引退後の高齢者の健康推移：公的年金制度改革を利用した実証研究」, *RIETI Discussion Paper*, 22-J-034。

林正義（2021）「生活保護と就労：被保護者調査（個別調査）を中心に」,『租税研究』, Vol.856, pp.49-68.

林正義（2023）「生活保護と就労収入：2013 年基礎控除改定の効果を巡って」,『フィナンシャル・

レビュー』, Vol.151, pp.206-234.
藤原千沙・湯澤直美・石田浩(2010)「生活保護の受給期間　廃止世帯から見た考察」,『社会政策』, Vol.1(4), 87-99 頁。
山田篤裕・駒村康平(2018)「生活保護基準の変更と就労　ひとり親世帯就労促進費廃止と母子加算復活の影響」, 山田篤裕・駒村康平・四方理人・田中聡一郎・丸山桂『最低生活保障の実証分析　生活保護制度の課題と将来構想』, 46-62 頁, 有斐閣。
勇上和志・田中喜行・森本敦志(2017)「貧困問題と生活保護政策」, 川口大司(編)『日本の労働市場　経済学者の視点』, 261-284 頁, 有斐閣。
湯田道生(2006)「国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析」,『経済研究』, Vol.57(4), 344‐357 頁。

補論 A　臨界値に関する感度分析

表 A1 は, 処置群を定める際に用いた(2)式の p_{ijt} の個人内平均($\frac{1}{T}\sum_{t=\tau_{i0}}^{T} p_{ijt}$)の分布をまとめたものである。単身世帯の平均は 0.980 と非常に高く, サンプルの 95.2%は期間を通して上限額を超えているが, 非単身世帯の平均は 0.699 で, 期間を通して上限額を超えている観測値は 67.2%にとどまっており, 一度も上限に超えていないものも 28.3%存在する。

表 A2 は, (3)式で定めた臨界値 0.5 を 0.33(分析期間の 1/3 以上)や 0.67(分析期間の 2/3 以上)に定めたケースでの分析を行った処置効果の推定結果をまとめている。非単身世帯の処置効果は, 臨界値の違いに対して頑健であることが確認できるが, 単身世帯の結果の解釈にはいくつか注意すべき点がある。賃金月収と世帯消費, 自立については定性的には表 2 の結果と整合的であるが, 臨界値が小さくなると処置効果は小さくなり, 臨界値が大きくなると処置効果は大きくなる。労働参加率に対する処置効果はそれとは逆で, 臨界値を下げると処置効果は正で有意になる一方, 臨界値が上がるとより大きな負値が推定される。p_{ijt} の個人内平均の分布をみると, 単身世帯が上方に偏っている一方で, 非単身世帯は下方にも分布しているため, このような分布の違いが上記の結果の違いに現れていると考えられる。

[表 A1　p_{ijt}の分布]
[表 A2　処置効果の感度分析]

補論 B　非単身世帯における処置効果の異質性

表 B1 は非単身世帯について, 世帯主と被扶養者別にサンプルを分けて分析を行った処置効果の推定結果をまとめている。労働供給に対する処置効果は表 2 の結果とほとんど同じであるが, 母子世帯の被扶養者の負の処置効果が特に大きく推定されている。その理由として考えられることは, 当人の健康や能力の問題や, 世帯所得の上限を考慮した労働調整による理由が考えられるが, 本稿で使用しているデータからはこれ以上の推察は不可能である。厚生効果については,

世帯主の消費は表 3 の結果と比べるとやや小さいが実質的な影響はほとんど認められないが，自立する確率が正で有意に推定されている。後者の結果は，就労自立給付金制度の導入が自立確率を平均的に 4.2%上昇させていることを示唆している。一方で，被扶養者については，消費も自立に与える影響はほとんどない。

［表 B1　非単身世帯における処置効果の異質性］

補論 C　当月の自立変数

4.2 節で述べたように，本分析では 2 種類の自立に関する変数を用いることができる。一つは市村ほか（2017）と同じく，調査当月に健康の改善または収入の増加が理由で自立した個人に1とる二値変数である。この変数は『被保護者調査』から直接入手することができるため，生活保護から脱却した理由に基づいて正確に自立を特定することができるという利点がある。しかしながら，図 C1 で示しているように，保護脱却時期は年度末の 3 月に集中する季節性がある。このことは，調査当月（7 月）のみの自立状況は，政策の影響を過少評価する可能性がある。加えて，表 C1 に示すように，各サンプルにおいて，当月自立の割合は単身世帯で 0.002%，非単身世帯で 0.003%しか存在していないことも問題である。被説明変数に十分な変動がないため，全ての説明変数の係数がほぼゼロであり，全ての回帰係数がゼロであるという帰無仮説を F 検定も全ての推定結果で棄却されなかった。もう一つの変数は，『被保護者調査』が全被保護者を追跡したパネルデータである特性を活かして，翌年にサンプルに現れない個人を自立，そうでない場合を保護継続とする二値変数である。表1に示すように，この変数には十分な変動があるが，自立の理由の正確性が必ずしも保証されないという別の問題がある。図 C2 は，脱却世帯の理由に占める「働きによる収入の増加・取得・働き手の転入・傷病治癒」と「死亡・失踪」のそれぞれを理由として保護を脱却した世帯割合の推移を示している。パネル A は単身・非単身の全世帯類型を対象にしたものだが，非単身世帯が「死亡・失踪」の理由で保護終了する割合は期間内平均で 2.1%であるのに対して，単身世帯では平均 33.7%と高く，これは同世帯の「働きによる収入の増加・取得・働き手の転入・傷病治癒」の平均 26.1%よりも高い。単身世帯では政策が自立に与える影響を過大評価する可能性がある点には注意が必要である

［表 C1　当月自立を用いた分析］
［図 C1　保護脱却世帯数（月別）の推移］
［図 C2　脱却理由別の保護世帯割合（月別）］

補論 D　結果変数の共通トレンド

結果変数における制度導入前の共通トレンドの有無を，以下の式を回帰分析することによって確認する。

$$Y_{ijt} = \delta_0 + \delta_{pr}\left(Treat_{ij} \times PreT_t \times t_{it}\right) + \delta_{po}\left(Treat_{ij} \times PstT_t \times t_{it}\right)$$

$$+\delta_1\left(Treat_{ij} \times EPEI_t\right) + \boldsymbol{x}_{ijt}\boldsymbol{\delta} + \alpha_i + \tau_t + u_{ijt} \qquad \text{(D1)}$$

ただし，$PreT$は制度導入前の期間に 1 を取るダミー変数，$PstT$は制度導入後の期間に 1 を取るダミー変数で，t はタイムトレンドである。この定式化の下では，係数δ_{pr}は制度導入前の期間における処置群と対照群の傾きの差を示しているので，もしこの係数が有意にゼロと異ならなければ，制度導入前の期間において Y のトレンドに差がない，つまり共通トレンドの仮定は満たされていると解釈できる。表 D1 は労働参加率と賃金収入について(D1)式を推定して得られた$\hat{\delta}_{pr}$をまとめたものである。単身世帯ではこれらのトレンドに有意差は確認されないが，非単身世帯では，サブサンプルを含む全てのサンプルで1％の有意水準で帰無仮説が棄却される。しかしながら，これらの推定値はそれぞれ−0.041 と−0.054 でいずれも小さく，労働供給に与える影響は限定的である。有意に推定された理由の一つは，サンプルサイズが大きいことによって標準誤差が小さく推定されているためと考え，プレトレンドにおける共通トレンドの仮定は妥当であると解釈できる。

［表 D1　共通トレンドに関する検定］

補論 E　説明変数群の推定結果

図 E1 には，労働参加率(パネル A)，賃金月収(パネル B)，世帯消費(パネル C)そして自立(パネル D)に対する他の説明変数の点推定値と福祉事務所単位の clustered robust standard error を基にした 95％信頼区間がまとめられている。

［図 E1　説明変数群の点推定値と 95％信頼区間］

補論 F　改正高齢者雇用安定法による定年年齢の推移

2013 年 4 月に改定された高齢者雇用安定法では，事業主が従業員に対して，(1)定年の引き上げ，(2)定年到達者を引き続き雇用するための「継続雇用制度」の導入，または(3)定年の定めの廃止のいずれかを措置を講じ，65 歳までの雇用確保を義務付けている。これは厚生年金の受給開始年齢の延長と対応しており，表 F1 に示す通り，生年(コーホート)によって個人の退職年齢が異なる。ここでは，その効果をより明示的に制御した以下のモデルを推定し，結果の頑健性を確認する。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1\left(Treat_{ij} \times EPEI_t\right) + \beta_r \mathbf{1}[age_{ijt} \geq rage_t] + \boldsymbol{x}_{ijt}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \tau_t + u_{ijt} \qquad \text{(F1)}$$

$$W_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1\left(Treat_{ij} \times EPEI_t\right) + \gamma_r \mathbf{1}[age_{ijt} \geq rage_t] + \boldsymbol{x}_{ijt}\boldsymbol{\gamma} + \alpha_i + \tau_t + e_{ijt} \qquad \text{(F2)}$$

ただし，age_{ijt}は，世帯類型 j に属する個人 i の t 時点の年齢，$rage_t$は改正高齢者雇用安定法で定められた t 年時点の法定退職年齢である。指示関数は t 年に法定退職年齢を超えていれば 1 をとるダミー変数である。年齢が法定退職年齢を超えれば労働市場から引退する確率が高くなるため，係数β_rは負で有意に推定されることが予想される。就労自立給付金の処置効果とダミー

変数の推定結果は表 F1 にまとめた通りである。労働供給に対する指示関数の係数は，予想通り負であり，母子世帯を除き有意に推定されている。また，世帯消費と自立についても有意な影響が確認できる。しかしながら，処置効果は表 6 で示した結果とほとんど違いはない。

［表 F1　退職年齢の変遷］
［表 F2　改正高齢者雇用安定法の効果を制御した推定結果］

表 1　記述統計量

サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯	
	全サンプル		全サンプル	
変数名	平均	標準偏差	平均	標準偏差
内生変数				
労働参加率(= 1)	0.131	0.338	0.247	0.431
賃金月収(千円)	53.843	44.633	84.179	56.293
世帯消費(千円)	123.941	48.763	386.689	284.391
保護脱却(= 1)	0.260	0.439	0.280	0.449
個人属性				
就労自立給付金(= 1)	0.712	0.453	0.673	0.469
女性(= 1)	0.347	0.476	0.693	0.461
年齢	48.128	8.864	41.380	11.001
前国民健康保険(= 1)	0.529	0.499	0.597	0.491
前被用者保険:本人(= 1)	0.018	0.134	0.033	0.179
前被用者保険:扶養者(= 1)	0.016	0.126	0.032	0.175
前無保険者(= 1)	0.001	0.038	0.001	0.028
保護歴(= 1)	0.171	0.376	0.168	0.374
世帯属性				
世帯類型:その他世帯(= 1)	0.341	0.474	0.362	0.481
世帯類型:母子世帯(= 1)			0.324	0.468
世帯類型:障害者世帯(= 1)	0.298	0.458	0.114	0.318
世帯類型:傷病者世帯(= 1)	0.361	0.480	0.199	0.399
持ち家(= 1)	0.023	0.149	0.025	0.156
15歳未満同居(= 1)			0.530	0.499
65歳以上同居(= 1)			0.240	0.427
地域要因				
有効求人倍率(直近3か月)	1.112	0.375	1.060	0.360
都道府県GDP(10兆円)	3.259	3.236	2.983	2.989
1級地1(= 1)	0.421	0.494	0.397	0.489
1級地2(= 1)	0.184	0.387	0.188	0.391
2級地1(= 1)	0.197	0.397	0.200	0.400
2級地2(= 1)	0.037	0.188	0.043	0.202
3級地1(= 1)	0.113	0.317	0.116	0.320
3級地2(= 1)	0.048	0.214	0.057	0.231
観測値数(うち就業者)	2,400,079 (315,558)		2,069,369 (510,360)	
個人数(うち就業者)	873,165 (155,859)		780,279 (231,562)	

注:この表は主要サンプルに含まれている変数の平均と標準偏差をまとめている。単身世帯の処置群(個人数)は 2,372,155(858,820), 非単身世帯の処置群(個人数)は 1,459,324(180,097)である。

表 2 就労自立給付金制度の労働供給に対する処置効果

サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯		
世帯形態	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	0.005	-0.007	-0.060 **	-0.059 **	-0.066 **
	0.020	0.018	0.003	0.004	0.005
H_0: Macroeconomic effects = 0	7.546 **	7.127 **	6.534 **	3.774 **	4.761 **
R-Squared	0.001	0.008	0.000	0.003	0.017
観測値数	2,400,079	818,058	2,069,369	749,839	670,831
個人数	873,165	386,835	780,279	346,537	255,863
(B) 賃金月収	-0.065 **	-0.084 **	-0.070 **	-0.077 **	-0.067 **
	0.018	0.021	0.009	0.017	0.014
H_0: Macroeconomic effects = 0	1.309	1.839	1.475	1.463	1.182
R-Squared	0.036	0.000	0.000	0.001	0.002
観測値数	315,558	179,391	510,360	186,434	229,564
個人数	155,859	95,783	231,562	101,184	101,033

注:この表は(1)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A)と賃金月収の対数値(パネル B)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性，および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は，年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 3 就労自立給付金制度の厚生効果

サンプル	(i) 単身世帯				(ii) 非単身世帯					
世帯形態	全世帯		その他世帯		全世帯		その他世帯		母子世帯	
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
(A) 世帯消費	-0.050	**	-0.056	**	-0.010	**	-0.009	**	-0.011	**
	0.013		0.013		0.001		0.001		0.002	
H_0: Macroeconomic effects = 0	52.087	**	68.654	**	25.451	**	31.103	**	55.908	**
R-Squared	0.090		0.086		0.146		0.036		0.021	
観測値数	2,400,079		818,058		2,069,369		749,839		670,831	
個人数	873,165		386,835		780,279		346,537		255,863	
(B) 自立	-0.033	*	-0.030		0.026	**	0.011		0.060	**
	0.016		0.017		0.006		0.007		0.007	
H_0: Macroeconomic effects = 0	30.420	**	27.075	**	41.761	**	41.785	**	12.640	**
R-Squared	0.012		0.003		0.007		0.015		0.017	
観測値数	2,057,051		708,810		1,819,497		658,369		590,944	
個人数	800,372		351,779		730,533		321,150		239,339	

注:この表は(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の世帯消費の対数値(パネル A)と自立(パネル B)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は，年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 4 就労自立給付金制度の処置効果・厚生効果の性差

性別	男性					女性				
サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯			(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯		
世帯形態	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	-0.011	-0.020	-0.068 **	-0.068 **	-0.052	0.041 *	0.019	-0.057 **	-0.053 **	-0.067 **
	0.024	0.020	0.004	0.005	0.040	0.020	0.023	0.004	0.004	0.005
H_0: Macroeconomic effects = 0	7.203 **	5.379 **	6.551 **	4.340 **	1.404	3.558 **	2.944 **	5.766 **	2.111 *	4.857 **
R-Squared	0.000	0.006	0.002	0.000	0.000	0.006	0.003	0.001	0.009	0.013
観測値数	1,567,192	584,880	635,554	333,269	12,362	832,887	233,178	1,433,815	416,570	658,469
個人数	582,951	279,032	258,313	151,224	10,187	290,214	107,803	521,966	195,313	245,676
(B) 賃金月収	-0.074 **	-0.081 **	-0.036 *	-0.056 *	-0.414	-0.050 *	-0.085 **	-0.076 **	-0.096 **	-0.067 **
	0.025	0.030	0.017	0.023	0.340	0.023	0.022	0.010	0.022	0.014
H_0: Macroeconomic effects = 0	1.199	1.828	1.745	2.313 *	2.353 *	2.539 *	3.010 **	1.568	0.347	1.193
R-Squared	0.037	0.007	0.001	0.001	0.000	0.034	0.004	0.001	0.001	0.002
観測値数	196,219	110,845	107,608	73,388	1,433	119,339	68,546	402,752	113,046	228,131
個人数	98,973	61,490	55,715	38,909	1,304	56,886	34,293	175,847	62,275	99,729
(C) 世帯消費	-0.071 **	-0.076 **	-0.007 **	-0.010 **	-0.016	-0.001	-0.018	-0.012 **	-0.010 **	-0.011 **
	0.016	0.016	0.001	0.002	0.019	0.014	0.019	0.001	0.002	0.002
H_0: Macroeconomic effects = 0	40.584 **	20.939 **	56.105 **	28.924 **	0.951	30.663 **	8.392 **	70.058 **	22.073 **	57.001 **
R-Squared	0.091	0.086	0.173	0.001	0.015	0.082	0.056	0.101	0.037	0.025
観測値数	1,567,192	584,880	635,554	333,269	12,362	832,887	233,178	1,433,815	416,570	658,469
個人数	582,951	279,032	258,313	151,224	10,187	290,214	107,803	521,966	195,313	245,676
(D) 自立	-0.020	-0.014	0.000	0.006	-0.009	-0.057 **	-0.068 **	0.033 **	0.016 *	0.060 **
	0.017	0.019	0.006	0.007	0.058	0.021	0.026	0.006	0.007	0.007
H_0: Macroeconomic effects = 0	30.438 **	42.626 **	42.016 **	46.412 **	3.544 **	26.182 **	27.684 **	22.937 **	36.121 **	12.660 **
R-Squared	0.013	0.003	0.015	0.016	0.000	0.008	0.004	0.005	0.014	0.008
観測値数	1,350,188	509,532	559,393	292,817	11,332	706,863	199,278	1,260,104	365,552	579,612
個人数	535,563	254,493	241,123	140,440	9,436	264,809	97,286	489,410	180,710	229,903

注:この表は(1)・(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A), 賃金月収の対数値(パネル B), 世帯消費の対数値(パネル C)および自立(パネル D)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値, 下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には, 表 1 で報告した個人属性, 世帯属性, 地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**, *は 1%, 5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は, 年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 5　滞留世帯に対する処置効果

サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯		
世帯形態	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	0.032	0.007	-0.077 **	-0.067 **	-0.092 **
	0.029	0.030	0.005	0.006	0.006
H_0: Macroeconomic effects = 0	0.126	1.738	0.048	0.425	1.164
R-Squared	0.010	0.017	0.000	0.001	0.005
観測値数	549,271	136,521	466,282	144,219	159,852
個人数	85,158	32,334	72,958	32,531	29,815
(B) 賃金月収	-0.064	-0.093 *	-0.115 **	-0.098 **	-0.134 **
	0.034	0.037	0.018	0.032	0.032
H_0: Macroeconomic effects = 0	3.237	1.035	1.247	1.540	1.015
R-Squared	0.024	0.002	0.001	0.001	0.002
観測値数	64,865	32,530	106,367	33,819	52,682
個人数	18,112	9,946	24,747	10,617	13,065
(C) 世帯消費	-0.042 *	-0.056 *	-0.019 **	-0.018 **	-0.023 **
	0.020	0.024	0.001	0.002	0.002
H_0: Macroeconomic effects = 0	2.343	0.496	0.507	0.710	1.084
R-Squared	0.129	0.160	0.034	0.023	0.012
観測値数	549,271	136,521	466,282	144,219	159,852
個人数	85,158	32,334	72,958	32,531	29,815

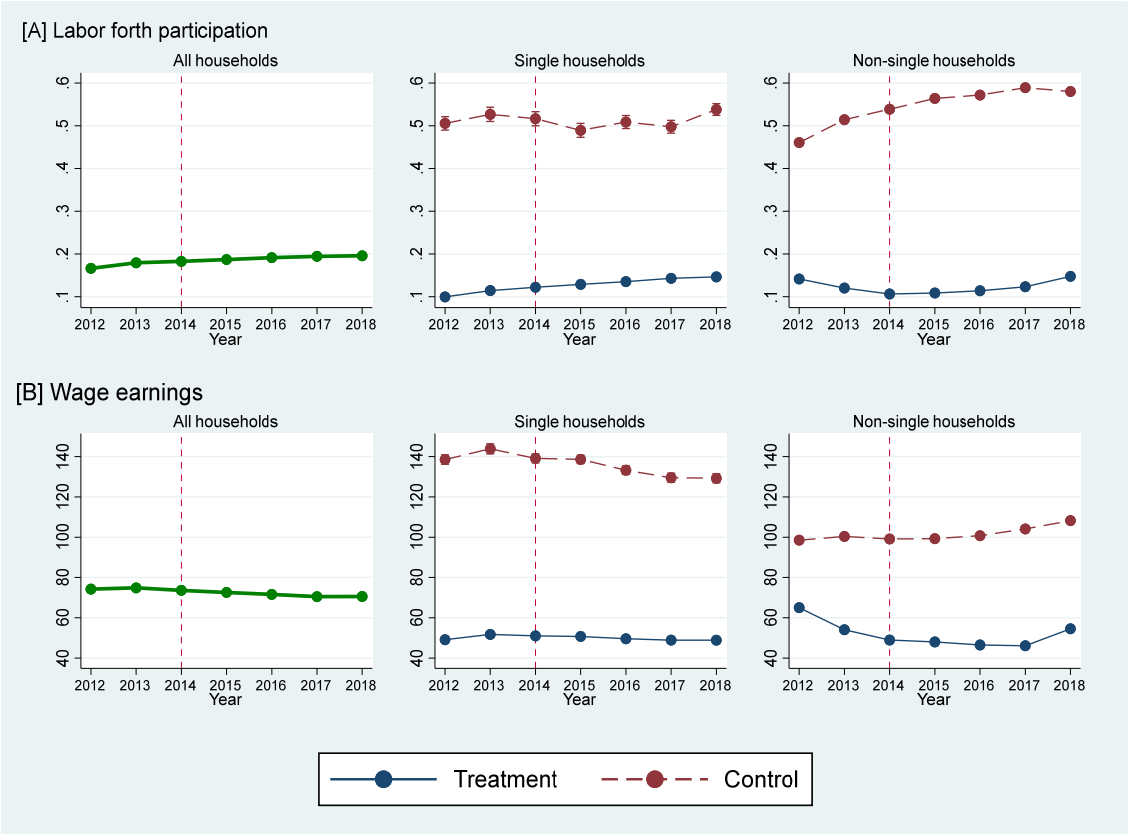
注:この表は(1)・(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A)，賃金月収の対数値(パネル B)および世帯消費の対数値(パネル C)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は，年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 6 改正高齢者雇用安定法の効果を制御した処置効果

サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯		
世帯形態	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	0.029	0.017	-0.055 **	-0.055 **	-0.066 **
	0.025	0.020	0.003	0.003	0.005
H_0: Macroeconomic effects = 0	5.562 **	5.035 **	41.579 **	26.745 **	19.858 **
R-Squared	0.003	0.005	0.003	0.000	0.014
観測値数	3,507,521	1,231,325	2,440,551	919,345	672,688
個人数	1,229,816	548,788	901,010	410,884	256,532
(B) 賃金収入	-0.056 **	-0.075 **	-0.075 **	-0.088 **	-0.067 **
	0.016	0.018	0.008	0.015	0.014
H_0: Macroeconomic effects = 0	2.268 *	2.869 **	3.662 **	0.862	3.380 **
R-Squared	0.030	0.000	0.000	0.001	0.002
観測値数	432,239	263,676	555,252	215,761	229,960
個人数	203,108	131,644	249,134	113,406	101,184
(C) 世帯消費	-0.030 *	-0.031 *	-0.006 **	-0.006 **	-0.011 **
	0.014	0.013	0.001	0.001	0.002
H_0: Macroeconomic effects = 0	51.114 **	23.567 **	77.719 **	42.251 **	63.071 **
R-Squared	0.080	0.086	0.170	0.069	0.016
観測値数	3,507,521	1,231,325	2,440,551	919,345	672,688
個人数	1,229,816	548,788	901,010	410,884	256,532
(D) 自立	-0.009	-0.010	0.036 **	0.030 **	0.060 **
	0.017	0.015	0.005	0.006	0.007
H_0: Macroeconomic effects = 0	27.574 **	32.902 **	27.966 **	38.390 **	12.516 **
R-Squared	0.013	0.002	0.004	0.011	0.018
観測値数	3,036,337	1,075,344	2,151,328	809,284	592,593
個人数	1,138,491	504,060	845,654	382,029	239,973

注:この表は(1)・(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A), 賃金月収の対数値(パネル B), 世帯消費の対数値(パネル C)および自立(パネル D)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値, 下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には, 表 1 で報告した個人属性, 世帯属性, 地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**, *は 1%, 5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は, 年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

図1　Event study



注:この図は，労働参加率（パネル A）と賃金月収（パネル B，単位は千円）の平均値の推移をまとめたものである。「All household」は単身・非単身世帯に属する全ての客体（処置群・対照群）の平均を示している。

表 A1 p_{ijt}の分布

	単身世帯	非単身世帯
平均	0.980	0.699
標準偏差	0.108	0.449
観測値数	2,400,079	2,069,369
個人数	873,165	780,279
個人内平均		
0.000	0.52%	28.33%
0.143	0.05%	0.12%
0.167	0.03%	0.05%
0.200	0.04%	0.06%
0.250	0.06%	0.08%
0.286	0.08%	0.21%
0.333	0.19%	0.22%
0.400	0.07%	0.10%
0.429	0.11%	0.29%
0.500	0.63%	0.50%
0.571	0.18%	0.37%
0.600	0.15%	0.16%
0.667	0.60%	0.47%
0.714	0.31%	0.48%
0.750	0.37%	0.27%
0.800	0.37%	0.24%
0.833	0.37%	0.24%
0.857	0.69%	0.60%
1.000	95.16%	67.19%

注:この表は(2)式をもとにして計算された個人内平均の分布を報告している。

表 A2　処置効果の感度分析

臨界値	33.3%					66.7%				
サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯			(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯		
世帯形態	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	0.053 *	0.037	-0.061 **	-0.059 **	-0.068 **	-0.051 **	-0.043 **	-0.057 **	-0.057 **	-0.063 **
	0.025	0.023	0.003	0.004	0.005	0.012	0.011	0.003	0.004	0.004
H_0: Macroeconomic effects = 0	7.533 **	6.530 **	7.029 **	3.796 **	4.650 **	7.558 **	6.547 **	7.142 **	3.775 **	4.806 **
R-Squared	0.001	0.007	0.000	0.003	0.017	0.002	0.009	0.000	0.003	0.016
観測値数	2,400,079	818,058	2,069,369	749,839	670,831	2,400,079	818,058	2,069,369	749,839	670,831
個人数	873,165	386,835	780,279	346,537	255,863	873,165	386,835	780,279	346,537	255,863
(B) 賃金月収	-0.022	-0.042 *	-0.070 **	-0.078 **	-0.067 **	-0.100 **	-0.112 **	-0.069 **	-0.076 **	-0.064 **
	0.014	0.017	0.009	0.016	0.014	0.018	0.022	0.009	0.017	0.014
H_0: Macroeconomic effects = 0	1.331	1.514	1.828	1.462	1.163	1.309	1.470	1.848	1.465	1.183
R-Squared	0.035	0.000	0.000	0.001	0.002	0.040	0.001	0.000	0.001	0.002
観測値数	315,558	179,391	510,360	186,434	229,564	315,558	179,391	510,360	186,434	229,564
個人数	155,859	95,783	231,562	101,184	101,033	155,859	95,783	231,562	101,184	101,033
(C) 世帯消費	-0.009	-0.014	-0.011 **	-0.010 **	-0.011 **	-0.091 **	-0.081 **	-0.007 **	-0.008 **	-0.009 **
	0.014	0.016	0.001	0.001	0.002	0.010	0.010	0.001	0.001	0.002
H_0: Macroeconomic effects = 0	51.270 **	25.003 **	68.274 **	31.062 **	55.261 **	52.183 **	25.574 **	68.928 **	31.146 **	56.096 **
R-Squared	0.089	0.083	0.147	0.037	0.021	0.094	0.092	0.145	0.035	0.019
観測値数	2,400,079	818,058	2,069,369	749,839	670,831	2,400,079	818,058	2,069,369	749,839	670,831
個人数	873,165	386,835	780,279	346,537	255,863	873,165	386,835	780,279	346,537	255,863
(D) 自立	-0.005	0.000	0.023 **	0.010	0.058 **	-0.140 **	-0.138 **	0.035 **	0.015 *	0.069 **
	0.018	0.022	0.006	0.006	0.007	0.012	0.013	0.006	0.007	0.007
H_0: Macroeconomic effects = 0	45.277 **	55.859 **	26.559 **	41.533 **	12.738 **	28.333 **	39.334 **	27.287 **	41.924 **	12.624 **
R-Squared	0.012	0.003	0.007	0.015	0.017	0.011	0.003	0.007	0.015	0.017
観測値数	2,057,051	708,810	1,819,497	658,369	590,944	2,057,051	708,810	1,819,497	658,369	590,944
個人数	800,372	351,779	730,533	321,150	239,339	800,372	351,779	730,533	321,150	239,339

注:この表は(1)・(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A)，賃金月収の対数値(パネル B)，世帯消費の対数値(パネル C)および自立(パネル D)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は，年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 B1　非単身世帯における処置効果の異質性

サンプル	(i) 世帯主			(ii) 被扶養者		
世帯形態	全世帯	その他世帯	母子世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(3)	(4)	(5)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	-0.060 **	-0.057 **	-0.066 **	-0.060 **	-0.060 **	-0.078 **
	0.004	0.005	0.005	0.004	0.004	0.028
H_0: Macroeconomic effects = 0	5.321 **	2.464 *	4.870 **	4.342 **	4.481 **	1.341
R-Squared	0.004	0.006	0.009	0.000	0.001	0.001
観測値数	956,441	309,462	646,979	464,229	440,377	23,852
個人数	351,570	143,671	236,397	220,402	203,070	19,467
(B) 賃金月収	-0.073 **	-0.104 **	-0.066 **	-0.060 **	-0.057 **	-0.418 *
	0.011	0.027	0.014	0.019	0.019	0.208
H_0: Macroeconomic effects = 0	1.097	1.272	1.166	1.220	1.312	1.348
R-Squared	0.000	0.003	0.001	0.000	0.000	0.004
観測値数	326,691	100,099	226,592	89,307	86,335	2,972
個人数	140,509	53,481	98,405	50,153	47,737	2,628
(C) 世帯消費	-0.013 **	-0.015 **	-0.011 **	-0.008 **	-0.007 **	-0.013
	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.010
H_0: Macroeconomic effects = 0	51.901 **	14.376 **	57.273 **	40.481 **	43.211 **	1.520
R-Squared	0.051	0.042	0.032	0.045	0.038	0.006
観測値数	956,441	309,462	646,979	464,229	440,377	23,852
個人数	351,570	143,671	236,397	220,402	203,070	19,467
(D) 自立	0.042 **	0.027 **	0.060 **	0.007	0.005	-0.027
	0.007	0.008	0.007	0.007	0.007	0.039
H_0: Macroeconomic effects = 0	18.687 **	33.888 **	12.649 **	46.122 **	45.844 **	6.333 **
R-Squared	0.000	0.001	0.003	0.049	0.033	0.001
観測値数	841,314	272,226	569,088	407,999	386,143	21,856
個人数	329,155	132,575	221,315	204,884	188,722	18,024

注:この表は(1)・(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A)，賃金月収の対数値(パネル B)，世帯消費の対数値(パネル C)および自立(パネル D)に対する処置効果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error で

ある。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は，年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 C1　当月自立を用いた分析

サンプル	(i) 単身世帯			(ii) 非単身世帯			
世帯形態	平均	全世帯	その他世帯	平均	全世帯	その他世帯	母子世帯
	標準偏差	(1)	(2)	標準偏差	(3)	(4)	(5)
(A) 当月自立（×100）	0.002	0.000	0.001	0.003	0.001	-0.002	0.003
	0.402	0.000	0.001	0.536	0.001	0.002	0.002
H_0: Macroeconomic effects = 0		1.140	0.480		1.060	0.170	0.510
R-Squared		0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
観測値数	2,043,732	2,043,732	703,545	1,807,942	1,807,942	653,653	588,271
個人数	795,879	795,879	348,853	726,949	726,949	319,099	238,503

注：この表は，当月自立の記述統計量と(4)式の推定結果のうち就労自立給付金の当月自立に対する処置効果を 100 倍した値を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は，年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

表 D1　共通トレンドに関する検定

サンプル	(i) 単身世帯		(ii) 非単身世帯		
世帯	全世帯	その他世帯	全世帯	その他世帯	母子世帯
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(A) 労働参加率	-0.019	-0.026	-0.041 **	-0.039 **	-0.048 **
	0.015	0.014	0.004	0.005	0.005
R-Squared	0.003	0.008	0.001	0.003	0.029
観測値数	2,400,079	818,058	2,069,369	749,839	670,831
個人数	873,165	386,835	780,279	346,537	255,863
(B) 賃金月収	-0.029	-0.029	-0.054 **	-0.051 **	-0.045 **
	0.017	0.020	0.008	0.017	0.012
R-Squared	0.035	0.001	0.002	0.008	0.006
観測値数	315,558	179,391	510,360	186,434	229,564
個人数	155,859	95,783	231,562	101,184	101,033

注:この表は(D1)式の労働参加率(パネル A)および賃金月収の対数値(パネル B)を被説明変数とする推定結果のうち，処置群ダミーと導入前期間ダミーとタイムトレンドの 3 重交差項($Treat_{ij} \times PreT_t \times t_{it}$)の推定結果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には，表 1 で報告した個人属性，世帯属性，地域属性および個人固定効果と年固定効果および処置群ダミーと導入後期間ダミーとタイムトレンドの 3 重交差項($Treat_{ij} \times PstT_t \times t_{it}$)が含まれている。**，*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。

表 E1　退職年齢の変遷

退職年齢	男性	女性
60	1948～1952年生まれ	1948～1957年生まれ
61	1953～1954年生まれ	1958～1959年生まれ
62	1955～1956年生まれ	1960～1961年生まれ
63	1957～1958年生まれ	1962～1963年生まれ
64	1959～1960年生まれ	1964～1965年生まれ
65	1961年生まれ～	1966年生まれ～

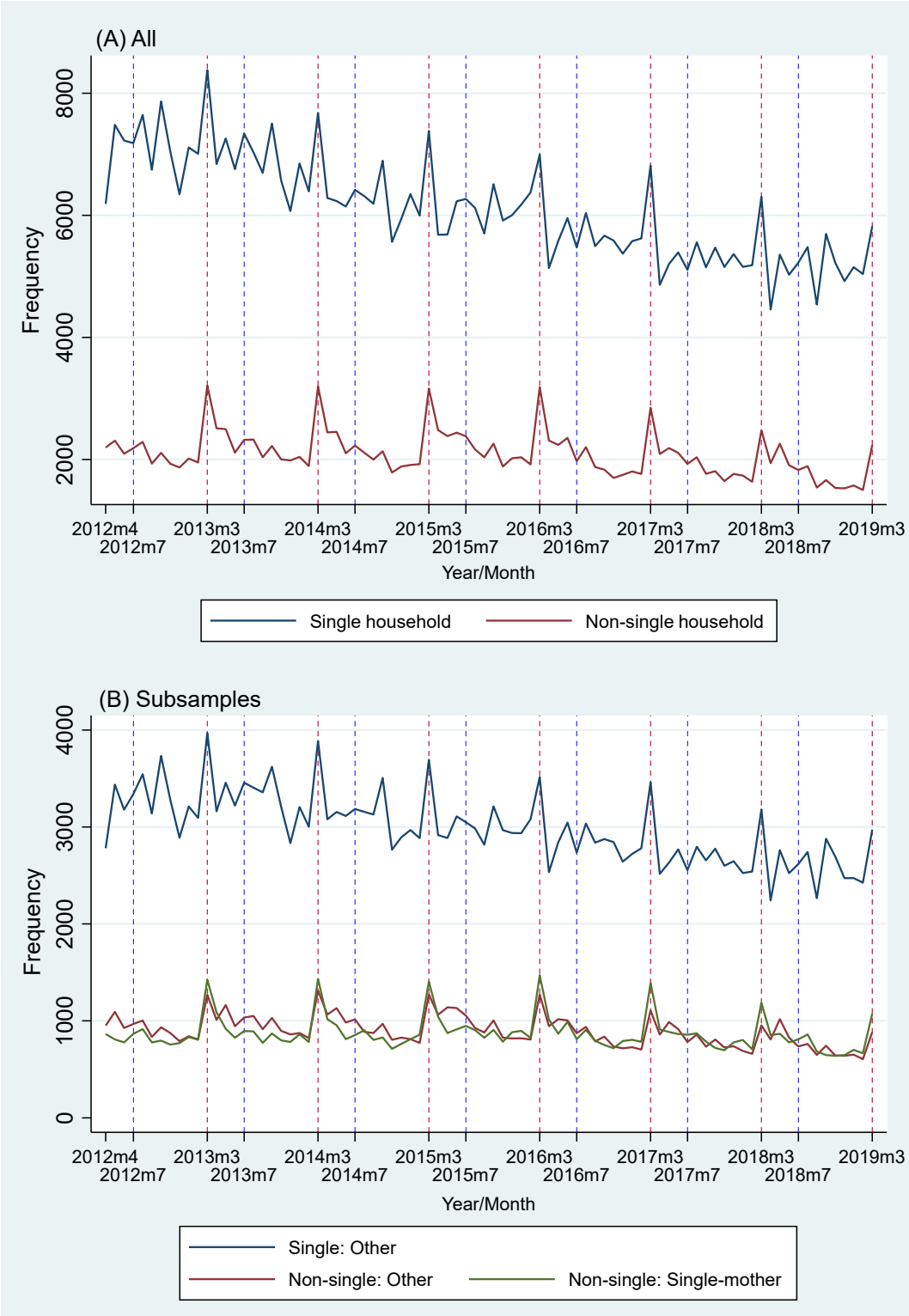
注:筆者作成。

表 F2 改正高齢者雇用安定法の効果を制御した推定結果

サンプル	(i) 単身世帯			(ii) 非単身世帯					
世帯形態	全世帯		その他世帯	全世帯		その他世帯		母子世帯	
	(1)		(2)	(3)		(4)		(5)	
(A) 労働参加率	0.029		0.017	-0.055	**	-0.055	**	-0.066	**
	0.025		0.020	0.003		0.003		0.005	
1 [$age_{jit} \geq rage_t$]	-0.010	**	-0.018 **	-0.003	*	-0.005	*	-0.009	
	0.001		0.002	0.001		0.003		0.014	
H_0: Macroeconomic effects = 0	5.651	**	4.790 **	41.590	**	26.824	**	19.857	**
R-Squared	0.004		0.006	0.003		0.000		0.014	
観測値数	3,507,521		1,231,325	2,440,551		919,345		672,688	
個人数	1,229,816		548,788	901,010		410,884		256,532	
(B) 賃金月収	-0.055	**	-0.074 **	-0.074	**	-0.088	**	-0.067	**
	0.016		0.018	0.008		0.015		0.014	
1 [$age_{jit} \geq rage_t$]	-0.035	**	-0.038 **	-0.046	**	-0.031	*	-0.038	
	0.006		0.007	0.009		0.012		0.043	
H_0: Macroeconomic effects = 0	2.246	*	2.896 **	3.654	**	0.828		3.381	**
R-Squared	0.030		0.000	0.000		0.001		0.002	
観測値数	432,239		263,676	555,252		215,761		229,960	
個人数	203,108		131,644	249,134		113,406		101,184	
(C) 世帯消費	-0.030	*	-0.031 *	-0.006	**	-0.006	**	-0.011	**
	0.014		0.013	0.001		0.001		0.002	
1 [$age_{jit} \geq rage_t$]	-0.011	**	-0.019 **	0.013	**	0.003	**	0.040	**
	0.001		0.001	0.001		0.001		0.007	
H_0: Macroeconomic effects = 0	50.658	**	23.032 **	77.739	**	42.415	**	63.490	**
R-Squared	0.081		0.087	0.170		0.069		0.016	
観測値数	3,507,521		1,231,325	2,440,551		919,345		672,688	
個人数	1,229,816		548,788	901,010		410,884		256,532	
(D) 自立	-0.006		-0.007	0.037	**	0.030	**	0.060	**
	0.016		0.015	0.005		0.006		0.007	
1 [$age_{jit} \geq rage_t$]	-0.191	**	-0.208 **	-0.114	**	-0.129	**	0.101	**
	0.002		0.004	0.003		0.004		0.020	
H_0: Macroeconomic effects = 0	25.489	**	29.216 **	27.581	**	37.754	**	12.514	**
R-Squared	0.012		0.002	0.004		0.011		0.018	
観測値数	3,036,337		1,075,344	2,151,328		809,284		592,593	
個人数	1,138,491		504,060	845,654		382,029		239,973	

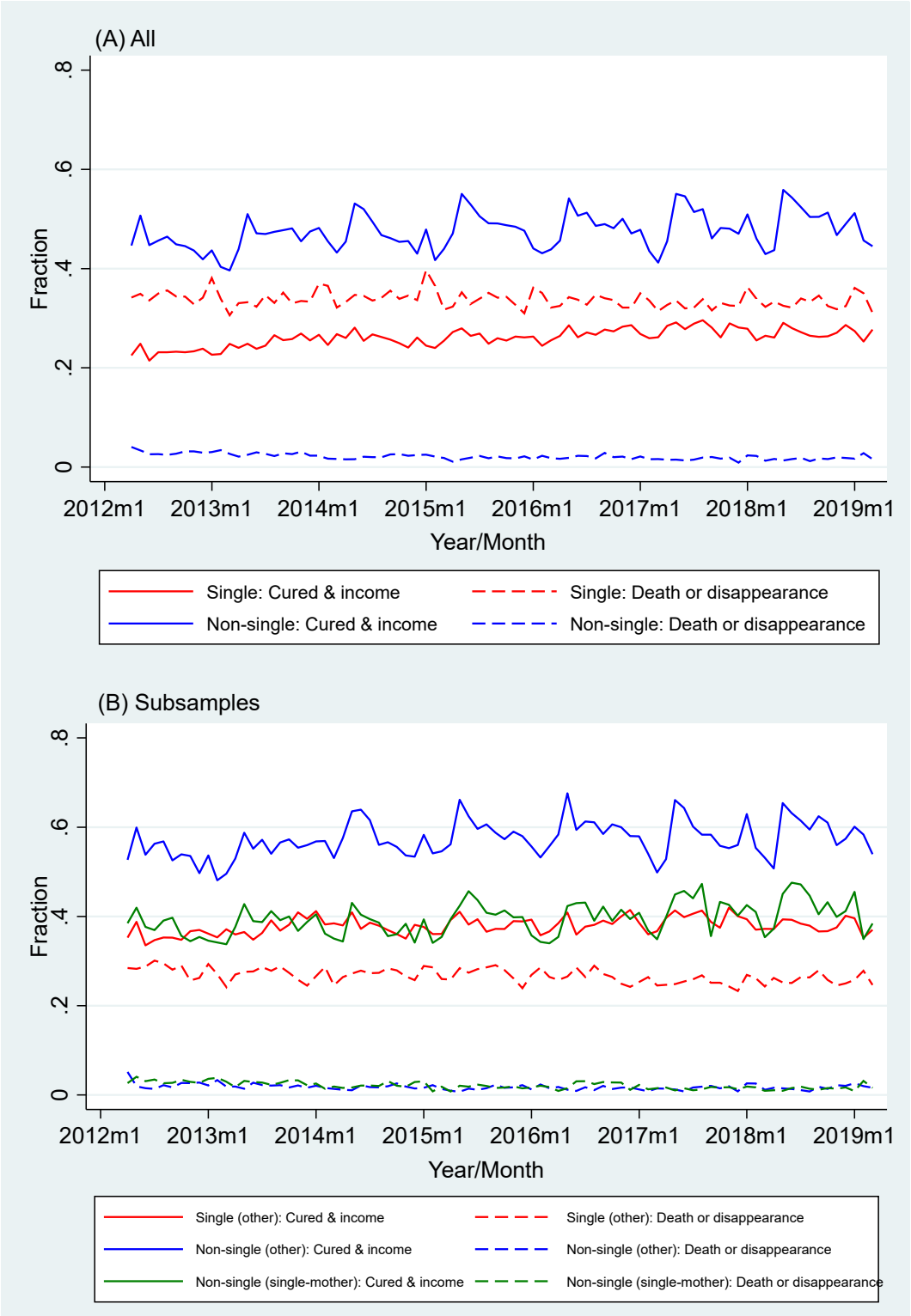
注:この表は(F1)・(F2)式の推定結果のうち就労自立給付金の労働参加率(パネル A), 賃金月収の対数値(パネル B), 世帯消費の対数値(パネル C)および自立(パネル D)に対する処置効果と年齢が法定退職年齢を上回るときに 1 を取るダミー変数($\mathbf{1}[age_{ijt} \geq rage_t]$)の推定結果を報告している。上段は固定効果モデルによる係数推定値, 下段は福祉事務所単位の clustered robust standard error である。それぞれの回帰式には, 表 1 で報告した個人属性, 世帯属性, 地域属性および個人固定効果と年固定効果が含まれている。**, *は 1%, 5%の有意水準でそれぞれ有意であることを表す。マクロ経済効果に関する仮説検定は, 年固定効果と地域特有のタイムトレンドをゼロとする帰無仮説を F 検定している。

図 C1　保護脱却世帯数(月別)の推移



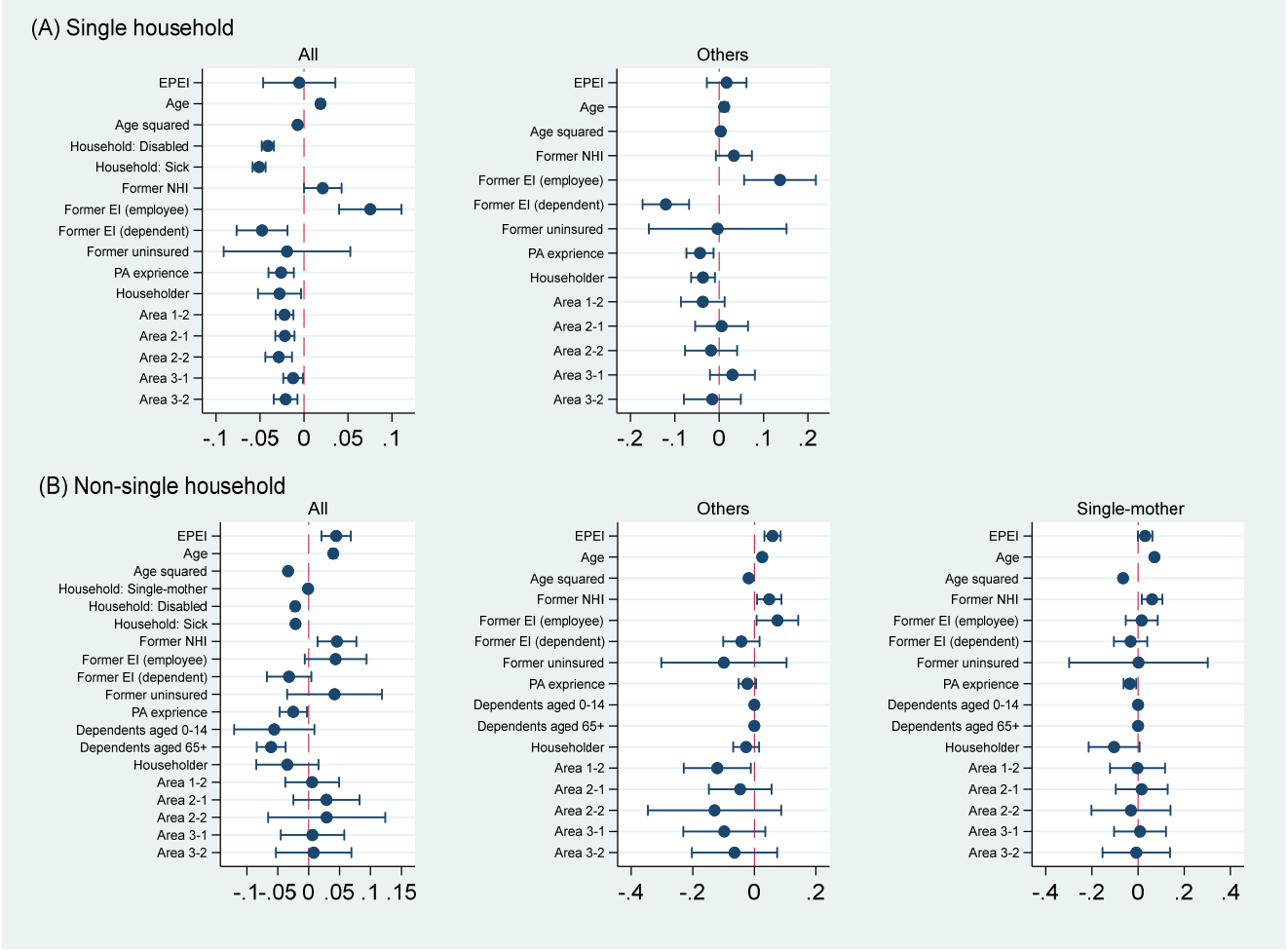
注:この図は，厚生労働省『被保護者調査』の「月次調査」より，各月に生活保護を終了した世帯数の推移をまとめたものである。パネル A は各サンプルの全世帯を対象としたもの，パネル B はサブサンプルごとの推移を示している。青点線で示している各年 7 月は，『被保護者調査』の実施時期である。

図 C2　脱却理由別の保護世帯割合（月別）



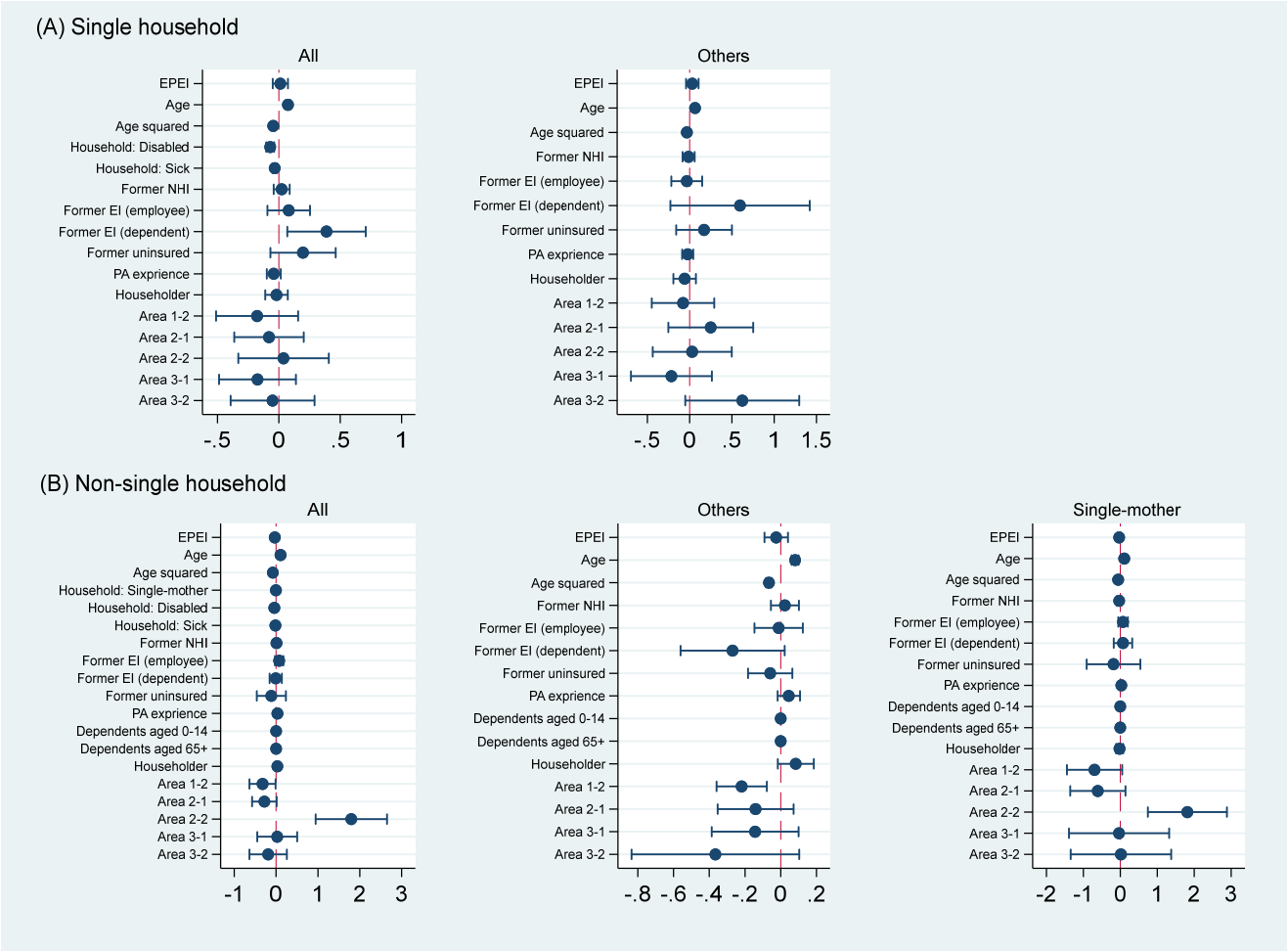
注：この図は，厚生労働省『被保護者調査』の「月次調査」より，各月に生活保護を終了した世帯数のうち，「傷病治癒」・「働きによる収入の増加・取得」・「働き手の転入」（Cured & income，実線）および「死亡」・「失踪」（Death & disappearance，点線）を理由とする世帯割合の推移をまとめたものである。パネル A は各サンプルの全世帯を対象としたもの，パネル B はサブサンプルごとの推移を示している。

図 E1　説明変数群の点推定値と 95%信頼区間
(A) 労働参加率



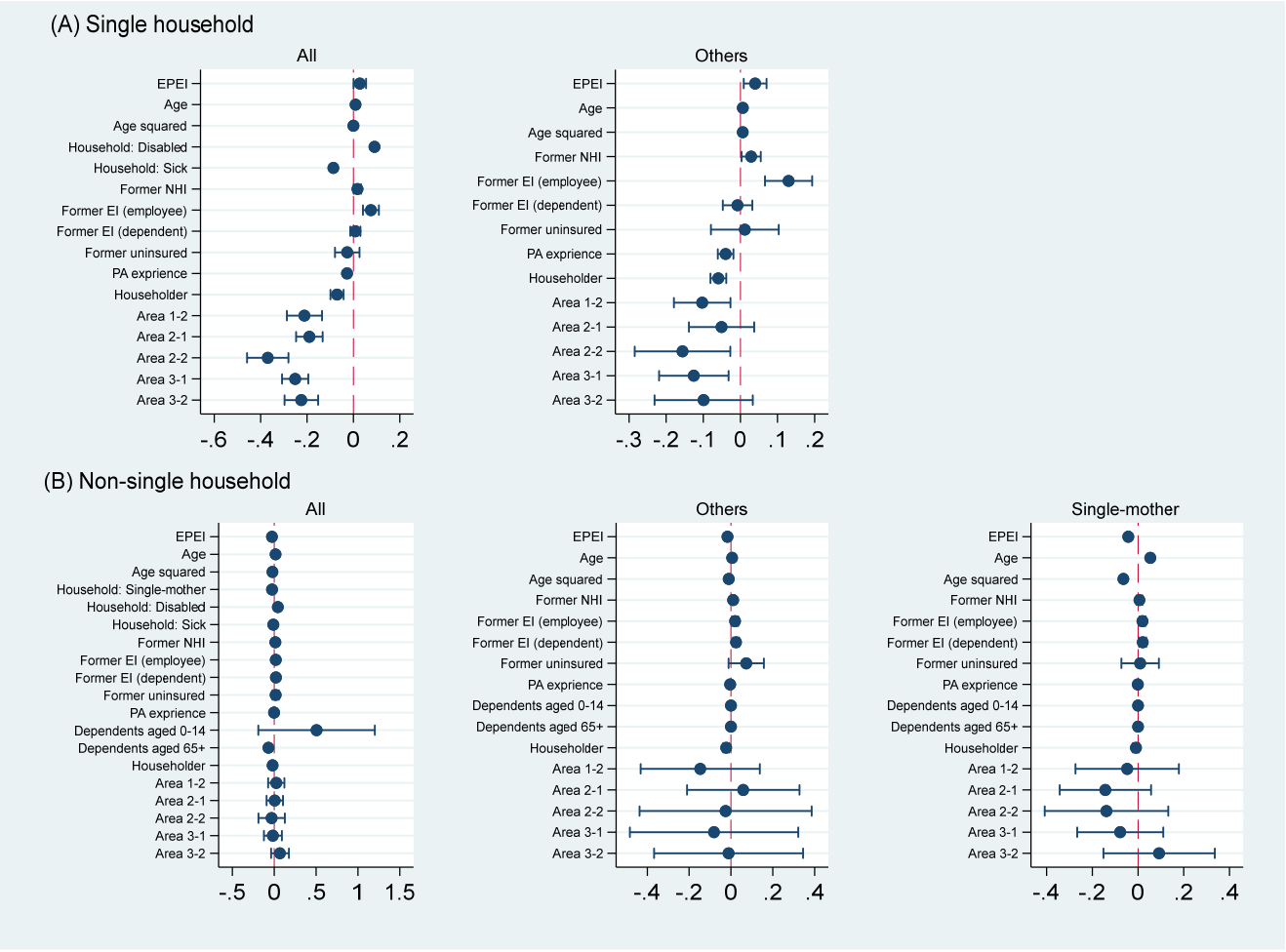
注:この図は，固定効果モデルによる(1)式の推定結果のうち，表 1 で報告した個人属性，世帯属性および地域属性の労働参加率に対する係数推定値と福祉事務所単位の clustered robust standard error による 95%信頼区間を報告している。それぞれの回帰式には，マクロ経済効果，個人固定効果および年固定効果が含まれている。

(B) 賃金月収



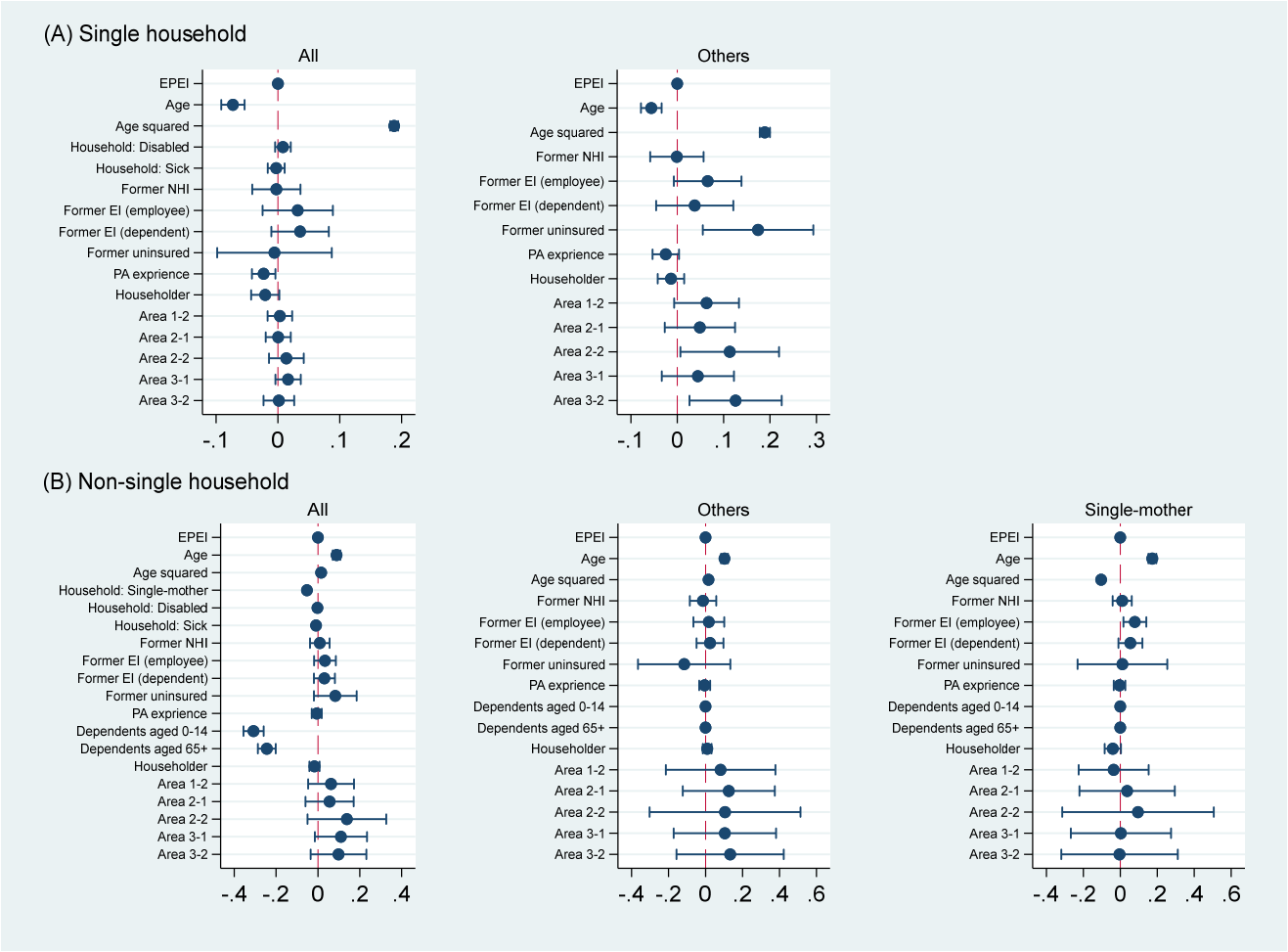
注:この図は，固定効果モデルによる(1)式の推定結果のうち，表 1 で報告した個人属性，世帯属性および地域属性の賃金月収の対数値に対する係数推定値と福祉事務所単位の clustered robust standard error による 95%信頼区間を報告している。それぞれの回帰式には，マクロ経済効果，個人固定効果および年固定効果が含まれている。

(C) 世帯消費



注:この図は，固定効果モデルによる(4)式の推定結果のうち，表 1 で報告した個人属性，世帯属性および地域属性の世帯消費の対数値に対する係数推定値と福祉事務所単位の clustered robust standard error による 95%信頼区間を報告している。それぞれの回帰式には，マクロ経済効果，個人固定効果および年固定効果が含まれている。

(D) 自立



注:この図は，固定効果モデルによる(4)式の推定結果のうち，表 1 で報告した個人属性，世帯属性および地域属性の自立に対する係数推定値と福祉事務所単位の clustered robust standard error による 95%信頼区間を報告している。それぞれの回帰式には，マクロ経済効果，個人固定効果および年固定効果が含まれている。