



生活保護基準の見直しと消費 : 2013年制度改革に着目した実証分析

高橋, 樹生
宮崎, 智視

(Citation)

神戸大学経済学研究科 Discussion Paper, 2305:1-28

(Issue Date)

2023-03

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100480931>



生活保護基準の見直しと消費：
2013年制度改革に着目した実証分析

高橋樹生
宮崎智視

March 2023

Discussion Paper No. 2305

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

生活保護基準の見直しと消費：2013年制度改正に着目した実証分析

高橋樹生^a・宮崎智視^b

I はじめに

ここ十数年の間に、生活保護制度については様々な見直しが行われてきた。なかでも、2013年8月から2015年の3ヵ年にわたって行われた生活扶助基準の見直し（以下、2013年制度改正と表記）に対しては様々な批判がなされており、「生存権を侵害し違憲」であるとして訴訟にも発展している¹。生活扶助基準の見直しは、食費や光熱費等家計の消費支出の削減につながる。このことは、家計の厚生が悪化を意味する。尤も、世帯によって見直しに対する反応は異なる可能性が高い。すると、2013年制度改正の影響が、どの世帯で顕著であったのかを計量経済学的手法を用いて検証することが求められよう。しかしながら、筆者たちが確認する限り、2013年制度改正が家計の消費支出に与えた影響を世帯別に探った実証研究はなされていない。

本稿の目的は、上述の2013年度制度改正の結果、生活保護受給世帯の間で異なった反応が観察されるのか否かを計量経済学的手法を通じて明らかにすることである。アウトカムとして収入ではなく家計消費を用いる理由は、収入は一過性の出来事により変動する一方、消費は恒常所得に基づくと考えられることから、厚生指標としてより尤もらしいと考えられるためである²。

具体的な分析の手順は、以下の通りである。最初に、2013年制度改正を自然実験として捉え、消費に与える因果効果を探る。この分析は、制度改正の結果消費が減少したのか否かを統計的に検証するために試みる。ここで、生活保護は自らの意思で受給を選択するものであるため、生活保護受給の意思決定に起因するセレクションバイアスが生じている可能性が考えられる。よって、傾向スコアマッチングを用いたDifference-in-Differences分析（以下、PSM-DID）を用いる。その際、生活保護受給世帯を処置群、それ以外の世帯を対照群とする。次に、生活保護基準の見直しの世帯別での反応を捉えるために、分位点回帰を試みる。

^a 神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程, E-mail: itsukitakahashi1115@gmail.com

^b 神戸大学大学院経済学研究科, E-mail: miyazaki@econ.kobe-u.ac.jp

¹ 詳しくは第III節を参照のこと。訴訟については、日本経済新聞 2020年6月25日付朝刊記事「生活保護費引き下げ取り消し請求棄却 名古屋地裁」記事や、同2022年10月19日付朝刊記事「生活保護、減額取り消し 横浜地裁『国の処分違法』」などを参照のこと。

² 実際に公的扶助と厚生との関係を探った先行研究のうち Meyer and Sullivan (2003), Meyer and Sullivan (2004), および Gao et al. (2010) では、収入には誤差が生じやすいと指摘し、消費を対象として分析をしている。

推定結果は以下のようにまとめられる。まず PSM-DID 分析では、2013 年制度改正が受給世帯の消費支出を引き下げたことが確認された。次に分位点回帰の結果からは、消費水準が低い世帯と高い世帯では統計的に有意とはならなかった一方、ほとんどの消費水準の世帯で統計的に有意な結果が得られた。

本稿の構成は以下の通りである。第 II 節では、関連する先行研究を整理する。第 III 節では、2013 年制度改正について概説する。第 IV 節は使用するデータと分析手法について説明し、第 V 節は基本統計量について提示する。第 VI 節では実証結果を報告する。第 VII 節は本稿の結論部分である。

II 先行研究

本稿は、生活保護における制度変更が受給者に与えた影響を分析する研究及び、生活保護と受給者の消費に焦点を当てた研究と関連する。海外では、このような研究が数多く存在しており、代表的なものとして Eissa and Liebman (1996) や Meyer and Rosenbaum (2001), Meyer and Sullivan (2003) (2004), Hoynes and Schanzebach (2009), および Gao et al. (2010) などが挙げられる。このうち Eissa and Liebman (1996) や Meyer and Rosenbaum (2001) は、Earned Income Tax Credit (EITC) の拡大や Aid to Families with Dependent Children (AFDC) の制度変更などが行われた 1980 年代後半から 1990 年代にかけての制度変更に関心を当てており、シングルマザーを処置群、子供のいない単身女性を対照群として DID 推定を行い、就業確率や労働時間への影響を分析している³。Meyer and Sullivan (2004) では、1980 年代から 1990 年代にかけての EITC の拡大や、AFDC の制度変更及び Temporary Assistance for Needy Families (TANF) への移行、Medicaid の拡大などの一連の改革がシングルマザーの消費に与えた影響を、子供のいない単身女性や既婚女性を対象群として分析しており、Hoynes and Schanzebach (2009) では、Food Stamp Program の導入が食費に与えた影響について検証している。

日本において生活保護と受給者の消費に焦点を当てた研究としては、阿部 (2010) や山田・四方 (2016)、および生活保護基準部会 (2017) が挙げられる。阿部 (2010) では被保護者世帯の消費パターンについて分析を行なっている。山田・四方 (2016) は、2004 年度から 2006 年度にかけての老齢加算の廃止が消費に与えた影響を分析している。いずれも過去のデータを用いたものであり、2010 年度以降の制度改正は対象としていない。厚生労働省社会保障審議会生活保護基準部会 (2017, 以下、生活保護基準部会) は、2013 年制度改正に着目しているものの、見直し期間中の消費額を単純に記述統計を用いて比較しているだけである。よって、生活保護基準部会 (2017) は、見直しが消費に与えた影響を統計

³ アメリカでは給付付き税額控除制度である EITC の給付額の上限の引き上げや、AFDC の給付額の減額が行われ、州によっては AFDC に受給期限や就労義務が設けられた。

的・計量経済学的手法を用いて分析していない。以上を踏まえると、2013年制度改正と家計消費支出との関係を探った実証研究はなされていないことが分かる。

Ⅲ 生活保護基準の見直しと2013年制度改正について

現行の生活保護制度は、国が定める基準（生活保護基準）から算定される「最低生活費」と、生活保護の受給を希望する世帯の収入とを比較し、収入が最低生活費を下回る場合には、その差額分を給付するものになっている。

前者の生活保護基準については、近年見直しが頻繁に行われている。表1には、近年の見直しをまとめている。岩永（2018）によると、生活保護制度が始まってから初めて基準の引き下げが行われたのが、2003年である。この見直しは、「経済財政運営と構造改革に関する基本方針 2003」で示された社会保障給付費の伸びの抑制や、他の社会保障制度及び物価や賃金等の経済情勢を受けてのものである。その後の2004年には、生活扶助基準の見直しが引き続き行われ、老齢加算の減額が開始された。2005年には、母子加算の減額が開始され、翌年の2006年には老齢加算が完全に廃止された。2009年の3月には、母子加算が完全に廃止されたものの、政権交代が起こり、12月には母子加算は復活している。

本稿が対象とする2013年制度改正は、2013年の8月から2015年にかけて段階的に試みられた。具体的には、生活扶助基準の見直しを、2012年に実施された生活保護基準部会による生活扶助基準の検証と、2008年以降の物価動向を踏まえて実施した。この見直し野結果、2015年度の概算要求と比較して、見直し全体で約670億円が削減された。670億円のうち、検証結果を受けての調整が90億円、物価動向を踏まえての調整が580億円で、物価による調整のうち、510億円が生活扶助基準本体の見直しによるもので、残りの70億円が加算の見直しによるものである⁴。

2013年制度改正を巡っては、検証方法や物価の基準に問題があるとの指摘がしばしばなされている。たとえば伊藤（2014）は、この生活扶助基準の検証のモデルとされた年収120万円未満の世帯は所得の最下位層10%の世帯であり、当該世帯にとっては生活扶助費が消費支出を上回るのは当然であり、算定の根拠となるモデル世帯の想定に問題があったのではと指摘している。また小久保（2018）は、見直しの際に物価の対象とした2008年は物価水準の高かった時期であり、引き下げを意図して恣意的に選択したのではと主張している。これらの批判に加え、冒頭でも述べたように憲法第25条規定されている生存権を巡る訴訟にまで発展していることに象徴される通り、2013年制度改正には特に批判が強いことが窺える。

⁴ 厚生労働省社会保障審議会生活保護基準部会（2013）p.23を参考に作成

IV 使用データ及び分析手法

本稿で使用するデータは、厚生労働省の『国民生活基礎調査』の個票データである⁵。これまでの先行研究では『社会保障生計調査』や『被保護者調査』などの生活保護受給者のみを対象とするデータを用いて分析がなされてきた。因果効果を捉えるためには、受給者・受給世帯だけでなく、それ以外の人々が含まれているデータを用いて比較することが好ましいと考えられる。国民生活基礎調査は生活保護を受給していると考えられる世帯やそれ以外の世帯を対象としたデータであるため、分析を行うにあたり適切なデータである。なお本稿で定義される生活保護受給世帯とは、その他の社会保障給付（生活保護を含む）を1円以上受給している世帯で、かつ住民税が非課税となっている世帯のことを指す⁶。そのため、生活保護受給世帯以外の人々を含んでいる可能性があることに注意する必要がある。国民生活基礎調査は、3年ごとに大規模な調査が実施され、中間の各年には小規模調査が行われている。観測主体が調査年で異なるため、パネルデータを構築することは不可能であり、複数年でデータを構築する場合には繰り返しクロスセクションデータとなる⁷。

最初に生活保護基準の見直しが消費に与えた影響を捉えるために、見直しが実施された前後の期間を対象として、PSM-DID 推定を行う。冒頭で述べた先行研究のうち、PSM を用いた Gao et al. (2010)では、公的扶助制度の受給は、自らの意思で選択されるものであるため、受給の意思決定から生じるセレクションバイアスの可能性があるとして主張する。日本の生活保護制度も、受給は本人の意思に基づく。このため、同様の問題が生じる可能性がある。このことを踏まえ、PSM-DID による分析を試みる。ここでは、先述の通り、その他の社会保障給付（生活保護を含む）を1円以上受給しており、かつ住民税が非課税となっている世帯を生活保護受給世帯と定義する。推定に用いるアウトカム（被説明変数）は、調査年5月の実質家計支出総額である。このため、対象としたデータは2013年5月時点の消費額と2014年5月時点の消費額である。前者は2013年8月の「制度改正前」のデータ、後者は「制度改正後」のデータを捉えることに注意されたい。具体的には、標本期間は2013年と2014年の2年間となる⁸。

分析の手順は次の通りである。まず、PSM-DID 分析の概要について説明する。具体的に

⁵ 統計法第33条の規定に基づく承認を得ての利用である。

⁶ これらの項目は国民生活基礎調査の所得票に基づくものである。

⁷ 繰り返しクロスセクションデータであり、パネルデータではないことから、回帰不連続デザインやトリートメントのタイミングが異なるケースを扱うことができる Goodman-Bacon (2021)の手法などを適用できない点に注意されたい。

⁸ 2013年制度改正は、同年度の予算案の段階で、3か年にわたる見直しであることが明記されている。制度改正時に削減が予めアナウンスされているならば、恒常所得の低下の影響は制度変更直後に観察されると考えられる。このため、本稿では「制度改正前」のデータである2013年5月の消費額と、「制度改正後」の2014年5月の消費額のデータを用いる。念の為、補論でも示すように、2013年と2015年、および2013年と2016年の2期間にわたるPSM-DID分析も試みたが、有意な結果は得られなかった。

は、最初に 2013 年と 2014 年のデータを用い、(1)式の生活保護受給の意思決定モデルを推定し、傾向スコアを計算する。

$$Pr(TREAT_i = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 X_i) \quad (1)$$

(1)式の X_i には、生活保護受給の意思決定モデルを取り扱った橘木・浦川 (2006) や先述の Gao et al. (2010)を参考に、年齢、母子世帯ダミー、一般常雇ダミー、一年未満契約の雇用者ダミー、自営業者ダミー、家庭内職者ダミー、無職(就労世代)ダミー、無職(高齢者)ダミー、18歳未満の子ありダミー、65歳以上の同居高齢者ありダミー、18歳以上65歳未満の人員数、と北海道、東北、関東Ⅰ、関東Ⅱ、北陸、近畿Ⅰ、近畿Ⅱ、中国、四国、北九州、南九州の地域ダミーを入れて推定している。生活保護制度は級地制を採用しており、居住市町村の違いを反映させる必要があるが、データの制約上市町村の把握が不可能なため、地域ダミー変数を用いている。

上記の推定の後で、算出された傾向スコアでマッチングを行う。マッチング法として1対1マッチングを用いている。最後にマッチング後のサンプルを用いて DID 推定を行う。同様の手順を 2013 年と 2014 年のデータをプールしたものでも行う。ただし、(1)式を推定する際には両方の期間において、サンプルサイズの偏りを無くすために、 X_i には調査年を識別するダミー変数を加える。表 2 はマッチング後の処置群と対照群のサンプルサイズを、調査年を識別するダミー変数を加えていないものと加えたものとで比較したものである。表 2 から分かるように、ダミー変数を加えない場合には対照群のサンプルサイズが大きく減ってしまうため、ダミー変数を加える。以上の分析によって、生活保護の見直しが実際に支出を引き下げたか否かを明らかにすることができる。

次に、世帯ごとに生活保護の見直しが与える影響の違いについては、分位点回帰を用いて、世帯の消費階級ごとに分析する。推定においては、以下の変数を用いる。まず、生活保護受給者であるならば 1、そうでないならば 0 をとる $TREAT$ というダミー変数である。次に、 $AFTER$ という変数であり、この変数は 2013 年 8 月の生活扶助見直しを 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。2013 年 8 月の制度改正の影響は、本稿のデータでは 2014 年 5 月の国民生活基礎調査で捉えられる。このことを踏まえ、 $AFTER$ は 2014 年 5 月のデータに相当する。かつ、両者の交差項である $TREAT \cdot AFTER$ は 2013 年 8 月の生活扶助費見直しの因果効果を捉える。その他の変数としては、PSM-DID 推定同様、Gao et al. (2010) を参考に、(1) 年齢、就労世代で無職かどうかを表すダミー変数、(2) 無職のうちの高齢者であることを捉えるダミー変数、(3) 可処分所得からその他の社会保障給付金額を差し引いた「受給前可処分所得」、(4) 18歳未満の子どもがいるか否かを示すダミー変数、(5) 65歳以上の高齢者が同居しているか否かを示すダミー変数、および(6) 18歳以上65歳未満の人員数、の6つの変数を加える。かつ、北海道、東北、関東Ⅰ、関東Ⅱ、北陸、東海、近

畿Ⅰ，近畿Ⅱ，中国，四国，および北九州を捉える地域ダミー変数を加えた⁹。推定には不均一分散に頑健な標準誤差を用いた場合と，ブートストラップ法による標準誤差を用いた場合との二種類で推定を行う。

V 基本統計量

表の 3A 及び 3B は生活保護を受けているとされる人々とそれ以外の人々に分けて，2013 年から 2014 年にかけての基本統計量を示したものである。分析にあたり納税額，年齢が不詳のもの，可処分所得が負の者，支出額が不詳または負の者をサンプルから除外している。また，2013 年における生活保護受給者で支出額が最大のもの（998 万円）を異常値とみなし，サンプルから除外している。サンプルサイズはそれぞれ 485 と 24,075 となっており，総支出の金額は平均でそれぞれ 113 千円と 236 千円で受給者の方が低くなっていることがわかる。年齢の平均はそれぞれ 62 歳と 60 歳となっており，わずかに受給者が高くなっている。また，各家計の可処分所得からその他の社会保障給付（生活保護を含む）を差し引いた受給前可処分所得は 1,443 千円と 4,340 千円となっており，総支出と同様に受給者の方が低くなっていることが分かる。

表 4 は 2013 年から 2014 年にかけての実質支出額を比較したものである。2013 年から 2014 年にかけて，処置群のアウトカムの平均は 13.238 千円減少しているのに対して，対照群では 9.324 千円増加していることが示された。この比較から，生活保護基準の見直しは受給者の消費を引き下げたと予想される。

VI 推定結果

1. PSM-DID

最初に，PSM の結果を示す。まずはそれぞれの調査年でマッチングを実施した結果を示す。マッチングの当てはまり度合いを表す C 統計量は，2013 年では 0.850，2014 年では 0.853 となっている。康永・笹淵・道端・山名（2018）等で明記されている通り，マッチングする意味のある C 統計量は 0.6 以上 0.9 未満であるので，基準を満たしていることがわかる。図 1A 及び 1B は 2013 年のマッチング前後のカーネル分布を図示したものである。0 近辺での密度が高くなっている方が対照群である。

図 2A 及び 2B は 2014 年において図示したものである。2014 年においてはマッチング後にややずれがあるものの，概ねマッチングされていることがわかる。

表 5A 及び表 5B は各年において，マッチング前後の処置群と対照群の間の変数のバラ

⁹ 地域トレンド(*year・area*)を考慮した推定では収束しなかったため，地域トレンドは推定の際に除外している。

ステストを行ったものである。いずれにおいてもマッチング前には統計的に有意な差があったものは、マッチング後には有意な差がなくなっており、マッチング後の変数は概ねバランスしていると言える。マッチング後のサンプルサイズは2013年では両群とも359、2014年では126となっている。

マッチング後のサンプルでDID推定を行った結果が表6である。係数は、統計的に有意に負に推定されていることが分かる。

続いて、データをプールさせた場合でのマッチングした結果を示す。C統計量は0.849で基準を満たしていると言える。図3A及び3Bはマッチング前後のカーネル分布を図示したものである。図からは、処置群・対照群双方がマッチングしていることがわかる。表7はバランステストの結果を示したものである。先ほどと同様に、マッチング前には統計的に有意な差があったものが、マッチング後には有意でなくなっているため、マッチング後の変数はバランスしていると言える。また、マッチング後のサンプルサイズは、処置群、対照群ともに485である。

PSM-DID推定の結果は、表8に示した通りである。調査年ごとにPSMを行った場合よりも数値は若干小さくなっているものの、統計的に有意に消費を引き下げることが示された。セレクションバイアスを考慮したPSM-DIDでも、見直しが消費を引き下げたことが示された。以上から、2013年から2015年にかけて実施された、生活保護基準の見直しは、生活保護受給者の消費水準の減少につながったことが明らかになった。このことは、見直しが受給者の厚生を悪化させた可能性を示唆するものである。

2 分位点回帰

表9は不均一分散に頑健な標準誤差を用いた分位点回帰の推定結果である。これまでの分析と同様に、因果効果を捉える受給ダミーと2014年ダミーの交差項(*TREAT*・*AFTER*)に注目する。不均一分散に頑健な標準誤差を用いた際には、消費分位5%から20%の低消費世帯では係数は負となっているものの、統計的に有意な結果とはなっていない。それらの世帯に続いて消費水準の低い消費分位25%から35%では負で有意になっている。また、50%の中程度の消費水準の世帯では、負で統計的に有意な結果となっている。さらに、中間から高位の消費水準65%から80%では、負で統計的に有意な結果となっており、85%以上の高位消費世帯では有意な結果は得られていない。とりわけ90%から95%以上では係数が正になっている。

表10はブートストラップ法による標準誤差を用いた結果である。ブートストラップ法による標準誤差では、先ほどの分位点回帰とかなり近い結果が得られており、5%から25%で統計的に有意な結果となっておらず、30%から35%、50%から55%で負で有意な結果、65%から80%の消費分位において、負で統計的に有意な結果となっている。85%以上の消費分位の世帯では、不均一分散に頑健な標準誤差の場合と同様に統計的に有意とはならず、消費分位90%以上の世帯では、推定値が正となっている。表は結果を簡単にまとめたもので

ある。これを見ると 30%から 35%, 50%, 65%から 80%の消費階層の結果は頑健なものであると言える。消費分位ごとに見直しの影響を分析すると、消費階層ごとに異なる結果が得られた。

まず消費分位 20%未満の低消費階層においては、生活に最低限必要な支出のみ行っており、かつ最も安いものを選択し生活せざるを得ないと考えられる。このような世帯においては、見直しによって受給額が減少しても支出の構成が変化しないため、統計的に有意な結果とならなかったと考えられる。

一方で消費分位が高い層については、老齢ないしは障害年金の受給額も多いと考えられる。このような世帯の場合、生活保護よりもむしろ年金額で消費支出を決定しているため、生活保護基準の見直しに伴う受給額の変更は消費に影響を与えなかったと考えられる。生活保護受給者の 80%以上が高齢者や障がい者であることに加え、国民生活基礎調査に高齢者が含まれることは、この結果の解釈を裏付けるものと言えよう。

Ⅶ おわりに

本稿では、2013年8月から行われた生活保護基準の見直しが与えた影響を、消費に焦点を当てて分析した。具体的には、最初に PSM-DID 分析により、見直しが消費を引き下げたか否かを統計的手法を用いて確認した。次に、分位点回帰を用いて世帯別で異なった反応が見られるのか否かを検証した。まず、PSM-DID 分析によると、見直しが消費を有意に引き下げたことが確認された。次に、分位点回帰の結果からは、大半の世帯では消費を減少させた効果が頑健に確認されたものの、消費分位が低い世帯と高い世帯とで有意な結果を得ることができなかった。

しかしながら、本稿における生活保護受給世帯は、定義上生活保護受給世帯以外の人々を含んでいる可能性が排除できない。また、データの制約上総支出のみの分析しかできていない。これらの問題点を克服するようなデータを整備すること、またそれに基づいた研究は今後の課題である。

謝辞

本稿を作成するにあたり、赤井伸郎（大阪大学）、荻巣嘉高（神戸大学大学院）、川瀬晃弘（東洋大学）、佐野晋平、田中喜行（ともに神戸大学）、中澤克佳（東洋大学）、永合位行（神戸大学）、林正義（東京大学）、および湯之上英雄（名古屋市立大学）の各先生方、神戸大学大学院の永合ゼミおよび宮崎ゼミ参加者、関西公共経済学研究会ならびに「日本の税・財政に関するカンファレンス」参加者の方々よりコメントを頂いた。記して感謝したい。また、本稿は「生活保護の貧困削減効果に関する研究プロジェクト」の成果の一つであり、科学研究費補助金（基盤研究（B））、課題番号：22H00859）および公益財団法人労働問題リサーチ

センター研究助成を受けた。なお、全ての誤りは筆者の責任に帰するものである。

補論

本論で示した分析に加え、段階的な見直しの影響を捉えるために、2013年と2015年、及び2013年と2016年の2期間ずつのPSM-DID推定を行う。推定方法は、それぞれの年度でPSMをおこなったものと同様である。

推定結果は表Aに示した通りである。推定の結果、2013年と、2015年ないしは2016年の2期間では統計的に有意な結果は得られなかった。この結果は、2013年の見直しの時点で受給者は恒常所得が減少することを認識し、消費を抑制したことを示唆するものである。

参考文献

- Eissa, Nada and Liebman Jeffrey B. (1996) “Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111 (2), pp.605-637
- Gao, Qin, Fuhua Zhai and Irwin Garfinkel. (2010) “How Does Public Assistance Affect Family Expenditures? The Case of Urban China.” *World Development*, vol. 38 (7), pp. 989-1000.
- Goodman-Bacon, Andrew. (2021) “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing.” *Journal of Econometrics* 225 (2), 254-277.
- Hayo, Bernd. (2018) “On Standard-error-decreasing Complementarity: Why Collinearity is not the Whole Story.” *Journal of Quantitative Economics*, vol.16 (1), pp.289-307
- Hendry, David F. (1993), *Econometrics : Alchemy or Science?: Essays in Econometric Methodology.*, B. Blackwell.
- Hoynes, Hilary W and Schanzenbach Diane Whitmore .(2009) “Consumption Responses to In-Kind Transfers: Evidence from the Introduction of the Food Stamp Program” *American Economic Journal: Applied Economics* ,Vol.1(4), pp.109-139
- Meyer, Bruce D. and Rosenbaum Dan T. (2001) “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers” *The Quarterly Journal of Economics* , Vol.116 (3), pp.1063-1114
- Meyer, Bruce D. and James X. Sullivan. (2003) “Measuring the Well-Being of the Poor Using Income and Consumption.” *The Journal of Human Resources*, vol. 38, pp. 1180–1220.
- Meyer, Bruce D. and James X. Sullivan. (2004) “The Effects of Welfare and Tax Reform: The Material Well-Being of Single Mothers in the 1980s and 1990s.” *Journal of Public Economics*, vol. 88 (7), pp. 1387–1420.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed., MIT Press.
- 阿部彩 (2010) 「低所得世帯と被保護世帯の生活実態：消費パターンとウェル・ビーイング」 『季刊社会保障研究』 第46巻第2号, pp. 86-100
- 伊藤周平 (2014) 「生活保護制度改革と改正生活保護法の諸問題」 『鹿児島大学法学論集』 第48巻第2号, pp.35-56
- 岩永理恵 (2018) 「『食うに困る』が貧困か？：貧困と生活保護，最低生活保障の内実」 岩永理恵・卯月由佳・木下武徳 『生活保護と貧困対策：その可能性と未来を拓く』 pp.2-16 有斐閣ストゥディア
- 厚生労働省社会保障審議会生活保護基準部会 (2013) 「生活保護制度の概要等について」 第14回社会保障審議会生活保護基準部会資料2.

- 厚生労働省社会保障審議会生活保護基準部会（2017）「これまでの生活保護基準見直しの影響について」
- 小久保哲郎（2018）「2013年の生活保護基準引き下げと『いのちのとりで』裁判」『「生活保護法」から「生活保障法」へ：これがホントの生活保護改革』生活保護問題対策全国会議編 pp.22-30
- 橘木俊詔・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』東京大学出版会.
- 康永秀生・笹渕裕介・道端伸明・山名隼人（2018）『できる!傾向スコア分析 SPSS・Stata・R を用いた必勝マニュアル』金原出版
- 山田篤裕・駒村康平・大津唯・渡辺久里子（2013）「被保護母子世帯の就業：ひとり親世帯就労促進費廃止とばし加算復活の影響分析」『三田学会雑誌』第105巻第4号, pp.79-94.
- 山田 篤裕・四方 理人（2016）「高齢者の貧困の構造変化と老齢加算廃止による消費への影響」『社会保障研究』第1巻第2号, pp. 399-417.

表 1 生活保護基準の見直し

年	内容
2003	生活扶助基準見直し
2004	生活扶助基準見直し，老齢加算減額
2005	老齢加算減額，母子加算減額
2006	老齢加算全廃，母子加算減額
2007	母子加算減額
2008	母子加算減額
2009	母子加算全廃（12月に復活）
2013	生活扶助基準見直し
2014	生活扶助基準見直し
2015	生活扶助基準見直し

表 2 サンプルサイズ比較

	2013		2014	
処置群	359	359	126	126
対照群	443	366	42	119
ダミー変数	No	Yes	No	Yes

表 3A 生活保護受給者基本統計量（2013年）

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
総支出（千円）	113	57	10	414	485
年齢	62	15	25	99	485
受給前可処分所得（千円）	1,443	786	318	7,367	485

表 3B 生活保護非受給者基本統計量（2014年）

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
総支出（千円）	236	253	10	10331	24,075
年齢	60	16	18	101	24,075
受給前可処分所得（千円）	4,340	3,478	2	91,295	24,075

表4 2013年から2014年にかけての記述統計(処置群と対照群との比較)

処置群							
2013				2014			
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差	Diff(1)
実質家計支出総額	359	116.525	57.342	126	103.287	53.291	-13.238

対照群							
2013				2014			
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差	Diff(2)
実質家計支出総額	19,013	234.498	228.859	5,062	243.821	326.550	9.324

Dif(1)-(2)
-22.5614

表 5A バランステスト (2013 年)

Variable	Unmatched		Mean	Control	bias	t
	Matched	Treated				
年齢	U	61.696	59.993	10.900	1.990	**
	M	61.696	60.604	7.000	0.910	
母子世帯ダミー	U	0.081	0.029	22.600	5.620	***
	M	0.081	0.100	-8.600	-0.910	
一般雇用	U	0.070	0.405	-85.700	-12.900	***
	M	0.070	0.078	-2.100	-0.430	
一年未満雇用	U	0.033	0.048	-7.500	-1.300	
	M	0.033	0.025	4.200	0.660	
自営業者	U	0.017	0.117	-40.900	-5.890	***
	M	0.017	0.014	1.100	0.300	
家内労働者	U	0.025	0.020	3.600	0.710	
	M	0.025	0.014	7.500	1.080	
無職 (就労世代)	U	0.435	0.059	96.700	29.070	***
	M	0.435	0.437	-0.700	-0.080	
無職 (高齢者)	U	0.415	0.318	20.300	3.930	***
	M	0.415	0.423	-1.700	-0.230	
18歳未満の子ダミー	U	0.145	0.230	-22.000	-3.820	***
	M	0.145	0.142	0.700	0.110	
65歳以上の高齢者ダミー	U	0.451	0.510	-11.800	-2.210	**
	M	0.451	0.460	-1.700	-0.220	
18歳以上65歳未満の人数	U	0.855	1.410	-57.400	-9.290	***
	M	0.855	0.827	2.900	0.490	
北海道	U	0.053	0.041	5.500	1.100	
	M	0.053	0.039	6.600	0.890	
東北	U	0.061	0.116	-19.200	-3.200	***
	M	0.061	0.067	-2.000	-0.300	
関東 I	U	0.159	0.134	6.900	1.340	
	M	0.159	0.156	0.800	0.100	
関東 II	U	0.086	0.110	-7.900	-1.420	
	M	0.086	0.081	1.900	0.270	
北陸	U	0.028	0.063	-16.900	-2.720	***
	M	0.028	0.039	-5.400	-0.830	
近畿 I	U	0.175	0.099	22.300	4.760	
	M	0.175	0.159	4.900	0.600	
近畿 II	U	0.017	0.039	-13.700	-2.190	**
	M	0.017	0.011	3.400	0.640	
中国	U	0.070	0.084	-5.300	-0.950	
	M	0.070	0.097	-10.500	-1.350	
四国	U	0.039	0.049	-4.700	-0.840	
	M	0.039	0.036	1.400	0.200	
北九州	U	0.131	0.082	15.800	3.310	***
	M	0.131	0.145	-4.500	-0.540	
南九州	U	0.081	0.072	3.200	0.610	
	M	0.081	0.086	-2.100	-0.270	

(注) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表 5B バランステスト (2014 年)

Variable	Unmatched Matched	Mean Treated	Mean Control	bias	t
年齢	U	63.611	61.597	13.800	1.430
	M	63.611	63.333	1.900	0.150
母子世帯ダミー	U	0.032	0.023	5.100	0.610
	M	0.032	0.032	0.000	0.000
一般雇用	U	0.071	0.383	-80.100	-7.180 ***
	M	0.071	0.063	2.000	0.250
一年未満雇用	U	0.032	0.059	-13.100	-1.290
	M	0.032	0.008	11.400	1.350
自営業者	U	0.032	0.105	-29.400	-2.670 ***
	M	0.032	0.024	3.200	0.380
家内労働者	U	0.016	0.018	-1.600	-0.180
	M	0.016	0.016	0.000	0.000
無職 (就労世代)	U	0.341	0.050	78.700	14.150
	M	0.341	0.349	-2.100	-0.130
無職 (高齢者)	U	0.500	0.342	32.300	3.680 ***
	M	0.500	0.540	-8.100	-0.630
18歳未満の子ダミー	U	0.071	0.201	-38.300	-3.600 ***
	M	0.071	0.063	2.400	0.250
65歳以上の高齢者ダミー	U	0.556	0.550	1.200	0.130
	M	0.556	0.611	-11.200	-0.890
18歳以上65歳未満の人数	U	0.690	1.336	-66.800	-6.320 ***
	M	0.690	0.667	2.500	0.250
北海道	U	0.087	0.057	11.800	1.450
	M	0.087	0.095	-3.100	-0.220
東北	U	0.087	0.087	0.300	0.030
	M	0.087	0.071	5.600	0.460
関東 I	U	0.262	0.245	3.800	0.420
	M	0.262	0.278	-3.600	-0.280
関東 II	U	0.079	0.094	-5.200	-0.560
	M	0.079	0.071	2.800	0.240
近畿 I	U	0.143	0.117	7.800	0.900
	M	0.143	0.151	-2.400	-0.180
近畿 II	U	0.048	0.031	8.700	1.070
	M	0.048	0.032	8.200	0.640
中国	U	0.071	0.059	4.900	0.570
	M	0.071	0.063	3.200	0.250
四国	U	0.024	0.039	-8.800	-0.890
	M	0.024	0.024	0.000	0.000
北九州	U	0.127	0.081	15.100	1.860 *
	M	0.127	0.127	0.000	0.000
南九州	U	0.016	0.060	-23.000	-2.060 **
	M	0.016	0.016	0.000	0.000

(注) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表 6 推定結果 (PSM-DID)

実質家計支出総額	2013-2014
	-19.147 ** (7.323)
決定係数	0.121
観測値数	970
観測値数 (処置群)	485
観測値数 (対照群)	485

(注 1) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

(注 2) () 内はクラスター頑健な標準誤差を表す。

表7 バランステスト結果

Variable	Unmatched Matched	Mean Treated	Mean Control	bias	t	
年齢	U	62.194	60.351	12.000	2.510	**
	M	62.194	61.668	3.400	0.520	
母子世帯ダミー	U	0.068	0.028	18.700	5.170	***
	M	0.068	0.082	-6.800	-0.850	
一般雇用	U	0.070	0.400	-84.400	-14.790	***
	M	0.070	0.074	-1.100	-0.250	
一年未満雇用	U	0.033	0.051	-8.800	-1.760	*
	M	0.033	0.023	5.200	0.980	
自営業者	U	0.021	0.115	-38.100	-6.480	***
	M	0.021	0.025	-1.700	-0.430	
家内労働者	U	0.023	0.020	2.200	0.490	
	M	0.023	0.012	7.200	1.220	
無職（就労世代）	U	0.410	0.057	91.900	32.210	***
	M	0.410	0.408	0.500	0.070	
無職（高齢者）	U	0.437	0.323	23.700	5.320	***
	M	0.437	0.449	-2.600	-0.390	
18歳未満の子ダミー	U	0.126	0.224	-26.100	-5.160	***
	M	0.126	0.120	1.600	0.290	
65歳以上の高齢者ダミー	U	0.478	0.519	-8.100	-1.780	*
	M	0.478	0.489	-2.100	-0.320	
18歳以上65歳未満の人数	U	0.812	1.395	-60.200	-11.300	***
	M	0.812	0.794	1.900	0.380	
北海道	U	0.062	0.044	8.000	1.890	*
	M	0.062	0.043	8.300	1.290	
東北	U	0.068	0.109	-14.400	-2.860	***
	M	0.068	0.062	2.200	0.390	
関東Ⅰ	U	0.186	0.156	8.000	1.810	*
	M	0.186	0.202	-4.400	-0.650	
関東Ⅱ	U	0.085	0.106	-7.200	-1.510	
	M	0.085	0.082	0.700	0.120	
近畿Ⅰ	U	0.167	0.102	19.200	4.680	***
	M	0.167	0.173	-1.800	-0.260	
近畿Ⅱ	U	0.025	0.037	-7.200	-1.440	
	M	0.025	0.016	4.800	0.900	
中国	U	0.070	0.078	-3.000	-0.640	
	M	0.070	0.068	0.800	0.130	
四国	U	0.035	0.046	-5.700	-1.160	
	M	0.035	0.045	-5.200	-0.820	
北九州	U	0.130	0.081	15.900	3.860	***
	M	0.130	0.134	-1.300	-0.190	
南九州	U	0.064	0.069	-2.100	-0.440	
	M	0.064	0.064	0.000	0.000	

(注) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表 8 推定結果 (PSM-DID)

実質家計支出総額	2013-2014
	-15.534 ** (6.953)
決定係数	0.127
観測値数	970
観測値数 (処置群)	485
観測値数 (対照群)	485

(注 1) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

(注 2) () 内はクラスター頑健な標準誤差を表す。

表9 分位点回帰推定結果(Robust)

Robust	5%	10%	15%	20%	25%	30%
受給ダミー	-11.430 *** (1.657)	-7.961 *** (3.063)	-9.042 *** (2.563)	-10.882 *** (2.953)	-13.735 *** (2.738)	-15.704 *** (2.199)
2014年ダミー	0.720 (1.699)	-0.002 (1.431)	-0.289 (1.498)	-1.440 (1.265)	-1.668 (1.519)	-1.278 (1.411)
受給ダミー × 2014年ダミー	-5.660 (12.586)	-9.453 (8.268)	-3.675 (6.853)	-5.039 (3.549)	-6.238 ** (3.101)	-9.126 ** (3.989)
年齢	-0.054 (0.048)	-0.043 (0.057)	0.009 (0.054)	0.052 (0.052)	0.137 *** (0.049)	0.162 *** (0.057)
定年退職ダミー	3.896 ** (1.921)	3.113 * (1.721)	3.934 ** (1.983)	2.825 (1.897)	1.375 (1.900)	1.287 (1.886)
無職ダミー	2.116 (1.596)	2.396 (2.211)	-2.055 (1.753)	-2.863 (2.292)	-2.987 (1.925)	-2.333 (2.174)
未婚ダミー	-19.967 *** (1.291)	-23.356 *** (1.391)	-27.362 *** (1.477)	-30.037 *** (1.380)	-32.552 *** (1.358)	-34.861 *** (1.352)
受給前可処分所得	0.005 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.007 *** (0.000)	0.008 *** (0.000)	0.009 *** (0.000)	0.010 *** (0.000)
18歳未満の子ダミー	12.491 *** (1.878)	17.370 *** (2.067)	16.749 *** (1.943)	16.586 *** (1.868)	17.423 *** (1.785)	17.996 *** (1.724)
65歳以上の高齢者ダミー	8.622 *** (1.840)	9.450 *** (2.086)	8.039 *** (2.251)	10.036 *** (2.160)	10.163 *** (2.103)	11.133 *** (2.164)
18歳以上65歳未満の人数	11.707 *** (0.695)	13.087 *** (0.964)	14.841 *** (1.050)	16.689 *** (0.938)	17.099 *** (0.911)	18.115 *** (0.916)
定数項	42.102 *** (2.958)	50.920 *** (4.156)	59.837 *** (3.604)	65.660 *** (4.236)	68.102 *** (3.267)	71.353 *** (4.019)
地域ダミー	Yes No	Yes No	Yes No	Yes No	Yes No	Yes No
地域トレンド						
観測値数	24,560	24,560	24,560	24,560	24,560	24,560
決定係数	0.1069	0.1251	0.1337	0.1581	0.1695	0.1732

	35%	40%	45%	50%	55%	60%	65%	70%					
-18.415	***	-20.435	***	-27.326	***	-30.211	***	-33.453	***	-38.687	***	-43.733	***
(2.089)		(1.835)		(2.526)		(2.959)		(2.058)		(2.816)		(2.180)	
-1.965		-1.439	*	-1.514		-2.123		-2.252		-1.015		-1.995	
(1.390)		(1.409)		(1.555)		(1.557)		(1.839)		(1.859)		(1.809)	
-9.366	**	-6.078		-6.879	**	-7.532		-6.096		-7.142	**	-8.179	***
(4.513)		(6.052)		(3.404)		(5.698)		(5.749)		(3.525)		(2.723)	
0.176	***	0.227	***	0.299	***	0.301	***	0.361	***	0.437	***	0.465	***
(0.052)		(0.052)		(0.060)		(0.064)		(0.062)		(0.071)		(0.069)	
2.453		2.267		2.476		3.540		0.811		-0.958		-2.673	
(1.828)		(1.732)		(1.952)		(2.262)		(2.3309)		(2.486)		(2.617)	
-0.864		0.152		1.096		0.715		-0.153		0.512		1.939	
(2.313)		(2.085)		(2.287)		(2.389)		(2.169)		(2.853)		(2.434)	
-35.352	***	-37.625	***	-40.831	***	-41.490	***	-42.888	***	-44.657	***	-46.230	***
(1.305)		(1.313)		(1.437)		(1.525)		(1.549)		(1.668)		(1.784)	
0.011	***	0.012	***	0.013	***	0.014	***	0.015	***	0.015	***	0.016	***
(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
16.981	***	17.770	***	18.588	***	19.180	***	18.469	***	18.725	***	19.573	***
(1.599)		(1.805)		(1.973)		(1.941)		(1.905)		(2.163)		(2.268)	
12.235	***	12.122	***	12.164	***	13.048	***	15.760	***	17.248	***	20.506	***
(2.073)		(1.907)		(2.264)		(2.514)		(2.499)		(2.780)		(2.897)	
19.177	***	19.584	***	20.679	***	21.613	***	22.295	***	22.971	***	24.200	***
(0.888)		(0.838)		(0.978)		(1.0219)		(1.010)		(1.101)		(1.209)	
75.373	***	78.296	***	86.363	***	91.313	***	98.076	***	100.767	***	106.626	***
(3.823)		(3.660)		(4.239)		(4.802)		(4.556)		(4.849)		(5.037)	
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
24,560		24,560		24,560		24,560		24,560		24,560		24,560	
0.1773		0.1863		0.1812		0.1827		0.1908		0.1879		0.1831	

	75%	80%	85%	90%	95%
	-50.167 ***	-56.825 ***	-64.131 ***	-78.707 ***	-104.700 ***
	(1.694)	(3.028)	(3.973)	(3.331)	(4.591)
	-1.700	0.840	0.782	-3.376	-1.625
	(2.144)	(2.364)	(2.711)	(3.142)	(5.473)
	-8.234 **	-11.237 **	-11.556	5.088	9.698
	(3.925)	(4.483)	(8.191)	(26.280)	(6.922)
	0.576 ***	0.729 ***	0.844 ***	1.052 ***	1.514 ***
	(0.068)	(0.082)	(0.118)	(0.138)	(0.191)
	-3.912	-4.798	-6.790 *	-13.429 ***	-16.998 **
	(2.573)	(3.019)	(3.837)	(5.024)	(7.984)
	1.729	5.093	2.898	7.162	19.494 ***
	(2.522)	(3.138)	(4.627)	(5.237)	(5.708)
	-48.663 ***	-49.769 ***	-52.558 ***	-52.900 ***	-62.190 ***
	(1.869)	(2.144)	(2.630)	(3.304)	(5.930)
	0.017 ***	0.019 ***	0.020 ***	0.023 ***	0.026 ***
	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
	20.345 ***	22.702 ***	20.632 ***	22.664 ***	27.534 ***
	(2.422)	(2.815)	(3.573)	(3.986)	(7.647)
	20.437 ***	22.974 ***	23.193 ***	28.246 ***	32.541 ***
	(2.935)	(3.470)	(4.490)	(5.841)	(8.098)
	25.539 ***	27.771 ***	29.887 ***	33.373 ***	37.252 ***
	(1.288)	(1.505)	(1.798)	(2.443)	(3.606)
	109.819 ***	107.415 ***	115.301 ***	119.208 ***	130.041 ***
	(5.159)	(6.064)	(8.218)	(9.277)	(14.248)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No	No	No	No	No	No
24,560	24,560	24,560	24,560	24,560	24,560
0.1798	0.1666	0.1668	0.1569	0.128	

(注1) **、*、*はそれぞれ1%,5%,10%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表 10 分位点回帰推定結果(Bootstap)

	5%	10%	15%	20%	25%	30%
ブートストラップ						
受給ダミー	-11.430 (4.059) ***	-7.961 (4.468) *	-9.042 (3.265) ***	-10.882 (2.985) ***	-13.735 (2.986) ***	-15.704 (2.886) ***
2014年ダミー	0.720 (1.907)	-0.002 (1.503)	-0.289 (1.589)	-1.440 (1.307)	-1.668 (1.499)	-1.278 (1.484)
受給ダミー × 2014年ダミー	-5.660 (9.615)	-9.453 (9.819)	-3.675 (6.487)	-5.039 (4.452)	-6.238 (4.281)	-9.126 (4.756) *
年齢	-0.054 (0.072)	-0.043 (0.067)	0.009 (0.061)	0.052 (0.055)	0.137 (0.054) **	0.162 (0.059) ***
定年退職ダミー	3.896 (2.556)	3.113 (2.040)	3.934 (1.997) **	2.825 (2.053)	1.375 (1.927)	1.287 (1.890)
無職ダミー	2.116 (2.599)	2.396 (2.589)	-2.055 (2.2819)	-2.863 (2.280)	-2.987 (2.266)	-2.333 (2.327)
未婚ダミー	-19.967 (1.664) ***	-23.356 (1.555) ***	-27.362 (1.564) ***	-30.037 (1.452) ***	-32.552 (1.501) ***	-34.861 (1.419) ***
受給前可処分所得	0.005 (0.001)	0.006 (0.000)	0.007 (0.000)	0.008 (0.000)	0.009 (0.000)	0.010 (0.000) ***
18歳未満の子ダミー	12.491 (2.321)	17.370 (2.379)	16.749 (2.145)	16.586 (2.057)	17.423 (1.907)	17.996 (1.791) ***
65歳以上の高齢者ダミー	8.622 (2.726)	9.450 (2.662)	8.039 (2.634)	10.036 (2.323)	10.163 (2.504)	11.133 (2.410) ***
18歳以上65歳未満の人数	11.707 (1.082)	13.087 (1.190)	14.841 (1.089)	16.689 (1.058)	17.099 (1.168)	18.115 (0.992) ***
定数項	42.102 (4.804) ***	50.920 (4.478) ***	59.837 (4.472) ***	65.660 (4.339) ***	68.102 (3.984) ***	71.353 (3.905) ***
地域ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域トレンド	No	No	No	No	No	No
観測値数	24560	24560	24560	24560	24560	24560
決定係数	0.1069	0.1251	0.1337	0.1581	0.1695	0.1732

	35%	40%	45%	50%	55%	60%	65%	70%					
-18.415	***	-20.435	***	-27.326	***	-30.211	***	-33.453	***	-38.687	***	-43.733	***
(2.768)		(2.442)		(2.631)		(2.736)		(2.645)		(2.716)		(2.692)	
-1.965		-1.439	*	-1.514		-2.123		-2.252		-1.015		-1.995	
(1.408)		(1.393)		(1.596)		(1.690)		(1.984)		(1.890)		(1.951)	
-9.366	*	-6.078		-6.879	*	-7.532	*	-6.096		-7.142	*	-8.179	**
(5.175)		(4.940)		(4.064)		(4.522)		(4.692)		(4.080)		(4.084)	
0.176	***	0.227	***	0.299	***	0.301	***	0.361	***	0.437	***	0.465	***
(0.0489)		(0.050)		(0.060)		(0.068)		(0.064)		(0.071)		(0.069)	
2.453		2.267		2.476		3.540		0.811		-0.958		-2.673	
(1.944)		(1.821)		(2.129)		(2.360)		(2.408)		(2.488)		(2.676)	
-0.864		0.152		1.096		0.715		-0.153		0.512		1.939	
(2.450)		(2.126)		(2.387)		(2.468)		(2.481)		(2.918)		(2.718)	
-35.352	***	-37.625	***	-40.831	***	-41.490	***	-42.888	***	-44.657	***	-46.230	***
(1.414)		(1.324)		(1.471)		(1.603)		(1.638)		(1.756)		(1.878)	
0.011	***	0.012	***	0.013	***	0.014	***	0.015	***	0.015	***	0.016	***
(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.001)	
16.981	***	17.770	***	18.588	***	19.180	***	18.469	***	18.725	***	19.573	***
(1.749)		(1.920)		(2.144)		(2.036)		(2.048)		(2.327)		(2.388)	
12.235	***	12.122	***	12.164	***	13.048	***	15.760	***	17.248	***	20.506	***
(2.165)		(2.003)		(2.295)		(2.647)		(2.520)		(3.046)		(2.888)	
19.177	***	19.584	***	20.679	***	21.613	***	22.295	***	22.971	***	24.200	***
(1.008)		(0.951)		(1.152)		(1.059)		(1.104)		(1.105)		(1.286)	
75.373	***	78.296	***	86.363	***	91.313	***	98.076	***	100.767	***	106.626	***
(4.082)		(3.654)		(4.181)		(4.598)		(4.448)		(4.920)		(5.143)	
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560	24560
0.1773	0.1863	0.1864	0.1812	0.1827	0.1827	0.1908	0.1879	0.1831	0.1879	0.1831	0.1879	0.1831	0.1831

	75%	80%	85%	90%	95%
	-50.167 ***	-56.825 ***	-64.131 ***	-78.707 ***	-104.700 ***
	(2.836)	(3.590)	(4.851)	(5.843)	(7.777)
	-1.700	0.840	0.782	-3.376	-1.625
	(2.300)	(2.539)	(3.190)	(3.918)	(6.977)
	-8.234 *	-11.237 **	-11.556	5.088	9.698
	(4.421)	(5.356)	(9.343)	(15.872)	(19.520)
	0.576 ***	0.729 ***	0.844 ***	1.052 ***	1.514 ***
	(0.084)	(0.093)	(0.115)	(0.155)	(0.291)
	-3.912	-4.798	-6.790	-13.429 ***	-16.998 *
	(2.708)	(3.201)	(4.181)	(5.137)	(9.169)
	1.729	5.093	2.898	7.162	19.494 *
	(3.044)	(3.531)	(4.875)	(6.659)	(8.449)
	-48.663 ***	-49.769 ***	-52.558 ***	-52.900 ***	-62.190 ***
	(1.907)	(2.250)	(2.659)	(3.609)	(6.157)
	0.017 ***	0.019 ***	0.020 ***	0.023 ***	0.026 ***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
	20.345 ***	22.702 ***	20.632 ***	22.664 ***	27.534 ***
	(2.755)	(3.037)	(3.683)	(4.402)	(8.034)
	20.437 ***	22.974 ***	23.193 ***	28.246 ***	32.541 ***
	(3.295)	(3.629)	(4.450)	(6.110)	(9.505)
	25.539 ***	27.771 ***	29.887 ***	33.373 ***	37.252 ***
	(1.359)	(1.552)	(1.815)	(2.528)	(3.445)
	109.819 ***	107.415 ***	115.301 ***	119.208 ***	130.041 ***
	(5.888)	(6.643)	(8.005)	(11.271)	(18.286)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No	No	No	No	No	No
24560	24560	24560	24560	24560	24560
0.1798	0.1666	0.1668	0.1669	0.1569	0.128

(注1) ***, **, *はそれぞれ1%,5%,10%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表 A1. PSM-DID (2013 年と 2015 年, および 2013 年と 2016 年で推定したケース)

実質家計支出総額	2013,2015
	0.779 (11.021)
決定係数	0.107
観測値数	968
観測値数 (処置群)	484
観測値数 (対照群)	484

実質家計支出総額	2013,2016
	-6.949 (16.365)
決定係数	0.068
観測値数	1,418
観測値数 (処置群)	709
観測値数 (対照群)	709

(注 1) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

(注 2) () 内はクラスター頑健な標準誤差を表す。

図 1A マッチング前カーネル分布 (2013 年)

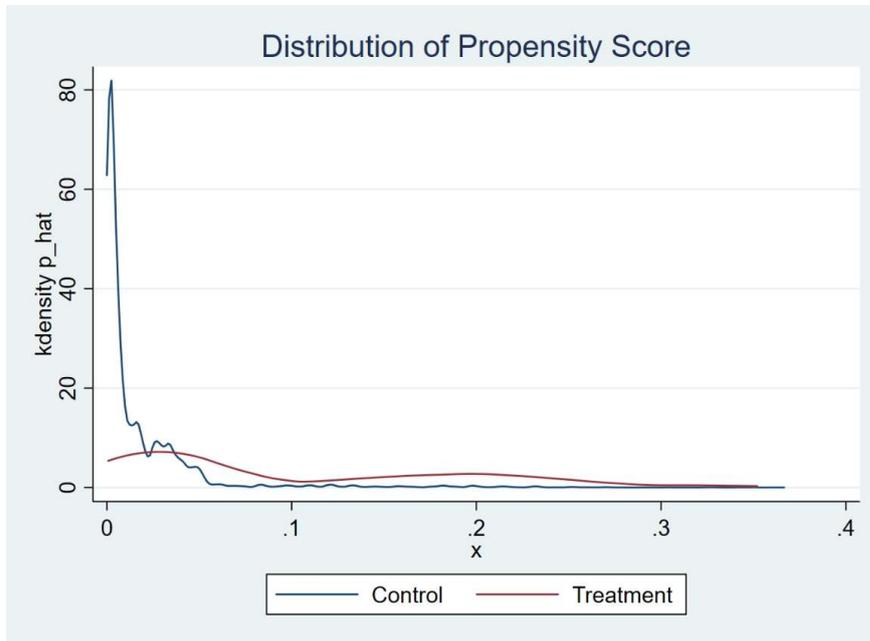


図 1B マッチング後カーネル分布 (2013 年)

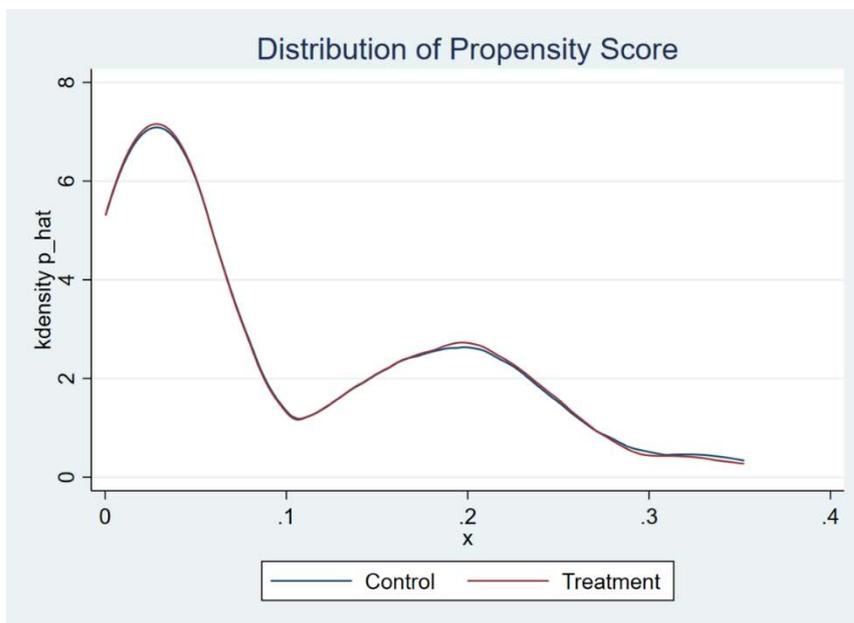


図 2A マッチング前カーネル分布 (2014 年)

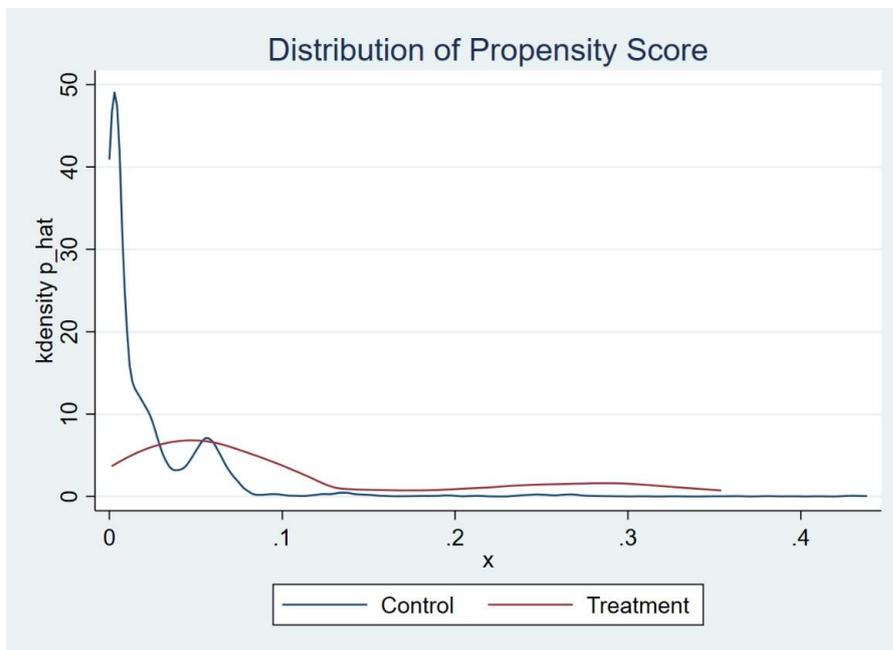


図 2B マッチング後カーネル分布 (2014 年)

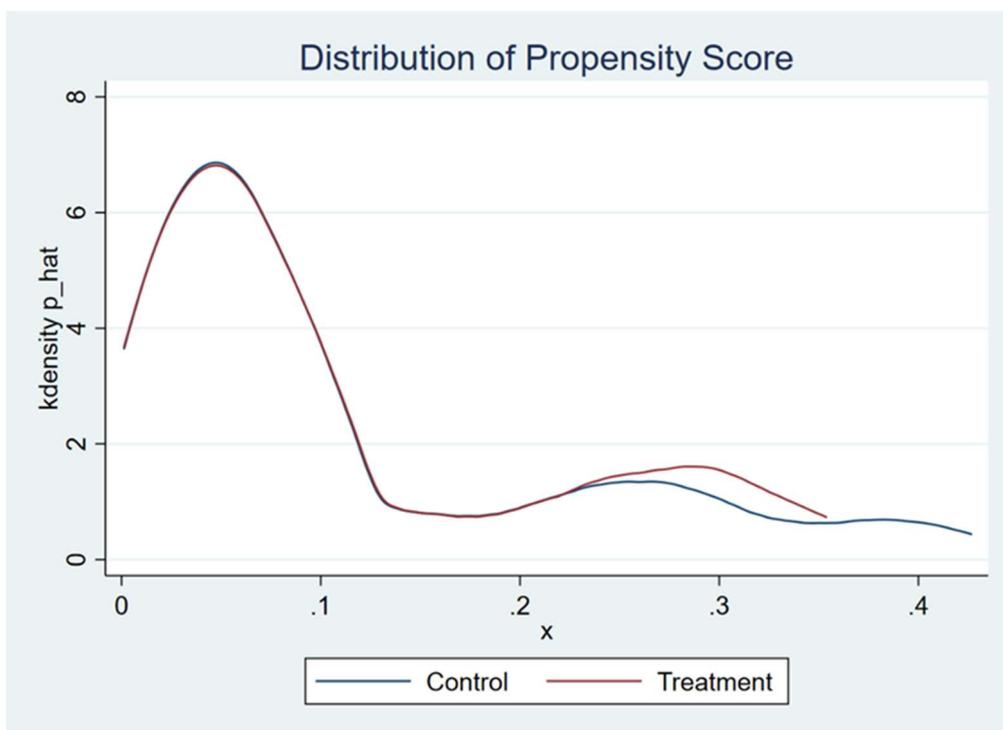


図 3A マッチング前カーネル分布

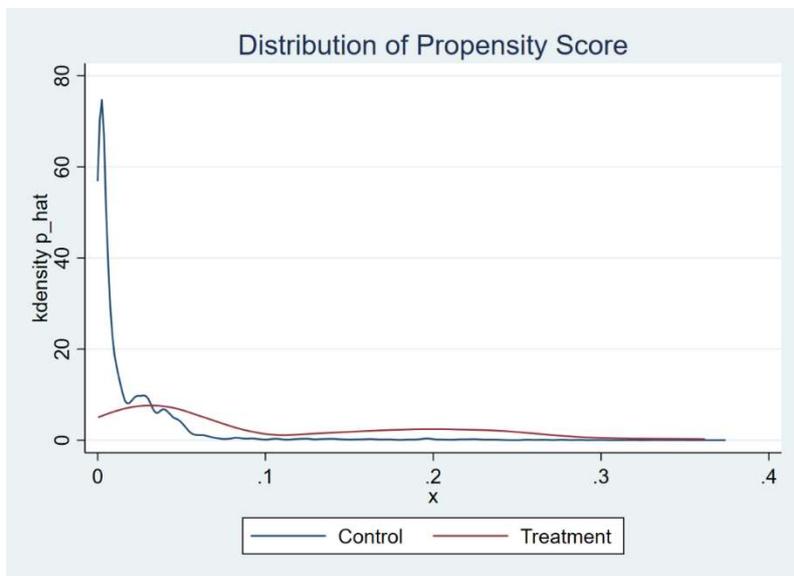


図 3B マッチング後カーネル分布

