

付 注

付注1-1 差分の差分 (Difference-in-Difference) に基づく消費関数の推計¹

1. 差分の差分 (Difference-in-Difference) の考え方と推計方法

政策効果を検証する上で、オーソドックスな手法である差分の差分推計 (Difference-in-Differences Estimator) により、家計パネルデータを用いて、政策効果を推計している。差分の差分推計とは、簡単にいえば、政策対象世帯 (treatment groups) と非対象世帯 (control groups) について、政策変更前と後の消費支出の変化額を算出し、さらに対象世帯と非対象世帯の変化額の差を統計的に検定することである。この差が0と有意に異なる正の値であれば政策はこの分だけ消費押し上げ効果があったといえる。

今般実施された経済政策である、市町村民税 (均等割) を課税されていない低所得の家計に対する「簡素な給付措置」や、児童手当を受給している世帯に対する「子育て世帯に対する臨時特例給付措置 (以下、「子育て特例給付」という。)」については各家計への具体的な給付金額を示すデータは存在しないが、給付対象世帯はある程度特定できるため、差分の差分推計が活用できる。

また、推計式は内閣府政策統括官 (経済財政分析担当) (2012) と同様に恒常所得仮説モデルに基づく。具体的な推計式は以下の通り。

$$\Delta C_{h,t} = \delta \times Dummy_{h,t} + \beta_0 + Year \times \beta_1 + X_{h,t} \times \beta_2 + e_{h,t} \quad (1)$$

ただし、

$\Delta C_{h,t}$ は家計 h における t 年の消費支出の $t-1$ 年からの変化額。

$Dummy_{h,t}$ は支給対象家計のときに1をとり、それ以外は0をとるダミー変数。

β_0 は定数項。

$Year$ は年次ダミー変数。

$X_{h,t}$ は同居人数の増減といった消費支出に影響を与えるコントロール変数。

$e_{h,t}$ は誤差項。

この時、差分の差分推計値である $\hat{\delta}$ は対象世帯に対する平均的な政策効果を表す。また、政策前と後で物価上昇率や利子率などのマクロ的な変化をコントロールするために年次ダミーを追加したほか、同居人数の増減に伴う消費支出の変化もコントロールするため、各世帯の同居人数の前年差も説明変数に加えた。

注 (1) 他の推計結果や要約統計量などについては Yasui (2016) を参照。

2. 使用データ

推計に使用しているデータは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）による信頼性の高いパネルデータである。これは、20歳～69歳の男女を対象としている慶應義塾家計パネル調査（KHPS）と20歳以上の男女を対象としている日本家計パネル調査（JHPS）を統合した調査であり、毎年1月時点の家計属性の詳細項目や消費支出項目などが2009年から直近2015年まで7年分存在する。なお、標本数は2015年時点で5,320となっている。

3. 対象世帯の識別方法

簡素な給付措置²は、2014年度分の市町村民税（均等割）が課税されていない者が対象であり、ただし、生活保護の受給者や課税対象者の被扶養者は対象外となっている。こうした要件を満たす世帯を識別するダミー変数を日本家計パネル調査の変数を用いて以下の条件で設定した。

「2013年の生活保護給付=0」

かつ

「2013年の世帯の年収（税込）<205.7万円³」

こうして特定した世帯の2013年時点の世帯の年収（税込）の中央値は144万円、2014年時点の世帯主の年齢の中央値は63歳であった。厚生労働省によると、簡素な給付措置における65歳以上の高齢者の割合は約半数なので、これとおおむね整合的である。

子育て特例給付の対象世帯は、2014年1月分の児童手当・特例給付の受給者であって、2013年の所得が児童手当の所得制限額に満たない者が対象であり、ただし、対象の児童のうち簡素な給付措置の対象者及び生活保護の被保護者等を除くとされている。こうした要件を満たす世帯を識別するダミー変数を以下のように設定した。

2013年に児童手当を受領し、生活保護給付を未受領かつ簡素な給付措置の対象外の世帯を抽出した上で、以下の条件が当てはまる世帯を除外したダミー変数を作成。

2013年の世帯の年収（税込）が、児童手当の所得制限限度額表⁴における扶養親族の数に応じた収入額を上回っている世帯。

注

- (2) 簡素な給付措置の対象は個人であるが、世帯の構成ごとの消費支出データではないため、世帯ベースで分析する。
- (3) 住民税が課税されない所得水準の目安（非課税限度額）のうち、給与所得者のみで夫婦子1人の世帯（配偶者と子1人を扶養している場合）の非課税限度額（給与収入ベース）。
- (4) 児童手当の所得制限限度額表は内閣府ウェブサイトを参照（<http://www8.cao.go.jp/shoushi/jidouteate/pdf/gendogaku.pdf>）。

※なお、扶養親族の数は、簡単化のため、子ども手当・児童手当（年間）を12分の1した値（扶養されている子供の数）に、2013年の勤め先の収入が103万円未満の場合（妻が被扶養者）には1を加えたものとした。

こうして特定した世帯の2013年時点の世帯の年収（税込）の中央値は600万円、2014年時点の世帯主の年齢の中央値は41歳であった。

こうして作成した簡素な給付措置および子育て特例給付の対象世帯を表すダミー変数を（1）式の $Dummy_{h,t}$ として用いる。なお、対象世帯のサンプル数は前者が218、後者が735となった。

付注1-2 住宅取得能力指数の算出方法

(1) 住宅価格

$$\text{『住宅価格』} = \frac{A1 \times B1}{\text{土地取得費}} + \frac{A2 \times B2}{\text{建設費}} \times (1 + \text{消費税率})$$

- A1：土地取得費の2011年平均値
- A2：建設費の2011年平均値
- B1：土地価格指数（2011年平均に対する比率）
- B2：木造住宅の純工事費指数（2011年平均に対する比率）

※A1、A2は、住宅金融支援機構「平成23年度フラット35利用調査」による。
※B1は、国土交通省「不動産価格指数」により算出。
※B2は、（一財）建設物価調査会「建設物価指数月報」により算出。

(2) 調達可能額指数

$$\text{『調達可能額指数』} = C + D$$

- C：貯蓄額
- D：住宅ローン借入可能額

※Cは、総務省「家計調査」による。定期性預金及び生命保険を除く。なお、2016年1月～3月の貯蓄額については、2015年10月～12月の数値を代用。

※Dは、毎月一定額（=I）を返済し続けることを前提とし、当該月の住宅ローン金利（=r）を用いて35年ローンを組む場合の借入可能額。すなわち、

$$D = I \times (1+r)^{-1} + I \times (1+r)^{-2} + I \times (1+r)^{-3} + \dots + I \times (1+r)^{-420} \\ = I \times ((1+r)^{-1} - (1+r)^{-421}) / (1 - (1+r)^{-1})$$

ただし、Iは、当該月の可処分所得の25%。可処分所得は総務省「家計調査」から引用し、3か月後方移動平均とした。rは、返済期間が21年以上の場合におけるフラット35についての、全金融機関の融資金利の最低金利を用いた。

(3) 住宅取得能力指数

$$\text{『住宅取得能力指数』} = \text{『調達可能額指数』} / \text{『住宅価格指数』}$$

付注2-1 高齢者世帯特有の消費による雇用誘発効果について

生産額ベクトルを X^d 、投入係数行列を A 、労働投入係数行列を L 、輸入係数行列を M 、単位行列を I 、国内最終需要ベクトルを f_d 、輸出額ベクトルを X_E 、輸入額ベクトルを X^m とすると、需給均衡式は(1)式で与えられる。

$$X^d = AX^d + f_d + X_E - X^m \quad \dots (1)$$

ここで、輸入額ベクトルは、(2)式のように表せることから、(2)式を(1)式に代入し、これを解いて(3)式の生産額決定式を得る。

$$X^m = M(AX^d + f_d) \quad \dots (2)$$

$$X^d = (I - (I - M)A)^{-1}((I - M)f_d + X_E) \quad \dots (3)$$

また、生産額ベクトルが X^d で示されるときの雇用誘発効果 \hat{L} は、(4)式のように表せることから、(3)式を(4)式に代入した(5)式を用いて、 $X_E = 0$ とし、高齢者世帯特有の消費額を f_d に代入して、高齢者世帯特有の消費による産業別にみた雇用誘発効果を算出する。

$$\hat{L} = LX^d \quad \dots (4)$$

$$\hat{L} = L(I - (I - M)A)^{-1}((I - M)f_d + X_E) \quad \dots (5)$$

世帯主が60歳以上の世帯（以下「高齢者世帯」という。）と世帯主が60歳未満の世帯（以下「その他世帯」という。）の品目ごとの消費額は、全国消費実態調査の一世帯当たりの消費額に国勢調査の世帯数を乗じることで算出する。その上で、高齢者世帯とその他世帯における消費額を総世帯の消費額で除して品目ごとのウェイトを計算し、このウェイトを用いて産業連関表における業種ごとの家計消費支出（総額）を高齢者世帯とその他世帯に按分する。

高齢者世帯特有の消費による雇用誘発効果については、特化係数上位15品目に対応する産業連関表の業種ごとの高齢者世帯の消費額が、その消費額に比例して合計で1兆円増加した場合の業種ごとの消費額及びそれに伴う介護サービス¹の公的負担分を f_d に代入した。

注

(1)「介護サービス」は高齢者世帯の直接的な消費額に加え、医療費の公的負担分も加味している。公的負担分は、産業連関表の介護サービスにおける家計と政府の支出額の比率を参考に高齢者世帯の消費額の9倍と仮定した。

付注2-2 「企業の人材活用に関する意識調査」の概要

1. 調査の目的

人手不足の中における企業の人材活用に関する取組の現状及び変化を把握し、経済財政に関する分析の基礎資料とすることを目的とする。

2. 調査期間

2016年2月中旬～3月下旬

3. 調査企業数

8,000事業所

うち、上場1部・2部企業 3,000社

非上場企業 5,000社

4. 回答企業数（有効回答）

762件（回答率 9.5%）

5. 業種別の回答企業数

業種	回答企業数
製造業	267
卸売業	101
小売業	47
運輸・小売・宿泊・飲食業	41
建設業	68
金融・保険業	44
情報通信業	82
その他非製造業	112
計	762

付注2-3 労働市場におけるマッチングの効率性の推計方法

1. 推計方法

労働市場における新規雇用の動向について、求人数と失業者によるBlanchard-Diamondタイプの一次同次制約を課したマッチング関数を推計した¹。失業者数に対する新規雇用者数の割合をマッチングの効率性とし、推計にあたっては、固定パラメータのOLS推計を行った。

2. 使用データ

(1) 新規雇用者数

<日本>

新規雇用者についての統計は、主に厚生労働省「雇用動向調査」の入職者数及び、厚生労働省「一般職業紹介状況」の就職件数がある。雇用動向調査は、我が国の入職者数全体を調査している一方、集計回数は年2回という制約がある。一方、一般職業紹介状況は毎月集計している一方、公共職業安定所による就職件数のみを集計しているという点に違いがある。本推計にあたっては、雇用動向調査の入職者数（年間）を基に、一般職業紹介状況の就職件数（四半期）を用いて新規雇用者数を四半期化して使用。

<アメリカ>

U. S. Department of Labor “Job Openings and Labor Turnover” 採用者数。

<ドイツ、英国、スウェーデン>

Eurostat “Labor Force Survey” 3か月以内に就職した雇用者数。

推計にあたっては、3か月間の間に毎月同数が入職したと仮定。

(2) 求人数

<日本>

厚生労働省「雇用動向調査」の欠員数（年間）を、厚生労働省「一般職業紹介状況」の欠員数（有効求人数－就職件数）で四半期化して使用。

<アメリカ、ドイツ、英国、スウェーデン>

OECD. Statの求人数（欠員数）を使用。

(3) 失業者数

OECD. Statの失業者数を使用。

注 (1) Blanchard and Diamond. (1989) を参照。

3. 推計式

失業者と求人から新規雇用者数が生まれる過程として、次のような一次同次型のマッチング関数を考える。

$$N_t = C \times M_{t-1}^a \times U_{t-1}^{(1-a)} \quad \dots \textcircled{1}$$

N_t : 新規雇用者数

M_t : 求人数

U_t : 失業者数

a 、 C : 定数項

ここで、(1) 式は

$$\frac{N_t}{U_{t-1}} = C \times \left(\frac{M_{t-1}}{U_{t-1}} \right)^a \xrightarrow{U_{t-1}=M_{t-1}} C \quad \dots \textcircled{2}$$

となり、失業者が雇用に結び付く確率は、失業者数と求人数の比率に応じて変動することが分かる。また、この確率は、失業者数と同数の求人があった場合には、定数項 C と同値となることが分かる。そこで、定数項 C 、 a を推計することにより、失業者が雇用に結び付く確率、つまりマッチングの効率性を求めることとする。

(1) 固定パラメータを用いたマッチング関数

$$\ln(n_t) = v_1 + v_2 \times \ln(m_{t-1}) + (1 - v_2) \times \ln(u_{t-1}) + \varepsilon_t \quad \dots \textcircled{3}$$

n_t : 新規雇用者数

m_t : 求人数

u_t : 失業者数

ε_t : 誤差項 ($\sim N(0, \sigma^2)$)

4. 推計結果

推計期間：2008年1-3月期～2015年10-12月期

	v_1 ($\exp(v_1)$)	v_2
日本	-1.061704 (0.362223)	0.542135
ドイツ	-0.775619 (0.461087)	0.443921
スウェーデン	-0.57556 (0.562388)	0.262113
英国	-0.88207 (0.413924)	0.676519
アメリカ	-0.169254 (0.844294)	0.673551

(備考) 全て1%水準で統計的有意。

○結果の解釈について

推計の結果、人材マッチングの効率性が1を超える部分があるが、これは説明変数に用いた求人数が必ずしも労働市場全ての求人を捕捉できていないことによる。例えば、我が国における厚生労働省「一般職業紹介状況」は、公共職業安定所（ハローワーク）における求人についての調査であり、民間の求人サイトや、企業の直接応募、縁故等による採用は含まれない。また、入職者数や欠員数については、新卒採用に関わるものを含む一方で、失業者には就業予定の学卒者等を含んでいないことから、推計結果は幅を持ってみる必要がある。