



RIETI Discussion Paper Series 20-J-032

ものづくり補助金の効果分析： 回帰不連続デザインを用いた分析

関沢 洋一

経済産業研究所

牧岡 亮

経済産業研究所

山口 晃

一橋大学 / 現：科学技術・学術政策研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

ものづくり補助金の効果分析：回帰不連続デザインを用いた分析¹

関沢 洋一（経済産業研究所）

牧岡 亮（経済産業研究所）

山口 晃（一橋大学 / 現：科学技術・学術政策研究所）

要 旨

本研究では、経済産業省からの要請に基づいて、経済産業政策の EBPM の一環として、平成 24 年度より中小企業庁が実施している「ものづくり補助金」の効果を分析した。同補助金の採択事業の選定が概ね評価点に基づいて行われていることを踏まえて、2013 年度採択分と 2014 年度採択分の合計 6 回分の公募次のそれぞれについて、ファジー回帰不連続デザイン法を用いて同補助金の採択事業となることの効果を推計した。さらに、同補助金の 2 年度分を通じた全体の効果を明らかにするために、メタ分析によって、各公募次の補助金効果の推定値を統合した。アウトカム変数は、工業統計調査（一部は経済センサス-活動調査）の調査票情報に記入された従業者数と有形固定資産額、調査票情報から算出された従業者一人当たり付加価値額と付加価値額のそれぞれの補助金採択の前年から 3 年間の平均伸び率とした。メタ分析の結果によると、同補助金の採択事業者と非採択事業者の間でアウトカム変数の統計的に有意な差は見られなかった（正又は負の政策効果があるとは言い切れない）。ただし、補助金採択が評価点に依拠していない部分があることなどの限界があり、今回の分析結果の解釈には慎重になる必要がある。

キーワード：EBPM、ものづくり補助金、回帰不連続デザイン、メタ分析

JEL classification: C14, H71, L53, R38

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「総合的 EBPM 研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、経済産業省（METI）の工業統計調査の調査票情報、総務省と経済産業省の経済センサス-活動調査および RIETI 提供による工業統計パネルコンバーターを利用した。また、本稿の原案に対して、橋本由紀、池内健太、角谷和彦、小野塚祐紀、ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1. はじめに

わが国では、新しい政策を作ることに対しては政治家においても行政官においても高い関心を持たれているが、作られた政策がその目的に照らして本当に効果を有するかどうかについての関心は乏しかった。しかし、財政制約の高まりなどを背景として、諸政策が本当に目指している効果を有しているのかを因果関係を明らかにする厳密な手法によって検証して、効果の高いものを優先的に採用しようという機運が芽生え始めている。EBPM（根拠に基づく政策形成）と呼ばれるこのような動きは、欧米における先進的な取り組みを参考にしつつ、内閣官房が音頭をとって、各省が模索を繰り返しながらも進めている。

このような EBPM 推進の一環として、経済産業省からの要請に基づいて本研究は行われた。分析対象となったのは、中小企業庁による「ものづくり補助金」である。「ものづくり補助金」とは、正式名称「ものづくり中小企業・小規模事業者試作開発等支援補助金」（平成 24 年）、「中小企業・小規模事業者ものづくり・商業・サービス革新事業」（平成 25 年）のことであり、試作品の開発や設備投資等にかかる費用を補助することを通じた、中小企業・小規模事業者の生産性向上を目的とした補助金政策である。この補助金は平成 24 年度に実施されて以降平成 31 年度現在まで続いており、各年度の予算額が 1000 億円程度、各事業者の補助上限額も 1000 万円程度と、中小企業に絞った補助金の中でも規模が大きいことが特徴である。

補助金の効果検証に関する先行研究では、因果関係を検証する最良の方法であるランダム化比較試験（RCT）を行うことは容易ではなく、観測データを用いて分析することが多い。特に先行研究の多くは、差の差分析法やマッチング法を用いて補助金処置群企業と対照群企業を比較することによって補助金の効果を分析している（Nishimura and Okamuro (2011)、Okubo, Okazaki, and Tomiura (2016) など）。しかしながらこれらの分析手法では、処置群と対照群の間の観測不可能な差異を完全に拭うことはできず、補助金効果の厳密な導出ができるのは非常に稀である。

この問題に対応するため、本研究では回帰不連続デザイン法（regression discontinuity design, RDD）を用いて分析を行う。RDD とは、何らかの連続する数値（以下では「割当変数」と呼ぶ）において特定の値（以下では「カットオフ」と呼ぶ）を基準として政策の対象となるか否かが決まる場合に、RCT のような実験を行うことなく因果推論を行える手法であり、近年幅広い研究分野で活発に用いられるようになっている。補助金に対して RDD を用いた研究としては、Bronzini and Iachini (2014)、Cerqua and Pellegrini (2014)、Criscuolo, Martin, Overman, and Van Reenen (2019) などがある。それらの研究は、補助金支給の有無が一定の審査得点を境にして不連続的に決まることを用いて、その不連続点付近の補助金受領企業と不受領企業を比較することで補助金の効果を推定している。

本研究はそれらの文献に属するが、その中でも Cerqua and Pellegrini (2014) と最も類似している。同研究は、イタリアのスタートアップ企業に対する補助金である L488/92 の効

果について、RDD を用いて分析している。そこでは、RDD によって導出された各地域毎の補助金の効果の推定値を、医療などで用いられるメタ分析によって統合することによって、補助金全体の効果を導出している。

本研究においては、ものづくり補助金では各年度毎に 3 回の採択が行われてカットオフもそれぞれで異なることを踏まえて、各採択毎に補助金の効果を RDD によって推計した。全体としての効果の推計は、各採択毎の推定値をメタ分析によって統合することによって行った。

本分析の結果によれば、工業統計調査（一部は経済センサス-活動調査）の調査票情報に記入された従業者数と有形固定資産額、調査票情報から算出された従業者一人当たり付加価値額と付加価値額、のそれぞれの補助金採択の前年から 3 年間の平均伸び率において、同補助金の採択事業者と非採択事業の間でアウトカム変数の統計的に有意な差は見られなかった。ただし、補助金採択が評価点に依拠していない部分があることなどの限界があり、今回の結果の解釈には慎重になる必要がある。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 節では「ものづくり補助金」の概要を説明する。第 3 節は分析手法として、RDD やメタ分析を概説する。第 4 節でデータの特性を述べた後、第 5 節で分析結果を報告する。第 6 節で考察を述べる。

2. 平成 24 年度及び平成 25 年度ものづくり補助金の概要

本節では、「ものづくり補助金」の背景や対象事業者、採択事業者の選定方法等について説明する。「ものづくり補助金」は経済産業省の中小企業庁が実施する、中小企業の試作品・新製品開発や新サービスの導入、設備投資等を支援することを目的とした補助事業である。実施開始年である平成 24 年度には 1007 億円の予算額が割り当てられ、23971 事業からの申請のうち 10516 事業が採択された。平成 25 年度は、1400 億円の予算額が割り当てられ、36917 件の申請に対して、その 3 分の 1 程度の採択件数があった。

平成 24 年度及び平成 25 年度事業の各補助事業者は、その事業に関する経費の中でも①原材料費、②機械装置費、③直接人件費、④技術導入費、⑤外注加工費、⑥委託費、⑦知的財産権関連経費、⑧運搬費、⑨専門家旅費、⑩専門家謝金、⑪雑役務費に用いられた経費に関して、上限を 1000 万円として総経費の 3 分の 2 までを補助された。同補助金の公募は、補正予算成立後の 2、3 月から夏にかけて 2 回の公募が行われた（各年の第 1 次公募は、計 2 回の締め切りを設けていた）。受付開始日、締切日、採択日については表 1 を参照されたい。

表 1 : 「ものづくり補助金」の締切日と採択日

平成 24 年度補正「ものづくり中小企業・小規模事業者試作開発等支援補助金」			
	受付開始日	締切日	採択日
1次公募1次締切	2013年3月15日	2013年3月25日	2013年4月30日
1次公募2次締切		2013年4月15日	2013年5月31日
2次公募	2013年6月10日	2013年7月10日	2013年8月30日

平成 25 年度補正「中小企業・小規模事業者ものづくり・商業・サービス革新事業（ものづくり、商業・サービス）」			
	受付開始日	締切日	採択日
1次公募1次締切	2014年2月17日	2014年3月14日	2014年4月28日
1次公募2次締切		2014年5月14日	2014年6月27日
2次公募	2014年7月1日	2014年8月11日	2014年9月29日

補助金対象事業者は、日本国内に本社及び事業実施場所を有する中小企業者となっている。具体的には、製造業、建設業、運輸業、卸売業などの事業のうち、資本金又は常勤従業員数が一定規模以下の事業や企業組合、合同会社などの組合のことを指す。

補助金対象事業となる事業の類型は、平成 24 年度と平成 25 年度で異なる。前者では①小口化・短納期化型、②ワンストップ型、③サービス化、④ニッチ分野特化型、生産プロセス強化型に分類されており、類型ごとに補助上限額は 1000 万円で同一である。後者では、①成長分野型、②一般型、③小規模事業者型へと分類され、それぞれ補助上限額が 1500 万円、1000 万円、700 万円となっていた。また、平成 25 年度の成長分野型は「環境・エネルギー」、「健康・医療」、「航空・宇宙」分野の申請に限られており、小規模事業型は「中小企業基本法」に定められた「小規模企業者」にのみ対象が限られていた。

各事業者による申請は、各都道府県毎にある地域事務局に設置された地域採択審査委員会において、事業内容の技術的新規性等の「技術面」、事業としての市場性等に関する「事業化面」の得点が付けられ、各経済産業局及び沖縄総合事務局において、政策の目的に照らした妥当性などに関する「政策面」の得点が付けられた。これら 3 つの得点が合計された評価点が算出された。各地域採択審査委員会は書面審査結果を基本として案件の順位付けを行い、全国採択審査委員会に提出し、全国採択審査委員会は、採択ボーダーライン近傍の案件を再審査し、最終的な採択案件が決められた²。採択ボーダーライン近傍の案

² 再審査の対象となる評価点の範囲は、各公募次により異なる。具体的には、平成 24 年 1 次公募 2 次締切では各都道府県の中で上位 32%から 40%に位置する案件、平成 24 年 2 次公募では上位 43%から 47%、平成 25 年 1 次公募 1 次締切と 2 次締切では上位 35%から 39%、平成 25 年 2 次公募では上位 28%から 32%が再審査にかけられるとなっていた。ただし、それらのボーダーラインは予算残額等により変更され得ることが明記されていた。

件のみ多くの審査員が評価することで、審査コストを抑えつつ事業計画の審査を精緻化することが目的であった。ただし、再審査の際、採択の可否のみを見直し、点数を再評価することは行わなかった。なお、上記の審査方法は、平成 29 年度事業以降は実施されていない。

補助金の支払いは、事業終了後に実績報告書が提出され、補助金額が確定した後に精算払いされた。

3. 分析手法

3.1. RDD

RDD とは、割当変数においてカットオフを基準として政策の対象となるか否かが決まる場合に、カットオフの直下の案件と直上の案件を比較することを通じて政策の効果を検証しようというものである。これを補助金に当てはめると、評価点が採択点を上回る事業のみが補助金の採択事業となるという性質を用いて、採択点をカットオフとして、カットオフをわずかに上回る事業者とわずかに下回る事業者のアウトカム変数を比較することを通じて因果関係が導出される。

評価点を X 、採択点を c 、アウトカム変数を Y 、処置変数を T として数式を用いて説明すると、RDD を用いたものづくり補助金の処置効果は、

$$\tau = E(Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c) \quad (1)$$

として与えられる。 $Y_i(1)$ は事業 i が補助金の採択事業となった場合の潜在的変数であり、 $Y_i(0)$ は採択事業とならなかった場合のそれである。実現したアウトカム変数は

$$Y_i = Y_i(1)T_i + Y_i(0)(1 - T_i) \quad (2)$$

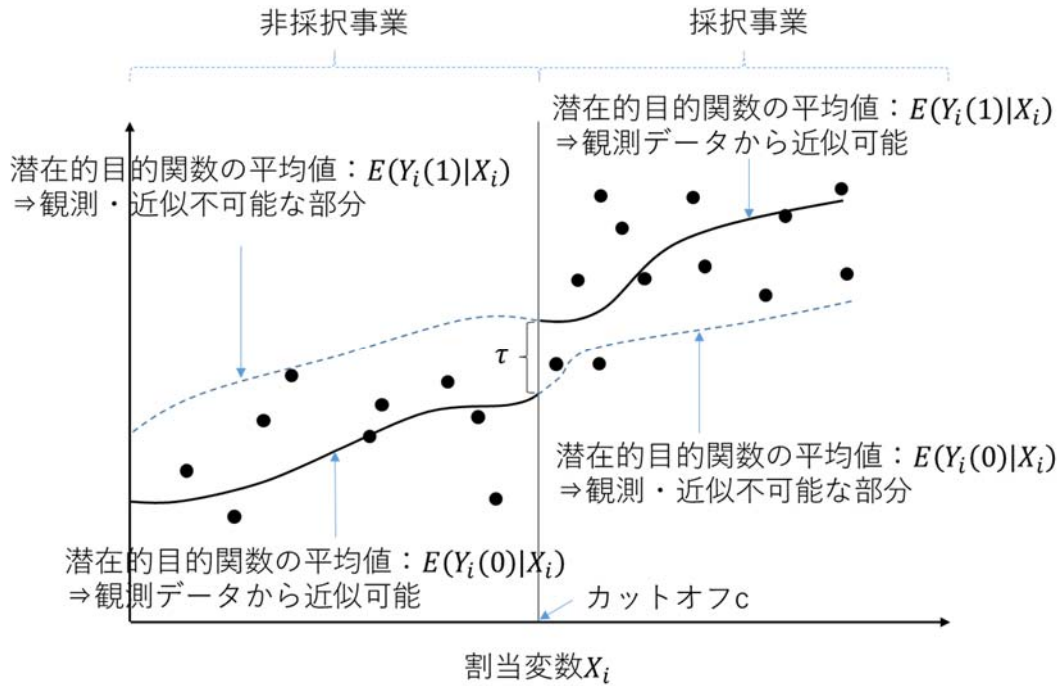
として表される。処置変数 $T_i = 1(X_i \geq c)$ は、カットオフ以上の評価点を得て補助金を受けた事業に対して 1、それ以外の事業に対しては 0 をとる変数である。

τ を識別するために必要な仮定は、潜在的変数の平均値 ($E(Y_i(1) | X = x)$ 、 $E(Y_i(0) | X = x)$) のカットオフ付近における連続性である。これにより、(カットオフ付近の観測値から) 潜在的変数の平均値を近似し、カットオフ上へと外挿することを通じて、(カットオフ上には実際には観測値がないものの) カットオフ上の「ジャンプ」、すなわち推定値 τ が求まる。

図 1 は回帰不連続デザインのイメージを図示したものであり、縦軸にアウトカム変数、横軸に評価点を示している。式 2 で示されたとおり、採択事業に関しては採択された際の

アウトカムのみが観測され、他方で非採択事業に関しては非採択となった観測値のみがそれぞれ観察される。したがって、それぞれの観測データから潜在的関数の平均値の片方ずつを近似することができる（図中実線）。それらの近似値をカットオフまで外挿することによって、カットオフにおける採択事業と非採択事業のアウトカムを求めることができ、後者を前者が補助金を受給していなかったときの反実仮想の値とみなすことで、カットオフにおける補助金の処置効果 τ を求めることができる。

図 1：回帰不連続デザインのイメージ



$$\begin{aligned}
 \tau &= E(Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c) \\
 &= E(Y_i(1) | X_i = c) - E(Y_i(0) | X_i = c) \\
 &= \lim_{x \rightarrow c^+} E(Y_i | X_i = x) - \lim_{x \rightarrow c^-} E(Y_i | X_i = x)
 \end{aligned} \tag{3}$$

注意すべき点としては、この処置効果が評価点が「カットオフ」周辺における案件にのみ当てはまり、カットオフを離れた評価点の企業に対する補助金の効果を現してはいないことである。先の図でも分かるとおり、カットオフ点における推定値は、潜在的関数の期待値の外挿により求めることができたが、カットオフから離れた点に関しては潜在的関数の期待値が分からないため、そこでの推定値を求めることができない。

以下では Cattaneo, Idrobo, and Titiunik (2017) の推奨するように、局所線形回帰 (Local linear regression) の手法を用いてものづくり補助金の処置効果を推定する。その手法では、全ての観測値を用いてグローバルに潜在的関数の平均値を近似するのではなく、カッ

トオフ周辺の観測値にバンド幅を絞って、その中で線形回帰により近似することで、カットオフにおける「ジャンプ」の大きさを導出する。すなわち、

$$\begin{aligned}(\widehat{\alpha}_l, \widehat{\beta}_l) &= \underset{\alpha_l, \beta_l}{\operatorname{argmin}} \sum_i (1 - T_i)(Y_i - \alpha_l - \beta_l(X_i - c))^2 K\left(\frac{X_i - c}{h}\right) \\(\widehat{\alpha}_r, \widehat{\beta}_r) &= \underset{\alpha_r, \beta_r}{\operatorname{argmin}} \sum_i T_i(Y_i - \alpha_r - \beta_r(X_i - c))^2 K\left(\frac{X_i - c}{h}\right)\end{aligned}\quad (4)$$

とし、バンド幅 h 内に存在する観測値についてそれぞれ推定し、それらの差を求めることで推定値が求まる ($\hat{\tau} = \widehat{\alpha}_r - \widehat{\alpha}_l$)。ここでは観測値の加重に用いるカーネル関数 K として、実際の分析では三角カーネル (triangular kernel) を用いる。

バンド幅の選択に関しては、平均二乗誤差 (Mean Squared Error、MSE) を最小にするバンド幅を選択する。直感的には、仮にバンド幅 h を拡大させると、一方でバンド内での観測数が大きくなるため推定値の分散は減少するが、他方で潜在的目的関数の平均値を近似する精度が悪くなり、推定値のバイアスが大きくなる。MSE を最小化するバンド幅は、その bias-variance トレードオフの下で選択される。また推定値の信頼区間は、潜在的目的関数の平均値を近似することによるバイアスの推定値を用い、且つその推定誤差を分散に反映させる頑健バイアス除去 (Robust bias-corrected) なものを用いて計算されている。

ここまでの説明は、カットオフより上の評価点を持つ事業は確率 1 で補助金に採択され、それ以外の事業は確率 0 で採択されるという、より直感的なシャープ RDD を説明した。しかしながら、後述するように、ものづくり補助金の申請データではカットオフ以上の評価点を持つにもかかわらず不採択である事業や、カットオフ以下の評価点を持つにもかかわらず採択されている事業が存在する。したがって本研究では、シャープデザインを拡張したファジーRDDを用いる。そこでは実際に補助金を受けるダミー変数を D_i として、推定値 τ_{FUZZY} は以下の式で求めることができる。

$$\tau_{FUZZY} = \frac{\lim_{x \rightarrow c^+} E(Y_i | X_i = x) - \lim_{x \rightarrow c^-} E(Y_i | X_i = x)}{\lim_{x \rightarrow c^+} E(D_i | X_i = x) - \lim_{x \rightarrow c^-} E(D_i | X_i = x)} \quad (5)$$

すなわち、カットオフより大きな評価点を得ること (補助金を受給するとは限らない) のアウトカムに対する影響をその変化点での補助金受給確率の変化で割っている。

これらの分析手法は、潜在的目的関数の平均値の連続性の仮定に依存している。もし仮に各事業者がその評価点を採択点以上へと正確に操作 (precisely manipulate) できるとすれば、カットオフ直下と直上の事業者群は性質が異なることが考えられ、上記の連続性の仮定が満たされる可能性は低くなる (Lee, 2008)。この仮定の妥当性は、それが観察不可能であるため直接検証することはできないが、先行研究では以下のような間接的な検証方法

が提案されている。第一の方法は、先決変数などの処置に影響を受けない共変量に関して、カットオフの上下でのバランスを検証するものである。これは、それらの共変量に関してカットオフ付近における「ジャンプ」が存在したとすれば、その処置群事業と対照群事業はそもそも異なる性質を持った事業者である可能性が高く、連続性の仮定を満たさない可能性があるという想定に基づくものである。第二の妥当性のチェックは、McCrary (2008) により提唱された評価点に関する密度関数のカットオフ付近での「ジャンプ」の検定である (density test、以下では「密度検定」)。密度検定は、もしカットオフ付近の評価点を操作することで補助金の採択・非採択を操作することができるとすれば、カットオフ上に存在する事業者の密度が大きくなり、したがってそれらの事業とカットオフ下の事業者では性質に関してバランスしない可能性がある想定に基づいている。以下の分析では、これらの妥当性の確認も行われる。

回帰不連続デザインによる分析は STATA パッケージ (**rdrobust**) を用いて行った (Calonico, Cattaneo, Farrell, & Titiunik, 2017)。密度検定は STATA パッケージ (**rddensity**) を用いて行った (Cattaneo, Jansson, & Ma, 2018)。有意水準は両側 5% とした。

3.2. メタ分析

先述の通り、ものづくり補助金の機会は 2012 年 1 次公募から 2013 年 2 次公募まで、計 6 回の申請機会があり、それぞれ採択が行われている (以下、平成 24 年度 1 次公募 1 次締切、1 次公募 2 次締切、2 次公募をそれぞれ $t=2411$ 、 2412 、 2420 とし、平成 25 年度の各応募次に関してもそれぞれ、 $t=2511$ 、 2512 、 2520 とする)。上記の RDD では、6 回の異なる公募次のそれぞれにおける補助金の効果の推定値は明らかにされるものの、6 回の採択の全体の推定値は示されない。そこで本研究では、メタ分析によって、それらの異なる公募次の効果を統合した全体の効果を推定する。具体的には、統合的な補助金の効果 τ_{total} は、各公募次の補助金効果の推定値 τ_t をその逆分散値 ($1/\sigma_t^2$) を加重として加重平均することによって求められる。

$$\tau_{total} = \frac{\sum_{t=all\ trials} \tau_t \times \left(\frac{1}{\sigma_t^2}\right)}{\sum_{t=all\ trials} \left(\frac{1}{\sigma_t^2}\right)}$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{\sum_{t=all\ trials} \frac{1}{\sigma_t^2}}} \quad (6)$$

ここで σ は、推定値 τ_{total} の標準偏差である。

すなわち、推定値の精度の高い、分散の小さい公募次 (つまり、 $1/\sigma_t^2$ が大きい公募次) の推定値に対して、より大きな加重を割り当てて推定値の加重平均値を導出する。この統

合された推定値は、各公募次におけるローカルな推定値を統合しているという意味で、よりグローバルな解釈が可能となるとも言える。

また分析結果の節では、全ての公募次に対して加重平均を取った推定値のみならず、それの中でも密度検定において、統計的に有意な差が見られた公募次とそうでない公募次にグループを分けて、それぞれの中での補助金の効果を導出している。例えば後者に関しては、

$$\begin{aligned}\tau_{\text{sub}} &= \frac{\sum_{t=\text{trials passing density tests}} \tau_t \times \left(\frac{1}{\sigma_t^2}\right)}{\sum_{t=\text{trials passing density tests}} \left(\frac{1}{\sigma_t^2}\right)} \\ \sigma_{\text{sub}} &= \sqrt{\frac{1}{\sum_{t=\text{trials passing density tests}} \left(\frac{1}{\sigma_t^2}\right)}}\end{aligned}\quad (7)$$

となり、部分グループの推定値 τ_{sub} と標準偏差 σ_{sub} が求められる。

同メタ分析を用いることで、公募次ごとの異なる結果を統合するのみならず、公募次間の効果の異質性に関しても導出することができる。具体的には、

$$I^2 = 100\% \times \frac{(Q - df)}{Q} \quad (8)$$

Q は Cochran の異質性統計量、 df は自由度を表している。この統計量は同質的なケースである 0%から完全に異質的である 100%までの値をとり、Higgins, Thompson, Deeks, and Altman (2003)によれば 50%以上であればある程度の異質性と解釈できる。これによって、例えば、各年度の最初の申請次において特に効果があり、それ以降の申請次ではそれほど効果がない、といったような異質性を統計的に検討することができる。

メタ解析には固定効果モデルとランダム効果モデルがあるが、本研究では固定効果モデルによって分析した。

本研究のメタ解析は STATA パッケージ (**metan**) を用いて行った(Harris et al., 2008)。

4. データ

本研究における分析データは、①経済産業省の工業統計調査（一部は経済センサス）と、②全国中小企業団体中央会から提供されたものづくり補助金申請事業者リストを接合することにより作成された。

4.1. 経済産業省工業統計調査

経済産業省によって管理されている工業統計調査は、日本標準産業分類「大分類 E-製造業」に属する事業所のうち、従業者数 4 人以上の事業所を対象とした国の基幹統計である。また、従業者の規模に従って、30 人以上の事業所に対しては甲票、29 人以下の事業所に対しては乙票と異なる調査票が用いられる。本研究では、2010 年から 2016 年までの情報のうち、付加価値額、従業者数、有形固定資産残高などを主要なアウトカム変数として使用した。有形固定資産残高は甲票にのみ報告されているため、その分析は従業者数 30 人以上の事業所に限定される。工業統計調査は、経済センサス活動調査が行われる 2011 年と 2015 年には行われておらず、これらの年は経済センサス活動調査の事業所情報が使用された。また、経済センサス活動調査の事業所の開設時期に関する情報も分析に利用した。各年の事業所情報は、経済産業研究所 (RIETI) より提供されるパネルコンバーターにより、パネルデータ化された。東北三県（岩手県、宮城県、福島県）の事業所は、東日本大震災に関する補助金を同時に受給している可能性があるため、本分析から除外した。

以下の分析における主要なアウトカム変数としては、一人当たり付加価値額（付加価値額を従業者数で割ったもの）、付加価値額、従業者数、有形固定資産年初残高の補助金の採択年度の前年から三年後までの三年間の変化率の年平均を用いることとした（2013 年度に採択された事業については 2012 年から 2015 年までの 3 年間の変化率を 3 で割った数値、2014 年度に採択された事業については 2013 年から 2016 年までの 3 年間の変化率を 3 で割った数値）。一人当たり付加価値額と付加価値額の変化率を主要なアウトカム変数としたのは、ものづくり補助金の申請要件又は K P I として、付加価値額にかかる数値目標を設定しているためである（中小企業庁技術・経営革新課, 2018）。ただし、本研究の開始時点では利用可能な工業統計調査の最新データが 2016 年だったため、2014 年度採択分において実行可能な 3 年間の変化率に期間を統一した。

付加価値額、従業者一人当たり付加価値額の分析に関しては、変化率をアウトカム変数とする場合には、ベースライン年における付加価値額が負の値になる場合には、その後に付加価値額が正の値に転じると、伸び率が負の値になるという問題がある。この問題に対応するため、一人当たり付加価値額と付加価値額に関しては、ベース年（2013 年度(2014 年度)に採択された事業の場合は 2012 年(2013 年))の付加価値額が正の値となる事業にサンプルを絞った三年間の変化率の年平均や、補助金前後三年間の差額をアウトカムとして用いる分析も追加で行った。

RDD における共変量としては、補助金採択の直前年の従業者数、資本金、売上高のそれぞれ対数値や、一人当たり付加価値額、一人当たり付加価値額の前々年から前年にかけての増加率を用いた。

以上の他、本研究では、経済産業省からの要請を踏まえて、各公募次のすべての観測値を用いる分析に加え、部分サンプルに絞った分析を行い、どのような特徴を持った事業者

に対して効果が高いかも検証している。具体的には、平成 24 年度経済センサス-活動調査の「事務所の開設時期」の情報をを用い、昭和 59 年以前に開設された事業者を老年事業者、それ以降に開設された事業者を若年事業者としてそれぞれで分析を行った。同様に、補助金申請直前年における事業所の従業者数を用いて、30 人以上の事業所を大規模事業所、29 人未満の事業所を小規模事業所として定義し、それぞれに関して分析を行った。さらに、補助金申請直前年における事業所の一人当たり付加価値額を用いて、日本標準産業分類の 4 桁細分類の中で同額が平均以上の事業所を高生産性事業所、それ以外を低生産性事業所として、それぞれに関しても分析を行った。これらの分析結果は補論 1 で示している。

4.2. 「ものづくり補助金」の申請事業者リストとカットオフの決め方

本分析は、同補助金の執行団体である全国中小企業団体中央会と秘密保持契約を締結の上、申請事業者リストの提供を受けて実施した。同リストは、同補助金申請事業者の名称や住所などの名簿情報のみならず、各事業の獲得した評価点や採択・非採択の情報を含んでいる。第 2 節でも説明したように、ものづくり補助金の採択事業の決め方は公募次・都道府県ごとに異なっており、各都道府県の採択基準点付近の評価点の「範囲」で決定されているため、カットオフの「点」を用いる RDD を直接用いることができない。そのため主たる分析では、各都道府県の各公募次のカットオフをそれぞれの採択事業最低点で定義することにした（カットオフ A と呼ぶ）³。これにより、カットオフより低い評価点の事業には採択事業はない一方で、カットオフより高い評価点の事業には非採択になる事業があるという意味で、片側のみファジーとなる。ところが、採点後に採択ボーダーライン近傍の案件を再審査して可否を決定していたため、実際には採択事業最低点を超えても採択されない事業が多数存在していることが判明した。このため、ファジー RDD を用いるにしても、このカットオフでは信頼できる分析結果が得られないことが懸念された。そこで、以下の 2 つのアプローチで対応することとした。

第 1 に、カットオフ以上の点数であるが非採択となっている事業の割合が全申請事業数の 10% 以上存在する都道府県・公募次はサンプルから除外した。

第 2 に、頑健性の確認として、「補助金の背景」の節で説明した各地域採択審査委員会に配布された審査資料を下に、異なるカットオフを定義した。すなわち、もし同資料の採択基準点が正しければ、再審査を行う評価点の範囲の下限は事前的に外生的に決まったものであり、その点数をカットオフとして用いることにした（カットオフ B と呼ぶ）⁴。たとえば、平成 24 年 1 次公募 2 次締切では各都道府県の中で上位 32% から 40% の評価点を得

³ ただし、採択事業最低点を上回る評価点の非採択事業がない場合には、特に都道府県毎の申請件数が少ない場合に非採択事業の中の最高点と採択事業最低点が乖離する場合が見られたため、カットオフはこれらの点の中間の値とした。

⁴ 平成 24 年度 1 次公募 1 次締切に関しては、配布された審査資料において採択基準の記載がされていない。そこで同年度 1 次公募 2 次締切の基準を用いた。

た事業者が再審査にかけられるため、上位 40%にあたる評価点をカットオフ B とした⁵。更に、カットオフ B 以上の点数であるが非採択となっている事業所数とカットオフ B 未満の点数であるが採択となっている事業所の合計が全申請事業者数に占める割合が 10%以上存在する都道府県・公募次はサンプルから除外した。

以上のやり方によって、各公募次の都道府県ごとにカットオフを確定した上で、各公募次の各都道府県内で各事業のカットオフからの標準化された評価点を計算し（たとえば、ある都道府県の事業者の評価点が 80 点で当該都道府県のカットオフが 70 点であれば、 $80 - 70 = 10$ 点が標準化された評価点）、それを各公募次内で集計した。これにより、平成 24 年度に 3 つ（2411, 2412, 2420）、平成 25 年度に 3 つ（2511, 2512, 2520）の計 6 つの申請事業者のリストが作成される。ちなみに Cattaneo, Keele, Titiunik, and Vazquez-Bare (2016)に従うと、この方法は normalizing-and-pooling アプローチと呼ばれ、その各公募次推定値は各都道府県の推定値の（その評価点に関する密度関数を加重とした）加重平均と解釈することができる。

4.3. 接合プロセス

分析は申請事業者リストと工業統計調査を接合することにより行われるが、それらに共通するコードが存在しないため、企業名、住所、電話番号、郵便番号等の情報を接合のキーとして、名寄せによる接合を行った。詳しくは補論 3 を参照。ここで注意しなければならないのは、工業統計調査の「事業所」レベルの情報と補助金申請事業者リストの「企業」レベルとの接合である。正確に言えば、平成 24 年度の補助金申請リストに関しては、補助事業を実施した事業所ではなくその事業所が属する本社の名簿情報のみが記載されている。したがって、本研究では経済産業省より提供される各事業所と企業を紐付ける「企業マスタ」をコンバーターとして用い、工業統計の各事業所データに企業レベルの情報を付し、補助事業に申請している事業所が属する企業に所属する全ての事業所に関して接合を行った⁶。たとえば、補助金申請事業が A 企業に属する A1 事業所だった場合、企業マスタにおいて A 企業に属する事業所が A1、A2、A3 の 3 つあった場合、これら 3 つの全てが同じ扱いを受けたとした。

以下の表 2 は各公募年度の接合結果を示している。表から明らかなように、平成 24 年度の申請事業データのマッチ率は 65%程度で推移しているものの、平成 25 年度のそれは 50%程度と低いマッチ率を示している（表の下から 2 行目）。後者の低マッチ率の主な要因

⁵ 上位 40%ちょうどにおいて事業がない場合は、その直上下の事業の評価点の平均値をカットオフ B とした。

⁶ もし仮に、同一企業に属する複数の事業所が補助金に申請している場合は、①複数事業所全てが非採択である場合は一番点数の低い事業所を残しそれ以外を削除、②複数事業所全てが採択されている場合は一番点数が高い事業所を残しそれ以外を削除、③複数事業所のうち採択・非採択の両方にまたがる場合は、採択事業者のみを残した。

として考えられるのが、サービス事業や小規模事業の補助金への申請である。本研究で用いた工業統計は、製造業に属する従業者 4 人以上の事業所を対象とした一定規模以上悉皆調査である。従って、ものづくり補助金に申請している従業者数 3 人以下の事業所や、サービス産業を主な活動とする事業に関しては捕捉できていない。実際、ものづくり補助金の申請事業者から提出された情報によって、工業統計調査の抽出条件と合致する事業所にサンプルを絞ると（「潜在マッチ可能数」、マッチ率は 75%から 80%程度と高くなる（表の 1 番下の行）。

4.4. 基本統計量

ここでは接合データに関する基本統計量を説明する。以下の表 3 では、各公募次の採択事業所と非採択事業所全体について、従業者数、有形固定資産年初合計、付加価値額、従業者一人当たり付加価値額の補助金前年の平均値を報告している。これらに関して主に以下の三点が分かる。第一に、ものづくり補助金の採択確率は全公募次を通じて 50%程度であることが分かる。第二に、採択事業所と非採択事業所を比較した場合、全ての公募次において前者のアウトカム変数が後者のそれよりも大きい傾向にあることである。例えば、平成 24 年度 1 次公募 1 次締切における付加価値額に関しては、採択事業所の平均値は 4931 万円であり非採択事業所の 2437 万円の約 2 倍となっている。これらの結果は単に採択事業所と非採択事業所の全体の平均値を比較するのみでは、補助金の効果を捉えられないことを示唆している。

第三に各年度とも 1 次公募 1 次締切の申請事業所は、その後の事業所と比べて、従業者数、有形固定資産、付加価値が大きい傾向にある。具体的に言えば、平成 25 年度の 1 次公募 1 次締切の採択事業所は、平均 4000 万円程度の付加価値額を保有している一方で、同年度 2 次公募の採択事業所のそれは 3400 万円程度となっている。これらは、申請次によって申請する事業所の特質が異なっている可能性を示唆し（たとえば表 1 に掲載しているように 1 次公募 1 次締切は両年度において受付開始から締切までの期間が他に比べ短い）、補助金の効果の異質性があり得ることを示唆する。

表 2：接合結果

	工業統計						H24合計	H25合計	合計
	2411	2412	2420	2511	2512	2520			
申請数（単位：申請番号） A	1836	10209	11926	7396	15019	14502	23971	36917	60888
潜在マッチ可能数（単位：申請番号） C	1610	8823	10161	5189	9424	9017	20594	23630	44224
マッチ数（単位：申請番号） B	1284	6688	7616	4249	7569	7151	15588	18969	34557
マッチ率（B/A）	69.9%	65.5%	63.9%	57.4%	50.4%	49.3%	65.0%	51.4%	56.8%
潜在マッチ率（B/C）	79.8%	75.8%	75.0%	81.9%	80.3%	79.3%	75.7%	80.3%	78.1%

※C：補助金申請時従業員数が4人未満の事業所を排除し、かつ申請書に記載された「主たる業種」が工業統計の範囲と同じ申請数

表3：基本統計量

		平均値		平均変化額・人数		平均変化率	
		採択事業所	非採択事業所	採択事業所	非採択事業所	採択事業所	非採択事業所
従業者合計		60	33	0.84	0.28	3.7%	3.1%
有形固定資産年初現在高		53207	32741	2551	1940	23.1%	5.9%
付加価値額	2411	49317	24377	1254	430	6.9%	12.4%
従業者一人当たり付加価値額		883	730	36	26	13.4%	9.6%
事業所数		781	845	-	-	-	-
従業者合計		53	33	0.34	0.21	3.0%	2.9%
有形固定資産年初現在高		50680	34422	2929	2389	8.0%	21.8%
付加価値額	2412	45079	25838	906	982	-94.8%	-3.4%
従業者一人当たり付加価値額		908	772	18	20	-76.5%	3.3%
事業所数		4075	4301	-	-	-	-
従業者合計		40	29	0.22	0.25	2.7%	2.8%
有形固定資産年初現在高		39552	29989	2769	2681	8.1%	15.5%
付加価値額	2420	32298	21633	1098	880	12.6%	-41.6%
従業者一人当たり付加価値額		822	761	17	30	1.7%	-43.9%
事業所数		5023	4183	-	-	-	-
従業者合計		49	37	0.50	0.47	3.1%	3.3%
有形固定資産年初現在高		32242	19764	705	290	103.4%	8.1%
付加価値額	2511	39928	28771	2409	1069	11.3%	13.9%
従業者一人当たり付加価値額		855	769	41	24	11.0%	12.5%
事業所数		2592	2746	-	-	-	-
従業者合計		42	35	0.41	0.26	3.2%	2.8%
有形固定資産年初現在高		25393	18461	658	456	6.9%	7.2%
付加価値額	2512	35807	27661	1349	1187	12.4%	23.1%
従業者一人当たり付加価値額		842	761	26	14	10.2%	16.1%
事業所数		5186	4099	-	-	-	-
従業者合計		41	33	0.55	0.14	3.6%	2.8%
有形固定資産年初現在高		23092	15189	661	761	10.2%	11.4%
付加価値額	2520	34020	23752	1987	1004	61.6%	19.7%
従業者一人当たり付加価値額		807	721	24	16	55.0%	15.9%
事業所数		3561	4985	-	-	-	-

注：有形固定資産年初現在高、付加価値額、従業者一人当たり付加価値額に関しては、万円単位。

変化額・人数および変化率に関しては、3年間の変化の年平均。

5. 分析結果

5.1. RDD による分析を行うことの妥当性の確認

はじめに、RDD によって効果検証を行うことの妥当性を確かめるために、二つの検定を行った。第一の検定方法では、先決変数に関して RDD を行うことによって、カットオフ

上下でのバランスを確認した。具体的には、有形固定資産額、付加価値額、一人当たり付加価値額、従業者数の補助金採択前の一年間（2013 年度の採択分においては 2011 年から 2012 年）での増加率をアウトカム変数として用い、RDD を行った。表 4 にあるとおり 95%信頼区間がいずれも 0 を含んでいることから、どの公募次に関しても、これらのアウトカム変数について、補助金採択以前のカットオフ周辺では採択事業者と非採択事業者との間の有意な違いは観察されなかった。

表 4：補助金採択前のアウトカム変数に関する RDD の結果

	従業者数			有形固定資産額		
	推定値	95%信頼区間		推定値	95%信頼区間	
2411	6.92	-11.09	24.93	-10.6	-35.1	13.9
2412	-2.55	-10.27	5.17	-47.5	-179.8	84.8
2420	2.59	-6.37	11.55	11.8	-24.46	48.06
2511	1.37	-3.57	6.31	11.4	-11.92	34.72
2512	2.07	-0.69	4.83	-3036	-9427.4	3355.44
2520	2.78	-3.98	9.54	-1.77	-28.03	24.49

	付加価値額			一人当たり付加価値額		
	推定値	95%信頼区間		推定値	95%信頼区間	
2411	-176.3	-442.27	89.67	-188.7	-471.72	94.32
2412	29.6	-29.98	89.18	24.1	-34.5	82.7
2420	15.7	-234.98	266.38	-15.5	-237.17	206.17
2511	-109	-263.25	45.25	-76.9	-250.36	96.56
2512	244.2	-221.1	709.5	229.4	-228.25	687.05
2520	0.5	-54.18	55.18	-3.76	-58.83	51.31

第二の仮定の妥当性の確認方法としては、密度検定により、評価点に関する密度関数のカットオフ前後での連続性を確認した。表 5 が示すとおり、平成 24 年度 1 次公募 1 次締切に関しては、体系的な操作がないという帰無仮説を棄却している（p 値が 0.036）。この点を踏まえて、RDD によるメタ分析を行う際には、平成 24 年度 1 次公募 1 次締切をバイアスが大きいの、それ以外をバイアスの小さいものとして区分し、バイアスの小さいものだけによるメタ分析の結果がわかるようにした。

表 5：密度関数の連続性に関する検定

	Manipulation検定統計値	p 値
2411	2.102	0.036
2412	1.918	0.055
2420	1.278	0.201
2511	0.724	0.469
2512	0.59	0.555
2520	-1.95	0.051

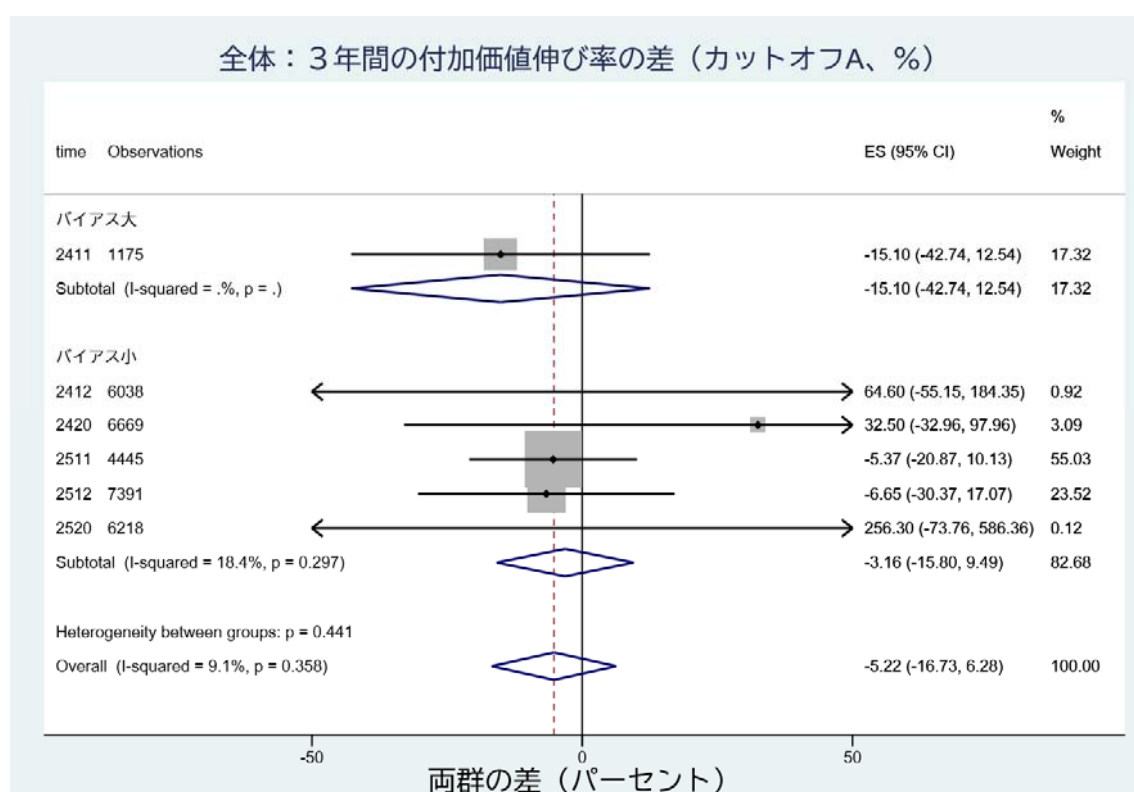
5.2.RDD とメタ解析による分析結果

全体サンプルを用いた回帰不連続デザイン推定量のメタ分析結果は図 2 から図 5 に示されている。

5.2.1. 付加価値額

付加価値額の補助金採択前年から 3 年間の年平均伸び率に関しては、点推定値では採択事業者が非採択事業者よりも 5.22%低かったが、統計的に有意でなく（95%信頼区間：－16.73 ～ 6.28）、正負を問わず効果の存在が認められなかった。バイアスの少ない公募次に限定した分析においても有意差は認められなかった（点推定値 -3.16; 95%信頼区間：－15.80 ～ 9.49）。個々の公募次を見ると、いずれの公募次においても有意な効果は認められなかった。

図 2：付加価値額に関する結果

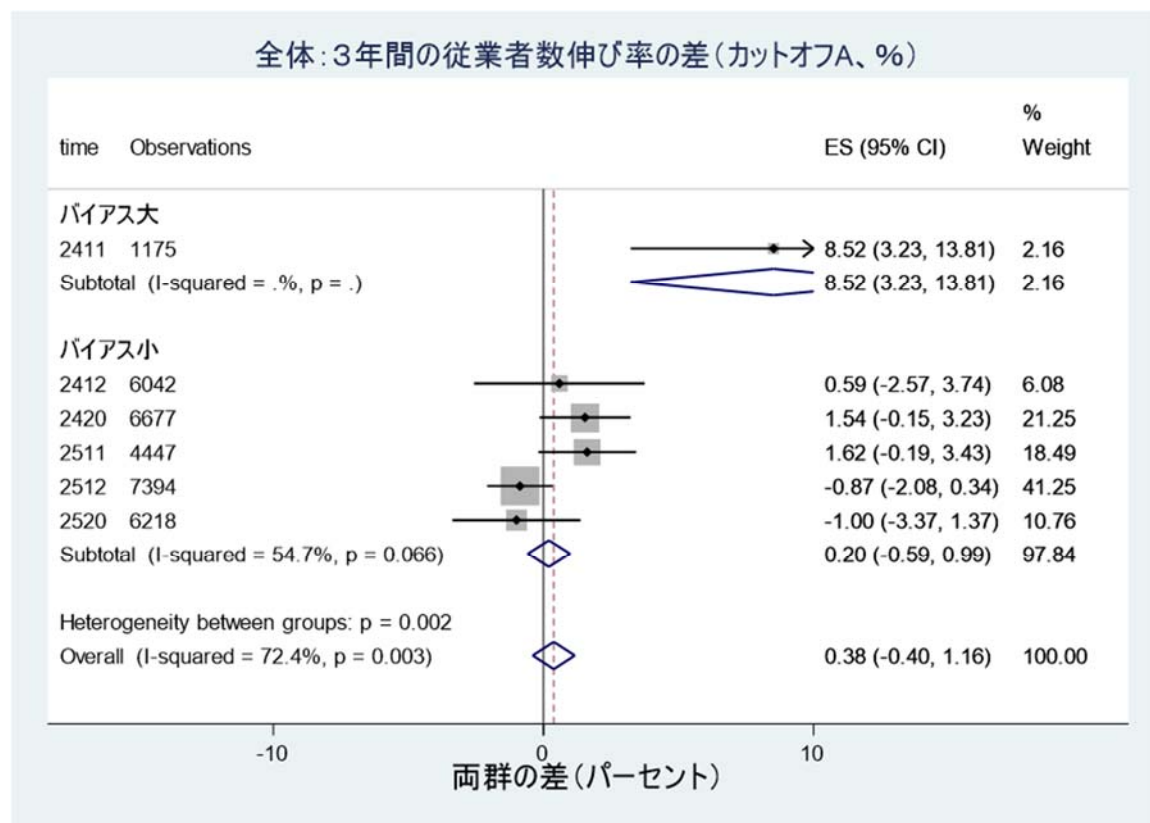


（注）それぞれの公募次の推定値（正方形の中の点）とその 95%信頼区間（線の幅）、集計の際の加重（正方形の大きさ）が図に示されている。各行の右列にはそれぞれ、推定値（ES）、95%信頼区間（CI）の値、集計推定値を計算する際の加重値（Weight）が報告されている。95%信頼区間の上下限の絶対値が 50 を超える場合は矢印が示されている。バイアス大の subtotal は、バイアスの大きいグループ全体の推定結果（大きい菱形の中心が集計推定値、菱形の両角が 95%信頼区間）が図示されており、また部分グループ内の異質性に関する統計量、右列に推定値、95%信頼区間、加重値が示されている。一番下のパネルには、全部の部分グループを集計した推定値とその信頼区間（大きな菱形で示されている）、異質性に関する推定値（I-squared）が示されている。

5.2.2. 従業者数

従業者数の補助金採択前年から 3 年間の平均伸び率に関しては、点推定値では採択事業者が非採択事業者よりも 0.38%高かったが、統計的に有意でなく（95%信頼区間：-0.40～1.16）、正負を問わず効果の存在が認められなかった。バイアスの少ない公募次に限定した分析においても有意差は認められなかった（点推定値 0.20; 95%信頼区間：-0.59～0.99）。個々の公募次を見ると、平成 24 年度 1 次公募 1 次締切については 8.52%の統計的に有意な増加を示しているが（点推定値 8.52; 95%信頼区間：3.23～13.81）、上述のとおりこの公募次はバイアスが大きいと判定されており、結果の判断に慎重さが求められる。補助金の公募次間での異質性に関する推定値が高く（I-squared=72.4%）、それぞれの補助金の効果に違いがあることが示唆される。

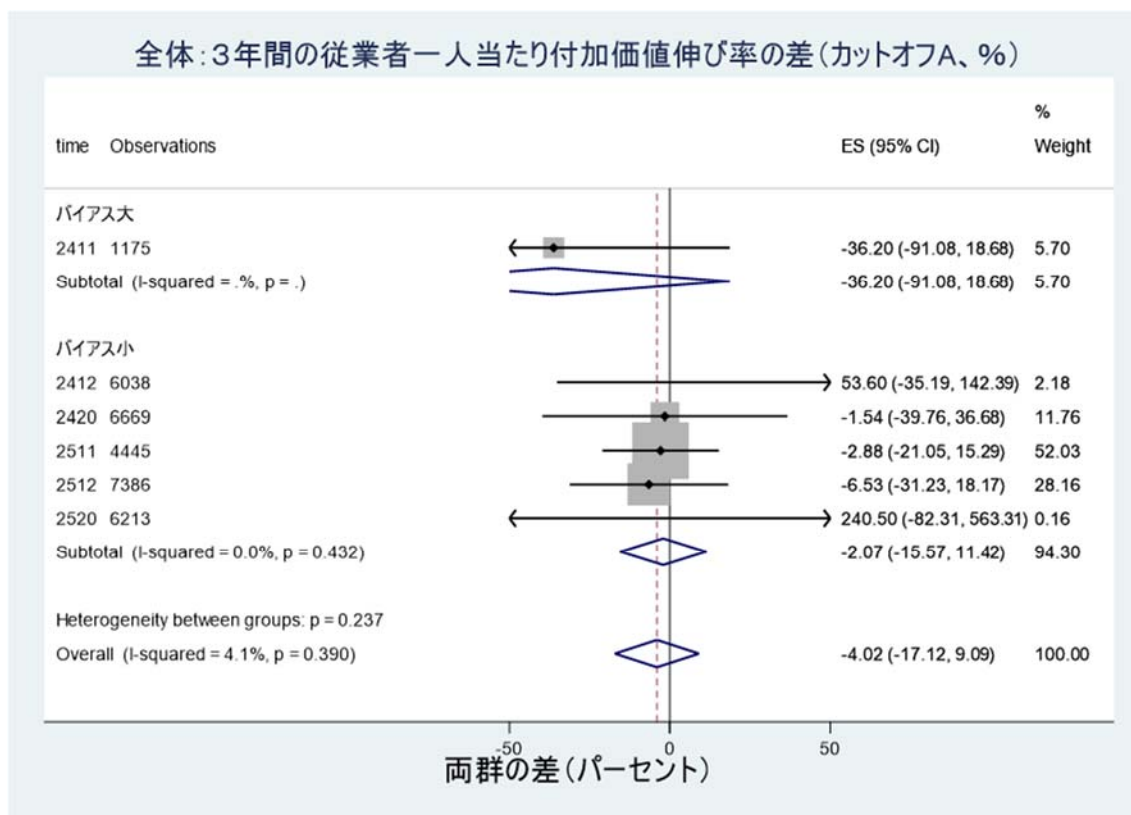
図 3：従業者数に関する結果



5.2.3. 従業者一人当たり付加価値額

生産性の指標として用いられている従業者一人当たり付加価値額の補助金採択前年から3年間の平均伸び率に関しては、点推定値では採択事業者が非採択事業者よりも4.02%低かったが、統計的に有意でなく（95%信頼区間：-17.12～9.09）、正負を問わず効果の存在が認められなかった。バイアスの少ない公募次に限定した分析においても有意差は認められなかった（点推定値 -2.07; 95%信頼区間：-15.57～11.42）。個々の公募次を見ると、いずれの公募次においても有意な効果は認められなかった。

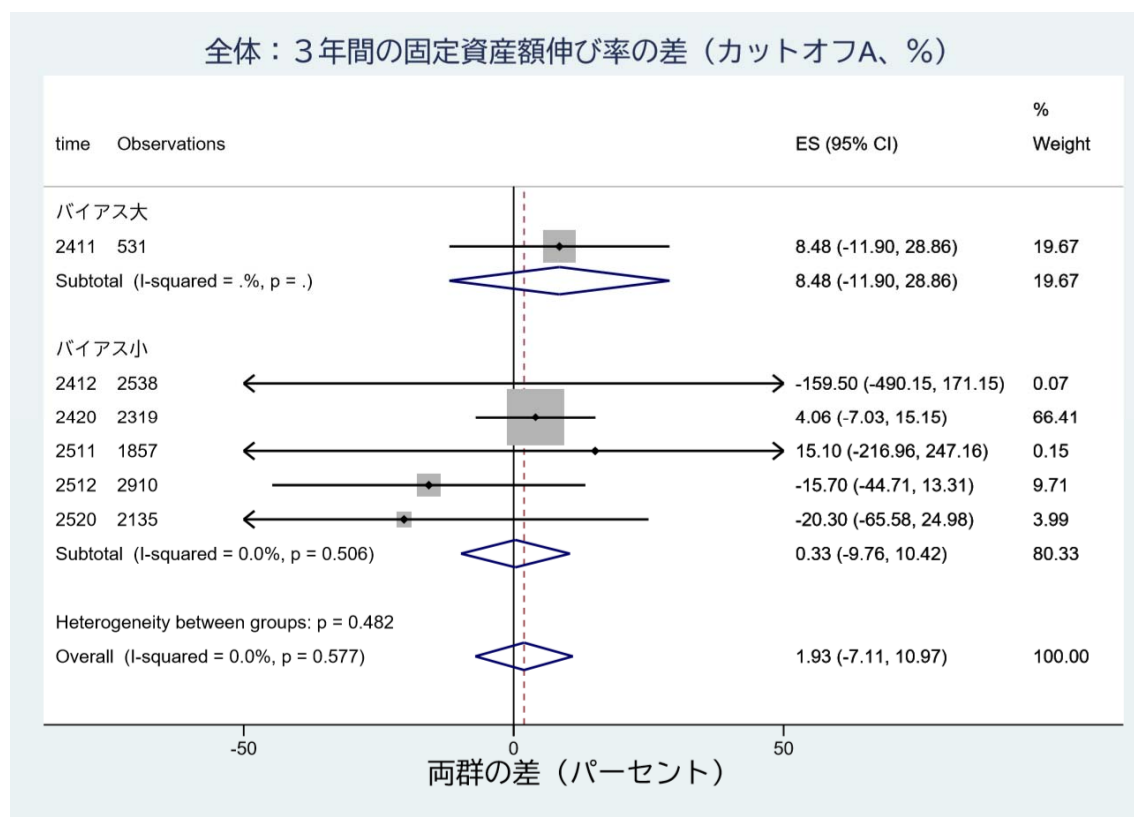
図 4：従業者一人あたり付加価値に関する結果



5.2.4. 有形固定資産額

有形固定資産額の補助金採択前年から 3 年間の平均伸び率に関しては、点推定値では採択事業者が非採択事業者よりも 1.93%高かったが、統計的に有意でなく（95%信頼区間：-7.11～10.97）、正負を問わず効果の存在が認められなかった。バイアスの少ない公募次に限定した分析においても有意差は認められなかった（点推定値 0.33; 95%信頼区間：-9.76～10.42）。個々の公募次を見ると、いずれの公募次においても有意な効果は認められなかった。

図 5：固定資産額に関する結果



5.2.5. 頑健性の確認

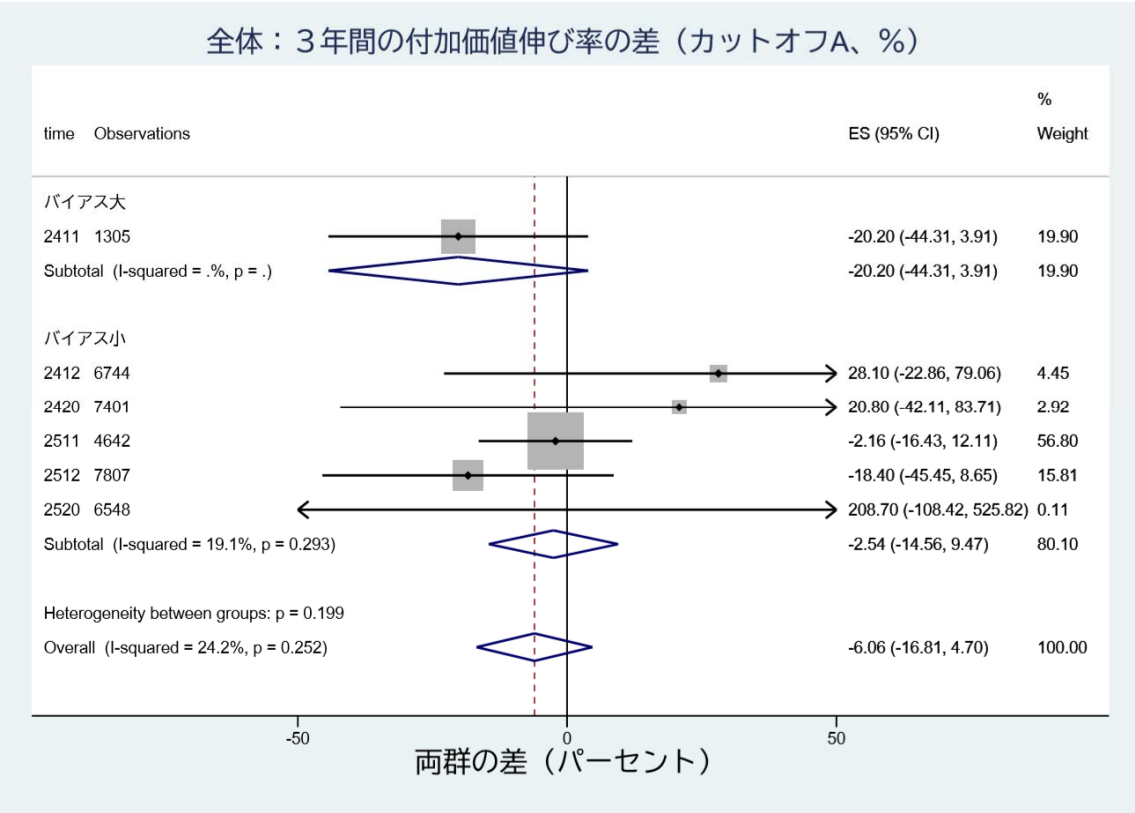
以上の結果は、各都道府県の各公募次のカットオフを採択最低評価点として定義した分析によるものであるが（カットオフ A）、異なるカットオフの定義（カットオフ B）を用いて RDD を行うことにより、上記の分析の頑健性を確認した（詳細は補論 2 を参照のこと）。その結果、3 年間の従業者数の平均伸び率に関しては、採択事業者が非採択事業者よりも有意に高かった（点推定値 1.69; 95%信頼区間：0.01～3.37）。それ以外のアウトカム変数については有意な結果は得られなかった。

付加価値額、従業者一人当たり付加価値額の分析に関して、補助金採択前年（平成 24 年

度採択事業に関しては 2012 年、平成 25 年度採択事業に関しては 2013 年）の値が正の観測値のみ、もしくはアウトカムを伸び率ではなく補助金前後三年間の差額とした分析も行った。それらについても上記結果と同様、全体として有意な結果は得られなかった（論文中非掲載）。

主たる分析は共変量を用いて行われているが、共変量を含めない分析も行った。3 年間の付加価値伸び率について、図 6 に結果を掲載している。共変量を用いた推定値である図 2 と比較しても分かるとおり、各公募次の推定値の大きさ、統計的有意性などは整合的である一方で、共変量を含めない推定値に関する信頼区間は大きい傾向にある。例えば、全てを統合した全体の推定値では、共変量を含めずに得られた点推定値は -6.06 で、95%信頼区間は -16.81 から 4.70 であるが、共変量を含めた点推定値は（図 2）-5.22、95%信頼区間は -16.73 から 6.28 となっている。他のアウトカム変数に関しても概して同様の結果を得ている（論文中非掲載）。

図 6：付加価値に関する結果（共変量を含めない場合）



6. 考察

本稿では、平成 24 年度より経済産業省の中小企業庁が実施している「ものづくり補助金」の効果に関して、RDD を用いて分析した。さらに本研究では、各公募次のローカルな

補助金効果の推定値に対してメタ分析の手法を応用し、それらを集計することによって補助金のグローバルな効果を求めることを試みた。それらの分析によると、「ものづくり補助金」採択事業者となったことによる従業者一人当たり付加価値額、付加価値額、従業者数、有形固定資産額に対する統計的に有意な影響は見られなかった（正又は負の政策効果があるとは言い切れない）。

本研究は、経済産業政策の EBPM（根拠に基づく政策形成）を推進するための一環として、経済産業省からの要請により経済産業研究所の研究者が行っており、データの提供を始めとして経済産業省及び全国中小企業団体中央会からの最大限の協力を得ながら遂行されている。経済産業政策の EBPM を巡る取り組みはまだ始まったばかりであり、以下で述べるような様々な限界に直面することになった。今後はこれらの限界も踏まえた改善が期待される。

第一点目は、審査に関するデータのあり方に関することである。RDD は、カットオフとして定められた得点を超える場合には補助金の採択対象となり、得点を下回れば採択の対象とならないという明確な区分がある場合に行われる分析手法だが、本研究の分析対象となった時点におけるものづくり補助金の場合には、再審査前の評価点データしか用いることができなかったため、特定の評価点を超える場合のみ採択されるようになっておらず、採択ボーダーライン近傍の案件の再審査結果を分析に反映することが出来なかった。このことが RDD の厳密な適用を困難にすることとなり、本研究の分析結果の信頼を損ねている。

第二点目は、分析に用いたアウトカム変数の選定である。本研究では工業統計調査の利用が可能な 2016 年までの付加価値額や一人当たり付加価値額等（補助金採択前年から三年後までの成長率の年平均値）をアウトカム変数として用いた。付加価値額等をアウトカム変数としているのは、ものづくり補助金の申請要件や K P I として付加価値額を用いていることを踏まえている。付加価値額は生産額から税額や原材料使用額等を差し引いたものであるため、仮に補助金の採択事業となることが原材料費や委託費、外注費を増加させていたとすれば、少なくとも短期的には付加価値額を低下させる方向で作用していることになる（原材料以外の生産要素である従業者数に関しては、カットオフ B では補助金採択事業では有意に増加している）。また、平成 25 年度の採択企業に対して行ったフォローアップ調査によると、採択事業のうち「継続的に販売実績があり利益を上げている」と答えた事業は、採択後 3 年（補助事業終了後 2 年）終了時点で全体の約 21%にとどまっている。以上を踏まえると、付加価値額等への補助金の効果は今回の研究よりも長いスパンで検証される必要があるかもしれない。

第三点目は、ある公募次に採択されなかった企業が後の公募時や別の補助金に採択されることによって生じるバイアスの可能性である。例えば分析で用いたデータの範囲でも、平成 24 年度 1 次公募に申請して採択されなかった企業のうち、2387 事業（申請ベース）が同年度 2 次公募に再び申請し、そのうち 1342 事業者が補助金に採択されている。したが

って、平成 24 年度 1 次公募に採択されなかった企業の中で、実際には同じ年度中に採択企業となっている企業があるため、仮にものづくり補助金にアウトカム変数を改善させる効果が本当は存在する場合において、補助金の非採択事業がその後に採択された場合には、平成 24 年度 1 次公募の推定値に対して下方バイアスをもたらしている可能性が考えられる⁷。加えて、ものづくり補助金に申請したが非採択になった事業のうち、他の補助金に申請している可能性があるという問題もある。本研究では各事業の「ものづくり補助金」への申請情報を元に分析を行っているが、その他の補助金等への申請情報は持ち合わせていないためこの点には限界がある⁸。

第四に、本研究では各公募次間に関してはメタ分析の手法を用いて集計しているが、各公募次内については normalizing-and-pooling アプローチを用いている。これは、都道府県毎に採否が決められていたために、カットオフの決定に当たって標準化を行わざるを得なかったためである。したがって、効果が小さい都道府県と効果がある都道府県を混同することで、分散の大きい推定値を導いている可能性がある。それに関連して、本研究では都道府県の異質性を考慮に入れる都道府県固定効果を入れずに推定を行っている。これは、カットオフ付近の観測値にサンプルを絞る局所線形回帰（Local linear regression）の手法を用いているため、サンプルを絞った後に観測値の少ない都道府県が出てきてしまい推定結果がエラーになってしまうためである。そこで今後の類似の研究において十分なサンプル数が得られる場合には、全ての事業者サンプルを用いて評価点の多項式と都道府県固定効果を推定式に入れ、潜在的関数をグローバルに近似する方法を用いることも考えられる。

最後に、ものづくり補助金の事業者リストと工業統計のマッチング問題である。先にも述べたように、ものづくり補助金の申請事業リストと工業統計調査の名寄せによる接合は、特に平成 25 年度に関して約 50%程度と低いマッチ率となっている。ものづくり補助金の全ての申請事業を分析の対象とできなかったために分析結果のバイアスが生じている可能性があり、特に、工業統計調査の対象となっていない従業者 4 名未満の小規模製造業者やサービス事業についてはこの問題が顕著である。

以上のように本研究では分析を巡る様々な限界があり、今後の分析ではより精緻な分析

⁷ このリピーターの問題に関する対処法として、リピーターを分析サンプルから除く方法が考えられるかもしれない。しかしながら、「一度補助金に申請して落選したものの、その後の補助金公募次に再度申請し採択された事業」は最初の公募次の段階でカットオフに近い評価点を得ている可能性が高く、それらを分析サンプルから除くと、回帰分析デザイン法の潜在的関数の連続性の仮定が満たされなくなるかもしれない。実際にリピーターを除いて分析を行ったところ、結果の推定値は概して同等であったが、評価点の密度関数の連続性の検定において、有意な不連続性を観測することが多くなった。

⁸ 同様の理由で、補助金の非採択事業所のうちの低付加価値事業所が、補助金から 3 年後の時点で（採択事業群と比べて）より廃業していたら、推定値にサンプルバイアスがもたらされるかもしれない。しかしながら、工業統計において補助金採択事業と非採択事業の間で廃業率（工業統計の観測されなくなった事業の割合）を比較してみたところ、一つの公募次を除いて統計的に有意な差は得られなかった。これらの結果は採択・非採択事業全体の観測値を用いて計算されており、実際の RDD 分析ではカットオフ付近の特質の似ている事業所に絞っているため、その分析サンプルにおいては廃業率の違いはより小さいと考えられる。

が待たれる。特に、前節で言及された都道府県間の異質性を考慮に入れた分析や複数申請の事業者を考慮に入れた分析が期待される（例えば、Cellini, Ferreira, and Rothstein (2010)）。さらにアウトカム変数に関する外れ値の影響を軽減させる意味でも、平均値ではなく中央値などの分位点を用いた分位点 RDD を応用することも考えられる (Frandsen, Frölich, & Melly, 2012)。また、政策設計に関して、ものづくり補助金では既に都道府県別採択や採択ボーダーラインの再審査方式を廃止しているように、「補助金の背景」の節で説明したようなファジーな採択基準ではなく、事前に採択率を決定し、そのカットオフを上回る事業のみを採択するというシャープな制度にすることでより明瞭な効果分析ができる可能性がある。

補論 1：部分サンプルによる分析結果

ここでは、部分サンプルのレベルでの結果を確認する。まずは若年事業者と老年事業者それぞれに関する、部分サンプル分析の結果を示す。若年事業者と老年事業者間の従業者一人当たり付加価値額伸び率を比較してみると、補論 1 の図 9 にあるように前者の推定値は後者のそれと比較して大きい傾向にある（統合された全体の推定値に関して、前者は 6.73%で後者の推定値は-10.42%で、どちらも統計的に非有意）。他方、同変数の補助金前後の差額をアウトカムに用いた推定値を見てみると、図 10 にあるように老年事業者の推定値の方が若年事業者のそれよりも大きい傾向にある（統合された全体の推定値に関して、前者は 49.44 万円で後者は-139.94.万円であるが、両者が同一であるという帰無仮説を棄却できない）。これに対する解釈としては、伸び率の指標に関しては補助金前後の変数の差をその補助金前の値で除するため、後者の値が小さい事業者であるほど大きな値を得る傾向にあるが、差の指標は逆に差の絶対値が大きい事業者ほど大きな値を示す。したがって、仮に若年事業者群の従業者一人当たり付加価値額が小さい事業者が補助金獲得後に同変数の増加を経験しており、他方でそれ以外の事業者群では同変数が減少している場合には、このような逆転の現象が起こりうる。

従業者数伸び率に関しては、老年事業者に対してより大きな正の推定値を得ている（老年事業者は 0.81%の増加、若年事業者は 0.41%の増加でそれぞれ統計的に非有意）。さらに、補助金の公募次間での推定値の異質性指標 I^2 は老年事業者で 78.3%、若年事業者で 43.4%となっており(全体では 65.8%)、老年事業者グループについては異質性を否定できない。これはおそらく、老年事業者グループにおける平成 25 年度 1 次公募 2 次締切および同年度 2 次公募について補助金の負の推定値（後者では限界的に有意）を得たことによると考えられる。付加価値額の結果に関しても、従業者一人当たり付加価値額同様、伸び率の結果は若年事業者の方が大きな推定値を有しているものの、補助金前後の差額では逆の結果を得ている（いずれのケースも、負で統計的に非有意）。

次にサンプルを高生産性事業者群と低生産性事業者群に分割した分析では、伸び率と前後差のどちらのアウトカム指標を用いた場合でも、従業者一人当たり付加価値額について負の統計的に非有意な結果を得ている。例えば従業者一人当たり付加価値額伸び率では、高生産性事業者は-1.05%の統計的に非有意な推定値である一方、低生産性事業者は-11.50%の非有意な推定値を得ている。これらの結果は、従業者数伸び率が正の推定値（高生産性事業者に関しては 1.19%で限界的に非有意、低生産性事業者に関しては 0.12%で非有意）であることによる分母から来る影響と、高生産性事業者の方が付加価値額の伸び率・前後差とも低生産性事業者よりも大きいという分子の効果から来ている。

最後に事業者規模別の分析でも、上の部分サンプルでの分析結果同様、一人当たり付加価値額や付加価値額、有形固定資産額に関して統計的に有意な結果を得るには至らなかった。従業者数に関しては、大規模事業者に関して平成 24 年度 1 次公募 1 次締切と平成 25

年2次公募に関して統計的に有意な正の影響を発見した（前者は7.4%の増加であり後者は3.76%の増加となった）。一方、小規模事業者に関しては、平成24年度2次締切平成25年度1次公募1次締切について統計的に有意な正の効果を発見したものの（前者は3.25%、後者は2.31%の増加）、平成25年度2次締切で統計的に有意な負の関係性を観察した（3.36%の減少）。

操業年数別

まずは、操業年別に行った分析結果の図をまとめる。

図7：従業者一人当たり付加価値額に関する結果（操業年数別）

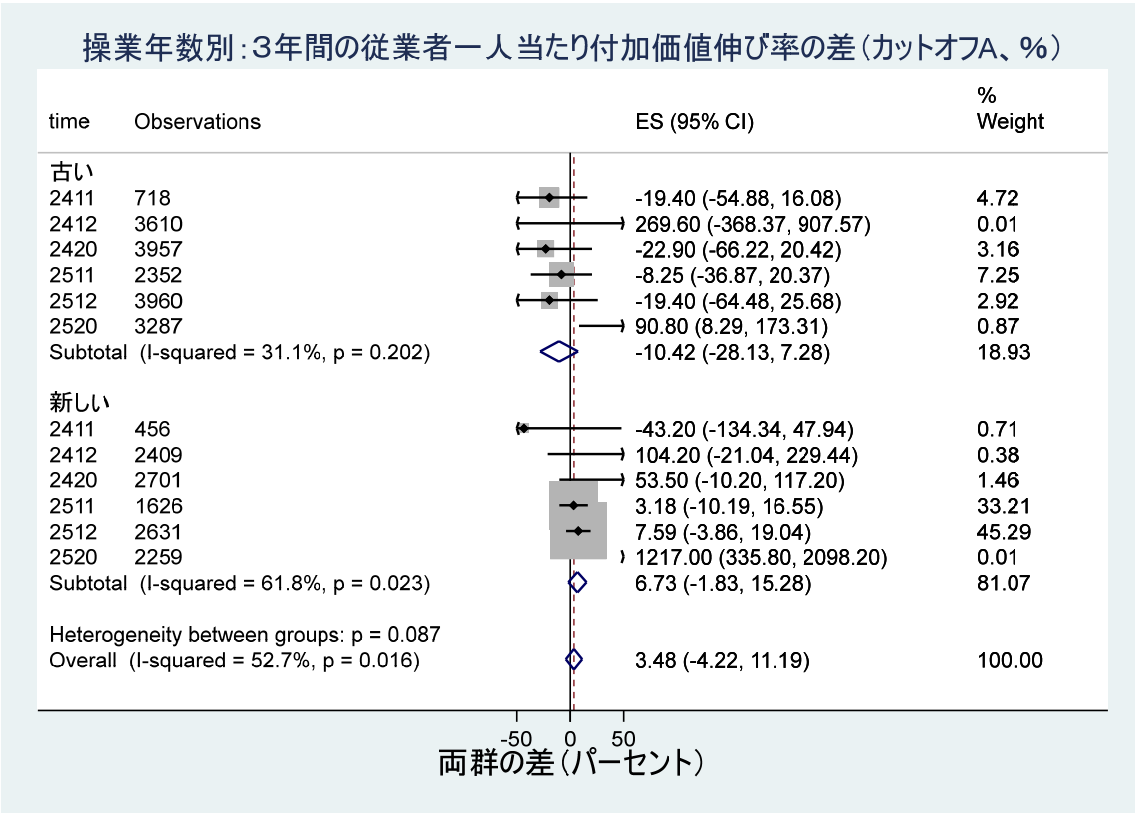


図 8：従業員一人当たり付加価値額の差に関する結果（操業年数別）

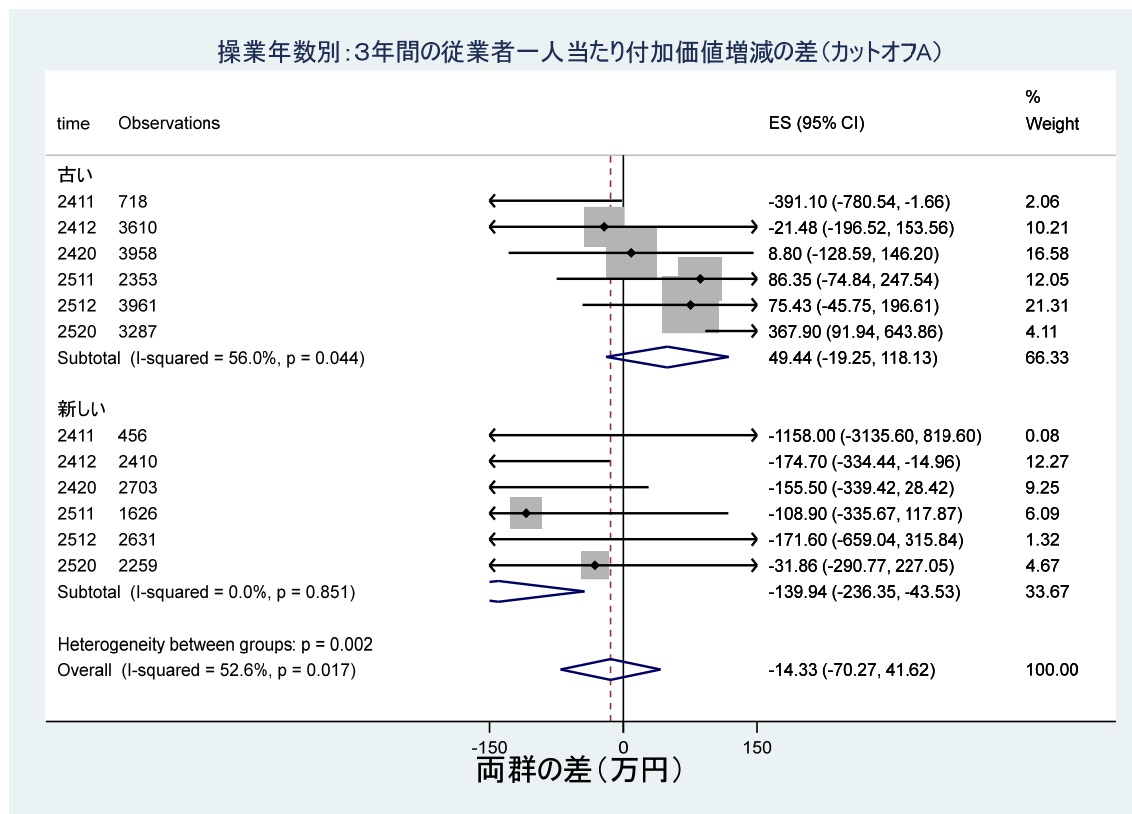
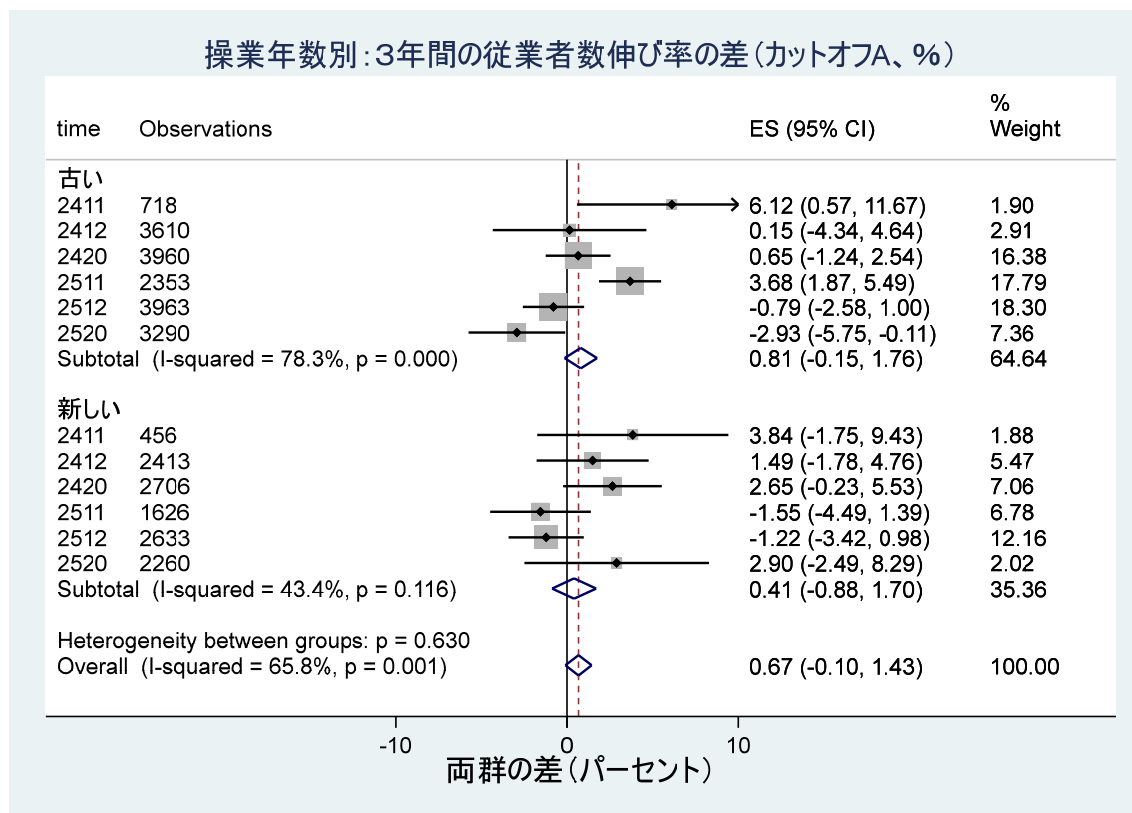


図 9：従業員数に関する結果（操業年数別）



生産性別

図 10：従業者一人当たり付加価値額に関する結果（生産性別）

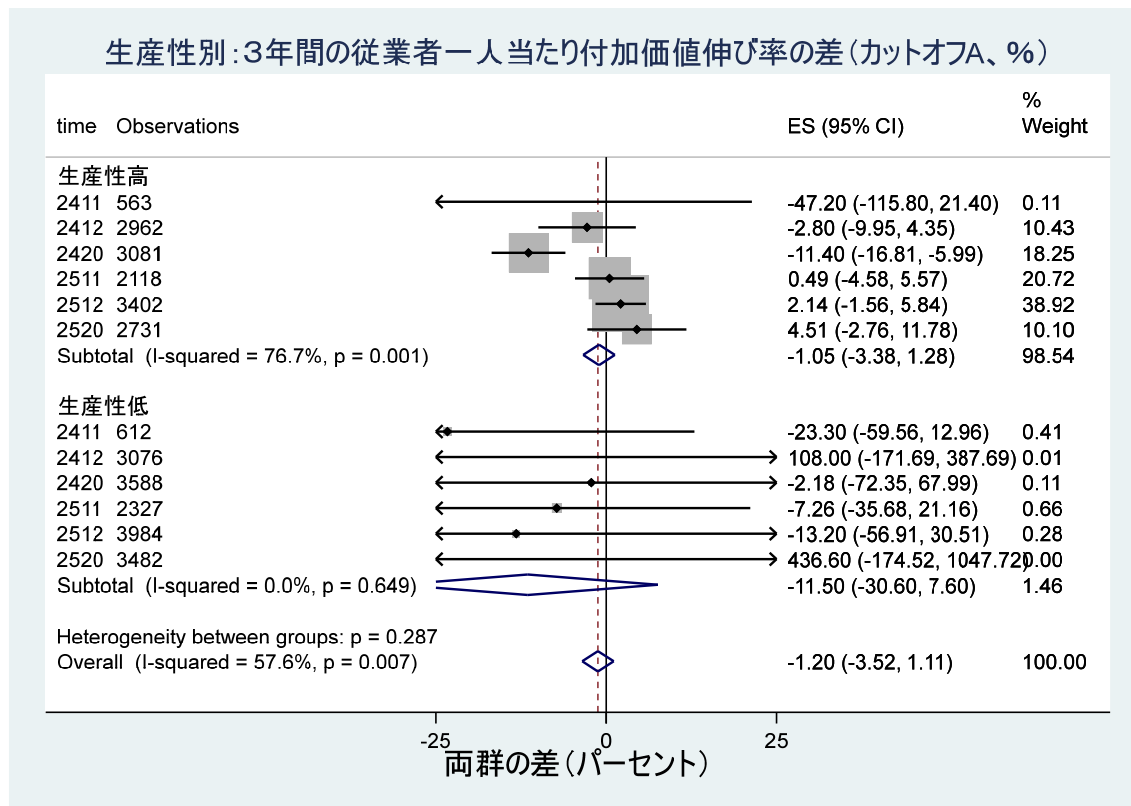


図 11：従業者数に関する結果（生産性別）

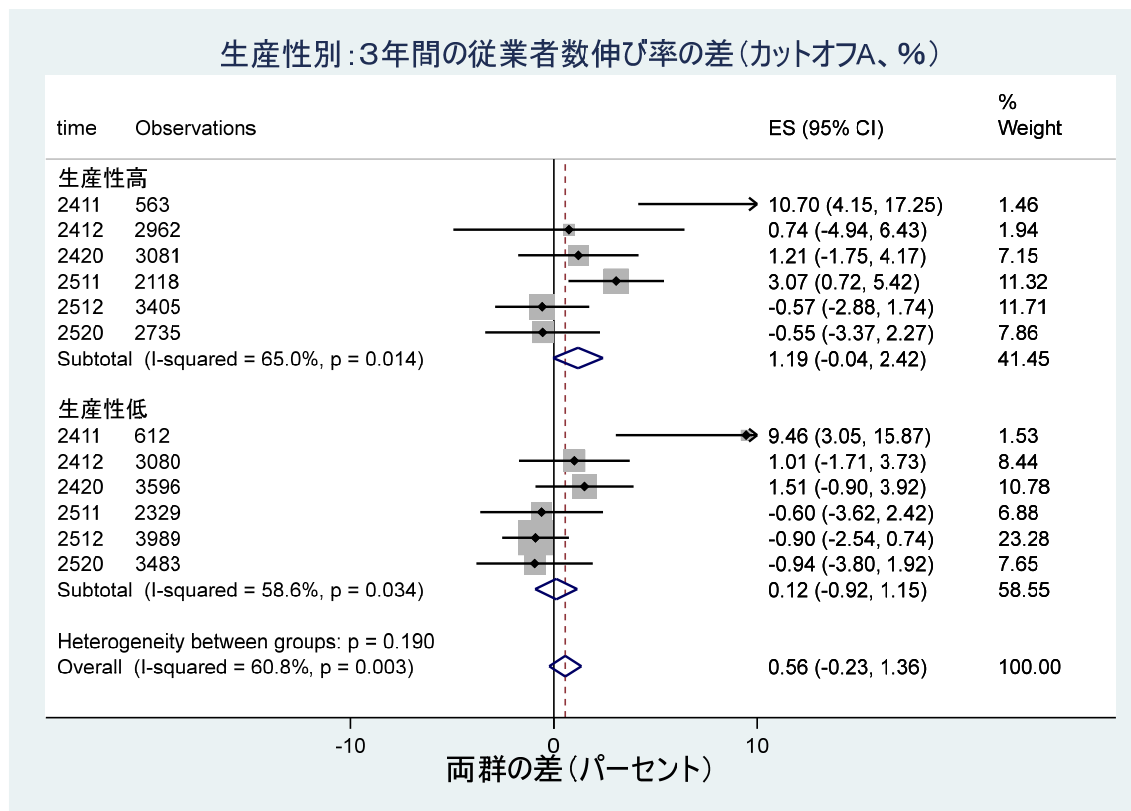


図 12：付加価値額に関する結果（生産性別）

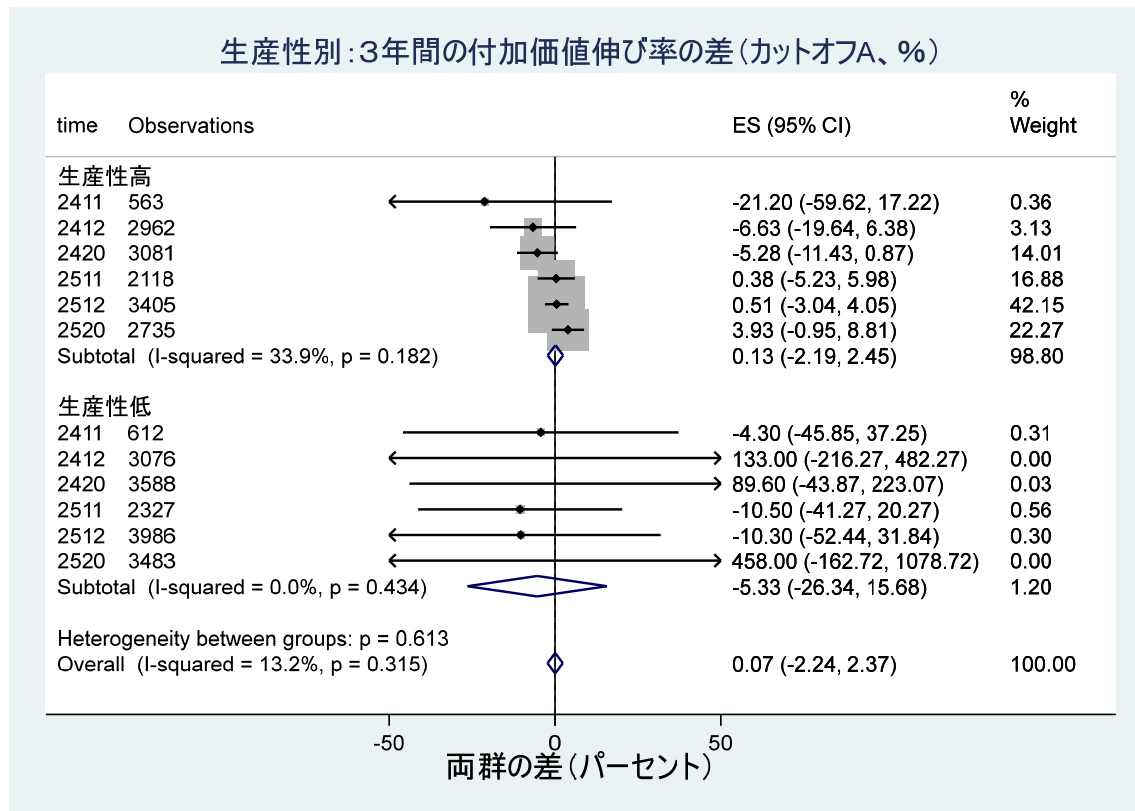
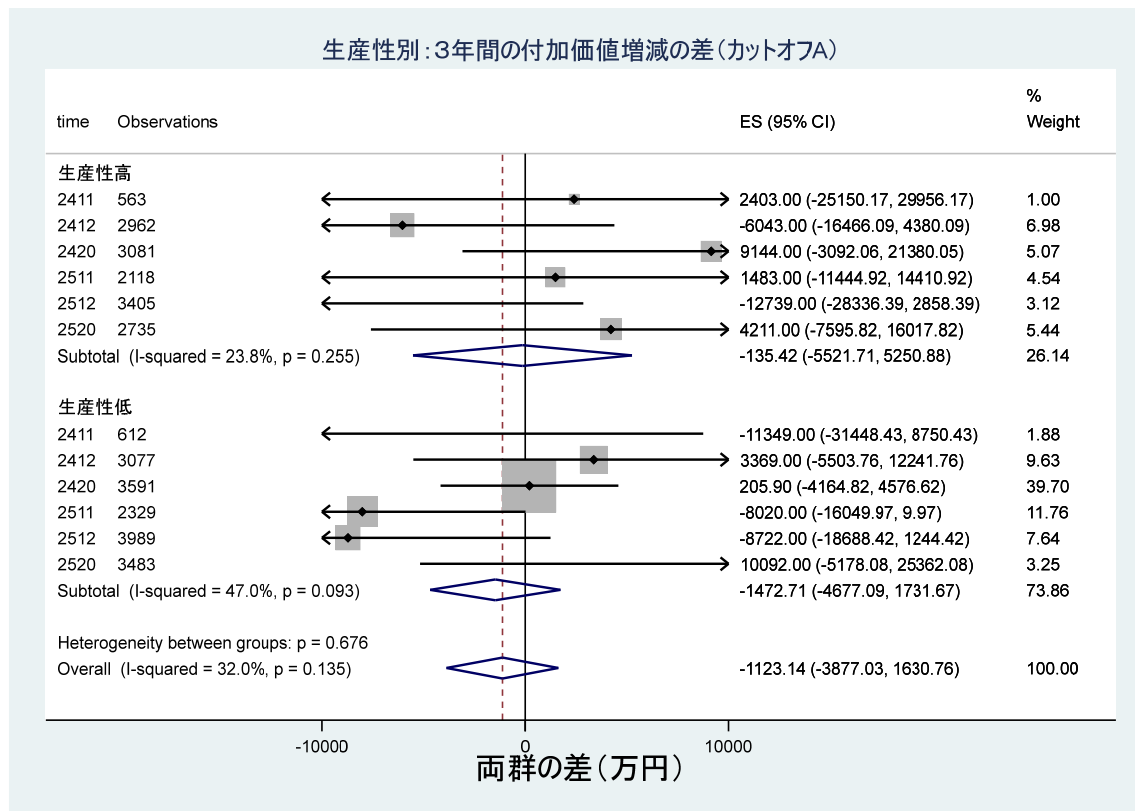


図 13：付加価値額に関する結果（生産性別）



規模別

図 14：従業員一人当たり付加価値額に関する結果（事業者規模別）

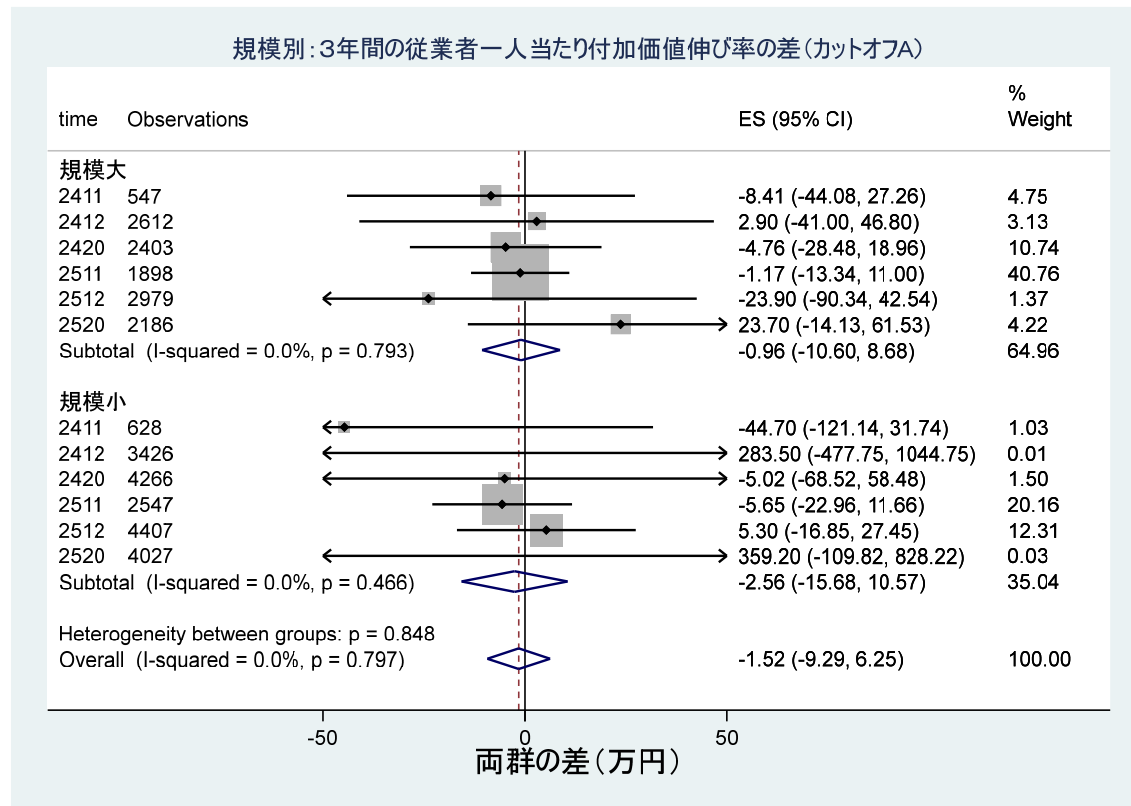


図 15：付加価値額に関する結果（事業者規模別）

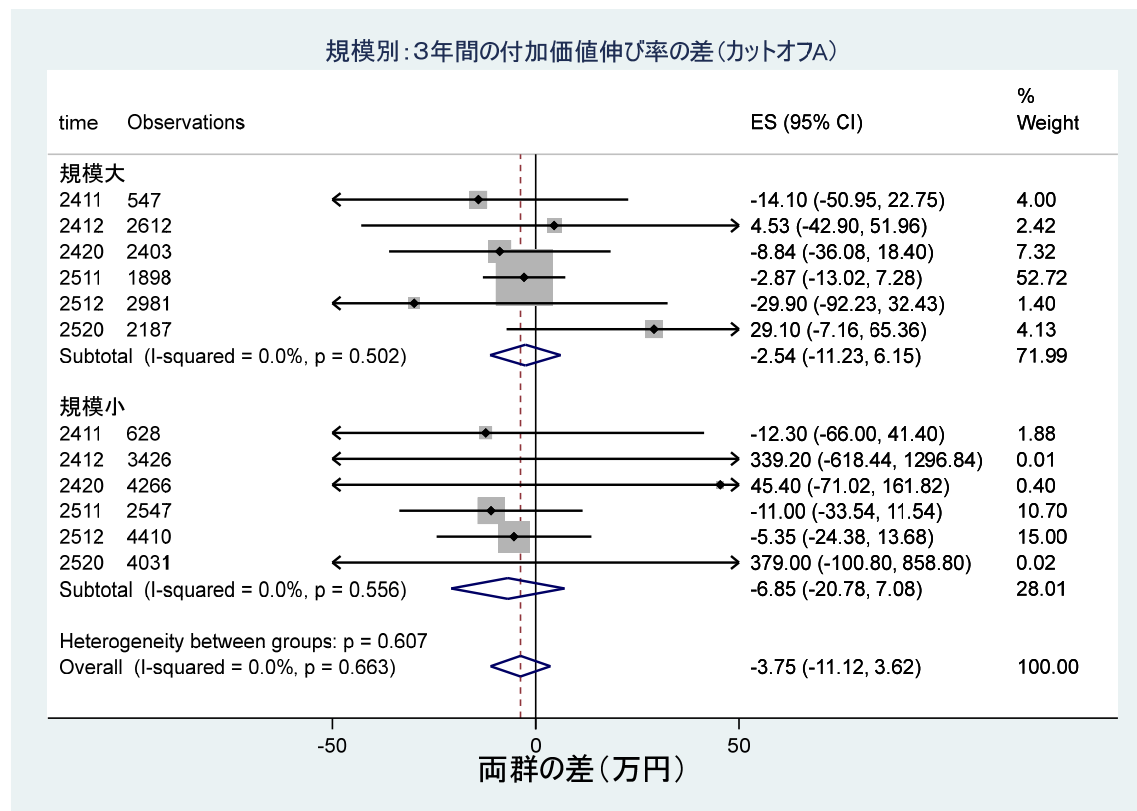
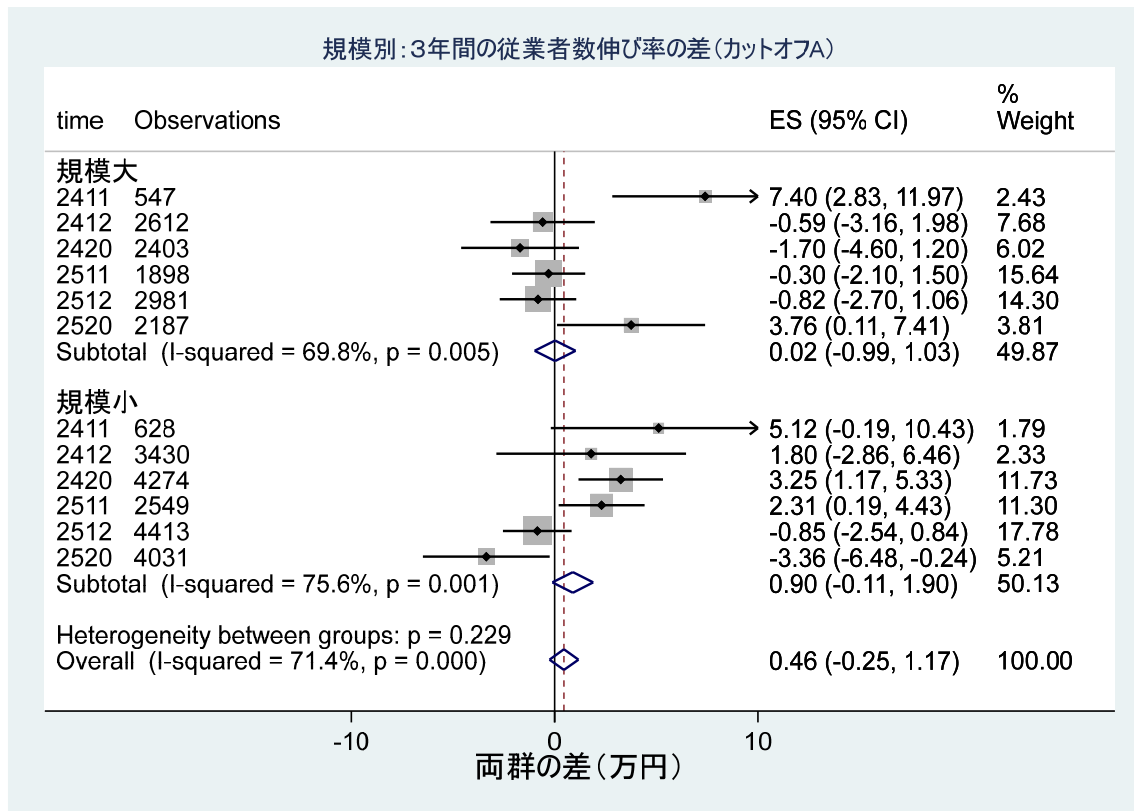


図 16：従業者数に関する結果（事業者規模別）



補論 2：異なるカットオフを用いた分析

主要分析においては、各都道府県における採択事業者の最低点をカットオフとして分析を行ったが、本補論では異なる定義のカットオフを用いて頑健性の確認を行う。

図 17：付加価値額に関する結果

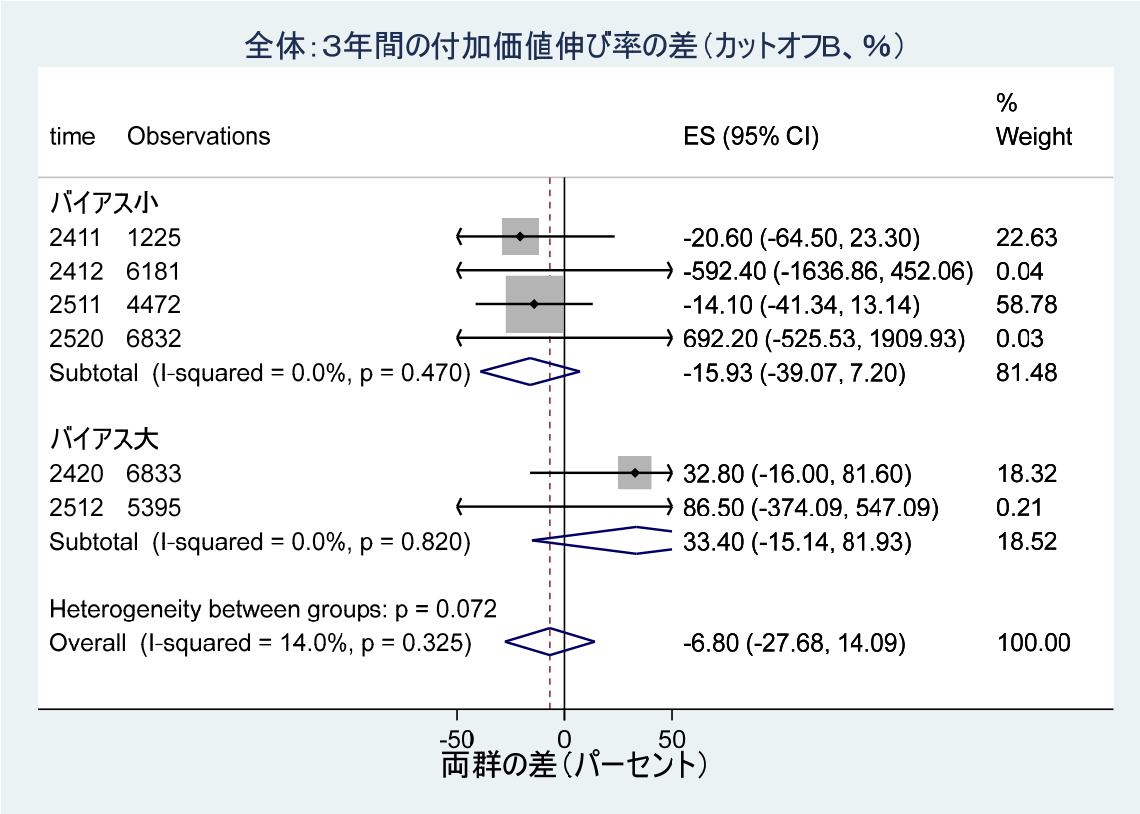


図 18：従業者数に関する結果

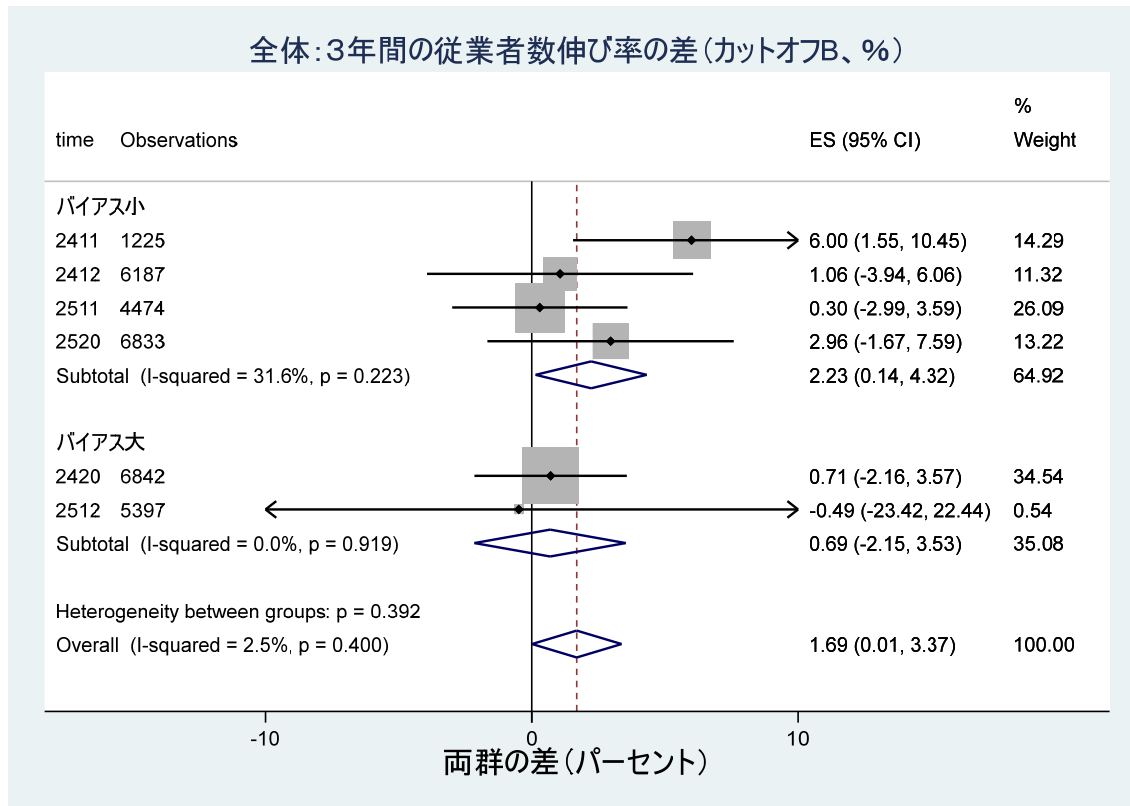


図 19 従業者一人当たり付加価値額に関する結果

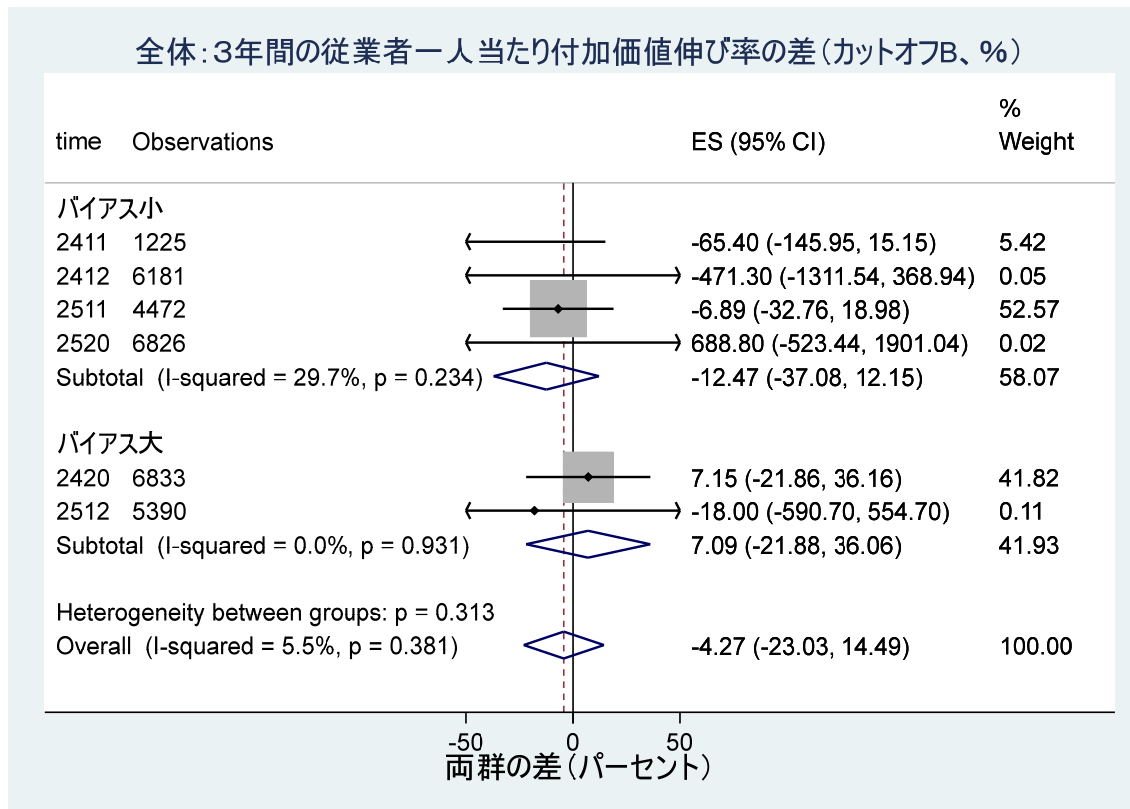
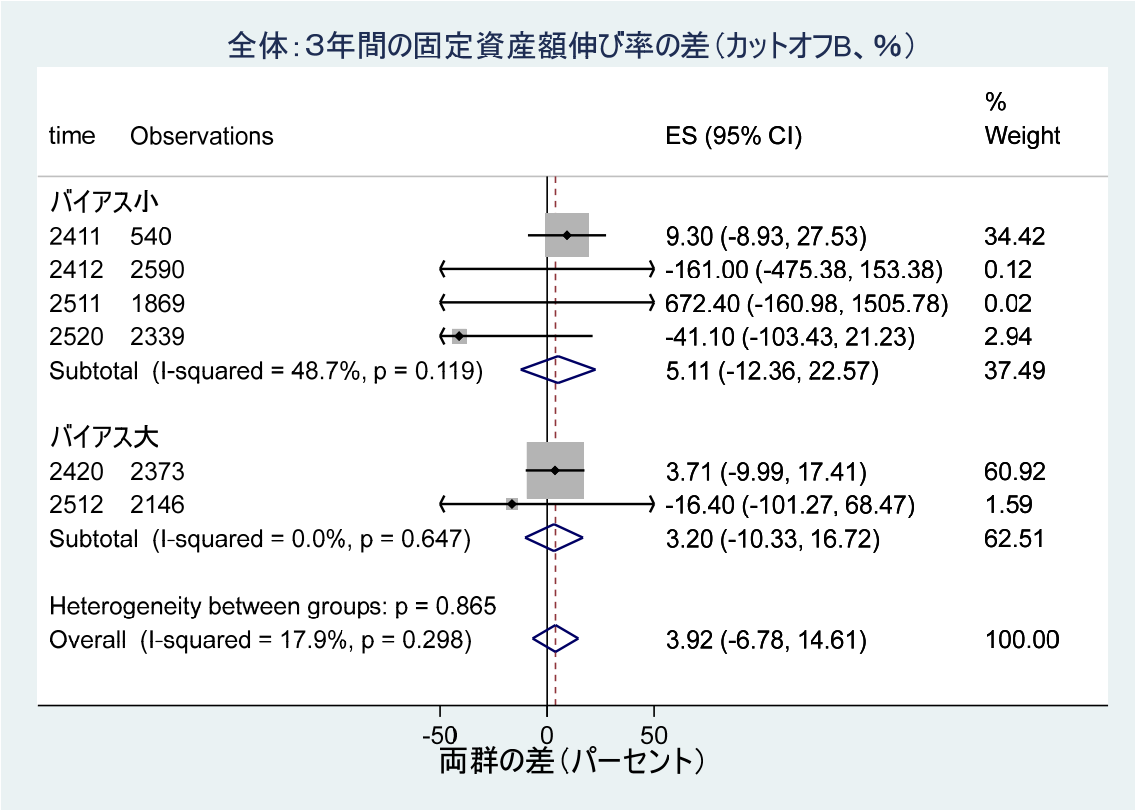


図 20：有形固定資産に関する結果



補論 3：ものづくり補助金データと工業統計の接合

本研究では一つの補助金申請 ID に対し、一つの企業が接合され、その配下にある複数の事業者すべてが接合された事業者単位のデータセットを用いた。必ずしも本社が補助金申請書類を提出しているわけではなく、事業所が補助金申請書類を提出している場合もあるので、第 1 に工業統計当該年度の事業所レベル（本社情報および事業所情報）と補助金申請者情報とを「住所：市町村以下 6 文字」「郵便番号」「企業名」「電話番号」の組み合わせをキーに接合させた（例えば、「本社住所」＋「企業名」、「本社郵便番号」＋「企業名」、「事業所住所」＋「企業名」、「事業所郵便番号」＋「企業名」など）。この時点では 1 つの補助金申請 ID に対し工業統計における複数の事業所 ID と接合されているものの、1 つの企業に対しその配下のすべての事業所が網羅的接合されているとは限らない。そのため、「企業マスタ」という経済産業省から提供された、事業所と企業とを統一的に整理したコンバーターにより、接合された企業に属する全事業所を紐づけた。本文注釈でも言及したように、同一企業が同一次の補助金に申請するケースもあった場合には、①複数事業所すべてが非採択である場合は一番点数の低い事業所の点数を残しそれ以外を削除、②複数事業所すべてが採択されている場合は一番点数が高い事業所の点数を残しそれ以外を削除、③複数事業所のうち採択・非採択の両方にまたがる場合は採択事業者の点数のみを残した。

これらにより、平成 24 年度および平成 25 年度の各年度については横断的に工業統計と補助金情報が接合されている。この二年度の情報をもとに、工業統計から得られる企業情報について、その前後の年次情報を時系列方向に接合させるため、経済産業研究所より提供された工業統計パネルコンバーターを用い、事業所レベルでの統一 id(RIETI_id)によって整理されたパネルデータを構築した。

参考文献

- Bronzini, R., & Iachini, E. (2014). Are Incentives for R&D Effective? Evidence from a Regression Discontinuity Approach. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 100-134. doi:10.1257/pol.6.4.100
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2017). rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *Stata Journal*, 17(2), 372-404.
- Cattaneo, M., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2017). A practical introduction to regression discontinuity designs. *Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science-Cambridge University Press I*.
- Cattaneo, M., Keele, L., Titiunik, R., & Vazquez-Bare, G. (2016). Interpreting Regression Discontinuity Designs with Multiple Cutoffs. *The Journal of Politics*, 78(4), 1229-1248. doi:10.1086/686802
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *Stata Journal*, 18(1), 234-261.
- Cellini, S. R., Ferreira, F., & Rothstein, J. (2010). The Value of School Facility Investments: Evidence from a Dynamic Regression Discontinuity Design*. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 215-261. doi:10.1162/qjec.2010.125.1.215
- Cerqua, A., & Pellegrini, G. (2014). Do subsidies to private capital boost firms' growth? A multiple regression discontinuity design approach. *Journal of Public Economics*, 109, 114-126. doi:https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.11.005
- Criscuolo, C., Martin, R., Overman, H. G., & Van Reenen, J. (2019). Some Causal Effects of an Industrial Policy. *American Economic Review*, 109(1), 48-85. doi:10.1257/aer.20160034
- Frandsen, B. R., Frölich, M., & Melly, B. (2012). Quantile treatment effects in the regression discontinuity design. *Journal of Econometrics*, 168(2), 382-395. doi:https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.02.004
- Harris, R., Bradburn, M., Deeks, J., Harbord, R., Altman, D., & Sterne, J. (2008). Metan: fixed- and random-effects meta-analysis. *Stata Journal*, 8(1), 3.
- Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ*, 327. doi:10.1136/bmj.327.7414.557
- Lee, D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections. *Journal of Econometrics*, 142(2), 675-697. doi:https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.004
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714. doi:https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005

Nishimura, J., & Okamuro, H. (2011). Subsidy and networking: The effects of direct and indirect support programs of the cluster policy. *Research Policy*, 40(5), 714-727.

doi:<https://doi.org/10.1016/j.respol.2011.01.011>

Okubo, T., Okazaki, T., & Tomiura, E. (2016). *Industrial Cluster Policy and Transaction Networks: Evidence from firm-level data in Japan*.

中小企業庁技術・経営革新課. (2018). ものづくり・商業・サービス補助金について.

Retrieved from

https://www.meti.go.jp/information_2/publicoffer/review2018/kokai/r4.pdf