

積極的労働市場政策と若年雇用*

——ジョブカフェ関連事業の政策評価分析——

山 本 勲
野 原 快 太

<要 約>

本稿では、2000年代以降に実施された若年層への地域別労働市場政策であるジョブカフェに関する強化事業の政策評価分析を実施した。まず、「職業安定業務統計」の都道府県パネルデータを用いて労働需給のマッチング関数を推計し、事業対象のモデル地域でジョブマッチングの効率性が高まったかを検証した。その結果、2005-07年度にかけて、ジョブカフェ関連強化事業によってモデル地域でマッチング効率性が上昇していた可能性が示された。次に、家計パネルデータをもとに、変量効果プロビットモデルと傾向スコアマッチングを用いたDD分析を行い、個人の雇用確率が高まったかについても検証した。その結果、総じてみればモデル地域で正規雇用や非正規雇用の雇用確率が高まったという証左は得られなかった。これら2つの分析結果から、ジョブカフェ関連強化事業はジョブカフェ利用者の雇用を創り出した可能性はあるものの、地域全体の若年層の雇用環境を改善するまで効果が大きかったとはいえないと指摘できる。

<キーワード>

ジョブカフェ事業、若年雇用、マッチング関数、DD分析、傾向スコアマッチング

1. はじめに

若年層を対象とした特定地域への労働市場政策にはどのような効果が期待できるのだろうか。本稿では、公的職業紹介に関する都道府県パネルデータや家計の個票パネルデータを用いて、2000年代以降に実施された若年層への地域別労働市場政策（ジョブカフェに関する強化事業）が若

* 本稿の作成にあたっては、樋口美雄氏、直井道生氏、伊藤大貴氏をはじめ多くの方から有益なコメントを頂戴した。また、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより「慶應義塾家計パネル調査」の個票データ、厚生労働省より「職業安定業務統計」の都道府県データの提供を受けた。記して感謝したい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者達によるものである。

年層の雇用に与えた影響を定量的に明らかにする。

就職氷河期と呼ばれた1990年代以降、日本の労働市場では若年層の雇用環境の悪化が続いた。15-24歳の完全失業率の推移をみると、1980年代までは3-5%前後の水準で推移していたものの、バブル崩壊以降に他の年齢層を上回るスピードで上昇し、2000年代初頭には10%前後の水準となった。また、完全失業率だけでなく、非正規雇用比率も1990年代後半から急激に上昇し、2000年代には学生を除く15-24歳のうち3人に1人が非正規雇用として就業するようになった。一方、若年層の雇用環境は地域による差も大きく、2003年時点の15-24歳の完全失業率は北陸地方で7.4%であるのに対して、北海道地方で12.9%、九州・沖縄地方で12.7%となっていた。このような若年層における雇用環境は、経済格差、経済成長、社会保障など、経済の根幹にかかわる問題として社会的な注目を集めるようになっていった。

こうしたことを背景として、政府は若年層を対象とする労働市場政策に重点的に取り組むようになった。2003年4月には文部科学大臣・厚生労働大臣・経済産業大臣・経済財政政策担当大臣をメンバーとする「若者自立・挑戦戦略会議」が発足し、同年6月には「若者自立・挑戦プラン」がとりまとめられた。同プランは省庁横断的であることに加え、政策の範囲も教育分野や雇用分野、産業分野などと幅広く、若年層の雇用問題に包括的に取り組むものであった。同プランについて、児美川（2010）や新井（2006）は、戦後初めての本格的な若年層雇用対策であると指摘している。その後、2004年12月には「若者の自立・挑戦のためのアクションプラン」、2005年10月には「若者の自立・挑戦のためのアクションプランの強化」など、若年層の雇用問題をターゲットとした複数の施策がとりまとめられた。

幅広い分野をカバーした「若者自立・挑戦プラン」の中でも、地域ごとの若年者雇用対策の中核として位置づけられたのが「ジョブカフェ（若年者のためのワンストップサービスセンター）」の設置である。「ジョブカフェ」は、「若者の生の声を聞き、きめ細やかな効果のある政策を展開するための新たな仕組みとして、地域の主体的な取り組みによる若年者のためのワンストップサービスセンター」と位置づけられている。具体的には、キャリアカウンセリングや就職活動に関する情報提供、併設された公共職業安定所と連携した職業紹介などが行われている。2004年の事業開始以降、現在に至るまで香川県を除く46都道府県でジョブカフェが運営されている。

ジョブカフェ事業の推進にあたっては、いくつかの付随的な強化事業が事業開始当初から実施されている。具体的には2004-06年度まで実施された「モデル事業」や、2006-07年度に実施された「ジョブカフェ機能強化型若者・中小企業ネットワーク事業」、2008-10年度に実施された「ジョブカフェ地域ネットワーク強化事業」、2009-10年度に実施された「中小企業雇用情勢対応人材支援事業」、2011年度に実施された「中小企業若年者雇用環境整備推進事業」である。

これらの強化事業を通して、経済産業省から特定の地域への重点的な支援が2004年度から2011年度まで行われていた。また、2009年度および2010年度の支援については、リーマンショック後の雇用情勢の悪化や地方における中小企業の雇用改善の必要性などを背景に、全国の中小企業を母体とする日本商工会議所に業務委託する形で「ジョブカフェ地域ネットワーク強化事業」や「中小企業雇用情勢対応人材支援事業」が実施された。これらの関連事業では、全国に設置した

ジョブカフェに配分される厚生労働省予算に加え、経済産業省や日本商工会議所が選定した15-20ほどの対象地域に重点的に予算が配分された。その予算規模は、厚生労働省予算が25億-30億円程度であるのに対して、「モデル事業」は50億-70億円程度、「ジョブカフェ機能強化型若者・中小企業ネットワーク事業」で15億円程度、「ジョブカフェ地域ネットワーク強化事業」で5億-15億円程度、「中小企業雇用情勢対応人材支援事業」で20億円程度、「中小企業若年者雇用環境整備推進事業」で10億円程度が追加されている。

ジョブカフェ関連事業は、積極的労働市場政策（Active Labor Market Policy, ALMP）の1つと位置づけることができる。積極的労働市場政策は、伝統的に行われてきた失業手当の給付を中心とする消極的労働市場政策（Passive Labor Market Policy, PLMP）と異なり、職業訓練や職業紹介などを通じて失業者を積極的に労働市場に復帰させることを目的とした労働市場政策である。欧州諸国を中心に1990年代頃から広く実施されてきており、1994年には「OECD 雇用戦略」として、また、2006年にも「OECD 新雇用戦略」として、消極的労働市場政策から積極的労働市場政策への移行が勧告されている。

ただし、積極的労働市場政策にはいくつかの批判もみられる。たとえば、Boeri and Bruda (1996) によると、積極的労働市場政策のプログラムへ参加することで失業者に負のシグナリングが生じてしまう可能性¹⁾や、プログラムを通じて職を得た失業者の生産性が元々高いために、プログラムへ参加しなかったとしても自力で職をみつけることができた可能性²⁾など、積極的労働市場政策の効果そのものへの疑問が挙げられる。また、副次的な影響として、政策対象外の労働者層の雇用がクラウディングアウトされて、結果的に労働市場全体では雇用が増加しない可能性なども指摘されている。

これらの批判を受けて、労働経済学の分野では、欧米諸国のデータを用いた積極的労働市場政策の効果を検証する研究が数多く実施されてきた。たとえば、Kluve (2010) では欧州19か国における積極的労働市場政策を検証した137の実証研究のメタ・アナリシスを実施し、①職業訓練プログラム、②雇用助成システム、③公的部門での直接雇用、④職探し効率化サービスの4つの積極的労働市場政策のうち、職探し効率化サービスが相対的に雇用確率を高める効果が大きいと指摘している。また、Card et al. (2010) でも、欧州以外の国を含む26か国、97実証研究のメタ・アナリシスの結果、職探し効率化サービスに含まれる「職探し支援プログラム (job search assistance program)³⁾」で雇用や賃金に対して正の効果が得られやすい傾向にあると報告している。

- 1) たとえば、アメリカの賃金助成プログラムの効果測定を行った Burtless (1985) は、賃金助成プログラムを利用した労働者の雇用確率はむしろ低下しており、その解釈として、一般に企業は助成プログラムを受けた労働者の生産性が低いと予想しているため、低生産性の労働者を見極めるスクリーニング手段としてプログラムへの参加が利用されている可能性があるとして述べている。
- 2) Calmfors (1994) ではこのことをデッドウエイトロスと呼んでいる。
- 3) これら2つのメタ・アナリシスの結果には、若年層以外を対象とする積極的労働市場政策に関する実証研究も数多く含まれている。若年層を対象とした職探し効率化サービスを対象に行われた研究としては、Blundell et al. (2004) が挙げられる。Blundell et al. (2004) は、イギリスで1998年から施行された若年向けのニューディール政策 (New Deal for Young People) を対象に、マッチング DD 分析を行った結果、4か月間の gateway 期と呼ばれる期間にカウンセリングを受けながら職を探した受講者の就業確率が男女ともに高まると報告している。

日本のジョブカフェ関連事業の内容は、Kluve (2010) や Card et al. (2010) で効果があると示された職探し効率化サービスに近いが、その政策評価については必ずしも十分に実施されてきたとは言いがたい。筆者らの知る限り、ジョブカフェ関連事業の効果を実証的に分析した学術研究は、高橋 (2005) と永瀬・水落 (2011) の2つしかない。⁴⁾ 高橋 (2005) は1996年7月から2004年8月までの「職業安定業務統計」(厚生労働省) の都道府県別・年齢別の月次パネルデータを用いて労働需給のマッチング関数を推計し、19-29歳層ではジョブカフェ事業開始以降にマッチング効率性が高まったという有意な結果は得られないと報告している。一方、永瀬・水落 (2011) は、2002年から2007年までの「労働力調査」(総務省) の月次個票データをもとに、居住都道府県のジョブカフェ利用率が高まると正規職への移行確率が高まるかを検証し、男性に関して正に有意な効果があることを確認している。

これら2つの先行研究からは、ジョブカフェ事業が若年者の雇用に対して頑健的に正の効果をもたらしたというコンセンサスは見出せない。また、先行研究ではジョブカフェ事業全般の政策評価が実施されているが、「モデル事業」をはじめとする特定の地域に限定して多くの予算を配分する付随的な強化事業にどの程度の効果があったのかについての検証は行われていない。上述のとおり、日本の若年失業率は地域によって差が大きい。よって、モデル事業のように、対象地域に多くの予算を配分することで失業率の地域間格差を是正できるのかを検証することは、今後の雇用政策や地域政策のあり方を検討するうえでも重要な判断材料にもなりうる。

そこで、本稿ではこのような問題意識をもとに、地域を限定した積極的労働市場政策と考えられるジョブカフェの強化事業の実証的な効果測定を実施する。分析には上述の2つの先行研究を踏まえ、「職業安定業務統計」にもとづく都道府県パネルデータと、家計の個票データを用いる。前者では、ジョブカフェ関連強化事業の実施によって公的職業紹介のマッチング効率性が高まったかどうかを検証するほか、後者では正規雇用や非正規雇用への就業確率が高まったかどうかを検証する。⁵⁾

本稿で得られた結果を要約すると以下のようになる。まず、都道府県パネルデータを用いて労働需給のマッチング関数を推計したところ、ジョブカフェ関連強化事業の対象地域(モデル地域)では2005-07年度においてマッチング効率性が上昇した可能性が示唆された。次に、個人の雇用状態について個票パネルデータを用いて変量効果プロビットモデルと傾向スコアマッチングを用いた Difference-in-Differences 分析(以下、DD分析)を行ったところ、総じてみればモデル地域で正規雇用や非正規雇用の雇用確率が高まったという証左は得られなかった。これら2つの分析

4) 政府によるジョブカフェ関連事業の効果検証としては、利用者の満足度や就職決定率の調査・分析が行われており、利用者の満足度や就職決定率の高さが報告されている。こうした効果検証も重要であるが、個人属性や景気などの他の要因を考慮したうえで、利用者と非利用者、あるいは、モデル地域と非モデル地域といった比較対象グループ(コントロールグループ)を設定した政策評価のフレームワークを用いた厳密な検証も併せて必要といえる。

5) なお、海外の先行研究との比較では、本稿の検証は、チェコの積極的労働市場政策について、地域に追加的な予算を投じることでより大きな成果があげられるかを検証した Boeri and Bruda (1996) と類似している。Boeri and Bruda (1996) は1990年代初頭のチェコにおいて、積極的労働市場政策関連の予算が76地域に振り分けられることを利用して、予算が多い地域ほど雇用が増加する傾向にあると報告している。

結果から、ジョブカフェ関連強化事業はジョブカフェ利用者の雇用を創り出した可能性はあるものの、地域全体の若年層の雇用環境を改善するまで効果が大きかったとはいえないと指摘できる。以下、次節では積極的労働市場政策としてのジョブカフェ事業の概要を整理するとともに、分析アプローチについて説明する。3節では本稿の分析に用いるデータおよび変数を紹介するとともに、グラフを用いて若年雇用の趨勢を視覚的に把握する。4節はマッチング関数と雇用確率関数の推計結果を示す。最後に、5節では本稿で得られた結果のまとめと今後の課題について記述する。

2. ジョブカフェ事業の概要と分析アプローチ

(1) 強化事業の対象地域およびジョブカフェの対象年齢

前節で述べたとおり、ジョブカフェ事業は、「若者自立・挑戦プラン」の中で、地域ごとの若年者雇用対策の中核として位置づけられたものである。本稿では「モデル事業」をはじめとする、特定の地域を対象に実施された付随的な強化事業の効果測定を実施する。以下、強化事業の対象となった地域を「モデル地域」と呼ぶ。

最初の強化事業であるモデル事業はジョブカフェ事業と同じく2004年度から実施された。当初は15地域、2005年度にはさらに5地域がモデル地域として選定され、2006年度まで続いた。2007年度以降は事業の変遷に伴う対象地域の入替えがあり、最終的には事業が終了した2011年度までに27道府県が何らかの強化事業の対象地域に指定された。各事業の対象地域の一覧は表1のとおりである。

事業の対象となる労働者の年齢は地域によって異なる。ジョブカフェ事業には対象年齢の上限が設けられており、おおむね35歳未満の若年者となっている。しかし、地域ごとに異なる労働市場の状況に柔軟に対応するため、実際は各地域のジョブカフェが独自に対象年齢を設定しており、各地域の上限年齢は表2のようになっている。

(2) 分析アプローチ

マッチング関数の推計

本稿では、ジョブカフェ関連強化事業の効果測定を行うために、2つのアプローチをとる。1つは労働市場における需給のマッチング効率性を計測するものである。具体的には、「職業安定業務統計」を都道府県別月次パネルデータとして活用し、観察されない都道府県固有の要因をコントロールしたうえで、労働需給のマッチング関数をパネル推計し、強化事業によってマッチング効率性が高まったかどうかを検証する。

マッチング関数とは、Petrongolo and Pissarides (2001)で紹介されているように、求職者数 U と求人数 V から一定の法則性のもとで新たな雇用（就職件数） M が生まれるメカニズムを $M = m(U, V)$ と定式化したものである。⁶⁾ 一般に、求職者数 U と求人数 V をコントロールしたうえで生じる就職件数 M の違いがマッチング効率性と解釈されており、本稿では、強化事業でモ

表 1 強化事業の対象地域（モデル地域）

年度	事業名	対象地域
2004年度	モデル事業	北海道、青森県、岩手県、群馬県、千葉県、石川県、岐阜県、京都府、 大阪府、島根県、山口県、愛媛県、福岡県、長崎県、沖縄県
2005年度	モデル事業	北海道、青森県、岩手県、群馬県、千葉県、石川県、岐阜県、京都府、 大阪府、島根県、山口県、愛媛県、福岡県、長崎県、沖縄県、宮城県、 茨城県、新潟県、福井県、大分県
2006年度	モデル事業 ジョブカフェ機能強化型若者・ 中小企業ネットワーク事業	北海道、青森県、岩手県、群馬県、千葉県、石川県、岐阜県、京都府、 大阪府、島根県、山口県、愛媛県、福岡県、長崎県、沖縄県、宮城県、 茨城県、新潟県、福井県、大分県
2007年度	ジョブカフェ機能強化型若者・ 中小企業ネットワーク事業	北海道、青森県、岩手県、群馬県、千葉県、石川県、岐阜県、京都府、 大阪府、島根県、山口県、愛媛県、長崎県、沖縄県、宮城県、茨城県、 新潟県、福井県、大分県、広島県
2008年度	ジョブカフェ地域ネットワーク事業	北海道、青森県、岩手県、群馬県、千葉県、石川県、岐阜県、京都府、 大阪府、島根県、山口県、愛媛県、長崎県、沖縄県、宮城県、茨城県、 新潟県、福井県、大分県、広島県
2009年度	ジョブカフェ地域ネットワーク事業	青森県、宮城県、茨城県、群馬県、石川県、和歌山県、山口県、愛媛 県、大分県、鹿児島県、沖縄県
	中小企業雇用情勢対応人材支援事業	北海道、岩手県、栃木県、千葉県、京都府、大阪府、広島県、長崎県、 熊本県
2010年度	ジョブカフェ地域ネットワーク事業	青森県、宮城県、茨城県、岩手県、群馬県、石川県、愛知県、和歌山 県、山口県、愛媛県、大分県、鹿児島県、沖縄県
	中小企業雇用情勢対応人材支援事業	北海道、栃木県、千葉県、京都府、大阪府、広島県、長崎県、熊本県
2011年度	中小企業若年者雇用環境整備推進事業	北海道、青森県、岩手県、宮城県、茨城県、栃木県、群馬県、千葉県、 石川県、岐阜県、愛知県、京都府、大阪府、奈良県、和歌山県、広島 県、山口県、愛媛県、長崎県、熊本県、大分県、沖縄県
2012年度以降 経産省から特定地域への支援なし		

出所：厚労省資料より作成。

表 2 各地域のジョブカフェが設定する対象年齢の上限

対象年齢	都道府県
29歳以下	福岡県
34歳以下 (35歳未満)	東京都、岐阜県、三重県、京都府、大阪府、岩手県、福島県、栃木県、 富山県、石川県、滋賀県、奈良県、和歌山県、熊本県、大分県、鹿児島県
39歳以下 (40歳未満)	茨城県、千葉県、神奈川県、福井県、山梨県、静岡県、兵庫県、山口県、 愛媛県、高知県、埼玉県、岡山県、長崎県
44歳以下	北海道、宮崎県、新潟県、長野県、広島県、沖縄県、青森県、山形県、 群馬県、愛知県、鳥取県、島根県、徳島県、佐賀県

出所：各ジョブカフェ HP より作成。

デル地域に指定されていることで、マッチング効率性が高まるかを以下の DD 分析の定式化で検証する。

$$\begin{aligned}
 M_{itm} = & \beta_1 + D_{itm} T_{tm} \beta_2 + \beta_3 D_i + T_{tm} \beta_4 \\
 & + \beta_5 U_{itm} + \beta_6 V_{itm} + \beta_7 d_{tm} + \beta_8 d_m + f_i + \varepsilon_{itm}
 \end{aligned}
 \quad (1)$$

- 6) 前節で紹介した高橋（2005）の他、神林・水町（2014）や佐々木（2007）など、「職業安定業務統計」を用いてマッチング関数を推計した研究はいくつか存在する。

ここで M_{itm} は都道府県 i の t 年 m 月における月間就職件数（自然対数値）、 D_{itm} は強化事業の対象都道府県に関するモデル地域ダミー変数（モデル地域であれば1、そうでなければ0）、 T_{tm} は年度ダミー変数ベクトル、 U_{itm} は月間有効求職者数（自然対数値）、 V_{itm} は月間有効求人数（自然対数値）、 d_{tm} は景気ダミー変数（景気の谷であれば1、そうでなければ0）、 d_m は月ダミー、 f_i は都道府県固有の時間不変の要因、 ε_{itm} は誤差項をそれぞれ表している。

今回の推計では、強化事業の実施期間（2005年1月-2012年3月）と実施後（2012年4月-2013年12月）を比較する。⁸⁾しかし、強化事業の種類が複数あるため、(1)式では、2005年度から2012年度の各年度ダミー T_{tm} を用いて政策効果が生じたかどうかを年単位で確認する。強化事業が終了した後の2013年度をベースにしているため、⁹⁾モデル地域ダミーと2005-11年度の各年度ダミーとの交差項 $D_{itm} T_{tm}$ の係数ベクトル β_2 に平均処置効果（Average Treatment Effect, ATE）が反映されることになる。具体的には、 β_2 の2005-11年度の係数が有意にプラスであれば、モデル地域において強化事業実施期間のマッチング効率性が高く、ジョブカフェ関連強化事業の政策効果があったと判断できる。

また、近年の研究では、マッチング効率性が職探し効率化サービスによってもたらされる可能性を考慮し、求職行動の効率性 c を明示的に取り入れた $M = m(cU, V)$ というマッチング関数を想定することも多い（Petrangolo and Pissarides, 2001; 太田, 2010）。こうした点に鑑み、本稿では、強化事業が求職・求人双方のマッチングを効率化させただけでなく、求職行動あるいは求人行動の効率化を特に促進した可能性を考慮し、(1)式に加えて、月間有効求職者数 U_{itm} と月間有効求人数 V_{itm} にそれぞれモデル地域ダミー D_i と年度ダミー T_{tm} の交差項を入れた(2)式も推計する。

$$\begin{aligned}
 M_{itm} = & \gamma_1 + D_{itm} T_{tm} \gamma_2 + \gamma_3 D_{itm} + T_{tm} \gamma_4 \\
 & + (\gamma_5 + D_{itm} \cdot T_{tm} \gamma_6 + \gamma_7 D_i + T_{tm} \gamma_8) U_{itm} \\
 & + (\gamma_9 + D_{itm} \cdot T_{tm} \gamma_{10} + \gamma_{11} D_i + T_{tm} \gamma_{12}) V_{itm} \\
 & + \gamma_{13} + d_{tm} + \gamma_{14} d_t + \gamma_{15} d_m + f_i + \varepsilon_{itm}
 \end{aligned} \tag{2}$$

この(2)式において γ_6 や γ_9 がプラスに有意となった場合、強化事業が特に求職行動や求人行動の効率化を通してマッチング効率性を高めていたと解釈することができる。

雇用確率関数の推計

本稿では、強化事業の効果を検証するもう1つのアプローチとして、家計を対象とした年次パネル調査を用いた雇用確率関数の推計を行う。具体的には、個票パネルデータを活用し、観測されない個人固有の要因やその他の要因をコントロールしたうえで個人の雇用確率関数をパネル推

7) モデル地域の選定要件には、「若年雇用情勢が厳しいこと」が含まれているが、2004-2005年でモデル地域に選定された地域を1とするダミー変数を、35歳未満における完全失業率に回帰するプロビット推計を行ったところ、有意な結果はえられなかった。

8) モデル事業は2004年度から開始されているが、本稿で利用できたデータは2005年1月からのため、2004年4月から12月までの期間は分析対象に入れていない。

9) 強化事業が終了した後は、特定地域に優先的に予算が配分されることはなくなったため、2013年度には直接的な政策効果はみられないと仮定し、事業終了後の2013年度との対比に焦点を当てる。

計することにより，強化事業の対象地域で正規雇用や非正規雇用への就業確率が高まるかどうかを，以下の DD 分析の定式化で検証する。

$$Y_{it} = \delta_1 + D_i T_i \delta_2 + \delta_3 D_i + T_i \delta_4 + \delta_5 S_i + X_{it} \delta_6 + f_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで Y_{it} は個人 i の t 年における雇用状態に関するダミー変数，具体的には雇用者（あるいは正規雇用，非正規雇用）であれば 1，そうでなければ 0 をとるダミー変数を表している。 D_i は強化事業の対象地域に関するモデル地域ダミー変数（モデル地域に居住していれば 1，そうでなければ 0）， T_i は年ダミー変数ベクトル， S_i は中卒・高卒ダミー（最終学歴が中卒または高卒であれば 1，そうでなければ 0）， X_{it} はこれらの他に個人の就業確率に影響を与えと考えられる要因のコントロール変数ベクトル（年齢，結婚ダミー，6 歳未満子どもありダミー，親同居ダミー，同居人数，非勤労所得，居住都道府県の GDP 成長率）， f_i は時間不変の固有要因， ε_{it} は誤差項をそれぞれ表している。

(1) 式，(2) 式と同様に，事業対象のモデル地域ダミー D_i と年ダミー変数ベクトル T_i の交差項の係数ベクトル δ_2 に平均処置効果 (ATE) が反映され则认为。ただし，後述するように，この推計で用いるパネルデータは毎年 1 月を調査時点とする家計パネル調査にもとづくため，2004 年のデータは強化事業実施開始月（2004 年 4 月）の前の情報となる。そこで，強化事業実施前（2004 年）と実施期間（2005–12 年）の違いを各年ごとに比較できるように，2004 年を年ダミー変数のベースにおく。よって，2005–12 年の各年の係数が有意にプラスであれば，モデル地域で雇用確率が高く，ジョブカフェの強化事業の政策効果があったと判断できる。

さらに，どのような属性の若年層に効果があったかを検証するために，(3) 式に加えて，中卒・高卒ダミー S_i にモデル地域ダミー D_i と年ダミー変数ベクトル T_i の交差項を入れた (4) 式も推計する。

$$Y_{it} = \theta_1 + D_i T_i \theta_2 + \theta_3 D_i + T_i \theta_4 + (\theta_5 + D_i T_i \theta_6 + \theta_7 D_i + T_i \theta_8) S_i + X_{it} \theta_9 + f_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

この (4) 式において θ_6 がプラスに有意となった場合，強化事業が特に中卒や高卒の若年層の雇用確率を高めていたと解釈することができる。これら (3) 式と (4) 式を変量効果プロビットモデルとして推計する。

3. データ

(1) 利用データと変数

本稿で用いるデータは都道府県パネルデータの「職業安定業務統計（以下，職安統計）」（厚生労働省）と，個票パネルデータの「慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey，以下 KHPS）」である。

職安統計は厚生労働省が毎月末に公表している統計で，公共職業安定所で扱った求人，求職，

就職の状況（ただし、新規学卒者を除いたもの）をとりまとめたものである。今回利用可能となったデータは、都道府県別・年齢階級別のものであり、表2に示した都道府県ごとに異なるジョブカフェの対象年齢に合わせ、サンプルを絞り込んでいる。また、ジョブカフェの設置がない香川県はサンプルから除いている。データの期間は2005年1月-2013年12月である。本来であればモデル事業が開始された2004年以前からのデータを用いることが望ましいが、月間有効求人数の算出法が2004年以前と2005年以降で異なるため、2005年以降のデータしか用いることができない¹⁰⁾。推計に用いる変数は、月間就職件数 M_{itm} 、月間有効求職者数 U_{itm} 、月間有効求人数 V_{itm} 、モデル地域ダミー D_{itm} 、年度ダミー T_{it} など、(1)および(2)式で説明したものであり、基本統計量は表3のとおりである。

KHPSは、全国に居住する20-69歳の男女から層化2段階抽出法により無作為に抽出された個人について、毎年1月末時点の状態を調査する追跡調査であり、2004年から実施されている。本稿では、都道府県ごとの景気のコントロール変数であるGDP成長率が執筆時点で利用可能な2004-12年調査を用いて分析を行う。また、職安統計と同様に、都道府県ごとに異なるジョブカフェの対象年齢に合わせ、サンプルを絞り込んでいるほか、ジョブカフェの設置がない香川県の在住者はサンプルから除いている。

KHPSでは個人の就業形態が利用可能であり、就業者か非就業者か、雇用者か自営業者か、雇用者であれば正規雇用（常勤の職員・従業員（正規社員））か、非正規雇用（契約社員、アルバイト・パートタイマー、派遣社員、嘱託）かを把握することができる。ジョブカフェにおける職業紹介は企業と若年者のマッチングを対象としていると考えられるため、本稿では雇用されていれば1、そうでなければ0とする雇用ダミー、正規雇用ダミー、非正規雇用ダミーに着目する。

強化事業の効果の検証には、事業の対象都道府県に居住しており、かつ、居住市町村内にジョブカフェがあれば1、そうでなければ0とするダミーを用いている。その理由は、ジョブカフェ設置数は1つの都道府県当たり多くても4-5か所程度であり、その効果を直接受ける範囲は都道府県全域よりも小さい市町村単位であると考えられるからである。さらに、どのような層にモデル事業の効果があつたかを検証するために、個人の最終学歴を変数として用いる。具体的には、最終学歴が中卒もしくは高卒であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数として用いる。その他、結婚ダミーや非勤労所得などをコントロール変数として用いる。KHPSの基本統計量は表4のとおりである。

（2）データ概観：2004年以降の若年労働市場の推移

次節以降のDD分析に先立ち、データから読み取れる若年雇用の基本的な動向を視覚的に把握する。まず、職安統計を用いて都道府県レベルの若年労働市場の大勢を概観したい。図1～3はモデル地域・非モデル地域それぞれについて、ジョブカフェの対象年齢における月間就職件数、

10) 男女別の分析も重要だが、都道府県別・年齢階級別・男女別のデータは利用できなかったため、マッチング関数の推計は男女計のデータでのみ実施する。ただし、KHPSを用いた雇用確率の推計では、男女別の検証も行う。

表 3 職安統計の基本統計量

変数名	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
月間就職件数	4,968	1851.765	1118.031	408	6531
月間有効求職者数	4,968	24760.56	20116.87	4875	106987
月間有効求人数	4,968	20719.45	22251.33	3059	176811
事業対象地域ダミー（都道府県）	4,968	0.4716184	0.4992441	0	1
景気の谷ダミー	4,968	0.1851852	0.3884868	0	1

表 4 KHPS の基本統計量

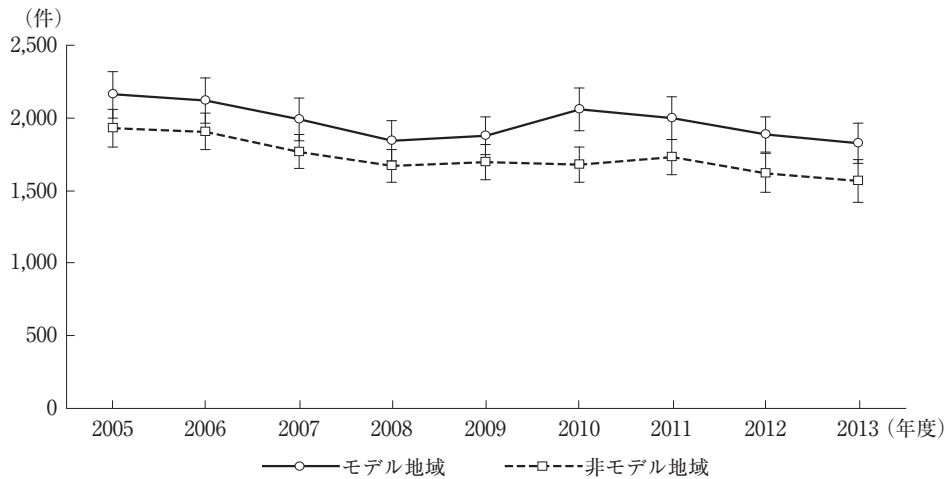
変数名	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
雇用率	9,943	0.660163	0.473678	0	1
正規雇用率	9,943	0.441215	0.496557	0	1
非正規雇用率	9,943	0.204667	0.403478	0	1
事業対象地域ダミー（市町村）	9,943	0.079352	0.270301	0	1
年齢	9,943	33.23876	5.648662	19	44
結婚ダミー	9,943	0.748165	0.434089	0	1
6歳未満子どもありダミー	9,943	0.4561	0.498094	0	1
中卒・高卒ダミー	9,943	0.521774	0.499551	0	1
親同居ダミー	9,943	0.239566	0.42684	0	1
同居家族人数	9,943	3.766067	1.424626	1	10
非勤労所得	9,943	12.40714	77.59499	0	3000
居住地 GDP 成長率	9,943	1.168852	2.656536	-9.193148	9.51476

月間有効求職者数、月間有効求人数の平均値の年推移を表したものである。なお、図中のマーカーごとの縦線は95%信頼区間を表している。

図1をみると、月間就職件数はいずれの年度でもモデル地域のほうが非モデル地域よりも多いが、2009年度から2010年度にかけてその差が拡大しているようにみえる。一方で、図2の月間有効求職者数をみると、2009年度まではほとんど差がないが、2010-11年度にかけてモデル地域のほうが多くなっている。また、図3の月間有効求人数をみると、2009年度までは非モデル地域のほうが多いものの、2010年度以降は逆にモデル地域のほうが多くなっている。これらのことから、マッチング関数のインプットである職安利用の求職者数や求人数は2010年度頃から増加し、それに伴って就職件数も増えた可能性が示唆される。一方で、2009年度まではモデル地域のほうが求人数が少ないのにもかかわらず、就職件数では非モデル地域を上回っていることから、ジョブカフェ関連強化事業がマッチング効率性を高めていた可能性があることも否定できない。これらの図を概観するだけでは、モデル地域における就職件数の相対的な増加が求人や求職といったインプットの増加によるものなのか、あるいは、マッチング効率性の上昇によるものなのかは判断することができない。また、信頼区間の大きさからすると、これらの差は統計的に有意性が必ずしも高くはないと予想されるほか、他の要因についてもコントロールされていない。よって、ジョブカフェ関連強化事業がモデル地域のマッチング効率性を高めたかどうかについては、次節でのDD分析で厳密に検証する必要がある。

次に、KHPSを用いて男女別の雇用率の推移について把握する。図4～5はモデル地域・非モデル地域における男性および女性の雇用率の推移を表している。これらをみると、まず、図4の

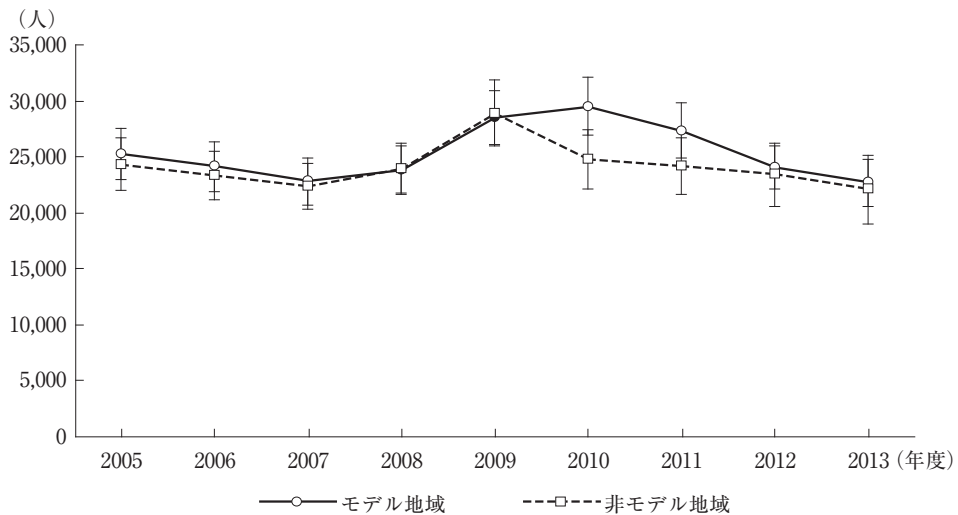
図1 月間就職件数の年推移



注：図中の縦線は95%信頼区間。

出所：職業安定業務統計より作成（図3まで同様）。

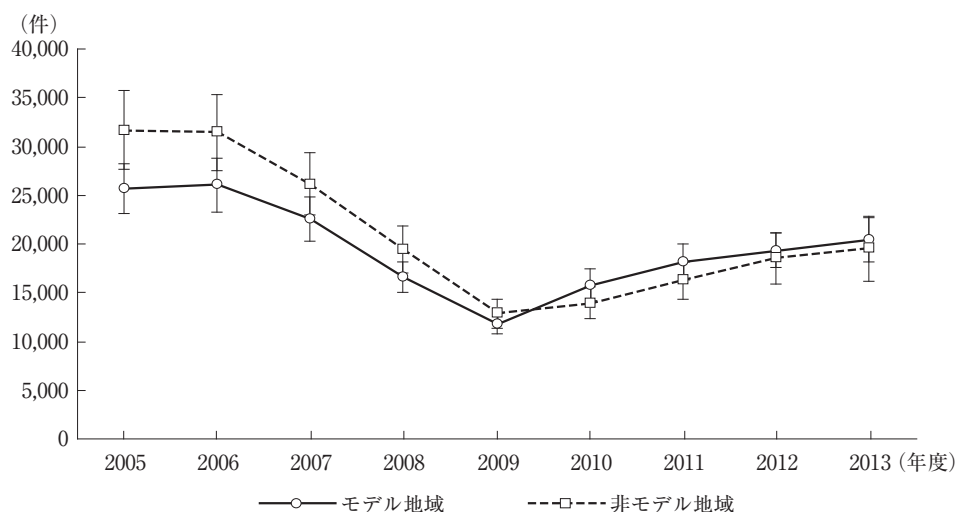
図2 月間有効求職者数の年推移



注：図中の縦線は95%信頼区間。

男性については、モデル地域の雇用率が非モデル地域のそれを下回る傾向があるが、もっとも予算規模の大きいモデル事業が終了した影響が反映される2008年以降、その差が拡大しているようにみえる。したがって、強化事業によって大きな予算を投じることにより、対象となったモデル地域の男性の雇用率が引き上げられていた可能性が示唆される。一方、女性については図5にあるように、2008年まではモデル地域で雇用率が落ち込んでいるが、2010年にかけて上昇した後、

図3 月間有効求人数の年推移



注：図中の縦線は95%信頼区間。

2012年にかけて低下している。こうした傾向についても、次節でDD分析を用いてより厳密に検証していく。

4. 推計結果

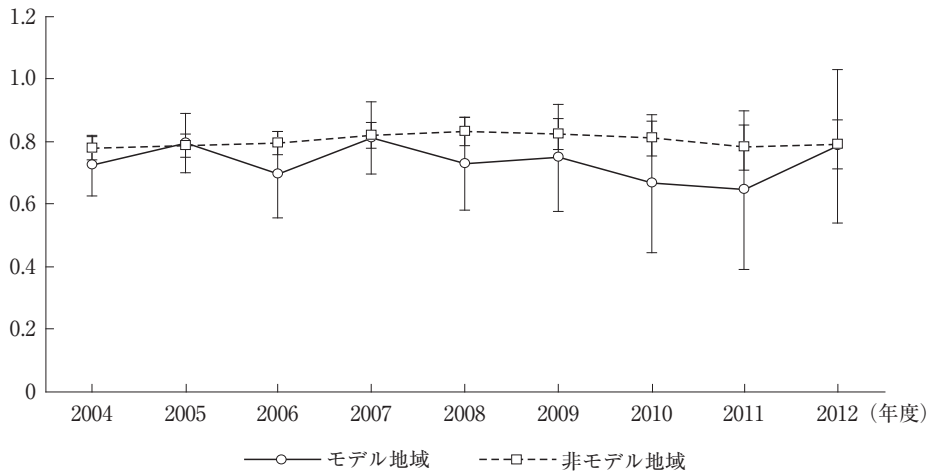
(1) マッチング関数の推計結果

(1)式と(2)式をそれぞれ変量効果モデルと固定効果モデルとしてパネル推計した結果は表5のとおりである。(a)～(b)列は(1)式の推計結果を、(c)～(d)列は(2)式の推計結果をそれぞれ表している。表5にはハウスマン検定の結果も掲載しているが、(1)式と(2)式ともに固定効果モデルが支持されている。まず、(1)式の推計結果でハウスマン検定¹¹⁾によって採択された(b)列に着目すると、求職者数、求人数の係数が有意にプラスとなっているほか、モデル地域ダミー変数と2005-07年度の年度ダミー変数の交差項の係数も有意にプラスとなっている。このことから、ジョブカフェ関連強化事業の対象地域では、2005-07年度にマッチング効率性が高まっていたと指摘できる。係数から判断すると、これらの事業によってモデル地域ではマッチング効率性が上昇し、それまでと同じ求人・求職数でも、3%多い就職件数を生み出すことができるようになったと解釈できる。

一方、求職行動や求人行動の効率性を考慮した(2)式の推計結果のうち、ハウスマン検定で採択された(d)列に着目すると、モデル地域ダミー変数と2007年度の交差項の係数は有意にプラス

11) 求職者数と求人数（いずれも自然体数値）の係数の合計は0.8-0.9となっており、先述した高橋（2005）などの先行研究の推計結果とおおむね整合的な結果である。

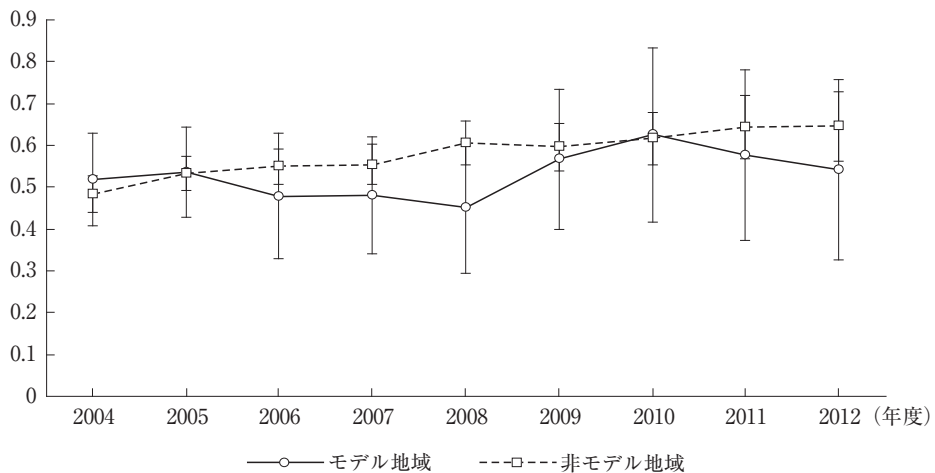
図4 雇用率の推移：男性



注：図中の縦線は95%信頼区間。

出所：KHPSより作成（図5も同様）。

図5 雇用率の推移：女性



注：図中の縦線は95%信頼区間。

となっているものの、2005年度および2006年度ダミーの交差項の係数は有意ではなくなっている。また、求職者数および求人数に関する交差項の係数をみると、求職者数・モデル地域ダミー・年度ダミーの3変数の交差項の係数は有意でないものが多く、2010年度ダミーおよび2012年度ダミーとの交差項については有意にマイナスとなっている。一方で、求人数・対象地域ダミー・年度ダミーの3変数の交差項の係数については、2010年度ダミーとの交差項で有意にプラスとなっているが、その他の年度については統計的に有意にゼロと異ならない。これらの結果からは、2005-07年度でモデル地域のマッチング効率性が向上していたことが確認できるものの、それが求

表5 マッチング関数の推計結果

	(a)	(b)	(c)	(d)
	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果
モデル地域ダミー	0.0172 (0.0110)	0.0164 (0.0109)	-0.283** (0.138)	-0.239* (0.126)
モデル地域ダミー×05年度ダミー	0.0286** (0.0137)	0.0279** (0.0137)	-0.00206 (0.209)	-0.0243 (0.200)
モデル地域ダミー×06年度ダミー	0.0266** (0.0134)	0.0262* (0.0135)	0.231 (0.201)	0.219 (0.194)
モデル地域ダミー×07年度ダミー	0.0270* (0.0152)	0.0268* (0.0153)	0.362* (0.193)	0.349* (0.188)
モデル地域ダミー×08年度ダミー	0.0186 (0.0123)	0.0186 (0.0124)	0.113 (0.167)	0.0805 (0.171)
モデル地域ダミー×09年度ダミー	0.00282 (0.0125)	0.00308 (0.0124)	0.192 (0.192)	0.176 (0.191)
モデル地域ダミー×10年度ダミー	-0.0123 (0.0140)	-0.0122 (0.0140)	0.186 (0.156)	0.168 (0.155)
モデル地域ダミー×11年度ダミー	-0.000854 (0.0141)	-0.00102 (0.0140)	0.108 (0.154)	0.103 (0.155)
モデル地域ダミー×12年度ダミー	-0.00153 (0.00746)	-0.00179 (0.00740)	0.153* (0.0881)	0.153* (0.0870)
ln 有効求職者数	0.523*** (0.0218)	0.538*** (0.0285)	0.516*** (0.0388)	0.562*** (0.0456)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー			0.0337 (0.0357)	0.0259 (0.0343)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×05年度ダミー			0.0593 (0.0480)	0.0640 (0.0472)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×06年度ダミー			0.0286 (0.0496)	0.0328 (0.0493)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×07年度ダミー			0.0285 (0.0490)	0.0334 (0.0479)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×08年度ダミー			0.0118 (0.0410)	0.0222 (0.0406)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×09年度ダミー			-0.0419 (0.0446)	-0.0355 (0.0443)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×10年度ダミー			-0.110** (0.0520)	-0.106** (0.0510)

ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×11年度ダミー	-0.0869 (0.0641)	-0.0842 (0.0634)
ln 有効求職者数×モデル地域ダミー×12年度ダミー	-0.0794* (0.0427)	-0.0748* (0.0416)
ln 有効求人数	0.280*** (0.0157)	0.288*** (0.0182)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー		0.265*** (0.0206)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×05年度ダミー		-0.00279 (0.0267)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×06年度ダミー		-0.0560 (0.0425)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×07年度ダミー		-0.0491 (0.0483)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×08年度ダミー		-0.0628 (0.0480)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×09年度ダミー		-0.0224 (0.0384)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×10年度ダミー		0.0250 (0.0353)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×11年度ダミー		0.0956* (0.0509)
ln 有効求人数×モデル地域ダミー×12年度ダミー		0.0770 (0.0615)
ln 有効求職者数×各年度ダミー	No	Yes
ln 有効求人数×各年度ダミー	No	Yes
各年度ダミー	Yes	Yes
景気の谷ダミー	Yes	Yes
月ダミー	Yes	Yes
定数項	-0.702** (0.281)	-0.497* (0.275)
ハウスマン検定 (prob > chi 2)	0.0000	0.0000
サンプルサイズ	4,968	4,968
自由度修正済み決定係数	0.864	0.868

注1：() 内はロバスト標準誤差。

2：***は有意水準1%，**は5%，*は10%で統計的に有意であることを示す。

3：年度ダミーのベースは2013年。

人・求職行動のいずれが効率化したことによるかは特定できないといえる。

以上のようにマッチング関数の推計結果からは、2005-11年度の事業期間のうち、2005-07年度でのみマッチング効率性の向上が確認されたがこの理由としては以下のようなことが考えられる。まず、予算規模の大きさである。2004-06年度に実施されたモデル事業の予算規模は50億-70億円程度であり、これは2007年度以降に実施された強化事業の3-4倍である。マッチング効率性を向上させるには、一定以上の予算規模による支援が必要で2004-06年のモデル事業の期間を中心に政策効果が確認できたのはこのことが原因かもしれない。この点を厳密に検証するには、各モデル地域に配分された予算額のデータを説明変数として用いたマッチング関数の推計が必要となり今後の課題として残される。

次に、事業そのものの違いや実施主体の違いによる影響も考えられる。2008年度は「ジョブカフェ機能強化型若者・中小企業ネットワーク事業」と「ジョブカフェ地域ネットワーク強化事業」の変わり目に当たる。また、2009年度および2010年度は経済産業省に代わり日本商工会議所がモデル地域へ支援を行っている。事業変更や実施主体変更に伴い、取り組み内容や支援体制が変化したことで、マッチング効率性が期待されたように向上しなかった可能性が指摘できる。この点についても各事業のより具体的な取り組み内容・支援体制の違いを考慮した検証も必要といえる。

このほかの理由としては、景気後退といった外部要因の可能性も挙げられる。図3をみると、2007年度以降求人数は急速に減少し、2010年度からは持ち直し傾向にあるものの、2006年度以前の水準までには回復していない。一方で求職者数は2008年度から上昇し2009-11年度は高い水準で推移していた。リーマンショックなど大規模な景気後退が生じたことによりハローワーク等の職業紹介所に求職者が集中する混雑現象が生じ、そのために若年者のジョブマッチング機能が低下した可能性も考えられる。これらの説明がどの程度当てはまるかは、今後の検証課題としたい。

(2) 雇用確率関数の推計結果

次に、表6および表7において、(3)式と(4)式を変量効果パネルプロビットモデルとして推計した結果をみてみたい。¹²⁾表6は男性、表7は女性の推計結果をそれぞれ表しており、いずれも限界効果を掲載している。それぞれの表において(a)～(c)列は(3)式の推計結果、(d)～(f)列は(4)式の推計結果を表している。

表6の男性の結果に着目すると、雇用率と正規雇用率に関しては(1)式、(2)式のいずれの推計結果においても、モデル地域ダミー変数と年ダミー変数の交差項、あるいは、中卒・高卒ダミーとの交差項の限界効果は有意ではない。また、(c)列の非正規雇用率に着目すると、モデル地域と2005年および2012年ダミーの交差項の限界効果が有意にマイナスとなっている。さらに、非正規雇用率について学歴による影響の違いを考慮した(f)列の結果も、モデル地域ダミーと年ダミーとの交差項や中卒・高卒ダミーとの交差項がマイナスに有意となる傾向があることがわかる。

12) ダミー変数を重ねた交差項の限界効果の解釈は難しく、推定方法もさまざまである。本稿の推定方法が必ずしも厳密ではない可能性は十分に考えられる。なお、線形確率モデルによる推計でも同様の結果が得られている。

なお、2011年ダミーとの交差項の限界効果は有意にプラスであるが、限界効果はその他の結果よりも非常に大きく、属性を細分化したことによる小サンプルバイアスが生じている可能性もあり、ここでの結果は幅を持つてみる必要があるだろう。

これらの結果にもとづくと、ジョブカフェ関連強化事業の実施期間中、モデル地域で若年男性労働者の雇用状況が改善したという証左は確認できないか、確認できたとしても限定的なものであるといえよう。

次に、女性に関する推計結果である表7をみると、(3)式の推計結果である(a)列および(c)列では、モデル地域ダミーと2007年および2008年ダミーとの交差項の限界効果が有意にマイナスとなっている。また、(4)式の推計結果である(f)列をみると、中卒・高卒ダミーとモデル地域ダミーと2009-12年までの各年ダミーとの交差項の限界効果も有意にマイナスとなっており、いずれの結果においてもジョブカフェ関連強化事業が若年女性の雇用状況を改善した影響は確認できない。

なお、表6～7で確認した雇用への影響については、補論において傾向スコアマッチングを用いた頑健性分析も行っている。その結果、男性については2005年に無業や非正規雇用から正規雇用への移行を通して雇用率が上昇した可能性が示唆されるが、そうした傾向は他の年や女性では確認できないことがわかった。よって総じてみれば傾向スコアマッチングを用いた分析でも同様の傾向が確認できたといえる。

5. おわりに

本稿では、2000年代以降に実施された地域別の積極的労働市場政策（ジョブカフェに関する強化事業）が若年層の雇用に与えた影響を、マッチング関数の推計や雇用確率関数を推計することにより検証した。まず、職安統計の都道府県パネルデータによりマッチング関数をパネル推計したところ、ジョブカフェ関連強化事業が2005-07年度においてモデル地域のマッチング効率性を高めていた可能性が示唆された。次に、家計パネル調査であるKHPSの個票データを用いて男女別に雇用確率関数を変量効果プロビットモデルとして推計したほか傾向スコアマッチング分析を実施した。総じてみればモデル地域で正規雇用や非正規雇用の雇用確率が高まったという証左は得られなかった。これら2つの分析結果から、ジョブカフェ関連強化事業はジョブカフェ利用者の雇用を創り出した可能性はあるものの、地域全体の若年層の雇用環境を改善するまで効果が大きかったとはいえないと指摘できる。このように、公共職業安定所のデータを用いた検証と家計パネルデータを用いた検証ではジョブカフェ関連事業が若年雇用に与えた効果について異なる結果が得られたが、この点については以下のように解釈できよう。まず1つは、ジョブカフェ関連事業がハローワークを拠点としたものであるため、必ずしも多くの労働者が同事業の恩恵を受けていない可能性である。一般にハローワークの利用率は低く、たとえば2008年の「雇用動向調査」（厚生労働省）によると入職者の入職経路のうちハローワークはインターネットサービスを含めても23%程度に過ぎない。このため、ジョブカフェ関連事業自体には利用者に関するマッチン

表6 雇用関数の推計結果：男性（変量効果プロビットモデル）

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	雇用率	正規雇用率	非正規雇用率	雇用率	正規雇用率	非正規雇用率
モデル地域ダミー（市町村）	-0.00100	-0.0253 (0.0453)	0.00186 (0.00376)	-0.000553 (0.00742)	0.0115 (0.0210)	-0.00146* (0.000833)
モデル地域ダミー（市町村）×2005年ダミー	-	0.000769 (0.0100)	-0.00157* (0.000840)	0.000404 (0.00528)	0.0207 (0.0280)	-0.00130* (0.000717)
モデル地域ダミー（市町村）×2006年ダミー	0.000505 (0.00612)	0.0189 (0.0244)	-0.00144 (0.000877)	-0.0122 (0.101)	-0.00897 (0.0444)	-0.00120* (0.000684)
モデル地域ダミー（市町村）×2007年ダミー	0.000704 (0.00906)	0.00739 (0.0222)	-0.000154 (0.00269)	0.000598 (0.00781)	0.00304 (0.0324)	-0.000808 (0.00105)
モデル地域ダミー（市町村）×2008年ダミー	0.000498 (0.00613)	0.0183 (0.0240)	-0.00144 (0.000925)	-0.000437 (0.00513)	0.0165 (0.0233)	-0.00122* (0.000672)
モデル地域ダミー（市町村）×2009年ダミー	0.000769 (0.0101)	0.0185 (0.0244)	0.00348 (0.0104)	0.000600 (0.00780)	0.0175 (0.0242)	-0.000406 (0.00248)
モデル地域ダミー（市町村）×2010年ダミー	0.000549 (0.00684)	0.0168 (0.0248)	-0.000123 (0.00392)	0.000338 (0.00467)	0.0177 (0.0245)	-0.00107 (0.000794)
モデル地域ダミー（市町村）×2011年ダミー	-0.00373 (0.0404)	0.00937 (0.0263)	-0.000952 (0.00196)	-0.0309 (0.230)	0.0186 (0.0255)	-0.00132* (0.000729)
モデル地域ダミー（市町村）×2012年ダミー	-0.00135 (0.0152)	0.0209 (0.0277)	-0.00171* (0.000902)	-0.0118 (0.0977)	0.0194 (0.0265)	-0.00130* (0.000717)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村）				0.000242 (0.00299)	-0.103 (0.155)	0.0829 (0.0991)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2005年ダミー				0.000717 (0.00948)	0.00782 (0.0322)	0.0448 (0.0988)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2006年ダミー				0.000728 (0.00966)	0.0213 (0.0298)	0.0113 (0.0394)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2007年ダミー				0.000418 (0.00477)	0.0168 (0.0254)	0.0166 (0.0510)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2008年ダミー				0.000699 (0.00921)	0.0183 (0.0266)	-0.00125* (0.000694)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2009年ダミー				0.000708 (0.00940)	0.0178 (0.0297)	-0.00124* (0.000690)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2010年ダミー				-0.000763 (0.0129)	-0.0946 (0.241)	-0.00122* (0.000682)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2011年ダミー				0.000721 (0.00959)	-0.590 (0.459)	0.999*** (0.000895)

中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー (市町村) ×2012年ダミー						
年齢	-9.32e-05 (0.00114)	0.00221 (0.00226)	-0.000479** (0.000222)	0.000718 (0.00955)	0.0211 (0.0296)	0.358 (0.281)
結婚ダミー	0.0132 (0.120)	0.157 (0.123)	-0.00885 (0.00581)	(0.00101)	(0.00240)	-0.000382** (0.00185)
6歳未満子どもダミー	0.00103 (0.0123)	0.0239 (0.0274)	-0.000312 (0.00121)	0.0122 (0.113)	0.158 (0.126)	-0.00755 (0.00508)
中卒・高卒ダミー	-0.00120 (0.0139)	-0.00769 (0.0161)	-0.00222* (0.00128)	0.000971 (0.0117)	0.0218 (0.0259)	-9.80e-05 (0.000939)
親同居ダミー	-0.000101 (0.00192)	-0.0177 (0.0276)	0.00251 (0.00234)	-0.000549 (0.00639)	0.00596 (0.0158)	-0.00181 (0.00127)
同居人数	-0.000854 (0.0100)	-0.0125 (0.0138)	-0.000392 (0.000434)	-2.26e-06 (0.000917)	-0.0151 (0.0255)	0.00207 (0.00198)
非勤労所得	-8.06e-07 (1.00e-05)	-1.83e-05 (2.96e-05)	1.02e-06 (1.57e-06)	-0.000829 (0.00979)	-0.0124 (0.0141)	-0.000329 (0.000349)
GDP成長率	8.93e-05 (0.00107)	0.000852 (0.00172)	0.000195 (0.000163)	-7.43e-07 (9.29e-06)	-1.66e-05 (2.84e-05)	5.30e-07 (1.26e-06)
中卒・高卒ダミー×各年ダミー	No	No	No	8.87e-05 (0.00107)	0.00112 (0.00193)	0.000122 (0.000124)
各年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	4,535	4,535	4,535	4,535	4,535	4,535
疑似対数尤度	-1303.255	-1574.071	-802.90645	-1293.4415	-1560.3689	-791.57082

注1：数値は限界効果。() 内はロバスト標準誤差。

2：***は有意水準1%，**は5%，*は10%で統計的に有意であることを示す。

表7 雇用関数の推計結果：女性（変量効果プロビットモデル）

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	雇用率	正規雇用率	非正規雇用率	雇用率	正規雇用率	非正規雇用率
モデル地域ダミー（市町村）	0.115 (0.102)	0.00363 (0.00656)	0.0962 (0.0860)	0.0701 (0.156)	0.00395 (0.00797)	0.0842 (0.110)
モデル地域ダミー（市町村）×2005年ダミー	-0.118 (0.136)	0.00120 (0.00401)	-0.0938** (0.0446)	-0.0942 (0.139)	0.00130 (0.00416)	-0.0868* (0.0445)
モデル地域ダミー（市町村）×2006年ダミー	-0.154 (0.128)	0.000703 (0.00428)	-0.0709 (0.0645)	-0.117 (0.142)	0.000465 (0.00385)	-0.0546 (0.0742)
モデル地域ダミー（市町村）×2007年ダミー	-0.237* (0.143)	-0.00161 (0.00233)	-0.103** (0.0481)	-0.228 (0.146)	-0.00115 (0.00186)	-0.107** (0.0479)
モデル地域ダミー（市町村）×2008年ダミー	-0.399*** (0.110)	-0.00206 (0.00280)	-0.141*** (0.0328)	-0.409*** (0.107)	-0.00140 (0.00211)	-0.147*** (0.0243)
モデル地域ダミー（市町村）×2009年ダミー	-0.243 (0.155)	-0.00222 (0.00304)	-0.0448 (0.0885)	-0.0825 (0.146)	-0.00178 (0.00261)	0.0716 (0.136)
モデル地域ダミー（市町村）×2010年ダミー	-0.121 (0.201)	-0.00225 (0.00311)	-0.0170 (0.116)	-0.0887 (0.206)	-0.00197 (0.00288)	0.0642 (0.165)
モデル地域ダミー（市町村）×2011年ダミー	-0.257 (0.183)	-0.00212 (0.00290)	-0.111** (0.0566)	-0.230 (0.185)	-0.00170 (0.00249)	-0.0716 (0.0856)
モデル地域ダミー（市町村）×2012年ダミー	-0.291 (0.213)	-0.00217 (0.00297)	-0.104 (0.0641)	-0.317 (0.209)	-0.00175 (0.00256)	-0.0607 (0.0961)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村）				0.0836 (0.171)	-0.000790 (0.00175)	0.0175 (0.110)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2005年ダミー				-0.104 (0.301)	-0.000714 (0.00198)	-0.0313 (0.150)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2006年ダミー				-0.190 (0.274)	-9.78e-05 (0.00357)	-0.0843 (0.0993)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2007年ダミー				-0.0757 (0.339)	0.00147 (0.00249)	0.101 (0.212)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2008年ダミー				0.0600 (0.343)	-0.00177 (0.00261)	0.347 (0.421)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2009年ダミー				-0.541*** (0.127)	-0.00171 (0.00250)	-0.165*** (0.0169)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2010年ダミー				-0.149 (0.461)	0.998*** (0.00255)	-0.162*** (0.0167)
中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー（市町村） ×2011年ダミー				-0.222 (0.465)	-0.000746 (0.00328)	-0.163*** (0.0167)

中卒・高卒ダミー×モデル地域ダミー (市町村) ×2012年ダミー					
年齢	0.000580 (0.00454)	-0.000235 (0.000284)	0.00119 (0.00273)	0.000526 (0.00457)	0.00260 (0.0122)
結婚ダミー	-0.401*** (0.0428)	-0.0187 (0.0218)	-0.102*** (0.0468)	-0.402*** (0.0427)	-0.0161 (0.0200)
6歳未満子どもダミー	-0.387*** (0.0392)	-0.00306 (0.00377)	-0.212*** (0.0232)	-0.382*** (0.0392)	-0.00249 (0.00328)
中卒・高卒ダミー	-0.0635 (0.0488)	-0.00932 (0.0105)	0.0761*** (0.0292)	-0.112* (0.0605)	-0.00671 (0.00839)
親同居ダミー	0.222*** (0.0518)	0.0146 (0.0179)	-0.0235 (0.0335)	0.219*** (0.0521)	0.0141 (0.0179)
同居人数	-0.0540*** (0.0193)	-0.00205 (0.00261)	0.0255* (0.0122)	-0.0536*** (0.0194)	-0.00176 (0.00238)
非勤労所得	-0.000451** (0.000194)	-6.45e-06 (8.98e-06)	-0.000172 (0.000123)	-0.000426** (0.000191)	-5.42e-06 (7.95e-06)
GDP成長率	0.00294 (0.00600)	-2.43e-05 (0.000166)	0.00131 (0.00388)	0.00304 (0.00602)	-3.26e-05 (0.000141)
中卒・高卒ダミー×各年ダミー	No	No	No	Yes	Yes
各年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	5,408	5,408	5,408	5,408	5,408
疑似対数尤度	-2447.4927	-1523.5508	-2509.598	-2441.1537	-1513.3294
					-2492.7845

注1：数値は限界効果。()内はロバストな標準誤差。

2：***は有意水準1%，**は5%，*は10%で統計的に有意であることを示す。

グ効率を高めるプラスの効果があったとしても、利用率が低いために、その地域に在住する労働者全体に対しては効果が及ばなかった可能性がある。家計パネルデータを用いた検証で雇用率に影響がみられなかったのは、こうした原因があるのかもしれない。

次の解釈としては、積極的労働市場政策に対する批判として1節でも触れたように、ジョブカフェ関連事業によって利用者の雇用確率が高まったとしても、クラウドイングアウト効果によって非利用者の雇用確率が低くなってしまった可能性である。KHPSのサンプルは各地域から無作為抽出された個人が含まれているため、こうしたクラウドイングアウトも含めた総合的な影響が分析結果に反映されて、雇用に対して有意な影響が検出されなかったのかもしれない。

もっとも、別の可能性として、利用したKHPSのサンプルサイズが大きくはないため、各地域の影響が正しく補捉できていないことも十分考えられる。この点については、大規模データを用いた検証を行うなど、追加的分析の必要性が高いといえよう。

なお、今後の分析課題としては、大規模データを用いることのほかに、ジョブカフェの利用者と非利用者を識別したうえでそれぞれの影響と両者を合わせたネットの影響を検証すること、ジョブカフェ関連事業が始まる2004年よりも前のデータを拡充した検証を実施すること、事業の対象地域に配分された予算に応じた費用対効果を検証することなどが挙げられる。

補論：雇用確率関数のマッチング推計

ジョブカフェ強化事業の政策評価分析の頑健性を確認する目的で、本稿では、傾向スコアを用いたマッチング推計(propensity score matching)を用いた検証も行った。以下、その概要を説明したい。

傾向スコアを用いたマッチング推計は以下の手順で行った。まず、モデル地域ダミーを推計で用いたその他の説明変数に回帰するプロビット推計を行い、強化事業の対象となる確率(傾向スコア)を求める。次に、その確率(傾向スコア)を用いて、実際は強化事業の対象であるサンプルが、事業対象でなかった場合の仮想的なアウトプットの値を求める。そこで、実際に観測されたアウトプットと、仮想的に算出されたアウトプットの差(D)をとり、その差を有意差検定する。以上の操作を1年ごとに行い、得られた差が有意にプラスであれば、その年のモデル地域では非モデル地域に比べてアウトプットの値が高いと判断する。

さらに、事業が実施されていない年で計算された差と、事業が実施されている年で計算された差の2つの差を用いて計算された差の差(DD)が有意にプラスであれば、事業の効果によりアウトプットが高まっていたと解釈することができる。なお、本稿の推計はbiweightカーネル関数を仮定したカーネル法により行っている。また、以下の推計ではすべてbalancing propertyが満たされていることを確認している。

こうした手順で雇用確率関数をマッチング推計した結果は付表1～2のとおりである。付表1は男性、付表2は女性の推計結果をそれぞれ表している。また、DDは事業開始前の状態が反映されている2004年との差の差を表している。

まず、男性に関する推計結果に着目する。雇用率をみると、2011年のDが有意にマイナスとなっているものの、2005年のDDが有意にプラスとなっている。同じく2005年の正規雇用率をみると、DおよびDDが有意にプラスとなっており、2004年と比較して正規雇用率が上昇していることがわかる。また、同年の非正規雇用率のDが有意にマイナスとなっている。これらのことから、2005年に無業や非正規雇用から正規雇用への移行を通して雇用率が上昇した可能性が示唆される。

ただし、この傾向が確認できるのは2005年のみであり、各雇用率に関して事業実施期間の他の年においてDDが有意となっているものはない。したがって、強化事業により雇用率、特に正規雇用率が向上する効果が示唆されたが、必ずしも実施期間全体にわたる効果ではないという意味で、表6で示された結果は傾向スコアマッチング推計に対しても頑健であると判断できよう。

次に、女性に関する推計結果に着目する。付表2をみると、いずれの指標においてもDDが有意にプラスとなっているものは確認できない。また非正規職率のDDが有意にマイナスとなるなど、表7とほぼ同様の結果が得られている。よって、傾向スコアマッチング推計を用いても表7の結果は頑健であると判断できる。

参 考 文 献

- Blundell, Richard, Monica Costa Dias, Costas Meghir and John van Reenen (2004) "EVALUATING THE EMPLOYMENT IMPACT OF A MANDATORY JOB SEARCH PROGRAM," *Journal of the European Economic Association*, 2(4): 569-606.
- Boeri, Tito and Michael C. Bruda (1996) "Active labor market policies, job matching and the Czech miracle," *European Economic Review*, 40(3-5): 805-817.
- Burtless, Gary (1985) "Are targeted wage subsidies harmful? Evidence from a wage voucher experiment," *Industrial and Labor Relations Review*, 39(1): 105-114.
- Calmfors, Lars (1994) "Active labour market policy and unemployment — a framework for the analysis of crucial design features," *OECD Economic Studies*, 22.
- Card, David, Jochen Klueve and Andrea Weber (2010) "Active Labor Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis," NBER Working Paper, 16173, Issued in July 2010.
- Klueve, Jochen (2010) "The effectiveness of European active labor market programs," *Labour Economics*, 17(6): 904-918.
- Petrongolo, Barbara and Christopher A. Pissarides (2001) "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature*, 38: 390-431.
- 新井直樹 (2006) 「地域における若年者雇用政策に関する基礎的考察——ジョブカフェ『群馬県若者就職支援センター』を事例として」『高崎健康福祉大学紀要』5: 169-180。
- 太田聡一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 神林龍・水町勇一郎 (2014) 「労働者派遣法の政策効果について」『日本労働研究雑誌』56(1): 64-82。
- 児美川孝一郎 (2010) 「『若者自立・挑戦プラン』以降の若者支援策の動向と課題——キャリア教育政策を中心に」『日本労働研究雑誌』52(9): 17-26。
- 佐々木勝 (2007) 「ハローワークの窓口紹介業務とマッチングの効率性」『日本労働研究雑誌』49(10): 15-31。
- 高橋陽子 (2005) 「自治体による就業支援としての『ジョブカフェ』の現状」『日本労働研究雑誌』47(6): 56-67。
- 永瀬伸子・永落正明 (2011) 「若年層は経済回復期に安定雇用に移行できたのか——前職およびジョブカフェ利用の影響」『生活社会科学研究』18: 27-45。

付表1 雇用確率関数のマッチング推計結果：男性

年	雇用率		正規雇用率		非正規雇用率	
	D	DD	D	DD	D	DD
2004	-0.0738 (0.0536)		-0.0758 (0.0579)		0.0112 (0.0359)	
2005	0.0599 (0.0494)	0.134* (0.0729)	0.124** (0.0544)	0.200** (0.0795)	-0.0595** (0.0289)	-0.0707 (0.0461)
2006	-0.121 (0.0729)	-0.0471 (0.0905)	-0.082 (0.077)	-0.00613 (0.0964)	-0.0327 (0.0358)	-0.0439 (0.0507)
2007	0.0152 (0.0596)	0.089 (0.0801)	-0.0223 (0.0752)	0.0536 (0.0949)	-0.00379 (0.044)	-0.0149 (0.0568)
2008	-0.0652 (0.0715)	0.00862 (0.0893)	-0.0424 (0.0761)	0.0334 (0.0956)	-0.0195 (0.0434)	-0.0307 (0.0564)
2009	-0.0924 (0.0929)	-0.0186 (0.107)	-0.155 (0.102)	-0.0793 (0.117)	0.0744 (0.0711)	0.0633 (0.0796)
2010	-0.00537 (0.107)	0.0684 (0.12)	-0.00272 (0.115)	0.0731 (0.128)	0.00652 (0.0585)	-0.00463 (0.0687)
2011	-0.361* (0.19)	-0.288 (0.197)	-0.417** (0.189)	-0.341 (0.198)	0.0726 (0.127)	0.0614 (0.132)
2012	0.0329 (0.127)	0.107 (0.138)	0.111 (0.128)	0.186 (0.14)	-0.0664*** (0.00547)	-0.0776** (0.0363)

注1：() 内は標準誤差。

2：***は有意水準1%，**は5%，*は10%で統計的に有意であることを示す。

3：Dは年内でのモデル地域・非モデル地域間の差。

4：DDは2004年との差の差。

付表2 雇用確率関数のマッチング推計結果：女性

年	雇用率		正規雇用率		非正規雇用率	
	D	DD	D	DD	D	DD
2004	0.0377 (0.0615)		-0.0532 (0.0417)		0.103* (0.0589)	
2005	-0.00442 (0.0526)	-0.0422 (0.0809)	0.0478 (0.0468)	0.101 (0.0627)	-0.0617 (0.0488)	-0.165** (0.0765)
2006	-0.021 (0.0737)	-0.0588 (0.096)	-0.0278 (0.0608)	0.0254 (0.0738)	0.0275 (0.0651)	-0.0754 (0.0878)
2007	-0.0858 (0.0733)	-0.124 (0.0957)	-0.00294 (0.0611)	0.0502 (0.074)	-0.0981 (0.0643)	-0.201** (0.0872)
2008	-0.117 (0.0801)	-0.155 (0.101)	-0.0374 (0.0618)	0.0157 (0.0745)	-0.116 (0.071)	-0.219** (0.0922)
2009	-0.0403 (0.0848)	-0.0781 (0.105)	-0.0642 (0.0635)	-0.0111 (0.076)	0.0498 (0.0848)	-0.053 (0.103)
2010	0.0324 (0.0989)	-0.00531 (0.116)	-0.226*** (0.0494)	-0.173*** (0.0647)	0.149 (0.104)	0.0462 (0.12)
2011	-0.102 (0.0993)	-0.139 (0.117)	-0.203*** (0.0702)	-0.15** (0.0816)	0.0321 (0.101)	-0.0708 (0.116)
2012	-0.135 (0.104)	-0.172 (0.12)	-0.162*** (0.0709)	-0.109 (0.0823)	0.0505 (0.111)	-0.0524 (0.125)

注1：() 内は標準誤差。

2：***は有意水準1%，**は5%，*は10%で統計的に有意であることを示す。

3：Dは年内でのモデル地域・非モデル地域間の差。

4：DDは2004年との差の差。