

就職活動支援プログラムが求職者の意識や意欲に与える影響

——大阪わかものハローワークにおける「就活クラブ」の事例

黒川 博文

(同志社大学特別研究員)

小原 美紀

(大阪大学大学院教授)

本研究では若年層向けのハローワークで行われている就職トレーニングプログラムの効果を計測する。具体的には、大阪わかものハローワークで行われている、グループワークを通じて就職を目指す2週間の就職支援プログラム（「就活クラブ」）が若年層の就職意欲を喚起させるのかどうかを検証する。プログラム参加者にはプログラム開始時点、1週目のプログラム終了時点、プログラム終了時点の3時点について、就職意欲の変遷に関する独自の調査を行った。観察できない個人の固定効果を取り除きながら分析した結果、プログラム参加による就職意欲喚起効果は、2週間を通じて徐々に高まっていくことが明らかとなった。例えば、就職に対する見通しが改善されたり、より熱心に就職活動に取り組もうとするようになったりした。さらに、プログラム終了後の追跡調査の結果から、見通しが改善された人ほど就職しやすい様子が確認された。就職トレーニングによる若年失業者の就業意欲喚起は見せかけの関係ではない。就職トレーニングは若者の働く意欲を高め、彼らを就職に向かわせるといえる。

【キーワード】 教育訓練政策, 失業

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 大阪わかものハローワークにおける「就活クラブ」
- IV 調査設計と推定方法
- V 推定結果
- VI プログラム終了後の就職状況
- VII 議論と結論

I はじめに

若年層の失業率は多くの国で相対的に高いことが知られている。実際、日本の2017年の失業率は

2.8%であるが、15～34歳の失業率は4.0%となっており、全体の失業率よりも若年層の失業率は相対的に高い¹⁾。若年層の雇用改善のために政府は、ジョブカフェや、ジョブ・カード、トライアル雇用といった様々な施策や、若年層に限定したハローワークである「わかものハローワーク」を設置し、各種セミナーや職業訓練を実施している。こうした施策や職業訓練には効果があるのだろうか。

様々な若年雇用対策が行われているが、若年雇用対策における職業訓練に関して、計量経済学的手法を用いて政策評価を行った研究は、高橋ほか(2013)のみである²⁾。高橋ほか(2013)は、ジョ

ブ・カード制度の下で行われる雇用型訓練の受講は就職率と正の相関関係があることを示した。また、短期的には月給を高めることができるが、長期的にはその効果は観察されなかった。

このように、若年向けの職業訓練の効果を検証した研究が限られているのが現状である。職業訓練に効果があるかどうかについてエビデンスを示すことが、日本における積極的労働市場政策を考えるためにも重要である。また、エビデンスに基づく政策のための基礎研究を示す必要がある。本研究では若年者の就職支援プログラムに対する政策評価を行う。具体的には、大阪わかものハローワークで行われている、就職支援プログラム「就活クラブ」の訓練成果を測定する。

わかものハローワークは、正規雇用を目指すおおむね45歳未満のフリーターへの就職支援を専門的に行う拠点として、2012年10月1日より東京・大阪・愛知の3カ所に厚生労働省が従来のハローワークとは別に設置したものである³⁾。わかものハローワークは、2012年度から実施しているフリーター支援強化策「若者ステップアッププログラム」の一環で、各求職者に1人の専門職員を担当させ、正規雇用就職まで一貫的に支援を目指すものであると言われている。

大阪わかものハローワークでは、就職活動の基本が学べたり、個別支援を受けられたりする。様々な支援やプログラムが実施されているが、本研究で着目する「就活クラブ」は、グループワークで仲間とのコミュニケーションをとりながら就職を目指す2週間のプログラムである。

このプログラムの評価を行うにあたり、大きく分けて3つの調査を行った⁴⁾。1つ目の調査は、「プログラム参加者調査」である。これは、プログラム初日のプログラム開始時点、1週目のプログラム終了時点、プログラム終了時点の3時点において、参加者の就職意欲や就職の見通し、応募しようと思っている企業数などに関する調査である⁵⁾。2つ目の調査は、訓練指導員を対象にした「指導員調査」である。彼らには、参加者の動向や就職見通しを尋ねた。

3つ目の調査は、プログラム終了後の就業状態を把握する追跡調査である。就活クラブの期間中

やプログラム終了直後に就職が決まる人は少ない。就活クラブ終了後、月に一度、個別カウンセリングを受けに行くことが勧められており、クラブ終了後の就職状況の情報を得ることができる。ハローワークが把握している就職状況に加えて、上記調査で、Web上での追跡調査の回答を承諾した者のみ、メールアドレスを記入してもらい、調査回答数カ月後に、そのメールアドレス宛に就職状況に関する追跡調査を送付した。

本研究は不足している日本の積極的労働市場政策を考える上でのエビデンスに対して、基礎研究を示すとともに、職業訓練の政策評価に関して3つの貢献を持っている。第一に、プログラム期間中に3時点調査を行っているため、プログラム期間中の因果効果をより厳密に分析することができる。通常、就職支援プログラムの評価を行う際、就職率や賃金といった事後の成果のみに着目するが、それでは訓練期間中にどのように就業意欲が変化するかや、訓練期間の有効性については議論できない。加えて、事後の成果のみに注目していると、能力の差や我慢強さの差といった観察できない参加者の異質性のうちプログラムへの参加の有無と相関する属性が存在することで、プログラムの効果が正しく計測されないという内生性の問題が生じる。本分析では、固定効果を取り除くことで、観察されない属性が結果に与える影響を取り除いた因果効果を抽出できる。

第二の貢献として、プログラム指導者にも参加者の様子を調査しているため、参加者の客観的な指標を得ることができる。プログラムに参加した者が行う自己評価は必ずしも正しくない可能性がある。指導者に客観的な評価を下してもらうことで、こうした可能性を除いた分析を行える。

第三の貢献として、プログラム終了後の就職状況についての追跡調査を行ったことで、就業意欲の向上がその後の就職率に与える影響を確認することができる。全員を追跡できたわけではないが、この論文が注目する訓練期間中の就業意欲喚起がプログラム終了直後だけではなく、就職率という形で、一定期間経過後のプログラム効果としても現れることを確認しておくことは重要であろう。

最後に、これらの調査をすべて行政機関と連携して行ったことにも意義がある。行政機関と研究者との協力関係がなければこのような調査は実現しない。加えて、行政機関からの委託研究ではなく、研究者から行政機関に調査の可能性を尋ねる形でこれらの調査を実現させたことにも意義があるだろう。調査設計や実施はすべて筆者らが行い、行政機関に分析の意義を理解してもらったことで実現した。行政機関が研究者を作為的に選んで実施した政策評価ではないし、研究者が行政機関にとって有利な結果を示す必要もない。また、訓練プログラムを担当している行政機関と研究者に関係がないことを調査回答者に示すことで、分析・調査対象者となる参加者の回答バイアスを小さくできる。参加者から見れば訓練担当者は教師であり、行政機関が直接調査をすれば、求職活動に熱心であることを示すおあつらえ向きの回答を促してしまう。研究者は個人の回答を直接訓練担当者に見せるわけではない（実施にあたり、参加者にそのように説明した）ので、そのような可能性は低い。本研究で示す政策評価は、行政機関と研究者との独立性や、訓練担当者とプログラム参加者との独立性を確保した上で行った日本では稀な研究であり、少なくとも労働政策の分野では日本では初めてである。

主な分析結果は以下の通りである。プログラム期間中の3時点調査を利用して、観察できない個人の固定効果を取り除きながら分析した結果、プログラム参加による就職意欲喚起効果は、2週間を通じて徐々に高まっていく様子が明らかとなった。また、就職に対する見通しが改善された人ほど就職確率が高いことが確認された。これらの結果から、就職支援プログラムを通じて改善された見通しが、求職者を就職に向かわせたと考えることができる。

本論文の構成は以下のとおりである。IIでは先行研究を整理し、IIIでは、本研究で着目する大阪わかものハローワークで実施されている就活クラブについて説明を行う。IVでは調査設計と推定方法の説明を行う。Vでは推定結果を示し、VIでプログラム終了後の就職状況を示す。VIIでは議論と結論を述べる。

II 先行研究

年齢を限らないプログラムや高齢向けプログラムと比べて、若年層向けの就職支援プログラムは、効果がわずかに低いことが積極的労働市場政策のメタ分析の結果で知られている (Card, Kluge and Weber 2010; Kluge 2010)。Card, Kluge and Weber (2010) において、メタ分析の対象となった若年層向けのプログラムのうち、正の効果が確認されたのは20%に過ぎない。

若年層に限ったプログラムでは正の効果が小さいと指摘される中、OECD諸国の成功した事例として挙げられるのは、アメリカのJob Corpsとイギリスのthe New Deal for Young People (NDYP) である (Kluge 2014)。Job Corpsは、16歳から24歳までのアメリカ国籍を持つ貧困層を対象とした職業訓練で、1964年より実施され、毎年6万人程度が新しくこのプログラムに参加する。授業料は無料で、訓練機関に設置されている寮に住み、食事も無料で提供される。規律と技能や知識を習得させる教育訓練が主なプログラムの内容で、プログラムの期間は8カ月程度で、最大2年である。1994年から1996年において、Job Corps参加者に対してランダムに行われたプログラムの割り当てを利用して、Schochet, Burghardt and McConnell (2008) は政策評価を行った。非参加者と比べて、割り当てられたプログラムに参加した人は、プログラム終了後も学業や職業に関する訓練に参加する時間が長かったり、犯罪率が低かったり、プログラム終了後の賃金が高かったりするなど、正に有意な効果が確認された⁶⁾。

NDYPは、1998年よりイギリス政府により実施され、25歳以下の若年層が対象で、求職者給付の期間が6カ月以上に達する18歳から24歳の失業者に参加を義務付けているものである⁷⁾。プログラムは大きく3段階に分かれている。最初の最大4カ月は第1段階として、カウンセリングを中心とした就職支援活動が行われる。第2段階では、助成付き雇用やNPOなどでの雇用、フルタイムの教育や訓練、環境保全事業への参加

が6～12カ月実施される。第3段階では、最大6カ月、第1段階と同様の就職支援活動が行われる⁸⁾。NDYPはプログラムの割り当てがランダムに行われたことがないが、パイロット期においてNDYPが実施された地域とそうでない地域で属性が似た者同士の比較や、NDYPの対象者と非対象者で属性が似た者同士を比較することで、因果効果を推定した研究がある(Van Reenen 2003; Blundell et al. 2004)⁹⁾。いずれの研究もNDYPによって若年男性の仕事を得る確率が対照群と比べて約20%高いことを示している。

英米だけでなく他国においても若年層雇用対策に対する政策評価が行われている中、日本における若年層雇用政策に関する職業訓練に対して政策評価を行った研究は、先に述べた高橋ほか(2013)のみである¹⁰⁾。職業訓練に関する政策評価を行った研究自体もそもそも少ない(黒澤 2003; 市村・原 2012)。黒澤(2003)は、東京都立技術専門学校の卒業生を対象にして、訓練受講者の訓練前後の収入の比較を行い、女性については訓練の効果は確認されるが、中年男性には有意に負の影響を与えることを示した。市村・原(2012)は、回帰不連続デザインを用いて、職業能力開発施設で実施している短期的な訓練の成果を検証した。就業確率や時間当たり賃金、時給伸び率に対して訓練は正の影響を与えるが、頑健な結果ではなかった。

職業訓練と訓練後の雇用や賃金は正の相関があることが観察されているが、因果関係までははっきりしていないのが日本の現状である。因果関係までが明確ではない原因の一つに、因果関係を明らかにできるデータの不足が挙げられる。職業訓練を受けさせる処置群と訓練を受けさせない対照群をランダムに割り当て、その後の雇用や賃金を比較することができれば、職業訓練が訓練後の成果に与える因果効果を抽出することが可能である。しかし、このような実験的な設計では職業訓練が行われていないため、こうしたデータは存在しない。そのため、調査による観察データを用いて分析することになる。観察データによる分析でも、市村・原(2012)のように回帰不連続デザインを用いて準実験的な手法を用いて分析するこ

とができれば、因果関係の抽出が可能となる。回帰不連続デザイン以外の準実験的な手法に、操作変数法、傾向スコアマッチング、差の差の分析、パネル固定効果分析などがある(Angrist and Pischke 2008)。

本研究では、複数時点、同一人物に同じ質問を行っているので、パネル固定効果分析を行うことができる。調査設計の工夫によって、準実験的な手法を用いることができ、因果関係の抽出が可能である。

また、職業訓練が賃金や就職といった長期的な成果には影響を与えないからと言って、職業訓練に価値がないと言い切ることはできない。なぜなら、訓練期間中の受講生の意欲といった短期的な成果に職業訓練が影響を与え、そうした意欲の向上が就職に向かわせる可能性があるからだ。本研究では、職業訓練が訓練期間中の意欲に正の因果効果をもたらすかどうかを明らかにする。先行研究では見落とされていた短期的な訓練の成果を用いて、職業訓練の成果を評価する。

Ⅲ 大阪わかものハローワークにおける「就活クラブ」

わかものハローワークでは、就職相談、求人検索といった通常ハローワークのサービスに加え、求職者一人一人に担当者が割り当てられて行われる個別支援、面接トレーニング、就職支援セミナーといった様々なサービスが提供されている。キャリアカウンセラーや、臨床心理士、企業の人事・労務経験のある専門スタッフ等が所属していることも特徴である。さらに、施設は全体的に明るく、アクセスのよい場所に設置するなどして、若者がハローワークに来やすいような雰囲気づくりを心掛けている。大阪わかものハローワークは、大阪の中心地である梅田駅近くにあり、広々としたスペースに、求人検索用パソコン、履歴書作成スペース、各種セミナールームを設置しており、非常に親しみやすい雰囲気となっている。大阪わかものハローワークは、毎月延べ5000人程度が利用している。

本研究で対象とするプログラムは、「就活クラ

ブ」である。この就活クラブの特徴は、2週間を通して、グループワークで仲間とのコミュニケーションを取りながら、様々なプログラムをこなして、就職を目指すという点である。3、4名の指導員が配置され、2週間、全6回（原則、月・火・木曜日）のプログラムが、毎月1回、実施されている。プログラムは10時30分～16時30分（途中1時間の昼食休憩と適宜休憩）に実施されている。拘束時間が長いので、他の支援サービスを同時に受けることはほとんどない。プログラムでは、自身のアピールポイントなどの自己理解を深める、応募先のことを考えるための業界研究や求人への探し方を学ぶ、応募書類の書き方、集団面接・個別面接の模擬面接など、就職活動に必要なスキルを1から学べる設計となっている。また、個人でカウンセリングを受けることができる。

参加者の募集は、毎月、プログラム開始の3週間前から前日の朝まで行われ、定員は25名である。ただし、定員は厳密なものではなく、基本的に申し込めば全員が参加できるものとなっている。ほとんどの参加者は、最初に大阪わかものハローワークに来所したときに受けるカウンセリングにて、窓口担当職員から「就活クラブ」を紹介されたものである¹¹⁾。紹介は全員に行われるが、参加するかどうかは本人が決める。参加条件は、全日程に参加できること、グループワークに積極的に参加できること、個別支援を受けていないことである¹²⁾。面接等を行って参加者を選抜しているわけではない。

就活クラブ自体は2週間で終了するが、プログラム終了後、月に1回、わかものハローワークに来所し、個別カウンセリングを受けるように勧められる。個別カウンセリングでは、カウンセリングを行ったり職業紹介を行ったりしている。個別カウンセリングに来た参加者はそのたびに、就職活動状況が分かる。プログラム終了後にわかものハローワークに来所しなかった参加者には指導員が担当参加者に対して電話をかけて、近況を聞くなどして就職状況を把握している。このように、就活クラブでは、2週間のグループワークだけでなく、終了後、就職するまで一貫した支援が行われている。

IV 調査設計と推定方法

1 調査設計

本研究の目的は、2週間のプログラムの間に参加者の就職意欲がどのように変化していくかを明らかにすることである。こうした目的を果たすため、様々な就職意欲について、プログラム期間中、3時点調査を行い、パネル分析を行えるように調査を設計した（「大阪わかものハローワーク利用者アンケート」）。「就活クラブ」の参加者を対象に行った「プログラム参加者調査」を主に用いる。調査期間は2015年5月から2016年3月である。プログラムの定員充足状況は、2015年5月より順に、23名、19名、19名、13名、13名、21名、18名、17名、16名、15名、23名である。プログラム参加者には全員に調査を行い、初日のプログラム開始時点、1週目のプログラム終了時点、最終日のプログラム終了時点の計3時点の調査を行った。また、プログラムの指導員に対しても調査（指導員調査）を行っており、指導員には担当参加者自身の客観的な評価を回答してもらった。6月以降の指導員調査では、出欠状況も確認してもらっている。その出欠状況のデータから、欠席はほとんどないことが確認されたため、脱落の問題は大きくないと考えられる。

プログラム参加者調査の内容は、個人属性や過去の就業経験だけでなく、就職意欲や求職者自身が就職活動上アピールできる箇所、といったさまざまな主観的な評価を聞いている。就職意欲に関しては、以下のような質問を行った。就職活動に対する熱心度について「現在、あなたの就職活動に取り組む意識はどのようなものですか（近いもの1つに○）」という質問を4段階（1：かなり熱心に取り組んでいる、2：ある程度熱心に取り組んでいる、3：あまり熱心に取り組んでいない、4：熱心に取り組んでいない）で回答してもらった。就職への見通しについて「現在の就職への見通しはいかがですか（近いもの1つに○）」という質問を4段階（1：かなり見通しがついている、2：ある程度見通しがついている、3：あまり見通しがついていない、4：見通しがついていない）で回答し

てもらった。熱心度は高いほど高い数値に、見通しは良いほど高い数値に変換して分析に用いる。なお、就職への見通しについては、指導者についても担当している参加者について、初日と最終日に評価してもらった。どの程度早く就職したいかをわかるように、「いつごろまでに就職したいと思っていますか?」という質問を行った。また、「実際に応募しようと思う企業数」が何社あるか回答させた。

求職者自身が就職活動上アピールできる箇所に関しては、以下のような質問を行った。

1～15の項目について○をつけた数を求職者自身のアピール数として計算した。これは、数が多いほど求職者が自分のことを客観的に理解できていて、ジョブマッチングの成功確率も高いというハローワークでのカウンセリング担当者への事前聞き取りに基づくものである。

表1にプログラム参加者と非参加者の記述統計を示した¹³⁾。非参加者とは、プログラムが行われている日にハローワークを訪れていた一般の求職者であり、無作為に声を掛けることで回答を得た(大阪わかものハローワークは1日当たりの訪問者が約200人という大きな機関であり、代表性は担保されていると考えられる)。これらの非参加者の中にはハローワークの初回訪問者から複数回訪問経験のある者まで幅広く存在している。ただし

就活クラブには参加したことが無い者がほとんどであり、プログラムの効果を受けていない一般的な若年求職者と考えられる。このような一般的な若年求職者である非参加者と参加者の比較を行うことで、プログラム参加者の特徴を以下で確認する¹⁴⁾。

プログラムに参加する女性の割合は約3割であり、男性の方が多くプログラムに参加していることがわかる。参加者の約9割は就業経験があるが、非参加者と比べて、参加者の方には一度も働いたことのない人の割合が多い。参加者の方が調査時点の失業期間は非参加者よりも短いことがわかる。また、参加者の方が先送り傾向にあるが、計画性や危険に対する態度には参加者と非参加者で有意な差はない。就職意欲や意識の比較をしてみると、参加者がそもそも就職意欲や意識が高い傾向はない。むしろ、参加者の方が就活に対する熱心度が低かったり、就職に対する見通しがたっていないかったり、応募しようと思う企業数が少なかったりする。また、就職活動上アピールできる箇所(アピール数)が少なく、どこをアピールしたらよいかわからない人が参加者の方に多い。したがって、高い就職意欲を持った者がプログラムに参加することでプログラムの効果が過大評価される可能性は小さい。

あなたは就職活動において、ご自身のどういうところを強調、アピールできると思いますか。当てはまるものすべてに○をつけてください。

- | | |
|-----------------------|------------------------|
| 1. これまでに勤めた企業のこと | 10. 専門的な知識や技術の高さ |
| 2. これまでの勤め先での仕事内容 | 11. 個人的なネットワークや顔の広さ |
| 3. 仕事上の成功体験と自身の役割、貢献度 | 12. 協調性や人柄 |
| 4. 仕事におけるリーダーシップ | 13. 真面目で一生懸命働く性格 |
| 5. 難しい仕事に対する挑戦心や革新力 | 14. 管理能力の高さ |
| 6. 採用されたら達成できそうな成果 | 15. 資格や免許、語学力 |
| 7. 体力があること | 16. アピールできる場所がない |
| 8. 忍耐力があること | 17. どこをアピールしたらよいかわからない |
| 9. その会社で働きたいという熱意、やる気 | 18. その他 () |

表1 記述統計

	参加者			非参加者			参加者 - 非参加者	
	観測数	平均値	標準偏差	観測数	平均値	標準偏差	差	標準誤差
年齢	165	25.76	3.46	237	26.68	3.81	-0.92 **	0.37
女性	165	0.33	0.47	237	0.54	0.50	-0.21 ***	0.05
教育年数	165	15.93	2.46	237	15.24	2.01	0.69 ***	0.22
ふだんの昼食代 (対数)	165	6.03	1.14	237	5.98	1.22	0.05	0.12
就業経験	165	0.90	0.30	237	0.97	0.18	-0.06 ***	0.02
失業期間	165	1.42	1.84	237	2.18	2.62	-0.76 ***	0.24
資格の有無	165	0.61	0.49	237	0.67	0.47	-0.06	0.05
先送り傾向	165	3.24	0.76	237	2.89	0.92	0.36 ***	0.09
計画性	165	2.53	0.84	237	2.67	0.90	-0.14	0.09
安定志向	165	2.82	0.84	237	2.80	0.93	0.02	0.09
危険志向	165	2.13	0.81	237	2.15	0.83	-0.02	0.08
就活に対する熱心度	165	2.88	0.06	235	3.35	0.04	-0.47 ***	0.07
就職の見通し	165	1.78	0.06	236	2.23	0.05	-0.45 ***	0.08
何カ月後までに就職したいか	165	6.18	1.97	230	5.00	1.49	1.18	2.43
応募しようと思う企業数	140	0.99	0.13	195	1.99	0.15	-1.00 ***	0.21
アピール数	164	3.09	0.16	140	3.65	0.17	-0.56 ***	0.24
アピールなし	164	0.07	0.02	237	0.05	0.01	0.02	0.02
アピールわからず	164	0.18	0.03	237	0.08	0.02	0.10 ***	0.03

注：先送り傾向、計画性、安定志向、危険志向とは、それぞれ「やらなくてはいけないことをずるずると先延ばししてしまう」「いつも計画を立てて行動する」「給料は低くても雇用が安定している方がいい」「成功する可能性が低くても成果の大きい方を選ぶ」という質問に対して、4点満点で当てはまるかどうかを評価したものである。

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

2 推定方法

プログラム参加中の意識や意欲の変化を追跡するためパネル分析を行う。参加者*i*の時点*t*の成果を、調査時点を表すダミー変数に回帰し、成果の変化幅を計測する：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 FirstWeek_{it} + \beta_2 LastDay_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被説明変数 Y_{it} は、就職意欲や就職活動上アピールできる箇所といったさまざまな主観的な評価である。就職意欲とは、就職活動に対する熱心度、就職の見通し、何カ月後までに就職したいか、応募したい企業数である。就職活動上アピールできる箇所とは、アピールできる数、アピールできるところがないダミー、どこをアピールしてよいかわからないダミーである。 $FirstWeek_{it}$ は1週目終了ダミーで、 $LastDay_{it}$ は最終日ダミー

である。これらの係数 β_1, β_2 が正で有意であれば、初日と比べて、成果が改善されたことを意味する。 $\beta_1 \neq \beta_2$ であれば、1週目終了時点と最終日での成果の大きさが異なることを意味する。分析には固定効果モデルと変量効果モデルの両方を用いる¹⁵⁾。

この分析には以下の3点が重要となる。第一に、成果を複数の観点から計測することである。訓練の成果は多くの場合、実際の就職決定の有無や賃金等就職状況で捉えられることが多い。今回の分析では、2週間のプログラムに注目しており、効果を就職決定で見ることは非現実的である。プログラムの目的は求職意欲の促進であり、これを成果として測りたい。ただし、意欲といった成果は客観性に乏しい。そこで、本研究では就職活動に対する熱心度だけでなく、就職活動の見通しや自身の特徴に関する理解度、再就職予定日、応募予定企業数といった客観的指標に近い回答を用い

る。また、本人だけでなく指導者の評価も分析に用いる。

第二に、パネル推定により誤差項に入る μ_i の存在を認めた分析を行う。これにより、個人の異質性の差が取り除かれた、純粋なプログラム効果を測定する。この点は、第一の点で述べた、主観的な回答によりプログラム成果を計測する時の問題への対処としても重要である。パネル分析により、常に回答を過大（過小）に評価してしまう個人の回答バイアスの問題を小さくできる。

第三に、ただし、プログラムがこうした就活態度に与える影響は、失業期間のトレンドと関連している可能性がある。有限期を前提に就職活動を行っているとする、時間が経てば経つほど、サーチ努力水準を上げたり、留保水準を下げたりして、たくさんの企業を応募しようと思ったり、なるべく早く就職したいと考える可能性がある。そこで、失業期間ダミー（1カ月、2カ月、3カ月以上）と1週目終了ダミー、最終日ダミーのそれぞれの交差項を説明変数に加えて分析を行い、失業期間の長さ依存しない共通のプログラムの効果を推定する¹⁶⁾。

V 推定結果

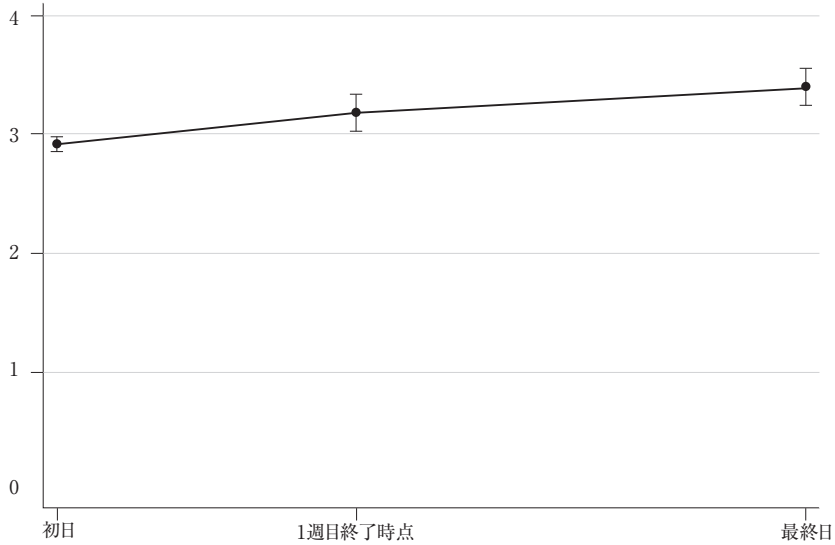
表2にプログラム参加中の就職意欲の変化を示した。プログラム初日の時点と比べて、1週目終了時点、プログラム終了時点（2週目）の方が、就活に対する熱心度が高くなる。さらに、1週目終了時点よりも2週目終了時点の方が就活に対する熱心度が高い。1列目の固定効果モデルの推定結果を図1に示した。プログラムの回を追うごとに熱心度が上昇していることがわかる。また、就職に対する見通しも、初日と比べて1週目終了時点の方が見通しがよくなり、1週目終了時点よりもプログラム終了時点の方が見通しがよくなる。指導者が客観的に評価した参加者の見通しを考慮した上でも、初日と比べてプログラム終了時点の方が就職に対する見通しがよくなるという傾向が観察される。また、指導者の見通しを被説明変数とした場合でも、初日と比べて、最終日の方が見通しが良くなることが示されている。参加者本人の見通しでも指導者の見通しでも結果に大きな違いがないことから、主観的なバイアスは大きなものではないと考えられる。プログラム参加者

表2 就職意欲の変化

	就活に対する熱心度		就職の見通し							
			参加者				指導者		指導者と参加者のギャップ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
1週目終了時点	0.260*** (0.049)	0.277*** (0.049)	0.531*** (0.058)	0.532*** (0.058)						
最終日	0.478*** (0.052)	0.507*** (0.051)	0.859*** (0.061)	0.867*** (0.060)	0.749*** (0.086)	0.796*** (0.078)	0.461*** (0.070)	0.453*** (0.069)	-0.252*** (0.081)	-0.238*** (0.077)
指導者の見通し					0.200** (0.084)	0.170*** (0.056)				
定数項	2.922*** (0.034)	2.887*** (0.048)	1.797*** (0.041)	1.788*** (0.056)	1.328*** (0.195)	1.382*** (0.138)	2.240*** (0.048)	2.243*** (0.060)	0.850*** (0.053)	0.843*** (0.054)
観測数	467	467	467	467	302	302	324	324	302	302
決定係数	0.229		0.410		0.528		0.220		0.068	
1週目終了時点 = 最終日	17.72***	19.58***	28.25***	30.09***						
F検定	3.99***		3.65***		1.89***		2.12***		1.21	
ブルーシュ = ベイガン検定		116.38***		107.52***		19.70***		20.94***		2.63*
ハウスマン検定		117.91**		0.92		3.40		0.38		0.35

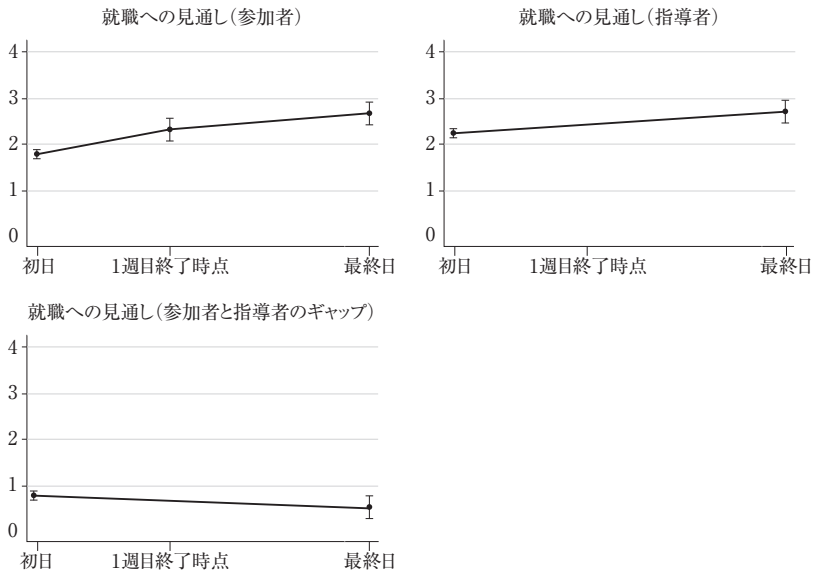
注：ベースは「初日」である。F検定は、すべての定数項および傾きが共通であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく固定効果モデルが採択される。ブルーシュ = ベイガン検定は、固定効果の分散が0であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく変量効果モデルが採択される。ハウスマン検定は、変量効果が説明変数と相関していないという帰無仮説を検定し、棄却された場合、変量効果モデルではなく固定効果モデルが採択される。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

図1 就職活動に対する熱心度の変化



注：表2の1列目の推定結果を表す。エラーバーは95%信頼区間を示す。

図2 就職に対する見通しの変化



注：表2の3列目、7列目、9列目の推定結果を表す。エラーバーは95%信頼区間を示す。

自身の就職の見通しと指導者が評価した見通しの差の絶対値を指導者と参加者のギャップとして定義し、被説明変数に用いて分析したものを9列目と10列目に示した。初日と比べて、プログラム終了時点の方が両者のギャップが小さくなっている。これらの見通しに関する固定効果モデルの推

定結果を図2に示した。先ほど説明した通り、参加者本人および指導者の見通しは回を追うごとに改善し、両者のギャップが小さくなっていくことが見て取れる。

失業期間のトレンドを考慮するため、失業期間と時点ダミーの交差項を追加した分析結果を表3

に示した。ベースラインであるプログラム参加時点で失業期間0カ月の人と比べて、失業期間が2カ月の人の方が指導者の見通しは高い。しかし、こうした人の指導者の見通しの改善の効果は失業期間0カ月の人と比べて小さい。また、失業期間が3カ月の人の指導者の見通しの改善効果も小さいことから、失業してすぐのプログラム参加者の方が指導者の見通しが改善しやすいことがわかる。一方で、参加者本人の見通しや熱心度のプロ

グラムに参加に対する効果は失業期間とは相関しない。失業期間が長い人ほど、プログラムに参加することでより熱心に就職活動をしようと思った、就職への見通しが良くなったりするということはない。

表4に就活態度の変化を示した。初日時点では、平均6.4カ月後までに就職したいと考えている。回を追うごとに早く就職したいと考えるようになるが、初日と比べて有意な差はない。応募し

表3 就職意欲の変化と失業期間のトレンド

	就活に対する熱心度		就職の見通し						指導者と参加者のギャップ	
			参加者				指導者			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
1週目終了時点	0.212** (0.086)	0.228*** (0.086)	0.540*** (0.103)	0.541*** (0.101)						
最終日	0.399*** (0.090)	0.430*** (0.089)	0.900*** (0.107)	0.913*** (0.105)	0.776*** (0.139)	0.826*** (0.129)	0.600*** (0.121)	0.609*** (0.120)	-0.333** (0.140)	-0.299** (0.135)
失業期間 (1カ月)		0.030 (0.114)		0.062 (0.132)		0.045 (0.132)		0.069 (0.141)		-0.085 (0.128)
失業期間 (1カ月) × 1週目終了時点	0.038 (0.115)	0.032 (0.115)	0.076 (0.137)	0.076 (0.136)						
失業期間 (1カ月) × 最終日	0.128 (0.120)	0.112 (0.119)	-0.055 (0.143)	-0.071 (0.140)	-0.069 (0.169)	-0.076 (0.165)	-0.044 (0.163)	-0.052 (0.160)	0.199 (0.188)	0.158 (0.181)
失業期間 (2カ月)		-0.138 (0.159)		0.177 (0.184)		0.084 (0.187)		0.349* (0.198)		-0.016 (0.180)
失業期間 (2カ月) × 1週目終了時点	0.051 (0.166)	0.069 (0.164)	-0.014 (0.198)	0.005 (0.194)						
失業期間 (2カ月) × 最終日	-0.089 (0.183)	-0.067 (0.180)	-0.065 (0.218)	-0.058 (0.212)	-0.006 (0.260)	0.010 (0.248)	-0.433* (0.236)	-0.514** (0.230)	0.048 (0.287)	0.013 (0.269)
失業期間 (3カ月)		-0.128 (0.154)		0.064 (0.178)		0.061 (0.177)		0.175 (0.187)		0.042 (0.172)
失業期間 (3カ月以上) × 1週目終了時点	0.188 (0.156)	0.186 (0.156)	-0.274 (0.186)	-0.280 (0.183)						
失業期間 (3カ月以上) × 最終日	0.237 (0.164)	0.234 (0.163)	-0.074 (0.196)	-0.061 (0.192)	0.012 (0.239)	0.010 (0.228)	-0.470** (0.216)	-0.488** (0.214)	-0.056 (0.261)	-0.044 (0.246)
指導者の見通し					0.203** (0.086)	0.170*** (0.058)				
定数項	2.921*** (0.034)	2.911*** (0.085)	1.797*** (0.041)	1.732*** (0.098)	1.323*** (0.200)	1.345*** (0.157)	2.240*** (0.048)	2.145*** (0.104)	0.850*** (0.053)	0.873*** (0.095)
観測数	467	467	467	467	302	302	324	324	302	302
決定係数	0.241		0.420		0.529		0.257		0.080	
1週目終了時点 = 最終日	4.29**	5.02**	11.14***	12.25***						
F検定	3.95***		3.59***		1.85***		2.19***		1.21	
ブルーシュ = ベイガン検定		117.78***		108.64***		19.45***		23.17***		2.81**
ハウスマン検定		20.60***		2.52		3.24		2.32		1.23

注：ベースは「初日」である。また、失業期間に関するベースは「失業期間0カ月」である。F検定は、すべての定数項および傾きが共通であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく固定効果モデルが採択される。ブルーシュ = ベイガン検定は、固定効果の分散が0であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく変量効果モデルが採択される。ハウスマン検定は、変量効果が説明変数と相関していないという帰無仮説を検定し、棄却された場合、変量効果モデルではなく固定効果モデルが採択される。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

表4 就活態度の変化

	何カ月後までに就職したいか				応募しようと思う企業数			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
1週目終了時点	-1.958 (1.782)	-1.863 (1.745)	-6.663** (3.146)	-6.181** (3.073)	0.577*** (0.194)	0.586*** (0.193)	0.405 (0.346)	0.407 (0.341)
最終日	-3.076 (1.877)	-2.930 (1.809)	-7.402** (3.272)	-6.945** (3.159)	0.637*** (0.204)	0.662*** (0.201)	0.908** (0.356)	0.943*** (0.349)
失業期間 (1カ月)				-5.512* (2.864)				0.212 (0.478)
失業期間 (1カ月) × 1週目終了時点			7.232* (4.204)	6.826* (4.126)			0.554 (0.456)	0.554 (0.451)
失業期間 (1カ月) × 最終日			6.355 (4.380)	5.909 (4.246)			-0.241 (0.472)	-0.253 (0.465)
失業期間 (2カ月)				-5.970 (3.994)				0.347 (0.671)
失業期間 (2カ月) × 1週目終了時点			6.268 (6.049)	5.394 (5.844)			-0.265 (0.667)	-0.233 (0.652)
失業期間 (2カ月) × 最終日			6.080 (6.675)	5.013 (6.279)			-1.169 (0.728)	-1.113 (0.706)
失業期間 (3カ月)				-6.252 (3.818)				0.347 (0.641)
失業期間 (3カ月以上) × 1週目終了時点			6.694 (5.632)	6.064 (5.520)			-0.262 (0.617)	-0.219 (0.611)
失業期間 (3カ月以上) × 最終日			6.974 (5.918)	6.745 (5.714)			-0.332 (0.652)	-0.400 (0.638)
定数項	6.353*** (1.234)	6.278*** (1.209)	6.362*** (1.238)	10.152*** (2.121)	0.996*** (0.135)	1.000*** (0.200)	0.999*** (0.135)	0.824** (0.358)
観測数	467	467	467	467	403	403	403	403
決定係数	0.010		0.023		0.048		0.073	
平均値								
	初日	6.35	6.28		1.00	1.00		
	1週目終了時点	4.40	4.42		1.57	1.59		
	最終日	3.28	3.35		1.63	1.66		
1週目終了時点 = 最終日	0.35	0.34	0.05	0.06	0.09	0.14	2	2.32
F検定	0.98		0.99		4.82***		4.81***	
ブルーシュ = ベイガン検定		0.00		0.00		144.54***		145.74***
ハウスマン検定		0.10		0.75		0.63		1.91

注：ベースは「初日」である。また、失業期間に関してのベースは「失業期間0カ月」である。F検定は、すべての定数項および傾きが共通であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく固定効果モデルが採択される。ブルーシュ = ベイガン検定は、固定効果の分散が0であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく変量効果モデルが採択される。ハウスマン検定は、変量効果が説明変数と相関していないという帰無仮説を検定し、棄却された場合、変量効果モデルではなく固定効果モデルが採択される。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

ようと思う企業数は、プログラム初日では約1社であるが、プログラム終了時点には約1.6社にまで増加する。変量効果モデルの推定結果を確認すると、ベースラインであるプログラム参加時点で失業期間0カ月の人と比べて、失業期間が1カ月以上の人は、早く就職したく、多くの企業に応募しようとしていることがわかる。ただし、こうした変数のほとんどは統計的に有意ではない。さら

に、失業期間ダミーと調査時点ダミーの交差項を見ると、失業期間が長い人ほど、プログラムに参加することで応募する企業数をより多くしたり、早く就職したいと思うようになっているわけではないということがわかる。したがって、プログラム参加によって応募しようと思う企業数が増加するという結果は、見せかけの相関ではなく、プログラムの効果であることがわかる。

表5に就職活動上アピールできる箇所の変化を示した。合計15個のアピール項目のうち、プログラム初日時点でアピールできる数は約3個であった。初日と比べて、1週目終了時点の方がアピール数は増え、さらに、プログラム終了時点にはアピールできる数が約4個に増えている。アピールできる場所がないと思っている参加者は、プログラム初日には参加者の中で8%ほどいる。プログラムが進むにつれてそのような参加者は減り、プログラム終了時点にはアピールできる

ところがないと思っている参加者はほぼいなくなる。どこをアピールしてよいかわからない人は、初日には18%ほどいたが、プログラム終了時点にはそのような参加者は全体の5%程度にとどまるようになった。失業期間ダミーと調査時点ダミーの交差項を確認すると、調査初日において失業期間が0カ月の人と比べて、失業期間2カ月の人の1週目終了時点でのアピール数の増加が有意に多いことがわかる。また、失業期間2カ月の人は、初日の時点では失業期間が0カ月の人と比べ

表5 就職活動上アピールできる箇所の変化

	アピール数				アピールなし				アピールわからず			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
1週目終了時点	0.268*	0.280*	0.050	0.096	-0.064***	-0.064***	-0.020	-0.028	-0.131***	-0.127***	-0.069	-0.065
	(0.155)	(0.153)	(0.271)	(0.268)	(0.018)	(0.017)	(0.031)	(0.031)	(0.027)	(0.027)	(0.047)	(0.047)
最終日	0.823***	0.844***	0.580**	0.639**	-0.075***	-0.074***	-0.043	-0.059*	-0.135***	-0.140***	-0.084*	-0.089*
	(0.162)	(0.160)	(0.282)	(0.278)	(0.019)	(0.018)	(0.033)	(0.032)	(0.029)	(0.028)	(0.049)	(0.049)
失業期間 (1カ月)				-0.190				0.016				-0.001
				(0.381)				(0.036)				(0.054)
失業期間 (1カ月) × 1週目終了時点			0.284	0.249			-0.057	-0.046			-0.039	-0.047
			(0.363)	(0.359)			(0.042)	(0.042)			(0.064)	(0.063)
失業期間 (1カ月) × 最終日			0.417	0.389			-0.046	-0.029			-0.037	-0.053
			(0.375)	(0.370)			(0.044)	(0.043)			(0.066)	(0.065)
失業期間 (2カ月)				-0.419				0.018				0.155**
				(0.530)				(0.051)				(0.076)
失業期間 (2カ月) × 1週目終了時点			1.056**	0.991*			-0.085	-0.068			-0.299***	-0.271***
			(0.519)	(0.510)			(0.060)	(0.059)			(0.091)	(0.090)
失業期間 (2カ月) × 最終日			0.223	0.149			-0.045	-0.028			-0.314***	-0.263***
			(0.572)	(0.559)			(0.066)	(0.064)			(0.100)	(0.098)
失業期間 (3カ月)				0.375				0.026				0.003
				(0.512)				(0.049)				(0.073)
失業期間 (3カ月以上) × 1週目終了時点			-0.205	-0.296			-0.069	-0.057			-0.065	-0.062
			(0.490)	(0.485)			(0.057)	(0.056)			(0.086)	(0.086)
失業期間 (3カ月以上) × 最終日			0.252	0.110			-0.053	0.002			-0.007	0.010
			(0.516)	(0.506)			(0.060)	(0.058)			(0.090)	(0.089)
定数項	3.095***	3.069***	3.098***	3.146***	0.083***	0.085***	0.082***	0.072**	0.182***	0.183***	0.181***	0.163***
	(0.107)	(0.160)	(0.107)	(0.283)	(0.012)	(0.016)	(0.012)	(0.027)	(0.019)	(0.023)	(0.019)	(0.040)
観測数	463	463	463	463	463	463	463	463	463	463	463	463
決定係数	0.083		0.107		0.064		0.075		0.095		0.142	
平均値												
	初日	3.10	3.07		0.08	0.09			0.18	0.18		
	1週目終了時点	3.36	3.35		0.02	0.02			0.05	0.06		
	最終日	3.92	3.91		0.01	0.01			0.05	0.04		
1週目終了時点=最終日	11.53***	12.13***	3.53*	3.77*	0.36	0.32	0.50	0.88	0.02	0.21	0.09	0.22
F検定	4.49***		4.52***		2.28***		2.26***		2.36***		2.49***	
ブルーシュ=ベイガン検定		121.59***		123.74***		13.69***		13.87***		32.12***		34.20***
ハウスマン検定		0.58		3.33		0.05		20.56***		2.81		47.35***

注：ベースは「初日」である。また、失業期間に関するベースは「失業期間0カ月」である。F検定は、すべての定数項および傾きが共通であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく固定効果モデルが採択される。ブルーシュ=ベイガン検定は、固定効果の分散が0であるという帰無仮説を検定し、棄却された場合、プーリング推定ではなく変量効果モデルが採択される。ハウスマン検定は、変量効果が説明変数と相関していないという帰無仮説を検定し、棄却された場合、変量効果モデルではなく固定効果モデルが採択される。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

て、どこをアピールしたらよいかわからないという人の割合が多かった。プログラム参加によってどこをアピールしたらよいかわかるようになった割合は、失業期間2カ月の人のほうが多く、プログラムによる改善効果が大きいことがわかる。

このように、プログラム成果をどのような形で計測したとしても、プログラムの効果は存在していると言える。この結果は、求職者個人の異質性を取り除いた上で得られた結果である¹⁷⁾。

VI プログラム終了後の就職状況

プログラムに参加することで、参加者の意識や意欲の改善することが明らかとなったが、参加者のその後の就職活動はどのようなものであったのであろうか。本節では、意欲の向上がプログラム終了後の就職確率に与える影響を確認する。

プログラム終了後も、参加者には月に1回ハローワークに来所し、個別カウンセリングを受けることが勧められている。こうした仕組みにより、個別カウンセリングに来るプログラム参加者はそのたびに、就職活動状況が分かる。上記の方法で、就職活動状況が分からなければ、指導員が担当参加者に対して電話をかけて、近況を聞くなどして就職状況を把握している。大阪わかものハローワークでは、参加者全員を追跡できているわ

けではない¹⁸⁾。上記の方法に加えて、調査回答時に承諾した者のみであるが、Web追跡調査を行い、就職状況について把握を行った¹⁹⁾。Web追跡調査では、就職時期だけでなく、就職先の月収などについても質問を行った²⁰⁾。

すべての者を追跡できているわけではないので十分とは言えないが、プログラムの成果をプログラム中の成果で測るだけでなく、プログラム終了後の就職状況で評価することも重要である。そこで、参加者の就職に対する見通しや熱心度、アピール数の変化、指導員の担当参加者に対する就職の見通しの変化が、プログラム終了後の就職確率に影響を与えるかどうかを検証する²¹⁾。

表6に就職に対する見通しの初日から最終日の変化や最終日の見通しがクラブ終了後1カ月以内の就職確率に与える影響を示した。参加者本人の見通しであれ、指導員の担当参加者に対する見通しであれ、初日より最終日の見通しが良くなった人ほど、就職確率が高いことが分かる。こうした効果は初日の見通しの水準を考慮した上でも頑健に示される。また、最終日の見通しの水準が高い人ほど、就職確率が高い。さらに、参加者本人の最終日の見通しと指導員が評価をした参加者の見通しの差は、就職確率に有意な影響を与えない。この結果は、参加者本人の見通しと指導員が評価している見通しに差がないことを示してい

表6 意識変化や水準がプログラム終了後1カ月以内の就職確率に与える影響

	指導者の見通し			本人の見通し			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
最終日-初日	0.144** (0.061)	0.228*** (0.075)		0.158** (0.065)	0.185** (0.071)		
初日		0.158 (0.108)			0.064 (0.084)		
最終日			0.206** (0.079)			0.146** (0.066)	
本人-指導者(最終日)							-0.011 (0.060)
共変量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	-0.651 (0.587)	-0.875 (0.584)	-0.934 (0.562)	-0.829 (0.578)	-0.976 (0.594)	-1.069* (0.581)	-0.608 (0.605)
観測数	110	110	110	110	110	110	110
決定係数	0.261	0.287	0.280	0.273	0.278	0.256	0.215

注：共変量には、プログラム参加月ダミー、年齢、女性ダミー、教育年数、ふだんの昼食代(対数)、失業期間ダミー、就業経験、資格の数、先送り傾向、計画性、安定志向、危険志向が含まれる。()内は頑健標準誤差を表している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

る。表2や図2で示したように、プログラム参加者本人の見通しは初日から最終日にかけて0.86程度上昇した。表6の推定結果から見通しの変化を通じて、1カ月以内の就職確率が平均12.4% (= 0.859 × 0.144) 上昇したと解釈できる。参加者本人の見通しが改善した人と改善しなかった人を分けて、非就業状態の残存確率を図3に示した。プログラム終了後、時間が経過するにつれて失業状態を抜け出していることがわかるが、11カ月以内までは、見通しが改善された人の方が就職確率は高い。

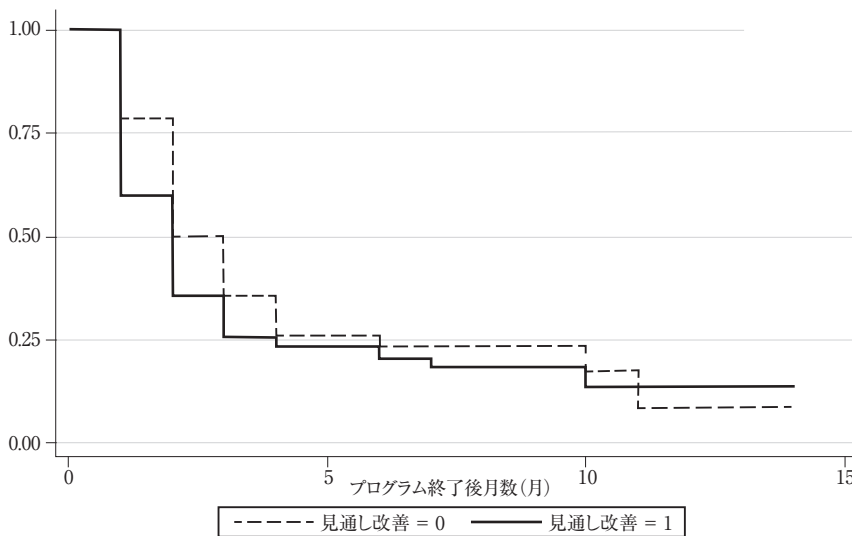
表7に就活に対する熱心度や就活上のアピール数の初日から最終日の変化や最終日の水準がプログラム終了後1カ月以内の就職確率に与える影響を示した。プログラムによる熱心度の変化や、最終日の熱心度は就職確率に影響を与えない。本人が表明した熱心度が客観的な指導者の評価した熱心度よりも大きければ、就職確率が低い。これは、参加者が熱心度を過大に評価してしまっている可能性を示唆している。また、プログラムによるアピール数の変化は就職確率と負の関係があり、最終日のアピール数が多いほど、就職確率が低いという結果が得られた。ただし、アピール数においても、最終日における指導者の評価と本人の評価

の差が大きいほど、就職確率が低いことを示しているため、参加者本人のアピール数の評価には主観バイアスが含まれている可能性がある。

Vで明らかにしたように、参加者本人の見通しや就活に対する熱心度、就活上のアピール数は、プログラムを通じて改善されたが、就職に結びついたのは見通しの改善の方のみである。最終日の指導者の評価に関しても見通しのみが就職確率と有意な正の相関がある。こうした結果から、意識に働きかけるよりも見通しをつけてあげるような手助けをすることが、就職により効果的であることがこれらの結果から示唆される。では、見通しとは、どのようなものであるか？ わかものハローワークにて職員や担当者に尋ねたところ、今まで就職活動をしていても自分には就職することができないと思う求人が多かったのが、自分でも就けそうな仕事に気づいたり、発見したりするといったものが見通しであると考えられているようだ。こうした気づきや発見が、企業への応募を促し、最終的に就職につながったと考えられる。

以上のように、プログラム参加による訓練中の意欲の変化だけでなく、プログラム終了後の事後の成果にも訓練による正の効果が観察された。大阪わかものハローワークにおける「就活クラブ」

図3 参加者本人の見通しの変化別非就業状態の残存確率



注：点線は、初日と比べて最終日の見通しの方が下がった人と、初日と最終日で見通しに変化がなかった人を表し、実線は、初日と比べて最終日の見通しの方が上がった人を表す。

表7 熱心度やアピール数の変化や水準がプログラム終了後1カ月以内の就職確率に与える影響

	熱心度					アピール数				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
最終日-初日	-0.119 (0.081)	-0.143 (0.104)				-0.041 (0.024)	-0.046* (0.026)			
初日		-0.038 (0.096)					-0.020 (0.029)			
最終日(本人)			-0.089 (0.091)						-0.037* (0.021)	
最終日(指導者)				0.102 (0.113)						0.038 (0.028)
本人-指導者(最終日)					-0.141* (0.082)					-0.040** (0.017)
共変量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	-0.760 (0.614)	-0.649 (0.631)	-0.403 (0.613)	-0.863 (0.600)	-0.602 (0.603)	-0.540 (0.615)	-0.438 (0.641)	-0.415 (0.616)	-0.623 (0.606)	-0.357 (0.645)
観測数	110	110	110	110	110	109	109	110	109	109
決定係数	0.234	0.235	0.223	0.223	0.239	0.238	0.242	0.239	0.222	0.247

注：共変量には、プログラム参加月ダミー、年齢、女性ダミー、教育年数、ふだんの昼食代(対数)、失業期間ダミー、就業経験、資格の数、先送り傾向、計画性、安定志向、危険志向が含まれる。()内は頑健標準誤差を表している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

という2週間の集中プログラムは、プログラム期間を通じて、若年失業者の就業意欲を上げ、見通しを改善させ、その結果、就業率の上昇につながるという短期的な便益を持つことが示された²²⁾。

VII 議論と結論

本研究では、若年層向けのハローワークである「大阪わかものハローワーク」におけるグループワークを通じて就職を目指す2週間の就職支援プログラム「就活クラブ」の成果を測定した。通常の職業訓練の成果を測る際には、プログラム終了後の就職率や賃金といった事後の成果に着目するが、本研究では訓練期間中における就職意欲の変化や、プログラム期間の有効性について着目した。事後の成果に着目した場合、訓練によって何が変化し、若者を就職に向かわせたものは何かが不明である。本研究では、従来考慮されてこなかった訓練期間中の意欲の変化を観察することで、訓練の短期的な効果を明らかにした。訓練が就職意欲に与える因果効果を抽出できるような調査設計を行い、分析を行った。

分析の結果、プログラム初日より最終日で就職意欲が高くなったことが観察された。1週目終了時点より最終日、つまり、初日から2週間後の

時点の方が、多くの指標で改善されていることから、2週間という期間、訓練する価値があると言える。さらに、実際に改善した指標、特に就職に対する見通しの改善がプログラム終了後の就職確率に有意な影響を与えていることから、プログラム参加により見通しが改善され、それが早期就職に向かわせたと考えられる。

プログラムでは、自己理解、グループワーク、応募書類の書き方、面接練習といった様々な内容の訓練が実施されており、本研究で得られた結果は、こうした訓練の複合的な結果を表している。こういった要素が意欲の改善に結びついたのかを明らかにするためには、プログラム自体をランダムに割り当てるなどをして、成果を比較しなければわからない。ハローワークが実施しているプログラム参加後のアンケートで、多くの人が、プログラム参加によって就活仲間が得られ、心の支えになったり、刺激になったと回答している。同年代の仲間が得られたことが就職意欲の改善をもたらしたのかもしれない。

今後は、プログラム参加による長期的な帰結を明らかにするために、プログラム終了後も定期的な継続調査が必要であろう。プログラム終了後の定期的な継続調査を行うことによって終了後の意欲の維持の程度、就職確率なども分析することが

可能となる。こうした継続調査は、本研究では明らかにできなかった見通しの改善が就職にどのように結びついたかというメカニズムの解明にもつながる。プログラム参加の決定方法や調査デザインも含めて、行政機関とのさらなる協力が必要である。

残された課題としては、プログラム参加の効果を検証するために、プログラム参加者と非参加者の成果の差を統計的に明らかにすることが挙げられる。実際にはこれは容易ではない。なぜなら、非参加者、すなわち一般求職者の求職行動を捕捉することが難しいからだ。今回の調査でも、当該ハローワークに来館した求職者でプログラムには参加していなかった者の聞き取り調査を行ったが、プログラムに2週間拘束されている参加者とは異なり、非参加者を同様の2週間にわたり追跡調査することは難しい。調査日に偶然ハローワークに来ていて調査対象となった非参加者が、継続して2週間ハローワークに来館することはほとんどないためである。時点調査をWeb調査に切り替えることも可能であるが、Web調査に継続して回答してくれる非参加者はそもそも属性が異なるかもしれない。

プログラムの参加と非参加の決定をくじ引きで行い、ランダムに割り当てることができれば、プログラム参加の効果の検証が可能である。ただし、ハローワークなどの公的機関で行われるプログラムへの参加をランダムに割り当てることには倫理的な問題があるかもしれない。倫理上の問題が小さいと考えられる方法として、ハローワークに来た求職者に初回の窓口で行うプログラムの紹介をランダムに行い、この割り当ての有無を操作変数として利用する方法がある。この手法では、紹介によって参加するかどうかを決定する人たちについて因果効果を推論することが可能となる。

実際のプログラムに関しては、より具体的なインプリケーションを導出することも期待されるだろう。大阪わかものハローワークでは本研究で取り上げた就活クラブ以外にも様々な就職支援プログラムが行われている。さらに、他のわかものハローワークでは実施形態の異なる類似プログラムが行われている²³⁾。若年失業者にとって、どの

ようなプログラムが効果的であるのか、どのような形態で行うことが効果的であるのかについて、他のプログラムと比較した有効性を検証することも期待される。

*本研究に用いる調査は、日本学術振興会による科学研究費補助金(基盤研究(C)課題番号15K03512)により遂行されました。調査の価値を理解し、1年間にわたり毎月継続的に調査を許可して下さった「大阪わかものハローワーク」の職員の皆様、とくに就活クラブ担当者のカウンセラーの皆様、就活クラブ参加者の皆様、大阪わかものハローワークにてアンケート調査にお答えいただいた皆様に、心より感謝申し上げます。なお、本研究は第19回労働経済学コンファレンスで報告を行い、多くの建設的なコメントを頂きました。勇上和史氏より貴重なコメントをいただきました。また、本誌匿名レフェリーのコメントは改訂にあたりとても有益でした。感謝申し上げます。

- 1) 『労働力調査(基本集計)平成29年(2017年)平均(速報)結果』(総務省統計局)。
- 2) 職業訓練に限らない若年雇用対策の政策評価を行った研究として、高橋(2005)、永瀬・水落(2011)、山本・野原(2014)が挙げられる。いずれの研究もジョブカフェの設置が雇用に与えた影響を検証している。
- 3) 2018年4月1日現在、わかものハローワークは全国で28カ所に設置されている。
- 4) 3つの調査に加えて、プログラム実施時間帯と同時間帯に大阪わかものハローワークに来館した者を対象に行った「プログラム非参加者調査」も行い、参加者の特徴を確認した。詳細はデータの説明において触れる。
- 5) こうした調査項目に加えて、自身の能力に対する評価や、働き方に対する明確さ、主観的な健康状態も調査項目に含まれている。黒川・小原(2018)などで、就職支援プログラムによって求職者の自身の評価が改善したり、働き方が明確になったり、健康が改善したりすることを明らかにしている。
- 6) Eren and Ozbeklik(2014)は、同じ実験データを用いて、分位点回帰を行い、男性、白人、20歳から24歳では、上位の分位ほど賃金に対して正の効果より大きくあり、中央値以下の男性、16歳から17歳、18歳から19歳、非寄宿者学生には効果の異質性はなかった。
- 7) プログラムに不参加であったり、途中でやめてしまったりした場合は、求職者手当の受給資格がなくなる。
- 8) 第3段階を終えても就職できない場合は、第2段階に再び戻る。
- 9) Dorsett(2006)は、第2段階の施策の中では助成付き雇用の就職率が良いことを明らかにしている。
- 10) 英米以外の研究として、Attanasio, Kugler and Meghir(2008)、Card et al.(2011)、Crépon et al.(2013)、などが若年雇用対策の政策評価を行った研究として挙げられる。
- 11) 大阪わかものハローワーク来所者の95%以上は、初回の来所で相談窓口にてカウンセリングを受けている。
- 12) ただし、2015年10月以降は個別支援を受けている者も申し込み可能に変更となっている。10月以降、失業期間が12カ月以上の人に参加する割合が多くなっているが、分析では、失業期間が12カ月以上の人を分析から除外している。
- 13) 失業期間を12カ月未満の者に限って分析をしている。
- 14) 参加者を処置群、非参加者を対照群とし、傾向スコアマッチングを利用してマッチング推定することも可能である。しかし、今回行った非参加者調査で得たデータで分析したこと

- ころ、参加者の比較対照とみなすには十分なものではなかった。具体的には、傾向スコアの推定において必要となる条件付き独立仮定（観察される先決属性を所与としたときに参加者の潜在的な結果変数に差はない）が満たされなかった。
- 15) 黒川・小原 (2018) では、記述統計で示した個人属性をコントロールした変量効果モデルの推定結果を示している。これらをコントロールした結果と本論文の結果は大きく異なる。
 - 16) プログラムに参加しなかった一般求職者について、同様の3時点の追跡結果があればより良い分析を行える可能性はあるが、一般求職者の就業意欲を2週間にわたり追跡することは困難である。
 - 17) なお、プログラム参加者の求職意欲を、非参加者の意欲と比較してみたところ、プログラム開始時点の意欲は参加者の方が低い、プログラム終了時点の意欲は参加者の方が高いことが示された。参加者と非参加者の差を利用したプログラム効果の検証は今後厳密に分析する必要があるが、プログラムに参加したことで、様々な形で意欲が向上したことが示唆される。
 - 18) 参加者の約2割が追跡不可能で、就職活動状況を把握できていない。
 - 19) 追跡調査は2016年8～9月に行った。
 - 20) ハローワークの就職情報をもとに就職情報のデータを作成した。ただし、ハローワークでは追跡不可能となっていた者がWeb調査で回答した場合、Web調査の情報を代入した。
 - 21) Web追跡調査はプログラム参加者と非参加者の両方に回答の協力を依頼した。回答した参加者と非参加者はともに10名程度であった。参加者の方が1カ月ほど失業期間は短く、プログラム終了後、約3.7カ月で就職し、月収は参加者の方が1万円ほど高く、約19万円となっていることが記述統計からわかった。限られたサンプルを用いた結果ではあるが、この結果はプログラム参加が就職に結びついたことを裏付けている。
 - 22) プログラム全体の評価を下すためには、このプログラムを遂行するためにかかっている費用も考慮した費用便益分析も必要であろう。その際には、就業確率の高まりのみならず、就職後の定着率の高まりや、雇用状況の改善などといった便益を捉えて分析する必要がある。これは今後の課題として残される。
 - 23) 例えば、週1回（全4回）の「就活クラブ」を行っているわかものハローワークがある。2週間集中型のプログラムと週1回のプログラムのどちらが効果的かを明らかにすることは、実務上も重要であろう。

参考文献

- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke (2008) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Attanasio, Orazio, Adriana Kugler, and Costas Meghir (2008) "Training Disadvantaged Youth in Latin America: Evidence from a Randomized Trial," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 13931.
- Blundell, Richard, Monica Dias, Costa, 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), pp. 569-606.
- Card, David, Pablo Ibarra, Ferdinando Regalia, David Rosas-Shady, and Yuri Soares (2011) "The Labor Market Impacts of Youth Training in the Dominican Republic" *Journal of Labor Economics*, 29 (2), pp. 267-300.
- Card, David, Jochen Kluge, and Andrea Weber (2010)

- "Active Labour Market Policy Evaluations: a Meta - Analysis" *Economic Journal*, 120 (548), pp. F452-F477.
- Crépon, Bruno, Esther Duflo, Marc Gurgand, Roland Rathelot, and Philippe Zamora (2013) "Do Labor Market Policies Have Displacement Effects? Evidence from a Clustered Randomized Experiment" *Quarterly Journal of Economics*, 128 (2), pp. 531-580.
- Dorsett, Richard (2006) "The New Deal for Young People: Effect on the Labour Market Status of Young Men" *Labour Economics*, 13 (3), pp. 405-422.
- Eren, Ozkan and Serkan Ozbeklik (2014) "Who Benefits from Job Corps? A Distributional Analysis of an Active Labor Market Program" *Journal of Applied Econometrics*, 29 (4), pp. 586-611.
- Kluge, Jochen (2010) "The Effectiveness of European Active Labor Market Programs" *Labour Economics*, 17 (6), pp. 904-918.
- (2014) "Youth Labor Market Interventions" *IZA World of Labor*.
- Schochet, Peter Z., John Burghardt and Sheena McConnell (2008) "Does Job Corps Work? Impact Findings from the National Job Corps Study" *American Economic Review*, 98 (5), pp. 1864-1886.
- Van Reenen, John (2003) "Active Labour Market Policies and the British New Deal for the Young Unemployed in Context" *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 9576.
- 市村英彦・原ひろみ (2012) 「訓練効果の計測のための分析フレームワーク——RDD を取り上げて」『公共職業訓練の効果測定手法に関する調査研究報告書』調査研究報告書 No. 153, 高齢・障害・求職者雇用支援機構, 第3章, pp. 105-144.
- 黒川博文・小原美紀 (2018) 「若年者就職支援プログラムの効果検証——プログラム参加は就職意欲を高められるか?」OSIPP Discussion Paper : DP-2018-J-006.
- 黒澤昌子 (2003) 「公共職業訓練の収入への効果」『日本労働研究雑誌』No. 514, pp. 38-49.
- 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』No. 539, pp. 56-67.
- 高橋陽子・原ひろみ・安井健悟・山本雄三 (2013) 「求職者に対する雇用型訓練の効果」『ジョブ・カード制度における雇用型訓練の効果と課題——求職者追跡調査および制度導入企業ヒアリング調査より』労働政策研究報告書 No. 153, 労働政策研究・研修機構, 第2章, pp. 9-47.
- 永瀬伸子・水落正明 (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』第18号, pp. 27-45.
- 山本勲・野原快太 (2014) 「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」『三田商学研究』第57巻, 第4号, pp. 25-48.

(投稿受付 2016年10月28日, 採択決定 2018年6月1日)

くろかわ・ひろふみ 同志社大学政策学部, 日本学術振興会 特別研究員。最近の主な論文に「長時間労働者の特性と働き方改革の効果」『行動経済学』第10巻, pp. 50-66, 2017年(共著)。行動経済学・労働経済学専攻。

こはら・みき 大阪大学大学院国際公共政策研究科教授。最近の主な論文に「既婚女性の働き方と健康状態」『季刊家計経済研究』No. 114, pp. 2-14, 2017年(共著)。労働経済学専攻。