

＜雇用調整助成金の雇用への影響
(計量モデル分析) の分析を含むもの＞

第5章 雇用調整に与える雇用調整助成金の効果

1 はじめに

雇用調整助成金（以下、雇調金と略す）は、景気変動などの理由により、事業活動の縮小を余儀なくされた事業主が、休業、教育訓練又は出向により、労働者の雇用の維持を図った場合、それにかかった費用を助成する給付金制度である。その政策目的は、景気変動に伴う従業員の解雇を抑制し、雇用人数の下方調整にブレーキをかけることにある。

雇調金は事業所が支払う休業手当の一部を助成し、労働時間による雇用の下方調整のコストを下げる。労働時間と雇用人数が代替的ならば、雇調金を受給した事業所は、限界費用が低下した労働時間による雇用調整で、雇用人数による調整を代替し、雇用人数の減少が抑制されるであろうという推測が成り立つ。

雇調金制度は1975年の創設以来、2000年までに平均で年間200億円が支出され（中馬等、2002）、雇用維持の手段として利用されてきた。その後リーマン・ショックの発生をきっかけに、受給要件が大幅に緩和され、助成内容も拡大された。その結果、利用が急増し、2009年度には年間受給額が6535億円にのぼった。それ以降は年間受給額が徐々に低下したが、2012年度でも1134億円が支給されている。長く続けられてきた多額の支給が、企業の雇用調整にどのような影響を及ぼしたか、どの程度の雇用維持を遂げたかを調べるのが重要である。しかし、データの制限により、先行研究が少なく、雇調金の効果は十分に明らかにされていない。

本章は、労働政策研究・研修機構（JILPT）により実施されたアンケート調査（「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」）と、厚生労働省より提供を受けた雇用保険業務データを併用し、雇調金が雇用調整に及ぼす影響を検証することを目的とする。これらのデータに2008年度から2012年度までの間に雇調金を受給した事業所と受給していない事業所の事業活動や雇用の変化が記録されている。この期間に2008年9月のリーマン・ショックや2011年3月の東日本大震災など、経済に広範な影響を及ぼすショックがあった。このパネル・データを用いて、同じ経済環境の変化に直面した、受給した事業所とそうでない事業所の雇用調整の違いを調べることで、雇調金の政策効果を明らかにしたい。ただし、上に述べたように雇調金には、教育訓練や出向に伴う費用負担の一部助成なども含まれるが、本章では政策の中心であり支出金額の大半を占める休業補償を念頭に分析枠組みを設定する¹。

¹ 雇調金には休業補償の補填以外に、教育訓練に対する補助と、他事業所への出向への助成金があるが、我々が利用する業務統計では、出向の実施事例は含まれておらず、残る休業補償と教育訓練では、延べ日数で約90%が休業補償である。

2 雇調受給とその効果

(1) 雇用調整と雇調金受給のインセンティブ

景気が悪化し、事業所が事業活動を縮小せざるを得ない場合を考えよう。今仮に、総労働時間数で測った余剰労働投入分を所与とした場合、それは労働時間、離職、入職（の抑制）の間でどのように分担されるだろうか？

雇調金の休業補償の効果として唯一確かなのは、労働時間の限界調整費用を低下させることである²。それによって、離職や入職（の抑制）にどのような効果がもたらされるかを確定的に示すのは難しい。その理由の第一は、雇用調整への影響が、雇調金受給の時点での初期条件に大きく依存することにある。例えば、定年間際の従業員を大量に抱えているような事業所では、自然減による調整のみで十分であるなら、受給による離職率に対する効果は殆どゼロの可能性もある。また、雇用人数必要調整量を所与としても、裁量的な解雇と入職抑制の間のトレード・オフの形状により、雇調金受給がどの程度離職を減少させるかは大きくばらつくと考えられる。

雇調金の受給は事業所の生産量や売上高で計測した事業活動水準の一定以上の落ち込みが条件であるが、その条件を満たす全ての事業所が実際に受給したわけではない。申請条件を満たした事業所の中で、雇調金受給のインセンティブが強い事業所はどのような特徴を持つと予想されるだろうか？

まず雇調金が労働時間の下方調整に与えられる補助金であることから、雇用人数に比べて、労働時間調整の限界費用が比較的低い、また雇用人数と労働時間の代替性が高い事業所が考えられよう。実際、雇調金の受給実績を見ると製造業の受給比率が高く、小売りなどの接客サービスなどの業種では受給比率が非常に低くなっているのは³、それぞれの業種における雇用人数と労働時間の代替性の大小や、労働時間調整の限界費用の違いを反映していると推測できる。

裁量的な解雇や有期雇用の雇い止めについて考えると、その費用が高い企業ほど、労働時間調整に依存する傾向が高く、雇調金受給がこれらを避ける手段として機能する場合、受給する確率が高くなると推測出来る。正社員比率が高く、いわゆる日本的な雇用システムを維持する事業所がその候補として考えられるだろう。新規雇い入れの抑制については、雇調金受給の時点での従業員規模、年齢構成、欠員、長期の事業計画などが、新規雇い入れの裁量的な調整によりどの程度影響を受けるかが重要だと推測される。

² 但し、雇調金には受給にあたり様々な制限があり、例えば休業補償には、対象従業員あたりの休業時間、最大受給期間の制限がある。制限以上の休業を実施する事業所にとって雇調金は単なる移転所得にすぎず、直面する限界費用に雇調金は効果を持たない。また教育訓練への助成は長期の技能形成に対する効果があるが、短期の労働時間調整の側面からは休業補償と同じように捉えることが出来る。

³ 本章が用いる雇用保険業務データの集計結果によると、2008年度から2012年度の間に製造業の平均受給率が27%であるのに対して、小売業が8%、飲食サービス業が1%、生活関連サービス業・娯楽業が6%、複合サービス業が1%である。

総じて自発的離職率や非正規雇用比率が高い企業では、雇用人数の下方調整は比較的容易であり、雇調金受給のインセンティブはその分小さいと考えられよう。

以上の議論をまとめると、雇調金が労働時間調整の限界費用を下げるとして、それが雇用人数調整の各手段の選択にどのように影響するかは、雇調金を受給した時点での事業所の直面する初期条件、雇用人数調整手段の限界費用の構造などに依存する。しかも、雇調金はランダムに振り当てられるのではない。雇調金受給のインセンティブの高い事業所は①労働時間調整が比較的容易でかつ雇用人数調整との代替性が高い、②解雇の費用が高く、雇用に硬直的、③長期不況業種、といった特徴を持つことが予想される。言い換えると、このような事業所は、本来雇用人数を解雇により下方調整することが少ない事業所である可能性がある。いずれにせよ、雇調金を受給した事業所と非受給の事業所の間には観察される違いは、上記のような選択プロセスを経たものである。

また、解雇や有期雇用者の雇い止め、早期退職の勧奨などの調整策に対し雇調金が抑制効果を持つ場合、事業所の雇用規模・人員構成の計画にも影響するため、新規雇い入れなど入職を抑制する可能性もある。そのため、仮に雇調金利用により、離職率が抑制される場合でも同時に入職率も抑制される可能性があり、最終的に雇用人数にどのような効果を持つかは、自明ではない。要するに、雇調金が所期の政策目的のように対象事業所の雇用維持に貢献するか否かは優れて実証的な命題であり、本章の研究の目的もその検証にある。

（２）先行研究

雇調金の政策効果を実証的に調べた研究には、中馬ほか(2002)と労働政策研究・研修機構(2005、2012)などがある。

中馬ほか(2002)は、雇用保険台帳のデータを用いて、雇調金が経済活動や事業所の行動に及ぼす影響を調べた。雇調金は創設以来、長期不況業種の延命処置になり、経済の長期的な雇用調整を阻害する恐れがあると懸念されていた。中馬ほか(2002)が各業種の雇用量と雇調金受給との関係を分析した結果、確かに雇調金受給は、長期的に業種の雇用量と有意な負の相関にあることを明らかにした。

また、受給していない事業所と受給した事業所が受給申請の後に閉鎖する確率を比較した結果、半年内では両者の間に大きな差がないが、それ以降受給した事業所の閉鎖確率が高くなり、両者の差が広がっていくことも分かった。これらの結果からは、雇調金は業種全体の雇用調整を停滞させるものの、事業所を長期にわたって延命させるような効果は認められないと考えられる。しかし、一方で彼らが各都道府県の失業指標と雇調金受給との関係を調べた結果、雇調金は地域労働市場の失業指標との間に有意な関係が見られないことも明らかになった。つまり、雇調金の本来の目的である雇用維持の効果も認められなかったという結果となっている。

同じく雇調金のマクロ的な雇用維持効果を調べた研究には労働政策研究・研修機構(2012)

がある。労働政策研究・研修機構(2012)は、リーマン・ショックがもたらした急激な不況の中で、雇調金が雇用をどの程度維持したかを推定しようとした。しかし、データの制限により、雇調金の支給実績と雇用のデータを直接用いて分析することができなかつたので、代わりに産業全体を鉱工業、建設業及び第3次産業に分けて、それぞれの雇用量や生産活動指数などのデータを利用して、過剰雇用の推定値を求めた。他のデータも利用して傍証し⁴、リーマン・ショック後の雇調金の雇用維持効果は、最大で「鉱工業については90万人から120万人前後、全産業（非農林漁業）では150万人前後」と結論付けた。

中馬ほか(2002)と労働政策研究・研修機構(2012)はいずれもマクロの視点から雇調金が特定の産業或は労働市場全体でどの程度雇用維持したかを調べている。それに対して、本章は事業所レベルで個々の事業所の事業活動水準と雇用人数の変化に関する情報を分析し、雇調金が事業所の雇用調整に及ぼす影響を調べる。

本章と同様な視点で雇調金の効果を調べた研究には労働政策研究・研修機構(2005)がある。労働政策研究・研修機構(2005)は二つのアンケート調査のデータを用いて⁵、受給事業所の経営実態を分析し、雇調金制度の評価を行った。雇調金を受給していなければ、「解雇、希望退職の募集」を行ったという事業所が約54%あるということから、雇調金は事業所の雇用人数の下方調整を抑制したと思われる。

ただし、この結果は受給した事業所の主観的回答のみに基づいており、雇調金の政策効果を明らかにするためには受給していない事業所との厳密的な比較が必要である。

雇調金のような労働時間調整に対する政策介入は、日本以外の先進国においても実施されており、特にリーマン・ショック時には多くの先進国において、雇用の激減を避ける短縮労働時間政策（short-time-work, STW）として採用された。Hijzen and Venn (2011)によればSTWは2008-9年にはOECD22カ国で実施され、日本、ドイツ、ベルギー、イタリア、トルコなどでは雇用全体の3~6%がSTWでカバーされた。リーマン・ショック時にSTWの利用が雇用削減の抑制にどの程度効果があったかについては、上記のHijzen and Venn (2011)やBoeri and Brueckner (2011)など多くの研究があり、OECD主要先進国のSTWの活用程度と雇用（失業率）変動の関係を分析して、概してSTWの活用がリーマン・ショック時の雇用の激減を抑制するのに効果があったとの推定結果を得ている。これらの研究はいずれもマクロあるいは産業レベルの実証研究であり、STWの政策効果を同定出来ているか否かは議論の余地がある。それでも、同様の実証研究を行った、Cahuc and Carcillo (2011)、Hijzen and Venn (2011)、Boeri and Brueckner (2011)のいずれにおいても、STWの利用がリーマン・ショック時に急増した産業や国において、雇用の減少や失業率の増加が生産水準の落ち込みに比べて緩やかで

⁴ 「多様な就業形態に関する実態調査」（労働政策研究・研修機構、2010）のデータと「毎月勤労統計調査」に含まれている出勤日数のデータが用いられた。

⁵ 厚生労働省による『雇用調整助成金に関する調査』と労働政策研究・研修機構による『雇用調整助成金受給事業所の経営実態に関する調査』のデータが用いられた。

あったことは確認されており、それが STW に対する概して積極的な評価の要因であるのは間違いない。但し、Cahuc and Carcillo (2011)と Hijzen and Venn (2011)では、正規・非正規従業員別に、STW の効果を推定しており、いずれの推定においても（特に STW の雇用維持効果が大きいと推定されたドイツと日本を含む）、非正規従業員への雇用維持効果は観察されなかった点は注目すべきであろう。

他方、Boeri and Brueckner (2011)は、ドイツの企業別パネル・データを用い、STW の内生的処置効果を推定しており、研究手法で本研究に近い。彼らの推定では、STW を利用することで、利用企業の雇用は有意に高められ、その結果は 2008～2009 年にかけて約 40 万人の雇用が STW で確保されたとする。しかし、一方では、日本の場合と同様、ドイツの STW においても政策のデッドウエイト・ロスも無視できず、STW のかなりの部分は、STW の補助がなくても労働時間の削減を行った企業に利用されたと指摘する⁶。

3 計量モデルと推定方法

(1) 計量モデル

雇調金はその政策目標—雇用人数の維持—をどの程度達成しているかを調べるために、雇調金を受給した事業所と受給していない事業所（以下、受給事業所と非受給事業所と略す）それぞれが事業活動の変化に応じて雇用人数をどれぐらい調整したか比較する。事業所の事業活動水準と雇用人数調整のパネル・データを利用することを念頭に、受給と非受給事業所それぞれの雇用人数の変化と事業活動の変化との関係を以下の(1)式と(2)式で表されるスイッチング回帰モデルを考える。

$$Y_{Tit} = X_{it}\beta_T + \eta_{Ti} + u_{Tit} \quad \text{if } I_{it} = 1 \quad (1)$$

$$Y_{Nit} = X_{it}\beta_N + \eta_{Ni} + u_{Nit} \quad \text{if } I_{it} = 0 \quad (2)$$

ここで*i*と*t*はそれぞれ事業所と年度を表すインデックスである。*I_{it}*が 1 であれば受給事業所であり、0 であれば非受給事業所であるとする。インデックス*T*と*N*はそれぞれ受給と非受給事業所を表す。*Y_{kit}*, *k* = {*T*, *N*} は雇用人数の変化を表し、*X_{it}*は事業活動水準の変化を表す。雇調金の受給は雇用人数による調整の相対的成本を変えるので、同じ程度の事業活動の変化に応じた雇用人数の調整幅は受給するか否かで異なり、 $\beta_T \neq \beta_N$ と思われる。 η_{ki} は時間を通じて一定である事業所固有効果を表す。例えば、事業所の雇用調整の慣習や経営方針などの要因は η_{ki} に含まれる。 η_{ki} は*X_{it}*と相関を持つと想定される。

上述したように、雇調金の受給はランダムに受給要件を満たした事業所に振り当てられる

⁶ Boeri and Brueckner (2011)によれば、日本の場合、雇調金の利用が 250 万人であるのに対し、実際に救われた雇用人数の推定値は 3 万人程度と推定されている（同論文の Table 7）。つまり、推定に従えば雇調金のデッドウエイト・ロスは非常に大きく、その大半は、いずれにせよ労働時間調整をしたはずの事業所に利用されたに過ぎないことになる。他方 Hijzen and Venn (2011)による推定は 0.8%（40 万）程度の雇用を救ったとしており推定値には大きな違いがある。

わけではない。労働時間調整と雇用人数調整との間の代替性や、雇用の硬直さなど事業所の性質によって、事業所が受給を申請するインセンティブの強さが異なる。そのため、受給と非受給事業所との間の雇用調整の違いは雇調金の受給による影響ではなく、事業所の異質性によるものである可能性がある。つまり、セルフ・セレクションの問題が起きりうる。

この問題に対処するために、受給の決定を表す(3)式を含めた内生的スイッチング回帰モデルを推定する。

$$I_{it}^* = Z_{it}\gamma + \theta_i + v_{it}, \quad I_{it} = 1 \text{ if } I_{it}^* > 0; \text{ otherwise, } I_{it} = 0 \quad (3)$$

ここで I_{it}^* は I_{it} の潜在変数で、受給するか否かは事業活動水準変化率、産業平均受給率、産業などの説明変数 Z_{it} に依存する。 θ_i は時間を通じて一定である事業所固有效果を表す。 θ_i は Z_{it} と相関を持つと想定される。 v_{it} は標準正規分布に従うとする。 $(v_{it}, u_{Tit}, u_{Nit}) \sim N(0, \Sigma)$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{Tv} & \sigma_{Nv} \\ \sigma_{Tv} & \sigma_T^2 & \cdot \\ \sigma_{Nv} & \cdot & \sigma_N^2 \end{bmatrix}$$

であり⁷、 $\sigma_{kv} = cov(u_{kit}, v_{it}) \neq 0$ であるので、受給を決定する要因は事業所の雇用調整パターンに影響を及ぼす。

(2) 二段階推定

(1)式から(3)式までの内生的スイッチング回帰モデルを推定するために、Heckman (1979)の二段階推定を応用する。まず、Wooldridge (1995)が提案したように、 θ_i と Z_{it} の間の相関は次の(4)式で表せると仮定する (Mundlak (1978)のアプローチ)。

$$\theta_i = \delta_0 + \bar{Z}_i \delta_1 + \mu_i \quad (4)$$

ここで、 \bar{Z}_i は Z_{it} の期間平均であり、 μ_i は平均がゼロで、 Z_{it} と相関を持たない誤差項である。(4)式を(3)式に代入すると、

$$\begin{aligned} I_{it}^* &= Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i \delta_1 + \mu_i + v_{it} \\ &= Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i \delta_1 + w_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

となる。受給決定式の誤差項は w_{it} となり、 w_{it} は Z_{it} と相関を持たず、標準正規分布に従うと仮定する。 u_{kit} の w_{it} についての条件付き期待値は

$$E(u_{Tit} | I_{it} = 1) = \sigma_{Tv} E(w_{it} | w_{it} < Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i \delta_1) \quad (6)$$

⁷ Y_{Ti} と Y_{Ni} は同時に観察されることがないため、 $\sigma_{TN} = cov(u_{Ti}, u_{Ni})$ は定義されない。

$$= \sigma_{Tv} \frac{\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{\Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}$$

$$\begin{aligned} E(u_{Nit}|I_{it} = 0) &= \sigma_{Nv} E(w_{it}|w_{it} > Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1) \\ &= \sigma_{Nv} \frac{-\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{[1 - \Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)]} \end{aligned} \quad (7)$$

であるので、(1)式と(2)式を次の(8)式に書き直すことができる。ここで ϕ と Φ はそれぞれ標準正規分布の確率密度関数と累積分布関数である。

$$Y_{kit} = X_{it}\beta_k + \eta_{ki} + \sigma_{kv}\lambda_{kit} + e_{kit}, k = T, N \quad (8)$$

ここで、 $e_{kit} = u_{kit} - \sigma_{kv}\lambda_{kit}$ 、

$$\begin{aligned} \lambda_{Tit} &= \frac{\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{\Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)} \\ \lambda_{Nit} &= \frac{-\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{[1 - \Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)]} \end{aligned}$$

である。推定手順として、一段階目では(5)式に対して変量効果プロビット推定を行い、 $\gamma, \delta_0, \delta_1$ の一致推定量を求めて、 $\hat{\lambda}_{kit}$ を計算する。二段階目は X_{it} と $\hat{\lambda}_{kit}$ を説明変数として、(8)式に対して固定効果推定を行い、 β_k と σ_{kv} の一致推定量を求める。

ただし、推定結果を解釈する際に留意すべきことがある。雇調金を受給しているかどうかは実際二つのセレクションによる結果である。まず生産量あるいは売上高の落ち込みがある程度以上であるという受給要件を満たすかどうかというセレクションがあり、そして受給資格を持つ事業所が受給申請をするかどうかを選択する。上記のモデルは受給資格を持つ事業所を母集団として、事業所の受給申請の決定をモデル化することで二つ目の選択によるセレクション・バイアスを排除し、受給することが雇用量的変化にもたらす影響を推定する。しかし、実際我々はデータの制限により、事業所が生産量あるいは売上げ高の一定以上の下落という受給資格要件を満たすか否かを直接データで観察できない。そのため、非受給事業所は受給要件を満たしているにもかかわらず受給申請をしなかったのか、それともそもそも受給要件を満たしていないかを区別する術がない。そのため、 β_T と β_N を正確に同定することができない。しかし、現状では更なる情報を得られないので、上記の問題を意識しつつ分析を行うことにする。

4 データ

推定に用いるデータは労働政策研究・研修機構（JILPT）により 2013 年 6～7 月に実施された「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」のアンケート・データと⁸、厚生労働省より提供を受けた雇用保険業務データである。

まず、アンケート・データについて。調査対象事業所数は 15,000 事業所であり、そのうち受給事業所、非受給事業所それぞれ 7,500 所ずつを対象とした。受給経験を持つ事業所のサンプルは雇調金を受給した全国の事業所より無作為に抽出され、受給経験がない事業所のサンプルは全国の雇用保険適用事業所より層化無作為抽出法で抽出された。有効回答総数は 5,952 で、有効回収率は 39.7%である。最終的に利用可能な事業所数は 5,945 であり、そのうち受給経験のある事業所のサンプル数が 3,479、受給経験のない事業所のサンプル数が 2,466 である。

アンケート調査は調査対象に対して、2008 年度から 2012 年度までの間に各年度の事業活動水準の変化、従業員数の変化、雇用調整の実施状況、雇調金の活用の実態などについて調べた。その中で事業活動水準と雇用調整の実施状況については各年度のデータがあるので、年度単位のパネル・データとなっている。ただし、いずれも 2013 年 6 月時点における事業所の回顧による回答なので、正確さに欠ける可能性がある。

雇用保険業務データに含まれる事業所の数は 3 万に及ぶ。そのうち、受給経験を持つ事業所数が 14,711 で、持たない事業所数が 15,289 である。データは月単位のパネル・データとなっている。2008 年度から 2012 年度までの間に事業所の各月の受給状況（支給額、対象者数、休業日数）、月末被保険者数、当月取得件数と離職件数（雇用保険に新たに加入／退出する人数）などの情報が含まれている。また、3 万事業所のうち、500 個の事業所における 2008 年度から 2012 年度まで在籍した全ての被保険者のデータも含まれている。被保険者の生年月日と性別のほか、当該事業所への入職日、離職日と離職の原因、雇用保険の受給の有無、受給した場合にその受給期間などの情報が含まれている。

雇用保険業務データとアンケート・データには共通の事業所識別番号があるので、二つのデータ・セットを結合して年度単位のパネル・データを作成した。雇調金受給の必要条件である、月単位の生産量あるいは売上げ高の変化率は業務データには存在しないので、アンケート・データに含まれる各年度の事業活動水準のデータを代理変数として利用する。雇用人数の変化を表すデータは業務データに含まれる雇用保険の取得件数と喪失件数のデータを利用する。これらのデータを用いて入職率、離職率、及び雇用人数変化率を計算する。また、雇調金受給の政策効果を推定するために、業務データを用いて受給ダミーを作成する⁹。この

⁸ 労働政策研究・研修機構(2014)には、このアンケート調査の調査概要、集計結果、記述統計による分析などがまとめられている。

⁹ 本章では、受給した助成金の金額や助成金の種別などを区別しない。この点については注 12 も参照されたい。また、2008 年後半に急激な景気後退を受けて助成要件の緩和や助成の充実策が実施されたが、これらの効果も取り入れていない。後者については、本報告書第 7 章が助成率の変化を利用した分析を行っている。

ダミー変数は、ある年度に1か月でも雇調金を受給していれば、1をとり、それ以外は0をとる変数である。分析に用いられる他の変数の作成については、詳細は付録1で説明されている。

欠損値を除いた後、サンプルに含まれている事業所の数は4689で、サンプル数は22610である¹⁰。図表5-1パネルAとパネルBは分析に用いられる変数の基本統計量を示す。パネル・データである変数について各年度の平均値及び標準偏差も示す。ここで特に留意すべきことは、前述したアンケート調査のサンプルの抽出方法から分かるように、この調査は受給経験を持つ事業所を多く含むように調査対象を選定している。そのため、受給事業所の割合が33.8%に及び、産業構成でも雇用調整を実施する事業所が相対的に多い製造業や建設業の割合が高い（製造業41.9%、建設業13.5%）。

図表5-1 基本統計量 パネルA(年度別)

		合計	2008年度	2009年度	2010年度	2011年度	2012年度
受給ダミー	平均	0.338	0.103	0.473	0.461	0.380	0.267
	標準偏差	0.47	0.30	0.50	0.50	0.49	0.44
雇用人数変化率 (%)	平均	2.128	2.519	1.501	2.890	2.246	1.492
	標準偏差	31.72	32.35	31.44	31.32	30.72	32.74
入職率 (%)	平均	17.616	18.971	16.215	18.176	18.096	16.649
	標準偏差	43.31	39.94	42.98	42.98	48.42	41.60
離職率 (%)	平均	15.488	16.452	14.714	15.286	15.850	15.157
	標準偏差	30.23	27.51	28.31	30.94	35.64	27.83
事業活動水準変化率 (%)	平均	0.332	-7.623	-9.370	6.439	5.353	6.267
	標準偏差	79.82	42.25	33.41	67.65	63.10	140.30
年度平均被保険者数 (事業所規模)	平均	32.879	34.962	33.343	32.548	32.204	31.442
	標準偏差	262.12	260.67	266.84	259.71	263.34	260.16
所属する産業の平均受給率 (%)	平均	32.151	9.634	44.995	43.916	36.250	25.606
	標準偏差	20.43	8.85	23.20	17.96	13.53	10.58
サンプル数		22610	4403	4452	4542	4588	4625
事業所数		4689	4403	4452	4542	4588	4625

データ出所:「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」(労働政策研究・研修機構、2013)、雇用保険業務データ(厚生労働省)。

¹⁰ 本章では、利用可能な全てのサンプルを分析の対象としており、その中には観察時点以降廃止された事業所や、新しく開設されものもあるが特段の区別をしていない。雇用調整金受給と事業所の開廃については、本報告書中の第3章及び第6章を参照されたい。

図表5-1 基本統計量 パネルB

	平均	標準偏差
正規雇用比率（直接雇用のうち）（％）	76.550	26.64
設立年度：1947～1972	0.268	0.44
1973～1985	0.243	0.43
1986～1999	0.279	0.45
2000～2012	0.209	0.41
産業：農業、林業、漁業	0.004	0.06
鉱業、採石業、砂利採取業	0.001	0.04
建設業	0.135	0.34
製造業	0.419	0.49
情報通信業	0.034	0.18
運輸業、郵便業	0.043	0.20
卸売業	0.068	0.25
小売業	0.061	0.24
金融業、保険業	0.006	0.07
不動産業、物品賃貸業	0.014	0.12
学術研究、専門・技術サービス業	0.059	0.23
宿泊業	0.005	0.07
飲食サービス業	0.009	0.09
生活関連サービス業、娯楽業	0.018	0.13
教育、学習支援業	0.007	0.08
医療、福祉	0.049	0.22
複合サービス事業	0.010	0.10
その他サービス業	0.057	0.23
その他	0.001	0.03
地域：北海道	0.024	0.15
東北	0.099	0.30
関東	0.227	0.42
北陸	0.091	0.29
甲信	0.031	0.17
東海	0.187	0.39
近畿	0.151	0.36
中国・四国	0.100	0.30
九州・沖縄	0.090	0.29
サンプル数	22610	
事業所数	4689	

データ出所：「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」（労働政策研究・研修機構、2013）、雇用保険業務データ（厚生労働省）。

注1 正規雇用比率は事業所で直接雇用者のうち正規労働者数占める割合を示す。「直接雇用者数」設立年度、産業、及び地域はダミー変数である。

次に受給している事業所と受給していない事業所の違いを見る。ここで各年度に受給ダミーが1であるサンプルを「受給事業所」とし、0であるサンプルを「非受給事業所」とする。図表5-2は受給と非受給事業所それぞれの基本統計量を示す。各変数の平均値より二つのグループの違いを概ね把握することができる。受給事業所全体の平均で見ると、入職率と離職率はともに非受給事業所より低い。その上入職率が離職率を下回り、雇用人数変化率が負

となっている。

図表5-2 基本統計量(受給の有無別)

	受給事業所		非受給事業所	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
雇用人数変化率 (%)	-1.289	23.80	3.870	34.95
入職率 (%)	12.882	31.62	20.031	48.02
離職率 (%)	14.171	23.56	16.160	33.10
事業活動水準変化率 (%)	-2.409	47.22	1.731	92.08
年度平均被保険者数 (事業所規模)	40.233	319.50	29.128	227.26
所属する産業の平均受給率 (%)	44.686	16.82	25.758	19.10
正規雇用比率 (直接雇用のうち) (%)	80.363	23.50	74.605	27.91
設立年度：1947～1972	0.336	0.47	0.233	0.42
1973～1985	0.253	0.43	0.238	0.43
1986～1999	0.256	0.44	0.291	0.45
2000～2012	0.154	0.36	0.237	0.43
産業：農業、林業、漁業	0.002	0.04	0.005	0.07
鉱業、採石業、砂利採取業	0.002	0.04	0.001	0.03
建設業	0.135	0.34	0.135	0.34
製造業	0.576	0.49	0.339	0.47
情報通信業	0.041	0.20	0.030	0.17
運輸業、郵便業	0.052	0.22	0.038	0.19
卸売業	0.057	0.23	0.074	0.26
小売業	0.027	0.16	0.078	0.27
金融業、保険業	0.000	0.02	0.008	0.09
不動産業、物品賃貸業	0.009	0.09	0.017	0.13
学術研究、専門・技術サービス業	0.042	0.20	0.067	0.25
宿泊業	0.003	0.06	0.006	0.07
飲食サービス業	0.001	0.03	0.013	0.11
生活関連サービス業、娯楽業	0.006	0.08	0.025	0.16
教育、学習支援業	0.001	0.03	0.010	0.10
医療、福祉	0.003	0.05	0.073	0.26
複合サービス事業	0.001	0.03	0.015	0.12
その他サービス業	0.042	0.20	0.065	0.25
その他	0.001	0.03	0.001	0.03
地域：北海道	0.011	0.11	0.030	0.17
東北	0.088	0.28	0.104	0.31
関東	0.171	0.38	0.256	0.44
北陸	0.113	0.32	0.080	0.27
甲信	0.034	0.18	0.030	0.17
東海	0.237	0.43	0.161	0.37
近畿	0.160	0.37	0.147	0.35
中国・四国	0.104	0.31	0.098	0.30
九州・沖縄	0.081	0.27	0.094	0.29
サンプル数	7637		14973	
事業所数	2932		4546	

データ出所：図表5-1と同様。

それに対して、非受給事業所では入職率が離職率を上回り、雇用人数変化率が正となっている。また、非受給事業所で事業活動が拡大する傾向（事業活動水準変化率の平均が正である）を見せるのに対して、受給事業所では事業活動が縮小する傾向が強い（変化率の平均が負である）。次に事業所の属性について。受給事業所はより事業所規模が大きく、平均受給率が高い産業に所属する事業所が多く、設立年度が古く、製造業の割合が大きく、東海地区所在の事業所比率が高い、などの特徴が見られる。

ただし、本章が利用したデータには以下に列挙するような問題があり、分析結果を解釈する際に留意する必要がある。本章で最も重要な説明変数は事業活動水準の変化率である。しかし、そのデータは事業所による年次の回顧データであり、誤差を含むものと推測される。また、アンケート内で「事業活動水準」がはっきりと定義されておらず、事業所によって異なる変数（生産量、売上高、利益等）を反映している可能性が高い。

他方、雇用保険業務統計には、アンケートの回答結果に見られるような、回答者の主観の混入、回顧データであるために生ずる誤差やバイアスの問題はないが、雇用保険に加入していない非正規労働者が多数いる事業所も多く含まれると推測されるため¹¹、雇用水準や雇用量の変化が過小評価されている可能性がある。ただし、業種によってその影響度合いは異なると考えられる

また、業務統計には雇用保険の離職者数のデータはあるが、離職理由のデータがないので、自己都合による離職者と解雇された者を区別できない。雇調金の受給が解雇を抑制できるかどうかを調べるのが本章の目的の一つであるが、データで観察できるのは雇用保険対象者の離職者数のみである。

5 推定結果

この節は(1)式、(2)式と(3)式からなる計量モデルの二段階推定の結果を示す。

(1) セレクション式（受給の決定式）の推定結果

図表5-3は受給の決定¹²を表す(5)式を変量効果プロビット推定した結果を示す。まず、事業活動水準変化率とその2乗項の係数は有意であり、事業活動が縮小するほど事業所が受給する確率が高いことを示す。事業活動の縮小幅が大きいほど雇用調整の必要性が高まり、雇調金に対する需要も高まる。また、雇調金の受給要件が生産量又は売上高の一定程度の落ち込みであることから、この結果は予想と一致する。

¹¹ 「就業形態の多様化に関する総合実態調査」（厚生労働省、2014）の個人調査の結果によると、正社員では雇用保険が適用されている労働者の割合が92.5%であるのに対して、正社員以外の労働者では67.7%にとどまる。

¹² 以下の分析では、雇調金の助成を受けた時期・事業所に対するダミー変数で雇調金を代表させる。受給金額あるいは対象人数などの代替的な変数も試したが、以下で報告する結果と基本的な違いは発見できなかった。

図表5-3 雇調金受給の決定式の変量効果プロビット推定結果

	係数	限界効果
事業活動水準変化率 (%)	-0.0023*** [0.000]	-0.0006*** [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項	0.0000** [0.000]	0.0000** [0.000]
年度平均被保険者数 (事業所規模)	-0.0011 [0.001]	-0.0003 [0.000]
産業平均受給率 (%)	0.0441*** [0.001]	0.0108*** [0.000]
正規雇用比率 (直接雇用のうち) (%)	0.0042*** [0.001]	0.0010*** [0.000]
設立年度ダミー (レファレンス・グループ: 1947~1972)		
1973~1985	-0.1565*** [0.054]	-0.0382*** [0.013]
1986~1999	-0.2438*** [0.054]	-0.0595*** [0.013]
2000~2012	-0.3386*** [0.062]	-0.0826*** [0.015]
産業ダミー (レファレンス・グループ: 建設業)		
農業、林業、漁業	0.2925 [0.519]	0.0714 [0.127]
鉱業、採石業、砂利採取業	0.1134 [0.570]	0.0277 [0.139]
製造業	0.0502 [0.298]	0.0122 [0.073]
情報通信業	0.2525 [0.189]	0.0616 [0.046]
運輸業、郵便業	0.0541 [0.173]	0.0132 [0.042]
卸売業	-0.0448 [0.110]	-0.0109 [0.027]
小売業	-0.1333 [0.352]	-0.0325 [0.086]
金融業、保険業	-1.3117* [0.745]	-0.3201* [0.182]
不動産業、物品賃貸業	0.0711 [0.290]	0.0174 [0.071]
学術研究、専門・技術サービス業	0.1235 [0.199]	0.0301 [0.049]
宿泊業	-0.1575 [0.341]	-0.0384 [0.083]
飲食サービス業	-0.7029 [0.632]	-0.1715 [0.154]
生活関連サービス業、娯楽業	-0.2097 [0.409]	-0.0512 [0.100]
教育、学習支援業	-0.6143 [0.551]	-0.1499 [0.134]
医療、福祉	-1.1438** [0.580]	-0.2791** [0.142]
複合サービス事業	-1.1637* [0.658]	-0.2839* [0.161]
その他サービス業	0.1425 [0.207]	0.0348 [0.051]
その他	0.4432 [0.603]	0.1081 [0.147]
地域ダミー (レファレンス・グループ: 関東)		
北海道	-0.4067*** [0.152]	-0.0777*** [0.026]
東北	0.3035*** [0.076]	0.0702*** [0.018]
北陸	0.6121*** [0.077]	0.1498*** [0.020]
甲信	0.3553*** [0.118]	0.083*** [0.029]
東海	0.6530*** [0.062]	0.1608*** [0.015]
近畿	0.3562*** [0.066]	0.0833*** [0.016]
中国・四国	0.4152*** [0.076]	0.0982*** [0.018]
九州・沖縄	0.2793*** [0.080]	0.0643*** [0.019]
事業活動水準変化率の期間平均 (%)	0.0003 [0.002]	0.000 [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項の期間平均	0.0000 [0.000]	0.000 [0.000]
年度平均被保険者数の期間平均	0.0012 [0.001]	0.0003 [0.000]
産業平均受給率の期間平均 (%)	-0.01 [0.019]	-0.0024 [0.005]
定数項	-2.3162*** [0.594]	
対数尤度	-10610.29	
サンプル数	22610	
事業所数	4689	

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 限界効果は変量効果がゼロであるという仮定のもとで計算した。

産業平均受給率の係数は有意に正である。同じ産業で受給事業所が多いほど、事業所が受給する確率が高い。事業活動水準変数では捕捉できていない業況の変化の代理変数として機能している可能性や、雇調金の受給がもたらす負の評判効果（reputation effect）が、産業平均受給率が高いことで緩和される、といった解釈が可能であろう。

正規雇用比率の係数は有意に正である。正規雇用比率がより高い事業所は解雇などの雇用人数による調整のコストが高く、労働時間による調整を相対的に多く行う可能性が高い。そのため、労働時間による調整のコストを減らす雇調金に対する需要がより高く、受給する確率が高い。

事業所設立年度ダミーの係数は有意であり、設立年度が近年である程、受給する確率が低い結果を示す。考えられる解釈として、古い企業であるほど、日本従来雇用慣行を取る可能性がより高く、雇用人数による調整が難しく、労働時間による調整を主な雇用調整の手段とする。そのため雇調金に対する需要がより高いためであろう。

産業ダミーの結果について、推定の基準を建設業にする場合、金融業や医療・福祉のような労働時間と雇用人数の代替性がより低いと思われる産業、または各種のサービス業（但し、係数が有意であるのは複合サービス業のみ）のような非正規労働者が多く、雇用人数による調整のコストが低く、他方雇用人数と労働時間間の代替性が小さい産業では、受給する確率が低い。

地域ダミーの結果では、推定の基準を関東地区とする場合、全てのダミーの係数が有意であり、北海道地区を除いた全てのダミーの係数が正である。理由ははっきりしないが、首都圏以外の地方立地の事業所程、景気変動の影響が深刻であることを反映するものかも知れない。

（２）雇用調整式の推定結果

図表 5-4 のパネル A は雇用人数の調整を表す(8)式を固定効果で推定した結果を示す。まず σ_{Tv} と σ_{Nv} の推定結果について、入職率を被説明変数にした推定（図表 5-4 のパネル A の 1 と 2 列目）で両者が共に有意でないことから、入職率の調整は受給の内生性からの影響を受けていないことを示す。この場合セレクションを考慮せず、(1)式と(2)式をそのまま固定効果推定した方が妥当だとされる。ただし、セレクションを考慮しない場合の結果を示したパネル B と比較すると、非受給事業所の事業活動水準を除き、全ての係数の有意性は同じで、事業活動水準変化率とその 2 乗項で係数値の違いは小さい。

一方、離職率の推定（パネル A の 3 と 4 列目）では σ_{Tv} が有意に正となっているので、観察不可能な要因が同時に受給確率と受給事業所の離職者数の変化に影響を及ぼしている可能性があり、セレクションの内生性を考慮する必要がある。入職率と離職率の合計である雇用人数変化率の推定（パネル A の 5 と 6 列目）では、 σ_{Tv} は 10%水準で有意であり、離職率の推定と同様にセレクションを考慮した推定モデルが適切である。

次に受給と非受給事業所の雇用人数調整のパターンを比較する。まず非受給事業所の結果

を見ると、入職と離職を合計した雇用人数変化率は事業活動水準の変化と有意な正の相関を持つ（パネル A の 6 列目）。事業活動が拡大（縮小）すると同時に雇用人数が増加（減少）し、雇用人数による雇用調整が行われていることを意味する。しかし、その内訳を見ると、入職率は事業活動水準変化率の 2 乗項のみが 10%水準で有意であり（パネル A の 2 列目）、離職率は事業活動水準の変化と有意な相関を持たない（パネル A の 4 列目）。

図表5-4 雇用調整式の固定効果推定結果

パネル A セレクションを考慮する場合の推定結果

	入職率		離職率		雇用人数変化率	
	受給	非受給	受給	非受給	受給	非受給
事業活動水準変化率 (%)	0.0916*** [0.028]	0.0163 [0.010]	0.0128 [0.017]	-0.008 [0.006]	0.0789*** [0.019]	0.0243*** [0.009]
事業活動水準変化率の 2 乗項	-0.0001*** [0.000]	-0.0000* [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0001*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]
σ_{Tv}	0.0362 [0.948]		1.8224*** [0.559]		-1.7861* [0.987]	
σ_{Nv}		-1.4705 [1.281]		-0.2270 [0.747]		-1.2436 [1.023]
定数項	13.2772*** [0.921]	19.4731*** [0.475]	12.5292*** [0.540]	16.0817*** [0.277]	0.748 [0.943]	3.3914*** [0.379]
対数尤度	-34091.14	-73575.22	-31215.80	-65989.61	-33070.42	-71785.42
サンプル数	7637	14973	7637	14973	7637	14973
事業所数	2936	4546	2936	4546	2936	4546

パネル B セレクションを考慮しない場合の推定結果

	入職率		離職率		雇用人数変化率	
	受給	非受給	受給	非受給	受給	非受給
事業活動水準変化率 (%)	0.0917*** [0.012]	0.0166* [0.010]	0.0162* [0.008]	-0.0079 [0.006]	0.0755*** [0.011]	0.0245*** [0.009]
事業活動水準変化率の 2 乗項	-0.0001*** [0.000]	-0.0000* [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0001*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]
定数項	13.3114*** [0.316]	20.0197*** [0.323]	14.2486*** [0.217]	16.1660*** [0.194]	-0.9372*** [0.277]	3.8537*** [0.286]
対数尤度	-34091.14	-73576.14	-31222.15	-65989.67	-33074.17	-71786.25
サンプル数	7637	14973	7637	14973	7637	14973
事業所数	2936	4546	2936	4546	2936	4546

データ出所：図表 5-1 と同様。

注 1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

受給事業所の結果を見ると、雇用人数変化率は非受給事業所と同様に事業活動水準の変化と有意な正の相関を持ち（パネル A の 5 列目）、雇用人数の変化幅が大きい。その内訳を見ると、入職率は事業活動水準の変化と有意な相関を持つが（図表 5-4 パネル A の 1 列目）、

離職率の方は非受給事業所と同様に事業活動水準の変化と有意な相関を持たない（図表5-4パネルAの3列目）。

離職率の結果では、事業活動水準変化率の係数は有意でないものの、その符号が正であることは理論的に解釈しにくい。一般に他の条件が一定ならば、事業活動が縮小すると解雇が増加し、事業活動が拡大すると解雇が減少するように、事業活動水準の変化と離職とは負の関係にあると想定される。推定された両者の関係が正となっている原因として考えられるのは、前述したように事業活動水準のデータに誤差が含まれているので、推定で実際の生産活動の変化と離職との関係を捉えられていない可能性がある。実際、製造業と非製造業を区別した推定結果を見ると、事業活動水準変化率と離職との関係が正になっているのは非製造業での受給事業所のみである（詳細は第5-7節で述べる）。雇用調整が相対的に頻繁でない非製造業では両者の関係が弱く、より誤差に影響される可能性がある。

図表5-5は雇用調整式での受給と非受給事業所の係数間の差の標準偏差と有意性をブートストラップ法で推定した結果を示す。1%ポイントの事業活動水準の変化に対して、受給事業所では、雇用人数がおよそ0.05%ポイント多く変化する（図表5-5の3列目）。受給と非受給事業所の間にある雇用人数の調整幅の差は、主に入職での調整幅の違いによる。受給事業所の入職率は、非受給事業所との変化幅の差が有意である（図表5-5の1列目）。離職率の調整は受給と非受給事業所の間には有意な差が見られない（図表5-5の2列目）。

図表5-5 受給と非受給事業所の係数間の差

	入職率	離職率	雇用人数変化率
事業活動水準変化率（%）	0.0753** [0.0297] {0.011}	0.0207 [0.0175] {0.237}	0.0546** [0.0237] {0.021}
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0001** [0.0000] {0.046}	0.0000 [0.0000] {0.603}	-0.0001** [0.0000] {0.021}

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差で、{ }内はp値である。

注2 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

要約すると、受給・非受給事業所は共に事業活動の変化に応じて有意に雇用人数を調整する。しかし、受給事業所では調整幅が有意に大きい。第二に、受給と非受給事業所のいずれでも雇用人数の変化は主に入職率の変化による。両者の雇用人数調整幅の差も入職の調整幅の差による。離職率を見ると、両者とも事業活動水準の影響は有意ではなく、両者の間にも有意な差が見られない。

6 平均処置効果

(1) 雇用調整助成金の平均処置効果

(1)式、(2)式と(3)式からなる内生的スイッチング回帰モデルに基づき、事業所固有効果 $\eta_{ki} = 0$ の下で、(9)式で平均処置効果 (ATE) を計算することができる¹³。この推定値は、ランダムに雇調金がサンプル事業所の母集団に振り当てられた場合、受給した事業所と受給しなかった事業所の間での離職率や入職率などに観察される差の平均値である。

$$\bar{X}(\beta_T - \beta_N) \quad (9)$$

ここで、 \bar{X} は X_{it} のサンプル平均である。また、スイッチング回帰モデルでは本来観察不可能な (counterfactual) 事実を再現することができる。受給した事業所がもし受給していない場合の雇用量の変化は

$$E(Y_{Nit}|I_{it} = 1) = X_{it}\beta_N + \sigma_{Nv}\lambda_{Tit} \quad (10)$$

であるので、(10)式の条件付き期待値を用いて、(11)式の受給事業所に対する平均処置効果 (ATET) を計算することができる。これは ATE と異なり、実際に受給した事業所サンプルの中で、雇調金がランダムに振り当てられた場合の政策効果の推定値であり、政策対象のサンプルが ATE と異なるため、両者は一般に異なる値をとる。

$$E[E(Y_{Tit}|I_i = 1) - E(Y_{Nit}|I_i = 1)] = \bar{X}_T(\beta_T - \beta_N) + (\sigma_{Tv} - \sigma_{Nv})\bar{\lambda}_T \quad (11)$$

$\bar{X}_T, \bar{\lambda}_T$ はそれぞれ X_{it}, λ_{Tit} の受給事業所のサブサンプル平均である。

ただし、5-3 節で既に言及したように、本章が用いるデータでは事業所が受給資格を持つかどうかを判断することができないので、事業所が受給要件を満たすかどうかというセレクションを考慮していない。そのため、 β_T と β_N を正確に同定することができず、それに基づいて計算された処置効果も真の政策効果の推定値とは言えないことに留意したい。

図表 5-6 は、二段階推定の結果 (図表 5-4 のパネル A) に基づいて計算した平均処置効果 (ATE) と受給サンプルに対する平均処置効果 (ATET) を示す。図表 5-6 のパネル A は図表 5-4 のパネル A の推定結果に基づいて(9)式で計算した ATE を示す。雇用人数変化率を見ると、雇調金の受給は雇用人数をおよそ 3% (年率以下同様) 有意に減少させた。その内訳を見ると、離職は雇調金の受給で 3.7%減少したが、入職はそれを上回り、6.8%減少した。パネル B で示されている ATET を見ると、雇調金の受給は受給事業所の雇用人数をお

¹³ $\eta_{ki} = 0$ と仮定しない場合、雇調金の受給が雇用人数の変化に与える ATE は $\bar{X}(\beta_T - \beta_N) + (\eta_{Ti} - \eta_{Ni})$ となる。(8)式の推定より受給と非受給事業所それぞれの事業所固有効果 (η_{ki}) の推定値を得ることが可能であるが、受給事業所 (非受給事業所) が非受給 (受給) である場合の事業所固有効果の推定値を求めることができない。そのため、個々の事業所について $(\eta_{Ti} - \eta_{Ni})$ を計算できず、ATE が得られない。ただし、本章では受給が事業活動の変化に応じた雇用調整に及ぼす影響に関心があることを踏まえて、事業所固有効果を考慮せず ($\eta_{ki} = 0$ と置く)、受給が事業活動の変化に応じた雇用調整に与える効果のみを注目して(9)式のように ATE を計算することにする。ATET についても同様である。

よそ 3.5%有意に減少させた。離職は雇調金の受給で 1.7%減少したが、入職はそれを上回る 5.1%の減少となったためである。

図表5-6 二段階推定の推定結果に基づいて計算された処置効果

	係数	標準偏差	p 値
パネル A: 平均処置効果			
入職率 (%)	-6.7512	1.1731	0.000
離職率 (%)	-3.6533	0.7799	0.000
雇用人数変化率 (%)	-3.0978	1.0635	0.004
パネル B: 受給事業所に限定した平均処置効果			
入職率 (%)	-5.1686	1.6748	0.002
離職率 (%)	-1.7193	1.0574	0.104
雇用人数変化率 (%)	-3.4493	1.3593	0.011

データ出所：図表 5-1 と同様。

注1 標準偏差と p 値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は 1000 回である。

図表5-7 PSM で推定した処置効果

	係数	標準偏差	p 値
パネル A: 平均処置効果			
入職率 (%)	-2.4837	1.110	0.025
離職率 (%)	1.9232	0.754	0.011
雇用人数変化率 (%)	-4.4070	0.759	0.000
パネル B: 受給事業所に限定した平均処置効果			
入職率 (%)	-5.8390	0.952	0.000
離職率 (%)	-0.5910	0.658	0.369
雇用人数変化率 (%)	-5.2480	0.665	0.000

データ出所：図表 5-1 と同様。

なお、参考のために、図表 5-7 は傾向スコアマッチング (Propensity Score Matching、以下 PSM と略す) による ATE 及び ATET の推定値を示す。PSM では、受給のプロビット推定による受給確率の予測値を求め、受給事業所のそれぞれについて、その予測値に近い予測値を持つ非受給事業所をマッチさせ、両者の階差を求めたものである。

図表 5-6 の結果と比較すると、処置効果の傾向が似ている。いずれも入職率への負の影響が離職率への影響を上回るため、雇用人数変化率に対する効果が負で有意となっている。しかし、ATE の離職率で二つの表の結果が大きく異なっている。

(2) 推定された平均処置効果の解釈

雇調金の政策目標は労働時間による雇用調整のコストを低下させることによって、雇用人数による雇用の下方調整を抑制し、雇用人数を維持することである。

しかし、前節の結果では、雇調金受給によって雇用人数の減少は増幅されることになり、予想に反する結果となっている。離職率の減少は雇調金の受給が解雇を抑制する効果があるという可能性を示しているが、それを上回るほど入職率が減少する効果も伴うからである。雇調金の受給により、解雇が抑制された場合、入職にも抑制の効果が及ぶこと自体は、5-2節でも述べたように、理論的に予想される結果ではあるが、推定結果は、入職率に対する効果が離職率への効果に比べ、より大きく有意度も高い。そのため、雇用人数変化率に対する受給の効果は負になっている。

一つ考えられる解釈として、入職の減少はその全てが雇調金の受給による影響ではなく、受給と非受給事業所の間にある事業所の異質性の影響も含むものである可能性がある。計量モデルで受給に関わるセレクションを明示的に考慮に入れたが、データの制約により、推定に正規雇用比率のパネル・データや他の従業員構成に関する情報を含めることができないので、受給事業所のセレクションを十分に捉えたとは言いきれない。捉えられないセレクション効果が受給と非受給事業所間の雇用調整の違いをもたらしている可能性がある。

ここで注目されるのは、受給事業所の特徴は従来の日本的な雇用システムを持つ企業の特徴と多く共通していることである。例えば、受給の決定式（(5)式）のプロビット推定（図表5-3）からは2012年度の正規雇用比率が高く、設立年度が早い事業所が受給事業所である傾向が高いという結果があった。

また、業務統計から500事業所を抽出して得られた各事業所の被保険者データを用いて、受給事業所と非受給事業所の従業員の構成を調べた。その結果、記述統計からも、受給事業所の方で雇用がより正社員中心で硬直的であることを示唆する傾向を見ることが出来る。ここで上記の推定と同様に当年度に1か月以上の受給経験を持つ事業所を受給事業所、そうでない事業所を非受給事業所と定義する。各年度の平均年齢を示す図表5-8のパネルAからは、調査期間中に受給事業所の方は従業員の平均年齢の上昇幅が非受給事業所と比べてやや高いことが確認できる。

図表5-9のパネルAは各年度の従業員の年齢分布を示すが、調査期間中、受給事業所の30歳未満の従業員の減少比率は非受給事業所に比べて15.24%大きく、一方、56歳以上の従業員の減少は非受給事業所と比べ、27.78%ポイント小さい。受給事業所を6か月以上の受給経験を持つ事業所だと定義し、図表5-8と図表5-9のパネルBで平均年齢と年齢分布を計算しなおしても、似たような結果が見られる。

図表5-8 従業員平均年齢

	パネル A		パネル B	
	非受給	受給	非受給	受給
2008	35.34	33.98	34.41	34.02
2009	35.07	35.45	34.87	35.73
2010	37.07	36.21	36.04	36.58
2011	37.28	36.99	36.83	37.21
2012	38.36	37.26	37.21	37.67
平均	37.79	36.18	36.56	36.50

データ出所：雇用保険業務データ（厚生労働省）。

注1 パネル A では、受給事業所は「当年度に1か月以上の受給経験がある事業所」である。パネル B では、受給事業所は「当年度に6か月以上の受給経験がある事業所」である。

図表5-9 従業員年齢分布

	パネル A					
	非受給事業所					
	2008	2009	2010	2011	2012	平均
30歳未満	19.35	27.96	21.98	20.43	17.2	23.4
30～45歳	22.58	22.58	38.46	53.76	53.76	58.51
46～55歳	4.3	7.53	10.99	13.98	16.13	12.77
56歳以上	53.76	41.94	28.57	11.83	12.9	5.32
	受給事業所					
	2008	2009	2010	2011	2012	平均
30歳未満	34.69	29.19	23.48	20.64	17.3	21.71
30～45歳	38.48	52.31	59.71	62.5	63.93	65.71
46～55歳	7.87	10.69	11.59	11.63	12.9	10.29
56歳以上	18.95	7.8	5.22	5.23	5.87	2.29

	パネル B					
	非受給事業所					
	2008	2009	2010	2011	2012	平均
30歳未満	27.75	25	21.69	20.53	16.84	21.76
30～45歳	32.98	44.79	53.97	58.95	61.05	65.28
46～55歳	5.76	6.77	8.99	12.63	13.16	10.36
56歳以上	33.51	23.44	15.34	7.89	8.95	2.59
	受給事業所					
	2008	2009	2010	2011	2012	平均
30歳未満	34.29	31.98	24.29	20.65	17.62	22.31
30～45歳	36.73	46.96	56.28	61.94	62.3	63.35
46～55歳	8.16	12.55	13.36	11.74	13.93	11.16
56歳以上	20.82	8.5	6.07	5.67	6.15	3.19

データ出所：図表5-8と同様。

注1 パネル A では、受給事業所は「当年度に1か月以上の受給経験がある事業所」である。パネル B では、受給事業所は「当年度に6か月以上の受給経験がある事業所」である。

図表 5-10 従業員に占める女性の割合

	パネル A		パネル B	
	非受給	受給	非受給	受給
2008	26.30%	32.19%	28.70%	33.11%
2009	25.88%	33.10%	28.84%	34.07%
2010	23.90%	31.16%	28.13%	31.15%
2011	27.99%	30.93%	29.40%	31.06%
2012	28.21%	31.13%	30.10%	30.87%
平均	28.43%	31.34%	29.46%	31.70%

データ出所：図表 5-8 と同様。

注 1 パネル A では、受給事業所は「当年度に 1 か月以上の受給経験がある事業所」である。パネル B では、受給事業所は「当年度に 6 か月以上の受給経験がある事業所」である。

また、一般に女性労働者は非正規労働者である割合が高いので、ここで従業員の女性割合の変化を通じて雇用保険に加入している非正規雇用の変化を観察することを試みる。図表 5-10 のパネル A は各年度の従業員の女性割合を示す。2009 年度と 2010 年度の間に受給と非受給事業所共に女性割合が 2%程度低下したが、2010 年度以降非受給事業所で女性割合が上昇し、調査期間を通して女性割合が 1.91%ポイント上昇した。それに対して、受給事業所の方は 2010 年度以降増加する傾向が見られず、調査期間で 1.06%ポイント減少した。図表 5-10 のパネル B でも似たような変化が見られる。

つまり、受給と非受給事業所は共に、リーマン・ショックのような大きな負のショックの直後に非正規雇用を減少させた。非受給事業所はショック後に非正規雇用の利用を回復させたが、受給事業所は減少させたままである可能性を示唆する。受給事業所が日本従来雇用慣行を持つ場合、雇調金の有無を問わず、事業活動が縮小する際に労働時間調整と新規雇用の抑制を主な雇用調整の手段にし、解雇を避けるような傾向があると考えられる。また、正規従業員中心の雇用構造のもとでは、非正規従業員の整理が優先される傾向もより強いことが、図表 5-8～図表 5-10 から確かめることができる。

そのため、推定結果で見られる受給と非受給事業所の雇用調整の違いは、雇調金の受給による影響のみならず、このような事業所の異質性をも反映するものである可能性がある。

7 ディスカッション

(1) 内生的スイッチング回帰モデルの推定からの結論

以上の推定結果から幾つかある程度の頑健性を持つと思われる発見があった。その第一は受給事業所と非受給事業所の雇用調整の違いで、特に入職率が受給事業所で事業活動水準の変化により感応的であること。他方離職率では両者に大きな差異はなく、いずれも事業活動水準の影響は統計的に有意ではない。そのため、ネットの雇用人数変化率に対する事業活動

水準の影響も受給事業所においてより感応的な結果になっているが、これは主に入職率への効果を反映するものとなっている。第二に、これと符合するように、ATE の推定値も入職率へのマイナスの効果が、離職率へのマイナスの効果を上回り、ネットで見ると雇用人数変化率に対する ATE の推定値はマイナスになる。ATE の有意度は推定方法やサンプルにより異なるものの、この傾向は一貫しており、ある程度の頑健性を持つと判断できよう。

そこから導かれる結論は、受給・非受給事業所間の差異や ATE の推定値は基本的に両者の本来的な雇用調整の違いを反映したものであり、純粋な政策効果を抽出したとはいえないことである。具体的には、受給事業所の多くが直接雇用・正規雇用中心で、裁量的な解雇が困難な業種であるため、事業活動水準の低下に伴う調整が労働時間と新規雇い入れの抑制が中心なる、といった特徴を反映するのではないかと推測できる¹⁴。

このような推測は、雇調金の受給基準の推移からも支持される。2008 年 12 月には、それまでの「最近 6 か月の生産量が前年同期比 10%以上減」から「最近 3 か月の生産量が直前 3 か月又は前年同期比 5%以上減」へと大幅緩和された。一方、2008 年後半から 2009 年全般にかけて、鉱工業生産指数は 35%以上激減している。少なくともリーマン・ショック時の製造業に限定すれば、雇調金受給を希望しながら、受給条件を満たさなかった事業所は殆ど無視出来る程度で、受給の有無は専ら事業所の受給の意思を反映したものであった可能性が高いのである。

以下では更に二つの推定を行い、上記の結論の頑健性を確認する。まず、受給へのセルフ・セレクションの問題¹⁵が軽減されるように、受給傾向がより近い事業所を母集団とした推定を行い、推定結果からの結論が一致するかどうかを確かめる。また、第 5-2 節で言及したサンプルの産業構成の偏りは主な結論に影響を及ぼしているかを確認するために、製造業と非製造業それぞれのサブサンプルで推定する。

¹⁴ 但し、受給・非受給の違いはこのような雇用調整の特徴（のみ）ではなく、事業活動水準指数では捉えきれない、生産活動へのショックの違いを反映しているという解釈も可能である。例えば受給事業所の受けたショックがより激しく、あるいはより長期的であるならば、それが計測された取得率の違いに反映されているという解釈も成り立つ。特にリーマン・ショック時の製造業の生産活動の落ち込みは（結果的には比較的短期に収束したものの）極めて大きなものであったことに注目すれば、一定の説得力を持つ解釈といえよう。その場合、非受給事業所と比べて離職率に有意な差が観察できないのは、むしろ雇調金が、受給企業の受けた大きなショックの裁量的解雇を抑制する効果を持ったと考えることも出来る。付録 3 では、この可能性をチェックするために、入職率と離職率の二式の誤差項の相関を含む同時推定を行ったが、基本的な結論に影響はなかった。詳細は付録 3.2 及び 3.3 を参照されたい。

¹⁵ ただし、受給事業所と非受給事業所の雇用調整パターンの違いはセレクション・バイアスで完全に説明できるわけではない。調査期間内に受給経験を持つ事業所のグループとそうでないグループに対して、雇調金の利用が殆ど見られない 2008 年度の 4 月から 12 月までの取得率と離職率を比較する。平均差の検定結果によれば、確かに受給経験を持つ事業所の方が平均的に取得率と離職率が共により低い、取得率での二つのグループの差の年率は 2.64%で、離職率では 1.92%であり、本章の推定結果で計算された平均処置効果より小さい。そのため、二つのグループの本質的な違いだけでは処置効果で見られた受給と非受給事業所の違いを完全に説明することはできないと考えられる。

(2) 母集団の変更によるセレクション問題の回避

既に触れたように、事業所によって受給申請の傾向が異なるので、雇調金が雇用調整に及ぼす影響の推定では受給へのセルフ・セレクションの問題に対処しなければならない。上記の推定は受給決定を内生的に扱うことで、受給する傾向の違いによる影響を排除しようとしている。ここでは更に非受給事業所の中で、受給事業所に「近い」特徴を持つ事業所を抽出し、それと受給事業所からなる母集団で推定を行う。こうすることで受給する傾向が強いサンプルの中で実際に受給している事業所と受給していない事業所間の比較を行うことになり、より政策効果に近い推定値を得ることができると思われる。

具体的に、調査期間に受給経験を持つが現在は受給していない事業所をコントロールサンプルとする。受給経験を持つ事業所のみを母集団にして、現在受給していない事業所と、受給している事業所を比較し、受給の効果を調べる。

実際に過去受給経験のある事業所は、受給傾向を決定するが直接観察できない要因が高いと推測され、セルフ・セレクションの影響を減殺出来ると考えられる。その結果、より同質的なサブサンプルの中での受給効果の推定値は、より純粹の政策効果に近いことが期待できる。

図表5-11と図表5-12は内生的スイッチング回帰モデルの二段階推定の結果を示す。図表5-12で受給事業所の雇用調整パターンは図表5-4のパネルAの結果と非常に近い。受給事業所は事業活動水準の変化に応じて雇用人数を調整する。

図表5-11 受給経験を持つ事業所からなる母集団：受給決定式の変量効果プロビット推定結果

説明変数	係数	限界効果
事業活動水準変化率 (%)	-0.0042*** [0.000]	-0.0014*** [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項	0.0000*** [0.000]	0.0000*** [0.000]
年度平均被保険者数 (事業所規模)	-0.001 [0.001]	-0.0003 [0.000]
産業平均受給率 (%)	0.0428*** [0.001]	0.0137*** [0.000]
正規雇用比率 (直接雇用のうち) (%)	0.0007 [0.001]	0.0002 [0.000]
設立年度ダミー (レファレンス・グループ:1947~1972)		
1973~1985	-0.0749** [0.038]	-0.0240** [0.012]
1986~1999	-0.1420*** [0.038]	-0.0454*** [0.012]
2000~2012	-0.1067** [0.045]	-0.0341** [0.014]
産業ダミー (レファレンス・グループ:建設業)		
農業、林業、漁業	1.9324*** [0.485]	0.6180*** [0.155]
鉱業、採石業、砂利採取業	-1.0724*** [0.397]	-0.3429*** [0.127]
製造業	-1.0658*** [0.272]	-0.3408*** [0.087]
情報通信業	-0.5391*** [0.161]	-0.1724*** [0.051]

運輸業、郵便業	-0.4631*** [0.146]	-0.1481*** [0.047]
卸売業	0.2425*** [0.088]	0.0776*** [0.028]
小売業	1.3587*** [0.322]	0.4345*** [0.103]
金融業、保険業	2.1956** [0.901]	0.7021** [0.288]
不動産業、物品賃貸業	0.9932*** [0.257]	0.3176*** [0.082]
学術研究、専門・技術サービス業	0.7008*** [0.176]	0.2241*** [0.056]
宿泊業	0.4885* [0.277]	0.1562* [0.089]
飲食サービス業	1.7444*** [0.617]	0.5578*** [0.197]
生活関連サービス業、娯楽業	1.2698*** [0.374]	0.406*** [0.120]
教育、学習支援業	1.3837*** [0.525]	0.4425*** [0.168]
医療、福祉	1.9147*** [0.552]	0.6123*** [0.176]
複合サービス事業	2.7347*** [0.727]	0.8745*** [0.232]
その他サービス業	0.8931*** [0.184]	0.2856*** [0.059]
その他	0.6134 [0.451]	0.1962 [0.144]
地域ダミー (レファレンス・グループ：関東)		
北海道	-0.0676 [0.125]	-0.0217 [0.040]
東北	0.1354** [0.057]	0.0436** [0.018]
北陸	0.2302*** [0.054]	0.0739*** [0.017]
甲信	0.1596* [0.083]	0.0513* [0.027]
東海	0.2160*** [0.044]	0.0694*** [0.014]
近畿	0.1673*** [0.048]	0.0538*** [0.015]
中国・四国	0.2243*** [0.055]	0.072*** [0.018]
九州・沖縄	0.1919*** [0.060]	0.0616*** [0.019]
事業活動水準変化率の期間平均 (%)	-0.0018 [0.001]	-0.001 [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項の期間平均	0.0000 [0.000]	0.000 [0.000]
年度平均被保険者数の期間平均	0.0009 [0.001]	0.0003 [0.000]
産業平均受給率の期間平均 (%)	0.0369** [0.018]	0.0118** [0.006]
定数項	-2.5776*** [0.542]	
対数尤度	-8324.74	
サンプル数	14519	
事業所数	2954	

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 限界効果は変量効果がゼロであるという仮定のもとで計算した。

その内訳を見ると、雇用人数の変化は主に入職の調整による。非受給事業所の係数値も図表5-4のパネルAと図表5-12の間での差が小さいが、雇用人数変化率での有意度が大きく落ちている。非受給事業所が事業活動水準の変化に応じて有意に雇用調整する傾向が見られない。全ての係数が有意でない。

図表5-12 受給経験を持つ事業所からなる母集団：雇用調整式の固定効果推定

	入職率		離職率		雇用人数変化率	
	受給	非受給	受給	非受給	受給	非受給
事業活動水準変化率 (%)	0.0917*** [0.028]	0.0161 [0.023]	0.0106 [0.018]	-0.0126 [0.014]	0.0810*** [0.019]	0.0287 [0.020]
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0001*** [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0001*** [0.000]	0.0000 [0.000]
σ_{Tv}	0.0209 [1.063]		2.1334*** [0.636]		-2.1125* [1.116]	
σ_{Nv}		0.5354 [1.523]		0.4301 [0.747]		0.1053 [1.261]
定数項	13.2983*** [0.690]	19.4441*** [1.051]	12.9145*** [0.411]	15.8292*** [0.515]	0.3838 [0.709]	3.6149*** [0.869]
対数尤度	-34091.14	-33229	-31215.66	-28568.94	-33070.25	-32430.51
サンプル数	7637	6882.0000	7637	6882.0000	7637	6882
事業所数	2936	2811	2936	2811	2936	2811

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。[]内は標準誤差である。

図表5-13は雇用調整式での受給と非受給事業所の係数間の差の標準偏差と有意性をブートストラップ法で推定した結果を示す。図表5-5と同様に、両者の雇用調整パターンは入職率と合計の雇用人数変化率で有意に異なっていて、受給事業所の方が事業活動水準の変化に応じて入職・雇用人数を調整する度合いが大きい。離職率の調整では有意な違いが見られない。

図表5-14は二段階推定の結果に基づいて計算した処置効果を示す。入職率と離職率の効果が共に負であり、入職率への効果の絶対値が離職率に対する効果を上回っていることは図表5-6と同じである。図表5-14とPSMで計算した処置効果(図表5-15)と比較すると、両者の離職率での有意度が異なっているが、図表5-6と図表5-7での比較と比べて二つの結果の傾向がより近くなっている。図表5-15で離職率のATEは図表5-14と同じで負となっている。図表5-14と図表5-15においても、図表5-6と図表5-7と同様に、ATEよりATETの推定値の絶対値が大きく、処置効果が小さい事業所で受給確率が高い傾向を示す。

図表5-13 受給経験を持つ事業所からなる母集団：受給と非受給事業所の係数間の差

	入職率	離職率	雇用人数変化率
事業活動水準変化率 (%)	0.0756** [0.0336] {0.025}	0.0232 [0.0210] {0.268}	0.0523* [0.0283] {0.064}
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0001 [0.0001] {0.134}	0.0000 [0.0000] {0.579}	-0.0001 [0.0000] {0.185}

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差で、{ }内はp値である。

注2 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

図表5-14 受給経験を持つ事業所からなる母集団：二段階推定の結果に基づいた処置効果

	係数	標準偏差	p値
パネルA：平均処置効果			
入職率 (%)	-6.3622	1.3672	0.000
離職率 (%)	-2.968	0.8129	0.000
雇用人数変化率 (%)	-3.3942	1.2046	0.005
パネルB：受給事業所に限定した平均処置効果			
入職率 (%)	-6.8296	2.0515	0.001
離職率 (%)	-1.9683	1.0287	0.056
雇用人数変化率 (%)	-4.8614	1.7367	0.005

データ出所：図表5-1と同様。

注1 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

図表5-15 受給経験を持つ事業所からなる母集団：PSMで推定した処置効果

	係数	標準偏差	p値
パネルA：平均処置効果			
入職率 (%)	-4.9935	1.126	0.000
離職率 (%)	-0.2481	0.620	0.689
雇用人数変化率 (%)	-4.7454	0.889	0.000
パネルB：受給事業所に限定した平均処置効果			
入職率 (%)	-6.4656	1.434	0.000
離職率 (%)	-0.9201	0.757	0.224
雇用人数変化率 (%)	-5.5455	1.018	0.000

データ出所：図表5-1と同様。

以上の結果をまとめると、受給する傾向が強い事業所にサンプルを限定した推定から得られる主な結論は、全てのサンプルで推定した結果と基本的な結論では一致している。受給事業所の方が事業活動水準の変化に応じて雇用調整をする傾向がより強く、その調整は主に入職率での変化によるものである。また、雇調金受給は入職率と離職率を共に低下させるが、

入職率の低下幅がより大きいので、ネットの雇用人数変化率への影響が負となっている。

章末の付録2と付録3では、更に異なった面からの頑健性のチェックを行っている。まず付録2では、業務データ（月次）のみを用いた推定を行っている。本文で利用するアンケート・データが年次であるうえ、回答に誤差が含まれている可能性があり、それらが結果に影響を与えている懸念がある。付録2の推定結果は、入職率に対するATEの推定値が有意に負で、その絶対値が離職率に対するATEを上回るという基本的な結論を確認するものである。付録3では本文で利用したデータを用い、スイッチング回帰に代わる推定方法を用いて、入職率と離職率の二式の誤差項の相関を考慮した同時推定を行った。更に、アンケート・データの労働時間調整の利用実績に関する回答を用いて、労働時間調整を利用する傾向を表すダミー変数を作成し、それを加えた説明変数を用いた雇調金受給のプロビット・モデルも推定し、二段階推定を行っている。詳細は付録3に譲るが、ここでも本文の基本的結論を覆す結果は得られなかったことを確認したい。

（3）製造業と非製造業それぞれのサブサンプルでの推定

図表5-1で示されているように、このサンプルで製造業が占める割合は非常に高く、40%以上である。製造業は他の産業と比べて労働投入が事業活動水準の変化により感応的であり、雇用調整がより頻繁に行われる傾向があるので、推定結果はサンプルの製造業への偏りに影響される恐れがある。

図表5-4の推定結果はデータの産業構成による影響を受けているかどうかを確かめるために、製造業と非製造業に分けて推定を行う。

図表5-16から図表5-19までは製造業に属する事業所のみをサンプルとして推定した結果を示す。まず、図表5-16は図表5-3と同様の変量効果プロビット推定結果を示す。全てのサンプルで推定した結果を示す図表5-3と比べて、図表5-16で各説明変数の係数値は少々異なっているが、有意性及び係数の符号はほぼ一致している。製造業に限っても受給事業所になる要因は図表5-3の結果と同じように、事業活動が縮小するほど、産業平均受給率が高いほど、正規雇用比率が高いほど、又は設立年度が遠いほど、受給事業所になる確率が高い。

図表5-17で非受給事業所の雇用人数調整パターンを見ると、雇用人数変化率は事業活動水準の変化と有意な正の相関を持つ（6列目）。この結果は、非受給事業所は事業活動の変化に応じて雇用人数による雇用調整を行うことを意味する。その内訳を見ると、事業活動水準変化率と入職率との間に有意な相関が見られないが（2列目）、離職率とは有意な負の関係が見られ（4列目）、離職率での係数の絶対値もやや大きめである。受給事業所の方を見ると、非受給事業所と同様に雇用人数変化率は事業活動水準の変化と有意な正の相関を持つ（5列目）。ただし、その内訳では、入職率の変化による部分が離職率よりかなり大きい（1と3列目）。

図表5-16 製造業：雇調金受給の決定式の変量効果プロビット推定結果

	係数	限界効果
事業活動水準変化率 (%)	-0.0048*** [0.001]	-0.0016*** [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項	0.0000*** [0.000]	0.0000*** [0.000]
年度平均被保険者数 (事業所規模)	-0.0011 [0.001]	-0.0004 [0.000]
産業平均受給率 (%)	0.0355*** [0.001]	0.0115*** [0.000]
正規雇用比率 (直接雇用のうち) (%)	0.0026** [0.001]	0.0008** [0.000]
設立年度ダミー (レファレンス・グループ:1947~1972)		
1973~1985	-0.1910*** [0.061]	-0.0619*** [0.020]
1986~1999	-0.2244*** [0.063]	-0.0728*** [0.020]
2000~2012	-0.2803*** [0.079]	-0.0909*** [0.025]
地域ダミー (レファレンス・グループ:関東)		
北海道	-0.1729 [0.204]	-0.0513 [0.059]
東北	0.2092** [0.100]	0.0659** [0.032]
北陸	0.6096*** [0.095]	0.1976*** [0.030]
甲信	0.4680*** [0.129]	0.1508*** [0.042]
東海	0.5536*** [0.075]	0.1791*** [0.024]
近畿	0.3381*** [0.080]	0.108*** [0.026]
中国・四国	0.4160*** [0.096]	0.1336*** [0.031]
九州・沖縄	0.3146*** [0.107]	0.1002*** [0.034]
事業活動水準変化率の期間平均 (%)	-0.0038* [0.002]	-0.0012* [0.001]
事業活動水準変化率の2乗項の期間平均	0.0000 [0.000]	0.000 [0.000]
年度平均被保険者数の期間平均	0.0011 [0.001]	0.0003 [0.000]
産業平均受給率の期間平均 (%)	0.0469 [0.029]	0.0152 [0.009]
定数項	-4.3153*** [1.314]	
対数尤度	-5436.95	
サンプル数	9476	
事業所数	1929	

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 限界効果は変量効果がゼロであるという仮定のもとで計算した。

図表5-17 製造業：雇用調整式の固定効果推定

	入職率		離職率		雇用人数変化率	
	受給	非受給	受給	非受給	受給	非受給
事業活動水準変化率 (%)	0.0646*** [0.012]	0.0215 [0.020]	-0.0223** [0.010]	-0.0311*** [0.011]	0.0869*** [0.012]	0.0526*** [0.017]
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0001*** [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000** [0.000]	-0.0001*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]
σ_{Tv}	0.8241 [1.209]		3.3588*** [0.751]		-2.5347** [1.277]	
σ_{Nv}		-2.0862 [1.830]		0.442 [0.956]		-2.5282* [1.498]
定数項	10.2726*** [0.924]	14.5786*** [1.133]	9.8371*** [0.576]	13.5421*** [0.593]	0.4355 [0.982]	1.0365 [0.928]
対数尤度	-18123.93	-24149	-16938.82	-21074.75	-18346.78	-23637.06
サンプル数	4398	5078	4398	5078	4398	5078
事業所数	1632	1821	1632	1821	1632	1821

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

図表5-18 製造業：受給と非受給事業所の係数間の差

	入職率	離職率	雇用人数変化率
事業活動水準変化率 (%)	0.0431* [0.0253] {0.088}	0.0089 [0.0168] {0.599}	0.0343 [0.0242] {0.157}
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0001 [0.0001] {0.530}	0.0000 [0.0000] {0.943}	-0.0001 [0.0001] {0.538}

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差で、{ }内はp値である。

注2 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

図表5-19 製造業：二段階推定の推定結果に基づいて計算された処置効果

	係数	標準偏差	p 値
パネル A: 平均処置効果			
入職率 (%)	-4.4524	1.4983	0.003
離職率 (%)	-3.715	0.8435	0.000
雇用人数変化率 (%)	-0.7374	1.4496	0.611
パネル B: 受給事業所に限定した平均処置効果			
入職率 (%)	-2.3929	2.3908	0.317
離職率 (%)	-1.5505	1.2802	0.226
雇用人数変化率 (%)	-0.8425	2.1336	0.693

データ出所：図表5-1と同様。

注1 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

雇用調整式での受給と非受給事業所の係数を比較すると、受給事業所の離職率での調整幅は非受給事業所よりやや小さいが、入職率での調整幅は受給事業所の方が大きいので、ネットの雇用人数変化率での調整幅は受給事業所の方が大きい。しかし、両者の係数間の差の標準偏差と有意性をブートストラップ法で推定した結果を示す図表5-18を見ると、入職の調整幅の差のみが10%有意水準で有意であり、離職とネットの雇用人数変化では有意な差が見られない。

図表5-19は二段階推定の結果に基づいて計算された処置効果を示す。ATEの結果を示すパネルAを見ると、雇調金の受給は入職率と離職率を共に有意に低下させるが、入職率の低下幅が離職率のより少しだけ上回るため、ネットの雇用人数変化率の低下が少なく有意ではない。パネルBのATETの結果では、入職率、離職率と雇用人数変化率の推定値はいずれも有意ではないが、パネルAと同じ傾向を示している。

全てのサンプルで推定した結果（図表5-4）と比べて、製造業に属する事業所は受給と非受給を問わず、事業活動水準の変化に応じて離職を調整する傾向がより強く、ネットの雇用人数の調整も相対的に大きい。この結果の違いは、製造業で労働投入が事業活動の変化により感応的であり、雇用調整がより頻繁に行われるという傾向を反映していると考えられる。また、受給と非受給事業所間の雇用調整パターンに有意な差があまり見られないという点も全てのサンプルで推定した結果（図表5-5）と異なっている。しかし、受給と非受給事業所は共に事業活動の変化に応じて有意に雇用人数を調整し、両者の雇用調整パターンの差は主に入職での調整に表れていることと、雇調金受給は入職率と離職率を共に低下させ、入職率の低下幅は離職率のそれを上回っていることは、全サンプルでの推定結果からの結論と一致している。

次に図表5-20から図表5-23までは非製造業に属する事業所のみをサンプルとして推定した結果を示す。受給決定のプロビット推定結果（図表5-20）は図表5-3及び図表5-16と似ている。製造業を除いたこのサブサンプルでの推定では、労働時間と雇用人数の代替性がより低いと思われる産業（金融業や医療・福祉や教育、学習支援業）、または非正規労働者が多く、雇用人数による調整のコストが低い産業（飲食サービス業や複合サービス事業）が受給事業所になる確率が低いという傾向がより強くなっている。

図表5-21は二段階推定の雇用調整式の固定効果推定の結果を示す。この結果は全てのサンプルで推定した結果（図表5-4のパネルA）とよく似ている。受給と非受給事業所は共に事業活動の変化に応じて雇用人数の調整を行うが、受給事業所の方が調整幅がより大きい。その差は主に入職率の変化の違いによる。ただし、図表5-4のパネルAと比べて、図表5-21では受給と非受給を問わず、全ての説明変数の有意性が落ちている。係数間の差の有意性を推定した図表5-22でも全ての結果が有意でない。これは製造業以外の産業で、労働投入が事業活動の変化に相対的に感応的でない傾向を反映していると考えられる。

図表5-20 非製造業：雇調金受給の決定式の変量効果プロビット推定結果

	係数	限界効果
事業活動水準変化率 (%)	-0.0015*** [0.001]	-0.0003*** [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]
年度平均被保険者数 (事業所規模)	-0.0013 [0.002]	-0.0002 [0.000]
産業平均受給率 (%)	0.0660*** [0.002]	0.0117*** [0.000]
正規雇用比率 (直接雇用のうち) (%)	0.0060*** [0.001]	0.0011*** [0.000]
設立年度ダミー (レファレンス・グループ: 1947~1972) 1973~1985	-0.0996 [0.104]	-0.0176 [0.018]
1986~1999	-0.2699*** [0.101]	-0.0477*** [0.018]
2000~2012	-0.3845*** [0.108]	-0.0679*** [0.019]
産業ダミー (レファレンス・グループ: 建設業)		
農業、林業、漁業	-0.2213 [0.728]	-0.0391 [0.129]
鉱業、採石業、砂利採取業	0.5113 [0.742]	0.0903 [0.131]
情報通信業	0.5510** [0.269]	0.0973** [0.047]
運輸業、郵便業	0.321 [0.247]	0.0567 [0.044]
卸売業	-0.1395 [0.148]	-0.0247 [0.026]
小売業	-0.6781 [0.523]	-0.1198 [0.092]
金融業、保険業	-2.3603*** [1.033]	-0.417** [0.183]
不動産業、物品賃貸業	-0.2668 [0.411]	-0.0471 [0.072]
学術研究、専門・技術サービス業	-0.1242 [0.289]	-0.0219 [0.051]
宿泊業	-0.4913 [0.446]	-0.0868 [0.079]
飲食サービス業	-1.6197* [0.910]	-0.2862* [0.161]
生活関連サービス業、娯楽業	-0.8286 [0.599]	-0.1464 [0.106]
教育、学習支援業	-1.3858* [0.780]	-0.2448* [0.138]
医療、福祉	-2.1977** [0.861]	-0.3883** [0.152]
複合サービス事業	-2.2286** [0.946]	-0.3937** [0.167]
その他サービス業	-0.0963 [0.301]	-0.017 [0.053]
その他	0.3168 [0.763]	0.056 [0.135]
地域ダミー (レファレンス・グループ: 関東)		
北海道	-0.6309*** [0.244]	-0.0674*** [0.020]
東北	0.4472*** [0.123]	0.0735*** [0.021]
北陸	0.6887*** [0.134]	0.1214*** [0.026]
甲信	0.089 [0.236]	0.0129 [0.035]
東海	0.8645*** [0.110]	0.1593*** [0.021]
近畿	0.4125*** [0.115]	0.067*** [0.019]
中国・四国	0.4736*** [0.127]	0.0785*** [0.022]
九州・沖縄	0.2912** [0.130]	0.0455** [0.021]
事業活動水準変化率の期間平均 (%)	-0.0019 [0.003]	0.000 [0.001]
事業活動水準変化率の2乗項の期間平均	0.0000 [0.000]	0.000 [0.000]
年度平均被保険者数の期間平均	0.0016 [0.002]	0.0003 [0.000]
産業平均受給率の期間平均 (%)	-0.0605** [0.029]	-0.0107** [0.005]
定数項	-1.8703** [0.895]	
対数尤度	-4993.54	
サンプル数	13134	
事業所数	2760	

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 限界効果は変量効果がゼロであるという仮定のもとで計算した。

図表5-21 非製造業：雇用調整式の固定効果推定

	入職率		離職率		雇用人数変化率	
	受給	非受給	受給	非受給	受給	非受給
事業活動水準変化率 (%)	0.1112** [0.055]	0.0185 [0.013]	0.0455 [0.035]	-0.0026 [0.007]	0.0657* [0.038]	0.0211** [0.011]
事業活動水準変化率の2乗項	0.0001 [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0002 [0.000]	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0000** [0.000]
σ_{Tv}	-1.5353 [1.864]		-1.0888 [0.914]		-0.4465 [1.832]	
σ_{Nv}		-1.6686 [2.062]		-1.5907 [1.404]		-0.0779 [1.485]
定数項	17.8373*** [2.371]	21.7828*** [0.464]	17.5835*** [1.118]	17.3000*** [0.316]	0.2538 [2.397]	4.4828*** [0.334]
対数尤度	-15286.87	-49267	-13890.87	-44534.32	-14534.32	-48020.24
サンプル数	3239	9895	3239	9895	3239	9895
事業所数	1304	2725	1304	2725	1304	2725

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

図表5-22 非製造業：受給と非受給事業所の係数間の差

	入職率	離職率	雇用人数変化率
事業活動水準変化率 (%)	0.0927 [0.0588] {0.115}	0.0482 [0.0348] {0.167}	0.0445 [0.0433] {0.304}
事業活動水準変化率の2乗項	0.0002 [0.0005] {0.743}	0.0002 [0.0002] {0.526}	0.0000 [0.0003] {1.000}

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差で、{ }内はp値である。

注2 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

図表5-23 非製造業：二段階推定の推定結果に基づいて計算された処置効果

	係数	標準偏差	p値
パネルA：平均処置効果			
入職率 (%)	-2.4386	5.4187	0.653
離職率 (%)	1.7488	3.1903	0.584
雇用人数変化率 (%)	-4.1874	3.5075	0.233
パネルB：受給事業所に限定した平均処置効果			
入職率 (%)	-3.5982	3.2242	0.264
離職率 (%)	1.1439	2.2338	0.609
雇用人数変化率 (%)	-4.7421	2.2566	0.036

データ出所：図表5-1と同様。

注1 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

図表5-23は二段階推定の結果に基づいて計算された処置効果を示す。結果の多くが有意でないことと、受給が離職率を上昇させるという結果は有意ではないものの、予期される雇調金の効果に反する結果となっていることは、全てのサンプルで推定した場合の結果とは異なる(図表5-6)。しかし、受給が雇用人数を低下させ、その低下に主に寄与しているのが入職の低下であることは全てのサンプルで推定した場合と一致する。

8 終わりに

本章は雇調金が事業所の雇用調整に及ぼす影響を調べ、雇調金の政策効果を明らかにしようとした。事業所の雇調金利用状況、事業活動及び雇用人数の変化などの情報が含まれているパネル・データを利用して、受給申請に関わるセルフ・セレクションを考慮した内生的スイッチング回帰モデルで推定を行った。推定の結果、非受給事業所と比べて、受給事業所の雇用人数の変化は、事業活動水準により感応的であり、これは主に入職への効果を反映するもので、離職においては、受給・非受給事業所間の違いが有意ではなかったことが明らかになった。また、雇調金受給の平均処置効果の推定値も入職率への負の効果が、離職率への負の効果を上回り、ネットで見ると雇用人数変化率に対する平均処置効果は負になっている。

しかし、これを全て政策効果として論理的に説明することは困難である。可能な解釈として考えられるのは、本章は推定方法を工夫して受給に関わるセレクションの問題を回避しようとしたが、データの制限によりそれが完全には防げなかったこと。そのため、推定結果にある受給・非受給事業所間の差異は、少なくともその一部分は両者の本来的な雇用調整の違いを反映し、事業活動が縮小する際、受給事業所の雇用調整では、労働時間と新規雇入れの抑制が中心となる、といった特徴が結果に反映されているのではないかと推測される。

このような推定の限界を踏まえつつ、雇調金の政策効果について何が言えるだろうか？既に本章で何度も強調したように、推定結果は雇調金が離職率と入職率の双方を抑制する効果を持つことを示しており、それも考慮すると、雇調金の雇用維持に対する政策効果は限定されたものであった可能性が高い。そのような推測には、幾つかの根拠がある。

第一に、雇調金を受給した事業所は業種、雇用慣行、人員構成など様々な側面で特徴を持っており、これらは雇調金の所期の政策効果を小さくする影響を持った可能性が高い。この点は母集団全体に対する離職率に対する平均処置効果の推定値(ATE)より、実際に受給した事業所に対する処置効果(ATET)が一貫してその絶対値が小さいことに現れている。処置効果のより大きい事業所が受給するセレクション・メカニズムが用意されない限り、例え母集団全体に対する処置効果が十分大きくても、受給する事業所に対する処置効果が小さい限り、政策効果は限定されたものになる。

雇調金が雇用保険制度を利用したもので、非正規従業員の多くが対象外¹⁶になっていることも、雇用維持に対する効果を小さくした可能性を高くしている。さらに、リーマン・ショック時に受給条件の大幅な緩和が行われたことも投入資金あたりの政策効果を小さくした可能性がある。休業などで労働時間調整を行う事業所が雇調金を利用することが容易になり、また多くの事業所が繰り返し受給を受けることで、一時的な労働時間調整により雇用維持を図るという所期の目的には合致しない多くの事業所が受給したと推定される。雇調金のような誘導的政策では、個別の事業所における労働時間調整と雇用人数調整の間のトレード・オフに条件付けた助成金の支給は実際上不可能であり、そのため休業補償などの助成金は少なくとも一部の対象事業所に対して単なる所得移転に終わる場合も多い。

但し、ロスを小さくすることは不可能ではない。リーマン・ショック時のような、深刻な景気後退時に助成金の受給条件の緩和や助成内容の充実を図ることは、当時の政策的要請から見れば十分理解出来る¹⁷。しかし、政策目的が、景気後退局面において労働時間調整により解雇などの雇用調整を避けることにある以上、景気回復時には、受けた助成金の一部を保険金負担の調整により自己負担とするような仕組みが用意されれば、このようなロスはある程度削減できよう。現時点の苦境を休業補償の利用により乗り切る強いインセンティブを持つ事業所が、おのずから選ばれる仕組みが提供されるからである。

また、雇調金のように主に短期の雇用調整に対する介入を目的とした政策は、しばしば、セレクション・バイアスにより、長期的な雇用拡大の目標とは矛盾するような政策資源の配分をもたらしかねない。実際、雇調金を受給した事業所は、受給期間終了後においても、入職率の平均が月率で1.2%程度と、非受給の事業所の平均1.7%に比べて約6割の水準にとどまる(図表5-24)。これは受給中の事業所の平均0.9%よりは若干高いものの、受給前の平均1.6%より低く、受給事業所が受給期間終了後も、雇用の回復が進んでいないことを示す。同様の傾向は、離職率においても見られる。非受給事業所の離職率が平均で1.75%であるのに対し、受給終了後の事業所は離職率の平均が1.85%と、受給前・受給中の事業所よりむしろ高くなっている。上に述べた自己負担の導入により、長期停滞や構造調整が必要な事業所が何度も繰り返し受給するという、長期の政策目標との矛盾を避けるだけでなく、雇調金そのものの政策効果もより高まるのではないかと期待できる。

最後になるが、リーマン・ショック時を含め、累積で総額1兆円を超える資金が投入されている重要政策に対し、その効果を客観的に推定するための十分な検証作業、そのための政策デザインやデータ収集が不足している点を指摘したい。今後、一部業務データの研究者への提供や、政府内での検証作業が行われることを望むものである。

¹⁶ 但し、2008年後半には、休業補償の対象として6か月以上雇用されている、雇用保険被保険者以外も含まれるようになった。非正規社員の多くは2008~9年当時は未加入であり、あるいは加入者も離職して失業した場合に失業給付を受けることは出来なかった者が大半と推測される。

¹⁷ 皮肉なことに、2009年の景気後退は急激ではあったものの、Hijzen et al. (2015)が指摘するように、当初危惧されていたような長期の停滞をもたらすことなく、比較的早期に回復が見られたことも雇用調整を緩やかなものにした。

図表5-24 受給・非受給事業所の離職率と入職率の比較

離職率（月率年平均％）					
年度	非受給事業所	受給事業所			全体
		受給前	受給中	受給後	
2008	1.826	1.731	3.535	1.816	1.794
2009	1.668	1.509	1.699	2.512	1.700
2010	1.766	1.899	1.673	2.283	1.851
2011	1.754	1.721	1.689	1.689	1.720
2012	1.747	1.829	1.638	1.668	1.703
合計	1.752	1.688	1.699	1.851	1.753
入職率（月率年平均％）					
年度	非受給事業所	受給事業所			全体
		受給前	受給中	受給後	
2008	1.772	1.455	0.556	1.222	1.589
2009	1.770	1.667	0.804	1.171	1.484
2010	1.707	2.083	0.979	1.231	1.471
2011	1.735	2.294	1.009	1.234	1.451
2012	1.647	1.499	0.830	1.166	1.356
合計	1.726	1.607	0.911	1.201	1.470

データ出所：図表5-8と同様。

参考文献

- Boeri, T. and H. Brueckner (2011), “Short time work benefits, revisited: lessons from the Great Recession,” *Economic Policy* October 2011, 697-765
- Cahuc, P., and S. Carcillo (2011), “Is Short-time Work a good method to keep unemployment down?” *IZA discussion paper* 5430
- Heckman, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification error,” *Econometrica*, 47, 15
- Hijzen, A. and D. Venn (2011), “The Role of Short-time Work Schemes during the 2008-09 Recession,” *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 115
- Hijzen, A., R. Kambayashi, H. Teruyama, and Y. Genda (2015), “The Japanese labour Market during the global financial crisis and the role of non-standard work: A micro perspective,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, 260-281
- Mundlak, Y. (1978) “On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data,” *Econometrica*, 56, 69-86.
- Wooldridge, J. (1995) “Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Assumptions,” *Journal of Econometrics*, 68, 115-132.
- 中馬宏之・大橋勇雄・中村二郎・阿部正浩・神林龍(2002)「雇用調整助成金の政策効果について

て」、『日本労働研究雑誌』、No. 510、pp.55-70

労働政策研究・研修機構(2005)『雇用調整助成金受給事業所の経営と雇用』、調査シリーズ
No.10

労働政策研究・研修機構(2012)『雇用調整助成金による雇用維持機能の量的効果に関する一考
察』、資料シリーズ No.99

労働政策研究・研修機構(2014)『雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査』、調
査シリーズ No.123

付録1 変数の作成方法

まず、受給の決定式 ((5)式) の変量効果プロビット推定に用いられる変数の作成について、

変数	データと作成方法
受給ダミー	業務データ。当該年度に1か月でも雇調金を受給していれば1であり、そうでなければ0。
事業活動水準変化率 (%) とその2乗項	アンケート・データ。2007年度を基準100として、2008年度から2012年度までの事業活動水準を用いて、「変化率 = (今年度水準 - 前年度水準) / 前年度水準 * 100」で計算した。
事業所規模 (年度平均被保険者数)	業務データ。各月の月末保険者数のデータを用いて、各事業所の年度平均被保険者数 (1~12月の合計 / 12) を計算した。
産業受給率 (%)	業務データとアンケート・データ。当該年度に1か月でも受給していれば受給として、年度ごとに各産業における受給率を計算した。
正規雇用比率 (%)	アンケート・データ。2013年度の調査時点で事業所の正規労働者数と直接雇用労働者数のデータで、「正規労働者数 / 直接雇用者数」を計算した。全雇用者における割合を計算しなかった理由は、派遣労働者のデータに欠損値であるものが多いからである。一時点のデータしかないので、年度を通じて値が変わらない。
設立年数ダミー	業務データ。事業所の設置日のデータを用いて、設置年度が1947~1972であれば1、1973~1985であれば2、1986~1999であれば3、2000~2012であれば4とするダミー変数を作成した。推定する際に1947~1972年度をレファレンス・グループにした。
産業ダミー	アンケート・データ。業務データでなく、アンケート・データの産業データを使った理由は、後者の方で東日本大震災の影響を受けたと思われる宿泊業は独立されているからである。推定する際に製造業をレファレンス・グループにした。
地域ダミー	全国を北海道、東北、北陸、関東、甲信、東海、近畿、中国・四国と九州、九つの地区に分ける。推定する際に関東地区をレファレンス・グループにした。

そして、雇用人数の調整を表す(8)式の固定効果推定に用いられる変数について、

変数	データと作成方法
入職率 (%)	業務データ。「年度内の各月の取得件数の合計 / 年始被保険者数 * 100」で計算した。(年始被保険者数 = 前年度3月の月末被保険者数)
離職率 (%)	業務データ。「年度内の各月の喪失件数の合計 / 年始被保険者数 * 100」。
雇用人数変化率 (%)	業務データ。「年度内の各月の (取得件数 - 喪失件数) の合計 / 年始被保険者数 * 100」。
事業活動水準変化率 (%) とその2乗項	(5)式の推定と同様。

付録2 業務データのみを用いた分析

本文で既に説明したように、雇用調整助成金の政策効果の分析において特に重要である、生産量（売上げ高）の変化率データは、提供を受けた業務データには含まれておらず、JILPTの実施したアンケート調査と結合させる形でパネル・データを構築した。しかし、その代理変数として利用したアンケート調査における活動水準指数は年度データであるうえ、2013年調査時点での回顧データであるため、その正確さには疑問が残る。以下では、業務データのみを用いて行った分析を簡単に説明する。

(1) 雇用人数変化率を所与として、入職率、離職率への配分に与える効果を推定

(2) 本文と同様の雇調金受給の決定を含む処置効果モデル

以下その結果を要約する。

(1) 雇用人数変化率を所与として、入職率、離職率への配分に与える効果を推定

本文では、固定効果を含む受給決定モデルの二段階推定を行った。その際の鍵となる変数は事業水準の変化率変数であるが、業務データのみを用いた推定では利用できない。そこで

(1) では雇用人数変化率を所与として、雇調金が調整手段の配分に与える効果を推定した。雇調金が所期の政策目標に従い効果がある場合、雇用調整はより入職率に依存して行われると考えられ、そのため、雇用調整全体に占める離職率のシェアは受給企業においてより小さくなると予想される。付図表5-1は固定効果、付図表5-2はPSMの推定結果をまとめた。結論は明確で、固定効果、PSMいずれの推定結果も雇調金受給の効果は離職率シェアを高めることを示し、予想される政策効果は強く否定される。特に留意したいのは、これらの推定において受給以前1年間平均の離職率シェアを右側変数に含んだ場合でも結論に影響はない点で、受給前の雇用調整状況をコントロールしても、受給事業所は有意に離職率のシェアを引き上げたことが確認される。これは、本文で頑健な結果として述べた受給事業所の入職率が有意に高いことに符合する。

付図表5-1 パネル回帰式:被説明変数 離職率シェア(=離職率/[離職率+入職率])

	変量効果			固定効果	
	あり	あり	あり		
月次年次ダミー	あり	あり	あり		
産業都道府県ダミー	なし	あり	あり		
受給ダミー	0.102 [0.002]***	0.091 [0.002]***	0.026 [0.005]***	0.075 [0.002]***	0.024 [0.006]***
過去1年平均離職率シェア			0.284 [0.016]***		0.111 [0.019]***
雇用人数変化率	-0.220 [0.001]***	-0.220 [0.001]***	-0.073 [0.004]***	-0.208 [0.001]***	-0.090 [0.005]***
定数	0.617 [0.003]***	0.511 [0.026]***	0.640 [0.166]***	0.599 [0.003]***	0.636 [0.010]***
サンプル数	348,213	348,213	29,050	348,213	29,050
サンプル事業所数	25,475	25,475	1,627	25,475	1,627

データ出所：図表5-8と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

付図表5-2 PSM:被説明変数 離職率シェア(=離職率/[離職率+入職率])

受給決定のプロビットに含まれる変数		月次ダミー、雇用人数変化率		
追加説明変数	年次ダミー	なし	あり	あり
	過去1年平均離職率シェア	なし	なし	あり
受給効果		0.048 [0.014]***	0.024 [0.010]**	0.015 [0.005]***

データ出所：図表5-8と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

(2) 業務データを利用した処置効果モデル

ここでも受給決定の要件である売上高の変化率データが利用できないため、受給の決定要因として過去1年間の平均離職率と入職率を利用して処置効果モデルを推定した。付図表5-3は処置効果モデルの推定に基づくATEの推定値をまとめる。さらに付図表5-4は処置効果モデルと同じ説明変数を利用したPSMによるATEの推定値をまとめた。付図表5-3の推定では、全サンプルの場合離職率、入職率双方に対して有意に負の効果が認められるが、入職率への負の効果がより大きく、雇用変化率に対しては負の効果の推定値(ただし有意ではない)が得られた。一方PSMの推定値を付図表5-4にまとめているが、それでは離職率に対しては正、入職率に対しては負(いずれも有意)の効果の効果が検出され、全体として雇用変化率に対して負の効果が検出された¹⁸。

¹⁸ なお、業務データが月ベースであるので、入職率、離職率も月率であり、その処置効果も月率で表示されているので、他の年度ベースの処置効果の推定値と比較するには、付図表5-3の値を12倍する必要がある。

付図表5-3 業務データのみを利用したトリートメント効果(二段階推定)

被説明変数	入職率			離職率			雇用人数変化率		
	全体	製造業	非製造業	全体	製造業	非製造業	全体	製造業	非製造業
受給ダミー	-0.00391 [0.000]***	0.00016 [0.001]	-0.00188 [0.001]***	-0.00286 [0.002]*	0.00188 [0.004]	-0.00114 [0.002]	-0.00106 [0.002]	-0.00172 [0.004]	-0.00074 [0.002]
全サンプル過去1年平均離職率	0.45661 [0.071]***	-0.19632 [0.099]**	0.73453 [0.096]***	-1.40846 [0.342]***	-1.01871 [0.759]	-1.70177 [0.347]***	1.86507 [0.347]***	0.82239 [0.761]	2.43630 [0.356]***
過去1年平均入職率	0.35164 [0.002]***	0.35762 [0.004]***	0.35116 [0.003]***	0.47644 [0.012]***	0.40087 [0.033]***	0.49626 [0.011]***	-0.12480 [0.012]***	-0.04325 [0.033]	-0.14510 [0.011]***
過去1年平均離職率	0.09264 [0.001]***	0.07471 [0.002]***	0.09826 [0.001]***	0.18429 [0.005]***	0.13252 [0.014]***	0.20014 [0.005]***	-0.09165 [0.005]***	-0.05781 [0.014]***	-0.10188 [0.005]***
定数項	0.00423 [0.001]***	0.01322 [0.002]***	-0.00037 [0.002]	0.04069 [0.006]***	0.03240 [0.012]***	0.04531 [0.006]***	-0.03646 [0.006]***	-0.01918 [0.012]	-0.04568 [0.006]***
サンプル数	1,228,369	426,624	801,745	1,228,369	426,624	801,745	1,228,369	426,624	801,745

データ出所：図表5-8と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

付図表5-4 業務データを利用したトリートメント効果(PSM)

被説明変数	サンプル			
	2009	2010	2011	全サンプル
入職率	-0.221 [0.056]***	-0.186 [0.045]***	-0.059 [0.058]	-0.241 [0.024]***
離職率	0.134 [0.119]	0.15 [0.157]	0.359 [0.110]***	0.132 [0.058]**
雇用人数変化率	-0.356 [0.131]***	-0.336 [0.162]**	-0.419 [0.126]***	-0.373 [0.061]***
サンプル数	275189	294013	311036	1321970

データ出所：図表5-8と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 PSMに利用する受給のプロビット推定には以下の説明変数が利用された：過去1年平均離職率、同平均入職率、所属産業の平均受給率。

付録3 処置効果の代替的推定

付録3.1

本文の(1)式、(2)式と(3)式からなる内生的スイッチング回帰モデルでは、受給と非受給事業所それぞれの雇用調整式((1)式と(2)式)で誤差項の分散及びそれと受給の決定式((3)式)の誤差項との共分散が異なることが許される。ここでは、(1)式と(2)式それぞれの誤差項の分散と共分散が同じであると仮定した場合の推定を行う。下記の(A.1)式と(3)式からなるモデルは、内生的スイッチング回帰モデルのconstrained modelと考えられる。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + X_{it} \beta_2 + (X_{it} \cdot I_{it}) \beta_3 + \eta_i + u_{it} \quad (\text{A.1})$$

(A.1)式について、 i と t はそれぞれ事業所と年度を表すインデックスである。 Y_{it} は雇用人数の変化を表し、 X_{it} は事業活動水準の変化を表す。 I_{it} が1であれば受給事業所であり、0であれば非受給事業所であるとする。 β_1 と β_3 は雇調金の受給が雇用人数の変化に及ぼす影響を表す。受給は雇用人数による調整の相対的成本を変えるので、同じ程度の事業活動の変化に応じた雇用人数の調整幅は受給するか否かで異なり、 X_{it} の係数は受給によって変わり、 $\beta_3 \neq 0$ であると思われる。 η_i は時間を通じて一定である事業所固有効果を表す。 η_i は X_{it} と相関を持つと想定される。誤差項について、 $(v_{it}, u_{it}) \sim N(0, \widetilde{\Sigma})$

$$\widetilde{\Sigma} = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{uv} \\ \sigma_{uv} & \sigma_u^2 \end{bmatrix}$$

とする。

本文の内生的スイッチング回帰モデルと同様に二段階推定を行う。まず本文と同様に θ_i と Z_{it} の間の相関は(4)式で表せると仮定し、(4)式を(3)式に代入することで(5)式を得る。(5)式の下で、 u_{it} の w_{it} についての条件付き期待値は

$$\begin{aligned} E(u_{it}|I_{it} = 1) &= \sigma_{uv}E(w_{it}|w_{it} < Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1) & (A.2) \\ &= \sigma_{uv} \frac{\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{\Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(u_{it}|I_{it} = 0) &= \sigma_{uv}E(w_{it}|w_{it} > Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1) & (A.3) \\ &= \sigma_{uv} \frac{-\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{[1 - \Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)]} \end{aligned}$$

であるので、

$$h_{it} = \begin{cases} \frac{\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{\Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)} & \text{if } I_{it} = 1 \\ \frac{-\phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)}{[1 - \Phi(Z_{it}\gamma + \delta_0 + \bar{Z}_i\delta_1)]} & \text{if } I_{it} = 0 \end{cases}$$

とし、(A.1)式を次の(A.4)式に書き直すことができる。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + X_{it}\beta_2 + (X_{it} \cdot I_{it})\beta_3 + \eta_i + \sigma_{uv}h_{it} + e_{it} \quad (A.4)$$

ここで、 $e_{it} = u_{it} - \sigma_{uv}h_{it}$ である。推定手順として、一段階目で(5)式に対して変量効果プロビット推定を行い、 $\gamma, \delta_0, \delta_1$ の一致推定量を求めて、 \hat{h}_{kit} を計算する。二段階目は X_{it}, I_{it} と

\hat{h}_{kit} を説明変数として、(A.4)式に対して固定効果推定を行う。平均処置効果 (ATE) は

$$\beta_1 + \bar{X}\beta_3$$

であり、受給事業所に対する平均処置効果 (ATET) は

$$\beta_1 + \bar{X}_T\beta_3$$

である。 \bar{X} は X_{it} のサンプル平均であり、 \bar{X}_T はそれぞれ X_{it}, λ_{Tit} の受給事業所のサブサンプル平均である。

付図表5-5 (A.4)式の固定効果推定

	入職率	離職率	雇用人数変化率
定数項	18.7443*** [0.313]	15.8842*** [0.186]	2.8602*** [0.291]
受給ダミー	-2.8064** [1.092]	-1.2920** [0.639]	-1.5143 [0.993]
事業活動水準変化率 (%)	0.0147 [0.009]	-0.0079 [0.005]	0.0226*** [0.008]
変化率と受給ダミーの交叉項	0.0692*** [0.026]	0.0099 [0.016]	0.0593*** [0.019]
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0000* [0.000]	0.0000* [0.000]	-0.0000*** [0.000]
変化率2乗項と受給ダミーの交叉項	-0.0001*** [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0000** [0.000]
σ_{uv}	-1.0565 [0.815]	0.8772* [0.454]	-1.9337*** [0.700]
対数尤度	-109901.38	-99104.05	-107376.77
サンプル数	22610	22610	22610
事業所数	4689	4689	4689

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。[]内は標準誤差である。

付図表5-5は二段階目の雇用調整式(A.4)に対する固定効果推定の結果を示す¹⁹。本文の内生的スイッチング回帰モデルの結果(図表5-4パネルA)と比べて、推定された係数の有意性と符号には大きな違いが見られないが、数値は若干異なる。まず、受給と非受給事業所の間にある定数項の差が小さくなっている。図表5-4で入職率において定数項の差は-6.1959(=13.2772-19.4731)であるが、付図表5-5でその差は-2.8064にとどまる。離職率においても図表5-4の定数項の差が-3.5525(=16.0817-12.5292)であるのに対して、付図表5-5でその差は-1.2920になっている。また、図表5-4と比べて、付図表5-5で事業活動水準変化率に応じた入職率の調整幅の差が小さくなっている。図表5-5では入職率の調整幅の差は0.0753であるのに対して、付図表5-5では0.0692である。

¹⁹ 一段階目の受給決定式に対する推定は、推定式と推定方法は本文の内生的スイッチング回帰モデルと同様であるため、推定結果は表3と同じである。

付図表5-6 受給経験を持つ事業所からなる母集団で(A.4)式の固定効果推定

	入職率	離職率	雇用人数変化率
定数項	18.2704*** [0.638]	15.8582*** [0.345]	2.4122*** [0.575]
受給ダミー	-4.3350*** [1.234]	-1.9319*** [0.667]	-2.4031** [1.103]
事業活動水準変化率 (%)	0.014 [0.019]	-0.016 [0.012]	0.0299* [0.017]
変化率と受給ダミーの交叉項	0.0686** [0.031]	0.016 [0.019]	0.0522** [0.025]
事業活動水準変化率の2乗項	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	-0.0000** [0.000]
変化率2乗項と受給ダミーの交叉項	-0.0000** [0.000]	-0.0000* [0.000]	0.000 [0.000]
雇用調整式と受給決定式の誤差項の共分散	0.073 [0.982]	1.4861*** [0.511]	-1.4132* [0.834]
対数尤度	-69433.536	-61768.754	-67932.422
サンプル数	14519	14519	14519
事業所数	2954	2954	2954

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

次に本文と同様に受給経験を持つ事業所のサンプルのみでこのモデルを推定する。付図表5-6は(A.4)に対する固定効果推定の結果を示す。内生的スイッチング回帰モデルの推定結果(図表5-12、5-13)と比べて、定数項の差と事業活動水準変化率に応じた入職率の調整幅の差がやや小さくなっているが、推定された係数の有意性と符号には大きな違いが見られない。また、製造業と非製造業それぞれのサブサンプルでの推定も行った。付図表5-7に示されている(A.4)に対する固定効果推定の結果は、内生的スイッチング回帰モデルの推定結果(図表5-17、5-18と図表5-21、5-22)と比べて、受給が事業活動水準変化率の係数に及ぼす影響はより有意になっていて、数値もより大きくなっている。

付図表 5-7 製造業と非製造業それぞれのサブサンプルで(A.4)式の固定効果推定

サンプル	製造業			非製造業		
	入職率	離職率	雇用人数変化率	入職率	離職率	雇用人数変化率
被説明変数						
定数項	15.1825*** [0.641]	14.1310*** [0.359]	1.0514* [0.606]	21.2517*** [0.320]	17.2298*** [0.206]	4.0219*** [0.273]
受給ダミー	-3.5587** [1.438]	-2.8320*** [0.802]	-0.7268 [1.346]	-0.8551 [1.923]	1.1253 [1.178]	-1.9804 [1.610]
事業活動水準変化率 (%)	0.0252 [0.017]	-0.0311*** [0.010]	0.0563*** [0.016]	0.0159 [0.012]	-0.0035 [0.007]	0.0194* [0.010]
変化率と受給ダミーの交叉項	0.0546*** [0.012]	-0.0249*** [0.009]	0.0795*** [0.012]	0.1320** [0.057]	0.0399 [0.035]	0.0921*** [0.037]
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0000* [0.000]	0.0000*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]	0 [0.000]	0 [0.000]	-0.0000** [0.000]
変化率2乗項と受給ダミーの交叉項	-0.0001*** [0.000]	0 [0.000]	-0.0001*** [0.000]	-0.0001 [0.000]	-0.0001** [0.000]	0 [0.000]
共分散	-0.6513 [1.142]	1.9646*** [0.649]	-2.6159*** [0.927]	-2.2324* [1.303]	-0.7252 [0.716]	-1.5071 [1.141]
対数尤度	-43991.86	-39323.67	-43409.78	-65325.83	-59122.97	-63596.72
サンプル数	9476	9476	9476	13134	13134	13134
事業所数	1929	1929	1929	2760	2760	2760

データ出所：図表 5-1 と同様。
注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

付図表5-8は上記の異なるサンプルで推定した処置効果の推定値を示す。内生的スイッチング回帰モデルで推定したATEとATETと比べて、数値の大きさはやや変わっているが、有意性と符号には大きな違いがなく、この推定結果から導かれる結論は本文と変わらない。

付図表5-8 (A.4)式と(3)式からなるモデルの処置効果

サンプル	全サンプル	受給経験を持つ 事業所	製造業	非製造業
	パネル A: 平均処置効果			
入職率 (%)	-3.1424 [1.138] ***	-4.4769 [1.183] ***	-3.6504 [1.423] ***	-1.3415 [1.838]
離職率 (%)	-1.4274 [0.654] **	-2.0061 [0.663] ***	-2.8728 [0.796] ***	0.6662 [1.130]
雇用人数変化率 (%)	-1.7150 [1.046]	-2.4709 [1.105] **	-0.7777 [1.3384]	-2.0076 [1.573]
パネル B: 受給事業所に限定した平均処置効果				
入職率 (%)	-3.0990 [1.365] ***	-4.6118 [1.170] ***	-3.7345 [1.404] ***	-1.1405 [1.869]
離職率 (%)	-1.3645 [0.639] **	-2.0404 [0.656] ***	-2.8918 [0.786] ***	0.9584 [1.148]
雇用人数変化率 (%)	-1.7345 [1.021] *	-2.5715 [1.101] **	-0.8427 [1.329]	-2.0990 [1.585]

データ出所：図表5-1と同様。

注1 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

付録 3.2

これまでの推定結果によれば、雇調金の受給は離職だけでなく入職も抑制する。ここで、上記のモデルを拡張し、離職率と入職率が同時に決定されるモデルを考える。次の(A.5)式と(A.6)式はそれぞれ入職率 (H_{it}) と離職率 (S_{it}) の雇用調整式を表す。

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 I_{it} + X_{it} \alpha_2 + (X_{it} \cdot I_{it}) \alpha_3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.5})$$

$$S_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + X_{it} \beta_2 + (X_{it} \cdot I_{it}) \beta_3 + \eta_i + u_{it} \quad (\text{A.6})$$

それぞれの式について、これまでのモデルと同様に事業所固有效果 (μ_i と η_i) は X_{it} と相関を持ち、誤差項 (ε_{it} と u_{it}) は平均が0である正規分布に従い、受給決定式 ((3) 式) の誤差項と相関を持つ ($cov(\varepsilon_{it}, v_{it}) \neq 0$, $cov(u_{it}, v_{it}) \neq 0$) とする。ただし、ここでは更に $cov(\varepsilon_{it}, u_{it}) \neq 0$, $cov(\mu_i, \eta_i) \neq 0$ を仮定する。つまり、離職率と入職率は観察不可能な要因によって同時に

決定される。(A.5)式と(A.6)式は seemingly unrelated regression (SUR) model である。この二つの式と受給の内生性をモデル化した(3)式からなるモデルを推定する。

本文でも注意を喚起したように、5-5 節に示した推定で利用した「事業活動水準の変化率」はアンケートの回答であり、誤差を含む可能性があるうえ、年次データのため急激な生産水準の変動を捉えにくく、そのような変動が雇用や労働時間調整に影響を与えているとすれば、「事業活動水準の変化率」ではその影響を捉えることが出来ない。その場合、これらは入職率と離職率の回帰式の誤差項となって現れると考えられる。ここで行う推定は、観察不能な要因が入職・離職双方に影響を与えた可能性を取り入れたものと考えることが出来る。

推定手順として、まずこれまでの推定と同様に二段階推定を行う。一段階目は(5)式に対して変量効果プロビット推定を行い、得られた係数の推定値でセルフ・セレクションの修正項(\hat{h}_{kit})を計算する。二段階目は X_{it} 、 I_{it} と \hat{h}_{kit} を説明変数として、(A.5)式と(A.6)式の SUR モデルを一般化最小二乗法 (GLS) で推定する。ただし、事業所固有効果 (μ_i と η_i) をモデルから消去するために、被説明変数と説明変数の期間平均との差分を計算し、そのデータで推定する。

付図表 5-9 は二段階目の固定効果推定の結果を示す。一般に SUR モデルの各式に含まれる説明変数が同じである場合、推定された係数値は式をそれぞれ最小二乗法 (OLS) 推定した場合と同様になる²⁰。そのため、付図表 5-9 から得られる受給の効果に関する推定結果は付図表 5-5 とは殆ど変わらない。この推定では ε_{it} と u_{it} の間にある相関係数が推定され、その推定値は 0.4715 で有意である。この推定から、離職率と入職率の雇用調整式で両者の誤差項は有意な相関を持ち、観察不可能な要因によって同時に決定されると言える²¹。

²⁰ ただし、誤差項の間の相関を考慮し、GLS で推定することで、推定量の有効性がより高くなる。

²¹ 誤差項の相関が正で有意であることは、観察されない要因が、事業活動水準変数などでは捉えきれない労働需要に対する負のショックによるものであるという推測を支持しない。なぜなら、そのようなショックは入職率と離職率を反対方向に動かすと予想されるので、観察される相関は負でなければならないから。正で有意な相関は、むしろ雇用調整の限界費用を入職離職の両面で同方向に変動させるような要因の存在を示唆している。例えば調整費用が比較的小さいと思われる非正規従業員の比率の変動はそのような効果をもたらす。

付図表5-9 SUR モデル((A.5)式と(A.6)式)の GLS 推定

	入職率	離職率
定数項	18.7443*** [0.385]	15.8842*** [0.239]
受給ダミー	-2.8064*** [1.077]	-1.2920* [0.668]
事業活動水準変化率 (%)	0.0147** [0.007]	-0.0079* [0.005]
変化率と受給ダミーの交叉項	0.0692*** [0.015]	0.0099 [0.009]
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0000** [0.000]	0 [0.000]
変化率2乗項と受給ダミーの交叉項	-0.0001*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]
雇用調整式と受給決定式の誤差項の共分散	-1.0565 [0.666]	0.8772** [0.413]
対数尤度	-206163.3444	
サンプル数	22610	
事業所数	4689	

二つの式の誤差項の相関係数についての推定結果：

	入職率	離職率
入職率	1	
離職率	0.4715	1

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 Breusch-Pagan 検定を用いて帰無仮説「相関係数が0に等しい」を検定した結果、検定統計量は5025.962で、p値は0.0000である。

付録 3.3

上記の(A.5)式、(A.6)式と(3)式からなるモデルを別の方法で推定してみる。受給決定式についてプロビット・モデルを仮定する代わりに、線形確率モデル (linear probability model) を仮定する。つまり、受給決定式は次の(A.7)式で表すことにする。

$$I_{it} = Z_{it}\gamma + \theta_i + v_{it} \quad (\text{A.7})$$

(A.5)式、(A.6)式と(A.7)式からなるモデルを最尤推定する。ただし、事業所固有效果をモデルから消去するために、被説明変数と説明変数の期間平均との差分を計算し、そのデータで推定する。

付図表5-10はその推定結果を示す。受給決定式 ((A.7)式) の推定結果を見ると、表 3

の推定結果で計算された係数の限界効果と比較すると、二つの推定結果の有意性、符号及び大きさには大きな違いが見られない。入職率と離職率の雇用調整式 ((A.5)式と(A.6)式) の推定結果も付図表5-9の推定結果と近いが、受給ダミーの係数が若干大きくなっている。相関係数の推定結果について、入職率と受給決定式の誤差項の間の相関係数が有意でない。この結果はこれまでの推定結果と一致する。また、入職率と離職率の雇用調整式の誤差項の間の相関係数が0.4708で有意であるという結果は、上記の付録3.2の推定結果と非常に近い。

付図表5-10 (A.5)式、(A.6)式と(A.7)式からなるモデルの最尤推定

	入職率 (A.5)	離職率 (A.6)	受給決定式 (A.7)
事業活動水準変化率 (%)	0.0150** [0.007]	-0.0082* [0.005]	-0.0005*** [0.000]
変化率と受給ダミーの交叉項	0.0672*** [0.014]	0.01 [0.009]	
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0000** [0.000]	0.0000* [0.000]	0.0000*** [0.000]
変化率2乗項と受給ダミーの交叉項	-0.0001*** [0.000]	-0.0000** [0.000]	
受給ダミー	-4.0776*** [1.359]	-2.2484*** [0.845]	
定数項	19.0978*** [0.503]	16.2685*** [0.312]	0.0140* [0.007]
年度平均被保険者数(事業所規模)			-0.0004*** [0.000]
産業平均受給率 (%)			0.0105*** [0.000]
ln[誤差項の標準偏差]	3.4419*** [0.005]	2.9651*** [0.005]	-1.1475*** [0.005]
誤差項の標準偏差	31.2450	19.3969	0.3174
atanh[(A.7)と(A.5)式の誤差項の相関係数]		-0.0019 [0.015]	
(A.7)と(A.5)式の誤差項の相関係数		-0.0019	
atanh[(A.7)と(A.6)式の誤差項の相関係数]		0.0432*** [0.015]	
(A.7)と(A.6)式の誤差項の相関係数		0.0432	
atanh[(A.5)と(A.6)式の誤差項の相関係数]		0.5111*** [0.007]	
(A.5)と(A.6)式の誤差項の相関係数		0.4708	
対数尤度		-212300.8821	
サンプル数		22610	
事業所数		4689	

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

付録 3.4

これまでの議論で言及されているように、雇調金が離職を抑制し、雇用維持に効果を発揮するためには、労働時間調整と雇用人数調整が代替的であり、雇調金利用により労働時間調整の限界費用が低下すると、事業所は解雇を避け、より労働時間で労働投入量の調整を行うことが求められる。しかし、事業所毎に、労働時間調整の様々な手段の限界費用は異なっており、例えば、雇用人数調整の相対的費用がかなり低く、解雇や新規雇い入れなどで雇用調整を行う傾向が強い事業所には、雇調金は効果を発揮しにくい、一方、労働時間調整の限界費用がそもそも低く、雇調金の有無を問わず労働時間による雇用調整しか行わない傾向を持つ事業所においても、雇調金の効果は見られない。しかも雇用調整におけるこのような事業所固有の傾向は、事業所が受給申請をするかどうかを決定し、雇調金の効果を決める重要な要素だと考えられる。

我々は事業所の雇用調整手段の限界費用の構造を直接観察することはできないが、アンケート・データに含まれている調査期間中の各年度に事業所が利用した雇用調整手段のデータ（問 7）を分析することで、事業所は特定の雇用調整手段を利用する傾向を持つどうかを、ある程度判断することは可能である。ここで、調査期間中に3年度以上に残業規制又は休日の振替、休日・休暇の増加を実施した事業所を「労働時間調整をする傾向を持つ」として、傾向の有無を表すダミー変数を作成し²²、(3)式の説明変数に含め、サンプル全体を用いて修正された(3)式と(A.1)式からなるモデルを推定した。

付図表 5-11 は修正された変量効果プロビット・モデルの推定結果を示す。受給の決定式で、労働時間調整をする傾向を示すダミー変数の係数は非常に有意であり、係数値も高い。そのような傾向は事業所が受給申請をするかどうかを決める重要な要素であることは明らかになっている。

付図表 5-12 は雇用人数調整を表す(A.4)式の推定結果では、係数値は多少の違いが見られるが、係数値の符号と有意性は労働時間調整傾向を示すダミー変数が含まれていない場合と同様である。付図表 5-13 はこのモデルから推定された処置効果を示す。平均処置効果の有意性が低下しているが、推定値の符号と大小関係はこれまでの推定結果と整合的である。そのため、雇調金が入職と離職を減少させ、前者の減少幅がより大きいという主な結論は変わらない。

²² アンケートの問 7 では、労働時間調整の手段として残業規制、休日の振替と休日・休暇の増加、一時休業が含まれている。しかし、一時休業は雇調金を受けた結果である可能性もあるので、労働時間調整をする傾向を判断する際にそのデータを利用しない。

付図表5-11 労働時間調整傾向を(3)式の説明変数に含めた場合の雇調金受給の決定式の変量効果プロビット推定結果

説明変数	係数	限界効果
事業活動水準変化率 (%)	-0.0044*** [0.000]	-0.0010*** [0.000]
事業活動水準変化率の2乗項	0.0000*** [0.000]	0 [0.000]
労働時間調整傾向ダミー	0.8695*** [0.062]	0.2035*** [0.014]
年度平均被保険者数 (事業所規模)	-0.0011 [0.001]	-0.0003 [0.000]
産業平均受給率 (%)	0.0441*** [0.001]	0.0103*** [0.000]
正規雇用比率 (直接雇用のうち) (%)	0.0050*** [0.001]	0.0012*** [0.000]
設立年度ダミー (レファレンス・カテゴリー:1947~1972)		
1973~1985	-0.1430** [0.061]	-0.0335** [0.014]
1986~1999	-0.1806*** [0.060]	-0.0423*** [0.014]
2000~2012	-0.2757*** [0.072]	-0.0645*** [0.017]
産業 (レファレンス・カテゴリー:建設業)		
農業、林業、漁業	-1.8599 [1.767]	-0.4352 [0.413]
鉱業、採石業、砂利採取業	1.0156 [1.188]	0.2377 [0.278]
製造業	1.3267 [1.259]	0.3104 [0.294]
情報通信業	0.9709 [0.660]	0.2272 [0.154]
運輸業、郵便業	0.7920 [0.606]	0.1853 [0.142]
卸売業	-0.2927 [0.266]	-0.0685 [0.062]
小売業	-1.6138 [1.439]	-0.3776 [0.336]
不動産業、物品賃貸業	-0.8723 [0.985]	-0.2041 [0.230]
学術研究、専門・技術サービス業	-0.6902 [0.744]	-0.1615 [0.174]
宿泊業	-1.015 [0.723]	-0.2375 [0.169]
飲食サービス業	-2.9372 [2.325]	-0.6873 [0.544]
生活関連サービス業、娯楽業	-1.9406 [1.604]	-0.4541 [0.375]
教育、学習支援業	-2.52 [1.918]	-0.5897 [0.448]
医療、福祉	-3.6873 [2.361]	-0.8628 [0.552]
複合サービス事業	-3.8534 [2.356]	-0.9017 [0.551]
その他サービス業	-0.8737 [0.776]	-0.2044 [0.181]
地域ダミー (レファレンス・カテゴリー:関東)		
北海道	-0.4177** [0.181]	-0.0765** [0.029]
東北	0.3064*** [0.086]	0.0680*** [0.019]
北陸	0.6004*** [0.089]	0.1408*** [0.022]
甲信	0.2655** [0.135]	0.0584* [0.031]
東海	0.6429*** [0.070]	0.1517*** [0.016]
近畿	0.3106*** [0.076]	0.0690*** [0.017]
中国・四国	0.4490*** [0.085]	0.1025*** [0.020]
九州	0.3345*** [0.092]	0.0747*** [0.021]
事業活動水準変化率の期間平均 (%)	-0.0039* [0.002]	-0.0009* [0.001]
事業活動水準変化率の2乗項の期間平均	0.0000 [0.000]	0.0000 [0.000]
年度平均被保険者数の期間平均	0.0011 [0.001]	0.0003 [0.000]
産業平均受給率の期間平均 (%)	-0.1003 [0.082]	-0.0235 [0.019]
定数項	0.2008 [2.494]	
対数尤度	-7886.0187	
サンプル数	17280	
事業所数	3456	

データ出所: 図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

注2 限界効果は変量効果がゼロであるという仮定のもとで計算した。

付図表5-12 労働時間調整傾向を(3)式の説明変数に含めた場合、(A.4)式の固定効果推定

	入職率	離職率	雇用人数変化率
定数項	17.9874*** [0.372]	15.5139*** [0.210]	2.4735*** [0.334]
受給ダミー	-2.4632* [1.329]	-1.6790** [0.743]	-0.7842 [1.159]
事業活動水準変化率 (%)	0.0314* [0.016]	-0.0049 [0.009]	0.0363** [0.015]
変化率と受給ダミーの交叉項	0.0867** [0.035]	0.0148 [0.021]	0.0719*** [0.026]
事業活動水準変化率の2乗項	-0.0000** [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0000** [0.000]
変化率2乗項と受給ダミーの交叉項	-0.0001** [0.000]	0.0000 [0.000]	-0.0001*** [0.000]
雇用調整式と受給決定式の誤差項の共分散	-1.4667 [0.975]	0.8861* [0.530]	-2.3527*** [0.788]
対数尤度	-83113.8219	-74672.5298	-80592.5745
サンプル数	17280	17280	17280
事業所数	3456	3456	3456

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準誤差である。

付図表5-13 労働時間調整傾向を(3)式の説明変数に含めた場合、(A.4)式と(3)式からなるモデルの処置効果

	入職率	離職率	雇用人数変化率
平均処置効果	-2.9856 [1.915]	-1.6689 [1.083]	-1.3167 [1.402]
受給事業所に限定した平均処置効果	-2.8654 [1.324]**	-1.7129 [0.738]**	-1.1525 [1.172]

データ出所：図表5-1と同様。

注1 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。[]内は標準偏差である。

注2 標準偏差とp値はブートストラップ法で推定した。ブートストラップの回数は1000回である。

第6章 雇用調整助成金の政策効果

1 はじめに

雇用調整助成金（以下は雇調金）は、景気の変動、産業構造の変化その他の経済上の理由により事業活動の縮小を余儀なくされたが、休業、教育訓練、または出向によって雇用の維持を図る事業主を支援するものである¹。そのゆえ、経済変動に伴い、雇調金の支給件数も大きく変化している。近年の動きとして、2008年のリーマン・ショック後に、雇調金の受給事業所数は急増し、2010年の半ばごろにピークとなり、その後は徐々に減少した。2011年の東日本大震災の発生直後に2つ目のピークを迎え、その後、また減少傾向に入った（図表6-1）。雇調金の利用件数の変動は、景気変動による適用条件を満たす事業所数の変動のほか、リーマン・ショックや東日本大震災後の利用要件の緩和といった制度的な要因からも影響を受けている²。雇調金は、これまで数多くの事業所に支給してきたが、その政策効果は利用できるデータの欠如などにより、あまり研究されていない。

本稿は労働政策研究・研修機構（JILPT）が2013年6月に実施した「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」（以下はアンケート調査）および全国事業所の地域分布と廃業率、雇調金の受給率に応じて抽出した3万事業所の雇調金業務データと雇用保険業務データ（以下は3万事業所データ）を利用して、雇調金の政策効果を経営継続と雇用量の変化という2つの指標に着目して考察する。実証分析では、傾向スコアマッチング法を利用した。属性の近い受給事業所と非受給事業所の比較を通じて、雇調金の効果を明らかにすることを試みた。雇調金業務データと雇用保険業務データの利用期間は、2008年度～2012年度の5年間である。この期間中の雇調金の受給有無と被保険者数の月次変化がデータ上把握できるようになっている。また、アンケート調査より2007年を100とした時の2008年～2012年の事業所活動水準の変化に関する情報を取得することも可能である。本稿の分析に利用するデータは、受給前後の情報が把握でき、比較的長い期間で、事業所の雇用量変化を考察することができる。

雇調金の役割は、一時的な景気変動により生産需要が減少し、雇用者数を多めに抱えた事業主に雇調金を支給することで、雇用維持を図ることにある。雇調金の支給を受けた事業主は、雇用者数の調整の変わりに、雇用者の労働時間を調整し、景気回復まで雇用維持を可能

¹ 雇調金は、1975年に、「雇用調整給付金」という名前で創設された（労働省1999）。

² 雇調金の申請に関して、2001年9月までには業種指定があった。リーマン・ショック前では生産量の減少以外に、雇用量の対前年不増を支給要件としている。2008年12月より雇用量要件が撤廃され、2013年6月に復活した。売上高又は生産量の減少に関しては、時期によって異なるが、直近3ヶ月や最近6ヶ月対前年5%以上、10%以上、対3年前の15%以上の減少などが要件とされている。さらに、2011年3月17日～2012年5月1日までに青森県、岩手県、宮城県、福島県、茨城県の5県、2011年4月5日～2012年5月1日までに栃木県、千葉県、新潟県、長野県の災害救助法適用地域所在する事業所の事業主について、適用条件の緩和と手続きの簡略化を内容とする「震災特例」が実施された。本稿に利用するデータの実際の雇調金受給は、2008年12月からのため、雇用量条件が適用されておらず、主に生産高の減少が適用条件としている。

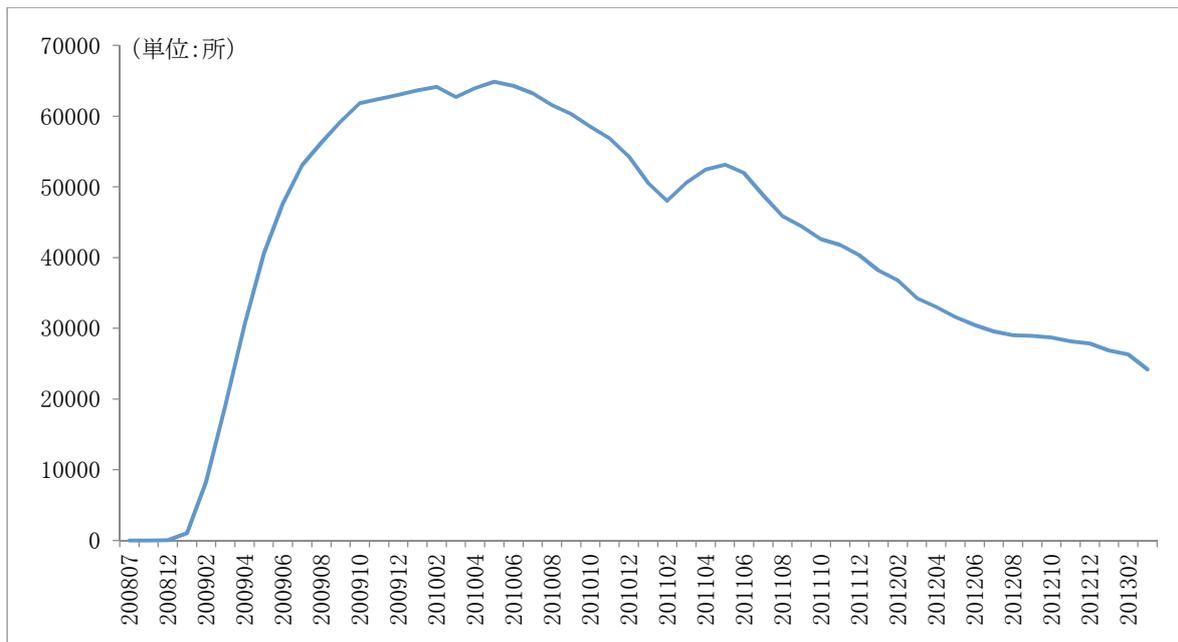
にする。しかし、産業構造の変化が起きている際に、事業活動が縮小する事業所に雇調金を支給することは、長期不況に陥る事業所の廃業を先延ばしにし、成熟産業に労働力を留まらせ、成長産業への労働移動を遅らせる可能性がある。実際に、雇調金業務データの集計で受給期間を見ると、2008年度から2012年度の5年間に、受給事業所の中で、約5割は延べ1年以上受給しており、約2割は延べ2年間以上受給している（図表6-2）。

産業別の受給率を見ると、雇調金の受給は主に、製造業、建設業、卸売・小売業という3つの産業に集中している（図表6-3）。さらに、雇調金の受給事業所と全国事業所の産業分布と比較してみると、製造業の全国事業所に占める割合は19.86%にもかかわらず、雇調金受給事業所に占める割合は、51.60%という非常に高い値になっている。一方で、建設業と卸売・小売業は、全産業の構成比以上に受給割合を占めるということにはなっていないが、他の産業と比べ高い受給率となっている。景気変動は、産業全体で一律ではないため、生産量の一定割合の低下を適用条件とする雇調金は、どうしても不況産業に集中して支給することになる。実際に、日本における近年の産業別就業者数推移を見ると、2002年から卸売・小売業は横ばい、建設業と製造業の就業者数のいずれも減少傾向にある（図表6-4）。

日本全国の産業別就業者数の推移をさらに詳しく見ると、2009年から製造業の就業者数の減少が停止し、2014年までは就業者数は安定している。雇調金の支給は2009年がピークであり、それ以降は、2013年初めまで年々減少したが、まだ、2008年を上回る数の事業所に提供している（図表6-1）。産業別就業者数の推移で確認した製造業の就業者数の減少停止は、雇調金の受給により、雇用維持という効果が働いたものによる可能性もある。

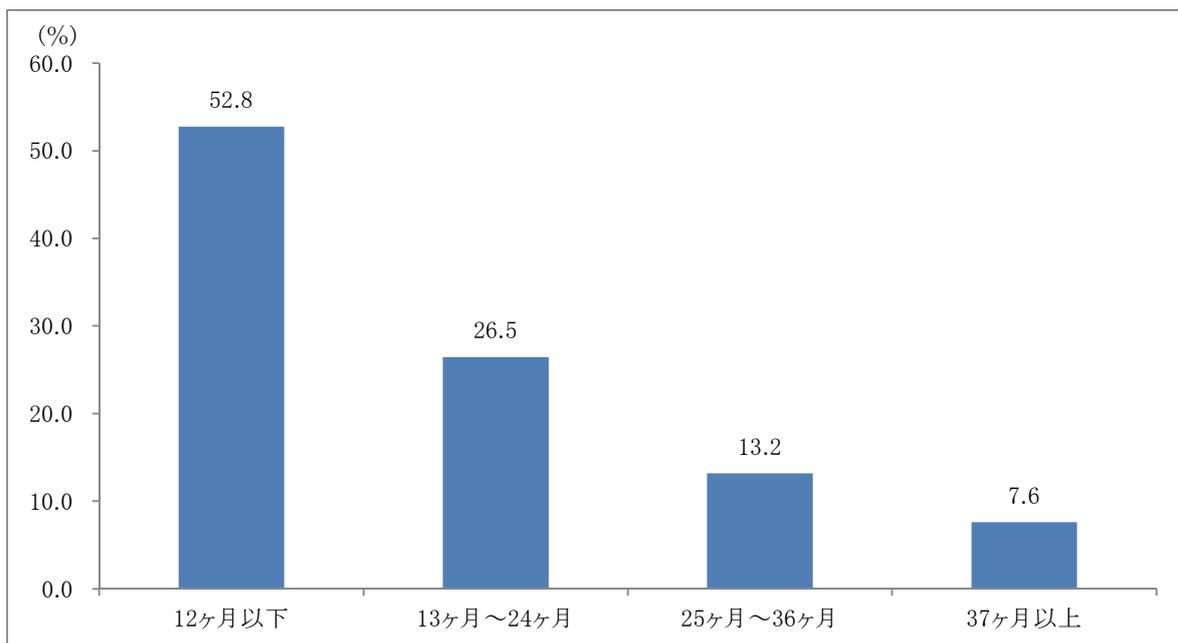
雇調金の支給が雇用にどのような影響を与えているのか、本稿は3万事業所データ被保険者データ、アンケート調査データと雇調金業務データの結合データを用いて検証する。本稿の構成は下記の通りである。第2節では、雇調金に関する先行研究を紹介し、第3節では、3万事業所データを用いて、受給非受給事業所の違いを紹介し、廃業率と被保険者数の時系列推移を比較する。第4節では、アンケート調査データを用いて、傾向スコアマッチング法を利用した分析結果を紹介する。第5節では、結論について述べる。

図表6-1 受給事業所数推移



出所：厚生労働省「雇用調整助成金業務データ」（2008年度～2012年度）より作成。

図表6-2 受給期間別割合



出所：厚生労働省「雇用調整助成金業務データ」（2008年度～2012年度）より作成。

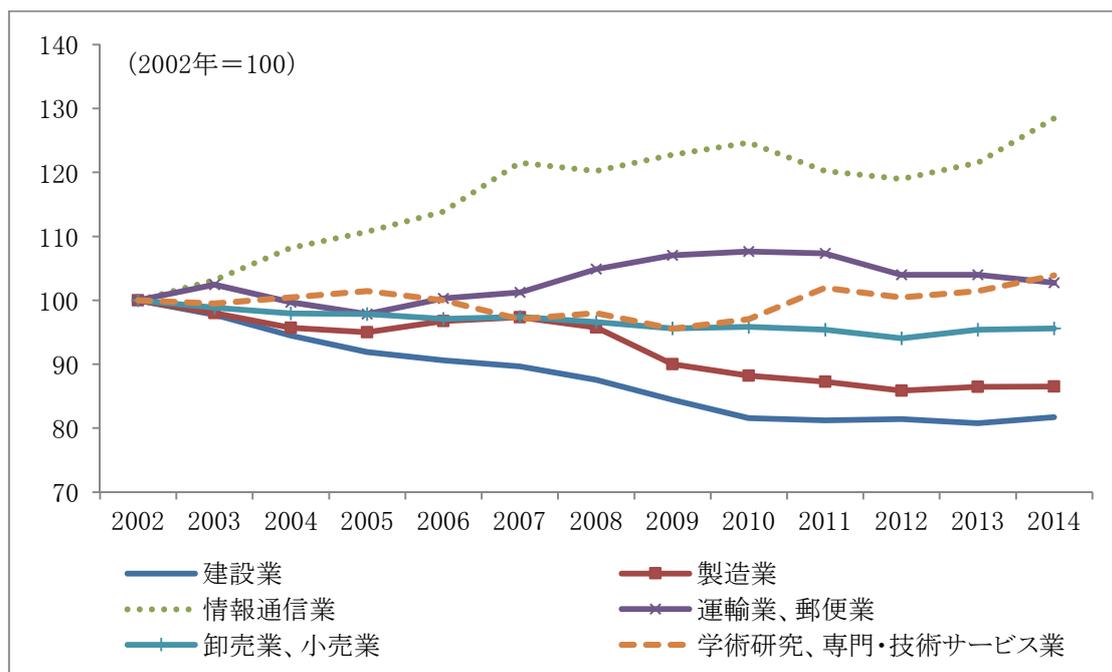
図表6-3 雇調金受給事業所と全国事業所との産業分布の比較

産業大分類	雇調金受給事業所		全国事業所	
	事業所数	割合	事業所数	割合
農業、林業	141	0.10	21,183	0.93
漁業	47	0.03	3,982	0.18
鉱業、採石業、砂利採取業	323	0.22	2,907	0.13
建設業	19,421	13.35	348,054	15.31
製造業	75,083	51.60	286,027	12.58
電気・ガス・熱供給・水道業	46	0.03	2,293	0.10
情報通信業	8,163	5.61	61,569	2.71
運輸業、郵便業	8,437	5.80	82,925	3.65
卸売業、小売業	14,140	9.72	451,555	19.86
金融業、保険業	206	0.14	28,723	1.26
不動産業、物品賃貸業	1,045	0.72	62,520	2.75
学術研究、専門・技術サービス	6,339	4.36	174,289	7.67
宿泊業、飲食サービス業	2,197	1.51	120,987	5.32
生活関連サービス業、娯楽業	1,836	1.26	100,091	4.40
教育、学習支援業	334	0.23	37,605	1.65
医療、福祉	836	0.57	240,736	10.59
複合サービス業	210	0.14	37,418	1.65
サービス業(他に分類されないもの)	6,638	4.56	207,485	9.13
分類不能の産業	81	0.06	3,116	0.14
合計	145,523	100.00	2,273,465	100.00

出所：厚生労働省「雇用調整助成金業務データ」（2008年度～2012年度）、「雇用保険事業所台帳」（2013年1月31日時点）より筆者作成。

注：1) 全国の事業所の集計では、2008年3月31日以前廃業した事業所を除いている。
 2) 受給事業所については、雇用調整助成金業務データの産業情報を利用したが、そのほかの全国の事業所は雇用保険事業所台帳の産業情報を利用した。

図表6-4 産業別就業者数推移



出所：総務省統計局「労働力調査」より作成。

2 先行研究のサーベイ

利用できるデータが限られていることにより、これまでの研究は、雇調金の利用件数とマクロデータとをリンクして雇調金の効果を検証するものがほとんどである。ここでは、雇調金の政策効果に関する先行研究を概観する。

Hashimoto (1993)は雇調金創設後、製造業の雇用量変化は外的ショックに対しての感応度が落ち、逆に労働時間調整の感応度が高まったことを確認し、雇調金は雇用維持という本来の目的が果たされていると結論づけている。しかし、分析では単純に雇調金が創設前（1975年前）と創設後の状況を比較しており、観察された変化は雇調金の効果と言い切れない面がある。さらに、雇調金が雇用調整を遅らせたと言っても、それが継続的なものかどうかについても分析されていない。

中馬ほか（2002）は、マクロ、事業所と労働者という三つの視点で雇調金の効果を検討している。まず、雇用調整速度と雇調金が失業指標に与える影響をマクロデータを用いて分析を行ったところ、雇調金は雇用調整を滞らせ、失業指標を低下させるほどの抑制効果が確認されなかった。次に、事業所データを利用した事実確認によると、閉鎖確率で確認した場合、雇調金の延命効果は半年内外の短期に限定され、長期にわたって事業所の閉鎖を阻止するだけの効果はなかった。最後に、雇調金を申請した事業所の中で実際には休業対象となった労働者とならなかった労働者を比較して、休業対象者全体の離職率が全被保険者より低いが、事業所都合による離職割合が非休業対象者より高いことが分かった。結論として、中馬ほか（2002）の研究では、雇調金の雇用維持の効果が確認されなかった。

Griffin (2010)は、雇調金が日本の鉄鋼業の雇用調整、労働生産性と生産高に与える影響について分析した結果、雇調金は、生産性の低い事業所の閉鎖を妨げたため、鉄鋼業全体の定常状態の労働生産性を低下させることを明らかにした。そして、雇調金は景気回復期の採用コストを回避したことにより、事業所の生産高にはプラスな影響を与えた。最後に、雇調金は雇用喪失率を低下させたため、雇用維持の効果があつたと言えるが、それと同時に、雇用創出率も低下させた。しかし、分析では、厳密な実証分析を行ったわけではなく、受給事業所と非受給事業所の各指標に関する単純比較に留まっている。雇調金の効果を明らかにするには、受給事業所と非受給事業所の違いに配慮した分析を行う必要がある。

もう一つマクロデータを利用した実証分析として、神林（2012）がある。神林（2012）は、雇調金関連変数が有効求人数に与える影響について実証分析を行い、雇調金関連変数が有効求人数に対し負の影響を与えることが観察され、雇調金がリーマン・ショック以降の雇用消失閾値の上昇を抑え、失業率の上昇を抑制していたという結論を得ている。ただし、この抑制幅が労働市場の効率性を妨げるほどだったかどうかは判断ができないと指摘している。

データの欠如により、雇調金に関する実証分析が少なく、また、マクロ指標とリンクした分析がほとんどである。また、事業所レベルのデータを用いた分析でも、利用できる変数情報などの制約により、受給事業所と非受給事業所の違いに配慮した分析ができていない。本

稿は、雇調金業務データ、被保険者データ、雇調金のアンケートデータという3つのデータを結合したものをを用いて分析する。サンプルサイズの大きい3万事業所データを利用して、受給事業所と非受給事業所の各統計指標における違いを比較してから、アンケート調査データを用いて、傾向スコアマッチングを利用した実証分析を行う。

3 クロス集計による事実確認

本節では、3万事業所データを用いて、雇調金の受給有無別に廃業率と被保険者数の月次推移を考察することで雇調金の政策効果を検討する。3万事業所データのサンプリングは、事業所台帳に基づき、2008年3月31日時点に存在し、あるいは2008年4月から2013年1月まで³に新規開業した事業所を対象としている。サンプル抽出は、受給非受給別に事業所の地域（都道府県）分布と廃業率に応じて行った。受給事業所、非受給事業所それぞれ15,000所を無作為抽出した。抽出後のデータクリーニングより、受給事業所は14,711所、非受給事業所は15,144所となっている⁴。第3節においては、2008年3月以前に設立した受給事業所14,040所と非受給事業所12,467所に関する集計を行う。このようにサンプル限定したのは、同じサンプルの時系列推移を考察するためである。

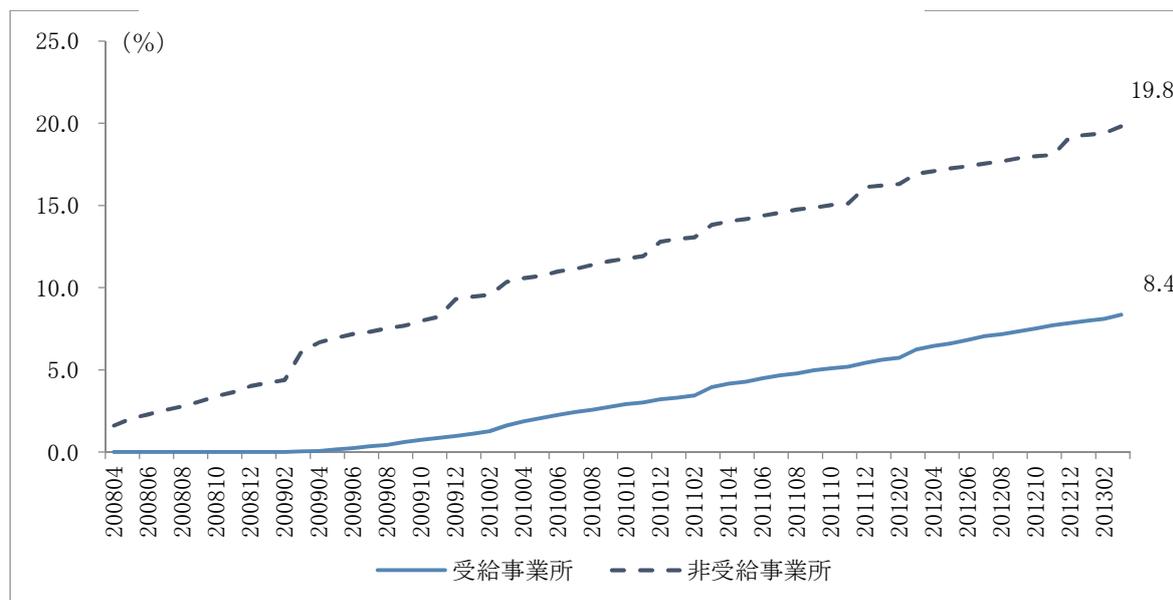
（1）雇調金の受給非受給別に見た事業所の廃業率

図表6-5は2008年3月以前に設立した事業所の受給非受給別廃業率推移（2008年度から2012年度）を示している。2008年度～2012年度に受給したことのある事業所は受給事業所、受給したことのない事業所は非受給事業所として定義した。これを見ると、非受給事業所のほうが明らかに廃業率が高く、両者の差が時間とともに広がる傾向にある。雇調金の支給は、事業所の廃業に歯止めをかけた可能性を示唆している。しかし、廃業する可能性の高い事業所は、そもそも雇調金を申請せず、破産の手続きに入る可能性もあるので、単純集計による受給非受給事業所の廃業率の差は雇調金によるものと結論付けることができない。

³ サンプル抽出に利用した事業所台帳は2013年1月時点の情報となっている。

⁴ 3万事業所のサンプル抽出に関して、当初は雇調金の業務データに登場した15,000事業所を受給事業所として認識していた。しかし、その後の被保険者データとの結合作業の関係で、単に業務データに登場するだけでなく、「2008年度～2012年度に受給していること」を条件として加えることとなった。これにより、抽出された一部の受給事業所は当該期間中の受給が無かったために非受給事業所と見なされ、受給事業所の数が予定の15,000所にならなかった。

図表 6-5 受給非受給別廃業率推移(2008 年度～2012 年度)



出所：3万事業所の被保険者データより筆者作成。

注：1) 2008年3月以前に設立した事業所（受給事業所は14,040所、非受給事業所は12,467所）について集計。

2) 2008年度～2012年度に受給したことのある事業所は受給事業所、受給したことのない事業所は非受給事業所として定義。

（2）雇調金の受給非受給別に見た事業所の雇用量推移

図表6-6-1～図表6-6-3は、2008年4月時点の被保険者数を100とした時の、産業別、受給非受給別被保険者数の時系列推移を示した⁵。2008年度～2012年度の5年間に廃業した事業所を含む集計と含まない集計の2種類を作成している。データ・セットの産業分類には、各事業所の中分類情報が入っているが、受給事業所数が非常に少ない産業もあり、本節の集計では、分析に耐えるサンプルサイズを得るために、産業の統合を行い、建設業、製造業、情報通信業、運輸・郵便業、卸売・小売業、学術研究・専門・技術サービス業、宿泊・飲食サービス業、その他サービス業、その他という9つの産業にした⁶。

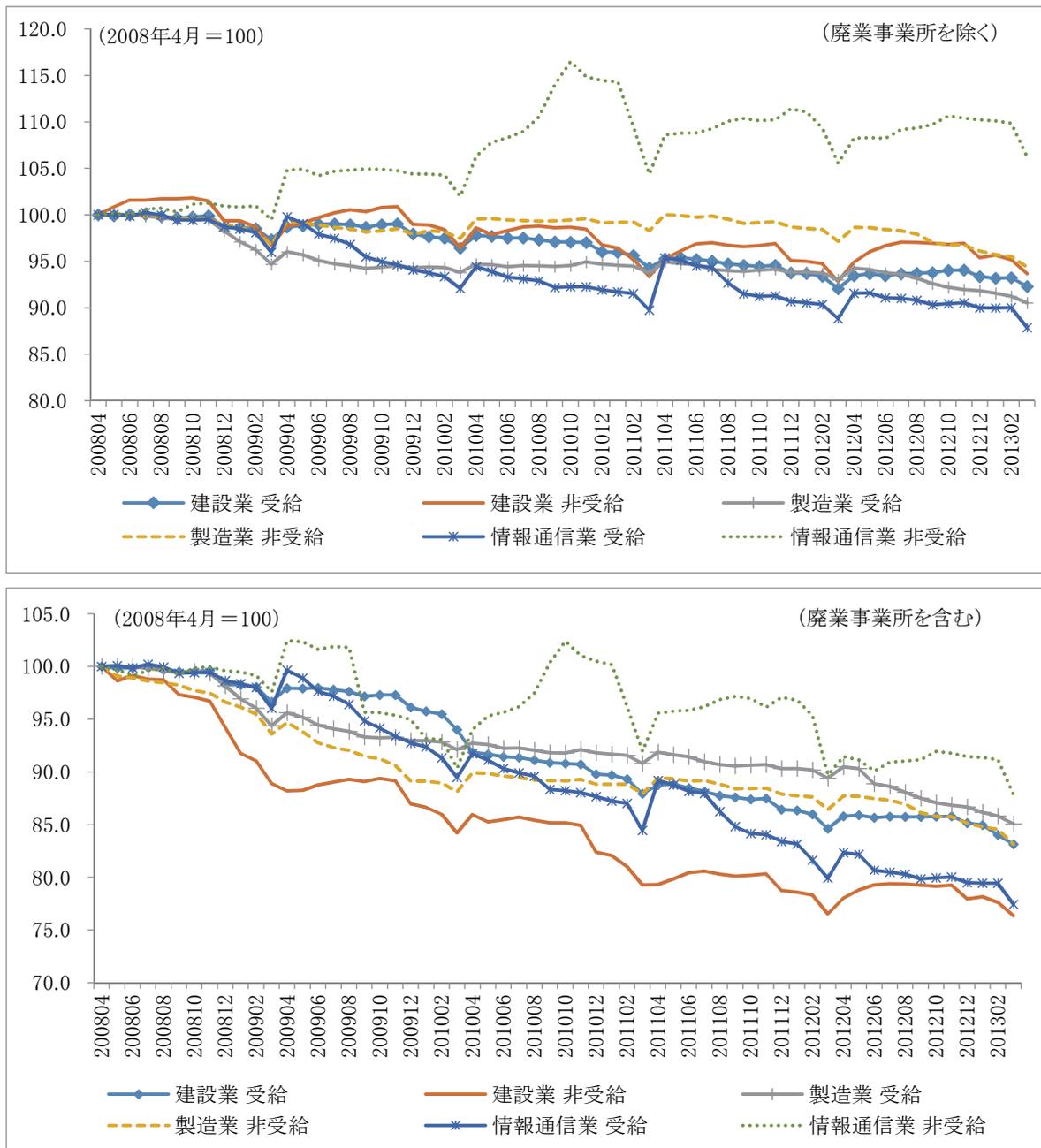
図表6-6-1～図表6-6-3の集計から下記のようなことが観察された。1) 廃業事業所を除くと、宿泊・飲食サービス業を除き、ほとんどの産業は、非受給事業所のほうが受給事業所に比べて雇用量が維持され、あるいは成長している。観察期間中に存続する非受給事業所は受給事業所と比べ、雇用に関しては活力がある。しかし、2) 廃業事業所を含むと、学術研究・専門・技術サービス業、その他サービス業、その他の産業を除き、残りの産業は受給事業所のほうが非受給事業所よりも雇用量が維持されている。途中で廃業した事業所も

⁵ 集計では、2008年3月以前に設立した事業所に限定した。

⁶ 「その他サービス業」は、「生活関連サービス業、娯楽業」と「サービス業（他に分類されないもの）」を表す。「その他」の産業には、「農業、林業」、「漁業」、「鉱業、採石業、砂利採取業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「金融業、保険業」、「不動産業、物品賃貸業」、「教育、学習支援業」、「医療、福祉」、「分類不能の産業」が含まれている。

含めて比較すると、雇調金は雇用維持という役割を果たしている可能性がある。しかし、単純な記述統計だけでは、それが本当に雇調金の受給による効果なのかはわからない。例えば、雇調金を受け取っても経営危機から脱せない事業所は申請せず、他方で雇調金がなくとも事業活動水準が回復する見込みの事業所が申請する傾向にあれば、雇調金の効果は過大に見積もられてしまう。第4節においては、傾向スコアマッチング法を用いて、こうしたセルフセレクションの問題を考慮した上で、受給非受給による雇用量変化の差について考察する。

図表6-6-1 受給非受給別被保険者数の推移(建設業、製造業、情報通信業)

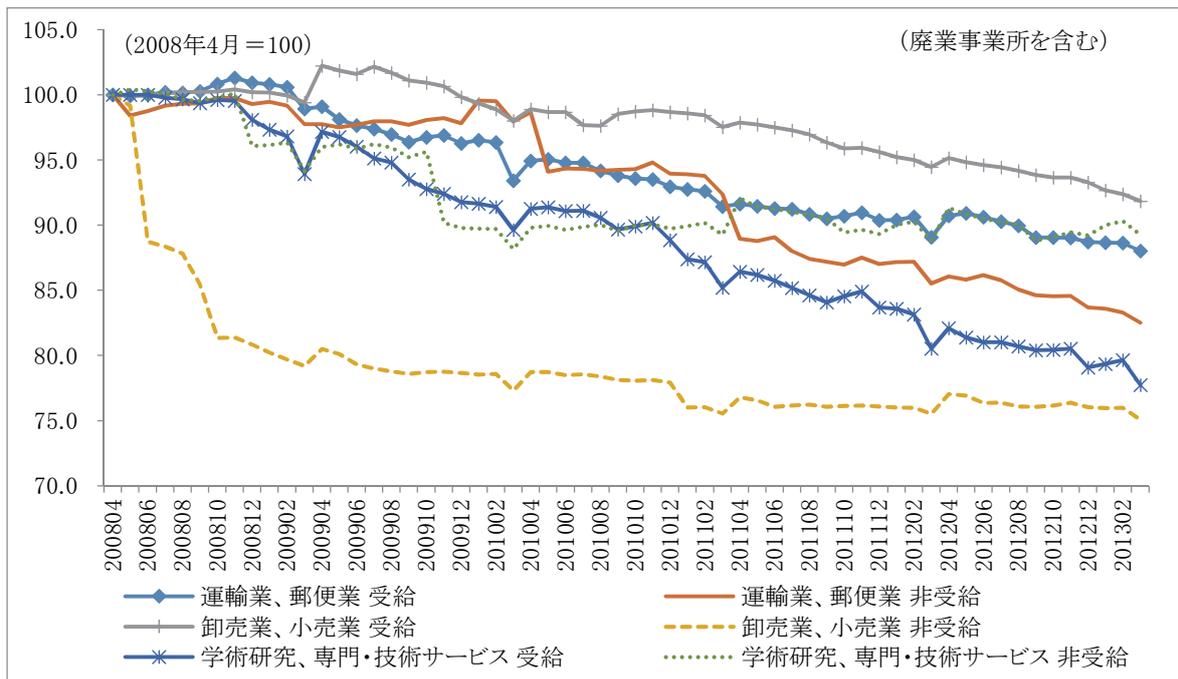
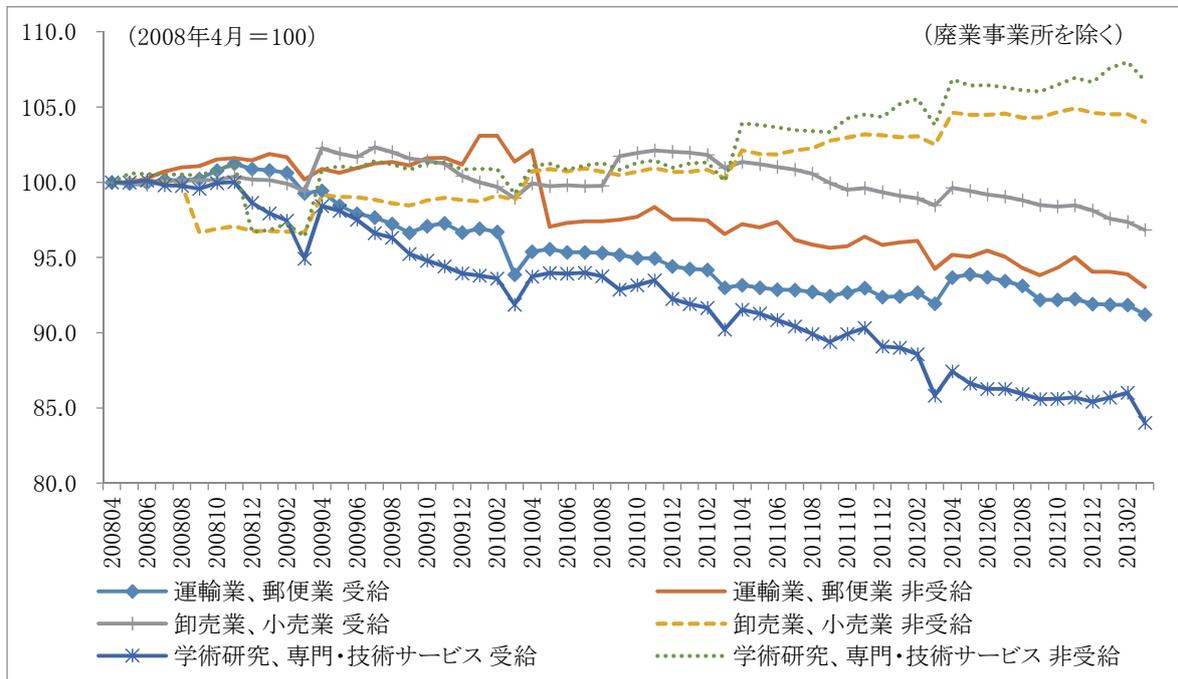


出所：3万事業所の被保険者データより筆者作成。

注：1) 2008年3月以前に設立した事業所について集計。

2) 2008年度～2012年度に受給したことのある事業所は受給事業所、受給したことのない事業所は非受給事業所として定義。

図表6-6-2 受給非受給別被保険者数の推移
(運輸業・郵便業、卸売業・小売業、学術研究・専門技術サービス業)



出所：3万事業所の被保険者データより筆者作成。

注：1) 2008年3月以前に設立した事業所について集計。

2) 2008年度～2012年度に受給したことがある事業所は受給事業所、受給したことの無い事業所は非受給事業所として定義。

(3) 受給事業所と非受給事業所の規模と産業構造の違い

雇調金の受給非受給によって、事業所の廃業率に差が生じた理由について、まず、雇調金を受給しても経営継続が難しいと判断した事業主は雇調金の申請を行わない可能性が高い。さらに、受給事業所と非受給事業所は様々な面において、そもそも属性が異なる。図表6-7と図表6-8は、2008年4月時点の事業所規模と産業構成別に、受給事業所の構成と廃業率の違いを示した。構成比でみると、非受給事業所は9人以下の零細企業が多く、製造業の割合が低く、それに対して、卸売・小売業の割合が高いという特徴を持つ。事業所規模と産業別に見ると、被保険者数10人以上、製造業、情報通信業、運輸・郵便業、建設業の受給率が高い。

図表6-7 事業所規模からみた受給非受給事業所の違い

2008年4月 時点の事業所規模	受給			非受給			全体	
	構成	廃業率	サンプル サイズ	構成	廃業率	サンプル サイズ	受給率	サンプル サイズ
9人以下	43.1	9.9	6,051	75.4	22.2	9,394	39.2	15,445
10～29人	29.6	7.3	4,161	15.8	12.3	1,963	68.0	6,124
30～99人	18.4	7.1	2,581	6.3	11.4	783	76.7	3,364
100人以上	8.9	7.1	1,247	2.6	17.4	327	79.2	1,574
全体	100.0	8.4	14,040	100.0	19.8	12,467	53.0	26,507

出所：3万事業所の被保険者データより筆者作成。

注：1) 2008年3月以前に設立した事業所（受給事業所は14,040所、非受給事業所は12,467所）について集計。

2) 2008年度～2012年度に受給したことのある事業所は受給事業所、受給したことのない事業所は非受給事業所として定義。

図表6-8 産業構成からみた受給非受給事業所の違い

	受給			非受給			全体	
	構成	廃業率	サンプル サイズ	構成	廃業率	サンプル サイズ	受給率	サンプル サイズ
建設業	13.3	7.6	1,864	14.9	22.5	1,857	50.1	3,721
製造業	53.2	7.7	7,463	14.7	22.5	1,837	80.3	9,300
情報通信業	5.5	13.3	766	2.4	29.0	297	72.1	1,063
運輸業、郵便業	6.0	6.5	846	3.9	17.9	487	63.5	1,333
卸売業、小売業	9.6	9.0	1,353	20.5	21.3	2,549	34.7	3,902
学術研究、専門・技術サービス	4.1	11.7	573	7.6	22.1	945	37.8	1,518
宿泊業、飲食サービス業	2.4	7.0	330	7.8	23.3	974	25.3	1,304
その他サービス業	4.3	11.8	601	11.1	15.7	1,387	30.2	1,988
その他	1.7	5.3	244	17.1	12.7	2,134	10.3	2,378
全体	100.0	8.4	14,040	100.0	19.8	12,467	53.0	26,507

出所：3万事業所の被保険者データより筆者作成。

注：1) 2008年3月以前に設立した事業所（受給事業所は14,040所、非受給事業所は12,467所）について集計。

2) 2008年度～2012年度に受給したことのある事業所は受給事業所、受給したことのない事業所は非受給事業所として定義。

4 実証分析：雇調金の受給が経営継続の事業所の雇用量変化に与える影響

(1) 推定手法：傾向スコアマッチング法

本節では、傾向スコアマッチングの手法を用いて、雇調金の受給が事業所のその後の雇用量変化にどのような影響を与えているのかについて分析を行う。同じ事業所については、雇調金を受給しなかった場合の雇用水準 (Y_0) と受給した場合の雇用水準 (Y_1) を同時に観察することができない。対策として、本稿では、Rosenbaum and Rubin (1983) の Propensity Score Matching 法を用いて、観察されない Y (仮想現実=counter-factual) の平均値を観察される比較対象グループの Y の平均値で代替する。トリートメントを受けた受給事業所の平均処置効果 (ATT: Average Treatment Effect on the Treated) ⁷ は下記の (1) 式で推定する。

$$ATT = E(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 0) \quad (1)$$

ここでは、 D_i はトリートメントを受けるかどうかのダミーを表しており、 $D_i = 1$ は雇調金の受給、 $D_i = 0$ は雇調金の非受給を指す。 Y_{1i} は雇調金受給における雇用量変化 Y の平均値、 Y_{0i} は受給しなかった時の Y の平均値を意味する。ATT は、雇調金を受給した事業所の受給した場合の Y と受給しなかった場合の Y の差を示している。

雇調金の受給事業所と非受給事業所における違いは、雇調金の受給と雇用量変化に影響を与えると考えられる事業所の観察可能な諸属性 (X) に関するもので、 X をコントロールすることで、 D の選択は Y に対して独立である (条件付き独立性の仮定: Conditional Independence Assumption, CIA) と考える。 X については、事業活動水準の変化、地域ブロック、事業所設立からの年数、時期 (2008 年度～2012 年度の月次)、被保険者数 (受給 3 ヶ月前平均の対数値) などを用いる。異なる産業がマッチングされることを避けるために、産業別にマッチングを行った。具体的には、産業別に雇調金の受給ダミーを作成し、それを被説明変数にプロビット分析を実施し、雇調金支給の対象となる確率 (傾向スコア) を推定する。推定した確率 (傾向スコア) を用いて、受給事業所を属性の近い非受給事業所とマッチングさせた。

雇調金の利用については、2008 年 12 月から 2013 年 5 月までは、雇調金申請の雇用量要件が撤廃されており、主に、生産量又は売上高の減少を判断指標としている。本稿が利用するデータ期間が 2008 年度～2012 年度のため、制度上、生産量又は売上高の減少が判断指標となる期間である。実証分析では、2007 年を 100 とした時の 2008 年～2012 年事業活動水準を生産量の代理変数として用いる。雇調金の受給では、生産量又は売上高の減少を適用条件としているため、観察可能な諸変数 (X) を用いて傾向スコアを推定する際に、対前年事業所活

⁷ Heckman et al. (1997) は、average treatment effect (ATE) on the whole population or on subpopulation は、プログラムと関係のない主体が含まれることになるので、政策制定とは関連性が弱いと指摘している。

動水準を用いる。マッチングでは、Nearest Neighbor Matching⁸と Kernel Matching⁹という2つの方法を実施したが、バランステストの結果、Nearest Neighbor Matchingの結果を採用することにした。

本研究の限界の一つとして、雇調金の適用条件の判断指標となる事業活動水準は回顧データのため、誤差が含まれている可能性があることがあげられる。さらに、適用条件は、年度単位ではなく、月単位となっているため、年度単位での事業所活動水準は適用資格を正確に反映しきれていない可能性がある。この点について、推定結果を留意しながら解釈する必要がある。

(2) 利用するデータと変数

本節の分析に利用するデータは、アンケート調査データと雇調金業務データおよび被保険者数の結合データである。被保険者数データでは、2008年3月～2013年3月の月末の被保険者数、当該月の離職者数（被保険者資格喪失件数）、入職者数（被保険者資格取得件数）が把握できるようになっている。雇調金業務データに関しては、ここでは主に受給有無の月次情報を利用する。2008年度から2012年度の5年間の受給情報が取れているが、雇調金が2008年末から支給件数が増加したこともあり、アンケート調査回答事業所の最初の受給月は2008年12月となっている。

雇調金の効果を確認するために、受給事業所の第1回目の受給だけを利用することにした。さらに、適用条件が異なるため、「震災特例」適用の2011年3月から2012年4月までの東北5県の事業所を分析から除外した¹⁰。また、事業活動水準の変数を利用するために、設立日2008年以降の事業所を除外した。

受給非受給のマッチングに利用した傾向スコアの推定には、対前年事業活動水準およびその自乗値、受給前3ヶ月の平均被保険者数の対数値¹¹、地域ブロックダミー（北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州）、事業所設立からの年数、事業所設立からの年数の自乗値、時期ダミー（2008年度～2012年度の月次）を利用した。さらに、前節で確認したように、雇調金の受給には、産業による違いが大きく、同じ産業の受給非受給の事業所をマッチングさせるために、本節のマッチングは産業別に行った。中分類の産業別受給事業所は、産業によってはサンプル数が少ないため、分析に耐えるサンプルを得るために、第3節と同じような産業の統合を行った。

⁸ Nearest Neighbor Matching は、雇調金を受給する確率が最も近い事業所同士（受給と非受給）をマッチングさせる方法である。

⁹ Kernel Matching 法は、雇調金の受給を選択する確率が近い事業所同士を、マッチングさせる際に、treatment がない事業所（非受給事業所）の outcome に対して、weight 付けてマッチングする方法である。

¹⁰ 2011年4月5日～2012年5月1日に栃木県、千葉県、新潟県、長野県の災害救助法適用地域所在する事業所も「震災特例」の適用対象となっているが、データ上、事業所の市区町村が特定できないため、この4県の事業所が災害救助法適用地域に所在するかどうかは不明である。東日本大震災の被害は東北5県に集中していることを考え、本稿では、便宜上、この4県の該当時期の事業所を分析データより除外していない。

¹¹ 被保険者数の対数をとるために、すべての事業所の受給前3ヶ月の平均被保険者数にプラス1にした。

雇調金の受給が継続事業所の雇用量変化を与える影響を確認するために、受給した次の年の4月時点の対先月雇用量変化率、受給した次の年の4月時点の対先月入職率、受給した次の年の3月時点の対先月離職率という3つの指標を作成した¹²。雇用変化率と入職率が4月対先月、離職率が3月対先月にしたのは、データ確認上、採用が4月には多く、離職が3月に多いことが判明したからである。この3つの指標の作成は下記となる。

$$\text{受給した次の年の4月時点の対先月雇用変化率} = \{ (E_{(Y+1)Apr.} - E_{(Y+1)Mar.}) / E_{(Y+1)Mar.} \} \times 100$$

$$\text{受給した次の年の4月時点の対先月入職率} = (R_{(Y+1)Apr.} / E_{(Y+1)Mar.}) \times 100$$

$$\text{受給した次の年の3月時点の対先月離職率} = (Q_{(Y+1)Mar.} / E_{(Y+1)Feb.}) \times 100$$

ここでは、E、Q、Rはそれぞれ月末被保険者数、離職者数、入職者数を示している。

(3) 推定結果

ア 雇調金の受給に関するプロビット分析

図表6-9は雇調金の受給に関して、産業別にプロビット分析を行った。その結果によると、受給前3ヶ月平均被保険者数の対数値が大きいほど、対前年事業活動水準が低いほど雇調金を受給する傾向がある。事業所設立からの年数に関しては、産業によって効果が異なる。

図表6-9 雇調金の受給に関する分析(プロビット分析)

	建設業	製造業	情報通信業	運輸業 郵便業	卸売業 小売業	学術研究、 専門・技術 サービス業	宿泊業、 飲食 サービス業	その他 サービス業	その他
1=受給	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
ln(受給前3ヶ月平均被 保険者数)	0.331*** (12.29)	0.190*** (15.02)	0.610*** (9.985)	0.231*** (6.055)	0.272*** (10.72)	0.314*** (7.801)	0.465*** (6.170)	0.291*** (8.206)	0.114** (2.271)
対前年事業活動水準	-0.0125*** (-7.881)	-0.0361*** (-15.33)	0.00828 (0.810)	-0.0190** (-2.400)	-0.0251*** (-11.25)	-0.0409*** (-8.975)	-0.0708*** (-4.664)	-0.0299*** (-4.303)	-0.0260* (-1.821)
対前年事業活動水準二 乗値	2.32e-05*** (6.701)	0.000125*** (11.06)	-8.43e-05 (-1.513)	3.47e-05 (1.158)	3.32e-05*** (7.980)	0.000120*** (7.002)	0.000259*** (4.050)	9.15e-05** (2.529)	3.15e-05 (0.336)
事業所設立からの年数	-0.00754** (-2.139)	0.00439*** (3.060)	0.0805*** (3.681)	0.00243 (0.297)	0.00727*** (2.659)	0.0188 (1.623)	-0.0118 (-1.190)	-0.00889 (-1.544)	0.00949 (0.841)
事業所設立からの年数 の二乗値	9.70e-05** (2.519)	-2.84e-05** (-2.462)	-0.00311*** (-5.911)	-8.19e-05 (-0.793)	-2.49e-05 (-1.178)	-0.000554** (-2.513)	0.000180** (2.129)	-3.63e-06 (-0.0500)	-0.000225 (-1.257)
月次ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地域ブロックダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	-2.821*** (-7.037)	-1.593*** (-3.830)	-3.882*** (-4.129)	-1.657** (-2.139)	-2.012*** (-4.354)	-0.754 (-1.277)	0.845 (0.893)	-1.558*** (-2.603)	-0.429 (-0.679)
サンプルサイズ	12,100	16,684	1,285	1,723	14,237	4,932	2,232	6,650	8,482

出所：アンケート調査データより筆者作成

注：1) ***, **, * はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを示す。括弧にはz値を示す。

2) 対前年事業活動水準を(本年事業活動水準/前年事業活動水準)×100で計算。

3) 被保険者数0人の事業所も存在するため、ln(受給前3ヶ月平均被保険者数)をln(受給前3ヶ月平均被保険者数+1)で計算した。

4) 地域ブロックは、北海道をレファレンスグループに、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州に分けている。

¹² 月末被保険者数データには0人がある。雇用量変化率を計算するために、すべての月の被保険者数に1を足した。この結果、雇用量変化率の計算において分母に1を足したことになり、変動を過小評価する傾向がある。

イ マッチング結果に対するバランスチェック

本節でプロビット分析によって推定された傾向スコアを用いて、トリートメントを受けた受給事業所とコントロールグループの非受給事業所をマッチングした。マッチングでは、Nearest Neighbor Matching と Kernel Matching を実施したが、バランスチェックの結果、Nearest Neighbor Matching のほうが受給事業所と非受給事業所の差が有意ではなくなっているため、Nearest Neighbor Matching の結果を採用した。

傾向スコアマッチングは、事業所の観測可能な諸変数 (X) を用いて、トリートメントグループとコントロールグループの違いを削減する。両グループ間の平均値のバイアス (Standardized Bias) は、下記の式で推計している。

$$\text{Bias}(X) = 100 \times \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{[\text{Var}_t(X) + \text{Var}_c(X)]/2}}$$

\bar{X}_t と \bar{X}_c は、それぞれトリートメントグループとコントロールグループ内の X の平均値を示す。 $\text{Var}_t(X)$ と $\text{Var}_c(X)$ は、それぞれ両グループ内の分散を示す。図表6-10は受給した次の年の4月時点の対先月雇用変化率に関する Nearest Neighbor Matching 実施後の受給非受給事業所のバランスチェックの結果を示している。それによると、観測可能な諸変数 (X) に関して、マッチング前に、トリートメントグループとコントロールグループには有意に差が存在していたが、マッチング後に両グループ間の有意な差がなくなり、属性の近いものになっている。受給した次の年の3月時点の対先月離職率と受給した次の年の4月時点の対先月入職率に関して、同様にマッチングし、バランスチェックを行ったが、ここでは、結果の掲載を割愛した。

図表 6-10 マッチング結果に対するバランスチェック
(受給した次の年の4月時点の対先月雇用変化率)

変数名		建設業		製造業		情報通信業	
		Standardized bias	t検定 (p値)	Standardized bias	t検定 (p値)	Standardized bias	t検定 (p値)
ln(受給前3ヶ月平均被保険者数)	マッチング前	56.6	0.000	40.7	0.000	75.9	0.000
	マッチング後	1.3	0.860	-1.0	0.790	-8.8	0.605
対前年事業活動水準	マッチング前	-28.8	0.000	-65.4	0.000	-45.7	0.000
	マッチング後	-5.2	0.542	0.5	0.897	-9.5	0.581
対前年事業活動水準の自乗値	マッチング前	-11.0	0.023	-53.1	0.000	-42.8	0.000
	マッチング後	-7.7	0.431	-1.0	0.780	-11.6	0.457
事業所設立からの年数	マッチング前	15.7	0.000	9.7	0.000	-49.2	0.000
	マッチング後	1.3	0.712	2.5	0.504	2.8	0.834
事業所設立からの年数の自乗値	マッチング前	8.2	0.000	5.7	0.024	-53.2	0.000
	マッチング後	0.3	0.438	2.4	0.507	0.6	0.951
		運輸業、郵便業		卸売業、小売業		学術研究、専門・技術サービス業	
		Standardized bias	t検定 (p値)	Standardized bias	t検定 (p値)	Standardized bias	t検定 (p値)
ln(受給前3ヶ月平均被保険者数)	マッチング前	62.1	0.000	69.0	0.000	51.8	0.000
	マッチング後	-6.9	0.578	-14.2	0.144	-14.4	0.336
対前年事業活動水準	マッチング前	-35.6	0.000	-54.4	0.000	-54.0	0.000
	マッチング後	-1.4	0.868	0.0	0.996	-6.9	0.639
対前年事業活動水準の自乗値	マッチング前	-29.0	0.009	-21.8	0.012	-37.6	0.000
	マッチング後	-0.1	0.984	0.6	0.833	-7.4	0.665
事業所設立からの年数	マッチング前	4.6	0.619	34.3	0.000	-32.6	0.001
	マッチング後	4.2	0.727	-1.7	0.848	6.9	0.571
事業所設立からの年数の自乗値	マッチング前	-4.6	0.620	20.3	0.005	-37.1	0.001
	マッチング後	1.6	0.887	-2.8	0.746	1.1	0.913
		宿泊業、飲食サービス業		その他サービス業		その他	
		Standardized bias	t検定 (p値)	Standardized bias	t検定 (p値)	Standardized bias	t検定 (p値)
ln(受給前3ヶ月平均被保険者数)	マッチング前	97.3	0.000	69.5	0.000	22.3	0.133
	マッチング後	3.7	0.897	7.9	0.566	13.6	0.489
対前年事業活動水準	マッチング前	-46.0	0.001	-54.1	0.000	-66.5	0.000
	マッチング後	2.5	0.936	2.4	0.879	-8.1	0.732
対前年事業活動水準の自乗値	マッチング前	-34.1	0.020	-45.3	0.000	-56.2	0.000
	マッチング後	7.5	0.787	0.8	0.956	-5.6	0.769
事業所設立からの年数	マッチング前	40.2	0.000	-49.0	0.000	-13.3	0.389
	マッチング後	-28.0	0.096	2.4	0.819	9.0	0.619
事業所設立からの年数の自乗値	マッチング前	33.5	0.000	-40.5	0.000	-17.0	0.296
	マッチング後	-11.0	0.131	4.1	0.539	10.4	0.508

出所：アンケート調査データより筆者作成

注：1) 雇用量変化率に関する Nearest Neighbor Matching の結果を示している。

2) 雇用量変化率 = 対前年被保険者数 = (本年度被保険者数 / 前年被保険者数) × 100 で計算。

3) 地域ブロックは、北海道をレファレンスグループに、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州に分けている。

ウ Common Support 制約による観測値の削減率

図表6-11はマッチング後の産業別サンプル分布を示している。雇用量変化率のマッチングでは受給事業所の81.27%、受給した次の年の4月時点の対先月入職率のマッチングでは、受給事業所の80.64%、受給した次の年の3月時点の対先月離職率のマッチングでは、受給事業所の81.24%が属性の近い非受給事業所とマッチングできた。

図表6-11 マッチング後の産業別サンプル分布

産業	受給事業所数	雇用量変化率	入職率	離職率
	(マッチング前)	(マッチングできた受給事業所数)	(マッチングできた受給事業所数)	(マッチングできた受給事業所数)
建設業	448	409	402	409
製造業	1,809	1,410	1,403	1,410
情報通信業	144	83	86	82
運輸業、郵便業	157	131	131	131
卸売業、小売業	260	234	232	234
学術研究、専門・技術サービス業	134	111	112	111
宿泊業、飲食サービス業	37	28	27	29
その他サービス業	130	124	119	124
その他	53	48	46	47
全体	3,172	2,578	2,558	2,577
マッチングできたサンプル割合(%)		81.27	80.64	81.24

出所：雇調金アンケート調査データよりマッチング。

注：1) Propensity Score Matching では Nearest Neighbor Matching を使用している。

2) 調査期間中の1回目受給の受給前の情報に基づいてマッチングを行った。震災特例の適用事業所を除いている。

エ 雇調金の政策効果：傾向スコアマッチングによる推定

図表6-12はトリートメントを受けたことの影響の平均処置効果ATTを示している。そして、比較のために、傾向スコアマッチング実施前の受給非受給事業所の各指標の平均値および両者の差も提示した。マッチング前の受給非受給事業所の平均値の差と比較すると、マッチング後の受給による効果を示すATTの係数値が小さくなっているため、単純比較した場合、受給非受給事業所の属性の違いを無視し、両者の雇用量変化の差を過大にみることになる。しかし、セレクションバイアスをコントロールし、傾向スコアマッチングを実施した結果でも、受給した次の年の4月時点を基準としてみた場合、受給事業所のほうが雇用量が縮小し、入職率が低い水準にあることが確認された。受給した次の年の3月対先月の離職率については、有意な結果が得られなかった。

雇調金は、事業活動の縮小を余儀なくされ、休業、教育訓練、または出向によって雇用の維持を図る事業主を支援するものである。雇調金が雇用に与える効果として、一時的危機を乗り越えて、事業所が経営継続され、雇用量が維持されることが期待されている。しかし、経営継続ができた事業所に限った受給後の雇用量変化に関する推定では、雇調金の受給によ

り、事業所の離職率にはあまり影響を与えなかったが、入職率が抑制され、結果的に雇用量にはマイナスな影響が観察された。第3節の3万事業所に関するクロス集計では、受給事業所のほうが非受給事業所よりも廃業率が低いが、廃業事業所を除いた集計では、非受給事業所のほうが受給事業所よりも雇用量が成長しており、受給事業所は下落傾向にある。本節においては、傾向スコアマッチングを用いて、観察可能な諸変数に関する受給非受給事業所の属性の違いを削減した結果でも、クロス集計と同じような傾向が確認された。第3節の廃業率に関する集計の結果を合わせて考えると、雇調金は、事業活動縮小した事業所の経営継続にプラスな影響を与えた可能性があるが、その結果、活力の欠ける事業所を生き延びさせたため、平均でみると、受給が事業所の雇用量と負の相関関係が観察された。

図表6-12 雇調金の政策効果(傾向スコアマッチング法)

		受給した次の年の 4月対先月雇用量 変化率	受給した次の年の 4月時の対先月入 職率	受給した次の年の 3月対先月離職率
マッチング前平均値	受給	0.428	1.296	1.827
	非受給	2.298	3.321	1.898
	受給-非受給	-1.870	-2.024	-0.071
傾向スコアマッチングに よる推定値	ATT	-1.662***	-1.676***	0.213
	(標準誤差)	0.242	0.189	0.145

出所：ATTは図表6-11のマッチングした雇調金アンケート調査データより推計。

注：1) ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを示す。

5 まとめ

本稿はJILPTが実施した雇調金のアンケート調査データおよび全国事業所の地域分布と廃業率、雇調金の受給率に応じて抽出した3万事業所の雇調金業務データと雇用保険業務データの結合データを利用して、雇調金の政策効果を経営継続と雇用量の変化という2つの指標に着目して考察した。経営継続に関しては、3万事業所データを用いてクロス集計の結果、雇調金の受給事業所のほうが非受給事業所よりも廃業率が低く、経営継続に対する正の効果が観察された。雇用量変化に関しては、廃業した事業所を含む場合、受給事業所のほうが非受給事業所よりも雇用量が維持されている。しかし、廃業事業所を除く場合、非受給事業所のほうが雇用量が受給事業所よりも上昇傾向にあり、受給事業所と比べ、雇用に関して成長方向にある。

事業活動水準の年間変化が把握できるアンケート調査データを利用して、傾向スコアマッチング法で観察可能な諸変数で雇調金の受給事業所と非受給事業所の違いを取り除き、雇調金が継続事業所の雇用量変化に与える影響を考察した結果、受給と雇用量変化に負の関係が観察された。これに対して、廃業率の集計と合わせて考えると、雇調金は事業所の経営継続にプラスな効果を与えた可能性があるが、活力の欠ける事業所を救うことによって、受給事

業所の雇用量変化に対し平均的に負の関係を呈した。しかし、本稿における廃業率の確認は、雇調金の適用条件となる生産量、売上高などの事業活動水準変化の情報が取れていないため、クロス集計に留まり、事業活動水準の変化をコントロールした厳密な推定が実施できなかった。クロス集計による受給非受給事業所の廃業率の差は、経営が悪く廃業の可能性が高い事業所は、雇調金を申請していないことによる可能性があり、両者の廃業率に関する差は雇調金によるものであると結論付けることができない。

これまで、雇調金は膨大な金額が支給されたが、データの欠如により、その効果が十分に検証できていない。本稿は雇調金の業務データを利用したものの、それでも厳密な分析ができる情報を十分に取得することができない。資源配分の効率性の視点からみると、エビデンスに基づいた政策制定 (Evidence-based Policy) が必要であり、雇調金だけでなく、実証分析に必要な情報を業務データに取り入れることが重要である。この点について、改善が求められている。

参考文献

- 神林龍 (2012) 「労働市場制度とミスマッチ：雇用調整助成金を例に」『日本労働研究雑誌』 No.626, pp.34-49
- 篠塚英子 (1985) 「雇用調整と雇用調整助成金の役割」『日本労働協会雑誌』 27(10), pp.2-18
- 中馬宏之・大橋勇雄・中村二郎・阿部正浩・神林龍 (2002) 「雇用調整助成金の政策効果について」『日本労働研究雑誌』 No.510, pp.55-69
- 労働政策研究・研修機構 (2014) 『雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査』 調査シリーズ No.123
- 労働省職業安定局編 (1999) 『雇用調整助成金制度の実務解説』 労働新聞社
- Caliendo, Marco, and Sabine Kopeinig (2008) "Some practical guidance for the implementation of propensity score matching" *Journal of Economic Surveys*, 22.1, 31-72.
- Calavrezo, Oana, Richard Duhautois, and Emmanuelle Walkowiak (2010) "Short-time compensation and establishment exit: an empirical analysis with French data." IZA Discussion Paper, No. 4989.
- Griffin, Naomi N. (2010) "Labor adjustment, productivity and output volatility: An evaluation of Japan's Employment Adjustment Subsidy." *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(1), 28-49.
- Hashimoto, Masanori (1993) "Aspects of labor market adjustments in Japan." *Journal of Labor Economics*, 136-161.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra E. Todd. (1997) "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme." *The Review of*

Economic Studies, 64.4, 605-654.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. (1983) "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects." *Biometrika* 70.1: 41-55.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. (1985) "Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score." *The American Statistician*, 39.1, 33-38.

第7章 雇用調整助成金およびその教育訓練費が雇用維持に与える効果

1 はじめに

企業の運営において、人材のマネジメントは大事な役割を果たしている。労働者が有する生産に有用な能力、いわゆる「人的資本」は企業の発展には不可欠である。ミンサー（Mincer 1958; 1974）、シュルツ（Schultz 1960）、ベッカー（Becker 1975）などが「人的資本」の概念を発展させてから、賃金と教育や訓練との関係が明らかになり、企業は企業内の訓練（On-the-job Training）、研修、公共職業訓練などを活用して人材の育成を行っている。教育訓練を受けさせることによって、従業員の知識・技能・技術が成長するが、これは従業員と企業の双方にとってプラスになることから、「人的資本」の成長は相乗効果を期待できる。

しかしながら、景気の変動、産業構造の変化などの理由により、事業活動の縮小を余儀なくされた企業が従業員を解雇する事態が生じるケースがある。こういう場合、欧米の政府は事業主を助成し、従業員の雇用を維持している。たとえば、ドイツには Short Time Work (STW) などの公的支援制度がある。日本は雇用調整助成金（以下、雇調金と略す）の制度があり、1975年に雇用調整給付金として創設して以来、労働者を一時的に休業・教育訓練・出向させる場合に、政府がその費用の一部を負担している。雇調金の給付実績を見ると、1975年から2000年までの間、年間200億円程度の支出がある（中馬他 2002、労働政策研究・研修機構 2005）。その一方、雇調金が経済主体のインセンティブや産業構造の転換を阻害する恐れがあるとの批判もあった。中馬他（2002）は「過剰雇用を必要以上に企業内に滞留させる」と指摘し、雇調金によって休業手当を支給されている労働者は「人的不良資産」の可能性があると指摘している。

2008年のリーマンショックをきっかけに、雇調金の受給要件が緩和され、企業に対する助成率と助成内容も大幅に拡大された。リーマンショック前には、直近6ヶ月の生産量等が前年同期と比べて10%以上減少、または、直近6ヶ月の雇用量が前年同期と比べて増加していないとの要件を満たした場合に雇調金が支給されていた。リーマンショック後では、雇用量の要件が廃止され、直近3ヶ月の生産量等がその直前3ヶ月又は前年同期と比べて5%以上減少すれば雇調金の受給が可能になった。当時、大企業に対する助成率は1/2から2/3に上がり（解雇していない場合は3/4）、中小企業に対する助成率は2/3から4/5に上がった（解雇していない場合は9/10）。教育訓練を実施した場合、大企業には1人1日4000円、中小企業だと1人1日6000円が加算され、リーマンショック前の一律1200円と比べ、教育訓練費がそれぞれ233%と400%増加した。そのほか、雇調金におけるクーリング期間制度（制度利用後1年経過後までの期間は、再度制度を利用できないこと）の廃止、障害者に対する助成率の新設など大きな変更が行われた。

今まではデータの制約により、雇調金の政策効果についての検証は少なかった。これまで長きにわたって、日本の企業が重視してきた人事管理の方針が、長期安定雇用であることは

言うまでもない。仮に雇調金を支給された企業において雇用が維持されたとしても、それが必ずしも雇調金の支給による効果だけであるとは限らない。企業の雇用量は潜在的に（分析者に）観察不可能な属性と相関する場合があります、それらの影響を取り除かないで推計された統計量はバイアスがかかる。

本研究は主に「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」と雇用保険業務データとの結合データを扱い、雇調金およびそれによる教育訓練給付が雇用維持に与える効果を考察することを目的とする。このデータは2008年度から2012年度までの間において、雇調金を受給した事業所と受給していない事業所の雇用情報が毎月記録されているため、雇調金の分析には最適である。実証分析では、雇調金の受給と雇用維持の関係について、単純な回帰分析、操作変数法（丁度識別モデルと過剰識別モデル）、さらに固定効果操作変数法（丁度識別モデルと過剰識別モデル）の3種類のモデルを推計し比較する。また、本研究は雇調金の政策変遷による自然実験を用いて、差の差推定法で雇調金における教育訓練費と特例措置の効果を考察した。

以下、第二節でデータと記述統計、第三節で雇調金の変遷を紹介し、第四節で実証モデルの説明を行い、第五節で推定結果を述べる。最後の第六節で考察をまとめ今後の課題を検討する。

2 データ

本研究で用いた主なデータは労働政策研究・研修機構（JILPT）により実施された「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」と雇用保険業務データとの結合データである。データの中に、受給事業所は3574ヶ所、非受給事業所は2374ヶ所含まれている。雇調金受給の有無、被保険者数、採用人数（被保険者資格取得件数）、離職人数（被保険者資格喪失件数）などの変数が2008年4月から2013年3月までの5年間記録され、それらの変数の月次変化がデータ上把握できるようになっている。

また、事業所規模別の受給状況と雇用状況を見るために、本研究は中小企業庁による中小企業の定義に基づき、中小企業のダミー変数を作った。資本金の情報がデータにないため、標準産業分類と被保険者数を基に計算した。たとえば、標準産業中分類の番号が50（各種商品卸売業）、51（繊維・衣服など卸売業）、52（飲食料品卸売業）、53（建築材料、鉱物・金属材料など卸売業）、54（機械器具卸売業）、55（その他の卸売業）の事業所は中小企業基本法上の類型においては卸売業になり、それらの事業所の被保険者数が100人以下であれば中小企業と定義した。

図表7-1は受給の有無別で事業所の採用と離職状況を示している。受給の有無は当月受給の有無とデータ利用期間までの受給経験の有無で判定した。当月受給の有無の変数は事業所にかかわらず、当該月に雇調金を受給していれば1となり、受給していない場合が0であ

る。受給経験の有無の変数では、2008年4月から2013年3月までの5年間に雇調金を1回以上利用していれば1となり、利用していない場合が0である。パネルAは大企業、パネルBは中小企業の結果を示している。

大企業と中小企業を比べると、受給の有無別で見た場合、採用と離職に異なるパターンが見られる。パネルAの大企業の結果を見ると、当月受給した事業所の被保険者数が受給していない事業所より少なく、当月受給した事業所の離職人数（雇用保険の喪失人数）が受給していない事業所より多い。受給経験の有無別でみると、受給した事業所の被保険者数、採用人数、離職人数と離職率が受給していない事業所より多い。一方、パネルBの中小企業の結果をみると、当月受給した事業所の被保険者数と離職人数が受給していない事業所より多く、当月受給事業所の採用人数、採用率と離職率が当月非受給事業所より下回っている。受給経験の有無別でみると、受給した事業所の被保険者数、採用人数、離職人数が受給していない事業所より上回り、採用率は受給していない事業所より低い。

図表7-1 事業所の採用と離職状況(受給有無別)

	雇調金当月受給			雇調金受給経験		
	(1) あり	(2) なし	(1)-(2) t検定	(3) あり	(4) なし	(3)-(4) t検定
パネルA: 大企業						
被保険者数	466.764	613.572	-146.808***	689.453	275.652	404.801***
取得(採用人数)	5.476	5.527	-0.051	6.161	3.469	2.692***
喪失(離職人数)	6.957	5.322	1.636**	6.436	3.180	3.256***
取得率(採用率)	0.017	0.014	0.003**	0.015	0.015	0.000
喪失率(離職率)	0.019	0.013	0.006***	0.015	0.012	0.003***
N	1527	5937	7464	5677	1787	7464
パネルB: 中小企業						
被保険者数	20.996	17.855	3.141***	23.138	11.000	12.137***
取得(採用人数)	0.185	0.238	-0.053***	0.264	0.168	0.096***
喪失(離職人数)	0.253	0.226	0.027***	0.285	0.145	0.141***
取得率(採用率)	0.008	0.015	-0.007***	0.011	0.017	-0.006***
喪失率(離職率)	0.011	0.012	-0.001***	0.012	0.012	-0.000
N	65578	269807	335385	206373	129012	335385

注) Nはサンプルサイズを示す。データの利用期間は2008年4月から2013年3月までの5年間である。

t検定は2つの標本間の平均の差を検定する。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表7-2は雇調金を受けた事業所(2008年4月から2013年3月までの期間に1回以上受給した)に限定し、訓練有無別の事業所の採用と離職を示している。訓練実施の有無は当月訓練実施状況とデータ利用期間までの訓練実施経験で判定した。当月訓練実施状況の変数

は事業所にかかわらず、当該月に雇調金における教育訓練費を利用していれば1となり、利用していない場合は0である。訓練実施経験の変数では、2008年4月から2013年3月までの期間に雇調金における教育訓練費を1回以上利用していれば1となり、利用していない場合は0である。

図表7-2 事業所の採用と離職状況(訓練実施有無別)

	当月訓練			訓練実施経験		
	(1) あり	(2) なし	(1)-(2) t検定	(3) あり	(4) なし	(3)-(4) t検定
パネル A: 大企業						
被保険者数	430.881	705.672	-274.791***	431.304	867.854	-436.550***
取得(採用)	3.553	6.425	-2.872*	3.728	7.992	-4.264***
喪失(離職)	5.940	6.486	-0.546	5.059	7.471	-2.412***
取得率(採用率)	0.008	0.016	-0.007***	0.010	0.019	-0.008
喪失率(離職率)	0.012	0.015	-0.003*	0.011	0.017	-0.006
N	521	5156	5677	2437	3240	5677
パネル B: 中小企業						
被保険者数	33.889	22.774	11.116***	32.461	19.944	12.518***
取得(採用)	0.270	0.264	0.006	0.347	0.236	0.112***
喪失(離職)	0.348	0.283	0.065***	0.369	0.257	0.112***
取得率(採用率)	0.009	0.011	-0.003***	0.012	0.011	0.001***
喪失率(離職率)	0.011	0.012	-0.001	0.012	0.012	0.000***
N	6760	199613	206373	52658	153715	206373

注) Nはサンプルサイズを示す。データの利用期間は2008年4月から2013年3月までの5年間である。t検定は2つの標本間の平均の差を検定する。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

大企業と中小企業の間には、訓練有無別で見た採用と離職に異なるパターンが見られる。パネルAの大企業の結果を見ると、当月に雇調金における教育訓練費を利用した事業所の被保険者数、採用人数、離職人数、採用率と離職率が利用していない事業所より少なくなっている(データ利用期間までの訓練実施経験別で見てもその差の方向に変化はない)。一方、パネルBの中小企業の結果を見ると、当月に教育訓練費を利用した事業所の被保険者数、採用人数と離職人数が利用していない事業所より多く、取得率と離職率のほうが高い。訓練実施経験別で見た中小企業の採用と離職について、訓練実施経験ありの事業所の被保険者数、採用人数、離職人数、採用率と離職率が訓練実施経験なしの事業所より上回っている。

3 雇用調整助成金制度の変遷について

(1) 受給額の計算方法

図表7-3は現行の雇調金の助成率を示している。雇調金の受給要件を満たす企業が休業、教育訓練または出向を実施した場合、中小企業で賃金相当額の2/3、大企業で賃金相当額の1/2を助成する。また、教育訓練を実施した時に、1200円（1人1日当たり）が加算される。

図表7-3 雇調金の助成率など

助成内容と受給できる金額	中小企業	大企業
(1) 休業を実施した場合の休業手当または教育訓練を実施した場合の賃金相当額、出向を行った場合の出向元事業主の負担額に対する助成（率）	2/3	1/2
(2) 教育訓練を実施したときの加算（額）	（1人1日当たり）1200円	

図表7-4 雇調金の助成率等の変遷

		2008当初	2008.12	2009.2	2009.6	2011.4	2012.10	2013.4
助成率	大企業	1/2	1/2	2/3	2/3	2/3	2/3	1/2
	中小企業	2/3	4/5	4/5	4/5	4/5	4/5	2/3
教育訓練費	大企業	1200	1200	1200	4000	事業所内 2000 事業所外 4000	事業所内 1000 事業所外 4000	事業所内 1000 事業所外 2000
	中小企業	1200	6000	6000	6000	事業所内 3000 事業所外 6000	事業所内 1500 事業所外 6000	事業所内 1500 事業所外 3000

教育訓練を実施した場合、休業や出向と比べると、1人1日当たり1200円が追加で支給されるため、事業所の教育訓練を行うインセンティブを高めている。この制度は従業員を解雇せずに、教育訓練で従業員の人的資本を増加させるとともに、企業側の雇用コストを抑えることが期待されている。

(2) 助成率等の変遷

図表7-3は2015年8月1日現在の受給額の計算方法を説明しているが、実際、2008年から2013年（雇用調整助成金業務データの期間）の間に、若干の政策変動が生じている。図表7-4のとおり、リーマンショック、東日本大震災などの直後に、雇調金における助成率および教育訓練の助成加算額が上がったり下がったりするなど、変動が見られる。これらの政策変動を用いれば、計量経済学的手法で雇調金の政策評価をする際、因果効果の識別が可能となる。

4 実証モデル

(1) 雇調金の政策効果

ア 操作変数法(IV)

雇調金が雇用維持に与える因果効果を考察するために、本研究は以下の式で雇調金の政策効果を推定する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

y_{it} は従属変数であり、企業*i*の*t*月の離職人数または離職率を示す。 D_{it} は*t*月の雇調金の受給状況を表し、受給していれば1、受給していない企業は0とする。 X_{it} には産業ダミー、都道府県ダミーなどが含まれ、 ε_{it} は誤差項である。推定された β_1 は雇調金の政策効果を捉え、雇調金の受給が離職人数に与える影響を示すことになる。

経営状況の比較的悪い企業は雇用が不安定化する傾向にあり、雇調金を受給することで雇用維持の傾向が高くなるかもしれない。雇調金を受給している企業ほど、以前と比べた雇用量の振れ幅が大きいと考えられるので、 D_{it} と ε_{it} は負の相関を持つことが予想され、(1)式を単純な最小二乗法で推定すると β_1 の推定値には上方バイアスがかかってしまう。 D_{it} 、つまり受給状況が企業の観測できない要因と相関していれば、脱落変数バイアスによる受給の内生性を考慮しなければならない。そこで、本研究は雇調金の助成率を操作変数として利用し、以下の式でIVの一段階を推定する。

$$D_{it} = \pi_0 + \pi_1 Rate_{it} + \pi_2 X_{it} + v_{it} \quad (2)$$

D_{it} は企業*i*の*t*時点の雇調金の受給状況である。 $Rate_{it}$ は操作変数であり、*t*時点の雇調金の助成率を表し、助成率は*t*と企業*i*のタイプ（大企業または中小企業）によって決まる。 X_{it} は(1)式と同様、コントロール変数のベクトルである。 v_{it} は誤差項である。

政策の変動を定量的に評価するために、IVのReduced-Formは以下のように推定される。

$$y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Rate_{it} + \gamma_2 X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

変数の定義は(1)式、(2)式と同じである。Reduced-Formにより、助成率が企業の雇用維持に与える限界効果がわかる。

イ 固定効果操作変数法

事業所特有の属性をコントロールするために、議論の出発点として、以下のモデルを考える。

$$y_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 D_{it} + \kappa_2 X_{it} + \theta_i + \xi_{it} \quad (4)$$

ここで、変数の定義は(1)と類似し、 θ_i が事業所に特殊な（分析者には）観察不可能な要因、 ξ_{it} は事業所と時点に特殊な観察不可能な要因である。事業所に特殊な観察不可能な要因 θ_i は、受給状況 D_{it} を含む説明変数と相関し、脱落変数バイアスを引き起こすことが疑われる。たとえば、その他の条件を一定として、経営状況、福利厚生、技術などの面で他の事業所よりも離職人数または離職率を低くするような、事業所に特殊な観察不可能な要因を持つ事業所は、雇調金を利用する傾向が低いかもしれない。

そこで、(4)式を同一事業所内の異時点間で差分をとり、事業所に特殊な観察不可能な要因 θ_i を消去する。差分を取った式は以下で推定する。

$$\Delta y_{it} = \kappa_1 \Delta D_{it} + \kappa_2 \Delta X_{it} + \Delta \xi_{it} \quad (5)$$

さらに、誤差項 $\Delta \xi_{it}$ は雇調金の利用状況 ΔD_{it} と相関すると疑われる。たとえば、その他の条件を一定として、ある時点で離職人数または離職率を低くするような、事業所に生じた観察不可能な要因は、雇調金を利用する傾向を低くするかもしれない。

そこで、雇調金の受給状況 ΔD_{it} と相関し、誤差項 $\Delta \xi_{it}$ とは相関しない操作変数 $Rate_{it}$ （雇調金の助成率）による、固定効果操作変数法(Fixed Effect Instrumental Variable, FE-IV)による二段階推定を行った。(5)式の一段階を以下の式で推定する。

$$\Delta D_{it} = \varphi_1 \Delta Rate_{it} + \varphi_2 \Delta X_{it} + \Delta v_{it} \quad (6)$$

政策変動を定量的に評価するために、FE-IVのReduced-Formは以下のように推定する。

$$\Delta y_{it} = \phi_1 \Delta Rate_{it} + \phi_2 \Delta X_{it} + \Delta \omega_{it} \quad (7)$$

ウ 操作変数法と固定効果操作変数法における過剰識別

本研究は操作変数法における丁度識別の(2)式と固定効果操作変数法における丁度識別の(6)式を推定するのみならず、以下のような過剰識別モデルも推定した。

(2)式のかわりに、操作変数法の一段階を次式で推定する。

$$D_{it} = \pi_0 + \sum_{s=t-1}^{t+1} \pi_{1s} Rate_{is} + \pi_1 X_{it} + v_{it} \quad (8)$$

(6)式のかわりに、固定効果操作変数法の一段階を次式で推定する。

$$\Delta D_{it} = \sum_{s=t-1}^{t+1} \phi_{1s} Rate_{is} + \phi_2 \Delta X_{it} + \Delta v_{it} \quad (9)$$

(8)式と(9)式ではt期の助成率のみならず、t-1期とt+1期の助成率も操作変数として使われる。

(2) 雇調金における教育訓練費の効果

雇調金における教育訓練費の効果を考察するのは難しい。例えば、医療分野では客観的に治療効果を評価するために、処置群だけで投薬し、処置群と対照群の間の平均の差を測ることによって患者の健康と投薬との因果関係を推測している。しかしながら、介入政策を評価する際、医療分野で行っている実験と比べて、多数の要因が同時に動くという現象が引き起こされる。雇調金の場合には、教育訓練費のみならず、助成率および他の要件も頻繁に変動し、処置群と対照群が明確でない。

図表7-4を見ると、2009年2月から2011年3月までの間、助成率は一定であり（大企業に2/3、中小企業に4/5）、大企業に対する教育訓練費だけが変動していた。具体的には、2009年6月における中小企業に対する教育訓練費は6000円のみであるが、大企業に対する教育訓練費は1200円から4000円まで引き上げられた。教育訓練費の変動が雇用維持に与える効果を見るために、本研究は政策前後のサンプルを限定して、以下の差の差モデルを推定する。

$$y_{it} = \delta_0 + \delta_1 Post_t + \delta_2 Big_i + \delta_3 (Big * Post)_{it} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

y_{it} は企業iのt時点における離職人数である。 $Post_t$ はt期の政策変動を表すダミー変数、政策変動後であれば1、政策変動前であれば0である。 Big_i 変数は大企業を表すダミー変数である。 δ_3 は政策変動の効果を捉え、教育訓練費が雇用維持に与える効果を示している。2009

年6月の教育訓練費の変動を分析する際に、2009年2月から2011年3月までの観測値に限定し、政策変動前と政策変動後、そして大企業（処置群）と中小企業（対照群）の間で比較する。

（3）特例措置の効果

リーマンショック後、2008年12月に雇調金に対する変更が行われ、大企業に対する助成率と教育訓練費はそのままであったが、中小企業の場合、助成率と教育訓練費の両方が引き上げられた。具体的には、中小企業に対する助成率は2/3から4/5に、教育訓練費は1200円から6000円に上がった。こういう状況は自然実験に相当し、政策評価には有効である。中小企業を処置群、大企業を対照群とし、ほかの条件を一定にした上で一次改定の効果を見るために、本研究は以下の推定式で分析する。

$$y_{it} = \rho_0 + \rho_1 Post_t + \rho_2 Small_i + \rho_3 (Small * Post)_{it} + \omega_{it} \quad (11)$$

$Small_i$ 変数は中小企業を表すダミー変数である。 $Post_t$ はt期の政策変動を表すダミー変数、政策変動後であれば1、政策変動前であれば0と示す。 ρ_3 は2008年12月の政策変更の効果を抑え、政策変動が雇用維持に与える効果を示している。 ω_{it} は誤差項である。2008年12月の政策変更を分析する際には、2009年1月までの観測値に限定して分析を行う。

5 結果

（1）雇調金の政策効果

ア OLSとIV推定

図表7-5は推定式(1)の結果を示している。パネルAは内生性を考慮していない。パネルBは今期の雇調金の助成率を操作変数として使い、パネルCは助成率の一期ラグと一期リードも考慮し、over-identifiedモデルを推定した結果である。パネルDは固定効果操作変数(FE-IV)モデルで時間とともに変動しない要因まで考慮し、パネルEは固定効果操作変数法を使用した上で、over-identifiedモデルで助成率の一期ラグと一期リードも操作変数として扱っている。

パネルAの結果を見ると、雇調金を受給している場合、離職人数が0.065人しか減少していない。OLS推定の結果は有意だが、係数のサイズが非常に小さい。同様に、雇調金の受給が離職率に与える効果も小さく、受給している場合、離職率は0.1%しか下落していない。恐らく、受給は企業の内生的行動であり、単純な最小二乗推定(OLS)に必要な仮定は満たされていない。OLSを推定する場合、受給状況が誤差項に入る観測されない要因と相関しないという大前提があり、この前提が成立しないまま推定した場合には脱落変数バイアスがかかって

しまう。現実には、雇調金の受給はいろんな要因で決められ、これらの要因をすべて説明変数に含めた上で受給の効果を推計するのが理想的である。しかし、企業の経営状況（売上高など）、人事調整の慣習などは分析者には観察不可能であり、仮に観察可能としても受給のすべての要因を列挙することは難しい。

図表7-5 受給の有無が離職人数に与える効果

VARIABLES	(1) 離職人数	(2) 離職人数	(3) 離職人数	(4) 離職率	(5) 離職率	(6) 離職率
パネル A: OLS 推定						
当月受給ダミー	-0.0651*** (0.0159)	-0.0643*** (0.0163)	-0.0652*** (0.0163)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
パネル B: IV 推定						
当月受給ダミー	-4.6552*** (0.1365)	-4.6016*** (0.1343)	-4.6465*** (0.1354)	-0.0710*** (0.0008)	-0.0710*** (0.0008)	-0.0728*** (0.0008)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
パネル C: IV(over-identified)推定						
当月受給ダミー	-4.0461*** (0.1415)	-3.9916*** (0.1393)	-4.0696*** (0.1415)	-0.0285*** (0.0006)	-0.0284*** (0.0006)	-0.0299*** (0.0006)
Observations	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931
パネル D: FE-IV 推定						
当月受給ダミー	-1.1676*** (0.0372)	-1.1676*** (0.0372)	-1.2204*** (0.0384)	-0.0648*** (0.0008)	-0.0648*** (0.0008)	-0.0667*** (0.0008)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
Number of id	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557
パネル E: FE-IV(over-identified)推定						
当月受給ダミー	-0.4930*** (0.0386)	-0.4930*** (0.0386)	-0.5569*** (0.0398)	-0.0205*** (0.0006)	-0.0205*** (0.0006)	-0.0222*** (0.0006)
Observations	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931
Number of id	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557
都道府県ダミー	なし	あり	あり	なし	あり	あり
月ダミー	なし	なし	あり	なし	なし	あり

注) 括弧内は分散不均一に頑健な標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

パネル B は受給の内生性を考慮した操作変数法(IV)による推定の結果を示している。雇調金を受給していれば、離職人数が 4.65 人減少し、離職率が 7.3 ポイント減少した。都道府県ダミー、月ダミーを入れても、受給の係数は有意に負となる。パネル A の OLS 推定と比べると、大きな差があり、受給の内生性を示唆している。頑健性チェックとして、三つの操作変数（助成率とそのラグ、リード）で推定された過剰識別(over-identified)モデルの結果をパネル C に示している。

さらに、時間とともに変動しない要因までコントロールしたのが、パネル D とパネル E に示した固定効果操作変数法(FE-IV)の推定結果である。操作変数を用いた受給の係数はいずれも、統計的に 1%水準で有意、符号は負となる。つまり、助成率の外生的な変化による受給状況の変動は、企業の離職人数に負の影響を与えると解釈できる可能性が高い。

イ IV の一段階

操作変数の有効性をチェックするため、図表 7-6 は雇調金の助成率が受給確率に与える効果を示している。パネル A は丁度識別(just-identified)モデルで推定した結果だが、パネル B は過剰識別(over-identified)モデルで助成率のラグとリードも操作変数として使われている。

パネル A の結果を見ると、助成率の係数が統計的に 1%水準で有意、符号は正となる。都道府県ダミーを入れても、結果は頑健的であり、係数の大きさはほとんど変わらない。つまり、助成率が高ければ高いほど、事業所が受給する確率が高いことがわかる。助成率が 1 ポイント増加すると、当月の受給確率が 1.5 ポイント増える。¹

事業所の政策に対する認知ラグとリードを考慮した上で、パネル B では過剰識別(over-identified)モデルを推定した。潜在的に、大企業の従業員は多いため、政策に対応するコストが低く、中小企業より行動が早いと予想される。助成率のリードとラグ値も今期の受給状況に影響を与える可能性があるだろう。

パネル B に示した過剰識別(over-identified)モデルの一段階を見ると、三つの操作変数とも有意に正である。その中でも、助成率のラグは効果が大きい。雇調金の助成率のラグが高ければ高いほど、今期に受給する確率が高い。これは政策変動の前のアナウンスメント効果と考えられる。事業所は事前に助成規模の拡大を知って、雇調金を申請することで人事コストを抑えている。三つの操作変数の係数を足せば、1.6 になって、丁度識別(just-identified)モデルの結果と比べても頑健性がある。パネル C の固定操作変数法の一段階およびそれにおける過剰識別モデル（パネル D）でも類似性の高い結果を得た。

¹ 助成率は%単位で計算されている。

図表7-6 助成率が受給確率に与える効果

VARIABLES	(1) 当月受給	(2) 当月受給	(3) 当月受給	(4) 当月受給	(5) 当月受給	(6) 当月受給
パネル A: IV の一段階						
助成率	1.4623*** (0.0079)	1.4621*** (0.0079)	1.4923*** (0.0083)	1.4444*** (0.0083)	1.4439*** (0.0083)	1.4747*** (0.0089)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
パネル B: IV(over-identified)の一段階						
助成率	0.4817*** (0.0269)	0.4821*** (0.0267)	0.4986*** (0.0276)	0.4817*** (0.0269)	0.4821*** (0.0267)	0.4986*** (0.0276)
F.助成率	0.1235*** (0.0239)	0.1227*** (0.0238)	0.1206*** (0.0254)	0.1235*** (0.0239)	0.1227*** (0.0238)	0.1206*** (0.0254)
L.助成率	0.9783*** (0.0233)	0.9790*** (0.0232)	0.9861*** (0.0244)	0.9783*** (0.0233)	0.9790*** (0.0232)	0.9861*** (0.0244)
Observations	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931
パネル C: FE-IV の一段階						
助成率	1.6471*** (0.0080)	1.6471*** (0.0080)	1.6869*** (0.0083)	1.6399*** (0.0084)	1.6399*** (0.0084)	1.6839*** (0.0089)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
Number of id	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557
パネル D: FE-IV(over-identified)の一段階						
助成率	0.5546*** (0.0233)	0.5546*** (0.0233)	0.5782*** (0.0240)	0.5546*** (0.0233)	0.5546*** (0.0233)	0.5782*** (0.0240)
F.助成率	0.2787*** (0.0214)	0.2787*** (0.0214)	0.2966*** (0.0225)	0.2787*** (0.0214)	0.2787*** (0.0214)	0.2966*** (0.0225)
L.助成率	1.0066*** (0.0208)	1.0066*** (0.0208)	1.0024*** (0.0215)	1.0066*** (0.0208)	1.0066*** (0.0208)	1.0024*** (0.0215)
Observations	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931
Number of id	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557
都道府県ダミー	なし	あり	あり	なし	あり	あり
月ダミー	なし	なし	あり	なし	なし	あり

注) F.助成率は翌月、L.助成率は前月の助成率を表している。括弧内は分散不均一に頑健な標準誤差。***
p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表7-7 雇調金の助成率が離職人数に与える効果

VARIABLES	(1) 離職人数	(2) 離職人数	(3) 離職人数	(4) 離職率	(5) 離職率	(6) 離職率
パネル A: IV の Reduced-Form						
助成率*100	-0.0681*** (0.0019)	-0.0673*** (0.0019)	-0.0693*** (0.0020)	-0.0010*** (0.0000)	-0.0010*** (0.0000)	-0.0011*** (0.0000)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
パネル B: IV(over-identified)の Reduced-Form						
助成率*100	-0.1000*** (0.0017)	-0.0998*** (0.0017)	-0.1021*** (0.0018)	-0.0044*** (0.0000)	-0.0044*** (0.0000)	-0.0045*** (0.0000)
F.助成率*100	0.0075*** (0.0023)	0.0082*** (0.0023)	0.0022 (0.0025)	0.0020*** (0.0000)	0.0020*** (0.0000)	0.0020*** (0.0000)
L.助成率*100	0.0242*** (0.0019)	0.0243*** (0.0019)	0.0291*** (0.0020)	0.0020*** (0.0000)	0.0020*** (0.0000)	0.0021*** (0.0000)
Observations	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931
パネル C: FE-IV の Reduced-Form						
助成率*100	-0.0192*** (0.0006)	-0.0192*** (0.0006)	-0.0206*** (0.0006)	-0.0011*** (0.0000)	-0.0011*** (0.0000)	-0.0011*** (0.0000)
Observations	212,049	212,049	212,049	208,491	208,491	208,491
Number of id	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557
パネル D: FE-IV(over-identified)の Reduced-Form						
助成率*100	-0.0828*** (0.0014)	-0.0828*** (0.0014)	-0.0840*** (0.0015)	-0.0044*** (0.0000)	-0.0044*** (0.0000)	-0.0045*** (0.0000)
F.助成率*100	0.0449*** (0.0019)	0.0449*** (0.0019)	0.0423*** (0.0020)	0.0021*** (0.0000)	0.0021*** (0.0000)	0.0020*** (0.0000)
L.助成率*100	0.0304*** (0.1769)	0.0304*** (0.1769)	0.0324*** (0.1866)	0.0020*** (0.0029)	0.0020*** (0.0029)	0.0021*** (0.0029)
Observations	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931	204,931
Number of id	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557	3,557
都道府県ダミー	なし	あり	あり	なし	あり	あり
月ダミー	なし	なし	あり	なし	なし	あり

注) F.助成率は翌月、L.助成率は前月の助成率を表している。括弧内は分散不均一に頑健な標準誤差。***
p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ウ IV 推定の Reduce-Form

雇調金の政策効果を考察するときに、IV と FE-IV で二段階推定したが、Reduced-Form によって直接的に政策変動が離職に与える影響がわかる。図表 7-7 は雇調金の助成率が離職人数に与える効果を示している。パネル A は IV の丁度識別(just-identified)モデル、パネル B は IV の過剰識別(over-identified)モデル、パネル C は FE-IV の丁度識別(just-identified)モデル、パネル D は FE-IV の過剰識別(over-identified)モデルを示している。

パネル A を見ると、助成率の係数が統計的に 1%水準で有意、符号は負となる。都道府県ダミーを入れた結果もほとんどかわらない。定量的にいうと、助成率が 20 ポイント増えると、離職人数は 1.39 人減り、離職率は 2.2 ポイント減少する。パネル B の結果も頑健的であり、三つの操作変数の係数を足し算すると -0.0708 (離職人数) となり、パネル A に示した丁度識別(just-identified)モデルの受給の係数とほとんど変わらない。

さらに、時間とともに変化しない要因まで考慮した固定効果操作変数法の結果がパネル C (丁度識別) とパネル D (過剰識別) に示されている。固定効果操作変数法で推定した係数のサイズは事業所固定効果までコントロールしていない操作変数法で推定したものより小さく、助成率が 20 ポイント増えると、離職人数は 0.4 ポイント減少する。パネル D の過剰識別モデルの係数のサイズは小さいが、統計的に有意であり、符号は負となる。

図表 7-8 教育訓練費の変動を用いた差の差推定

VARIABLES	(1) 離職人数	(2) 離職人数	(3) 離職人数	(4) 離職人数
大企業	13.9155*** (0.3988)	13.8813*** (0.3987)	13.8153*** (0.3993)	13.7778*** (0.3990)
Post	-0.2982*** (0.0646)	-0.2772*** (0.0651)	-0.2706*** (0.0655)	-0.3215*** (0.0748)
大企業*Post	-7.3884*** (0.4151)	-7.3688*** (0.4151)	-7.3029*** (0.4156)	-7.2677*** (0.4152)
定数項	0.5307*** (0.0624)	0.3564 (0.5054)	0.6341 (0.5363)	0.5579 (0.5400)
産業ダミー	なし	あり	あり	あり
都道府県ダミー	なし	なし	あり	あり
月ダミー	なし	なし	なし	あり
Observations	38,664	38,664	38,664	38,664
R-squared	0.1041	0.1054	0.1069	0.1088

注) 括弧内は分散不均一に頑健な標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(2) 雇調金における教育訓練費の効果

図表7-8は教育訓練費の政策変動が雇用維持に与える効果を示している。データの期間は2009年2月から2011年3月までに限定している。この期間の雇調金の助成率は一定であった。一方、中小企業に対する教育訓練費はそのままであったが、大企業に対する教育訓練費は増加している。大企業ダミーとPost変数の交差項は2009年6月の政策変更の効果を示し、統計的に1%水準で有意、符号が負となる。大企業の離職人数が2009年6月の政策変更後²、平均すると7.3人減っている。頑健性チェックとして、産業ダミー、都道府県ダミー、月ダミーを入れても係数はあまり変わらない。

図表7-9 2008年12月の特例措置の効果

VARIABLES	(1) 離職人数	(2) 離職人数	(3) 離職人数	(4) 離職人数
中小企業	-3.6837*** (0.0678)	-3.6832*** (0.0681)	-3.6707*** (0.0683)	-3.6706*** (0.0683)
Post	2.5815*** (0.1532)	2.5843*** (0.1529)	2.5894*** (0.1528)	2.5702*** (0.1564)
中小企業*Post	-2.4235*** (0.1549)	-2.4262*** (0.1546)	-2.4314*** (0.1544)	-2.4318*** (0.1545)
定数項	3.8975*** (0.0670)	3.7821*** (0.1555)	4.0044*** (0.1656)	4.0051*** (0.1678)
産業ダミー	なし	あり	あり	あり
都道府県ダミー	なし	なし	あり	あり
月ダミー	なし	ない	なし	あり
Observations	54,986	54,986	54,986	54,986
R-squared	0.0827	0.0864	0.0888	0.0889

注) 括弧内は分散不均一に頑健な標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(3) 雇調金の特例措置の効果

図表7-9は雇調金の特例措置の効果を示している。

2008年12月の特例措置において、中小企業は処置群、大企業は対照群とする。この政策変動により、中小企業に対する助成が激増し、リーマンショック後、経営状況悪化に陥っていた中小企業にとっては役に立ったと思われる。中小企業とPostダミーの交差項が政策改定の効果を示し、統計的に1%水準で有意、符号が負となる。リーマンショック後の2008年12月の政策変更は中小企業の雇用維持を図るものであり、平均的にみると離職人数が3.7人減少している。頑健性チェックとして、産業ダミー、都道府県ダミー、月ダミーを入れても係

² 大企業に対する教育訓練費は1200円から4000円まで引き上げられた。

数はあまり変わらない。

6 終わりに

本研究では、雇調金の受給が企業の雇用維持に与える影響を見ることにより、雇調金の政策効果を検証した。受給行動が観測されない要因と相関するという内生性による脱落変数バイアスを回避するため、雇調金の助成率を操作変数として用いた操作変数法と固定効果操作変数法による推定を行った。この結果、雇調金の受給が外生的な助成率の変化によって一時的に変動し、その月の離職人数が連動して減少する可能性が高いという結果を得た。このため、内生性を考慮した操作変数法（IV）により、雇調金の受給の有無が離職人数（率）に与える効果について見ると、雇調金の受給と離職人数（率）との間に強い相関が確認された（雇調金を受給していれば、離職人数が4.65人減少し、離職率が7.3ポイント減少）。

また、本研究は雇調金の政策変動による自然実験を利用し、政策改定による企業の雇用維持への影響を検証した。これらの分析は差の差の推定法を用いて、内生性の問題に対処した。結果は、(1) 教育訓練費が増加すれば、離職人数が減少する可能性が高い、(2) リーマンショック後の特例措置は企業の雇用維持を確保した傾向が高い、と言える。しかしながら、本研究では、雇調金が入職抑制に与える効果には触れていない。また、本研究はデータ上の制約で助成率と教育訓練費の政策変更のみに焦点を絞っているため、他の受給要件が同時に緩和される場合、助成率と教育訓練費の変更による効果が過大に推定されている可能性がある。

参考文献

- Becker G. (1975), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education* (2 ed.), National Bureau of Economic Research
- Mincer, J. (1958), “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution,” *Journal of Political Economy*, 66(4), pp.281-302
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press: New York
- Schultz, T. W. (1961), Investment in Human Capital, *American Economic Review*, 51(1), pp.1-17
- 中馬宏之・大橋勇雄・中村二郎・阿部正浩・神林龍（2002）『雇用調整助成金の政策効果について』、「日本労働研究雑誌」No.510、pp.55-70
- 労働政策研究・研修機構（2005）『雇用調整助成金受給事業所の経営と雇用』、調査シリーズNo.10

