

## 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

横浜国立大学 博士後期課程 張 俊超

### 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年から2012年までの間において、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
<b>パネルA: 大企業</b>						
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
<b>パネルB: 中小企業</b>						
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
<b>パネルA: 大企業</b>						
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
<b>パネルB: 中小企業</b>						
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		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、計量経済学の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

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。 $D_{it}$  は各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、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。推定された $\beta_1$ 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  $\varepsilon_{it}$  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 $\beta_1$ 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)式も(2)式も同じである。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、 $\theta_i$  が事業所に特殊な（分析者には）観察不可能な要因、 $\xi_{it}$  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  $\theta_i$  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  $\theta_i$  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  $\Delta D_{it}$  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  $\Delta D_{it}$  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。

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

## 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円のままであるが、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。

$$y_{it} = \delta_0 + \delta_1 Post_t + \delta_2 Big_i + \delta_3 (Big * Post)_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$y_{it}$ 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。 $\delta_3$ 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（処置組）と中小企業（対照組）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。

$$y_{it} = \rho_0 + \rho_1 Post_t + \rho_2 Small_i + \rho_3 (Small * Post)_{it} + \omega_{it} \quad (4)$$

$Small_i$ 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。 $\rho_3$ は2008年12月の政策変更の効果を捉え、政策変動が雇用維持に与える効果を示している。 $\omega_{it}$ 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い、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

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&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

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。

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。

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。

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	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

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	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

## 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が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、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No. 10