特集：育児休業給付と財源をめぐる課題：国際比較からの示唆

雇用保険財政と育児休業給付[1)]

酒井　正[*1]，竹沢　純子[*2]

抄　録

わが国では育児休業期間中の所得保障は，育児休業給付として雇用保険によって行われているが，近年，この育休給付の支給が拡大しており，今後の雇用保険財政に負荷がかかることが懸念される。そのため，2020年3月に成立した改正雇用保険法では，安定的な財源を確保する目的で，育休給付に係る雇用保険料率を分離して定めることになった。一方で，拠出原則に基づく社会保険から育休期間中の所得保障をおこなうことは，育休給付の受給資格・給付水準が正規雇用にとって有利になりやすく，雇用形態間の格差を助長する可能性がある。しかし，本稿の都道府県別データによる分析からは，女性の正規雇用率の高さが育休給付の受給を増やすといった関係は必ずしも見られなかった。他方で，国際的に見た場合，雇用保険による給付は，雇用者のみに受給資格が限定されることから，日本の受給率の低さの一因となっていると考えられる。育児中の所得保障を，公平性の観点からより普遍的なものとしてゆくためには，雇用保険制度の枠組みによる育休給付には検討の余地があるかもしれない。

キーワード：雇用保険財政，育児休業給付，所得保障，国際比較

社会保障研究　2020, vol.5, no.1, pp.18-37.

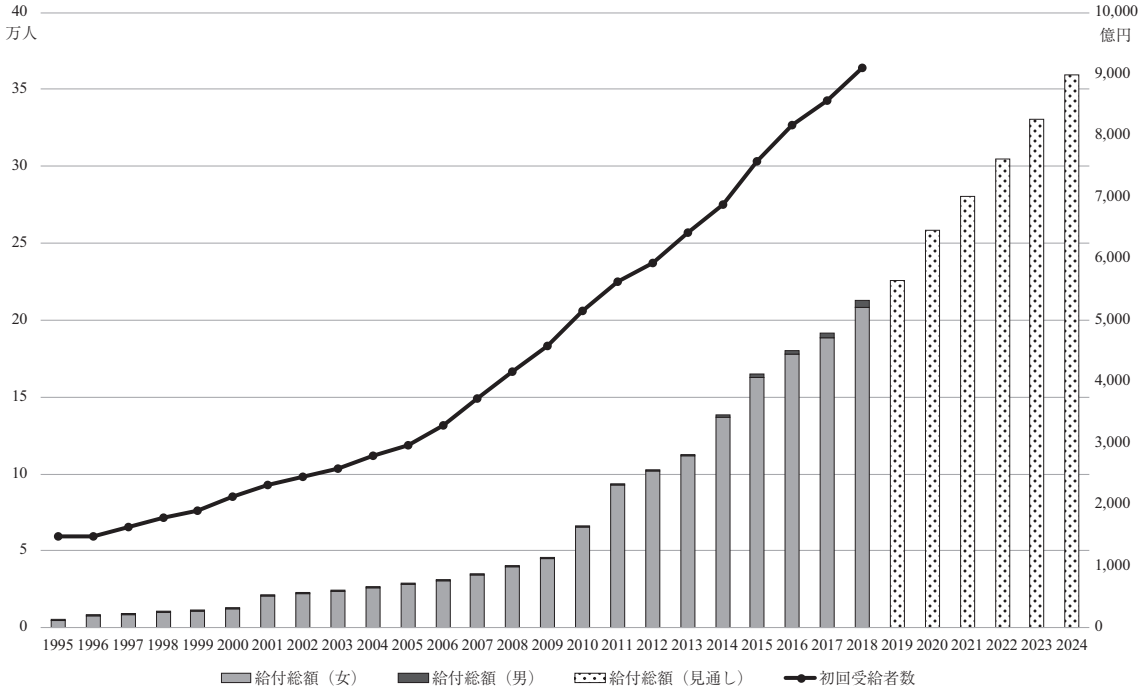
I　はじめに

わが国では，育児休業法によって雇用者には育児休業を取得する権利が認められているが，育児休業期間中の所得保障は，育児休業給付（以下では育休給付と呼ぶ）という形で雇用保険によって行われる[2)]。すなわち，育児休業中の所得減少というリスクに対して社会保険という仕組みによって対処していることになり，その目的は，育児休業中の所得を保障することで，育児休業を取得し易くすることにあるとされる。たしかに，育児休業の取得が認められても，育児休業中の収入のあてが無いならば，貯えの無い者は育休取得を躊躇してしまうかもしれない。あるいは，出産自体を躊躇したり，出産に際して離職したりするかもし

[*1] 法政大学経済学部　教授
[*2] 国立社会保障・人口問題研究所企画部　第3室長

[1)] 本稿の作成にあたり，酒井は国立社会保障・人口問題研究所の一般会計事業「『一億総活躍社会』実現に向けた総合的研究」より助成を受けた。記して感謝申し上げる。

[2)] 国家公務員及び地方公務員に対しては，各共済組合より育児休業手当金が支給され，2018年度の支給総額は国家公務員が81億円，地方公務員が935億円である。本稿は雇用保険財政の観点から育休給付を考察することを目的とするため，公務員の育休手当は扱わない。



注：2019年度については厚生労働省「雇用保険事業月報」より4月～2月の計，3月分は未公表のため2月分を据え置き，年度給付総額を算出した。

出所：厚生労働省「雇用保険事業年報」，厚生労働省労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会資料。

図1　育休給付総額と受給者数の推移

れない。

以上のような意義の下に給付される雇用保険の育休給付は，近年，すう勢的にその受給者が増えている（図1）。給付総額は2018年度で5,312億円に達しており，2024年には9,000億を超える見通しである[3)]。直近では，失業率が低い水準にあることもあるが，雇用保険の代表的な給付である一般求職者給付（いわゆる失業手当）を凌ぐ勢いにある。一般求職者給付とは異なり，景気に関係なく給付が拡大している（ように見える）点も懸念の材料になっている。このような中，育休給付の膨張に対しては雇用保険財政の観点から危惧が示され，2020年の通常国会で，育休給付の保険料率をそのほかの給付とは別に定める改正雇用保険法案が可決・成立した。

加えて，育休給付に関しては，所得再分配上の観点からも議論の余地がある。というのも，海外の研究からは，育休を取得する者は高所得層（高賃金の企業に勤める者）に多いことが示唆されているからだ（Bana et al., 2018，Kaufman, 2020）。育休給付の取得は当然，育休取得を前提とするものなので，高所得層ほど育休給付を享受する一方で，低所得層では育休を取得せずに復帰していたり，仕事自体を辞めたりしてしまっているといったことがあれば，育休給付が世帯間の所得（あるいは世帯間の厚生）の格差を拡大することに寄与している可能性がある。果たして，日本でも同じことが確認されるのだろうか。

本稿では，財政的な観点からの育休給付の論点を踏まえたうえで，諸外国との比較における日本

3) 第135回労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会資料。

の育児休業制度（及び育休給付）の位置付けを確認し，昨今，育休給付が増加している背景について都道府県別データ（以下，県別データ）から定量的に明らかにしたい。海外と比較した場合に，日本の育休給付の特徴とは何か。また，誰が育休給付を取得しているのかといったことを整理したうえで，今後の育休給付の動向を考察することが目的である。

Ⅱ　わが国の雇用保険における育休給付の概要

1　育児休業給付の概要[4]

育児休業給付は，雇用継続給付の一つであり，雇用保険の被保険者が1歳まで（保育所に入れないといった理由の場合には2歳まで）の子を養育するために育児休業を取得した場合に，休業開始前の2年間に通算した被保険者期間が12か月以上あれば支給される。育児休業の取得は有期の雇用契約で働く者にも可能となっているが，この12か月以上の被保険者期間という要件が受給のネックになっている可能性はある。

支給額は，休業開始時の賃金日額[5]×支給日数×給付率で決まる。この給付率は50％であるが，2014年の雇用保険法改正により，休業開始から6か月間については暫定的に67％とされている[6]。ただ，育休期間中は社会保険料も免除されることから，現在では，元の賃金の「手取り」に対する割合と言う意味では，実質的な支給率はもっと高くなっていると言える。

尚，求職者給付（基本手当）などとは異なり，育休給付の賃金代替率は逆進的な構造にはなっていない。すなわち，元の賃金が高いほど支給率が低くなるような仕組みにはなっておらず，上述の上限額が在ることを除けば，基本的に，元の賃金に単純に比例して支給額も高くなることになる。この点は，再分配的な側面から育休給付を考える際には特に重要な点であると思われる。

また，2009年の雇用保険法改正まで，育児休業給付の一部は，休業終了後に職場復帰して6か月が過ぎた時点で支給されていた。この職場復帰後に支給される分を，「育児休業者職場復帰給付金」と言う（一方で，休業中に支給される分は，「育児休業基本給付金」と言う）。職場復帰給付金の目的は，確実な職場復帰を促すことにある。その意味で，育児休業者職場復帰給付金は雇用継続給付の趣旨に合致するものと考えられる。基本給付金と職場復帰給付金の内訳の変遷は，表1に示される通りである。

表1　育児休業給付の支給率の変遷

施行年月	育休給付金給付率			育休の取得資格者
	基本給付金	職場復帰給付金	計	
1992年4月1日	−	−	0％	
1995年4月1日	20％	5％	25％	期間に定めの無い労働者
2001年4月1日	30％	10％	40％	
2005年4月1日	30％	10％	40％	期間に定めの無い労働者
2007年4月1日	30％	20％	50％	＋
2010年4月1日	50％	0％	50％	一部の有期契約労働者**
2014年4月1日	67％	0％	67％	

**；休業開始から7か月以降は50％。
**；2017年1月より，有期契約労働者の適用条件が緩和された。
出所：厚生労働省資料より筆者作成（酒井（2020）第3章の表3-5を転載）。

[4] 本節の記述は，渡邊（2018）に負うところが大きい。
[5] 休業開始前6か月間の（賞与を除いた）賃金額÷180。
[6] 賃金月額には上限と下限が定められており，2020年3月現在では，454,200円となっている。したがって，支給率が67％の期間は304,314円が支給額の最高額となり，50％の期間では227,100円が最高額となる。また，育休期間中に賃金の一部が支払われており，育休給付と合わせて休業開始前の賃金の80％以上になる場合には，超過する分の給付金が減額される。

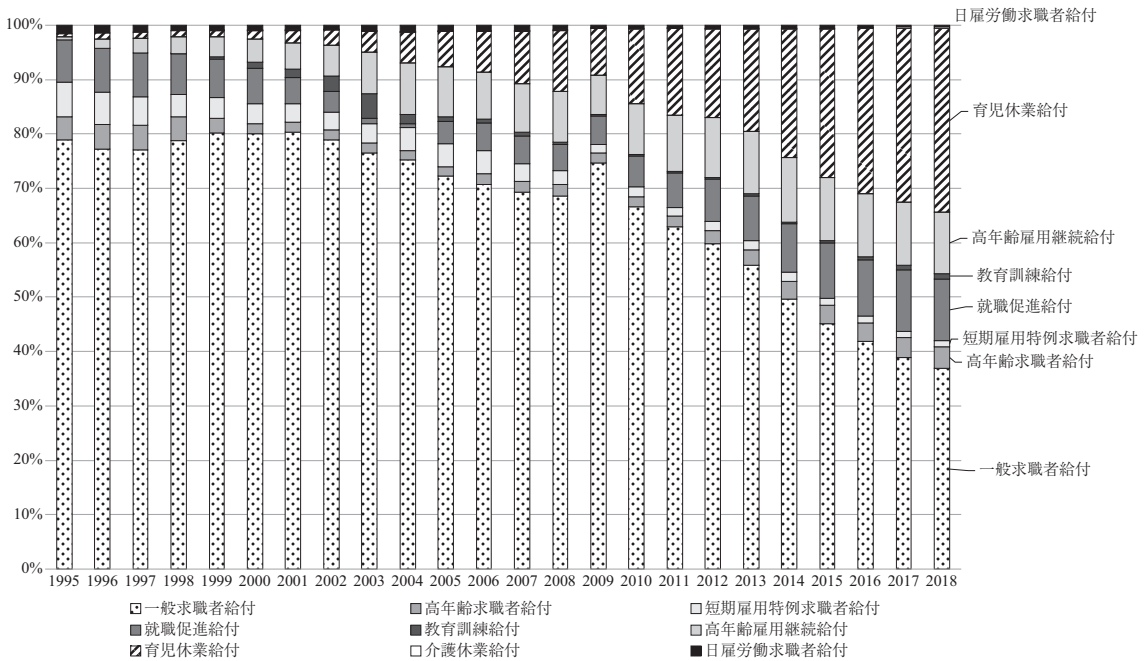
職場復帰給付金はしかし，2009年以降，基本給付金に一本化された。これは，育児休業期間中の所得保障としての側面を強めたと解釈でき，少子化対策の一環と位置付けうる。だが一方で，職場復帰することなく退職してしまっても育休給付を全額受給できることから，雇用継続のインセンティヴとしての機能は減衰しており，育休給付を雇用継続給付に位置付けることを疑問視する見方も無いわけではない。

だが更に言えば，職場復帰給付金の割合の変更を自然実験として用いた精緻な実証分析によって，職場復帰給付金には，職場復帰を促す効果はほぼ無かったことが確認されている〔朝井（2014），Asai（2015）〕。もともと再就業を促す役目を果たしていなかった以上，それが廃止され育休期間中に全額が支給されるようになったことを難ずる由縁はないとも言える。

育児休業給付の財源は，労使によって負担される雇用保険料と国庫である[7]。従来は，育休給付の財源となる雇用保険料は失業等給付に係る雇用保険料として一括して徴収され，その料率は2017年度より0.6%[8]となっていた（労使折半）。また，育児休業給付と介護休業給付の2つの雇用継続給付は，その8分の1が国庫によって負担されることになっている[9]。

2　支給額の推移

図1で見たように，育休給付は総額で見ても，受給者実人員でも伸び続けている。基本給付金の平均受給月額は，2006年度に67,720円であったのが，2015年度には134,907円となった。平均給付期間も，2006年度の8.5か月から2015年度の10.1か



出所：厚生労働省「雇用保険事業年報」。

図2　失業等給付の内訳

[7] 失業等給付で独立した会計となっており，雇用保険二事業は別会計。
[8] 2017年の法改正により，3年間の時限措置として1%に引き下げたうえで，弾力条項を適用した値。
[9] 2017年度から2019年度までの国庫負担の額は，2017年改正により，暫定的に本来の額の10%とされた。同措置は2020年3月の改正により，2021年度末まで延長された。

月へと伸びている[10]。

図2は，雇用保険（失業等給付）の給付総額に占める各給付の内訳の推移を見たものである。労働市場が堅調なことから一般求職者給付の割合が4割を切る一方で，育児休業給付はそれを上回る水準に達しようとしている。

厚生労働省の労働政策審議会（職業安定分科会雇用保険部会）に示された雇用保険財政の見通し（試算）によれば，基本手当の受給が現在の水準であったとしても，このまま育休給付が拡大して行くと，現在，4兆円を超えている積立金残高は，2022年度には2兆3千億円程度まで減るという。

育児休業の受給に影響を与える要因については，後のⅣ節であらためて県別データに基づいた検証を行うが，社会動向や制度的な側面から考えると，育休給付受給の増加の背景には，次のような要因の可能性を指摘することができる。第一に，女性の働き方の変化である。女性が出産を経ても，仕事を辞めずに，継続して就業するようになっている。第一子出産後に継続就業している女性の割合は長らく4割程度だったが，最近になり5割を超えるようになっている[11]。

第二に，育休取得が非正規雇用へも認められるようになったことである。2005年から，①同一の事業主に継続して1年以上雇用されており，②子が2歳になるまでに雇用契約期間が満了しないことが明らかである場合には，有期契約の労働者も育休を取得することが可能になった。2017年には，②の要件が緩和され，子が1歳6か月までの間に契約期間が満了しなければよいことになった。ただし，このように育休取得が非正規雇用に認められるようになったとはいっても，いまだ非正規雇用にとっては育休取得（あるいは育休給付受給）のハードルが高いものであるならば，結局，育休受給件数は正規雇用として働く者がどれだけいるかに依存することになる。妊娠判明時にパート・派遣で就業し2010-2014年に出産した母親のうち育児休業を取得して子が1歳時点に就業していた者の割合はわずか11％であり，正規雇用の同割合（59％）とはかなりの開きがある[12]。また，2012年から2017年の5年間に限ってみても，正規の女性雇用者の育休取得数は32％増加したのに対し，同非正規は3％しか増えておらず横ばいである[13]。以上の限られたデータからではあるが，近年の育休給付の膨張は，非正規よりも正規の増加の影響が大きいと考えられる。

第三に，長い期間の育休取得を可能にするような制度改正等である。法定の育休取得可能期間が延びると，育休給付の受給者総数（及び受給総額）は増える可能性がある。育休取得期間は，育休法のみによって規定されるものではない。保育サービスがどれだけ利用可能かによっても，育休期間は影響を受けることになる。出産後にも就業し続ける女性が増えているのにもかかわらず，保育所等の供給が追い付いていなければ，育休取得期間が延びる可能性がある。

第四に，男性の育児休業取得者の増加である。男性の育児休業取得者を増やすことは政策課題でもある。しかし，現状では育休を取得する男性の数は，女性の数に比べれば極めて少なく（図1），また取得したとしてもその期間は短い傾向にある。そのため，育休給付総額に占める男性の受給総額はわずか2％（2018年度）に過ぎず，近年の給付増の要因とは言えない。近年の育休増加を，以上のような要因によってどれほど説明できるかどうかは，後で改めて考察する。

3 景気循環と雇用保険財政の関係

財政的な側面から，育休給付を考える際に重要となるのは，景気循環との関係である。一般求職者給付は，景気が悪く，失業者が多いときに多く支給され，景気が好いときには支給が少なくなる傾向にある。雇用保険財政の観点からは，景気が好いときに，保険料を積み増すことで不況時の備

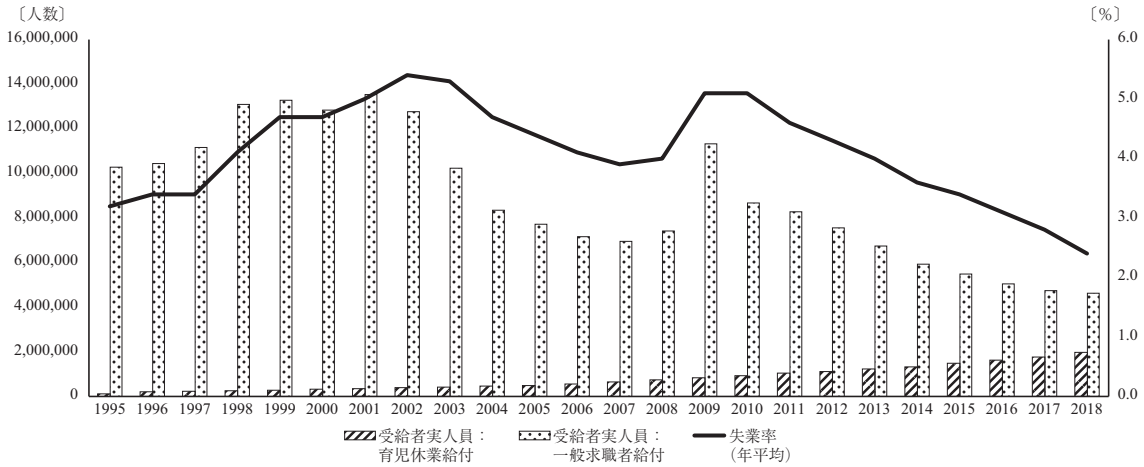
[10] 第119回労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会資料。
[11] 国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査」（2015年）。
[12] 国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査」（2015年）。
[13] 総務省「就業構造基本調査」（2012，2017年）。

えをしていると見ることもでき，ビルトインスタビライザー（景気自動安定装置）として機能していると言える。

一方で，育休の取得に関しては，景気との関連性は薄い。したがって，育休給付の支給は，求職者給付のように景気に対して反循環的な動きをすることはない。

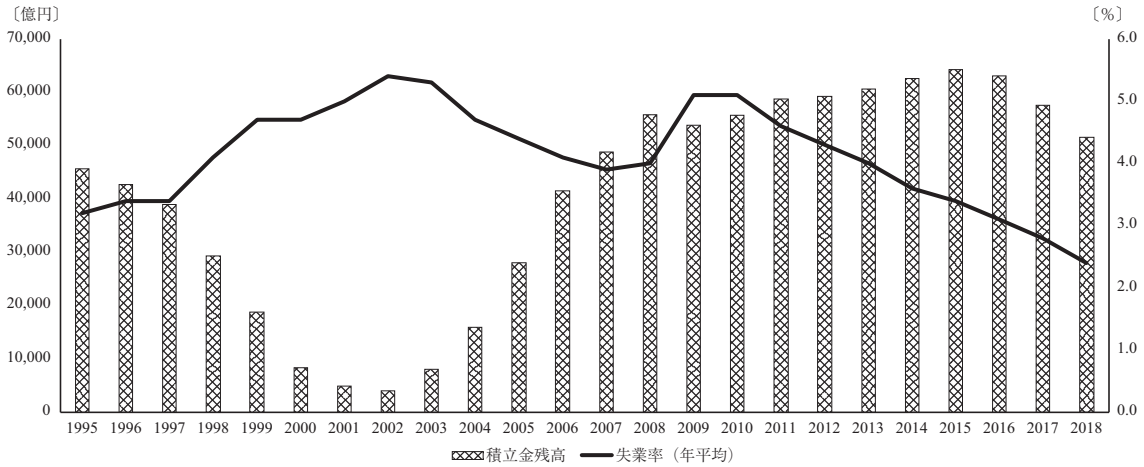
図3-aと図3-bは，それぞれ，求職者給付・育休給付の受給者数と積立金残高の推移を失業率の推移と合わせて見たものである。図3-aからは，失業率（＝不景気の指標）と求職者給付の受給者数はパラレルに推移する一方で，育休給付の受給者数は失業率と関係なく伸びているように見て取れる。

その一方で，図3-bにおける雇用保険の積立金の推移は，求職者給付の動向を反映して，失業率と対称的な動きをしている。雇用保険の積立金残高は，保険料率の引き下げ等によってピーク時よりも減って来てはいるものの，いまだ5兆1,600億円程度の水準にある。しかし，景気循環と関係の



出所：厚生労働省「雇用保険事業年報」，総務省「労働力調査」。

図3-a　育児休業給付と一般求職者給付（基本手当等）の受給者数



出所：厚生労働省「第133回労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会資料」，総務省「労働力調査」。

図3-b　雇用保険積立金残高の推移

薄い育休給付の割合が今後も上がり続けるならば，ここに見たような積立金の推移との関係も弱まってくる可能性がある。

尚，雇用保険料率は，失業等給付の収支との関係において，雇用保険法を改正することなしに，一定の範囲内で変更することができる。つまり，景気が好く雇用保険の積立金が増せば，保険料率を下げることができ，逆に景気が悪くなれば，保険料率を上げて対応することが半ば自動的に行われ得る仕組みとなっている。これを雇用保険の弾力条項というが，機動的な保険料の変更を可能にすることで，過剰な積立や積立不足を回避することができるようになっている。

4　2020年3月に改正された雇用保険法における育休給付

以上に見て来たような育休給付の一貫した増加を背景として，本稿の執筆時点（2020年3月時点）でおこなわれている通常国会には，育児休業給付の保険料率を失業等給付とは区分し，育児休業給付に充てるための独自の保険料率を設ける雇用保険法改正案が提出され，同月末日に成立した。改正雇用保険法では，育休給付のための保険料率を4/1,000とするものの，全体の雇用保険料率に変動があるわけではない。したがって，基本手当の給付額が現状程度のままで，収入に係る事項（時限措置等）も予定通りだとすれば，財政見通しが現状と著しく異なって来るわけではない。

育休給付のための保険料率をほかの給付から分離することの狙いはむしろ，先の弾力条項の適用から育休給付が外れることで，景気の好悪にかかわらず安定的な財源を確保することにあると考えられる。すなわち，景気が好くなった場合に，育休給付以外の保険料率が引き下げられたとしても，育休給付に充てる保険料率は変化しないことになる。

それでは，以上に見て来たような日本の育休制度や育休給付は，国際的な観点から見た場合，どのように位置付けられるだろうか。次節では，わが国の育休制度を諸外国との比較において概観する。

Ⅲ　国際比較から見たわが国の育児休業制度

1　育児休業給付の財源と制度類型

Ⅱで述べた通り，わが国の育休給付は労使折半の雇用保険料と国庫負担を財源として雇用保険から支給されているが，OECD加盟国の中でこのタイプの国はわずか3か国（日本，カナダ，韓国）である（表2）。これらの国々に共通する特徴は，雇用保険への加入または一定期間の就業等を受給条件とするため，受給者が限定されることである。

2　日本の育児休業給付の特徴

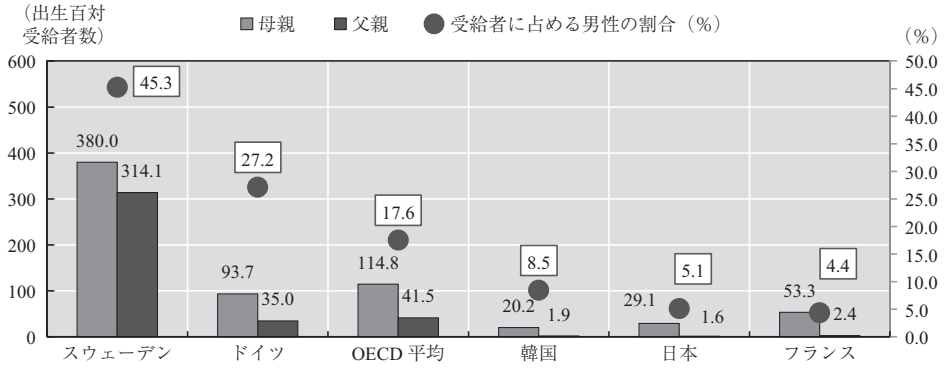
つぎに給付面について，本特集で取り上げた6か国のうち法定給付がないオランダとイギリスを

表2　育児休業給付の財源とその制度

A. 法定の育児休業給付あり23か国
A-1. 社会保険料※注 13か国 健康・疾病保険　：　ベルギー，フィンランド 雇用保険　：　日本，カナダ，韓国 親保険・家族金庫　：　スウェーデン，アイスランド，フランス，スロベニア 社会保険基金　：　ギリシャ，イタリア，ラトビア，ポーランド
A-2. 税10か国 オーストラリア，オーストリア，チェコ，デンマーク，エストニア，ドイツ，ハンガリー，ルクセンブルグ，ノルウェー，スロバキア
B. 法定の育児休業給付なし13か国 チリ，アイルランド，イスラエル，メキシコ，オランダ，ニュージーランド，ポルトガル，スペイン，イギリス，スイス，リトアニア，トルコ，アメリカ

注：事業主もしくは被用者またはその両方からの保険料拠出を財源とする。自営業者による拠出を含む国もある。また，税を財源の一部とする国もある。

出所：Koslowski et al.（2019），トルコはOECD Family Database PF2.1。



注：諸外国は2016年，日本は2018年。日本の推計において，出生数は厚生労働省「人口動態統計」，育児休業給付受給者数等は厚生労働省「雇用保険事業年報」を利用した。ドイツは子が1歳までの親給付のみを含み，3歳までの親給付プラスは含まれない。

出所：諸外国はOECD Family Database PF2.2B，日本は筆者推計。

図4　出生百対育児休業給付の受給率

除くドイツ，フランス，スウェーデン，韓国との比較から，わが国の特徴を確認する。

(1)　育児休業給付の受給率

図4は出生百対の父母別受給者数と受給者に占める父親の割合を示している。日本の2018年度における雇用保険からの育休給付の受給者は出生百対で母親29.1，父親1.6である[14]。日本と同様に雇用保険からの給付である韓国においても，母親20.2，父親1.9と受給者は少ない。

日本が低い理由としては，第一に，雇用の継続が育休給付の受給の要件となっているが，今なお出産を機に離職する女性が多く就業継続は5割に留まるため[15]，そもそも受給権者が少ないことが挙げられる。もちろん，育休が取得しにくいために離職を余儀なくされている可能性もあるが，労働時間等が硬直的なことから出産後の継続就業を諦めていることも多いと思われる。

第二に，雇用保険の被保険者である正規雇用者と一部の有期雇用者に受給権が限定され，自営業者や無業者・学生は受給権がないことが考えられる。少し古い資料となるが，2005年頃における有期雇用の育休給付の受給者数は全体の3%程度に過ぎず[16]，有期雇用全体の数（母数）を考慮しても，有期雇用における育休給付の受給は少ないと言わざるを得ない。

第三の理由として，受給期間は原則として子が1歳までに限られ，それ以降の育休の部分取得の場合に給付が受けられないことがある。

一方，突出して高いスウェーデンでは父母ともに300を超え，かつ父親の割合が45.3%と父母が均等に受給している。これは乳幼児期に限らず12歳までの間に柔軟に受給できることに加え，各親の割り当て期間があることによる。また，スウェーデン，ドイツはともに雇用者のみならず自営業者，無業者も含め，すべての親に受給権が保障されていることも受給者数が多い要因として考えられる。

(2)　受給可能週数

夫婦が受給可能な育児休業給付の最大受給週数（図5）を見ると，日本は父母が同時に受給可能な

[14] これに国家・地方公務員分を加えた出生百対受給者数は母親48.2，父親4.2へ増加するが，父母ともにOECD平均を大きく下回る結果に変わりはない。

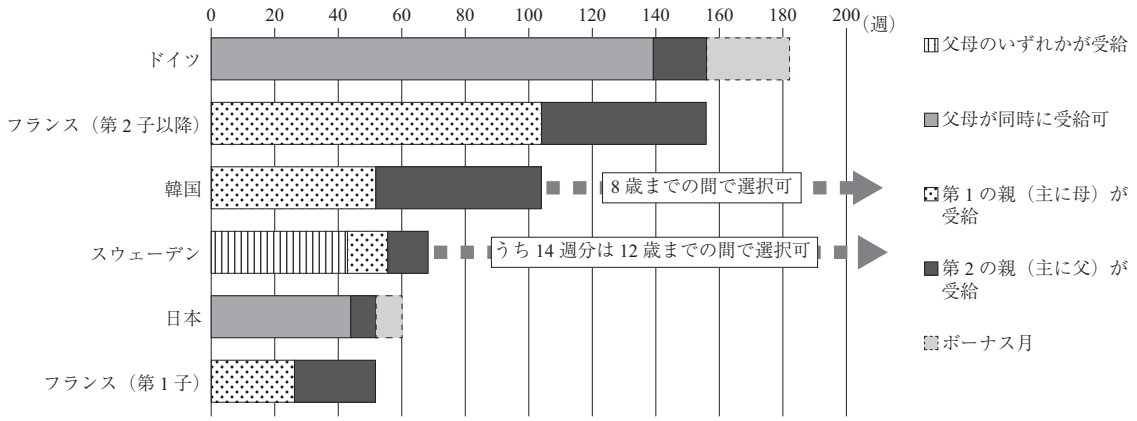
[15] 国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査』第15回（2015）。

[16] 第29回労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会資料。2005年4月から2006年7月までの数値。

期間が1年であり，比較的短い方である。最長のドイツでは，日本の3倍近くの受給期間が確保され，著しい開きがある。これはドイツにおいてフルタイム受給が1年，パートタイム受給が2年の計3年が受給期間となっていることによる。

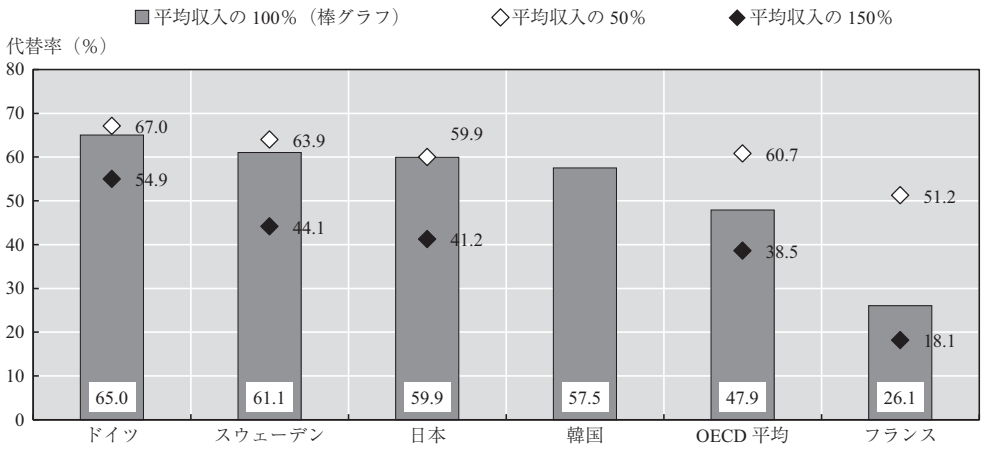
(3)　収入（所得）代替率

図6は母親が最大取得可能な期間に育休給付を受給した場合の平均収入（所得）に対する代替率を示している[17]。日本はスウェーデンとほぼ同等に位置し，育休給付は手厚い水準にある。また，同じく雇用保険タイプの韓国も同様の高い水準にある。一方，フランスは5か国の中で唯一所得比例ではなく休業時間に応じた3段階の定額給付のため低い代替率となっている。特に平均収入の100%及び150%の中・高所得層において低いことがわかる。



出所：Koslowski et al.（2019）より筆者作成。

図5　法定育児休業給付の最大受給可能週数



出所：OECD Family Database PF2.4 B（2014年），韓国はKoslowski et al.（2019）より筆者推計。

図6　母親の育児休業給付の収入（所得）代替率－収入3分類別

[17] 各国について，図5のうち「父母のいずれかが受給」「父母同時に受給」「第1の親（母）が受給」の期間については，母親が受給したと仮定し，推計している。詳しくは図6の出所を参照のこと。

（4） 0-2歳の保育サービス利用率

育休の取得は保育の利用とトレードオフの関係になっている可能性がある。そこで，各国の0-2歳児の保育利用率（図7）を確認すると，図6で育休の所得代替率が最も低かったフランスの利用率が最も高い（62.2%）。これは3歳未満で保育ママ等を利用の場合に保育手当を受給できるため，低額の育休を切り上げて復帰し保育を利用するケースが多いためと考えられる。次に利用率が高いのは韓国（53.4%）であるが，これは同国において就労を保育利用の要件としないことに加えて，保育料の減免が拡充されたため，育休の有無を問わず，利用率が近年上昇していることによる。続くスウェーデン（46.5%），日本（39.6%），ドイツ（37.3%）は，育休給付水準が高いため，特に0歳児は育休の利用が優先し，保育は1歳以降の利用が多いと考えられる。

3　日本の特徴と課題

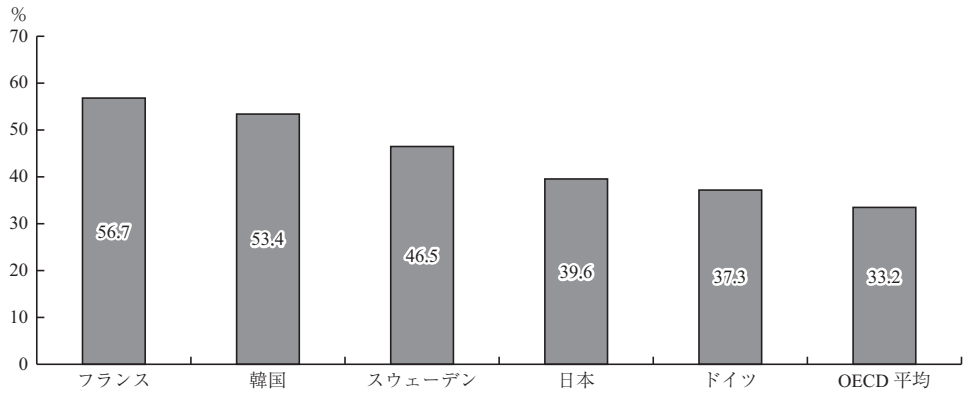
以上の比較から，日本は雇用保険の被保険者に対象を狭く限定し，原則子が1歳までのフルタイム休業という制約のもと，比較的高水準の給付を行っているという特徴が確認された。

わが国の育休制度の課題として国際比較から浮かび上がったのは，第一に，母親のさらなる適用拡大である。わが国では少子化対策の観点から父親の育休取得率の上昇が喫緊の課題とされるが，国際比較から見ると母親の出生百対の受給者は3割にとどまり，OECD平均より大幅に低い。有期雇用者に加えて自営業者や無業者も含めすべての親が適用となれば，育児期の所得格差の是正さらには貧困の防止に寄与するであろう。

第二の課題は，より柔軟な制度設計とすることである。日本の子が1歳までのフルタイム休業を原則とする規定は，諸外国との比較で見ると選択肢が乏しすぎる。受給月数の一部は1歳以降にも利用できるようにし，かつ短時間勤務の場合にも一部受給可能とするなどの選択肢を増やすことが，父母ともに受給者の拡大につながる可能性がある。

以上の課題については，雇用保険制度からの給付であることがその制約となっている部分もある。今後，2020年の雇用保険法改正をさらに一歩進め，育休給付の雇用保険からの分離が検討される際には，雇用に基づく限定的な受給権について，普遍的かつ柔軟な給付を行う国々の事例を参考に，財源の在り方も含め，議論されるべきであろう。

以上，わが国の育休給付を他国との比較において検討したが，本当に育休給付の受給は，雇用形態による受給資格の違いといったことに大きく左右されているのだろうか。この点に関する実証的



注：日本は2017年度について厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」同「認可外保育施設の現況取りまとめ」より算出した。

出所：OECD Family Database PF3.2 A（2016年），日本は筆者作成。

図7　0-2歳児の保育サービス利用率

な検討は，育休給付の再分配的な側面を考察する際に重要になって来る。また，財政的な側面から今後の育休給付を考えるうえでは，景気循環との関係を明らかにしておくことも重要だ。次節以降では，県別に集計された育休給付のデータを用いることで，それらの点を確認する。

Ⅳ　育休給付受給の要因分析

1　経済理論の観点から見た育児休業取得

育休あるいは育休給付が果たす役割を考える前段階として，経済理論的には，出産というイベントが親の就業にどのような影響を及ぼすと予想されるのか確認したい[18]。

出産は親にとって，留保賃金（＝それ以下では働きたくない賃金）の上昇をもたらし，一時的には現職の賃金を上回る（図8）。すなわち，就業を中断することになる。出産が母体に大きな負担を与え，乳幼児の世話が最も手がかかることを考えれば，何よりもそれを優先することは当然のことであろう。しかし，出産を機に上昇した留保賃金は，子どもが大きくなり，手がかからなくなるに連れて，元の水準に戻って来る。留保賃金が，（現職からであれ，ほかの仕事からであれ）提示賃金を下回るようになれば，就業を再開することになる。

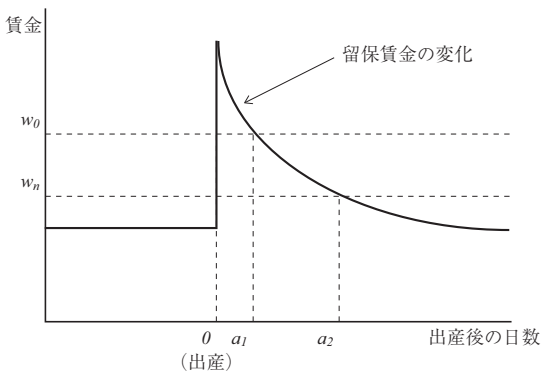


図8　経済学における育休取得の考え方

いま，現職から得られる賃金がw_0であるとすると，a_1の時点で親は仕事に復帰することになる。このとき，a_1以上の期間の育児休業が認められていれば，元の仕事に復帰することになる。しかし，a_1より短い期間の育休しか認められていなければ（あるいは育休が全く認められていなければ），元の仕事に復帰することはできず，ほかの仕事に就かざるをえない。したがって，十分な期間の育休が認められているならば，現職の賃金が高いほど早く仕事に復帰することになる。

新しい仕事に就く場合，現職より低い賃金（w_n）しか得られないことが多い。その企業でしか役に立たない技能のことを企業特殊的技能と言うが，新しい仕事に就くと元の仕事で身に付けた企業特殊的技能は失われてしまうことが大きな理由だ。新しい仕事で現職より低い賃金しか得られないならば，再就職する時期はa_2と遅くなる。つまり，逆説的ではあるが，十分な長さの育児休業が認められて元の賃金水準が約束されれば，仕事のブランク期間は短いことになる。

日本企業は，労働者の企業特殊的技能を生産上の強みにして来たとされる。したがって，女性が一度仕事を辞めてしまうと，就業復帰が遅れがちになる。だからこそ，女性の就業促進の観点からは，育休取得を広く認めることが理にかなっているとも言える。

職種の性質や経済環境から，一度仕事を辞めて，別の雇い主の下で仕事に復帰しても，その賃金額が前の仕事で得ていた賃金額に近ければ，（育休の有無にかかわらず）再就職する時期は早くなる。外部で新しい職を得た場合の賃金は，景気が好い時期ほど高いだろうし[19]，汎用性の高い技能を有する専門職ほど高いはずだ。美容師や料理人，看護職といった仕事を想像してみればわかりやすいだろう。

以上の分析を簡単に整理すれば，現職以外の仕事から得られる賃金が高い場合には，育休を取得する確率は低く，育休を取得する場合にも，現職での賃金が高いほど復帰は早くなる（＝育休取得

[18] 本節の説明は，主にBoeri and van Ours（2013）のChapter 7に基づいている。
[19] ただし，景気が好い時期は現職の賃金も高くなっている可能性がある。

期間は短くなる）。

尚，育休期間の所得が育休給付によって保障（補填）された場合，留保賃金が下がるのが遅くなることで復帰時期も遅くなる。育休給付が想定しているのは，貯えが無い等の理由から，本来，必要とする休業期間すら取得できていない者であろう。このような者は，（育休給付が無ければ）出産後，直ぐに仕事に復帰せざるを得ず，ひいては出産自体もためらう可能性が考えられる。したがって，充分な育休給付を提供することで，本来，必要とする休業期間を取得してもらうことができる。

つまり，従前の賃金が高い者は，出産後すぐに仕事に復帰する傾向があるが，賃金が低い者も，流動性制約から仕事に直ぐに復帰する可能性がある。育休給付は，所得効果によって，あるいは流動性制約を緩和することで，仕事へ復帰するまでの期間を延ばす効果を持つ。

ただ，以上のフレームワークだけでは，将来の昇進への影響から育休取得を躊躇するといった長期的な観点からの意思決定を扱うことはできず，それらの問題を扱うには別のモデルが必要となる。

2　育休取得要因に関する先行研究

育休の取得期間に関する前節の単純な理論整理を踏まえ，この節では，どのような属性の者が育休を取得するのか，あるいは（取得するとしたら）どのような者が長い期間の育休を取得するのかということに関して行われた実証研究を紹介する。

育休取得期間（あるいは仕事復帰までの期間）を決定する要因に関する海外の分析は，おおむね，学歴や所得が高い者ほど，仕事に復帰するまでの期間が短いことを見出す傾向にある[20]。

一方で，米国の研究では，育休取得が拡大した時期には，学歴の高い女性や両親家庭ほど育休期間が延びる傾向にあったことを報告している（Han et al., 2009）。学歴の高い女性のほうが育休取得が認められ易く，また米国では基本的に育休期間中の所得保障は無いため，ひとり親家庭では（育休取得が認められたとしても）長く育休を取ることはできないからだ。

日本での研究はどうだろうか。西本（2004）は，連合総研が2014年に実施した調査（「仕事と育児に関する調査」）の個票データを用いて，育休を取得するか否か，またその取得期間の決定要因を分析している。この調査時点において育休の取得は有期雇用には認められていないが，調査自体が，労働組合を通じて行われたためか，大企業のフルタイムの労働者に著しく偏っていることには注意を要する。

ハードルモデルによる推定の結果，フルタイムの就業者は育休を取得する確率が低く，取得期間も短いことが見出された。また，勤続年数が長い者ほど，育休取得期間が短くなる傾向も見出された。更に，調査対象には育児休業法以前の出産も含まれるが，育休法の施行後は（施行以前と比べて）育休取得の確率が高まり，早期に職場復帰する傾向があることも確認された。分析対象が共働き夫婦（の妻）に限られており，所得が比較的高いと思われるフルタイム就業者が多いことや，調査時点で育休給付が開始されたばかりであったことを考慮すると，これらの結果は，図4のグラフによる予測と整合的である。

一方で，出産を経て継続就業する者の中で，誰が育休を取得するか分析する研究もある。阿部（2005）は，家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データ（1993-2003年）を用いて，ヘックマン型プロビット・モデルによって，継続就業するかどうかの意思決定を考慮したうえで，育休取得の決定に与える要因を分析している。その結果，学歴が高かったり，フルタイム就業であったりすると，育休取得率が高まることを見出している。また，一部の推計では，勤続年数が長い者ほど育休取得率が高くなることも見出している。これらの結果は，人的資本（特に企業特殊的人的資本）の蓄積が大きい者ほど，仕事を辞めてしまって所得が大きく失われることを回避す

[20] それらの海外における研究の動向については，例えば深堀（2018）が参考になる。

るために育休をしっかりと取るとも解釈できるが，（論文の著者も述べるように）そもそもパートタイマー等の労働者は当時の制度では育休取得自体が制限されていたという事実にも留意が必要だ。

だが，育休取得がより広く認められるようになった最近の研究でも，勤続年数が長い者ほど育休取得期間が長いことが指摘されている。厚生労働省の「21世紀成年者縦断調査」の個票データに基づき，育休取得期間に与える要因をトービット・モデルによって分析した深堀（2018）によれば，休業前の仕事の勤続年数が長い者や，事務以外の仕事だった者の育休取得期間が長くなる傾向にあるという。比較的最近の研究で，（企業特殊的）人的資本の蓄積が大きい者ほど育休取得期間が長くなるという結果が出ていることは，雇用保険の育休給付により所得が十分に保障されるようになって来ていることが関係しているかもしれない。

同研究の，子どもが早生まれの場合には育休取得期間が長くなるという発見も重要だ。というのも，保育園に入園させやすいのは4月とされるため，早生まれの場合には，育休を長めに取り，子どもが1歳になった後に入園させることが多いからだ。実際に取得する育休の期間は，保育園へ入園させやすいタイミングに依存している可能性がある。

人的資本の蓄積が多いということは，稼得能力が高いということだ。稼得能力の高い者ほど育休を長く取得する傾向にあり，その期間の所得（の一部）が，休業前の賃金に比例する形で保障されているとすれば，育休給付は所得格差を拡げる方向に働いていることになる。

ただし，上記に挙げた既存の研究は，（育休取得の要因に関する分析ではあっても）必ずしも育休給付の受給要因について検証したものではなかった。また，育休給付の財政上，重要になって来ると考えられる景気との関係についても明示的には扱っていなかった。

そこで次節では，「雇用保険事業年報」の県別のデータに依拠することで，育休給付受給者数や受給額と，景気や雇用との関係を観ることにする。

3 県別データによる育休給付取得の要因分析

(1) 推計モデル

これまでの議論を踏まえたうえで，県別データに基づいて育休給付受給の要因を分析する。推計モデルは次の通りである。

$$Benefit_{it}=\beta\, Employment_{it}+\gamma\, Capacity_{it} +t\, Vacancy_{it}+u_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

*Benefit*は，育休給付の初回受給者数（対出生数）あるいは育休給付額（育児休業基本給付金）である。

*Employment*は，25歳から44歳の女性の雇用就業率あるいは正規就業率である（一部の推計では，有配偶女性の就業率も用いる）。育休給付の受給は，雇用されて働いていることが前提となる。従って，雇用者が多いほど，育休給付の受給が多くなることが予想される。更に，正規雇用として就業する者は，受給資格の点から育休給付を受給しやすいかもしれない。ただ，雇用者（特に女性の雇用者）が多いのは，就業志向が強いことの表れであると解釈すれば，育休を取得せずに復帰する者が多く，就業率と育休給付受給とは負の相関を示すことも考えられる。尚，育休は女性に限らずに取得できるので，本来は男女を合わせた就業状態こそが育休給付の受給にも影響するというのが筋のはずだ。しかし，現状では，男性の育休取得率は6％と極めて低く[21]，男性の就業状態に起因して育休給付の受給が決まるとは考えにくい。そこで本分析では，女性に限定した就業状態のみを説明変数とする。

*Capacity*は，保育所への入所し易さの指標であり，保育所の定員充足率（＝保育所等利用児童数／保育所等定員）を用いる[22]。保育所の需給が逼迫していて，子どもを保育所へ入所させることが

[21] 厚生労働省「雇用均等基本調査」（2018年度）。

困難な場合には，育休を長く取得することが考えられる。保育所と育休に，代替的な関係が想定されるケースである。しかし，そもそも保育所への入所が困難なために，出産自体が躊躇されるような場合には，もともと保育所に入所し易い条件にある者だけが出産をする可能性もある。また，保育所への入所が困難なため，（入所し易いタイミングを選ぶ等して）育休を取得せずに（あるいは育休を早めに切り上げて）仕事に復帰する可能性も無いわけではない。それらの場合には，保育所需給の逼迫度の指標としての充足率と育休給付の受給は負の関係を示すことになる。

*Vacancy*は，労働市場の景況としての有効求人倍率である。育休給付の受給は，雇用されていることを前提とするため，労働市況が好ければ受給も増えることが考えられる一方で，それらが前述の就業状況によって統御されていれば，労働市況と育休給付の受給は有意な関係を示さないと予想される。労働市況との関係は，求職者給付と育休給付で大きく異なる点であろうから，後には，労働市況との関係において求職者給付と育休給付とを比較してみる。

変数の添え字のiは都道府県を表し，tは時点を表す。従って，時点効果を含んだ，都道府県パネルによる推定ということになる。推定モデルには，ハウスマン検定の結果，固定効果モデルが採択された。標準誤差は，県ごとにクラスターされている。

固定効果モデルによって推計することで，説明変数と被説明変数に同時に影響するような（しかしながら観察しにくい）県特有の要因を除去することができる。例えば，「県民性」のような定量的にはとらえにくい要因によって，もともと就業率が高く，同時に育休給付の受給も熱心であるような場合，両者に相関が観られたとしても，それは就業から育休給付受給への影響とは言えない。だが，そのような場合でも，（「県民性」が時間を通じてある程度安定的なものであると仮定できれば）固定効果モデルはそれを除去したうえで，両者の真の影響関係を観ることができる。

尚，先のグラフによる分析では，休業前の賃金水準と復帰後の賃金水準が育休取得（期間）にとって重要であった。だが，県別には両者を識別するデータが得にくいことに加え，賃金は就業者のみに観察されるためサンプル・セレクション・バイアスの問題があるが，県ごとに集計されたデータでそれを解決することは難しいため，今回，賃金に関するデータは推計に含めていない。

（2）　データ

まず，説明変数について，県別に集計された就業状況を得られる資料は，年が限られている[23]。ここでは，5年ごとに実施される「就業構造基本調査」（総務省）より，2007年・2012年・2017年の3か年の，年齢階層別の雇用就業率や正規就業率，有配偶女性の就業率を得た。

上記の年度に揃える形で，保育所定員充足率については，2008年・2013年・2018年の「保育所関連状況取りまとめ」（厚生労働省）より，各年4月1日現在の利用定員数や利用児童数を得て計算した。有効求人倍率についても，「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」より，2007年度・2012年度・2017年度の値を得た。

被説明変数に用いる県別の育休給付の初回受給者数等については，「雇用保険事業年報」（厚生労働省）より取得するが，おおむね前年度の就業状況が翌年度の育休給付の受給に影響すると考え，2008年度・2013年度・2018年度の値を利用した。

尚，育休給付の申請は事業主を通じて行われるので，東京都等の事業所が多く集まる都県の統計

[22] 保育所需給の逼迫の度合いに似た指標として，6歳までの子どもの数に対する保育所定員数といった「定員率」が用いられることも多い。しかし，育休給付の受給に影響して来ると考えられるのは，主に1歳までの子どもに対する保育所定員であり，これを都道府県ごとに集計して得ることは難しいため，本研究では基本的に充足率を用いることにする。

[23] その時々の労働力の状態を把握するのに最も頻繁に用いられる総務省「労働力調査」は，サンプル・サイズが小さいため，県別に集計して用いることは適切ではない。「労働力調査」で公表している県別の労働力の状態については，精度が担保されていない可能性が言及され，項目も限られている。

表3 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
育児休業給付初回受給者数（注1）	0.252	0.124	0.078	0.950	141
雇用就業率（女性，25-44歳）	0.694	0.056	0.563	0.820	
正規雇用就業率（女性，25-44歳）	0.358	0.053	0.261	0.499	
育児休業給付支給総額（基本給付金）（注2）	6.47E＋09	1.73E＋10	4.32E＋08	1.77E＋11	
一般求職者給付受給者実人員	133343.8	121429.5	25164	630396	
基本手当支給総額（注2）	1.64E＋10	1.63E＋10	2.81E＋09	8.74E＋10	
一人当たり基本手当支給額（注2）	118624.7	7831.326	104952.4	140229.8	
保育所等定員充足率	0.946	0.057	0.805	1.080	
有効求人倍率	1.11	0.39	0.42	2.09	

注1：対当該年度出生数。
注2：単位：円。

が大きくなる傾向がある一方で，雇用就業率は居住地に基づく統計なので，説明変数と被説明変数が正確に対応していない可能性があることには留意が必要だ。

本分析に用いるデータの基本統計量は，表3に示される通りである。

(3) 推計結果

推計結果を見る前に，本分析で鍵となる説明変数と育休給付の初回受給者数の関係をグラフによって確認してみよう。図9-aから図9-dは，県ごとのデータを，初回受給者数（対出生数）の年度間の差分を横軸に，各説明変数の年度間の差分を縦軸にとって見たものである（差分を取ることは，固定効果推定を行うことに対応している）。ただし，初回受給者数の伸びが著しく大きい東京は，グラフから除外している。尚，各バブルの大きさは，当該県の25歳から44歳の女性人口を表している。

雇用就業率や正規就業率といった雇用関係の変数と初回受給者数とは，正の関係を示していることが見て取れる（図9-a・図9-b）。一方で，保育所定員充足率や有効求人倍率と初回受給者数との間には明確な関係は見られない（図9-c・図9-d）。

以上を念頭に置いたうえで，回帰分析の結果を見る。尚，分析にあたって説明変数間の相関を確認した結果，雇用就業率と正規雇用就業率の相関係数が高く，これらを同時に説明変数に加えると多重共線性が懸念されることから，この2つの変数については別々に推計することにした。

表4の（1）列は，時点効果を含まない固定効果推定の結果である。図5-aで見たように，雇用就業率が高くなると初回受給者数が増えることが確認できる。この関係はしかし，時点効果を含んだモデルでは見られなくなり，10％水準では統計的に有意ではなくなるものの係数の符号はマイナスとなる（表4の（2）列）。時点効果によって統御され得るのは，全県に共通して生ずるような景気ショックや制度改正の影響である（ただし，それが具体的に定かである必要はない）。雇用就業率の伸びが大きい県ほど育休給付の受給者数も多いという関係は，それぞれの期間内で見ればそれほど明確ではないということだ。その傾向は，図9-aからも見て取れる。2008年から2013年にかけては，雇用就業率の伸びには各県で差があるが，受給者数の伸びはどの県でも総じて小さい。一方で，2013年から2018年にかけては，雇用就業率の伸びが平均的に高まり，同時に受給者数の伸びはどの県でも大きくなっている。それゆえに，全期間を通じて見れば，雇用就業率の伸びが高まると，受給者数の伸びも増すように見えるのである。したがって，雇用就業している者の割合が高まると育休給付の受給が増えるという単純な関係ではない可能性がある。

尚，保育所定員充足率は初回受給者数に対してマイナスの影響を示しており，育休給付の受給は保育所に入り難いほど減ることになる。保育所と育休は代替的な関係にはないことになる。また，

有効求人倍率は受給者数にプラスに作用しており，景気が好くなると育休給付の受給が増えることになる。

ただし，上記の観察事実は，各県における何ら

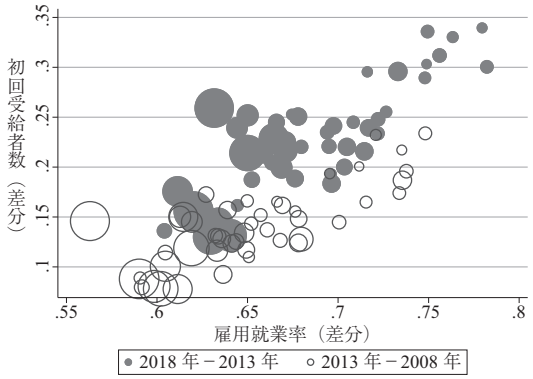


図9-a　雇用就業率と初回受給者数の関係

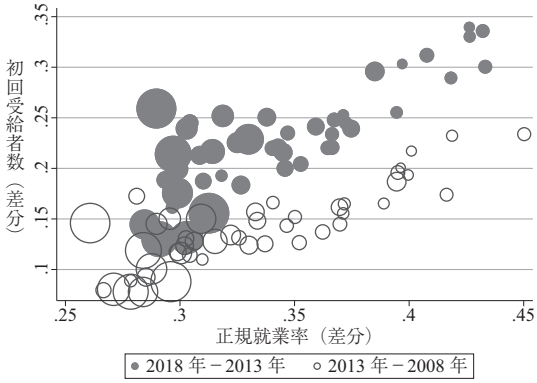


図9-b　正規就業率と初回受給者数の関係

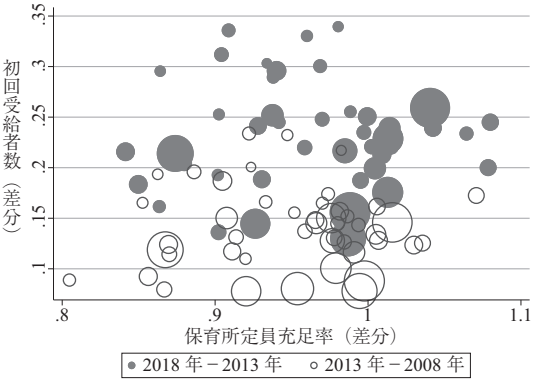


図9-c　保育所定員充足率と初回受給者数の関係

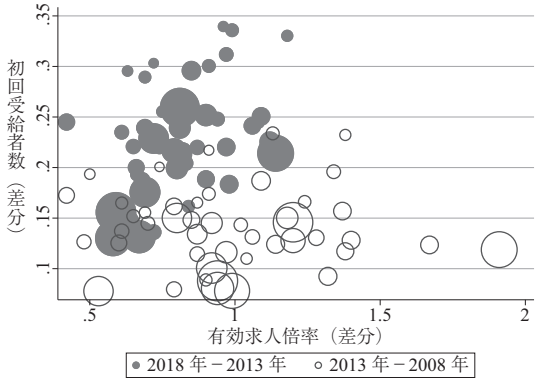


図9-d　有効求人倍率と初回受給者数の関係

表4　育休給付受給者数の決定要因

	(1)		(2)		(3)		(4)	
被説明変数：	育休給付初回受給者数（対出生数）							
雇用就業率	2.079	***	−0.220		−0.104	#	−0.114	#
	(0.099)		(0.174)		(0.072)		(0.069)	
保育所等定員充足率	−0.161		−0.256	**	−0.105		−0.110	#
	(0.149)		(0.105)		(0.076)		(0.078)	
有効求人倍率	0.039	***	0.058	**	0.001		−0.005	
	(0.013)		(0.023)		(0.012)		(0.009)	
定数項	−1.081	***	0.476	***	0.313	***	0.329	***
	(0.172)		(0.125)		(0.078)		(0.079)	
時点効果	No		Yes		Yes		Yes	
県固有トレンド	No		No		Yes		Yes	
対象県	全県		全県		全県		1都3県以外	
観測値数	141		141		141		129	

***＜1%，**＜5%，*＜10%，#＜20%。下段括弧内は県ごとにクラスターした標準誤差。

かのトレンド要因に影響を受けた結果かもしれない。すなわち，説明変数も被説明変数も（なんらかの理由から）同時にすう勢的に変化しているとすれば，それは真の影響関係ではないと言える。そこで，各県固有のトレンドも統御してみると，係数の符号の向きはそのままだが，10%水準では統計的に有意でなくなった（表4の（3）列）。

上記の結果は，保育所需給の逼迫度を表す指標として，（保育所定員充足率に代えて）待機児童数（対出生数）を用いた場合にも，おおむね同じであった。

また，事業所が所在する県と居住地の県が対応していない可能性を考慮して，両者の乖離が大きいと思われる一都三県（東京，埼玉，千葉，神奈川）をサンプルから除いて推計を行った場合にも，結果に大きな変化は無かった（有効求人倍率の符号がマイナスとなったが，統計的には有意でないままである）。

表5の（1）列から（4）列は，雇用就業率に代えて正規就業率を説明変数とした推計結果を示したものである。単純な観察では，正規就業率と育休受給とは正の相関を示していたが，時点効果や県固有のトレンドまで統御すれば，女性における正規就業割合が高まっても，育休給付の受給が増え

表5　育休給付受給者数の決定要因

	(1)		(2)		(3)		(4)	
被説明変数：	育休給付初回受給者数（対出生数）							
正規雇用就業率	2.930	***	0.545		−0.075		−0.127	#
	(0.250)		(0.464)		(0.101)		(0.082)	
保育所等定員充足率	−0.015		−0.275	**	−0.114	#	−0.121	#
	(0.187)		(0.111)		(0.074)		(0.075)	
有効求人倍率	0.018		0.062	**	−0.001		−0.008	
	(0.019)		(0.024)		(0.013)		(0.009)	
定数項	−0.802	***	0.165		0.280	***	0.311	***
	(0.205)		(0.168)		(0.083)		(0.078)	
時点効果	No		Yes		Yes		Yes	
県固有トレンド	No		No		Yes		Yes	
対象県	全県		全県		全県		1都3県以外	
観測値数	141		141		141		129	

***＜1%，**＜5%，*＜10%，#＜20%。下段括弧内は県ごとにクラスターした標準誤差。

表6　育休給付額及び基本手当受給等に関する決定要因

	(1)		(2)		(3)		(4)	
被説明変数：	育休給付支給総額（基本給付金）		一般求職者給付受給者実人員		基本手当支給総額		一人当たり基本手当支給額	
正規雇用就業率	1.55E＋10							
	(2.02E＋10)							
保育所等定員充足率	4.50E＋09							
	(5.89E＋09)							
有効求人倍率	3.13E＋09		−73063.09	***	−8.98E＋09	***	−1540.043	
	(2.85E＋09)		(2.00E＋04)		(2.70E＋09)		(3.54E＋03)	
定数項	−1.04E＋10		212024.9	***	2.62E＋10	***	120520.5	***
	(1.31E＋10)		(1.42E＋04)		(1.93E＋09)		(2.64E＋03)	
時点効果	Yes							
県固有トレンド	Yes							
対象県	Yes							
観測値数	全県							

***＜1%，**＜5%，*＜10%，#＜20%。下段括弧内は県ごとにクラスターした標準誤差。

るわけではないことが見て取れる。保育所定員充足率が育休給付の受給に（弱いながらも）マイナスの影響を及ぼす傾向にある一方で，有効求人倍率がほとんど影響を及ぼしていない点は，前述の結果と同じである。

表には結果を掲載していないが，雇用の指標を有配偶女性の就業率に代えた場合にも，全く同様の結果であった。

表6の（1）列は，被説明変数を受給者数に代えて，育児休業基本給付金の支給総額にしたものであるが，我々が関心のある3つの説明変数は一切，有意な影響を示さない。尚，表には示していないが，被説明変数を一人当たりの平均受給額にしても，3つの説明変数は一切の有意な影響を示さなかった。すなわち，正規雇用率が高くても，平均育休受給額が高くなるわけではない[24]。

表6の（2）列から（4）列は，景気との関係を，失業手当の受給者との比較において示したものである。一般求職者給付の受給者実人員[25]や基本手当支給総額を被説明変数とした場合は，有効求人倍率は前年度のものではなく，当該年度の値を用いている。先ほどから見ているように，育休給付の受給者数と景気の間には一切の関連が見られない一方で，一般求職者給付（基本手当）の受給者数や支給総額と景気との間には（県固有効果や時点効果等をすべて統御したうえでも）明確な負の相関が見られる。育休給付の受給者数は当該年度の出生数に占める割合であるのに対して，一般求職者給付の受給者数はそのままの値を用いているので，単純な対応関係になっているわけではないが，景気に対する反応の違いは歴然としている。有効求人倍率が0.1ポイント上昇すると，当該県の一般求職者給付の受給者数は平均して7,300人程度減り，当該県の基本手当の支給総額も90億円程度減る換算になる。

以上の推計結果を要約すれば，女性の雇用就業率や正規就業率が高くても，育休給付の受給者数や支給総額は大きくならない一方で，保育所の需給が逼迫した場合には育休給付の受給は減る傾向にある。各県に共通した影響を除去すると女性の就業（雇用）形態の影響が見られなくなるという事実が示しているのは，制度改正等の理由から，多くの県に共通して受給率の伸びが大きい期間とそうでない期間があるために，両変数があたかも正の相関をしているように見えたということである。5年というインターバルの長いデータに基づいた分析であるために，その傾向が強くなっている可能性はある。Ⅲ節で見たように，正規雇用のほうが育休受給が多いことは明らかだが，今後，正規雇用を増やしたとしても（＝正規雇用と同じように受給できるようにしたとしても），育休受給が増えるとは限らないことになる。少なくとも，両変数の間の因果関係は強くない可能性があることには留意したほうがよいだろう。とはいえ，上記は県ごとに集計されたデータによる分析に過ぎず，結果の解釈には十分な留保が必要である。今後，マイクロデータ等による精緻な検証が必要になって来ることは言うまでもない。景気との関連については，育休給付の受給と労働市況（有効求人倍率）との間に関連が見られない一方で，失業給付と労働市況の間には明確な負の相関が見られた。

Ⅳ　結論

雇用保険の枠組みの下で行われるわが国の育休給付は，少子化によって子どもの数が減っているにもかかわらず，近年，支給額が拡大しており，求職者給付の基本手当に匹敵する勢いである。求職者給付が，好況時に貯え，不況時にセーフティネットとして機能するという，ビルトインスタビライザーとしての側面を有するのとは異なり，育休給付は景気に対して非弾力的であることから，現下の育休給付の拡大傾向は，将来，雇用保険財政を圧迫することが高い蓋然性をもって予測される。そのため，直近（2020年3月）で成立した改正

[24] 県固有トレンドを説明変数から除くと，正規雇用率と保育所定員充足率はプラスの影響を，有効求人倍率はマイナスの影響を示した。
[25] 延長分や特例訓練分を含む。

雇用保険法では，育休給付に係る雇用保険料率を分離して定めることで，安定的な財源を確保することが企図された。とは言え，育休給付に充てる保険料率をほかの給付から分離して定めたことで，今後，更に育休給付の財源確保（＝育休給付に係る保険料率の引き上げ）が必要になった場合に，使用者側の同意を得にくくなる懸念も無いわけではない。その意味では，育休給付に係る保険料を求職者給付等から分けることは，財源としては硬直的になり，諸刃の剣である可能性がある。

所得再分配の観点から日本の育休給付を見た場合，拠出原則に基づく社会保険によって育休期間中の所得保障をおこなうことは，育休給付の受給資格・給付水準において正規雇用が有利になりやすく，雇用形態間の格差を助長する作用を内包している可能性がある。また，次世代育成支援の観点からの累次の給付拡充が行われ，受給者の増加は疑うことなく正しい政策と考えられている。とりわけ昨今では男性の育休取得率の引き上げが喫緊の課題とされているが，男性正社員の育休受給拡大は，子育て世帯間の所得格差拡大につながる可能性もある。

実際に，正規雇用のほうが育休取得率が高いことは厳然とした事実であるが，一方で，本稿における県別データによる分析からは，女性の正規雇用率が高いほど育休給付の受給も増えるという関係は必ずしも見出されなかった。現行の育休給付の制度が格差を拡大する方向に作用しているとは単純には言えない可能性があるということだが，この点については，今後，更にマイクロ・データによる精緻な検証を待つ必要がある。

他方で，国際的に見た場合，日本の育休給付は，給付額の水準は高いが，受給率は低いという特徴を有する。その一因として，雇用者のみに受給資格が限定されていることが考えられる。すなわち，雇用者内では，育休給付の受給における格差が大きいかどうか（現時点では）定かでないが，雇用者以外に視野を拡げた場合には十分に公平な設計とはなっていない可能性がある。その点で，雇用保険財源による育休期間中の所得保障は，これまで一定の役割を果たして来たと評価される一方で，育児期における所得保障として，今後，更に普遍性を高めるには限界があるのかもしれない。

参考文献

Asai, Y.（2015）“Parental leave reforms and the employment of new mothers: Quasi-experimental evidence from Japan,” Labour Economics 36: 72-83.

Bana,S., Bedard,K., Rossin-Slater,M., and J.Stearns（2018）“Unequal Use of Social Insurance Benefits: The Role of Employers,” NBER Working Paper No. 25163.

Boeri, T., and J. van Ours（2013）“The Economics of Imperfect Labor Markets 2nd Edition,” Princeton University Press.

Han, W., Ruhm, C., and J. Waldfogel（2009）“Parental Leave Policies and Parents’ Employment and Leave-Taking,” Journal of Policy Analysis and Management 28(1): 29-54.

Kaufman, G.,（2020）*Fixing Parental Leave: The Six Month Solution* New York Univ Press.

Koslowski, A., Blum, S., Dobrotić, I., Macht, A. and Moss, P.（2019）International Review of Leave Policies and Research 2019. https://www.leavenetwork.org/fileadmin/user_upload/k_leavenetwork/annual_reviews/2019/2._2019_Compiled_Report_2019_0824-.pdf（2020年3月25日最終確認）。

朝井友紀子（2014）「2007年の育児休業職場復帰給付金増額が出産後の就業確率に及ぼす効果に関する実証研究―擬似実験の政策評価手法を用いた試論」『日本労働研究雑誌』No. 644 pp.76-91。

阿部正浩（2005）「誰が育児休業を取得するのか－育児休業制度普及の問題点－」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会，第9章。

酒井　正（2020）『日本のセーフティーネット格差　労働市場の変容と社会保険』慶應義塾大学出版会。

西本真弓（2004）「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』No.527 pp.63-75。

深堀遼太郎（2018）「育児休業期間からみる女性の労働供給」阿部正浩・山本勲編『多様化する日本人の働き方　非正規・女性・高齢者の活躍の場を探る』慶應義塾大学出版会，第5章。

渡邊絹子（2018）「失業」笠木映里・嵩さやか・中野妙子・渡邊絹子『社会保障法』有斐閣，第7章。

（さかい・ただし）
（たけざわ・じゅんこ）

Parental Leave Benefit and Finance of Employment Insurance

SAKAI Tadashi[*1] and TAKEZAWA Junko[*2]

Abstract

In Japan, income during parental leave is conditionally guaranteed by employment insurance as parental leave benefit, but in recent years, the payment of this parental leave benefit has expanded, bringing concern that the financial stability of employment insurance will be lost in the near future.

Against this context, the revised Employment Insurance Law was enacted in March 2020, which set the employment insurance premium rate for parental leave benefit separately from the premium rate for the other benefits.

Another concern is that parental leave benefit by social insurance may enlarge the gap between employment status, as the contribution principle of social insurance is advantageous mainly for regular workers, with regard to eligibility and level of the parental leave benefit.

However, our analysis based on prefecture-level data did not find strong link between the number of female regular employment and the number of recipients of parental leave benefit. Parental leave benefit paid in the scheme of employment insurance also seems one of the reasons that Japan's recipient rate is low from an international perspective, because it is limited only to employees.

To make income security for households with children more universal and fairer, it is necessary to reconsider the present framework of parental leave benefit.

Keywords：Parental Leave Benefit, Employment Insurance, Income Security

[*1]Professor, Hosei University
[*2]Senior Researcher, National Institute of Population and Social Security Research