



RIETI Discussion Paper Series 13-J-039

# 仕事と結婚の両立可能性と保育所： 2010年国勢調査による検証

宇南山 卓  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 仕事と結婚の両立可能性と保育所： 2010年国勢調査による検証

宇南山 卓

(一橋大学経済研究所准教授、経済産業研究所ファカルティフェロー)

### 要 旨

本稿では、1980年から2005年の国勢調査のデータを用いて女性の結婚・出産と就業の両立可能性の動向を分析した宇南山(2010; 2011)の結果を、最新データである2010年国勢調査まで延長した。新たに追加された2010年の結果に基づき推定した「結婚・出産による離職率」は62.4%であり、2005年までの推定値である83.6%より大幅に低かった。ただし、2010年の国勢調査は婚姻状態や労働力状態の「不詳」の影響を受けるおそれがあったため、その影響について考察した。結果的には、他の統計を用いて補正しても離職率の推計値は大きく変化しなかったことから、実際に両立可能性は改善したと考えられる。宇南山(2010; 2011)で指摘された離職率の最大の決定要因である保育所の整備状況は、2005年以降に有意に改善されており、両立可能性の改善は保育所の整備によるものと考えられる。

キーワード：両立可能性、国勢調査、コーホート、保育所

JEL classification: D10, J12, J13

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

## 1. はじめに

本稿では、宇南山(2010; 2011)の結果を最新データまで延長し、その含意を再検証した。宇南山(2010; 2011)は1980年から2005年までの国勢調査を用いて、過去25年間で女性の結婚・出産と就業の両立可能性は変化していないこと、両立可能性の最大の決定要因は保育所の整備状況と考えられることを示した。ここでは、同じ手法を利用可能な最新時点である2010年国勢調査まで延長して適用した。

新たに追加された2010年の結果に基づき推計した「結婚・出産による離職率」は62.4%であり、宇南山(2010; 2011)が得ていた2005年までの推定値である83.6%より大幅に低かった。すなわち、2010年時点では両立可能性が統計的にも経済的にも有意に改善していた。

ただし、これまでの手法を2010年の国勢調査にそのまま適用した結果の解釈には一定の留保が必要である。2010年国勢調査では、両立可能性を計測するのに必要な婚姻状態と労働力状態について「不詳」の影響を受けるおそれがあったからである。婚姻状態や労働力状態が不詳であるものの実態次第では、計測される両立可能性は大きく変動する可能性があり、そのまま比較はできない。

そこで、本稿では、「労働力調査」および「人口動態統計」を用いて2010年国勢調査から得られる率を補正して推定することで、結果の妥当性を検討した。補正された労働力率や未婚率には補正前の国勢調査の結果と無視できない差があったが、結果として計測される両立可能性には補正前後の差はほとんどなかった。つまり、不詳の問題を考慮しても2010年の結婚・出産による離職率は2005年以前と比較して大幅に低下していたのである。

さらに、なぜ結婚・出産による離職率が低下したかについても考察した。宇南山(2010; 2011)では、結婚・出産による離職率は時系列的には不変であるが、都道府県別には大きな違いがあることを示し、両立可能性の主要な決定要因にも時系列的に不変で都道府県別に大きく違うという統計的性質があるべきだと指摘した。その上で、三世同居・育児休業制度・保育所を候補として統計的性質を調べ、保育所の整備状況だけが2005年までの過去25年でほぼ不変であり都道府県別に大きく異なることを示し、保育所の整備状況が離職率の主要な決定要因だと結論づけた。

ここでは、この結論の妥当性を再検証するため、2005年以降の保育所の整備状況を観察した。その結果、宇南山(2010; 2011)で用いられた「潜在的保育所定員率」で測った保育所の整備状況は、2005年まではほとんど変化をしていなかったが、2005年以降急激に上昇していた。この結果は、保育所の整備状況が両立可能性によって決まるという結果と定性的には整合的である。つまり、2010年に両立可能性が改善したのは保育所の整備が進んだからと考えられる。

本稿の以下の構成は次の通りである。第2節では、両立可能性を表す尺度として結婚・出産による離職率を定義し、宇南山(2010; 2011)の手法を整理している。また、疑似パネルによる計測方法を検討した。第3節では、2010年国勢調査における「不詳」の状況と、その補正方法について述べた。第4節では、潜在的保育所定員率の動向を示し、保育所の整備が両立可能性に与える影響を定

量的に計算した。最後の、第5節はまとめである。

## 2. 結婚・出産と就業の両立可能性

### 2.1 両立可能性の定義とコーホートデータによる計測

両立可能性を定義するために、まず女性の就業の意思決定に影響を及ぼす要因のうち、婚姻状態と関係がある要因と、それ以外の要因を区別する。就業行動の規定要因のうち、婚姻状態と関係するものが「両立可能性」である。婚姻状態と関係があるとは、婚姻状態との交差項を通じて就業状態に影響を与えるという意味である。

これは、女性の就業行動を表す「就業関数」で表現するとより分かりやすい。具体的には、就業関数を次のように仮定する：

$$I_{it}^L = F(\varphi I_{it}^M, \mathbf{v}_{it}) \quad (1)$$

ただし、 $I_{it}^L$  は就業状態（就業=1・非就業=0）、 $I_{it}^M$  は婚姻状態（未婚=1・既婚=0）、 $\mathbf{v}_{it}$  は就業の意思決定に影響を与える他の要因のベクトル（年齢・学歴・景気動向など）である。 $\varphi$  が両立可能性の指標であり、 $I_{it}^M$  との交差項が就業関数の要素となっている。

この定義のポイントは、女性の労働条件の改善全般と両立可能性の改善を明確に区別することである。両立可能性とは、婚姻状態が変化したときに就業行動への影響を与えるようなあらゆる要因を含む概念である。一方、女性の労働条件を改善する要因であっても、婚姻状態とは無関係に女性労働に影響をあたえるような要因は「両立可能性」とは呼ばない。たとえば、男女共同参画関連の施策のうち、賃金格差の縮小・採用人事の男女間差別の撤廃・女性の雇用形態の安定化などは、 $\varphi$ には影響を与えない。

先行研究でもこうした就業関数に基づくアプローチは一般的である。通常は、就業状態・婚姻状態・個人の属性が利用可能なマイクロデータ(通常はクロスセクションデータ)を使い、probitなどの手法で就業関数そのものを推計している(たとえば、滋野・大日, 1998; 1999; 佐藤・馬, 2008 など)。しかし、マイクロデータを用いて就業関数を推計するというアプローチを取ると、 $\varphi$ は婚姻状態にかかる係数として推計されてしまうため、データの範囲で一定と仮定されてしまう。もちろん技術的には係数ダミーを含めることで両立可能性の時系列・クロスセクションの変化も計測可能であるが、使用するデータの期間・地域的な範囲・サンプル数などの制約から実質的には計測が困難である。そのため、両立可能性の時系列的な変化やクロスセクションでの違いなどの統計的性質は明らかではなかった。

それに対し宇南山(2010; 2011)では、センサス調査である国勢調査の年齢階級別データによる擬似パネル分析によって、時点別・都道府県別に両立可能性を計測し、その統計的性質を明らかにした。

具体的には、まず就業関数  $F$  を以下のように加法線形に特定化する。

$$I_{it}^L = \varphi_{tp} I_{it}^M + \eta_a + \eta_t + \eta_p + \eta_{it} \quad (2)$$

ただし、 $\eta_a$  は年齢による効果(たとえば 60 歳を過ぎると引退する)、 $\eta_t$  は時点による効果(景気が良ければ就業しやすい)、 $\eta_p$  は地域による効果(仕事につきやすい地域か)、 $\eta_{it}$  各人の個別効果(能力や学歴などの状況)である。また、両立可能性は地域と時点によって異なることを許容している。

この特定化された各個人の実業関数(2)を時点  $t$  に地域  $p$  の年齢  $a$  である女性  $i$  について集計することで、女性の就業人口  $L_{atp}$  は、

$$L_{atp} = \sum_{i \in a,t,p} I_{it}^L = \varphi_{tp} M_{atp} + \sum_{i \in a,t,p} (\eta_a + \eta_t + \eta_p + \eta_{it}) \quad (3)$$

ただし、 $M_{atp}$  は時点  $t$  に地域  $p$  にいる年齢  $a$  である女性の未婚者数である。この両辺を異なる時点での差分を取ると、

$$\begin{aligned} \Delta L_{atp} &\equiv \Delta L_{atp} - \Delta L_{(a-1)(t-1)p} \\ &= \varphi_{tp} \Delta M_{atp} + \sum_i (\Delta \eta_a + \Delta \eta_t) \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 $\Delta$ は差分をとったことを表す。地域固有の要因は差分を取ることでキャンセルされ、また個人固有の要因は同一個人が集団について集計することで定数となり、さらに差分を取ることでキャンセルされる。これを同一時点・同一地域・同一年齢の女性の総人口  $POP_{atp}$  で割って比率にすると、

$$\frac{\Delta L_{atp}}{POP_{atp}} = \alpha + \varphi_{tp} \frac{\Delta M_{atp}}{POP_{atp}} + \varepsilon_{at} \quad (5)$$

と書くことができる。すなわち、両立可能性の指標  $\varphi_{tp}$  は、未婚率の低下(結婚したものの割合)と就業率の低下(離職したものの割合)の限界的な比率であり、「結婚した時点で離職したものの割合」である。すなわちこの指標は、両立「不」可能性の指標であり、値が小さいほど両立可能性は高い。

宇南山(2010; 2011)で示されたように、日本においては結婚と出産がほぼ同時に観察されるため、離職が結婚によるものなのか出産によるものなのかを識別することは極めて困難である。そこで、 $\varphi_{tp}$  を「結婚・出産による離職率」と呼んでいる。言い換えれば、以下で見る両立可能性とは、「仕事と結婚の両立」と「仕事と出産の両立」の両方の意味を持っており、その区別は困難である。

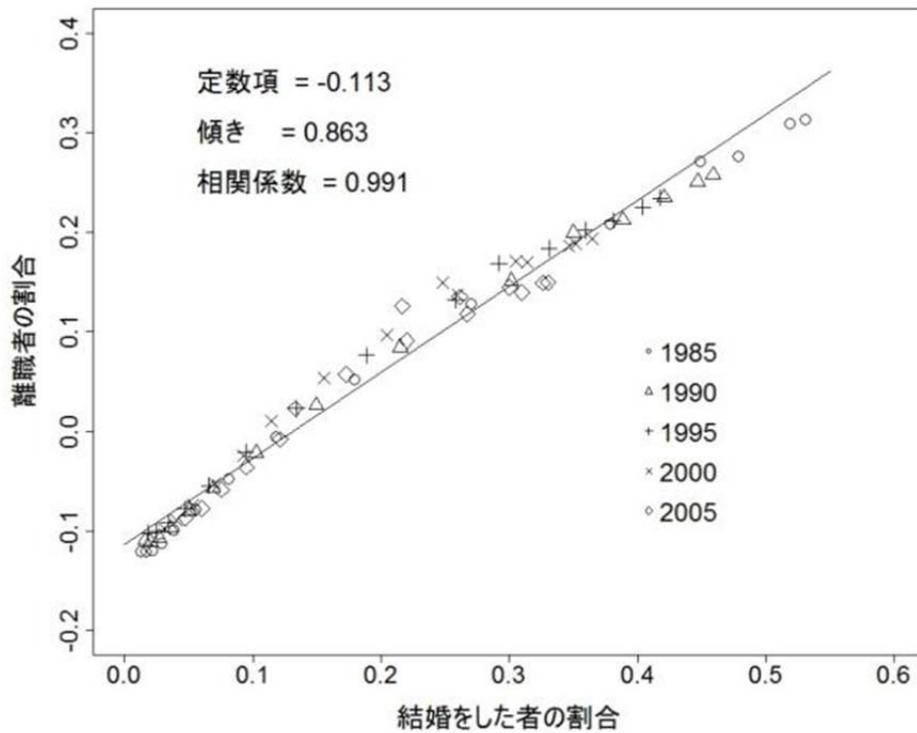
この集計したデータによる手法によれば、擬似パネルデータが利用出来れば両立可能性  $\varphi_{tp}$  を時点別・地域別に推計することができる。擬似パネルデータとは、概念的に同じ個人の集団の各時点での状態を観察したデータであり、各時点では全く別の個人を観察していても、あたかもパネルデータのように扱う手法である。具体的に、生まれ年ごとに「個人の集合」を定義すれば、それぞれの集合の各時点での状態は、各時点の年齢階級別データによって観察可能である。すなわち、繰り返しクロスセクションデータが利用可能であれば、擬似パネルデータは利用可能なのである。たとえば、1956年から1960年に生まれた個人の集合は、1980年には20～24歳であり、1985年には25～29歳になっている。そのため、1980年の20～24歳の未婚率から1985年の25～29歳の未婚率を引くことで、1956年から1960年に生まれの個人のうち1980年から1985年までに結婚・出産した者の総数が分かり、総人口で割ることでその比率が計算できる。同様に、各時点での労働力状態が観察出来れば、離職した者の割合が計算できる。

ここでは、擬似パネルデータを国勢調査の年齢階級別データに基づいて計算した。宇南山(2010; 2011)にしたがい、離職者の割合を計算するための就業率として「労働力人口+非労働力人口のうち「主に通学」」を総人口で除したものの、結婚をしたものの割合を計算するための未婚率は「未婚者数」を総人口で除したものをを用いた。

図1は、宇南山(2011)で報告された全国データに基づく  $\Delta L_{atp}$  と  $\Delta M_{atp}$  の散布図である。結婚・出産と就業がトレードオフの関係にあれば、この散布図が正の傾きを持つはずであり、その傾きが大きければ結婚をした者のうち仕事をやめた者が多いことを意味し、両立可能性が低いことを意味する。実際にこの図を見ると、結婚・出産をした者の割合と離職者の割合には明確な正の相関が観察されており、結婚・出産と就業がトレードオフの関係にあることが示されている。

さらに、この図1に示される散布図に基づき OLS 推計をした結果が表1に示されている。宇南山(2011)で示されたように、1980年から2005年のデータをプールした場合の結婚・出産による離職率は86.3%である。さらに、国勢調査の調査ごとに分けて結婚・出産による離職率を推計した結果も掲載している。それによれば、2005年までは各期間の離職率に統計的に有意な差はなく、この結果から結婚・出産による離職率が過去25年にわたって不変であると結論づけられていた。

図1 結婚と就業 (2005年まで)



注) 宇南山(2011)の図1より引用

表1 結婚・出産による離職率

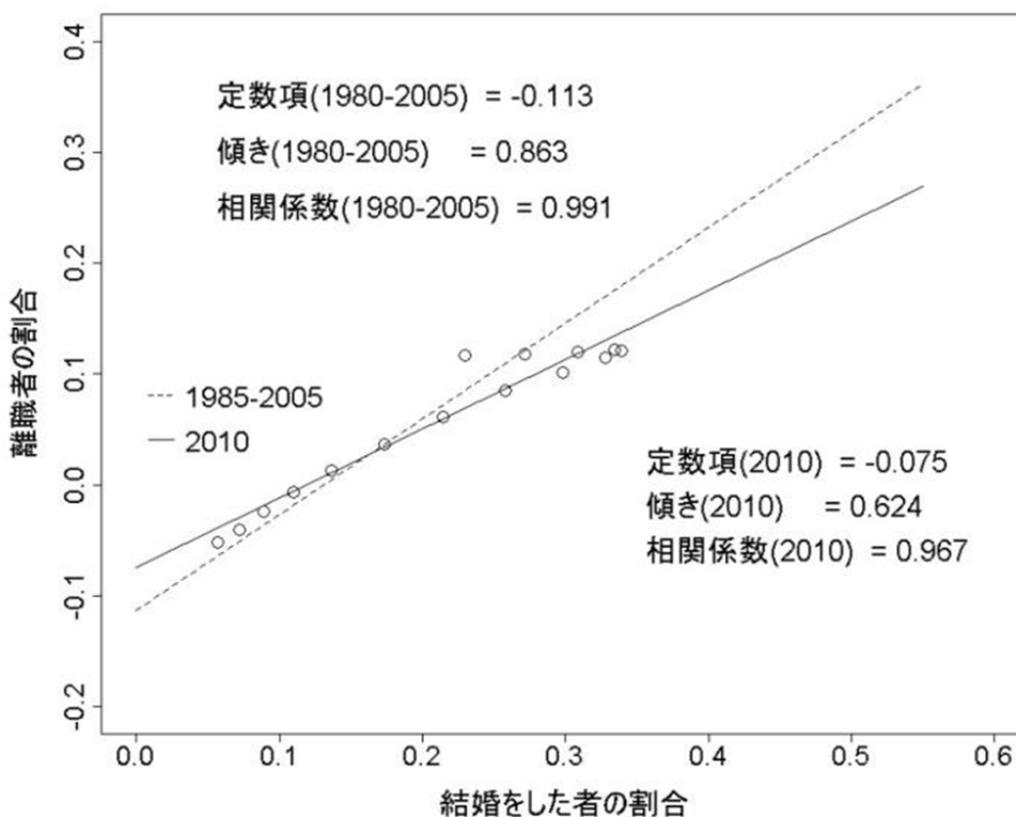
期間	サンプル数	結婚・出産		
		による離職率	標準偏差	決定係数
1980-2005 プール	75	86.3%	1.4%	0.98
1980-1985	15	85.9%	1.8%	0.99
1985-1990	15	85.6%	2.0%	0.99
1990-1995	15	87.0%	2.6%	0.99
1995-2000	15	89.4%	4.1%	0.97
2000-2005	15	86.3%	5.7%	0.95
2005-2010	15	62.4%	4.5%	0.93

注) 被説明変数を「離職者の割合」、説明変数を「結婚経験率の変化」とした回帰式をOLSで推計したもの。「結婚・出産による離職率」の列は、結婚経験率の変化にかかる係数。

それに対し、図2はまったく同じ手法で、宇南山(2011)の時点では利用できなかった2010年国勢調査の結果を用いて延長推計したものである。この図の実線が2010年国勢調査で推計された両立可能性で、点線で示しているのが図1の実線で描かれていた2005年までのデータで計測された両立可能性である。散布図で見ても明らかなように結婚・出産による離職率に該当する散布図の近似曲線の傾きは小さくなっており、結婚・出産による離職率が大幅に低下した。

表1の最終行で示されたように、OLSによって推計すると2010年のデータに基づく結婚・出産による離職率は62.4%となっており、1980年から2005年までの結婚・出産による離職率が85.6%から89.4%の間でしか変動していなかったことに比べ、大幅な低下である。標準偏差については他の期間と大きな違いはなく、過去25年にわたって変化をしていなかった結婚・出産による離職率が、2005年から2010年の間に急激に低下したと考えられる。

図2 結婚と就業 (2010年)



注) 2010年国勢調査を用いて宇南山(2011)の図1を延長したもの。実線は2010年の散布図に対する近似直線。点線は1980年から2005年までのデータに対する近似直線であり、図1の実線と同じものである。

### 3 2010 年国勢調査と両立可能性の計測

#### 3.1 国勢調査における「不詳」の影響とその推移

ここまでの結果を解釈する際に、国勢調査が調査環境の悪化等により調査の内容が不詳になっている者の数が増加していることを考慮しておく必要がある。2010 年国勢調査で観察された結婚・出産による離職率の低下、すなわち両立可能性の改善が不詳の影響を受けた結果であれば、実際の変化を把握するにはその影響を取り除く必要がある。国勢調査では、個人の主要な属性として性別・年齢・国籍・婚姻状態・労働力状態を調査している。しかし、各属性について回答が得られない場合などは当該項目が「不詳」と記録される。ここでの結果が、不詳の者の実態が、不詳以外の者の実態と異なることによってもたらされた可能性がある。

この不詳の割合を、調査年ごとに示したものが表 2 である。どの項目も不詳である者の割合は上昇傾向ではあったが、2010 年に急増している。年齢や国籍が不詳である者の割合も増加傾向とはいえ依然として無視できる水準だが、労働力状態不詳のもの割合は特に高く 5%を超えている<sup>1</sup>。さらに、年齢が不詳のものは婚姻状態・労働力状態の集計対象とならず、集計表では婚姻状態・労働力状態が判明しない。そのため、実質的には総人口の 6%以上の労働力状態、2.5%以上の婚姻状態が不明となっている。男性と比べると女性は不詳の割合がやや低くなっているが、2000 年以降に不詳が急増していることは同様で、2010 年に 15 歳以上人口に占める婚姻状態・労働力状態不詳の割合はそれぞれ 1.8%、5.2%となっている。

こうした時系列での不詳の割合の上昇に加え、両立可能性の計測には年齢別の不詳の状況が重要となる。そこで、年齢階級別に不詳の状況を見たものが図 3 である。パネル(a)の婚姻状態を見ると、2005 年までは婚姻状態が不詳であるものがいなかった 35 歳未満で、多くの不詳が発生している。これは、2005 年までは婚姻状態について一定の補定をしていたためと考えられる。高齢者ほど婚姻状態の不詳が増えるが、両立可能性の計測には 40 歳未満のデータしか用いないため影響はない。パネル(b)で示した労働力状態については、若年層については構造的には 2005 年以前と以後の差はなく、全体として上にシフトしている。年齢別見れば 30 歳未満の若年層と 65 歳以上の高齢者層において不詳の割合が高く、全年齢層で最近になるほど不詳が多い。2010 年の特徴として、65 歳以上の階級で不詳が急増しておりその比率は 6%を超えている。

婚姻状態・労働力状態の不詳は、「結婚をしたものの割合」および「離職者の割合」に影響を与え、結果として計測される「結婚による離職率」に影響を与える。たとえば、各時点の実態としての未婚者数は、統計として表象される「未婚者数」に「不詳とされたものうち実際には未婚である者」の合計となるはずである。つまり、現実の未婚率は「未婚者数/総人口」以上、「(未婚者数+不詳数)/総人口」以下となるが、その範囲のどこになるかは不詳の者の実態次第である。しかも

---

<sup>1</sup> ただし、国勢調査では、人数の把握漏れを防ぐ観点から世帯人員、氏名、男女について聞き取りを実施しており、このため男女の不詳は存在しない。また、2005 年までは年齢不詳と国籍不詳の数が常に同数となっていた。

「結婚をしたものの割合」はコーホートごとの5年前と現在の未婚率の差として計測されるため、その下限は「5年前の「未婚者数/総人口」と現在の「(未婚者数+不詳数)/総人口」の差」であり、上限は「5年前の「(未婚者数+不詳数)/総人口」と現在の「未婚者数/総人口」の差」以下となる。

一般に、不詳が存在する場合には「不詳を除く」比率を用いることが多い。これは、実質的に不詳のものが、不詳以外のものと平均的には同じ性質を持っていることを仮定していることになる。たとえば、不詳を除く未婚率を計算することは、婚姻状態が不詳の者のうち未婚であるものの割合は、婚姻状態が明らかなもののうちに占める未婚者の割合に等しいということを仮定していることになる。ここでは、そうした不詳のものの実態がどのようなものか仮定をおかないと、データの性質がどのように変化するかを考察する。

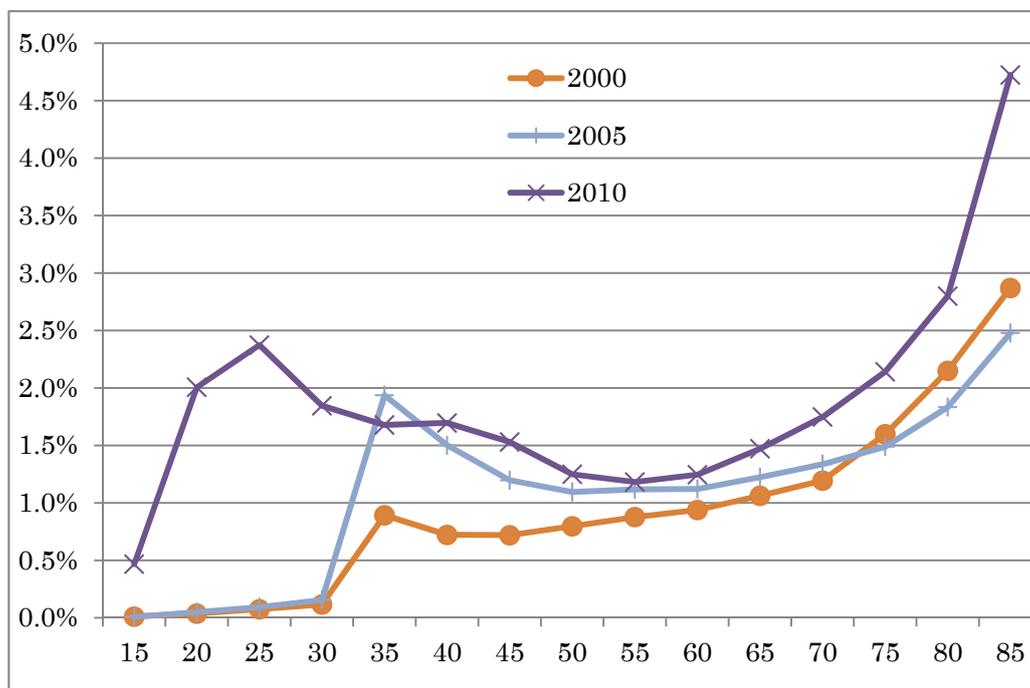
表2 国勢調査における「不詳」の状況

全人口									
	総人口	年齢不詳	国籍不詳	15歳以上人口	婚姻状態不詳	労働力状態不詳			
1980	117,060	71	0.1%	89,482	183	0.2%	152	0.2%	
1985	121,049	41	0.0%	94,974	144	0.2%	177	0.2%	
1990	123,611	326	0.3%	100,799	682	0.7%	417	0.4%	年齢不詳と
1995	125,570	131	0.1%	105,426	572	0.5%	526	0.5%	同数
2000	126,926	229	0.2%	108,225	985	0.9%	1,741	1.6%	
2005	127,768	482	0.4%	109,764	1,472	1.3%	3,357	3.1%	
2010	128,057	976	0.8%	110,277	2,071	1.9%	6,206	5.6%	1,050 0.8%
うち女									
	総人口	年齢不詳	国籍不詳	15歳以上人口	婚姻状態不詳	労働力状態不詳			
1980	59,467	23	0.0%	46,040	105	0.2%	101	0.2%	
1985	61,552	14	0.0%	48,843	62	0.1%	81	0.2%	
1990	62,914	104	0.2%	51,842	330	0.6%	167	0.3%	年齢不詳と
1995	63,996	42	0.1%	54,186	231	0.4%	174	0.3%	同数
2000	64,815	80	0.1%	55,721	425	0.8%	567	1.0%	
2005	65,419	191	0.3%	56,679	592	1.0%	1,129	2.0%	
2010	65,730	406	0.6%	57,123	1,022	1.8%	2,962	5.2%	493 0.7%

(単位千人：国勢調査各年版より筆者作成)

図3 年齢階級(5歳階級)別の不詳の状況(2000-2010年)

(a) 婚姻状態不詳



(b) 労働力状態不詳

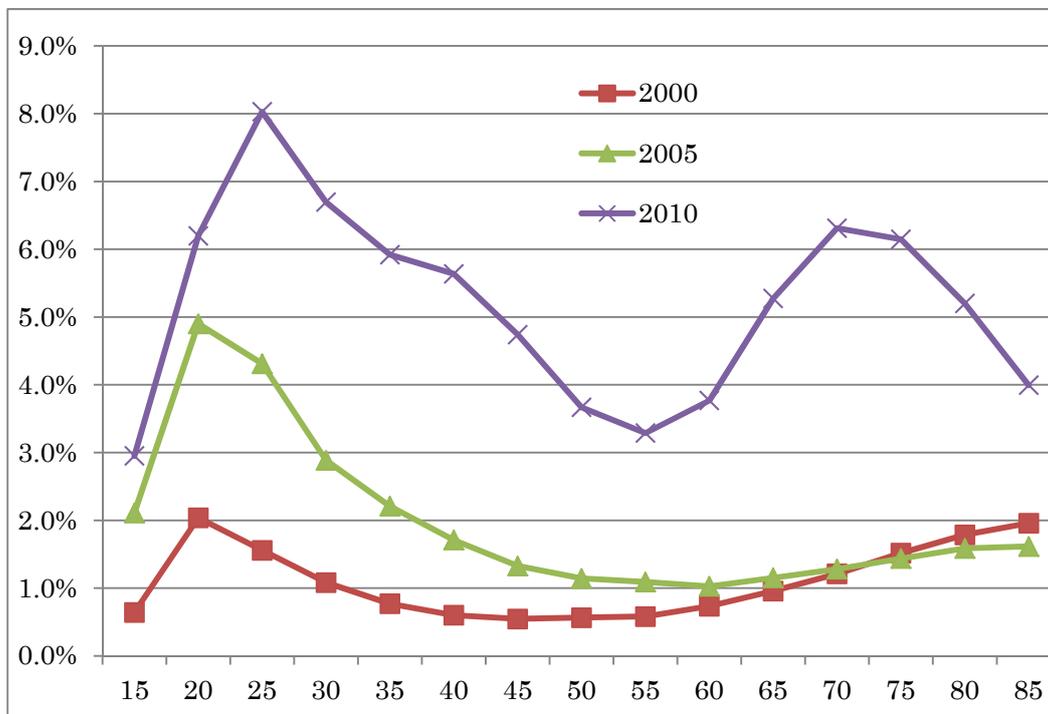


図4は、前回調査と当該期調査の2時点の婚姻状態および労働力状態の不詳の割合から、不詳者の実態によっては「ありえる」結婚したものの割合と離職者の割合の範囲を四角のエリアとして示した。つまり、前節で述べた方法で未婚率の差分で結婚したものの割合を計算し、労働力率の差分で離職者の割合を計算した上で、差分を計算するのに用いた2時点の婚姻状態不詳の割合の合計を足したものと引いたものを上下の範囲、労働力状態不詳の割合の合計足したものと引いたものを左右の範囲として表示したものである。たとえば、1時点前の婚姻状態不詳のものはすべて未婚で当該時点の婚姻状態不詳者が全員既婚であれば、結婚したものの割合は未婚率の差分に2時点の未婚者の割合の合計を足したものとなる。

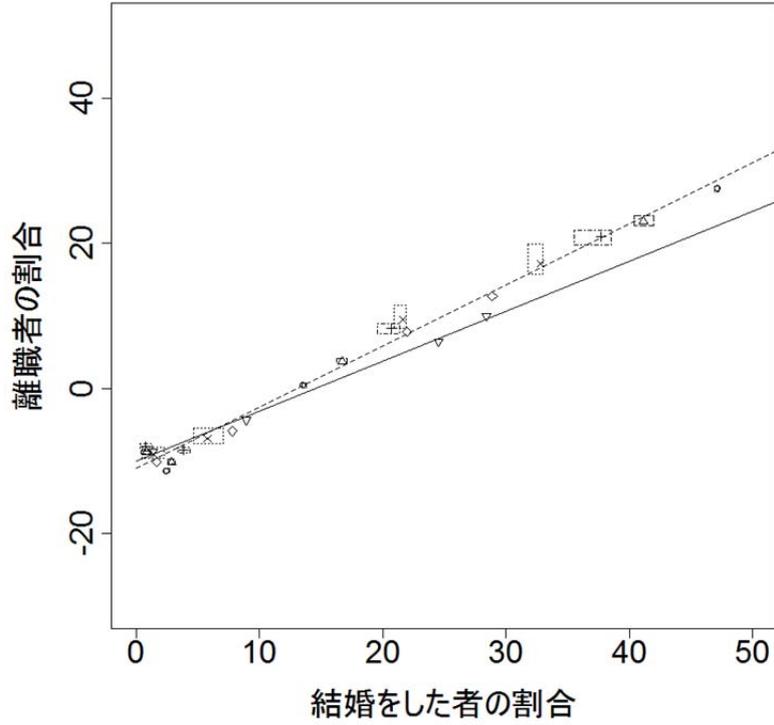
各時点で同様の範囲を示したが、上のパネルは2000年まで、下のパネルは2005・2010年の結果を示している。上のパネル(a)を見ると、2000年までは不詳が結婚による離職率の計測にほとんど影響を与えていないことがわかる。不詳の絶対数が少ないため、不詳の者の婚姻状態・労働力状態の実態がどうであっても認知できるほどの影響はない。そのため、不詳者の実態がどうであっても、推計される結婚・出産による離職率はほとんど変化しないことが予想される。

それに対し、2005年・2010年では、不詳であるものの割合の高まりとともに、不詳のものの実態次第でありえる範囲は大幅に拡大している。特に2010年では、2010年そのものの不詳者の割合が高いことに加え、前回調査である2005年の不詳の割合も高いため、合計としてのありえる範囲は2005年と比較しても大きく拡大している。

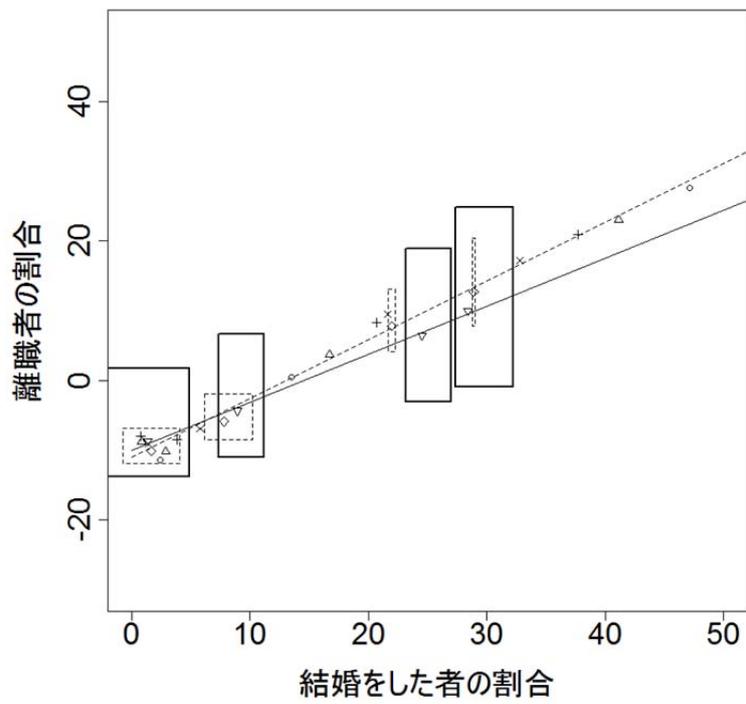
2010年の「ありえる範囲」は十分に大きいため、すべての年齢階級の観察点が2005年以前の結婚・出産による離職率を示す近似直線上に来る可能性を否定出来ない。言い換えれば、不詳のものの実態次第では、2010年の両立可能性が2005年以前とまったく変化していないという可能性を否定出来ないのである。そこで2010年の結婚・出産による離職率の低下が、不詳が発生したために観察された統計的な問題かどうかを確認するためには、不詳者の実態がどのようなものであるかを推定しなければならない。以下では、2010年の国勢調査を他の統計で補完することで、不詳者の実態を推計する。その上で、結婚・出産による離職率が変化したのかを確認することとする。

図4 労働力状態・婚姻状態の不詳と離職率の計測

(a) 2000年まで



(b) 2005年・2010年まで



### 3.2 労働力状態の補正

すでに述べたように、宇南山(2011)にしたがい、就業しているものの割合は「全人口に占める労働力人口+非労働力人口のうち「主に通学」のものの割合」として定義した。そのため、分母の総人口には労働力状態が不詳の者も含めている一方で、不詳のものうち実態としては労働力であるようなものは分子から除外されている。そのため、労働力状態不詳のものが全て非労働力となっているケース以外では「就業するものの割合」を過少評価していることになる。

この問題に対し「不詳を除く総人口」で除することで対応することもできる。これは、労働力状態不詳のものうち「労働力人口+非労働力人口のうち「主に通学」」の割合が、労働力状態を観察できたものの中での割合に等しいことを仮定するのである。しかし、国勢調査に対して「不詳」と回答する者の属性がそれ以外の者の属性と一致している保証はない。たとえば、調査員が調査対象世帯の世帯員に面接することができなかったことが原因で不詳が発生した場合、日中に世帯が留守である確率が高いことを示唆しており、就業者の単身者世帯である可能性が高い。その場合、面接ができた世帯と同じ未婚率・労働力率であるという仮定は必ずしも適切ではない。

そこで、比較可能な他の統計で労働力率の補正をすることを考える。ここでは、労働力状態の補正には、代替的な統計である「労働力調査」を用いた。労働力調査は、就業・不就業の状況を把握するための標本統計であり、全国約4万世帯を対象に毎月調査される時系列の労働力状態を把握する最も主要な統計であり、人口推計に基づいて比推定をしていることから、同時点の国勢調査と比較することは容易である。

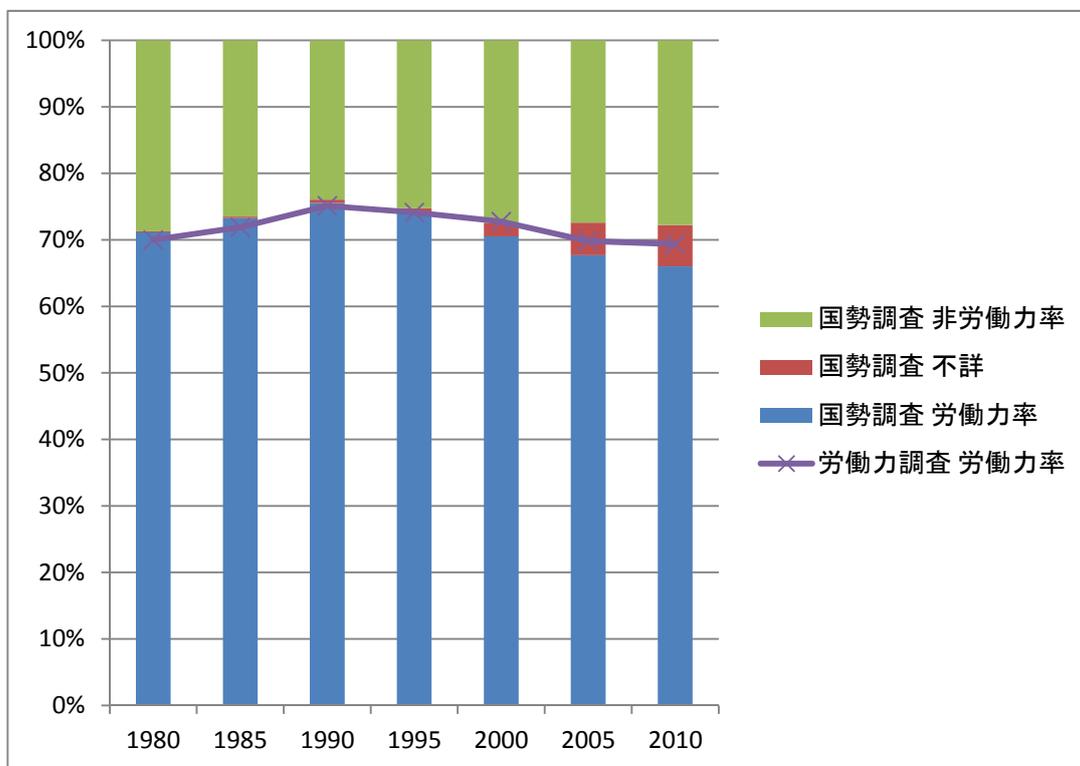
図5は、年齢階級別に労働力率を国勢調査と労働力調査で比較したものである。国勢調査では、労働力状態不詳が存在しているため、労働力人口と非労働力人口の合計は総人口とは等しくならない。つまり、真の労働力率は「労働力人口/総人口」が下限であり、「(労働力人口+労働力状態不詳)/総人口」が上限となる。一方で、労働力調査には労働力状態不詳は基本的には存在せず、労働力率 $= 1 - \text{非労働力人口率}$ となる。

国勢調査の労働力率の上限と下限、および労働力調査の労働力率を示したのが図4の各パネルである。どの年齢階級でも、国勢調査と労働力調査の労働力率は極めて整合的に推移している。労働力調査は年平均を用いており、厳密には10月1日時点进行调查している国勢調査とは同時点ではないが、それでも両者は極めて近い水準で推移している。

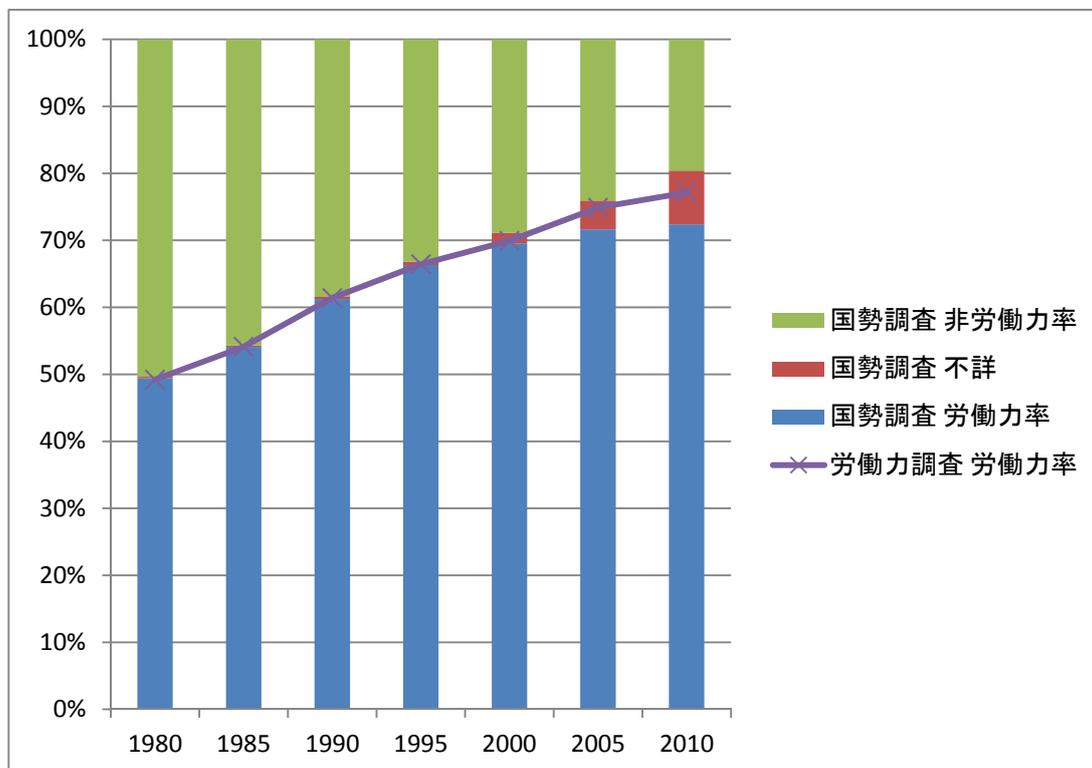
さらに、不詳が増加した2005年・2010年に注目すると、労働力調査の労働力率は下限と上限の間にある。これは、不詳となった者の一部が労働力人口であったと考える仮定と整合的である。そこで、以下では労働力調査の労働力率を、不詳を考慮した労働力率とみなすこととする。

図5 国勢調査と労働力調査の比較

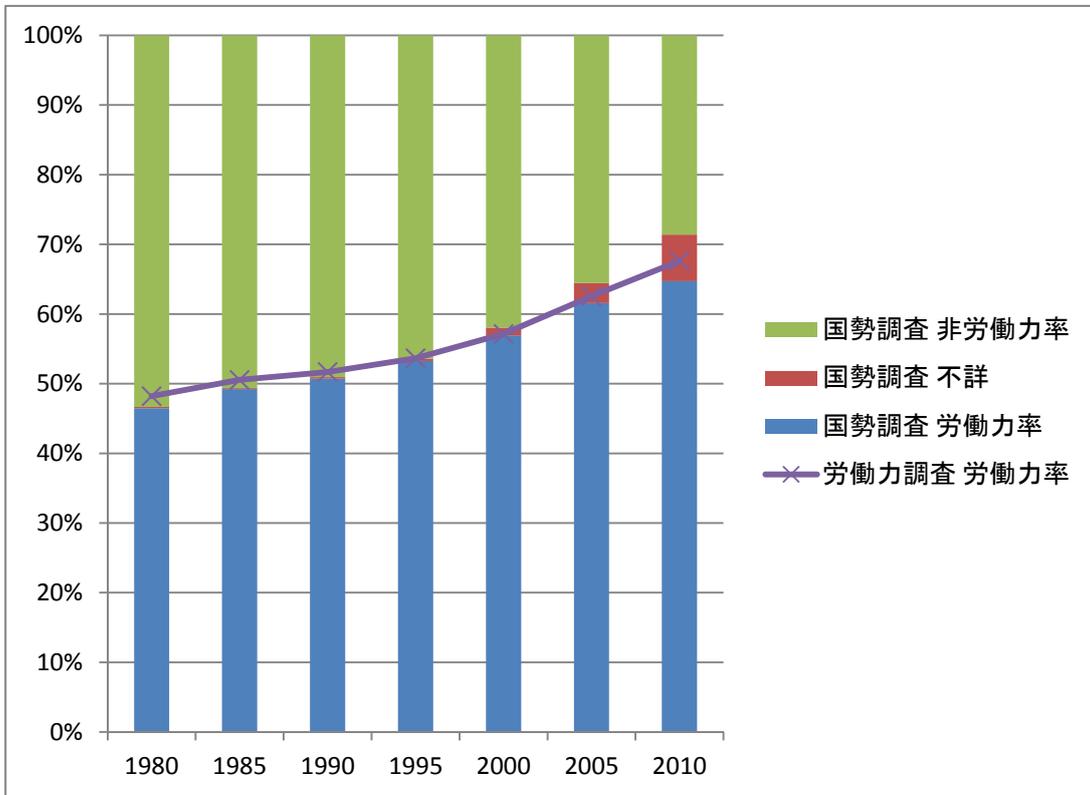
(a) 20-24 歳階級



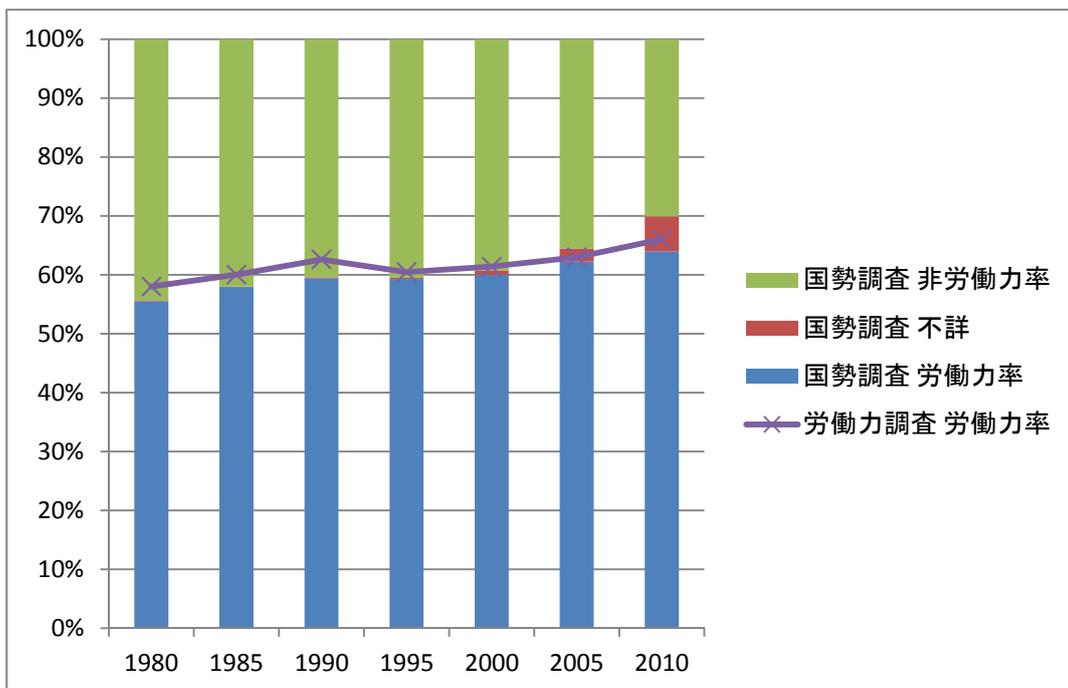
(b) 25-29 歳階級



(c) 30—34 歲階級



(d) 35—39 歲階級



しかし、労働力調査では宇南山(2010; 2011)の計算をする上で国勢調査を完全には代替することはできない。国勢調査では、非労働力人口を「うち通学」・「うち家事」・「その他」に分類しているのに対し、労働力調査ではその分類がされていないためである。そこで、労働力率は労働力調査から得る一方で、国勢調査の非労働力人口のうち「うち通学」の者の割合を加えることで「就業もしくは通学をしている者の割合」とした<sup>2</sup>。

表3は、国勢調査と労働力調査の労働力率を比較したものである。補正された労働力率は、国勢調査の上限と下限の間に来ている。これは、労働力状態不詳のうち少なくとも一部は労働力であるということと整合的であり、2つの統計が整合的であることを示唆している。一方で、この補正は2005年および2010年の両方の労働力率を引き上げており、計算される「離職率」の計算に与える影響は小さい。労働力率の変化が最も大きく修正されたのは、2005年時点で20-24歳であったコーホート(1981年から1985年生まれ)で、4.7%の上昇から7.3%の上昇へと2.6%上方に修正された。

すなわち、不詳によって2005年および2010年の労働力率は過小評価となっているが、その差である「離職率」はそれほど大きく変化しないのである。また、労働力率そのものについても、単純に総人口から労働力状態不詳を除いて労働力率を計算した結果は大きく異ならなかった。その意味では、不詳を除いた総数で計算することで国勢調査の正確性はある程度保たれている。

表3 労働力調査による労働力率の補正

		国勢調査		労働力調査		国勢調査
		労働力率 (労働力人口/総人口)	労働力状態 不詳率	労働力率	補正幅	労働力率 (不詳を除いた総数で計算)
2005	20-24歳	67.7%	4.9%	69.8%	2.1%	71.2%
	25-29歳	71.6%	4.3%	74.9%	3.2%	74.9%
	30-34歳	61.6%	2.9%	62.6%	1.0%	63.4%
	35-39歳	62.3%	2.2%	63.0%	0.7%	63.7%
2010	20-24歳	66.0%	6.2%	69.3%	3.3%	70.4%
	25-29歳	72.4%	8.0%	77.1%	4.7%	78.7%
	30-34歳	64.7%	6.7%	67.6%	2.9%	69.4%
	35-39歳	64.0%	5.9%	66.0%	2.1%	68.0%

<sup>2</sup> これは実態として「うち通学」に該当する者の中には、「不詳」とされた者がいないことを仮定したことになる。

### 3.3 婚姻状態の補正

次に、婚姻状態不詳の補正を考える。ここでは、5年ごとに結婚したものの割合を「未婚者の減少数/総人口」で計算しているため、未婚者の一部が「婚姻状態不詳」となれば未婚者が過大に減少することになり、結婚をしたものの割合が過大評価される。そこで、婚姻状態に関しても国勢調査以外の代替的な統計で補正することを考える。

婚姻状態そのものを調査している、国勢調査と代替的かつ比較可能な大規模な統計は存在していない。そこで、人口動態統計を用いて補正する。人口動態統計は、厚生労働省が「人口及び厚生労働行政施策の基礎資料を得ることを目的」として作成している統計であり、出生・死亡・婚姻などの人口動態事象の全数調査である。戸籍法に基づく業務に付随して調査される業務統計であり、全数調査となっている。

まさに、人口の「動態」が調査対象であり、婚姻状態という「静態」は調査されていないが、ここでの最終的な目的は「結婚したものの数」であり、概念的には国勢調査と比較可能である。具体的には、人口動態統計では、初婚と再婚が区別されており、初婚数について年齢階級別にも公表されている。各年の初婚数を国勢調査の調査間隔の5年間について合計すれば、概念的には「未婚者の減少数」と一致するはずである。

しかし、各年の初婚数は年齢階級でしか公表されておらず、年齢階級は5歳刻みである。そのため、年ベースの繰り返しクロスセクションデータでは、同一コーホートの初婚数を追跡することはできない。たとえば、1985年時点で25～29歳であった者は、1986年には26～30歳、1997年には27～31歳となっていく。しかし、人口動態統計で利用可能なのは、常に25～29歳か30～34歳だけなので、同一生年の初婚数を累積していくことはできない。

そこで、まず20歳～39歳の合計に注目し、データの比較可能性を検討した。具体的には、国勢調査の調査年の翌年は25～39歳の初婚数に4/5倍した20～24歳の初婚数と1/5倍の40～44歳の初婚数を足す、翌々年は3/5倍した20～24歳の初婚数と2/5倍の40～44歳の初婚数を足す、という線形の補正をした。このような補正は、年齢階級内(すなわち各歳)での初婚数の分布が均一でなければ、正確な補正ではない。しかし、全初婚に占める25～39歳の割合は95%程度であり、20～24歳および40～44歳の初婚を線形補正する影響は小さい。

表4は、国勢調査のコーホート分析で「未婚」の減少数として計算される初婚数と、人口動態統計で上の方法で補正推計した「初婚数」を比較したものである。1995年と2010年を除くと、極めて近い数字となっている。つまり、線形補正の影響にもかかわらず、生まれ年の幅を20年まで拡大すれば、人口動態統計で「真の初婚数」を把握することができると考えられる。特に、2000年・2005年についてはほぼ両統計で婚姻数が一致していることに注目すると、2010年の「結婚したものの数」の乖離は2010年国勢調査の不詳が影響した結果と考えられる。

国勢調査の未婚の減少数が初婚数よりも大きいということは、2010年国勢調査の未婚者数が過少であることを意味する。一方で、婚姻状態不詳がその乖離を埋める以上に存在していることに注意

する。原理的には、「婚姻状態不詳」の女性のうち 78%、約 240 万人が実際には未婚であったと考えれば両統計は整合的となる。つまり、2010 年の 20 歳～39 歳の未婚率は過少評価されており、その原因は婚姻状態が不詳である者の約 8 割が未婚者であったためである。

この方法を全年齢階級に適用できれば、未婚者の実態を明らかにすることができる。しかし、5 歳刻みの年齢階級では線形補正の誤差が大きな影響を持ち、正確な補正が困難である。そこで、ここでは 20～39 歳の結果から得られた「婚姻状態が「不詳」であるもののうち 78%が実際には未婚である」という推測を、2010 年の各歳年齢別に拡張して、婚姻状態不詳のものうち 78%を未婚者とみなし、各年齢階級の未婚率を補正した。婚姻状態が不詳である者の割合が最大で 2.5%程度であったことから、2010 年の年齢階級別の未婚率が最大で 2%程度上方に補正された。言い換えれば、「結婚をしたものの割合」は最大で 2%程度下方に補正されたのである。

表 4 国勢調査と人口動態統計の「初婚数」

	20-39 歳				
	国勢調査 「未婚」の 減少数	人口動態 統計初婚 数	婚姻数の 差	婚姻状態 不詳	比率
1985	3,293	3,332	-39	20	98.8%
1990	3,110	3,044	66	93	102.2%
1995	3,164	3,341	-177	65	94.7%
2000	3,259	3,328	-69	46	97.9%
2005	3,059	3,060	-1	97	100.0%
2010	2,916	2,676	240	306	109.0%

(単位：千人)

## 4. 両立可能性の変化とその要因

### 4.1 2010 年国勢調査を補正した離職率

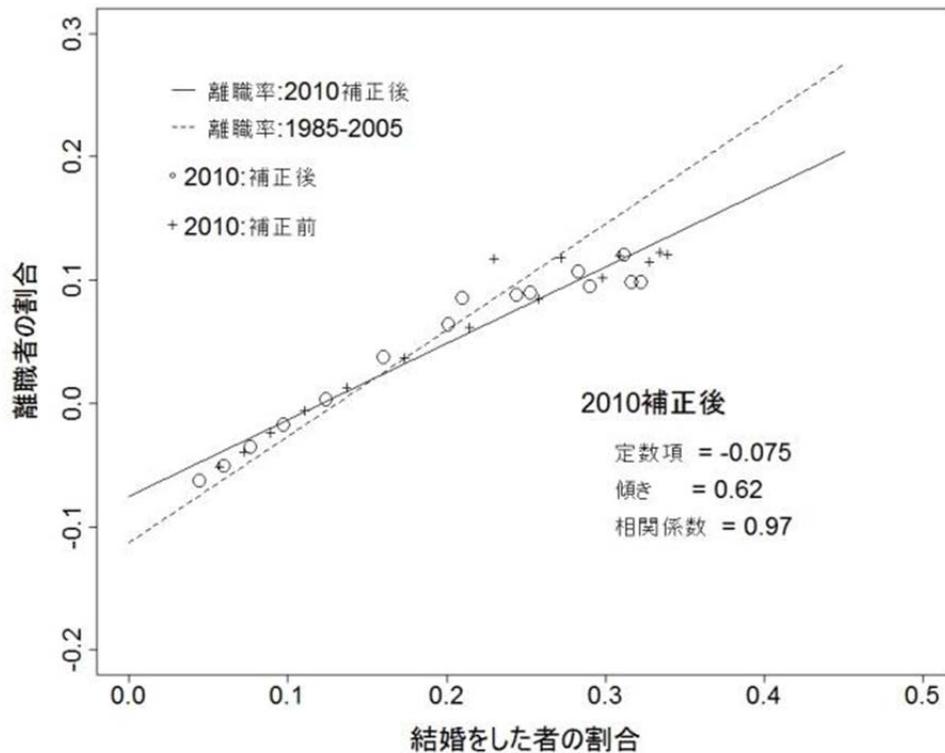
下の表 5 は、前節で述べた通りに国勢調査各回の労働力人口・2010 年の未婚者数を補正し、その割合の変化として離職者の割合と結婚したものの割合を計算した結果である。不詳の割合が高かった 25 歳から 29 歳については、特に補正幅が大きくなった。不詳者の多くが労働力人口であり未婚であったため、離職者・結婚した者の両者が過大推計になっていたという結果であり、散布図上では左下方向に移動する結果となった。

表 5 2010 年国勢調査の補正

年齢 (2010 年時点)	補正前		補正後		補正幅	
	離職者の 割合	結婚した 者の割合	離職者の 割合	結婚した 者の割合	離職者の 割合	結婚した 者の割合
25	11.7%	23.0%	8.5%	20.9%	-3.2%	-2.0%
26	11.8%	27.2%	9.0%	25.3%	-2.8%	-1.9%
27	12.0%	30.9%	9.5%	29.0%	-2.5%	-1.8%
28	12.2%	33.4%	9.8%	31.6%	-2.4%	-1.8%
29	12.1%	33.9%	9.9%	32.2%	-2.2%	-1.7%
30	11.5%	32.8%	12.1%	31.2%	0.6%	-1.6%
31	10.2%	29.8%	10.7%	28.3%	0.5%	-1.5%
32	8.5%	25.8%	8.8%	24.4%	0.4%	-1.4%
33	6.2%	21.4%	6.4%	20.1%	0.2%	-1.4%
34	3.7%	17.4%	3.7%	16.0%	0.1%	-1.3%
35	1.3%	13.7%	0.3%	12.4%	-1.0%	-1.3%
36	-0.6%	11.0%	-1.7%	9.7%	-1.1%	-1.4%
37	-2.4%	8.9%	-3.5%	7.6%	-1.1%	-1.3%
38	-4.0%	7.2%	-5.1%	5.9%	-1.1%	-1.3%
39	-5.1%	5.7%	-6.3%	4.4%	-1.2%	-1.3%

この結果を、散布図として図示したものが図 6 である。補正前に比べて補正後は全体に左下に移動しているが、傾きそのものには大きな影響を与えていない。計算される結婚・出産による離職率は、補正前が 0.624 であったのに対し、補正後は 0.620 である。言い換えれば、離職率の推計にとっては、補正は大きな影響がなかったのである。これは 2005 年までの国勢調査で計測された結婚・出産による離職率が 86.3%であったことと比較すると、約 20%の低下となっている。つまり、2005 年以降で急速に両立可能性が高まってきたことを意味している。

図6 2010年国勢調査の補正と離職率



## 4.2 両立可能性の向上

近年になって両立可能性が高まったという結果は、厚生労働省の実施している真のパネルデータである「21世紀出生時縦断調査」の結果と整合的である。こちらは、同一の子供について、出生前後を母親の就業状態を継続的に調査している。当初は2001年生まれの子供を調査していたが、新たに2010年に生まれた子供の調査も開始され、2000年前後と2010年前後の比較が可能になった。

この「21世紀出生時縦断調査」結果によれば、2001年に生まれた子供の母親のうち「出産1年前に有職者であった」者の67.4%が出産半年後には無職になっていた。それに対し、2010年に生まれた子供の母親のうち出産半年後に無職になっている割合は54.1%に低下している。<sup>3</sup>

結局、2010年国勢調査まで分析を延長してみると、両立可能性が向上したことが示唆された。不詳という統計上の問題が存在はしていたが、他の統計を用いて補正をしたとしても両立可能性の向上は確認できた。その結果は他の統計と整合的であり、2005年以降に日本の女性が直面する両立可能性は大幅に改善されてきたと考えられる。

<sup>3</sup> 宇南山(2010; 2011)は、国勢調査の擬似パネルデータ分析の結果で、離職率の水準自体が「21世紀出生時縦断調査」の結果より高い水準であるのは、「結婚および出産」をした女性の離職率であり、結婚をした時点で離職したケースも含んでいるからと述べている。

## 5. 両立可能性の改善と保育所の整備状況

### 5.1 結婚・出産による離職率の規定要因

ここまでで、最新の国勢調査では両立可能性の大幅な改善が観察されたことが示された。それまでの25年で変化していなかった両立可能性が、2005年以降に大幅に改善したのであれば、その理由を考察することは重要な政策的インプリケーションを持つ。

宇南山(2010; 2011)では、時系列・クロスセクションの統計的性質から決定要因を明らかにするアプローチをとっていた。具体的には1980年から2005年の国勢調査を用いて、都道府県別・時点別に結婚・出産による離職率を計測し、すべての都道府県で結婚・出産による離職率は時系列的に変化していない一方で、離職率の都道府県別の違いは大きいという性質を明らかにした。その結果から、結婚・出産による離職率を規定する要因が存在するのであれば、それも「地域差が大きく、時点によって大きく変化しない要因」であると推測したのである。

このアプローチによれば、個別の説明要因の候補の統計的性質を観察することで、結婚・出産による離職率への影響を評価できる。実際に、宇南山(2010; 2011)では、先験的に離職率を規定する要因と考えられる育児休業制度、3世代同居率、保育所の整備状況について検討された。

その結果、育児休業制度および3世代同居率については、時系列的に過去25年間で大きく変化していたため、離職率の規定要因の候補から除外された。育児休業制度については、全国的に導入されており地域差は小さくなっており、規定要因が持つべき統計的性質を持っていない。3世代同居率については、都道府県別のクロスセクションでは離職率と強い相関を持っていたが、全国的な3世代同居率の低下傾向があり、離職率の主要な規定要因ではないと結論付けられていた。

それに対し、都道府県別の保育所の整備状況は、離職率を規定する要因である可能性が高いとされた。保育所の整備状況を、25～44歳の女性の人口と保育所の定員の比率である「潜在的保育所定員率」として計測すれば、2005年までは時系列的にほとんど変化しておらず、地域差は大きかった。しかも、結婚・出産による離職率と高い相関を持っていた。

宇南山(2010; 2011)では、これらの3つの要因以外は明示的に検討されていないが、時系列的に変化しておらず、なおかつ都道府県別の地域差が大きい要因という条件をクリアする要因はいまだ指摘されておらず、現在のところ保育所の整備状況だけが候補となっている。

### 5.2 2005年以降の保育所の整備状況

ここでは、新たな規定要因の候補を指摘し、その統計的な性質を見るのではなく、すでに宇南山(2010; 2011)で明らかにされている「保育所の整備状況」で2005年以降の結婚・出産による離職率の低下を説明できるかを考察する。

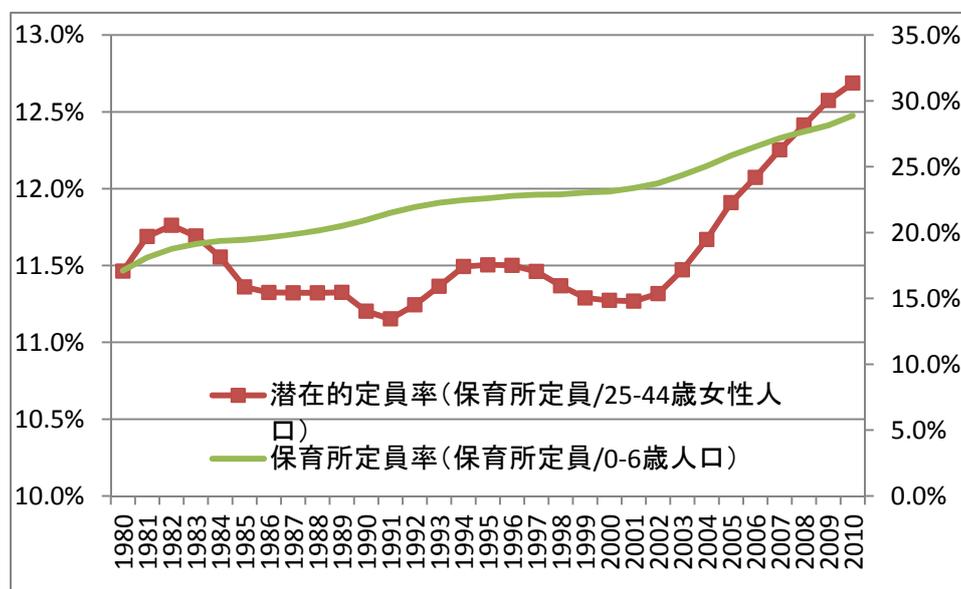
図7に宇南山(2010; 2011)の時系列を延長して、保育所定員率と潜在的保育所定員率を2010年ま

で示した<sup>4</sup>。保育所定員率とは、保育所の定員と 0～6 歳児の総人口との比であり、潜在的保育所定員率とは保育所の定員と 25～44 歳の女性の人口との比率である<sup>5</sup>。保育所の整備状況が両立可能性の主要な決定要因であるなら、2005 年以降に保育所の整備状況を示す指標も上昇しているはずである。

保育所定員率で見ると、2005 年以降に保育所の整備状況が改善していると解釈できる変化は生じているが、そもそも 1980 年から継続的に上昇しており 2005 年以降に特徴的な現象ではない。言い換えれば、保育所は 1980 年以降に持続的に整備されたという印象を与え、両立可能性の変化を説明できない。しかし、宇南山(2010; 2011)で強調されたことは、両立可能性の決定要因として検討するのであれば、保育需要の大きさにこそ注目すべきということである。子供の数を基準とする「保育所定員率」では、保育所が整備されていないため結婚・出産を断念した女性の意思決定の影響が反映されていない可能性がある。

それに対し、結婚・出産期にある女性の人口で割った「潜在的保育所定員率」で見れば、内生性の問題が回避でき、真の保育需要を把握できる。実際、潜在的保育所定員率で見ると、2005 年までは 11%～12% 範囲でほぼ横ばいであったが、2005 年以降に急激に上昇している。つまり、保育所の利用可能性は近年になって大幅に改善したのである。つまり、両立可能性の動きと潜在的保育所定員率の動きは平行であり、保育所の整備状況が両立可能性を規定していることを強く示唆するのである。これは、宇南山(2010; 2011)と整合的なものであり、依然としてその他の規定要因の候補が指摘されていないことから、保育所こそが両立可能性の決定的な規定要因だと考えられる。

図 7 潜在的保育所定員率と保育所定員率の時系列変化



出所) 1980-2005 国勢調査・年齢階級別人口および「社会福祉施設等調査」・保育所定員

<sup>4</sup> 宇南山(2009; 2011)では、分母の女性の人口を「20歳から39歳」としていたが、ここでは「25歳から44歳」としたため、数値は若干大きくなっている。ただし、趨勢としては大きな違いはない。

<sup>5</sup> 社会福祉施設等調査は2009年から民間委託となり、実質的に全数調査ではなくなっている。そのため、2009・2010年は「社会福祉行政報告例」の数値を用いた。

## 6. まとめ

本稿では、宇南山(2010; 2011)にしたがい「結婚・出産による離職率」の時系列変化の計測を2010年まで延長した。労働市場の状況を所与とすれば、この離職率は、両立可能性の尺度として解釈することができる。宇南山(2010; 2011)では1980年から2005年の国勢調査を用いて、生年コーホートによる疑似パネル分析の結果、結婚・出産による離職率は83.6%であり、1980年以降の過去25年間ほとんど変化していないことが示されていた。それに対し、2010年国勢調査まで延長すると、結婚・出産による離職率は62.4%まで低下していた。

しかし、2010年の国勢調査には多くの「不詳」が含まれているため、その取り扱いに注意が必要であった。ここでは、労働力状態が不詳であるものの労働力状態を、時系列の調査統計である労働力調査を用いて補正した。また、婚姻状態が不詳であるものについては、人口動態統計の「初婚数」を用いて補正した。

補正した結果、不詳を考慮しなければ2005年から2010年にかけての「結婚したものの割合」と「離職したものの割合」ともに過大推計になることが示された。しかし、結婚・出産による離職率の計測に与える影響は小さく、補正後も離職率は62.0%と0.4%しか変化しなかった。

すなわち、2005年から2010年にかけて両立可能性は大幅に改善したと考えられるのである。これは真のパネルである「21世紀出生時縦断調査」で、2001年前後に比べ2010年時点では子供を生んだ母親が離職する割合が低下してきたとされた結果と整合的であった。

さらに、宇南山(2010; 2011)で両立可能性の主要な決定要因とされた保育所の整備状況は、潜在的な保育需要を考慮した尺度である「潜在的保育所定員率」で測ると2005年以降に急速に改善されてきたことがわかった。すなわち、2005年以降に両立可能性が高まったのは保育所の整備によるものと考えられるのである。

潜在的保育所定員率とは、未婚者を含めた潜在的な保育需要をとらえるものであり、保育所の定員を出産期の女性の数で除したものである。先行研究で用いられた保育所の利用可能性を示す指標である「保育所待機児童数」や0~6歳児と保育所の定員数の比である「保育所定員率」とは異なる動きをしており、正しい指標を用いて政策を策定することの重要性が示されている。

今後、女性の労働力を活用するために、さらなる保育所の整備が必要であり、特に都市部に重点的に整備をする必要がある。ただし、今田・池田(2006)では、保育所の整備と育児休業制度を組み合わせることが有効であることが指摘されている。本稿では、各政策を単独で評価してきたが、より有効な政策には政策の組み合わせにも分析が必要と考えられる。その点は、今後の課題としたい。

## 参考文献

- 宇南山卓（2010）「少子高齢化対策と女性の就業について－都道府県別データから分かること」 *RIETI Discussion Paper* 10-J-004.
- 宇南山卓（2011）「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』 No. 65.
- 佐藤一磨・馬欣欣(2008)「育児休業法の改正が女性の継続就業に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[IV] 制度政策の変更と就業行動』慶応大学出版会
- 滋野由紀子・大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』 No. 459 pp. 39-49.
- 滋野由紀子・大日康史（1999）「保育政策の出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』第35 巻 2 号 pp. 192-207.