

参考表1. 過去一年間における出生経験の有無別、一年前の就業形態による有配偶女性の
就業異動のパターン別割合 (つづき)

就業形態 /年齢	離職 (%)					
	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
過去一年間に出生経験あり						
総数						
20-24	26.3	28.6	33.2	27.9	29.0	32.1
25-29	15.3	14.9	19.7	19.4	20.0	23.7
30-34	8.3	9.3	10.6	12.1	14.9	16.8
35-39	10.6	10.6	10.0	12.7	12.9	13.5
正規就業						
20-24	19.5	19.4	20.2	15.4	15.3	11.3
25-29	10.7	9.5	10.4	10.8	10.3	9.0
30-34	4.0	4.8	5.0	5.8	5.6	5.7
35-39	5.2	3.9	4.4	4.9	4.0	4.0
非正規就業						
20-24	5.9	8.5	11.6	11.5	13.5	20.0
25-29	3.5	4.4	7.8	8.0	9.4	14.2
30-34	2.8	3.2	4.5	5.5	8.7	10.7
35-39	2.7	5.0	4.3	6.6	8.3	8.8
その他の就業						
20-24	0.9	0.7	1.5	1.1	0.3	0.8
25-29	1.1	1.0	1.5	0.5	0.4	0.5
30-34	1.5	1.2	1.1	0.8	0.6	0.4
35-39	2.7	1.7	1.2	1.2	0.6	0.7
無業						
20-24
25-29
30-34
35-39
過去一年間に出生経験なし						
総数						
20-24	20.8	21.6	21.1	19.1	17.1	14.8
25-29	8.5	9.2	10.6	11.7	10.3	10.4
30-34	3.4	3.6	4.1	5.2	5.1	5.0
35-39	2.7	3.0	2.9	2.9	3.2	3.8
正規就業						
20-24	16.3	14.6	13.2	11.0	7.3	4.7
25-29	5.6	6.0	6.3	6.5	5.6	5.0
30-34	1.4	1.6	1.8	2.3	2.1	1.7
35-39	0.9	1.0	1.0	1.0	0.8	1.0
非正規就業						
20-24	3.7	6.3	7.3	7.6	9.4	9.9
25-29	2.2	2.6	3.7	4.7	4.5	5.2
30-34	1.3	1.4	1.8	2.5	2.8	3.2
35-39	1.1	1.5	1.5	1.6	2.1	2.6
その他の就業						
20-24	0.8	0.7	0.7	0.5	0.4	0.2
25-29	0.7	0.6	0.6	0.5	0.2	0.2
30-34	0.8	0.6	0.4	0.4	0.2	0.1
35-39	0.6	0.5	0.5	0.3	0.3	0.2
無業						
20-24
25-29
30-34
35-39

資料：総務省統計局『就業構造基本調査』。

参考表 1. 過去一年間における出生経験の有無別、一年前の就業形態による有配偶女性の
就業異動のパターン別割合 (つづき)

就業形態 ／年齢	その他 ¹⁾					
	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
過去一年間に出生経験あり						
総数						
20-24	3.2	3.9	3.8	5.0	4.3	3.8
25-29	2.7	2.8	2.1	2.5	2.6	2.3
30-34	2.6	1.9	2.6	2.9	2.0	2.5
35-39	2.8	1.6	1.6	2.2	2.7	1.8
正規就業						
20-24	0.4	0.7	0.8	0.6	0.7	0.4
25-29	0.2	0.5	0.5	0.4	0.1	0.3
30-34	0.1	0.2	0.3	0.4	0.2	0.3
35-39	0.4	0.2	0.2	0.2	0.0	0.0
非正規就業						
20-24	0.1	0.2	0.3	0.4	0.2	0.1
25-29	0.1	0.3	0.3	0.3	0.1	0.1
30-34	0.1	0.2	0.1	0.2	0.2	0.4
35-39	0.1	0.1	0.2	0.2	0.0	0.2
その他の就業						
20-24	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
25-29	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
30-34	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
35-39	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
無業						
20-24	2.6	2.9	2.7	4.0	3.3	3.4
25-29	2.3	2.0	1.3	1.7	2.2	1.9
30-34	2.4	1.5	2.2	2.3	1.6	1.8
35-39	2.3	1.3	1.2	1.8	2.6	1.4
過去一年間に出生経験なし						
総数						
20-24	9.5	11.4	12.5	14.0	14.2	13.6
25-29	7.5	7.9	9.6	10.4	12.4	11.8
30-34	7.8	7.4	8.5	9.4	8.5	8.7
35-39	7.6	7.4	7.7	8.6	7.9	8.0
正規就業						
20-24	2.0	3.4	3.5	3.0	2.9	1.1
25-29	0.8	1.3	1.7	1.8	2.0	1.7
30-34	0.4	0.7	0.8	0.9	0.5	0.7
35-39	0.4	0.7	0.8	1.0	0.5	0.4
非正規就業						
20-24	0.4	0.8	1.3	0.9	0.4	0.6
25-29	0.2	0.4	0.7	0.5	0.5	0.6
30-34	0.3	0.3	0.5	0.4	0.5	0.6
35-39	0.3	0.4	0.6	0.5	0.4	0.5
その他の就業						
20-24	0.0	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1
25-29	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1
30-34	0.2	0.4	0.3	0.2	0.2	0.1
35-39	0.2	0.4	0.3	0.2	0.2	0.2
無業						
20-24	7.0	6.8	7.5	9.9	10.8	11.7
25-29	6.2	6.0	7.0	7.9	9.8	9.4
30-34	7.0	6.0	7.0	7.9	7.3	7.3
35-39	6.7	5.8	6.0	6.9	6.9	6.8

資料: 総務省統計局『就業構造基本調査』. 1) 就業状態から他の就業状態への異動、および無業から就業状態への異動。

参考表2. 過去一年間における出生経験の有無別、一年前の就業形態からみた継続率

就業形態 /年齢	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
過去一年間に出生経験あり						
正規就業						
20-24	0.339	0.328	0.274	0.386	0.392	0.445
25-29	0.592	0.617	0.557	0.562	0.603	0.650
30-34	0.782	0.753	0.763	0.710	0.739	0.763
35-39	0.701	0.773	0.796	0.775	0.818	0.842
非正規就業						
20-24	0.203	0.149	0.113	0.180	0.189	0.222
25-29	0.306	0.260	0.241	0.235	0.241	0.299
30-34	0.415	0.325	0.393	0.357	0.293	0.337
35-39	0.385	0.295	0.402	0.377	0.276	0.400
過去一年間に出生経験なし						
正規就業						
20-24	0.564	0.539	0.535	0.579	0.603	0.696
25-29	0.752	0.728	0.719	0.718	0.730	0.760
30-34	0.898	0.886	0.876	0.846	0.864	0.891
35-39	0.927	0.914	0.922	0.905	0.929	0.928
非正規就業						
20-24	0.505	0.464	0.491	0.534	0.583	0.614
25-29	0.664	0.685	0.674	0.659	0.745	0.773
30-34	0.838	0.832	0.832	0.813	0.836	0.847
35-39	0.902	0.891	0.898	0.905	0.906	0.897

資料：総務省統計局『就業構造基本調査』。

参考表3. 過去一年間に出生経験がある女性の、一年前の就業形態による出生順位別継続率

就業形態 /年齢	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
第一子						
正規就業						
20-24	0.312	0.294	0.248	0.369	0.359	0.435
25-29	0.467	0.509	0.461	0.517	0.535	0.605
30-34	0.600	0.571	0.585	0.619	0.631	0.694
35-39	0.702	0.567	0.575	0.676	0.668	0.726
非正規就業						
20-24	0.157	0.123	0.077	0.136	0.132	0.164
25-29	0.225	0.174	0.153	0.130	0.159	0.184
30-34	0.104	0.295	0.232	0.277	0.110	0.231
35-39	0.068	0.179	0.313	0.335	0.257	0.163
第二子						
正規就業						
20-24	0.619	0.665	0.468	0.570	0.745	0.452
25-29	0.831	0.831	0.814	0.762	0.847	0.851
30-34	0.856	0.798	0.871	0.816	0.884	0.848
35-39	0.642	0.866	0.877	0.922	0.866	0.926
非正規就業						
20-24	0.420	0.340	0.341	0.534	0.417	0.336
25-29	0.485	0.433	0.530	0.543	0.399	0.495
30-34	0.559	0.338	0.583	0.411	0.431	0.432
35-39	0.397	0.392	0.603	0.443	0.255	0.592

資料：総務省統計局『就業構造基本調査』。

参考表4. 過去一年間における就業異動のパターン別出生率

就業形態 /年齢	継続						離職					
	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
正規就業												
20-24	0.103	0.118	0.107	0.127	0.217	0.239	0.215	0.268	0.303	0.267	0.458	0.526
25-29	0.132	0.164	0.132	0.127	0.160	0.175	0.240	0.275	0.270	0.239	0.323	0.321
30-34	0.066	0.080	0.095	0.093	0.123	0.141	0.183	0.247	0.244	0.234	0.282	0.363
35-39	0.013	0.016	0.022	0.030	0.050	0.068	0.083	0.081	0.109	0.141	0.186	0.205
非正規就業												
20-24	0.096	0.070	0.052	0.072	0.085	0.132	0.303	0.283	0.316	0.291	0.368	0.474
25-29	0.080	0.062	0.061	0.053	0.050	0.075	0.266	0.295	0.319	0.258	0.345	0.420
30-34	0.021	0.019	0.030	0.031	0.032	0.044	0.152	0.193	0.223	0.216	0.316	0.364
35-39	0.002	0.003	0.004	0.007	0.006	0.013	0.038	0.068	0.073	0.124	0.165	0.170

資料：総務省統計局『就業構造基本調査』。

参考表5. 過去一年間における就業異動のパターン別、第一子の出生確率

就業形態 /年齢	継 続						離 職					
	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
正規就業												
20-24	0.105	0.116	0.099	0.128	0.229	0.277	0.228	0.284	0.309	0.283	0.473	0.508
25-29	0.143	0.170	0.128	0.126	0.159	0.190	0.248	0.285	0.288	0.251	0.334	0.329
30-34	0.113	0.107	0.106	0.102	0.136	0.157	0.274	0.282	0.286	0.229	0.319	0.381
35-39	0.027	0.023	0.024	0.045	0.059	0.087	0.125	0.198	0.192	0.213	0.224	0.270
非正規就業												
20-24	0.088	0.072	0.043	0.071	0.070	0.126	0.316	0.298	0.332	0.314	0.364	0.494
25-29	0.101	0.060	0.057	0.039	0.044	0.060	0.277	0.310	0.341	0.273	0.344	0.446
30-34	0.018	0.045	0.038	0.040	0.017	0.048	0.259	0.212	0.270	0.207	0.336	0.376
35-39	0.001	0.007	0.009	0.016	0.014	0.010	0.101	0.178	0.144	0.184	0.244	0.242

資料：総務省統計局「就業構造基本調査」。

参考表6. 過去一年間における就業異動のパターン別、第二子の出生確率

就業形態 /年齢	継 続						離 職					
	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年	1982年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
正規就業												
20-24	0.095	0.116	0.171	0.130	0.183	0.127	0.115	0.103	0.253	0.151	0.227	0.690
25-29	0.173	0.207	0.191	0.168	0.203	0.179	0.223	0.258	0.211	0.183	0.286	0.260
30-34	0.144	0.177	0.189	0.145	0.184	0.200	0.205	0.359	0.272	0.284	0.202	0.407
35-39	0.026	0.032	0.044	0.059	0.102	0.124	0.201	0.061	0.109	0.089	0.307	0.148
非正規就業												
20-24	0.141	0.079	0.126	0.071	0.151	0.184	0.249	0.208	0.247	0.121	0.409	0.484
25-29	0.128	0.091	0.118	0.101	0.077	0.138	0.274	0.272	0.274	0.210	0.399	0.409
30-34	0.064	0.037	0.079	0.054	0.085	0.077	0.205	0.268	0.251	0.275	0.470	0.397
35-39	0.006	0.005	0.011	0.011	0.011	0.031	0.096	0.077	0.075	0.142	0.232	0.157

資料：総務省統計局「就業構造基本調査」。

II - 3. 育児休業制度導入による就業継続パターンの変化の分析

大石 亜希子

はじめに

日本では、仕事と家庭生活の両立は今日なお困難な目標と考えられている。実際、働いていた女性の7割は第1子の出産を機に退職しており、その割合は過去20年間変わっていない。多くの女性は出産を機に労働市場から退出し、子育てが一段落すると再び労働市場に参加する。再就職する場合の主な就業形態はパートタイム労働などの非正規労働で短時間労働が多く、収入は、税制や社会保障制度の影響もあいまって年収100万円から130万円前後に集中する傾向がみられる。出産による就業中断は女性の生涯所得を大幅に引き下げるため、結婚・出産の先送りや出生児数の減少をもたらす要因となっている。

政府は、少子化の背景に仕事と家庭の二者択一を迫る構造があるという認識のもと、2007年12月に「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」を策定したのに続いて同年末には「子どもと家族を応援する日本」重点戦略を決定し、①働き方の改革による仕事と生活の調和の実現と、②包括的な次世代育成支援の枠組みの構築の二つの取り組みを、二者択一構造を解消するための「車の両輪」として同時に推進することとした。育児休業制度の普及は重点戦略における「働き方の改革」の一つとして位置付けられており、育児休業取得率の引き上げ（2017年までに女性80%、男性10%へ）や第1子出産前後の継続就業率を2017年には55%へ引き上げることが目標とされている。2009年6月には短時間労働制度の導入と所定外労働免除を事業主に求める改正育児・介護休業法が国会で成立し、2010年6月より施行された。

こうした状況のなかで、育児休業制度の整備・拡充が女性の継続就業率の上昇と二者択一構造の解消という政策目標達成に効果を持つかという視点から検討することは、今後のワーク・ライフ・バランス施策の在り方を展望する上でも意義をもつと思われる。そこで本稿では、育児休業法の施行（1992年）と全事業所への適用（1995年）が女性労働者の継続就業にどのような効果をもたらしたかを検討する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、1節では育児休業制度の沿革を概観する。2節では先行研究サーベイを行う。3節では実証分析の枠組みと使用するデータの解説をする。4節では分析結果を検討する。5節はまとめである。

1. 育児休業制度の沿革

1992年4月に施行された育児休業法は、満1歳未満の子を養育する労働者の申し出により、子が満1歳に達するまでの間の休業を可能とするものである。1995年4月には介護に直面する労働者についても休業が取得できる規定を含む形で育児・介護休業法へと改正され、職業生活と家庭生活の両立を支援する施策として目的がより明確化された。1992年の施行当初は、常用労働者が30人を超える事業所のみが適用対象とされていたが、1995年以降は全事業所が適用対象となっている。2005年改正では、子どもが保育所に入所できなかったなど一定の事情がある場合に1歳6カ月までの休業が可能となり、期間雇用者につ

いても一定の条件を満たせば育児休業が取得できるようにされた。さらに2010年6月30日からは、3歳未満の子を養育する労働者の請求により短時間勤務を可能とする措置の整備や所定外労働の免除、パパ・ママ育休プラス（父母がともに育児休業を取得した場合に休業期間を2カ月延長する制度）などを内容とする改正法が施行されている。

育児休業中の所得保障については、施行当初は休業中の賃金の扱いは事業主に委ねられていた。しかし、育児休業を取得する意思があっても、休業中の所得保障がなければ大幅な減収が避けられないため取得しにくいという事情に配慮して、1995年4月に雇用保険制度の中に育児休業給付制度が創設された。育児休業給付は、休業中に支給される育児休業基本給付金と、復職後6カ月間雇用された時点で支給される育児休業者職場復帰給付金の2つで構成されている。¹⁰両者を合わせた給付金合計額の所得代替率は、導入当初の25%から現在は50%まで引き上げられている。

さらに、休業する労働者への経済的支援だけでなく、事業主に対する支援も拡充されてきている。労働者の育児休業取得に伴う代替要員確保などの事業主負担を軽減するため、2000年以降は休業中の社会保険料の事業主負担分も免除されるようになった。¹¹

2010年4月に改正されるまで、育児休業給付は、休業中に支給される育児休業基本給付金と、復職後6カ月間雇用された時点で支給される育児休業者職場復帰給付金の2つで構成されてきた。両者を合わせた給付金合計額の所得代替率は、導入当初の1995年には25%（内訳は育児休業基本給付金：20%、育児休業者職場復帰給付金：5%）であったものが、2001年1月1日以降は40%（育児休業基本給付金：30%、育児休業者職場復帰給付金：10%）に引き上げられ、さらに2007年4月1日以降に職場復帰した労働者から50%（育児休業基本給付金：30%、育児休業者職場復帰給付金：20%）へと引き上げられている。最近の引き上げは2010年3月末までの時限措置の予定であったが、厚生労働省は「雇用の継続の観点から、また、少子化対策としての要請も踏まえ、育児休業を取得しやすくすることが必要」なため、「当分の間」この措置を延長することとしている。「雇用保険事業年報」（厚生労働省）の速報によると、2009年度の育児休業給付総額は1,711億円に及び、受給者数も18.3万人に達している（図1）。単純計算すると、一人当たり93.2万円の給付となる。¹²

しかしながら、これまでの制度の拡充が、実際に育児休業の取得率を引き上げ、女性の継続就業を促進する効果をもっていただどうかについて十分な検証が行われてきたわけではない。そこで本稿では、育児休業法の施行（1992年）と全事業所への適用（1995年）が女性労働者の継続就業にどのような効果をもたらしたかを検討する。

2. 先行研究

出産した労働者が育児休業を取得するかどうかは、休業しない場合の賃金と、休業して

¹⁰ 2010年4月より、育児休業者職場復帰給付金は廃止され、育児休業基本給付金に一本化されている。

¹¹ 休業中の社会保険料の本人負担分は1995年から免除されている。

¹² 休業前所得（賞与等は除く）の50%相当額にしては給付額が少ないようにも思えるが、子どもが1歳になるまで休業が可能といっても、保育所への入所や仕事の関係で1歳前に復職するケースが多いことが影響しているのであろう。

復職する場合の賃金、退職して別の企業で再就職する場合の賃金、留保賃金および制度で保障された休業期間の長さ依存する (Klerman and Leibowitz 1997)。留保賃金は子どもの月々の成長とともに低下すると考えられるので、休業期間の制約を考慮しつつ労働者は最適な選択を行うことになる。ここで、休業しない場合の賃金と休業して復職する場合の賃金の差が小さいほど、労働者は育児休業を取得して就業を継続するインセンティブを与えられる。また、企業特殊的人的資本を多く身に付けた労働者の場合は、退職の機会費用が高いので、より就業を継続しようとすると考えられる。

休業中の所得保障が導入されると、以前なら退職したであろう労働者が仕事を続ける方向にインセンティブを与える。また、以前なら休業中の所得保障のある産前・産後休業しか取得しないで復職していた労働者が育児休業を取得するインセンティブが高まる。したがって、育児休業給付の導入もしくは拡充は、女性の離職率を低め、育児休業を取得して継続就業する女性を増加させると予想される。

育児休業制度(産休制度を含む)が女性労働者の継続就業を促進する効果を持つことは、国内外の多くの実証研究が明らかにしている(樋口・阿部・Waldfoegel 1998, 滋野・大日 1998, Waldfoegel 1999, Baum 2003, 駿河・張 2003, Baker and Milligan 2008)(表 1)¹³。ただし、従来の研究は企業や事業所単位のデータに基づくものが多く(西本・駿河 2002, 脇坂 1999)、どのような属性を持つ個人が育児休業を取得しているのかを分析したものは少なかった(西本 2004, 阿部 2005)。個人のデータを使用した研究においても、すくなくとも研究で調査時点での個人属性に基づく分析がなされており、育児休業を取得するかどうかの意思決定時の属性との間にズレが生じている。

西本(2004)は連合総合生活開発研究所が実施した「仕事と育児に関する調査」(1994年)の個票データに基づき、育児休業取得の有無とその期間の決定要因を、ハードル・モデルによって推定している。同調査の対象者は共働きで就学前児童のいる既婚男女で、このうち女性 515 人を実証分析の対象としている。なお、同調査は連合加盟の産業別組織と地方組織の労働組合を通じて実施されたため、回答した女性のうち大企業勤務が 8 割を、フルタイム勤務者が 9 割を占めている。分析の結果、勤務先に育児休業制度がある場合や、育児休業法が施行された 1992 年以降の出産である場合、深夜勤務免除がある場合、核家族である場合、パートタイム就業者である場合に育児休業を取得する確率が高まることを明らかにしている。なお、フルタイムかパートタイムかという従業上の地位は調査時点のものであり、育児休業を取得の意思決定時とは異なっている可能性がある。また、休業の機会費用としての賃金に大きな影響を及ぼすとみられる学歴の影響は有意ではない。

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」のうち 1993 年～2003 年までのパネルデータを用いて育児休業を誰が取得しているのか分析している。対象期間内に出産した延べ人数は 990 人である。まず、出産した女性全員について、出産後も継続就業したかどうかを分析してみると、本人の年齢が高いことや、親と同居していること、Off-JT を受講していることは有意に継続就業率を高めている。つぎに、継続就業している女性についてみると、大企業に勤務する場合や勤続年数が長い場合に育児休業を取得する確率が高い。このため阿部(2005)は「企業特殊的人的資本の蓄積が多い女性ほど育児休業取

¹³ 育児休業制度と出生数に関する最近の詳細なサーベイとしては野口(2007)がある。また、佐藤・馬(2008)は育児休業制度と継続就業についての詳細なサーベイを行っている。

得率が高い」と西本（2004）とは逆の結論を導いている。

前節で述べたように、育児休業制度は数度にわたり改正されてきているが、最近まで、改正が女性の継続就業にどのような影響をもたらしているかを明示的に分析することはなされてこなかった。そうした中で佐藤・馬（2008）は慶應家計パネル調査（KHPS）に基づき、1992年の制度導入、および1995年、2000年の育児休業制度の改正が女性の継続就業率に及ぼす影響を分析している。その結果、2000年以前に出産した女性の継続就業率は低下傾向にある半面、2000年以降に出産した女性については、勤務先に育児休業制度がある場合に限定して継続就業率が上昇していると指摘している。ただしこの研究では制度改正に合わせた5年おきの出産コーホートを使用しているため、各年の個別の制度改正の影響を把握することはできない。

3. 使用データと変数の構築

(1) 使用データ

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2002年6月に実施した『第12回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）：夫婦調査』（以下、NFS12Cと略）および2005年6月に実施した『第13回出生動向基本調査：夫婦調査』（以下、NFS13Cと略）の個票である。調査の対象は、国勢調査地区から層化無作為抽出された調査地区に居住する、妻の年齢が50歳未満の全国の夫婦で、回答者は妻である。有効票はNFS12Cが7,916票、NFS13Cが6,836票である。調査項目は、夫と妻それぞれの基本属性（出生年月、結婚時期、学歴、職業、労働時間、年収階級）に加え、妊娠・出産経験、希望子供数、兄弟数、父母との同居状況など多岐に渡っている。

本稿では、NFS12CとNFS13Cを統合し、第1子の妊娠判明時に正規職員・従業員もしくは派遣・嘱託・契約社員であった女性雇用者5,183人のうち、1987～2000年に出産した2,867人を分析対象とする。本稿の主たる関心は育児休業制度が女性雇用者の継続雇用に及ぼす影響にあるので、妊娠判明時に正規雇用者（ないしそれに準じる立場）にない者は除外する。調査では妻について第1子の妊娠判明時の就業状況を尋ねており、この設問によって、育児休業給付の受給資格を持つ雇用者に対象を限定することが可能となる。¹⁴さらに、妻について第1子が1歳に達した時点の就業状況も尋ねており、この設問によって継続就業したかどうかを判断することができる。具体的には、妊娠判明時の就業状況と第1子1歳時点の就業状況が同一であれば継続就業者と看做している。¹⁵

図2は、妊娠判明時に正規雇用者であった女性の第1子1歳時点における就業・不就業状況を示している。年次によるばらつきはあるが、1980年以降、ほぼ7割～8割の女性が退職するという状況が続いていることがわかる。また、継続就業する女性の中では産休の

¹⁴ 育児・介護休業法の改正により、2005年4月1日から一定の条件を満たす期間雇用者も育児休業を取得することが可能となった。しかしながら、NFS13Cが実施されたのは2005年6月であり、この2カ月に出産した妊娠判明時パート・アルバイト雇用者だった女性は両調査を合計して5名しか存在しない。しかも、この5名が育児・介護休業法の定める取得条件に合致しているかどうかは不明である。

¹⁵ 産休や育児休業を取得していながら第1子1歳時点で「無職」「不詳」の者が5,183人中145人いる。以下の本稿の分析ではこれらの者を退職者（非継続就業）として扱っているが、継続就業とみなして分析しても結果に大きな違いは生じなかった。

みで復職する割合が縮小し、育児休業を取得して復職する傾向が年々強まっている。産休のみで復職する割合は、1980年には27.5%であったが、2004年には1%まで低下している。

(2) 変数の構築

被説明変数

本稿の目的は、育児休業制度の導入と改正が継続就業率に及ぼす影響を計測することにある。第1子出生前後の継続就業状況をとらえる被説明変数として、「離職=0、産休+復職=1、育休+復職=2」とするダミー変数を作成する。第1子の妊娠判明時には、女性雇用者は①退職する、②産休のみで復職する、③育児休業を取得して復職する、の3つの選択肢に直面する。したがって、3 選択肢の Multinomial logit model あるいは Multinomial probit model で推定する方法も考えられる。しかし、2001年に育児休業給付金が引き上げられた前後の時期には、すでに産休のみで復職する女性雇用者が大幅に減少している。具体的には、2001年は8名、2002年は4名にとどまる。したがって、2001年以降は3 選択肢での推定が不可能なため、1987~2000年について、Multinomial probit model による推定を行う。

復職時賃金

Klerman and Leibowitz (1997) でも指摘されているように、継続就業した場合に得られるであろう賃金は、出産前後の継続就業の意思決定に影響を与える大きな要因である。復職時の賃金は、第1子妊娠判明時の企業規模と年齢、学歴に基づき、「賃金センサス」各年版所載の女性労働者の学歴・企業規模・年齢階級別の「きまって支給する給与」を12倍したものに「年間賞与その他特別給与額」を加え、年収に直して impute している。金額のは、すべて消費者物価指数で2005年価格に実質化している。

祖母の育児支援ダミー

祖母の育児支援が女性の就業継続に大きな影響を及ぼすことは先行研究でもしばしば指摘されている。たとえば Oishi and Oshio (2006) は、妻の就業と同居選択の関係について理論的・実証的に分析している。ただし、NFS12C および NFS13C では、第1子の出生時点における親との同居状態は把握できないことから、第1子が3歳になるまでに夫妻の双方の母親から受けた育児支援の度合いに関する設問を利用し、このうち「日常的に支援を受けた」場合を1、それ以外を0とするダミー変数を作成している。

官公庁ダミー

妻が公務員であることが賃金に及ぼす影響は復職時賃金に反映されているものの、先行研究では公務員には特有の継続就業パターンがあり、民間部門の雇用者と異なることがしばしば指摘されている(新谷 1999)。たとえば妻が公務員の場合は夫がともに公務員であるケースが多く、家事・育児への協力が得やすい。また、所得水準が同レベルの民間雇用者と比較しても雇用の安定度が高く、育児休業が容易である。このような、賃金以外の要因が育児休業取得行動に及ぼす影響をコントロールするために、第1子妊娠判明時に妻が公務員であった場合に1をとるダミー変数を説明変数に含める。

4. 実証分析——1992年の育児休業法施行・1995年改正の効果

育児休業法の施行（1992年）と全事業所への適用（1995年）が女性労働者の継続就業にどのような効果をもたらしたかを検討する。前述したように1980年代以降の長期的な動向として、産休を取得して継続就業するパターンから育児休業を取得して継続就業するパターンへのシフトが起きている。こうしたシフトに育児休業法の施行がどの程度影響していたであろうか。

図3は第1子妊娠判明時に正社員であった女性の学歴構成を、出産後の就業パターン別に示したものである。1995年以降は産休のみで復職する例が少ないのでグラフにがたつきがあることに注意が必要である。同様に、1980年代に育児休業を取得して復職する例は少なかったことを留意する必要がある。

産休のみで復職する女性は高卒や専修学校卒が多く、大卒者は少ない。一方、1992年に育児休業法が施行される前の時期に育児休業を取得して継続就業をしていた女性は短大・高専卒と大卒が大半を占めている。

図4は同様にして女性の企業規模構成を見たものである。産休のみで復職する女性は、300～999人規模の企業に多いが、年による差が大きい。一方、1980年代に育児休業を取得して継続就業する女性は、官公庁と300～999人規模の企業に多かったことが分かる。

両方の図を総合してみると、育児休業法が施行される前の1980年代に育児休業を取得することができたのは、官公庁や中規模企業で働く高学歴女性であったと言える。官公庁で働く女性については、1975年に女性の教員のほか、看護婦（師）、保母（保育士）等も育児休業の対象とする「義務教育諸学校等の女子教育職員及び医療施設、社会福祉施設等の看護婦、保母等の育児休業に関する法律」が成立しており、育児休業の取得が保障されていた。中規模企業で育児休業の取得者が多かった理由についてはさらなる分析が必要であるが、出産者の休業について比較的柔軟な対応がなされていた可能性や、大企業と比較して出産退職の慣行が徹底していなかった可能性などが考えられる。

学歴や企業規模の影響を含めながら、制度変更の影響を計量的に把握したものが表2である。分析対象は、1987年から2000年の間に第1子を出産した妻で、第1子妊娠判明時に正社員であった妻2,867人である。被説明変数は、「退職」「産休+継続」、「育休+継続」の3つの選択肢であり、基準となるカテゴリーを「退職」において各説明変数の限界効果を示している。推定方法はMultinomial Probit Modelである。

第1子妊娠判明時の年齢が高いことは、継続就業に正の影響を持っている。年齢が高いということはそれだけ企業内でのキャリアを積んでいるため、就業中断の機会費用が大きいのだと考えられる。学歴は、「産休+継続」にはあまり有意な影響を与えていないが、「育休+継続」には高度に有意な影響を与えている。特に大卒は中卒（基準）と比較して27%ポイント、育児休業を取得して継続就業をする確率が高い。これは前述したように、従前から育児休業が保障されている教員が大卒者であることによるとみられる。企業規模に関しては、300～999人規模の企業と官公庁勤務者が「育休+継続」を選択する確率が有意に高い。

復職時に得られるであろう賃金を推計し、説明変数に含めた推定では、「産休のみで復職」には復職時賃金は統計的に有意な影響を及ぼしていない半面、「育休後復職」を選択する確率には有意に正の影響を及ぼしている。ただし、その影響度は1995～00年になると弱まっている。つまり、育児休業法が全事業所に適用される前の段階では、「育休後復職」を選択

するのは女性の中でも高賃金の者であったが、全事業所への適用後は、取得する女性の範囲が広がり、育児休業の取得に対する賃金の影響が弱まっている。また、復職時賃金の代わりに学歴を説明変数にした推定では、高学歴になるほど「産休後復職」を選択する確率が高い傾向が有意に観察される。ただし、全事業所への適用後の1995～00年になると、学歴の影響は弱まっている。学歴が「産休のみで復職」に与える効果はあまり明確ではなく、唯一、大卒の場合に「産休のみ復職」を選択する確率が高卒よりも6ポイントほど低い傾向がみられる（ただし、10%水準で有意）。大卒女性は、産休よりも退職あるいは育児休業を取得して継続することを志向するようである。

祖母による日常的な支援は、「産休のみで復職」する確率を16ポイント、「産休後復職」する確率を14～15ポイントほど引き上げる効果をもっている。女性が出産後も就業を継続する上で、親族による援助が重要であることは先行研究でも指摘されており、本研究でもそれらと整合的な結果が得られている。そうしたなかで、1995～00年になると、祖母による日常的な支援が「産休のみで復職」する確率を引き上げる効果がほぼ半減することは注目される。育児休業法が全事業所の適用された後は、たとえ祖母の支援があっても、「産休のみで復職」を選択する傾向が低下し、「産休後復職」を選択する傾向が強まっている。

首都圏ダミーは有意に継続就業確率を引き下げる効果をもっている。また、その影響度は育児休業法の施行後も有意な変化を見せていない。これは、首都圏では通勤時間が長いことや、待機児童が多いために保育所の利用が困難であるといった事情を反映していると考えられる。

育児休業法の施行と改正の動きと整合的に、企業規模の影響が観察される。1992～94年の時点では、30人未満の企業については影響が観察されておらず、これは、施行の範囲が31人以上に限定されていたためとみられる。大企業は、もともとは育児休業を取得して継続することが困難であったが、育児休業法施行後、時期を経るにつれて継続する確率が有意に上昇している。

また、育児休業法の施行・改正とは独立に、女性の高学歴労働者は従前から「産休+継続」を選ぶ傾向があり、女性労働者の高学歴化という労働者構成の変化によって、「産休+継続」を選択する労働者が増加した面もある。

なお、継続就業の意思決定には、親との同居状況や保育所の利用可能性など地域の状況も大きく影響しているとみられる。しかしながら、ここで利用可能なデータでは、第1子妊娠判明時の親との同居状況を把握することができず、都市規模(DID)の情報も欠如している。したがって、ここにおける育児休業法施行の影響はあくまでも予備的な分析としてとらえるべきだと考える。

5. 結論

産休から産休へのシフトには、育児休業制度の拡充が影響している。その一方で、制度導入前から大卒女性労働者は「産休後復職」をする傾向があり、女性労働者の高学歴化によって、産休へのシフトが進んだ面がある。これらの労働者は、産休という選択肢がなければ退職していた可能性もあることを考慮すべきである。

なお、育児休業制度の評価については、単なる継続就業率や休業期間の長さだけでなく、子どもの健康への影響などより広い観点からのアセスメントが必要であろう。米国での研究成果では、育児休業を取得した母親の子どもは、母乳育児が行われることによってより

健康水準が高いとされている。本研究のデータではこうした面を把握することができなかつたが、今後、さらなる研究が必要である。

また、従来から指摘されていることではあるが、女性労働者全体の非正規化が進む中で、育児休業の適用範囲を拡大することや、いったん退職しても再就職のしやすい労働環境の整備が求められる。

最後に、「産休のみで復職」についての祖母の日常的な支援の影響力は最近になるほど低下しているにもかかわらず、「育休後復職」については全く影響力が弱まっていないことは注目される。育児休業制度が拡充されても、正社員としての就業を継続する上で祖母による支援が依然として重要な役割を果たしている。これは見方を変えると、祖母による支援が得られない女性は退職する確率が高いということでもある。女性の継続就業が、祖母の支援の有無といった個人的な運・不運に左右されないためには、正社員の長時間労働時間の見直しや、子どもの病児保育の整備などの対応が企業・政府に求められるといえよう。

参考文献

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

大石亜希子(2009)「育児休業給付の引き上げと女性の継続就業」2009年度労働経済学コンファレンス報告論文

国立社会保障・人口問題研究所(2007)『第13回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)第I報告書』国立社会保障・人口問題研究所。

佐藤一磨・馬 欣欣(2008)「育児休業法の改正が女性の継続雇用に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズムIV』慶應義塾大学出版会

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, 39-49.

新谷由里子(1999)「出生力に対する公務員の就業環境効果の分析」『人口学研究』第25号

駿河輝和・張建華(2003)「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』No.59, 56-63.

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.

西本真弓・駿河輝和(2002)「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」『日本統計学会誌』Vol.32, No.3.

樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel (1998) 「日米英における育児休業・出産休業制度. と女性就業」、『人口問題研究』、第 53 巻, 第 4 号、49-66.

脇坂 明 (2001) 「仕事と家庭の両立支援制度の分析」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会、pp.195-222.

Baker, M. and K. Milligan (2008) "How Does Job Protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 26, No.4: 655-692.

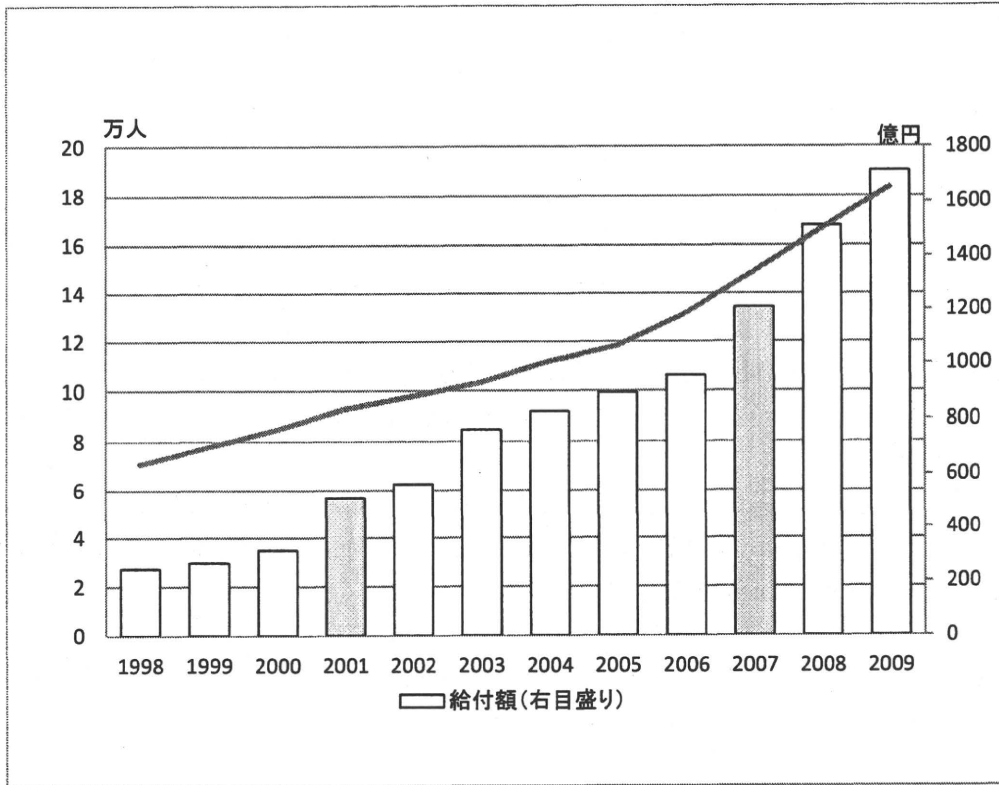
Baum, C. L. II (2003) "The Effect of State Maternity Leave Legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on Employment and Wages," *Labor Economics*, Vol. 10, No. 5, 573-596.

Klerman, J. A. and A. Leibowitz (1997) "Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation," in F. D. Blau and R. G. Ehrenberg (eds.) *Gender and Family Issues in the Workplace*. New York: Russell Sage Foundation

Klerman, J. A. and A. Leibowitz (1999) "Job Continuity among New Mothers," *Demography*, Vol. 36, No. 2, 245-155.

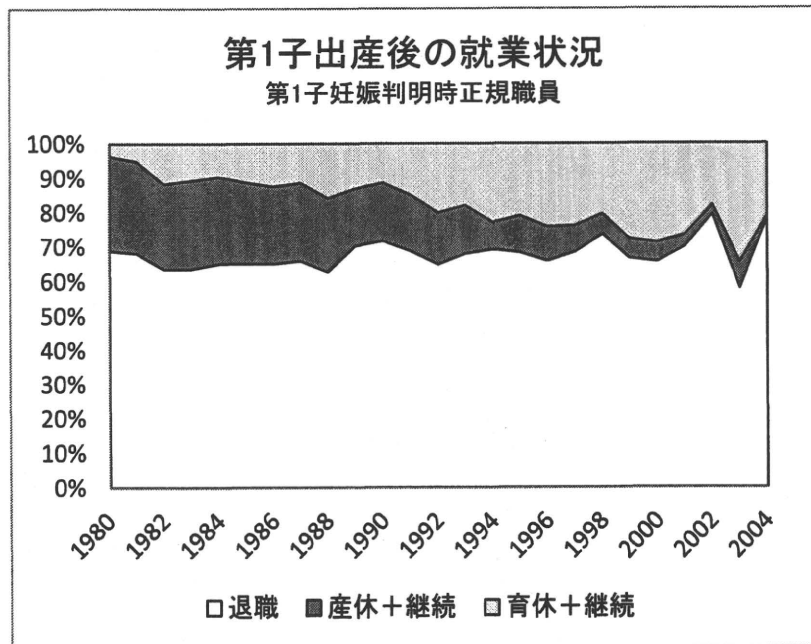
Waldfogel, J. (1999) "The Impact of the Family and Medical Leave Act," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 18, No. 2, 281-302

図1 育児休業給付：初回受給者数および給付額の推移



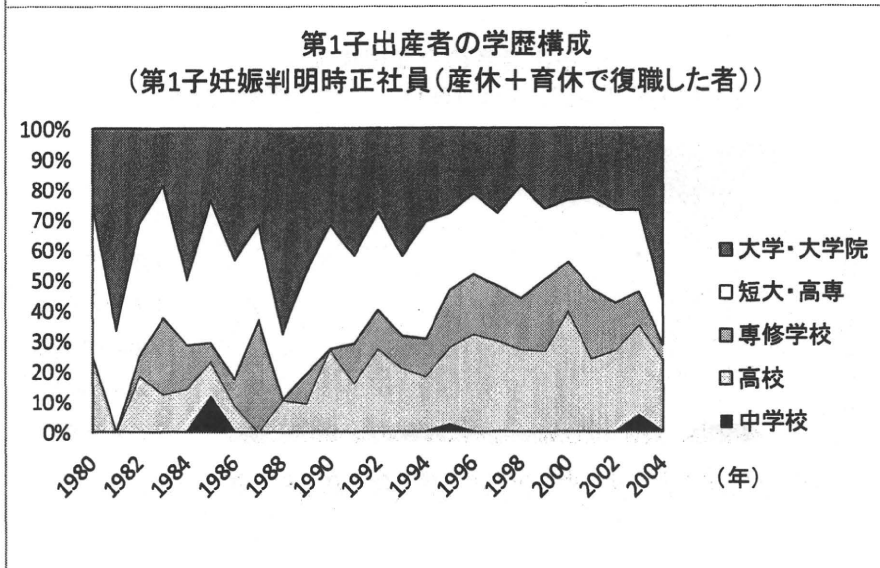
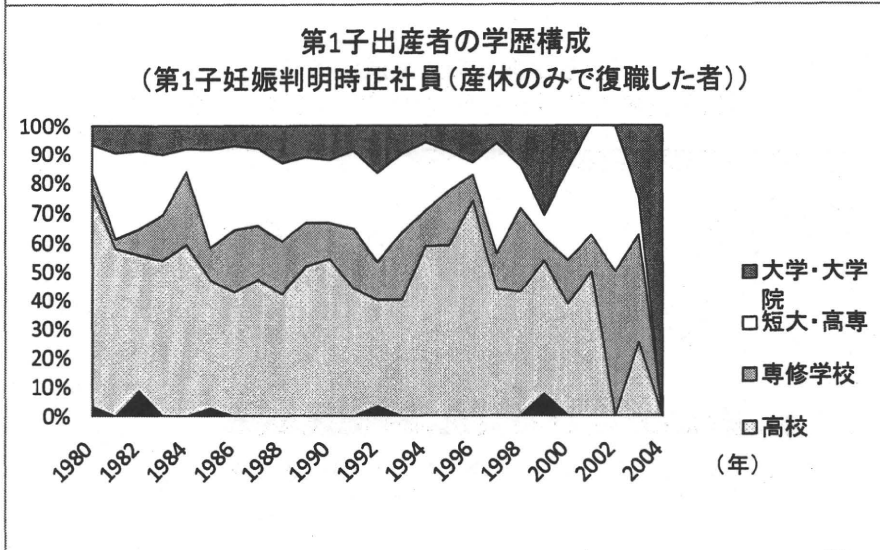
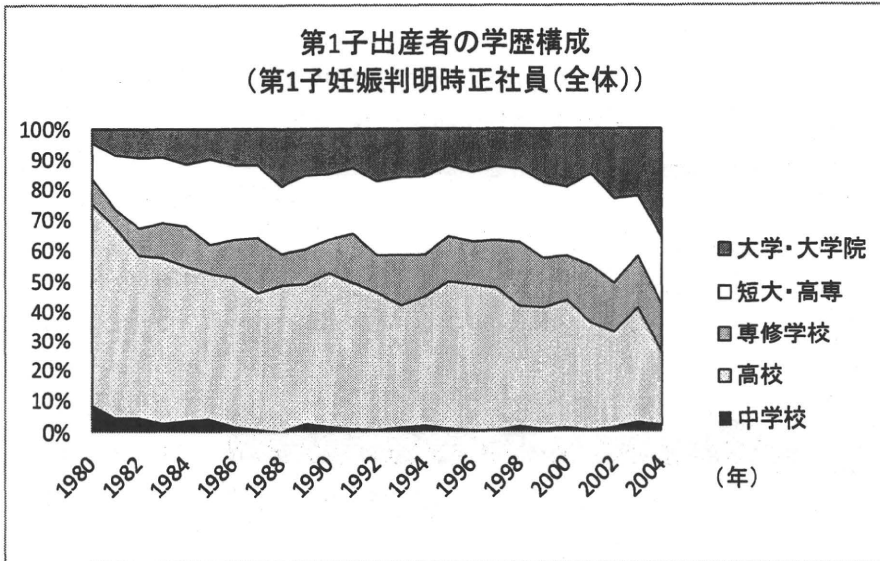
(資料) 厚生労働省「雇用保険事業年報」

図2 第1子出産後の就業継続状況（第1子妊娠判明時正規職員）



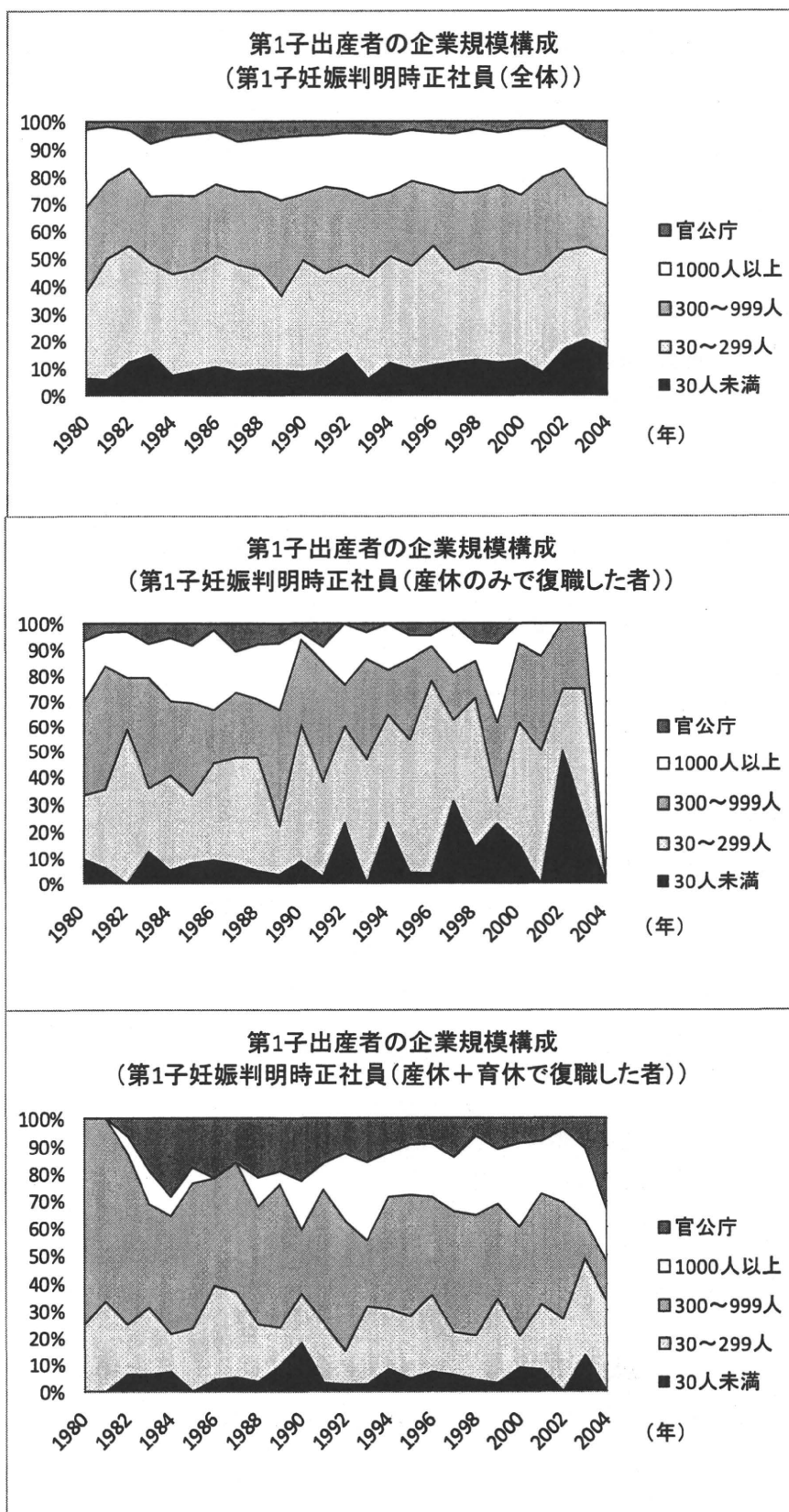
(資料) 国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」に基づき筆者作成。

図3 第1子出産者の学歴構成（第1子妊娠判明時正社員）



(資料) 図2に同じ。

図4 第1子出産者の企業規模構成（第1子妊娠判明時正社員）



(資料) 図2に同じ。

表1 育児休業制度が女性の継続就業に及ぼす影響についての先行研究

論文名	分析方法	サンプル	評価軸	効果
Klerman and Leibowitz (1997)	DDD推定 (差の差の差分)	Public Use Microdata Sample (PAMS) 1980年、1990年	乳幼児の母親の就業率	乳幼児の母親の就業率に対する影響は有意には観察されず
Waldfoegel(1999)		Current Population Survey (CPS)	継続就業率	継続就業率は上昇するが雇用量全体への影響は見られず
Klerman and Leibowitz (1999)		National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)	賃金 継続就業率	有意な影響はみられず 出産前に就業していた女性の60%が出産後も同じ仕事に復職している
Baum(2003)	DDD推定 (差の差の差分)	National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) 1986~94年 1986年において21~28歳が対象者	継続就業率	産休の法制化は新生児の母の継続就業率を1.4~4.2%引き上げる
Baker and Milligan (2008)	OLS	Labor Force Survey (LFS) 1976-90年	雇用 継続就業率	産休法制化の影響は非有意 18週間の産休は女性の継続就業率を6%ポイント引き上げる 18週間の産休は女性の就業率を5%ポイント引き上げる
滋野・大日(1998)	Probit	(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」2年分 (1993年,1994年)の個票	雇用 第1年度に就業し、かつ無配偶だった女性が翌年にも同一企業に就業しているかどうか	勤務先に育児休業制度があることは継続就業確率を8%ポイント高める
樋口・阿部・Waldfoegel(1998)	Probit	(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」2年分 (1993年,1994年)の個票	同一企業への就業継続確率 出産後の時間あたり賃金率	育児休業制度が利用可能な場合、アメリカで23%、イギリスで16%、日本で35%それぞれ継続就業確率が高まる 育児休業制度が利用可能な女性の賃金率はそうでない女性よりも26%高い
駿河・張(2003)	Bivariate probit	(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」1993-98年の個票 有配偶者のみ		勤務先に育児休業制度があることは継続就業確率を高める

妻の属性と就業継続状況

Multinomial probit 推定 1987~2000年出生

	産休+継続(基準:退職)		産休+継続(基準:退職)		産休+継続(基準:退職)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
第1子出生時妻年齢	0.0082 *	(0.0050)	-0.0029	(0.0075)	0.0081 **	(0.0034)
第1子出生時妻年齢×1992~94年出産	-0.0008	(0.0067)	-0.0105	(0.0091)	-0.0012	(0.0046)
第1子出生時妻年齢×1995~00年出産	-0.0023	(0.0060)	0.0061	(0.0081)	-0.0040	(0.0043)
復職時賃金(推計)	-0.0001	(0.0003)	0.0022	(0.0004)		
復職時賃金(推計)×1992~94年出産	0.0000	(0.0004)	-0.0002	(0.0005)		
復職時賃金(推計)×1995~00年出産	-0.0001	(0.0004)	-0.0015	(0.0005)		
短大・高専卒					-0.0167	(0.0253)
短大・高専卒×1992~94年出産					0.0019	(0.0350)
短大・高専卒×1995~00年出産					-0.0240	(0.0349)
大卒以上					-0.0600 *	(0.0315)
大卒以上×1992~94年出産					0.0097	(0.0467)
大卒以上×1995~00年出産					0.0539	(0.0415)
祖母の日常的育児支援あり	0.1663 ***	(0.0207)	0.1448	(0.0316)	0.1648 ***	(0.0206)
祖母の日常的育児支援あり×1992~94年出産	-0.0050	(0.0298)	0.0028	(0.0414)	-0.0019	(0.0298)
祖母の日常的育児支援あり×1995~00年出産	-0.0818 ***	(0.0279)	-0.0243	(0.0377)	-0.0782 ***	(0.0278)
祖母の日常的育児支援あり×1995~00年出産	0.0457	(0.0398)	-0.0962 *	(0.0547)	0.0446	(0.0391)
30~299人	0.0522	(0.0426)	-0.0445	(0.0546)	0.0442	(0.0403)
300~999人	0.0195	(0.0498)	-0.2755 ***	(0.0742)	0.0040	(0.0434)
1000人以上	0.0738	(0.0550)	0.0856	(0.0707)	0.0822	(0.0528)
官公庁	0.0023	(0.1328)	0.1988	(0.1835)	-0.0037	(0.1328)
1992~94年出産	-0.0270	(0.0542)	0.1255 *	(0.0762)	-0.0267	(0.0531)
1992~94年出産×30~299人	-0.0251	(0.0582)	0.1620 **	(0.0767)	-0.0199	(0.0544)
1992~94年出産×300~999人	-0.0622	(0.0679)	0.2597 ***	(0.0964)	-0.0554	(0.0592)
1992~94年出産×1000人以上	-0.0620	(0.0825)	0.1761 *	(0.1033)	-0.0649	(0.0800)
1992~94年以降出産	0.0656	(0.1251)	0.1720	(0.1676)	0.0624	(0.1228)
1995年以降出産	-0.0387	(0.0496)	0.1239 *	(0.0651)	-0.0393	(0.0488)
1995年以降出産×30~299人	-0.0725	(0.0540)	0.2058 ***	(0.0655)	-0.0713	(0.0513)
1995年以降出産×300~999人	-0.0646	(0.0632)	0.3794 ***	(0.0840)	-0.0629	(0.0556)
1995年以降出産×1000人以上	-0.0053	(0.0798)	0.2965 ***	(0.0915)	-0.0179	(0.0772)
1995年以降出産×官公庁						

標本数	2867	2867
Wald chi ²	658.64	662.79
対数尤度	-2040.126	-2022.84

(注) ***, ** * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。
 学歴の基準カテゴリーは中卒、企業規模の基準カテゴリーは30人未満。
 第1子妊娠判明時に正社員であって、1987~2000年に第1子を出生した妻について。

表2 推計結果

II-4. 子どもを持たない有配偶有業女性の特徴

永瀬 伸子

1. はじめに

本稿の目的は、子どもを持たない結果となっている有配偶女性について分析することである。もちろん、年齢や希望によって、まだ持っていない女性と、おそらく生涯持たないであろう女性がいるだろう。しかし全般には子どもを持たない有配偶女性は、少しずつ上昇する傾向がある。そこで、2節で使用データを紹介した後に、3節では子どもを持たない有配偶女性は、どのような特徴があるのか、結婚年齢や自分の望むライフコース、子どもを持つ意欲、夫婦の年収などについて、子どものいる女性と差があるかどうかを比較した。望ましいと思うライフコースについて、子どものいる女性といない女性とではあまり差はなかった。4節では、子どもを持つ意欲が年齢とともにどのように推移するかを示した。全般に年齢が高くなるほど、子どもを持つ意欲は下がる。5節は不妊の問題である。現在子どもがいない有配偶女性は、不妊を最大の問題としてあげていた。6節は子どものいる夫婦といない夫婦の夫婦満足度の比較である。望ましいライフコースは子どもと仕事の両立と多くの女性が述べているにもかかわらず、子どものいない女性の方が、夫婦満足も生活全般満足も高いものであった。なお本稿は、現在有業の女性（有業の子どもがいない女性と、有業の12歳以下の子どもがいない女性）の比較に限られている。このため現在有業者に限っては、という比較である点に留保が必要である。7節は結語である。

2. データについて

文部科学省委託近未来の課題解決に向けた実証的社会科学事業（代表 永瀬伸子）として、お茶の水女子大学において2010年2月に実施されたWEB調査を利用する。このデータは25-45歳、有配偶有業女性とし、3分の1は子どもがいない女性、3分の2は、子どもが12歳以下の女性として割り当てた。地域は、東京都、埼玉県、神奈川県、千葉県で50%、残りを北陸地方と東海地方とした。つまり、25-45歳層にあって子どものいない有配偶女性と、子どもが12歳以下（まだ未就学か学齢期にある女性）を対比できる点がこのデータの特徴である。2213の有効回答を得た。

データは、現在専業主婦である者は除いていること、子どもが13歳以上が除かれていることから、30歳代半ばが多いデータとなっている。しかし無業経験のある者は含まれている。正社員の割合を見ると、卒業時は82%、結婚時は69.8%、第1子出産前は57.3%（9.7%が無業）第1子出産1歳時は34.5%（41%が無業）、現在は38.1%であり、現在専業主婦を含む調査よりもやや正社員比率が高いものとなっている。また有子夫婦は、妻の年齢が25-27歳で43.1%、28-29歳で53.9%、30-31歳で60.8%と年齢とともに増え、34-35歳で75.6%と最大となる。41歳まではほぼ7割が有子であるが、42-43歳、44-45歳では、再び5割近くに下落する。若く、まだ子どもを持たない夫婦、および、結果的に子どもを持つことがなく、出産年齢がほぼ過ぎた夫婦で無子夫婦は構成されている。