

③他の子どもとの関係

他の子どもとの関係についても、前節図表6のカテゴリ一別に都市規模の効果を見た(図表13)。「第3子以上、次の子供なし」で有意水準が1%になる以外、他はすべて有意水準0.1%で都市規模の差が見出される。

図表13 調査対象児のきょうだい順位と3歳半までの次子の有無 × 再就労時の都市規模 × 再就労タイミング

再就労時の住所地の都市規模	再就労タイミング(育休は就労に含まず)					合計	
	6ヶ月	1歳半	2歳半	3歳半	3歳半時 も無職		
第1子、 次の子供 なし	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	245 10.3%	471 19.8%	200 8.4%	187 7.9%	1279 53.7%	2382 100.0%
	その他の市	715 12.8%	1218 21.9%	478 8.6%	491 8.8%	2666 47.9%	5568 100.0%
	町村(郡部)	247 17.5%	355 25.1%	175 12.4%	157 11.1%	480 33.9%	1414 100.0%
	合計	1207 12.9%	2044 21.8%	853 9.1%	835 8.9%	4425 47.3%	9364 100.0%
第2子、 次の子供 なし	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	315 11.7%	408 15.2%	150 5.6%	203 7.5%	1616 60.0%	2692 100.0%
	その他の市	1049 14.3%	1333 18.2%	559 7.6%	684 9.3%	3712 50.6%	7337 100.0%
	町村(郡部)	441 20.5%	491 22.8%	248 11.5%	232 10.8%	743 34.5%	2155 100.0%
	合計	1805 14.8%	2232 18.3%	957 7.9%	1119 9.2%	6071 49.8%	12184 100.0%
第3子以 上、次 の子供 なし	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	138 18.0%	105 13.7%	43 5.6%	77 10.0%	404 52.7%	767 100.0%
	その他の市	503 19.7%	433 17.0%	204 8.0%	289 11.3%	1124 44.0%	2553 100.0%
	町村(郡部)	270 26.4%	212 20.8%	103 10.1%	106 10.4%	330 32.3%	1021 100.0%
	合計	911 21.0%	750 17.3%	350 8.1%	472 10.9%	1858 42.8%	4341 100.0%
第1子、 次の子供 あり	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	140 7.0%	292 14.5%	81 4.0%	121 6.0%	1378 68.5%	2012 100.0%
	その他の市	618 10.6%	979 16.8%	200 3.4%	385 6.6%	3662 62.7%	5844 100.0%
	町村(郡部)	301 16.0%	372 19.7%	95 5.0%	152 8.1%	967 51.2%	1887 100.0%
	合計	1059 10.9%	1643 16.9%	376 3.9%	658 6.8%	6007 61.7%	9743 100.0%
第2子、 次の子供 あり	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	53 12.0%	50 11.4%	20 4.5%	18 4.1%	299 68.0%	440 100.0%
	その他の市	221 15.9%	240 17.3%	60 4.3%	83 6.0%	787 56.6%	1391 100.0%
	町村(郡部)	104 20.9%	110 22.1%	30 6.0%	34 6.8%	220 44.2%	498 100.0%
	合計	378 16.2%	400 17.2%	110 4.7%	135 5.8%	1306 56.1%	2329 100.0%
第3子以 上、次 の子供 あり	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	50 26.5%	28 14.8%	3 1.6%	14 7.4%	94 49.7%	189 100.0%
	その他の市	179 26.5%	120 17.8%	37 5.5%	50 7.4%	289 42.8%	675 100.0%
	町村(郡部)	101 35.1%	44 15.3%	25 8.7%	25 8.7%	93 32.3%	288 100.0%
	合計	330 28.6%	192 16.7%	65 5.6%	89 7.7%	476 41.3%	1152 100.0%

第1子・次子無: CramerのV=0.090、有意水準1% 第2子・次子無: CramerのV=0.117、有意水準0.1% 第3子以上・
子無: CramerのV=0.102、有意水準0.1% 第1子・次子有: CramerのV=0.089、有意水準0.1% 第2子・次子有: Cramerの
V=0.110、有意水準0.1% 第3子以上・次子有: CramerのV=0.108、有意水準1%

④世帯構成・保育者

世帯構成については、核家族世帯と三世帯世帯の中では都市規模の効果は消えないが、ひとり親世帯では都市規模効果は有意にならない。つまり、ひとり親世帯では、都市規模に関わり無く、就労タイミングが早くなっている（図表14）。

6ヶ月時・3歳半時のふだんの保育者に祖父母が含まれるか否か、3歳半時のふだんの保育者に保育士等（幼稚園を除く）が含まれるか否かで分けた場合も、都市規模効果は消えなかった（図表略）。

図表14 6ヶ月時世帯構成 × 再就労時の都市規模 × 再就労タイミング

		再就労タイミング(育休は就労に含まず)					合計
		6ヶ月	1歳半	2歳半	3歳半	3歳半時 も無職	
核家族 世帯	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	744	1170	427	538	4554	7433
		10.0%	15.7%	5.7%	7.2%	61.3%	100.0%
	その他の市	2108	3297	1157	1513	10274	18349
		11.5%	18.0%	6.3%	8.2%	56.0%	100.0%
	町村(郡部)	675	931	425	459	2006	4496
		15.0%	20.7%	9.5%	10.2%	44.6%	100.0%
	合計	3527	5398	2009	2510	16834	30278
		11.6%	17.8%	6.6%	8.3%	55.6%	100.0%
三世帯 世帯	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	149	145	49	67	461	871
		17.1%	16.6%	5.6%	7.7%	52.9%	100.0%
	その他の市	1049	918	338	440	1850	4595
		22.8%	20.0%	7.4%	9.6%	40.3%	100.0%
	町村(郡部)	743	610	241	236	793	2623
		28.3%	23.3%	9.2%	9.0%	30.2%	100.0%
	合計	1941	1673	628	743	3104	8089
		24.0%	20.7%	7.8%	9.2%	38.4%	100.0%
ひとり 親世帯 (祖父 母同居 含む)	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	42	40	17	12	49	160
		26.3%	25.0%	10.6%	7.5%	30.6%	100.0%
	その他の市	132	97	40	31	89	389
		33.9%	24.9%	10.3%	8.0%	22.9%	100.0%
	町村(郡部)	46	36	10	8	30	130
		35.4%	27.7%	7.7%	6.2%	23.1%	100.0%
	合計	220	173	67	51	168	679
		32.4%	25.5%	9.9%	7.5%	24.7%	100.0%

核家族世帯: CramerのV=0.075、有意水準1% 三世帯世帯: CramerのV=0.103、有意水準0.1% ひとり親世帯: CramerのV=0.072、有意水準0.1%

⑤夫の収入

夫の収入が0円の場合は都市規模の効果は消えるが、それ以外は有意差(有意水準0.1%)が見られる(図表略)。

3-2 属性の効果で再就労タイミングへの都市規模効果は消えるか①

—重回帰分析による検証—

第2節及び3-1で取り上げた属性を独立変数、就労タイミングを従属変数として重回帰分析を行った。

【独立変数】

- ①職業 出産1年前の従業上の地位：常勤／パート／自営業のダミー変数
- ②学歴：中学卒／短大卒／大学大学院卒のダミー変数
- ③他の子どもとの関係：3歳半までに子どもが増えた場合のダミー変数、調査対象児が第1子である場合のダミー変数
- ④世帯構成・保育者：6ヶ月時のふだんの保育者に祖父母が含まれる場合のダミー変数、3歳半時のふだんの保育者に保育士等（幼稚園除く）が含まれる場合のダミー変数、6ヶ月時がひとり親世帯の場合のダミー変数
- ⑤父の就労収入：金額の実数値（単位は万円）ただし2001万円以上は外れ値として除外
- ⑥都市規模：再就労時に政令指定都市在住／再就労時に町村在住のダミー変数

【従属変数】

再就労タイミング：6ヶ月を0.5、1歳半を1.5…と年数に換算した値。3歳半時に無職の場合は4.5とした。

図表15 重回帰分析 都市規模投入なし^a

	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	共線性の統計量	
	B	標準誤差	ベータ			許容度	VIF
1 (定数)	3.884	.017		234.845	.000		
出産1年前の従業上の地位 常勤	-1.133	.016	-.336	-72.014	.000	.651	1.537
出産1年前の従業上の地位 パート	-.733	.018	-.173	-40.846	.000	.791	1.264
出産1年前の従業上の地位 自営業・家業	-2.424	.031	-.307	-78.770	.000	.934	1.071
母親学歴 中学	-.145	.030	-.019	-4.916	.000	.956	1.046
母親学歴 短大	.080	.015	.022	5.516	.000	.906	1.104
母親学歴 大学・大学院	-.115	.018	-.026	-6.468	.000	.893	1.119
3歳半までの子供増	.174	.014	.052	12.851	.000	.864	1.157
調査対象児が第1子か	.499	.014	.158	35.539	.000	.717	1.395
6ヶ月時のふだんの保育者 (祖父母)	-.495	.015	-.129	-33.760	.000	.966	1.036
3歳半時のふだんの保育者 (保育士等、幼稚園含まず)	-1.385	.013	-.415	-103.220	.000	.877	1.140
6ヶ月時 ひとり親世帯(祖 父母同居含む)	-.339	.047	-.028	-7.227	.000	.965	1.036
父の就労収入(金額)	.000	.000	.052	13.190	.000	.898	1.113

a. 従属変数: 再就労タイミング月数(育休は就労に含まず)

結果は図表15のとおりである。決定係数（調整済みR²）は0.470である。標準化係数βの絶対値が大きいのは出産1年前の従業上の地位、調査対象児が第1子か否か、6ヶ月時のふだんの保育者に祖父母が含まれるか否か、3歳半時のふだんの保育者に保育士等が含まれるか否かである。

次に、独立変数に6ヶ月時の住所地の都市規模のダミー変数（その他の市が基準）を加えて、重回帰分析を行った結果が図表16である。決定係数（調整済みR²）はほぼ変わら

ず同じく 0.471 である。標準化係数や共線性の許容度はほとんど変化しない。政令指定都市在住ダミー変数の有意確率は 1%水準、町村（郡部）在住ダミー変数の有意確率は 0.1%水準である。

図表 16 重回帰分析 都市規模投入あり^a

	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	共線性の統計量	
	B	標準誤差	ベータ			許容度	VIF
1 (定数)	3.890	.017		-227.352	.000		
出産1年前の従業上の地位 常勤	-1.130	.016	-.335	-71.821	.000	.650	1.539
出産1年前の従業上の地位 パート	-.733	.018	-.173	-40.824	.000	.791	1.264
出産1年前の従業上の地位 自営業・家業	-2.421	.031	-.306	-78.670	.000	.933	1.071
母親学歴 中学	-.148	.029	-.019	-5.011	.000	.956	1.046
母親学歴 短大	.077	.015	.021	5.263	.000	.904	1.106
母親学歴 大学・大学院	-.124	.018	-.028	-6.921	.000	.888	1.127
3歳半までの子供増 調査対象児が第1子か	.178	.014	.053	13.163	.000	.862	1.160
6ヶ月時のふだんの保育者 (祖父母)	-.486	.015	-.127	-32.989	.000	.955	1.047
3歳半時のふだんの保育者 (保育士等、幼稚園含まず)	-1.378	.013	-.412	-102.278	.000	.870	1.150
6ヶ月時 ひとり親世帯(祖 父母同居含む)	-.346	.047	-.028	-7.378	.000	.965	1.037
父の就労収入(金額)	.000	.000	.050	12.578	.000	.889	1.124
再就労時の住所地の都市 規模 政令指定都市	.046	.015	.012	3.088	.002	.920	1.087
再就労時の住所地の都市 規模 町村(郡部)	-.068	.016	-.017	-4.246	.000	.914	1.094

a. 従属変数: 再就労タイミング月数(育休は就労に含まず)

以上、3-1と3-2の結果からは、都市規模が再就労タイミングに与える効果は、それぞれの属性単独でも、いくつかの属性の複合でも消えないと考えられる。

3-3 狭義の再就労タイミングへの都市規模効果は消えるか

なお、注2でも触れたように、3歳半時も無職の人をカテゴリーとして同列に扱うことは、「タイミング」という発想にそぐわない面もある。就労を考えているかどうかのみが効いていて、時期の早さは関連が無い可能性がある。そのため、上記カテゴリーから「3歳半時も無職」を除いた場合、即ち現在就労復帰している人のみ（以下、「狭義の再就労タイミング」と呼ぶ）で、都市規模の効果を検討してみた。それでもやはり、有意水準 0.1%で、都市規模による差が見られた（図表 17）。即ち、都市規模が小さいほど6ヶ月時に就労している比率が高く、3歳半時に初めて就労復帰する率は低い。ただし、Cramer の V は 0.034 とかなり小さい。

図表17 再就労時の住所地の都市規模と狭義の再就労タイミング

	再就労タイミング(育休は就労に含まず)				合計	
	6ヶ月	1歳半	2歳半	3歳半		
再就労 時の住 所地の 都市規 模	政令指定都市(13 大都市/14大都市)	945 27.6%	1357 39.7%	498 14.6%	620 18.1%	3420 100.0%
	その他の市	3308 29.6%	4333 38.8%	1545 13.8%	1988 17.8%	11174 100.0%
	町村(郡部)	1475 33.1%	1589 35.7%	680 15.3%	706 15.9%	4450 100.0%
		合計	5728 30.1%	7279 38.2%	2723 14.3%	3314 17.4%

CramerのV=0.034、有意水準0.1%

狭義の再就労タイミングの場合は、属性別に集計しても都市規模の効果が残る場合は、かなり限られてくる。3-1で取り上げた属性のうち、カイ二乗検定で有意水準0.1%で効果が残るのは、出生1年前の従業上の地位が常勤の場合、2歳半時の職種が事務職の場合、学歴が高校卒の場合、調査対象児が第1子かつ3歳半までに次の子どもが増えた場合、6ヶ月時にふだんの保育者に祖父母が含まれている場合であった。3歳半時の保育者に保育士等が含まれているか否かについては、含まれていてもいなくても都市規模の効果が見られた。

3歳半までの時点では、都市規模の効果は、仕事復帰を果たした人の中での早さ/遅さにはそこまで強い効果を持たず、むしろ仕事復帰を果たすか否かに強い効果を持っていることいえよう。

4. まとめと課題

本稿の分析で見出されたことを以下にまとめる。

- ①3歳半までにおよそ半分の母親は仕事に復帰した経験を持つ。復帰のタイミングとしては、1歳半までが多い。
- ②出産1年前に自営業・家業の人は、群を抜いて復帰が早く、無職だった人は無職継続中が多い。出産1年前に常勤だった人とパートだった人では、6ヶ月の時点では差が無いが、1歳半時点で復帰する人が常勤の人に多い。結果として「3歳半時も無職」の人は、常勤の方が少なくなる。
- ③出産前も出産後も常勤の人は、ほとんどが1歳半までに仕事に復帰しているが、パートからパートの人は再就労のタイミングがより遅く、常勤からパートに変わった人はそれ以上に遅い。
- ④2歳半時までに就労した人のうち特に復帰が早いのは、2歳半時の職種が管理職、農林漁業職の人である。常勤に限った場合は、管理職・サービス職・生産行程労務職において、4割以上が6ヶ月の時点で仕事に復帰している。

- ⑤中学卒・高校卒・短大卒の間では、概ね中学卒の復帰が早く、短大卒の復帰が遅く、高校卒がおおよそ中間である。大学・大学院卒は、仕事に復帰する人は常勤として就業する場合が多く、育休取得期間も長いために、1歳半での復帰が多いが、一方で、3歳半時無職も短大卒の次に多い。
- ⑥調査対象児の出生後に子どもが増えている場合、基本的には就労復帰は遅れる。ただし、調査対象が第3子以上で子どもが増えた場合は、他のどのカテゴリーよりも6ヶ月での就労が多く、3歳半時の無職率が低い、即ち復帰が早い。
- ⑦調査対象の子どもが第1子の場合、6ヶ月よりも1歳半での復帰が多い。
- ⑧核家族世帯より三世帯世帯、三世帯世帯よりひとり親世帯の就労が早い。6ヶ月時のふだんの保育者に祖父母が含まれるケースは、6ヶ月での就労復帰が多い。
- ⑨3歳半時に母が職についている場合、約2/3のケースでふだんの保育者に保育士等が含まれている。
- ⑩夫（子の父親）の収入は、1000万円以上の場合を除いて、ほぼ線型の効果を妻（子の母親）の仕事復帰のタイミングに及ぼしている。
- ⑪3歳半までに仕事に戻る割合は都市規模が小さい方が高く、またその時期も早い。
- ⑫再就労タイミングに与える都市規模の効果が、本稿で扱った他の属性によって消えることは少ない。有意差が消えるのは、ひとり親世帯の場合・夫の収入が0円の場合のみである。
- ⑬本稿で扱った属性を独立変数とし、再就労タイミングを従属変数として重回帰分析を行うと、標準化係数 β の値が大きいのは出産1年前の従業上の地位と、3歳半時のふだんの保育者に保育士等が含まれる場合とである。
- ⑭都市規模が再就労タイミングに与える効果は、それぞれの属性単独との掛け合わせでも、いくつかの属性の複合でも消えない。
- ⑮「3歳半時も無職」を除いた場合、即ち現在就労復帰している人のみの「狭義の再就労タイミング」にも、都市規模による差が見られた。ただし、属性別に集計しても都市規模の効果が残る場合は、かなり限られてくる。即ち、出生1年前の従業上の地位が常勤の場合、2歳半時の職種が事務職の場合、学歴が高校卒の場合、調査対象児が第1子かつ3歳半までに次の子どもが増えた場合、3歳半時にふだんの保育者に祖父母が含まれている場合であった。3歳半時のふだんの保育者に保育士等が含まれているか否かは、いずれの場合も優位だった。
- ⑯3歳半までの時点では、都市規模の効果は、仕事復帰を果たした人の中での早さ／遅さにはそこまで強い効果を持たず、むしろ仕事復帰を果たすか否かに強い効果を持っている。

クロス集計を中心とした今回の予備的分析では、再就労タイミングの違いに影響する諸属性を確認したが、都市規模による再就労タイミングの差がどのようなメカニズムに起因するかの特定には至らなかった。重回帰分析の結果からは、都市規模の差は今回検討した

属性に部分的には包含されるように読めるが、逆に言えば、包含され尽くしてはいない。来年度の検討課題としたい。

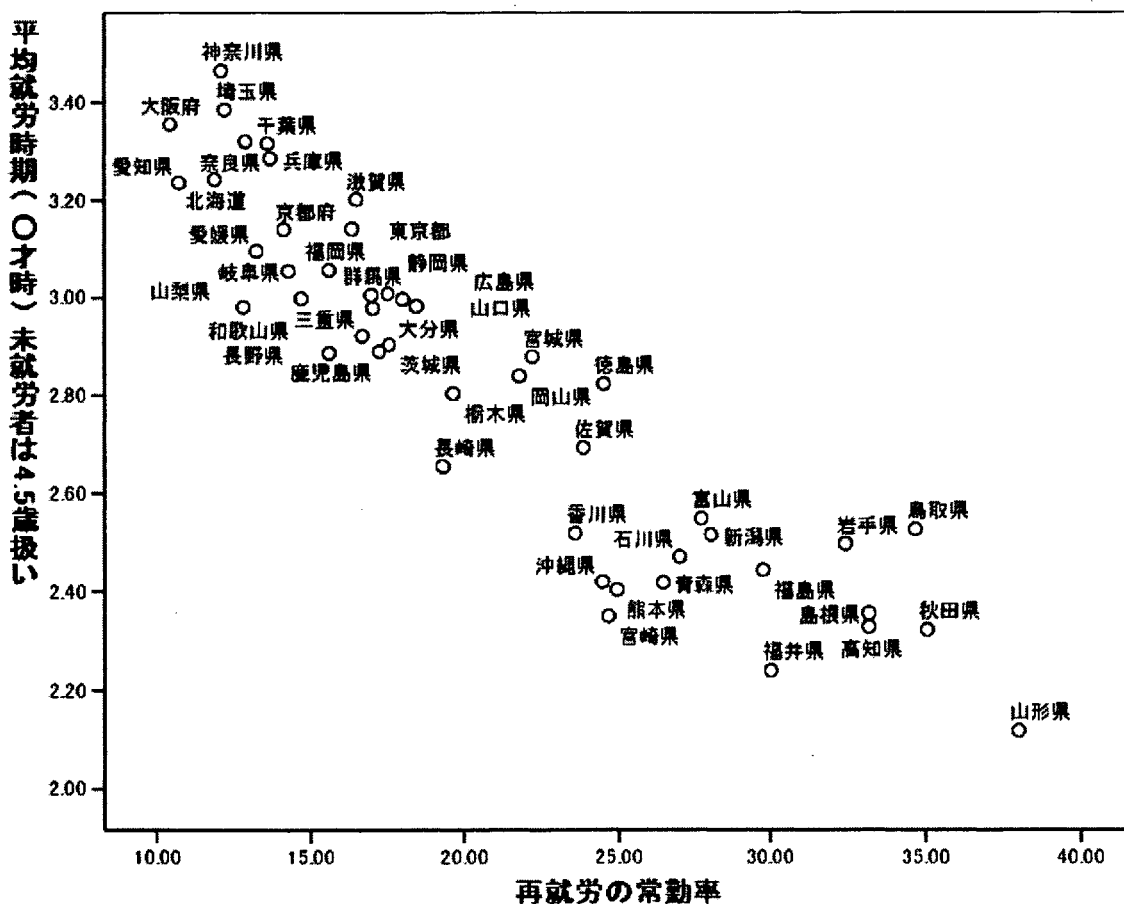
なお、今年度の分析途中で萌芽的に見えてきた課題を最後に述べておく。

郡部（＝町村部）では、再就労時の常勤職の割合が多く、再就労の時期も早く、3歳半時まで就業復帰したことがない人の割合が低い。例えば、再就労時の地位が常勤である比率と、就労タイミングの平均値を県ごとに散布図に落としてみても、大都市の含まれる都道府県と含まれない県がきれいに線型に位置する（図表 18）。ただし、この結果のみで、単純に郡部は出産後も仕事をしやすい環境がある、とは結論できない。

再就労時の従業上の地位が常勤の人の平均育休取得期間（取得しなかった場合は 0 ヶ月とする）を比較すると、13 大都市は平均 6.14 ヶ月であるのに対して、郡部は 5.18 ヶ月であり、T 検定で 0.1%水準の有意差がある。

また、再就労時の従業上の地位が「常勤」の人の、2歳半時の職種の分布で、都市規模間で比較的大きな違いがあるのは、事務職の比率と生産行程の労務職比率である。前者は都市規模が大きいほど多く（13 大都市で再就労時常勤の人の 36.6%、郡部で同 29.4%）、後者は小さいほど多い（13 大都市で同 0.9%、郡部で同 9.7%）。

図表 18 都道府県別、就労タイミング別にみた再就労時の常勤職割合



常勤の生産行程労務職は、管理職・サービス職に次いで仕事復帰が早い。また、郡部の常勤事務職は、常勤内での比率は上述のように13大都市に比べて小さいが、就労時期は有意に早い。育休も13大都市に比べて有意に短い。つまり、郡部では、常勤の生産行程職が多いため、また事務職の仕事復帰が早いため、再就労の早い人が多くなっている可能性がある。郡部では、常勤でありながらも、育休がとれない、仕事をせざるを得ない働き方が含まれている可能性がある。

郡部の仕事復帰のタイミングが早いことと、そのことをどう評価するかとは、独立の問題であり、後者は別途分析を要する。後者は価値判断を伴ってくる可能性もあるが、その前段として、それぞれの働き方のカテゴリーの中身が都市規模によって微妙にずれている可能性には客観的に分け入ることができるかもしれない。さらに複雑な課題である。

【引用文献】

厚生労働省大臣官房統計情報部（2004）『出生前後の就業変化に関する統計 人口動態統計特殊報告』財団法人厚生統計協会。

嶋崎尚子（2001）「夫婦の就業構造の地域特性」嶋崎尚子編『家族と生活についての全国調査報告書（NFR98）No.2-7 家族と職業』日本家族社会学会・全国家族調査（NFR）研究会、p1-23。

(2) 出産後再就労のタイミングと促進要因のイベントヒストリー分析

西野 淑美

1. 問題設定

女性たちは出産後、いつ頃仕事に復帰するのか、またどのような属性によって再就労の早さに違いが出るのか。属性による差の構造は、都市規模によって違うのだろうか。

昨年度は、このような問題関心のもとで、クロス表中心の予備的分析を行い、町村（郡部）において、就労への復帰が早いように見えることは見出した。しかし、まだ復帰していないがこれから就労する可能性を持つ人が多いこと、脱落などを適切に扱う必要があること、また世帯構成・居住地・弟妹の出生など時間に依存して変動する変数を年ごとに追えるパネル調査の利点を生かしたいことから、イベントヒストリー分析（ハザード分析・生存時間分析・サバイバル分析とも呼ばれる）を行う必要があると考え、実施した。

本稿の問題設定と方法論に近い研究として、平尾桂子による、女性の職業継続の規定要因に関するハザード分析（平尾 2005a）や、結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析（平尾、2005b）がある。いずれも回顧法ではあるが、前者の研究では結婚コーホート別に就業継続に影響を及ぼす諸属性を精査している。後者の研究では、職業経歴・家族経歴のデータを用いることで、高学歴女性が結婚や出産を機にいったん退職すると他の学歴層に比べて再就職しにくいとのこれまでの指摘を、夫の収入効果との関係でより細かく検証している。本稿の分析を進めるに当たって、これらの研究に多く学んだ。

2. 方法

用いるデータは、21世紀出生児縦断調査の第1-5回目のデータである。調査の対象児の母親のうち、対象児を出産後に t 時点で再就労していない人が、 $t+1$ 時点で再就労している状態に移行する確率（のロジット）を求め、移行に影響を与えている要素を検証した。

対象児を出産した月をリスク開始の起点時間とし、出産後に初めて職に就いた時点イベント発生時点とする。今回の分析では、「再就労」とは出産後初めて職に就いた時点を指しているため、出産前と同じ仕事への復帰とは限らないことと、その後に離職する可能性もあることには留意してほしい。最新の調査時点、つまり対象児が4歳6ヶ月になる時点までに再就労しなかった場合は、打ち切りとした。また、脱落した回があったケースは、最初の脱落時点で観察打ち切りとした。使用変数は表1で示した通りである。

まず Kaplan-Meier 法により、累積生存確率、即ちこの場合は「再就労しない確率」を、各属性グループごとに比較した（第3節）。続いて、離散時間ロジットモデルによる分析を行った（第4節）。具体的には、データは、STATA の `stsplot` コマンドを用い

表1 使用した変数の概要

	全体	出産1年前に母が 有職の場合のみ	再就労時都市規模別		郡部
	n=47015	n=25438	13(14)大都市 n=10164	その他の都市 n=28445	n=7928
■被説明変数					
再就労タイミング (対象児年齢)					
6ヶ月	20.2	29.5	16.4	19.1	27.6
1歳6ヵ月	20.3	26.8	17.5	19.8	24.7
2歳6ヶ月	8.7	7.6	8.0	8.3	11.5
3歳6ヶ月	8.8	7.1	8.1	8.7	10.3
4歳6ヶ月	5.8	4.4	5.0	6.4	5.0
4歳6ヶ月までには再就労していない・不詳他	36.2	24.6	45.0	37.6	21.0
■説明変数					
出産1年前の母職 (%)					
無職・学生	45.2	?	48.8	45.8	37.3
常勤	32.1	58.5	28.6	32.0	37.6
パート・バイト・内職	18.4	33.5	18.4	18.3	18.5
自営	4.3	7.9	4.1	3.9	6.4
再就労時/センサー時の都市規模 (%)					
13(14)大都市	21.8	20.3	?	?	?
その他の都市	61.1	60.3	?	?	?
町村(郡部)	17.0	19.4	?	?	?
母親の最終学歴 (%)					
中学(中学卒業後専門・専修学校含む)	5.5	4.9	5.4	5.5	5.7
高校	39.3	38.0	32.1	39.8	47.2
高校卒業後専門・専修学校	17.8	19.9	18.2	17.6	18.4
短期大学	23.5	22.4	25.3	24.0	19.7
大学・大学院	13.8	14.8	19.1	13.2	9.0
第1子が生まれた時の母年齢(歳)	28.58	29.11	29.21	28.54	27.95
第1子が生まれた年(西暦)	1999.14	2000.11	1999.22	1999.19	1998.83
この5年間に自治体を越える転居をしたか(該当者の%)	26.6	26.3	27.4	23.9	35.5
三世代家族比率 (%)					
第1回調査	20.5	22.6	10.6	19.9	35.6
第2回調査	19.7	21.9	10.2	19.3	34.0
第3回調査	19.0	21.1	9.8	18.5	33.0
第4回調査	18.4	20.2	9.8	17.9	31.5
第5回調査	17.3	19.1	9.5	17.0	29.4
ひとり親家族比率 (%)					
第1回調査	2.3	2.5	2.4	2.2	2.2
第2回調査	2.8	3.1	2.8	2.7	2.9
第3回調査	3.7	4.1	3.4	3.7	4.0
第4回調査	4.4	5.0	4.2	4.3	4.8
第5回調査	5.1	5.7	4.9	5.0	5.8
ふだんの保育者に祖父母が含まれるか(該当者の%)					
第1回調査	21.5	25.7	15.0	21.2	31.3
第2回調査	25.3	31.1	17.7	25.3	35.9
第3回調査	23.8	28.7	17.0	23.7	33.5
第4回調査	21.4	25.9	15.3	21.5	29.1
第5回調査	20.4	24.8	14.9	20.5	28.1
この5年間に子どもが増えたか(該当者の%)					
第1回→第2回調査	3.8	4.6	3.4	3.6	5.1
第2回→第3回調査	13.8	17.0	12.4	14.3	14.5
第3回→第4回調査	11.5	14.1	11.3	11.7	11.1
第4回→第5回調査	7.1	8.8	7.1	7.4	6.3
きょうだい数 (平均人数)					
第1回調査	0.69	0.48	0.62	0.68	0.78
第2回調査	0.72	0.52	0.65	0.72	0.83
第3回調査	0.88	0.71	0.79	0.88	0.99
第4回調査	1.01	0.87	0.92	1.01	1.11
第5回調査	1.09	0.97	1.00	1.09	1.19
父の収入5分位 (第I分位=1、第II分位=2…とした平均)					
第1回調査	3.02	2.79	3.34	3.01	2.62
第2回調査	3.01	2.82	3.35	2.99	2.59
第4回調査	3.15	2.97	3.51	3.14	2.70
第5回調査	2.94	2.76	3.35	2.92	2.45

※無回答は除いて集計

て、各観測時点（＝調査のあった月）における人・月のレコード（パーソンペリオドデータ）に組みなおした。また、各回で値が変わり、かつ各回の値を追える変数については、時間依存変数として組みなおした。得られたパーソンペリオドデータに対してロジスティック回帰分析を行うことにより、（１）全ケース、（２）出産１年前に母親が有職だった場合、（３）出産１年前に母親が有職だった場合を再就労／センサー時の都市規模別に、それぞれ実行した。方法については、（山口、2001・2002）、（森泉・直井、2005）、（筒井他、2007）などを参照した。

3. 属性による累積生存確率の違い

まず、 Kaplan・マイヤー法により、各属性を概観する。累積生存確率（再就労しない確率）を求め、各属性グループごとに比較した図が、図 1-1 から図 1-12 である。

全体としては、出産から 4 年 6 ヶ月後までに、6 割以上の母親が再就労を経験している（そのあと離職したケースも含まれている）。出産 1 年前に職についていた場合は、子どもが 1 歳 6 ヶ月の時点で約 5 割が再就労し、4 歳 6 ヶ月までにはその割合は 7 割に及ぶ（以上図 1-1）。

再就労率の違いがもっとも大きく表れるのは、出産 1 年前の従業上の地位の差である。その時点で無職だった人は、子が 4 歳 6 ヶ月になっても、6 割は一度も職に就いていない。出産 1 年前に常勤だった人は、1 歳 6 ヶ月の時点で 5 割以上が再就労する。なお、本分析では育休期間を再就労とみなしていないため、1 歳 6 ヶ月時点では育休あけの復帰により再就労率が急増すると考えられる。最も復帰率が高くかつ時期が早いのは、自営業の女性である（以上図 1-2）。

再就労率は、都市規模によっても違いが見られる。再就労時またはセンサー時（即ち、最初の脱落時点か、未就労の場合は 4 歳 6 ヶ月時点）に住んでいた都市規模別に見ると、町村（郡部）の復帰が一番多く、時期も早い。13（14）大都市がその逆である（図 1-3）。

母親の最終学歴の差は、意外に大きくない。どの時点でも短大卒が一番再就労率が低いことを除けば、時点によって他の学歴の順位は入れ替る（図 1-4）。

当該の母親が第 1 子を出産した時の年齢は、再就労率にはっきりした効果を見せている。30 歳以上になってから子どもを持った場合、1 年 6 ヶ月以降の復帰のペースは遅く、全体でも再就労率は最も低い。年齢が若いほど、再就労率が高く、時期も早い（図 1-5）。

第 1 子を生んだ時期（図 1-6）については、図 1-5 の出産年齢と関係する面とずれる面がある。1990 年より前に最初の子どもを持った人は、当時の年齢が若かった可能性も高く、その意味では、図 1-5 の「20 歳未満」と図 1-6 の「1990 年より前」は対応していることになろう。一方、2000 年以降の出産は、対象児が第 1 子の場合と考えられ、母親の年齢層は多様である。母親のライフコースの中での出産時期の位置を分かりやすく指標化するために、今後とも変数を工夫する必要がある。

図1-1 累積生存率(再就労していない率)

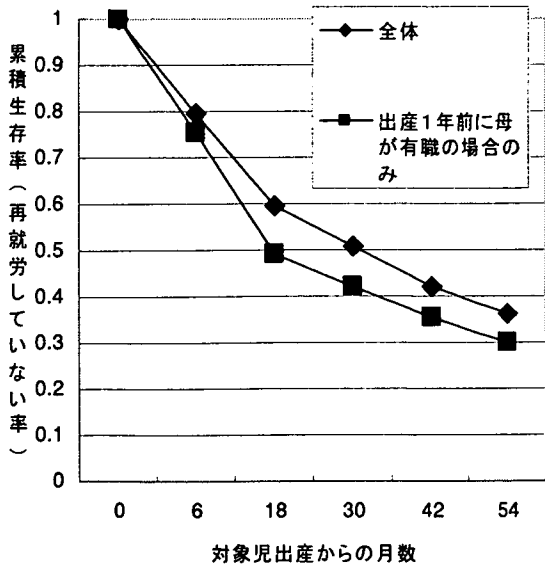


図1-2 出産1年前の母職

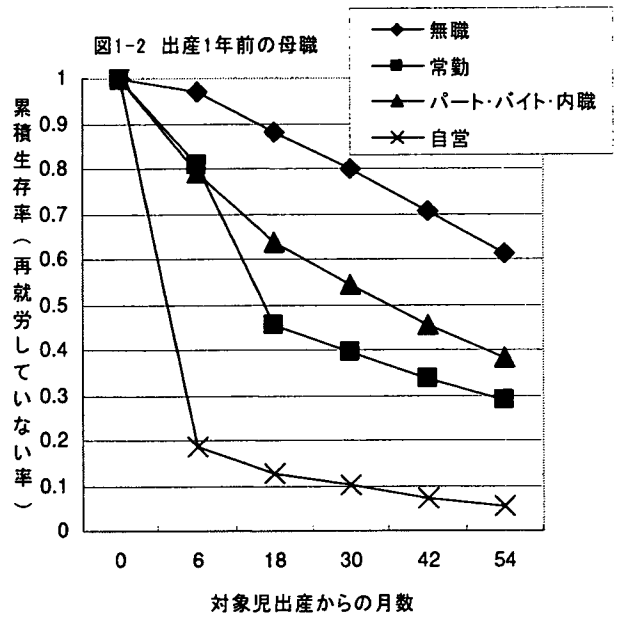


図1-3 再就労時/センサー時 居住地都市規模

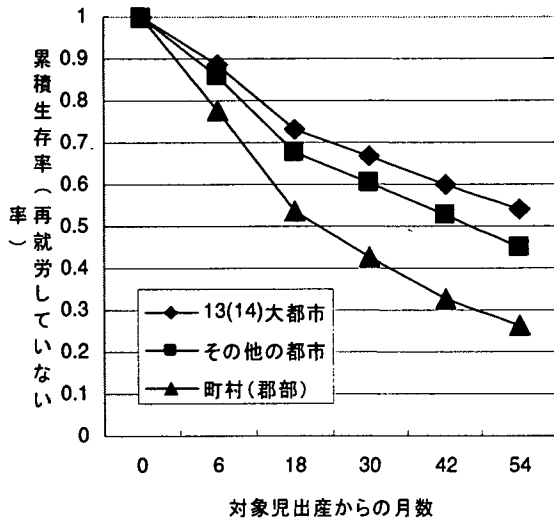


図1-4 母親最終学歴

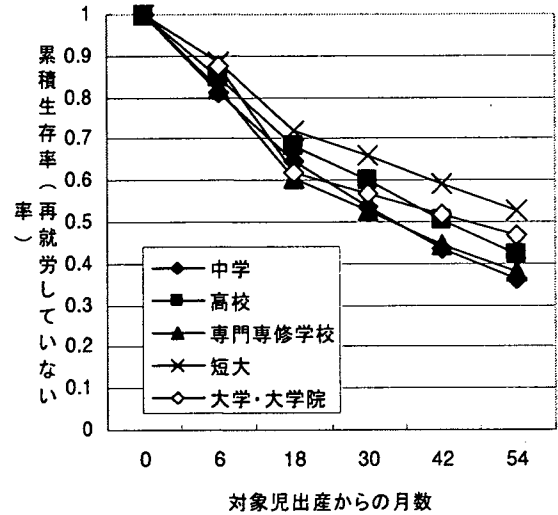


図1-5 第1子出産時母年齢

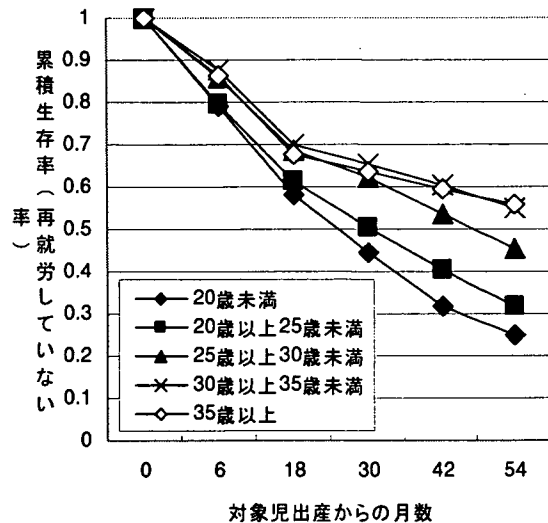


図1-6 第1子出生年

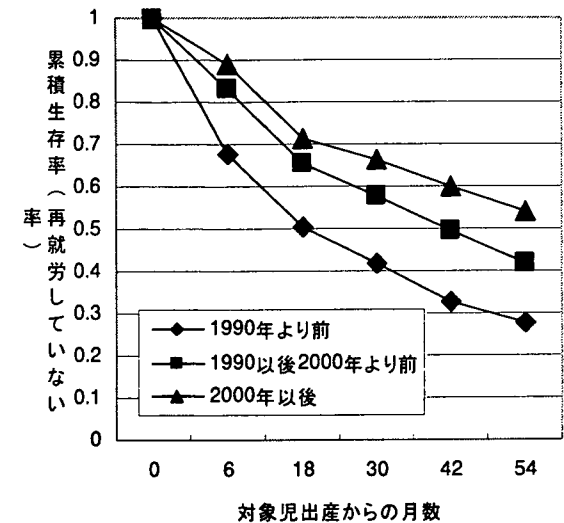


図1-7 この5年間に自治体を越える転居をしたか

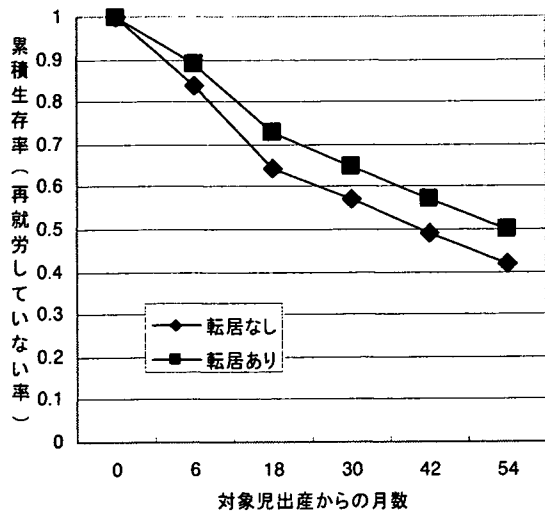


図1-8 再就労時/センサー時の世帯構成

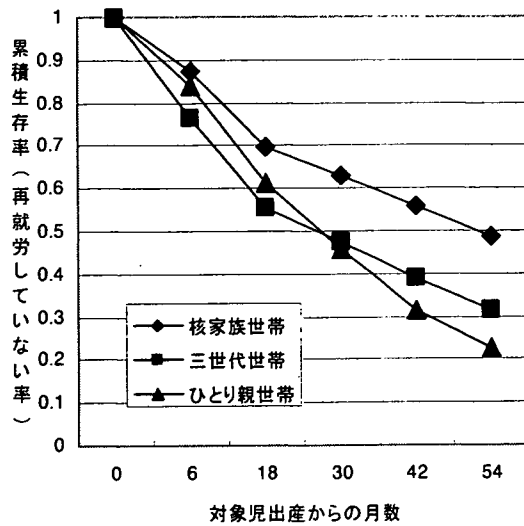


図1-9 再就労時/センサー時のふだんの保育者に
祖父母が含まれていたか

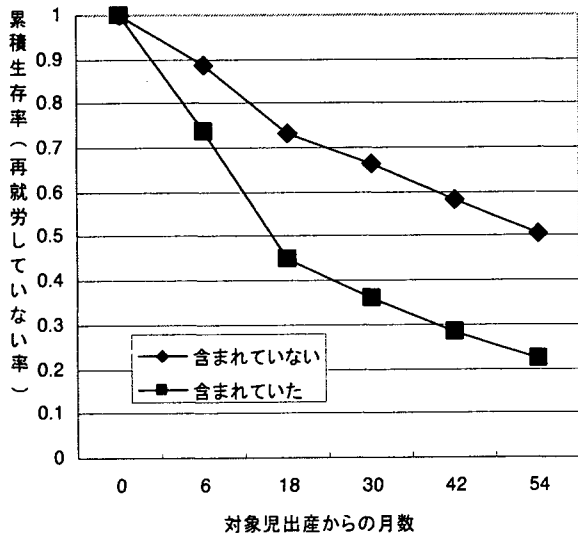


図1-10 この5年間に子どもが増えたか

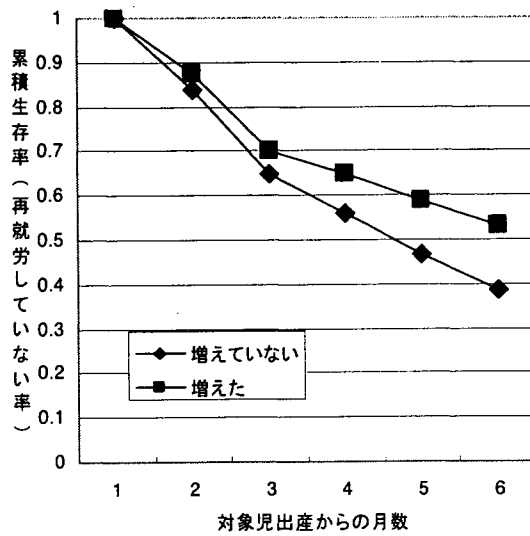


図1-11 きょうだい数（第1回調査時）

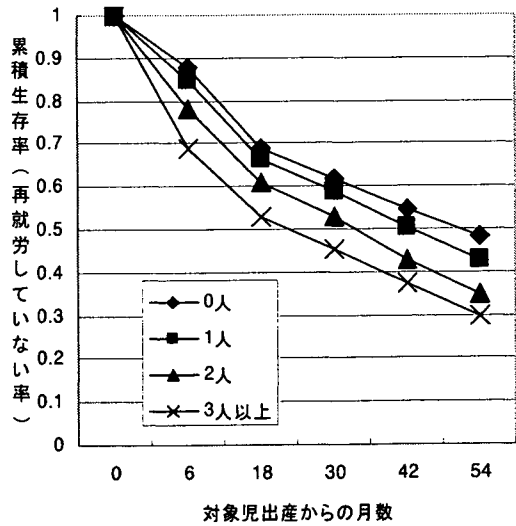
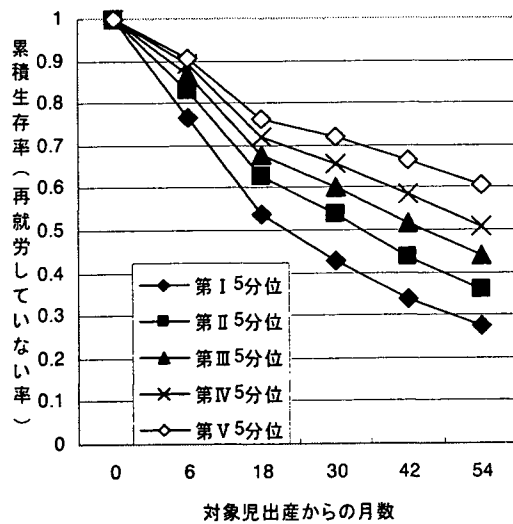


図1-12 父の就労収入額5分位（第1回調査時）



自治体を越える転居をした人は、再就労率が少し下がっている（図 1-7）。

再就労時の世帯構成では、三世代世帯で 7 割近く、ひとり親世帯では 8 割近くが 4 年 6 ヶ月後の時点で就労を経験している（図 1-8）。子どもの祖父母の手助けがある場合は、三世代世帯であることを上回るペースで再就労に移行している（図 1-9）。同居に限らず、近居などにより祖父母が日常的に子どもの保育に関われるか否かが、再就労の鍵となっていることをうかがわせる。

新たな子どもの増加は、再就労をある程度抑制する方向に働いている（図 1-10）。ただし、きょうだい数が多いこと自体は、再就労の確率をむしろ上げている（図 1-11）。とはいえ、対象児が生まれた時点で 2 人以上きょうだいがいた場合は、それ以上子どもが増えるケースは比較的少ないと考えれば、つじつまが合う。父親の収入については、低位であるほど再就労が多くなる傾向が、きれいに出ている。次節では、これらの変数の影響力を、一度に多変量解析してみる。

4. ハザード分析

COX 比例ハザード分析の離散時間ロジットモデルを用いる利点を生かすために、時が経つにつれて変動する諸変数で、各回の変化を追えるものは、時間依存変数に組替えた。具体的には、「再就労時／センサー時の都市規模」「三世代家族比率」「ひとり親家族比率」「子どもが増えたか」「ふだんの保育者に祖父母が含まれるか」「きょうだい数」「父の収入 5 分位で、結果表では、変数名の横に(t)と記している。

(1) 全体および都市規模別の分析

イベント（＝再就労）の発生を被説明変数として、上述の変数をまずすべて投入した（表 2）。有意な変数が多いが、特にハザード率が高いのは、出産 1 年前に有職である場合の諸変数である。また、祖父母が普段の保育に関わっていることも、t+1 時点での再就労確率を 2 倍以上押し上げている。しかし、三世代世帯であることは、全体では有意な効果を持っていない。

学歴では、高校卒業を基準とすると、短大卒の再就労確率が低く、専門専修学校は高い。高校卒に比べて、四大・大学院卒であることが有意な効果を持たないことは、意外だった。

子どもが増えることは確率を 0.4 倍に下げている。第 1 子を持った年齢が高いと、再度仕事に戻る確率が下がるとともに、第 1 子が生まれた時期が最近であるほど再就労確率は下がる。きょうだいが多いと再就労確率が上がるのは、第 1 子を持った年齢が低く、また子どもがこの 5 年で増えていない可能性が高いからと前節では考えたが、ここでは独立して有意な効果を持つ結果になっている。そのほか、父親の収入が高ければ再就労確率は下がり、ひとり親ならば確率は上がる。

表2 離散時間ロジットモデルによる分析結果

説明変数	全体			13(14)大都市のみ			その他の都市のみ			町村(郡部)のみ		
	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)		
出産1年前(R=無職) *該当=1 該当せず=0	1.605	4.979 ***	1.740	5.695 ***	1.578	4.847 ***	1.377	3.961 ***				
常勤	1.144	3.139 ***	1.277	3.587 ***	1.121	3.067 ***	0.986	2.681 ***				
パート	3.157	23.506 ***	3.511	33.476 ***	3.176	23.962 ***	2.629	13.856 ***				
白営												
居住地都市規模(t) *13大都市=1, その他都市=2, 町村=3	0.021	1.022 **	—	—	—	—	—	—	—	—		
母最終学歴(R=高校) *該当=1 該当せず=0	0.078	1.081	0.265	1.304 *	0.112	1.119	-0.098	0.907				
中学	0.136	1.146 ***	0.075	1.078	0.163	1.178 ***	0.169	1.184 **				
専門専修学校	-0.166	0.847 ***	-0.249	0.780 ***	-0.145	0.865 ***	-0.052	0.949				
短大	0.031	1.031	0.023	1.023	0.096	1.100 *	0.070	1.072				
四大・大学院	-0.052	0.950 ***	-0.037	0.963 ***	-0.055	0.947 ***	-0.038	0.963 ***				
第1子出産時母年齢	-0.035	0.966 ***	-0.065	0.937 ***	-0.032	0.969 ***	-0.027	0.974 **				
第1子出生年												
5年間に転居経験あり *該当=1 該当せず=0	0.004	1.004	-0.060	0.942 **	-0.030	0.970 **	0.111	1.117 ***				
三世帯世帯(t) *該当=1 該当せず=0	0.039	1.040	-0.305	0.737 ***	-0.039	0.962	0.158	1.171 **				
ひとり親世帯(t) *該当=1 該当せず=0	0.891	2.438 ***	0.726	2.067 ***	0.959	2.608 ***	0.859	2.362 ***				
ふだんの保育者に祖父母あり(t) *該当=1 該当せず=0	0.859	2.360 ***	0.861	2.365 ***	0.859	2.361 ***	0.799	2.224 ***				
子どもが増えたか(t) *該当=1 該当せず=0	-0.919	0.399 ***	-0.840	0.432 ***	-0.919	0.399 ***	-0.874	0.417 ***				
きょうだい数(t) *該当=1 該当せず=0	0.273	1.314 ***	0.190	1.209 ***	0.294	1.341 ***	0.217	1.242 ***				
父の収入額5分位(t) *第1分位=1, 第II分位=2...	-0.018	0.982 ***	-0.022	0.978 ***	-0.023	0.977 ***	0.002	1.002				
パーソンピリオドデータ数	112508		25437		70443		16271					

※(t)は時間依存変数, Rはreference category * = p<.05, ** = p<.01, *** = p<.001

(表2続き)

説明変数	出産1年前に母が有職の場合のみ		出産1年前に母が有職の場合のみ ・13(14)大都市のみ		出産1年前に母が有職の場合のみ ・その他の都市のみ		出産1年前に母が有職の場合のみ ・町村(郡部)のみ	
	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)	係数 (β)	ハザード率 オッズ比 Exp(β)
出産1年前(R=無職) *該当=1 該当せず=0	-0.486	0.615 ***	-0.508	0.602 ***	-0.476	0.622 ***	-0.412	0.662 ***
常勤	1.437	4.209 ***	1.638	5.147 ***	1.485	4.415 ***	1.164	3.202 ***
パート	0.019	1.019	—	—	—	—	—	—
自営	—	—	—	—	—	—	—	—
居住地都市規模 (t) *13大都市=1、その他都市=2、 町村=3	0.122	1.130	0.448	1.566 **	0.125	1.133	-0.034	0.967
母最終学歴(R=高校) *該当=1 該当せず=0	0.185	1.203 ***	0.181	1.199 *	0.217	1.243 ***	0.148	1.159 *
中学	-0.091	0.913 **	-0.094	0.910	-0.082	0.922	-0.046	0.955
専門専修学校	0.174	1.190 ***	0.216	1.242 *	0.241	1.273 ***	0.072	1.075
短大	-0.016	0.984 ***	0.002	1.002	-0.020	0.980 ***	-0.008	0.992
四大・大学院	-0.054	0.947 ***	-0.078	0.925 ***	-0.049	0.952 ***	-0.042	0.959 **
第1子出産時母年齢	0.003	1.003	-0.082	0.921 **	-0.039	0.961 **	0.109	1.116 ***
第1子出生年	-0.010	0.990	-0.149	0.861	-0.123	0.884 **	0.103	1.109
5年間に転居経験あり *該当=1 該当せず=0	0.530	1.699 ***	0.916	2.499 ***	0.419	1.520 **	0.416	1.516 *
三世帯世帯 (t) *該当=1 該当せず=0	1.010	2.747 ***	0.903	2.467 ***	1.028	2.796 ***	0.970	2.638 ***
ひとり親世帯 (t) *該当=1 該当せず=0	-1.198	0.302 ***	-1.215	0.297 ***	-1.215	0.297 ***	-1.065	0.345 ***
ふだんの保育者に祖父母あり (t) *該当=1 該当せず=0	0.448	1.565 ***	0.445	1.560 ***	0.487	1.627 ***	0.348	1.417 ***
子どもが増えたか (t) *該当=1 該当せず=0	-0.036	0.965 ***	-0.034	0.966 ***	-0.041	0.960 ***	-0.018	0.982 ***
きょうだい数 (t)	—	—	—	—	—	—	—	—
父の収入額5分位 (t) *第1分位=1、第2分位=2...	—	—	—	—	—	—	—	—
パーソンベリオリオデータ数	46140	—	9595	—	28538	—	7899	—

* = p<.05, ** = p<.01, *** = p<.001

* = p<.05, ** = p<.01, *** = p<.001

* = p<.05, ** = p<.01, *** = p<.001

都市規模は、小さいほど再就労確率が上がっている。当初の問題意識に沿って、再就労した際に住んでいた都市の規模によって属性の効果が違うかも確かめてみた。全体と同じ傾向のものが多いが、学歴は違いが出ている。都市部では、短大卒であることが再就労の確率を下げるが、町村では有意でない。専門専修学校卒であることは、大都市では再就労に有意な影響をもたないが、その他の都市・町村では有意に確率を上げる。

5年間の転居経験は、都市部では再就労確率を若干下げる方向に働くが、町村では上げる方に働いている。

三世代世帯の効果は、都市規模によって全く違う方向に働く。13大都市では再就労を有意に抑制し、逆に町村では有意に促進し、その他の都市では有意な効果を持たない。しかし、普通の保育に祖父母が関わることは、どの都市規模でも再就労確率を大きく上げている。都市部と郡部での親と成人子の住み方・関わり方の違い、つまり都市部では同居することと関わりとがパラレルではないことが、同居の効果の違いに表れているのではないか。

父の収入は、町村では有意になっていない。ただし、ひとり親であることは、どの都市規模でも、再就労確率を押し上げている。

(2) 出産1年前に母親が有職だったケースのみの分析

出産1年前に職をもっていると、出産後の再就労確率は大きく上がることが(1)では分かった。出産1年前に有職か無職かの対比の効果が非常に強いので、次は有職の場合のみに限って、その中での構造を探ってみた。

出産1年前に常勤であった場合と比較して、パートは復帰の確率が大きく下がる。それに比べて、自営の場合は4倍以上と高い。学歴の効果では、四大・大学院のプラスの効果が有意に転じている。四大卒では、専業主婦と常勤職の両極端が内包されていて相殺していたのが、有職に限ったために常勤職の層が表れたのかもしれない。

他の子どもの影響はほとんど変化がない。祖父母の保育の効果は相変わらず大きいですが、同居はこれも全体の場合と同様に有意でない。父収入は、全体と同じく多いほど有意に再就労確率を下げている。

都市規模の効果は出産1年前有職者全体では消えているが、今度も都市規模別で分析してみた。特徴的な点を挙げてみる。学歴については、短大卒の効果がいずれも有意ではなくなっており、町村では学歴の効果がほとんど有意ではなくなっている。転居経験は、全体のときと同じく、都市部と町村で反対の効果を見せている。三世代世帯については、全体の時のように都市規模それぞれで違うのではなく、今度はその他の都市のみ有意に再就労確率を下げる結果になっている。

5. 得られた知見と今後の課題

上記の分析からは、7つほどの知見が得られたと考える。

まず本分析ではっきり分かるのは、1) 出産 1 年前に職をもっていると、出産後の再就労確率は大きく上がること、2) 女性が出産後に再就労するために、祖父母（女性の親・義親）のサポートが大きな効果を持つということである。その際、特に大都市では同居は必ずしも必要ではない。

そして、3) 子どもが増えることが再就労を抑制することも、はっきりした。第 1 子を産んだ年齢が高いことや、第 1 子がまだ小さいということも再就労を抑制する。ただし、4) きょうだい数は多い方が再就労の確率は高くなっている。

それから、配偶者（父）の収入が低ければ再就労が促進され、高ければ抑制される傾向も、ほぼ一定だった。また、傾向の強さはあまり大きくない知見だが、6) 学歴の効果は一樣ではなく都市規模によって様々であり、効果自体もあまり大きくなかった。さらに、転居経験は、都市部では再就労を抑制し、町村では再就労を促進していたが、メカニズムは分からない。

既に述べたが、再就労については、本来は他の子どもの出産時期も含めて、母親のライフコースの中で理解する必要がある。たとえば、出産 1 年前に無職であることは、対象児の上の子の子育て時期にあったことも考えられる。また、今回は限られた変数での分析だったが、他にも子育てへの意識なども 21 世紀出生児縦断調査では時間依存変数として扱うことができる。今後パネル調査の回数が重ねられる中で、引き続き工夫をして、分析を続けたい。

【引用文献】

平尾桂子(2005a) 「女性の職業継続の規定要因に関するハザード分析：コホート間の比較と親との同居の影響について」熊谷苑子・大久保孝治編『コホート比較による戦後日本の家族変動の研究』日本家族社会学会・全国家族調査(NFRJ)委員会。

平尾桂子(2005b) 「女性の学歴と再就職：結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析」『家族社会学研究』17(1):34-43。

森泉陽子・直井道生(2005) 「贈与税制の変更は若年家計の住宅購入を促進したか」(慶應義塾大学経済学研究科・商学研究科連携 21 世紀 COE プログラム「市場の質に関する理論形成とパネル実証分析」ディスカッションペーパー DP2005-018)

筒井淳也・平井裕久他(2007) 『Stata で計量経済学入門』ミネルヴァ書房。

山口一男(2001・2002) 「イベントヒストリー分析(1)-(15)」『統計』2001 年 9 月号-2002 年 11 月号。

8 家事と育児

(1) 成年者縦断調査を用いた家事・育児時間に関する分析に向けて

釜野 さおり

1. はじめに

本研究は、21世紀成年者縦断調査データを用いて、家事・育児時間に関する総合的な分析を行うことを目的とする。今年度はその準備として、家事・育児時間に関する予備的研究をおこなった。本報告で示す分析の結果は、コーディング等、データの再確認や、分析手法の洗練が必要であるため、暫定的なものであることはじめに断っておきたい。

家事遂行・家事時間や育児時間に関する研究は、家族社会学や家計経済学等の分野において行われてきたが、中でもカップルの家事遂行の実態や家事分担に関わる研究には多くの蓄積があり、研究をレビューした論文等も数々存在する (Coltrane, 2000; Greenstein, 1996; Van Berkel and De Graaf, 1999; Shelton and Daphne, 1996; Halleröd, 2005)。

家事の遂行実態を扱った社会学的研究では、インタビューや参与観察等の質的研究もあれば、質問紙等を用いて家事に対する意識や遂行の実態を量的に調べる研究もある。質的な研究では、家事というものがどのように捉えられているのか、家事にはどのような意味づけがなされているのか、カップル間においてどのように家事がなされているのか、といったことを問題にしている (例えば Devault, 1991; Carrington, 1999)。カップルを対象とした質問紙調査を用いた研究では、家庭内の家事の全体量や夫婦間の分担の実態を把握し、その規定要因を探るものが多い。家事遂行や分担の測定法はまちまちで、カップルの一方または双方の一日の家事時間を時間・分単位でたずねるもの、それぞれの家事遂行頻度をたずねるもの (ほぼ毎日、週2, 3回、月1, 2回など)、相対的な家事頻度をたずねるもの (妻がほとんどやる、妻が多くをやる、夫と妻同じくらいやるなど) などがある。また、食事の支度、掃除、洗濯などの具体的な作業を遂行する頻度をたずねる場合もあれば、家事全般についてたずねるものもある。

以下では、日本のデータを扱った先行研究に絞って、そこから得られる知見をおおざっぱにまとめる。家事分担の研究から得た知見では、日本の夫婦間の家事分担は、極端に妻に偏っていること、各種の学説に基づく仮説から予想される規定要因との関連性についての結論は、必ずしも一貫してないということをあげることができよう。

まず、男女の家事の負担についてみると、現代社会では、どこの社会においても男性より女性の方が多く家事を担っているが、日本における男女の違いは他の国に比べて大きいことが指摘されている。たとえば、日本、韓国、フィリピン、アメリカ、イギリス、スウェーデン、ドイツを含む『男女共同参画に関する国際比較調査』によると、これらのほぼ全ての国に比べ、日本の既婚女性の相対的な家事遂行は多い (内閣府, 2002/3)。Diefenbach (2005)は、国際社会調査 (ISS) の家族とジェンダー役割に関する調査に含