

第4部

地域社会と ワーク・ライフ・バランス

女性の就業と地域資源

1 はじめに

本章では、女性、特に未就学児をもつ女性の就業について検討する¹。女性の就業は、結婚、出産、子育てなどのライフイベントと深く関連していることは広く知られている。

2005年に行われた「仕事と生活調査」の回答者の女性の場合も、未婚者もしくは離・死別者の80%以上が仕事をもっているのに対し、有配偶者の就業率は64.2%に減少する（図表4-1-1を参照）。さらに、既婚者だけに対象を限って、年齢階層別に就業率をみると（図表4-1-2）、年齢階層が異なると就業率が異なることがわかる。30～34歳層では有職者より無職者のほうが多いが、35～39歳層では有職者と無職者の比率が逆転する。以降、50代になるまで、年齢が上がるにつれ、就業者の比率が高くなる。逆に、ここには示さないが、年齢階層ごとに婚姻状況と就業率の関係をみると30歳代では婚姻状況と就業率の間に関連がみられるが、40代以降になると有意な関連はみられなくなる。このような結果が生じるのは、有配偶の女性の場合、就業の妨げになるのは家事労働というよりも育児だからではないか。

図表 4-1-1 女性の婚姻状況別就業率

婚姻状況	有職	無職	合計
未婚	113 81.9%	25 18.1%	138 100.0%
有配偶	686 64.2%	382 35.8%	1068 100.0%
離・死別	81 80.2%	20 19.8%	101 100.0%
合計	880 67.3%	427 32.7%	1307 100.0%

1 本章で掲載した図表のすべては、「仕事と生活調査」（2005年）データを使用しているものである。調査概要は、序章を参照のこと。

図表4-1-2 年齢階層別就業率（未婚者を除く）

	有職	無職	合計
30～34歳層	83	99	182
	45.6%	54.4%	100.0%
35～39歳層	108	77	185
	58.4%	41.6%	100.0%
40～44歳層	132	67	199
	66.3%	33.7%	100.0%
45～49歳層	188	56	244
	77.0%	23.0%	100.0%
50～54歳層	175	83	258
	67.8%	32.2%	100.0%
合計	686	382	1068
	64.2%	35.8%	100.0%

そこで、ロジスティック回帰分析（第1部第3章参照）を用いて、女性の就業についての細かい分析をおこなった結果が図表4-1-3、および、図表4-1-4に示されている。どちらの場合も、従属変数は、就業しているものの比率（ p ）を当該の状態にないもの、すなわち、無業者の比率（ $1-p$ ）で除したものの自然対数をとったものになっている。独立変数の効果の推定値 β が正の場合は、無業者と比較して就業者の比率が多くなり、負のときは、就業者の比率が少なくなる。

図表4-1-3は、女性のみを対象とし、独立変数に年齢階層ダミー（30～34歳層が基準変数）、学歴ダミー（中学卒が基準変数）、および婚姻状況ダミー（未婚者が基準変数）を選んだ。

年齢階層は45～49歳層のもつ正の効果が1%未満の水準で有意であり、また、35～39歳層が5%未満の水準で有意な負の効果をもっている。したがって、30代後半の女性は、30代前半の女性と比較して就業率が低いが、40代になると就業率が上がる（40～44歳層も10%未満の水準では有意）。しかし、50歳代になると就業率が下がり、30～34歳層の女性とほぼ同じになる。

学歴の効果は、前の章でも検討されているが、女性だけを対象とした場合、就業には有意な効果をもっていない。

婚姻状況についてみると、有配偶者の効果は統計的に有意な負の効果をもっている。すなわち、未婚者と比べ、有配偶者の就業率は、他の条件とは独立に、明らかに少ない。独立変数の効果 β を指数化した $\text{EXP}\beta$ の欄をみると、有配偶

の女性の就業確率は未婚者に比べ約半分になっている。一方、離死別者の就業確率は、未婚者とほぼ同じ水準だという結果になっている。

図表4-1-4は、対象者をさらに限定し、未婚者を除いた女性を対象に、未就学児がいるか否かを独立変数に加えたロジスティック回帰分析の結果である。前の結果と同様、学歴の効果はまったくみられない。年齢階層別には、やはり45～49歳層が統計的に有意な正の効果をもっている。また、50～54歳層の効果は5%水準を僅かに満たしていないが負の効果をもっている。

図表 4-1-3 女性の就業に関するロジスティック回帰分析結果

独立変数	自由度	推定値(β)	標準誤差	カイ2乗	EXP β	有意水準
定数項	1	1.0366	0.2465	17.6797		<.0001
年齢階層 (vs.30～34歳)						
35～39歳	1	-0.2589	0.1242	4.3475	0.7719	0.0371
40～44歳	1	0.2134	0.1288	2.7456	1.2379	0.0975
45～49歳	1	0.5504	0.1278	18.5343	1.7339	<.0001
50～54歳	1	0.0808	0.1180	0.4692	1.0842	0.4934
婚姻状況 (vs.未婚)						
有配偶	1	-0.6602	0.1235	28.5721	0.5167	<.0001
離死別	1	0.0883	0.1893	0.2176	1.0923	0.6408
学歴 (vs.中卒)						
高校卒	1	0.1759	0.2502	0.4943	1.1923	0.4820
専門学校	1	0.3144	0.2836	1.2287	1.3694	0.2677
短大・高専	1	0.1776	0.2707	0.4306	1.1943	0.5117
大学以上	1	0.2039	0.3023	0.4551	1.2262	0.4999

カイ2乗尤度比 66.7338 自由度 10 有意水準 <.0001

図表 4-1-4 女性の就業に関するロジスティック回帰分析 (未婚者を除く)

独立変数	自由度	推定値(β)	標準誤差	カイ2乗	EXP β	有意水準
定数項	1	0.9737	0.2586	14.1726		0.0002
年齢階層 (vs.30～34歳)						
35～39歳	1	-0.0128	0.1452	0.008	0.9873	0.9286
40～44歳	1	0.0059	0.1378	0.0018	1.0059	0.9286
45～49歳	1	0.3056	0.1418	4.6457	1.3574	0.0311
50～54歳	1	-0.2535	0.1314	3.7233	0.7761	0.0537
vs.未就学児はいない						
いる	1	-1.5073	0.1988	54.478	0.2215	<.0001
学歴 (vs.中卒)						
高校卒	1	-0.0063	0.2710	0.0005	0.9937	0.9814
専門学校	1	0.1924	0.3088	0.3881	1.2122	0.5333
短大・高専	1	0.0129	0.2931	0.0019	1.0130	0.9648
大学以上	1	0.0540	0.3286	0.0270	1.0555	0.8694

カイ2乗尤度比 112.4706 自由度 9 有意水準 <.0001

未就学児がいるかという独立変数は、未就学児がいないことを基準とし、未就学児がいる場合就業にどのような効果を与えるかをみている。未就学児がいることの効果は統計的に有意な負の効果をもっている。EXP β の欄をみると、未就学児がいる場合、未就学児がいない女性と比べて就業率は20%台にまで減少する。

2 未就学児をもつ女性について

話は前後するが、本章で未就学児という場合、2000年以降に生まれた子どもを指している。調査の行われたのは2005年の6月なので、子どもの年齢は0歳から6歳までで、未就学児とはいっても早生まれの子どもは小学1年生になっている計算になるが、本章では、これらの子どもを未就学児とする。2005年調査の回答者は全国に居住する30～54歳の男女だが、そのうち、離死別者を含めた既婚者の比率は84.4%（男性78.6%、女性89.4%）、子どもがいるものの比率は、全体で76.8%（男性69.4%、女性83.3%）で、既婚者に限ると90.9%が子どもをもっている。

子どもの数の平均は2.13人で、子どもの数を合計すると3984人となる。このうち、本章で未就学児とされている2000年以降に生まれた子どもは638人で、子ども全体の16.0%を占める（図表4-1-5）。回答者全体の20.1%、既婚者全体の23.9%に未就学児がいる。

未就学児のいる回答者のうち51%が男性、49%が女性である。本章のテーマは女性の就業なので、男性が回答者の場合は、配偶者票の情報をういたところ、未就学児をもつ女性450人のうち、175人（38.9%）が有職、275人（61.1%）が無職である²。子どもがいると答えた回答者全体では、母親の63.1%が就業しているので、先のロジスティック回帰分析の結果同様、未就学児がいる場合の母親の就業率は明らかに低い（図表4-1-6を参照）。また、未就学児をもつ母親の平均年齢は34.6歳であった。

さらに、分析対象を未就学児のいる女性に限定して、未就学児がいる場合の女性の就業について検討を進める。

図表4-1-7は、未就学児がいる女性の就業についてのロジスティック回帰分析

2 未就学児がいると答えた回答者の数は493人で、全員有配偶者だが、このうち43人の男性回答者の配偶者票の回答がなかった。

図表 4-1-5 子どもの出生年

子どもの出生年	度数	パーセント
1970～1974	48	1.2%
1975～1979	358	9.0%
1980～1984	692	17.4%
1985～1989	748	18.8%
1990～1994	721	18.1%
1995～1999	779	19.6%
2000年以降	638	16.0%
合計	3984	100.0%

図表 4-1-6 未就学児の有無と母親の就業

	母親の就業		合計
	有職	無職	
未就学児			
いない	1158	430	1588
	72.9%	27.1%	100.0%
いる	175	275	450
	38.9%	61.1%	100.0%
合計	1333	705	2038
	65.4%	34.6%	100.0%

の結果を示している。独立変数として、女性本人の年齢、学歴、夫、子ども以外の同居者がいた場合に1となるダミー変数、過去に就業経験があれば1となるダミー変数、そして、保育所を利用している場合に1となるダミー変数を投入した³。本章のテーマから、最も重要な変数は、保育所を利用したか否かだが、他の変数の効果から検討する。

本人の学歴は、学歴を中学卒、高校卒、専門学校・短大・高専卒、および、大学卒の4段階に分け、中学卒を基準変数とするダミー変数とした。学歴の効果は、いずれも有意な効果をもっていない。どの学歴であろうと、就業するか否かには無関係だという結果になっている。

過去の就業経験は、現在就業している場合には、現在の勤め先以外の就業経験があれば1、現在就業していない場合には、過去に就業した経験があれば1、それ以外の場合には0をとるダミー変数である。未就学児をもつ女性にとって、過去の就業が、就業意欲に結びつくのかをみるために設定した変数であり、過去に就業経験をもつ女性のほうが就業に意欲的なのではないかと想定した。しかし、効果の符号はマイナス、すなわち、過去に就業経験がある女性のほうが就業していないという結果になっている。そのうえ、有意水準は、この変数は有意な効果をもっていないことを示している。

本人の学歴、過去の就業経験は、人的資本（Human Capital）を示す重要な

3 ここで示されている以外に、行われた分析では、独立変数に夫の職業、夫の学歴を独立変数に加えたモデルを試みたところ、夫の職業、学歴ともに有意な効果をもたなかった。なお、この場合、対象は有配偶女性だけになるが、未就学児をもつ女性の中には離死別したものも含まれている。夫の属性の変数を含まない分析モデルには、このような回答者が含まれている。

変数である。人的資本論が正しければ、人的資本が高いほど、すなわち、学歴が高く、過去に就業経験をもっている女性のほうが、就業して高い報酬を得るチャンスが多く、就業するものが多いはずだ。しかし、どちらの変数も未就学児をもつ女性の就業と無関係だという結果は、日本の女性にとって、そして、おそらく男性にとっても人的資本論をそのままあてはめるわけにはいかない事の一つの証左ではないだろうか。

夫、子ども以外の同居者がいる場合、それらの人に家事、育児を任せて働きに出るというパターンが十分に考えられる。この変数の効果は、有意なプラスの効果をもっているので、夫、子ども以外の同居者がいる場合のほうが、他の条件が同じならば、就業する確率が高いことを示している。EXP β の欄の数字によると、同居者がいる女性は、いない女性の1.5倍のオッズで就業していることになる。

保育所の利用は、未就学児がいる女性の就業に対して、ここで設定されている変数の中でもっとも大きな効果をもっている。EXP β の値は、保育所を利用している女性は、そうでない女性と比べて就業している確率が3倍以上だということを示している。未就学児をもっている女性が就業しようという場合、保育所が利用できるかどうかということは、就業を促す独立変数ということではできないかもしれない。しかし、保育所の利用が、未就学児をもつ女性の就業の大きな助けになっていることは間違いない。

本節の最後に、同居者がいるという変数について触れておきたい。夫の家事分担は進んでおらず、夫の育児休業も普及していない現状では、未就学児をも

図表 4-1-7 未就学児がいる女性の就業に関するロジスティック回帰分析

独立変数	自由度	効果(β)	標準誤差	カイ2乗値	EXP β	有意水準
定数項	1	-0.4516	0.7996	0.3190		0.5722
保育所の利用	1	1.1936	0.1174	103.3877	3.2989	<.0001
学歴 (vs. 中学卒)						
高校卒	1	-0.2122	0.2224	0.9103	0.8088	0.3400
短大・専門学校	1	0.0814	0.2123	0.1470	1.0848	0.7014
大学以上	1	0.2767	0.2845	0.9457	1.3188	0.3308
本人の年齢	1	0.0131	0.0222	0.3501	1.0132	0.5541
同居者がいる	1	0.3664	0.1479	6.1391	1.4425	0.0132
過去の就業経験	1	-0.2097	0.1255	2.7943	0.8108	0.0946

カイ2乗尤度比 141.0397 自由度 7 有意水準 <.0001

つ女性が就業しようとする時、子どもの世話をしてくれたり、家事をしてくれる人がいるということは大きな力になると、当然、想像がつく。前に示した分析結果も、このような想像が正しいことを示している。同様に、女性の就業と強い正の関連をもつ、「保育所の利用」を公的な資源とすれば、子どもの世話をしてくれる同居者の存在は、重要な私的な資源といえるだろう。

ところで、前の分析結果で示された「保育所の利用」の効果と「夫、子ども以外の同居者がいる」ことの効果は、線形結合された、互いに独立なものである。言い換えれば、それぞれの変数とその効果は足し算されるので、両方の条件がそろえば、女性の就業は、より促進されることになる。このようなことがいえるのかについてみるために、保育所の利用と同居者の有無の交互作用効果を加えたモデルを設定した。結果は、図表4-1-8に示されている。

前の分析で、有意な効果をもたなかった本人の学歴、年齢、過去の就業経験は、ここでも有意な効果をもっていない。

問題の保育所の利用は、前の分析と同程度の強い効果をもっている。また、同居者の有無の効果もほぼ同様の値を示している。表の最後に示されているのが保育所の利用と同居者の有無の交互作用項で、保育所を利用しており、かつ同居者がいる場合を示している。この交互作用項の効果は、5%未満の有意な効果をもっているという結果になっているが、注目したいのは、効果の符号がマイナスを示していることだ。すなわち、同居者がいて、同時に保育所を利用している場合は、未就学児の母親が就業している確率は低いという結果になっている。

この結果をどの様に解釈するかはさまざまだろう。しかし、現状では、未就学児をもつ女性が就業しようとする場合、保育所の利用と同居者の有無は、互いに独立に女性の就業の補助となる資源とはいいいがたいようだ。保育所の利用と同居者の有無は、一方が得られない時は、もう一方を利用するという、互いに代替的な資源と考えたほうがよいように思われる。

もう一つの可能性は、夫、子ども以外の同居者がいるということが、女性の就業の助けになるというのが大勢ではあるが、同居者がいるということが、女性の就業の妨げになる場合もありうるということだ。自分、あるいは夫の親がいるが、そうした人の世話をすることが女性に期待されており、子どもを保育

図表 4-1-8 未就学児がいる女性の就業に関するロジスティック回帰分析

独立変数	自由度	効果(β)	標準誤差	カイ2乗値	EXP β	有意水準
定数項	1	-0.4320	0.8103	0.28430		0.5939
保育所の利用 学歴 (vs. 中学卒)	1	1.0285	0.1386	55.0854	2.7969	<.0001
高校卒	1	-0.2136	0.2241	0.9088	0.8077	0.3404
短大・専門学校	1	0.1002	0.2150	0.2171	1.1054	0.6412
大学以上	1	0.3606	0.2903	1.5435	1.4342	0.2141
本人の年齢	1	0.0122	0.0225	0.2931	1.0123	0.5883
同居者がいる	1	0.3625	0.1380	6.9025	1.4369	0.0086
過去の就業経験	1	-0.2140	0.1264	2.8681	0.8073	0.0903
保育所の利用×同居者がいる	1	-0.2916	0.1394	4.3743	0.7471	0.0365

カイ2乗尤度比 145.26 自由度 8 有意水準 <.0001

所に預け、同居している親世代の世話をするというケースが多いのではないか⁴。

3 女性の就業と地域資源—マルチレベル分析—

前節では、保育所の利用、同居者の有無、および女性の人的資本を示す変数である、学歴と過去の就業経験が未就学児をもつ女性の就業とどの様に関連しているかについて検討した。その結果、人的資本を示す変数は就業と無関係であるが、保育所の利用、同居者の有無はともに女性の就業の助けになる重要な変数だという結果を得た。

未就学児をもつ女性が就業しようとする時、保育所が利用できるかどうか重要だということは、当然の結果といえるだろう。それでは、保育所を利用するという行動をとるか否かには、どのような背景があるのだろうか。背景という言葉を使ったが、この問題には個人の属性や意識、意欲ではどうにもならないものがある。かりに、子供を保育所に預け、働きに出たいと考えても、周りに保育所がなければ無理な相談ということになってしまう。本節では、個人の周りに存在する地域的な資源と未就学児をもつ女性の就業の関係について検討する。

4 ここでも、示されている以外の分析が試みられている。中でも、過去の就業経験と保育所の利用の交互作用項を独立変数に加えたモデルの結果、正の効果、すなわち、過去に就業経験があり、保育所を利用しているものは就業している確率が高いという結果になったが、この効果は有意なものではなかった。

(1) マルチレベルモデル

これまでおこなわれてきた分析は個人を単位として、個人のもつ属性と就業の関連について検討するものだった。しかし、個人はそれぞれ、さまざまな環境で暮らしている。こうした環境の違いによって、個人の属性と行動の間の関係に違いが生じるのではないかという発想は、当然、生まれるだろう。こうした発想に基づく分析法は、コンテクスチュアル分析 (Contextual Analysis : Iverson 1991; DiPrete and Forristal 1994) と呼ばれている。こうした発想を、統計分析法として確立しようとしたものが、マルチレベルモデル (Multilevel Model : ホフマン2005; Hox 2002; Goldstein 1995) である。マルチレベルモデルは、さまざまな名称を与えられている。おそらく、マルチレベルモデルと同じくらいの頻度で階層線形モデル (Hierarchical Linear Model : 以下HLMと略称) という名称が用いられている。また、統計方法論に重点を置く場合には混合モデル (Mixed Model : Littell et.al. 1996) という名称が用いられている。まず、このモデルの考え方について簡単に述べよう⁵。

最近、日本でも教育格差の問題が議論されているが、一つの例として、学校の生徒の成績と生徒の親の社会経済的地位 (socioeconomic status; SES) の間に関連があるとしよう。通常の回帰分析で親のSESと子どもの成績を関連付ける式は次のようなものになる。

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \ell_i$$

ここで、 α は全対象に共通の切片、または、親のSESがゼロのときの子どもの成績、 β は全対象に共通の独立変数 x (親のSES) の効果 (回帰係数) を示す。添え字の i は、個々の対象者を示す。

次に、対象者が何らかのグループに分けられるとする。ここでは、異なった学校を想定する。つまり、親のSESと子どもの成績の関係に関する分析をいくつかの学校を対象に行うこととする。もし、幾つかの学校に生徒がランダムに振り分けられているとすれば、個々の学校の影響を考える必要はない。しかし、

5 以下のマルチレベルモデルに関する説明は、Raudenbush and Byrk (2002) によっている。

現実にはさまざまな学校にランダムに生徒が振り分けられることはないので、学校ごとに特性をもち、その特性が学校内の生徒の成績と親のSESの関係に影響をおよぼすことは十分に考えられる。マルチレベルモデルとは、このように、最小分析単位がいくつかのグループ（レベル）に入れ子になっていることを想定し、上式の切片と回帰係数がグループごとに変動することを許し、グループ（レベル）ごとの特性の切片と回帰係数におよぼす効果を測定しようとする。この例の場合、最小分析単位は生徒だが、個々の生徒はランダムに点在しているのではなく、さまざまな学校というグループに属している。本章の分析では、未就学児をもつ女性は、ランダムに点在しているのではなく、それぞれ、さまざまな特性をもつ地域に住んでいる。

通常の回帰分析モデルは次のようになる。

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$$

前述のように、 α は全対象に共通の切片、 β は全対象に共通の独立変数 x の効果（回帰係数）を示す。添え字の i は、個々の対象者を示す。次に、対象者が何らかのグループに分けられるとする。グループの数を j とすると、マルチレベルモデルでは、上式の切片と回帰係数がグループごとに変動することが許される。便宜上、切片の推定値を β_0 、回帰係数の推定値を β_1 とすると、個々のグループにおける係数を次のように表すことができる。

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}, \quad \beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$$

これを、上式に代入することによってマルチレベルモデルのための基本式

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + (u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{0ij})$$

を得ることができる。ここで u_{0j} は、グループ間における切片の残余、 u_{1j} は、グループ間における回帰係数の残余を示す。もし、これらの残余が非常に小さく、これを無視できれば、通常の回帰式に帰することができる。

(2) 分析結果

本章で用いられるデータは、厚生労働省統計情報部によって行われている「社会福祉施設等調査」に掲載されている、2003年の県別の保育所数である。調査と同じ2005年のものが最適なのだが、入手することができなかったので、入手できたもののうち、最も近い時点のものを選んだ。県によって人口が異なるので、これを人口で除して、人口10,000人あたりの保育所数を計算した。結果は付表に掲載されているが、人口10,000人あたりの保育所数をもっとも多い県、ベスト3は高知県、宮崎県、石川県で、逆に人口10,000人あたりの保育所数が少ない県は神奈川県、大阪府、宮城県である。

前述のとおり、ここで対象とされているのは調査時点で2000年以降に生まれた子どもがいる女性で、その数は493人である。これらを県別に集計すると、該当者のいない島根県と高知県を除く45の都道府県に散らばっている。さらに、詳しくみると、県毎に対象者が1人しかいない県があった。マルチレベルモデルは、グループごとの対象数が同じであることを要求しないが、グループ内の分散がゼロであることを避けるため、県内の対象数が非常に少ない場合は、隣接する県同士のデータを結合し、最終的に地域の数を19とし、それぞれの地域に対して、人口10,000人あたりの保育所数を計算した。

マルチレベルモデルを実行する前に、地域を無視して、学齢前の子どもをもつ女性の就業に関するロジスティック回帰分析を行った。独立変数には前の分析で有意な効果をもっていた保育所の利用と配偶者と子ども以外の同居者の有無に加え、上位グループである地域における変数、人口10,000人あたりの保育所数を加えた。結果は図表4-1-9に示されている⁶。前の分析と同様、保育所の利用と同居者の有無は有意な正の効果をもっている。しかし、地域ごとの保育所の数の効果は有意ではなく、符合は負となっている。

マルチレベルモデルを適用した結果は、図表4-1-10に示されている。独立変数の効果を見る前にランダム誤差項をみると、地域ごとの定数項の誤差、保育所の効果の誤差、同居者の有無の効果の誤差のいずれも非常に小さく、これらに

6 マルチレベルモデルに用いられるソフトウェアによっては、この値を推定値の初期値とすることによって、推定が速く、正確に行える。本章では、SASコーポレーションから提供されているマクロ、GLIMMIXを用いたが、この場合も、図表4-1-9のパラメーターを推定値の初期値とした。

図表 4-1-9 未就学児がいる女性の就業に関するロジスティック回帰分析

独立変数	自由度	効果(β)	標準誤差	カイ2乗値	EXP β	有意水準
定数項	1	-0.3042	0.2981	1.0412		0.3075
保育所の利用	1	1.1935	0.1244	92.1137	3.2986	<.0001
同居者がいる	1	0.7698	0.2927	6.9170	2.1593	0.0085
保育所の数/1万人	1	-0.1078	0.1773	0.3692	0.8978	0.5434

カイ2乗尤度比 145.26 自由度 8 有意水準 <.0001

図表 4-1-10 未就学児がいる女性の就業に関するマルチレベルモデル

独立変数	自由度	効果(β)	標準誤差	t値	有意水準
定数項	17	-1.5049	0.2869	-5.25	<.0001
保育所の利用	429	2.4085	0.2181	11.04	<.0001
同居者がいる	429	0.7759	0.2588	3.00	0.0029
保育所の数/1万人	429	-0.1060	0.1763	-0.60	0.5481
誤差項					
U Intercept		0.06263			
U 保育所		<.0001			
U 同居者		<.0001			
E (その他の誤差)		0.7574			

はほとんど地域差がないということになる。したがって、保育所の利用、同居者の有無、保育所の数の固定効果を地域にかかわらず様に適応すると、前のロジスティック分析の結果と同様、保育所の利用と同居者の有無は有意な正の効果をもち、人口10,000人あたりの保育所の数は有意な効果をもっていないという結果となった。前の分析と異なる点は、定数項が有意という結果になったことである。

このように、マルチレベルモデルを用いて、地域資源である保育所の数は、学齢前の子どもをもつ女性の就業に有意な直接的な効果をもっていないことが明らかになった。しかし、保育所を利用するか否かについては、女性の就業と深く関わっていることは明らかである。そこで、保育所の利用について、同居者の有無と地域における保育所の数を独立変数とした分析を行った。結果は図表4-1-11にあるが、当然のことながら、地域における保育所の数が多ければ、保育所の利用は多くなるという結果を得た。したがって、地域における保育所の数は、学齢前の子どもをもつ女性の就業に対して直接の効果をもっていないが、保育所の利用という行動を介した間接的な効果をもっていることが明らかとなった。

図表 4-1-11 未就学児がいる女性の保育所の利用に関するマルチレベルモデル

独立変数	自由度	効果(β)	標準誤差	t値	有意水準
定数項	17	-1.5049	0.2869	-5.25	<.0001
同居者がいる	472	0.3568	0.2426	1.47	0.142
保育所の数/1万人	472	1.0548	0.1734	6.08	<.0001
誤差項					
Intercept	0.07149				
同居者	<.0001				
その他の誤差	0.7574				

4 おわりに

本章では、女性の就業、特に未就学児をもつ女性の就業について検討した。調査時点において未就学の子ども（2000年以降に生まれた子どもを未就学児とした）がいる対象者は493名で、このうち36%が母親が仕事についている（対象者が男性の場合は配偶者票の情報をあてた）。未就学の子どもがいない場合の就業率は70%を超えるので（未婚者、離死別者を含む）、未就学児をもっている女性の就業率は明らかに低い。

未就学児童をもっている対象者の保育所を利用しているもの（「通っている」と「これから通う予定」を合わせた）の比率は46.0%で、多数派を占めるとはいい難い。しかし、子供の出生年別にみると、2000年以前に生まれた子供の場合、保育所を利用したと答えたものの比率は35.7%で、保育所の利用率に若干の増加がみられる。

未就学児をもっている女性の就業に関してロジスティック回帰分析を行った結果、本人の学歴、過去の就業経験、夫の職業、世帯内に夫、子ども以外の同居人がいるか否かは無関係であり、唯一つ、保育所を利用しているものの就業率が有意に高いという結果を得た。もちろん、保育所を利用しているということが就業に結びつくという因果関係を設定することはできないが、保育所の利用ということが、女性にとって、育児と仕事の両立を支える重要な助けになっていることは間違いない。

本章では、さらに、地域ごとの保育所の設備状況に関するマクロデータと今回の調査結果を結びつける試みを行った。本人が保育所に子どもを預けて働きに出ようと思っても、周りの環境がそれを許さなければ、実現は叶わない。ここでもちいられる統計モデルは、階層線形モデル（Hierarchical Linear Model）、

またはマルチレベルモデル (Multilevel Model) と呼ばれる方法である。この分析の結果、地域における保育所の設備状況 (具体的には、県ごとの保育所の数を県の人口で除したもの) は、未就学児をもつ女性の就業に直接の効果をもたないという結果になった。この結果が正しいのか、他に考慮すべき変数があるのか、現時点ではわからない。今後の課題としたい。しかし、地域における保育所の設備状況は、未就学児をもつ女性の保育所の利用には直接効果を持ち、これを通して女性の就業に間接的な効果をもつといえるのではないか。

前述のように、保育所を利用するという行動と未就学児をもつ女性が就業することの間に因果関係を設定することはできない。保育所を利用するから就業するのではなく、仕事をしたいから保育所を探すという行動に出るとも考えられるし、就業することの直接の原因は経済的理由や、就業意欲とするべきだろう。しかし、夫の家事・育児参加はまだ少ない状況の中、保育所が利用できるということは、育児と仕事を両立しようとする女性にとって重要な資源であり、保育所を整備するという政策もまた、こうした女性にとって大きな助けになるだろう。また、保育所を整備が進めば、子どもをもつ女性の就業率が上がる可能性があることも示唆される。

付表 都道府県別人口1万人あたりの保育所の数

県名	保育所数/ 人口1万人	県名	保育所数/ 人口1万人	県名	保育所数/ 人口1万人
北海道	1.15	石川県	3.52	岡山県	2.06
青森県	3.34	福井県	3.40	広島県	1.65
岩手県	2.44	山梨県	2.72	山口県	2.14
宮城県	0.89	長野県	2.83	徳島県	2.71
秋田県	2.06	岐阜県	2.11	香川県	2.03
山形県	1.85	静岡県	1.30	愛媛県	2.29
福島県	1.40	愛知県	1.27	高知県	3.71
茨城県	1.46	三重県	2.37	福岡県	1.09
栃木県	1.61	滋賀県	1.69	佐賀県	2.41
群馬県	1.99	京都府	0.93	長崎県	2.89
埼玉県	0.94	大阪府	0.88	大分県	2.35
千葉県	0.95	兵庫県	1.19	熊本県	3.23
東京都	1.31	奈良県	1.35	宮崎県	3.52
神奈川県	0.42	和歌山県	2.21	鹿児島県	2.49
新潟県	2.96	鳥取県	3.32	沖縄県	2.43
富山県	2.95	島根県	3.49		