

VI CLL モデルによる推定結果

(1) 第2子、第3子出生タイミング

第2子出生タイミングに関するモデル推定の結果を表7に示した。ここに示した結果は共変量の調整は行っていないデータを用いたものである。まず時間固定変数のみを共変量に含めた Model2A1 の結果を見てみよう。父の喫煙のハザード比は 0.92 で 1%水準で有意、母の喫煙のハザード比も 0.75 で 1%水準で有意であった。このモデルは子の父（母の夫）の同別居が統制されていない。父親が別居している場合、次子出生確率は低められると考えられるが、もし喫煙者ほど父親が別居しやすいという関係がある場合、喫煙の効果に父別居の効果が含まれている可能性がある。そこで、Model2A2 では、時間で変化する父同別居変数を加えた。各調査時点で把握される父同別居情報は、調査時点を挟んで半年前と半年後に反映させている。父親別居ダミーはハザード比 0.2 とかなりマイナスの効果を持つことがわかる。そして父同別居を統制しても父母の喫煙効果は 1%水準で有意に低いことが示された。

さらに、母の喫煙の有無と次子出生タイミングとの関係が因果的であることを補強するため、喫煙の有無ではなく 1 日のタバコの本数を統制したモデルが Model2A3 である。タバコの本数変数は、非喫煙群に比べいずれもマイナスの効果を示しているが、本数が多くなるほど引き下げ効果が強いことが分かる。こうした量-反応関係は喫煙による物質的要素が身体に影響を及ぼし、それが妊孕性（受胎待ち時間）や懐胎継続（流死産）に影響を及ぼしている可能性をより強化するものであると言える。

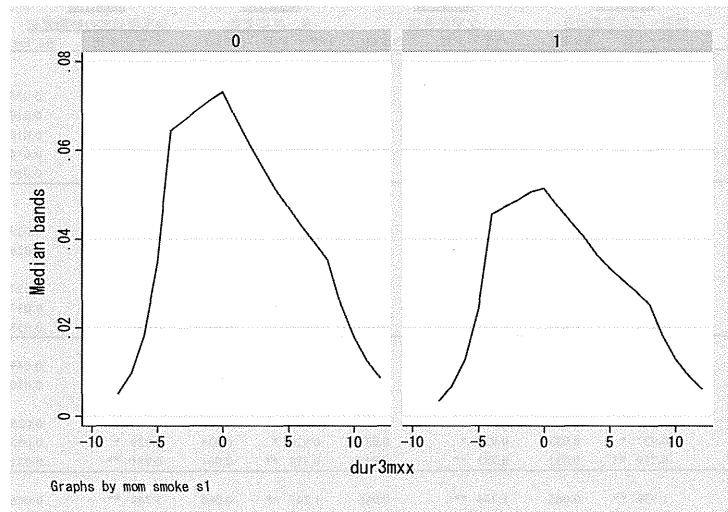
最後の Model2A4 は、母の喫煙効果（ハザード比）が時間によって一定であるという比例ハザード性を緩めたモデルである。図5は CLL モデルで推定された母の喫煙の有無別にみたハザード関数である。上が、比例ハザード性を仮定した Model2A2 の結果であり、下がその仮定を緩めた Model2A4 の結果である。より実態に近いハザード関数の形状をみると、母喫煙の場合のハザードは、2年目以降、非喫煙グループに比べ勢いよく減少していることが分かる。

表7 第2子出生タイミングに関するGLLモデルの推定結果（共変量調整前）

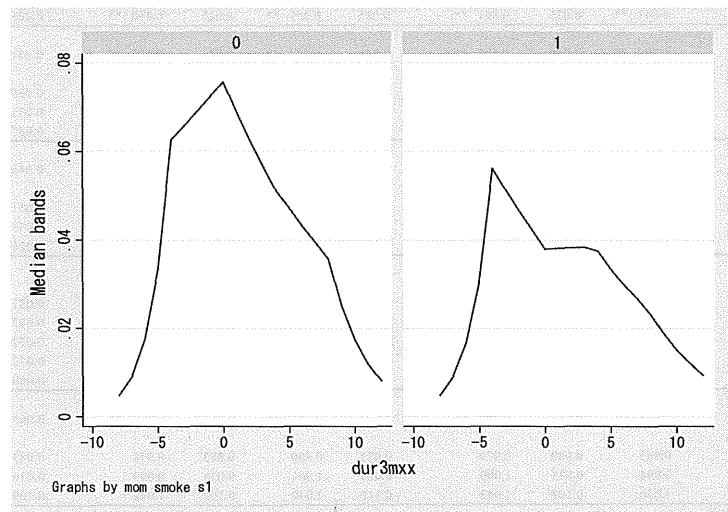
共変量	第2子 調整前							
	Model2A1		Model2A2		Model2A3		Model2A4	
	時間一定共変量のみ		父別居追加		量一反応変数		母喫煙効果の時間変化	
	ハザード比	Sd. Err.	ハザード比	Sd. Err.	ハザード比	Sd. Err.	ハザード比	Sd. Err.
区分線型スプライン								
前子出生後9ヶ月後の経過時間								
0年(0-11ヶ月)	1.901 **	0.032	1.907 **	0.032	1.907 **	0.032	1.917 **	0.035
1年	1.037 **	0.009	1.040 **	0.009	1.040 **	0.009	1.057 **	0.010
2年	0.919 **	0.009	0.923 **	0.009	0.923 **	0.009	0.914 **	0.010
3年	0.914 **	0.013	0.918 **	0.013	0.918 **	0.013	0.922 **	0.014
4年以上	0.708 **	0.019	0.711 **	0.019	0.711 **	0.019	0.697 **	0.020
時間固定変数								
母結婚年齢								
16-22歳	0.903 *	0.038	0.911 *	0.038	0.910 *	0.038	0.910 *	0.038
23-25歳	1.010	0.026	1.010	0.026	1.009	0.026	1.010	0.026
26-28歳(ref.)								
29-31歳	0.893 **	0.027	0.893 **	0.027	0.893 **	0.027	0.893 **	0.027
32-34歳	0.814 **	0.037	0.811 **	0.037	0.810 **	0.037	0.811 **	0.037
35歳以上	0.473 **	0.035	0.471 **	0.035	0.471 **	0.035	0.470 **	0.035
父結婚年齢								
18-22歳	0.919 +	0.047	0.945	0.049	0.944	0.049	0.944	0.049
23-25歳	0.999	0.030	1.006	0.030	1.005	0.030	1.006	0.030
26-28歳(ref.)								
29-31歳	0.911 **	0.025	0.911 **	0.025	0.911 **	0.025	0.911 **	0.025
32-34歳	0.927 *	0.033	0.929 *	0.033	0.930 *	0.033	0.929 *	0.033
35歳以上	0.779 **	0.031	0.781 **	0.031	0.781 **	0.031	0.781 **	0.031
第1回結婚継続期間								
1年以下	1.739 **	0.066	1.748 **	0.066	1.747 **	0.066	1.749 **	0.066
2-3年	1.492 **	0.054	1.490 **	0.054	1.490 **	0.054	1.491 **	0.054
4-5年(ref.)								
6-8年	0.732 **	0.045	0.725 **	0.044	0.726 **	0.044	0.725 **	0.044
9年以上	0.281 **	0.041	0.277 **	0.040	0.276 **	0.040	0.276 **	0.040
第1子婚前妊娠	0.841 **	0.025	0.851 **	0.025	0.851 **	0.025	0.850 **	0.025
母の学歴								
中学校	0.689 **	0.050	0.695 **	0.051	0.702 **	0.051	0.695 **	0.051
高校(ref.)								
専修・専門学校	1.049 +	0.030	1.054 +	0.030	1.054 +	0.030	1.055 +	0.030
短大・高専	1.153 **	0.031	1.160 **	0.031	1.159 **	0.031	1.161 **	0.031
大学・大学院	1.139 **	0.037	1.151 **	0.037	1.149 **	0.037	1.151 **	0.037
父の学歴								
中学校	0.911 +	0.044	0.948	0.046	0.950	0.046	0.948	0.046
高校(ref.)								
専修・専門学校	1.041	0.031	1.037	0.031	1.037	0.031	1.037	0.031
短大・高専	1.029	0.058	1.042	0.059	1.043	0.059	1.042	0.059
大学・大学院	1.040	0.026	1.030	0.026	1.030	0.026	1.030	0.026
母対象児出生1年前の就業状況								
無職・学生(ref.)								
常勤(出産後離職)	1.150 **	0.031	1.152 **	0.031	1.151 **	0.031	1.152 **	0.031
常勤(育休取得あり)	1.096 **	0.035	1.101 **	0.035	1.100 **	0.035	1.101 **	0.035
常勤(育休取得なし)	1.115 +	0.071	1.125 +	0.072	1.123 +	0.072	1.124 +	0.072
パート・アルバイト	1.082 **	0.032	1.086 **	0.032	1.085 **	0.032	1.086 **	0.032
自営業・その他	1.011	0.060	1.007	0.060	1.006	0.060	1.007	0.060
父の就業状況(対象児出生半年後)								
無職・学生								
常勤(ref.)	0.693 **	0.064	0.709 **	0.065	0.710 **	0.065	0.709 **	0.065
パート・アルバイト	0.943	0.080	0.979	0.083	0.980	0.083	0.978	0.083
自営業・その他	0.994	0.035	1.000	0.036	1.001	0.036	0.999	0.036
不詳	1.036	0.109	1.043	0.110	1.040	0.109	1.042	0.109
父母の親との同居(対象児出生半年後)								
父母の親と別居(ref.)								
母の親と同居	0.967	0.046	1.001	0.048	1.001	0.048	1.001	0.048
父の親と同居	1.125 **	0.033	1.117 **	0.032	1.116 **	0.032	1.117 **	0.032
子育ての不安の有無(対象児出生半年後)								
子どもを持って負担に思う	0.957 +	0.023	0.959 +	0.023	0.959 +	0.023	0.959 +	0.023
父母の喫煙状況								
父喫煙(対象児出生半年後)								
母喫煙(対象児出生半年後)	0.922 **	0.020	0.929 **	0.020	0.929 **	0.020	0.929 **	0.020
母喫煙(対象児出生半年後) カテゴリー								
喫煙なし								
1日1-5本					0.787 **	0.043		
1日6-10本					0.770 **	0.035		
1日11本以上					0.702 **	0.041		
経過時間×母喫煙								
0年×母喫煙							0.968	0.047
1年×母喫煙							0.862 **	0.024
2年×母喫煙							1.100 **	0.036
3年×母喫煙							0.967	0.042
4年以上×母喫煙							1.155 *	0.085
時間変化変数								
父親が別居								
Number of obs	274,965		274,965		274,965		274,965	
LR chi2	5359.56 **		5737.11 **		5739.66 **		5782.15 **	
Log likelihood	-42128.06		-41939.29		-41938.01		-41916.76	
df.	43		44		46		49	
AIC	84342.12		83966.57		83968.02		83931.53	
BIC	84794.67		84429.64		84452.14		84447.22	

Significance level. 0.1 + 0.05 * 0.01 ** (ref.)はリファレンス・カテゴリ

図5 CLLモデルによって推定されたハザード関数(第2子出生)
Model 2A2(比例ハザード性を仮定)



Model 2A4(比例ハザード性を仮定しない)



注：横軸は待ち時間であり、時間間隔の1単位が3ヶ月、0を24ヶ月時点に調整した。

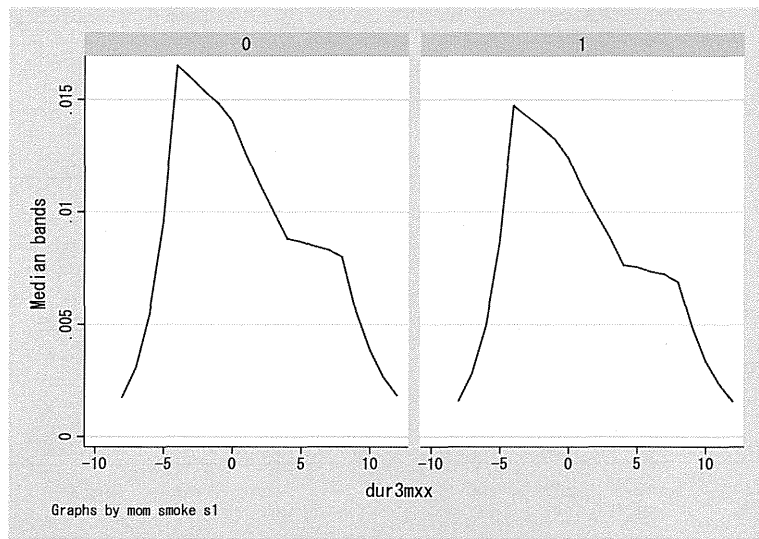
第3子出生タイミングについては、父別居を統制していない Model 3A1、時点ごとの父別居を統制した Model 3A2 とともに、父の喫煙の影響は5%の水準で統計的にマイナスに有意、母の喫煙は1%の水準でマイナスに有意であるが、第2子に比べ効果は弱い。ただし量—反応関係ははっきりと出ており、1日11本以上吸っている場合は73%ほどにハザード比が押さえられる。ハザード比の時間変化を許したモデルにおいては、時間変数との交互作用は有意ではなく、比例ハザード性を仮定した推定値と近い形状になっている(図6)。

表 8 第3子出生タイミングに関する GLL モデルの推定結果（共変量調整前）

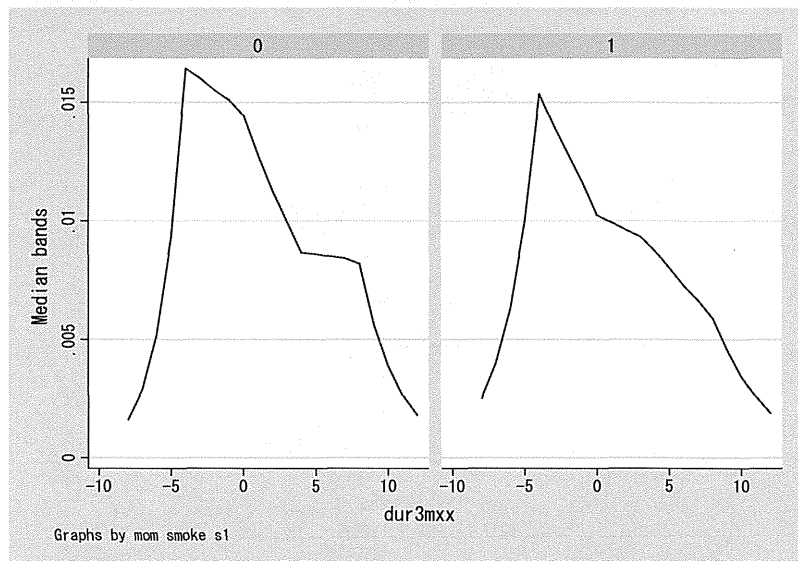
共変量	第3子 調整前							
	Model3A1		Model3A2		Model3A3		Model3A4	
	時間一定共変量のみ		父別居追加		量-反応変数		母喫煙効果の時間変化	
	ハザード比	Std. Err.	ハザード比	Std. Err.	ハザード比	Std. Err.	ハザード比	Std. Err.
区分線型スプライン								
前子出生後9ヶ月後からの経過時間								
0年(0-11ヶ月)	1.756 **	0.060	1.760 **	0.060	1.760 **	0.060	1.796 **	0.068
1年	0.965 +	0.018	0.967 +	0.018	0.967 +	0.018	0.975	0.020
2年	0.892 **	0.019	0.894 **	0.019	0.894 **	0.019	0.884 **	0.020
3年	0.980	0.026	0.982	0.026	0.982	0.026	0.992	0.028
4年以上	0.694 **	0.031	0.695 **	0.031	0.695 **	0.031	0.687 **	0.033
時間固定変数								
母結婚年齢								
16-22歳	1.245 **	0.095	1.256 **	0.096	1.257 **	0.096	1.256 **	0.096
23-25歳	1.109 *	0.058	1.110 *	0.058	1.109 *	0.058	1.110 *	0.058
26-28歳(ref.)								
29-31歳	0.922	0.063	0.926	0.063	0.926	0.063	0.926	0.063
32-34歳	0.680 **	0.087	0.676 **	0.087	0.678 **	0.087	0.676 **	0.087
35歳以上	0.258 **	0.080	0.254 **	0.078	0.255 **	0.079	0.254 **	0.078
父結婚年齢								
18-22歳	0.908	0.087	0.923	0.089	0.926	0.089	0.922	0.088
23-25歳	0.952	0.056	0.958	0.056	0.958	0.056	0.958	0.056
26-28歳(ref.)								
29-31歳	0.939	0.054	0.939	0.054	0.939	0.054	0.939	0.054
32-34歳	0.839 *	0.065	0.840 *	0.065	0.840 *	0.065	0.839 *	0.065
35歳以上	0.757 **	0.073	0.760 **	0.073	0.761 **	0.073	0.760 **	0.073
第1回時結婚継続期間								
1年以下	2.065 *	0.609	2.062 *	0.608	2.042 *	0.603	2.056 *	0.607
2-3年	1.480 **	0.073	1.482 **	0.073	1.482 **	0.073	1.482 **	0.073
4-5年(ref.)								
6-8年	0.571 **	0.033	0.569 **	0.033	0.569 **	0.033	0.569 **	0.033
9年以上	0.289 **	0.036	0.287 **	0.036	0.288 **	0.036	0.287 **	0.036
第1子婚前妊娠								
	0.955	0.053	0.963	0.053	0.963	0.053	0.963	0.053
母の学歴								
中学校	0.960	0.128	0.959	0.128	0.977	0.131	0.958	0.128
高校(ref.)								
専修・専門学校	1.178 **	0.067	1.175 **	0.067	1.173 **	0.067	1.175 **	0.067
短大・高専	1.006	0.058	1.007	0.058	1.006	0.058	1.007	0.058
大学・大学院	1.200 **	0.084	1.206 **	0.085	1.204 **	0.084	1.206 **	0.085
父の学歴								
中学校	0.878	0.084	0.895	0.085	0.900	0.086	0.895	0.085
高校(ref.)								
専修・専門学校	1.030	0.066	1.034	0.067	1.033	0.066	1.034	0.067
短大・高専	1.176	0.130	1.175	0.130	1.175	0.130	1.175	0.130
大学・大学院	1.081	0.059	1.078	0.058	1.078	0.058	1.078	0.058
母対象児出生1年前の就業状況								
無職・学生(ref.)								
常勤(出産後離職)	1.220 *	0.124	1.238 *	0.125	1.238 *	0.125	1.238 *	0.125
常勤(育休取得あり)	1.251 **	0.081	1.261 **	0.082	1.262 **	0.082	1.261 **	0.082
常勤(育休取得なし)	1.132	0.149	1.145	0.151	1.147	0.151	1.145	0.151
パート・アルバイト	1.055	0.080	1.060	0.080	1.060	0.080	1.059	0.080
自営業・その他	1.201 *	0.109	1.197 *	0.109	1.198 *	0.109	1.198 *	0.109
父の就業状況(対象児出生半年後)								
無職・学生	0.919	0.179	0.938	0.182	0.939	0.182	0.938	0.182
常勤(ref.)								
パート・アルバイト	0.987	0.228	1.031	0.239	1.024	0.237	1.031	0.239
自営業・その他	1.328 **	0.085	1.329 **	0.086	1.331 **	0.086	1.329 **	0.086
不詳	0.913	0.201	0.910	0.200	0.908	0.200	0.910	0.200
父母の親との同居(対象児出生半年後)								
父母の親と別居(ref.)								
母の親と同居	0.916	0.088	0.941	0.090	0.940	0.090	0.941	0.090
父の親と同居	1.147 *	0.062	1.142 *	0.062	1.140 *	0.062	1.142 *	0.062
子育ての不安の有無(対象児出生半年後)								
子どもを持って負担に思う	0.786 **	0.038	0.787 **	0.039	0.786 **	0.038	0.787 **	0.039
父母の喫煙状況								
父喫煙(対象児出生半年後)	0.908 *	0.040	0.911 *	0.041	0.911 *	0.041	0.911 *	0.041
母喫煙(対象児出生半年後)	0.817 **	0.053	0.828 **	0.054			0.532	0.244
母喫煙(対象児出生半年後) カテゴリー								
喫煙なし								
1日1-5本					0.932	0.106		
1日6-10本					0.835 *	0.075		
1日11本以上					0.729 **	0.083		
経過時間×母喫煙								
0年×母喫煙								
1年×母喫煙							0.885	0.080
2年×母喫煙							0.936	0.054
3年×母喫煙							1.097	0.071
4年以上×母喫煙							0.920	0.074
時間変化変数								
父親が別居			0.351 **	0.072	0.351 **	0.072	0.352 **	0.073
Number of obs	257,505		257,505		257,505		257,505	
LR chi2	1301.26 **		1338.2 **		1340.77 **		1344.69 **	
Log likelihood	-13052.76		-13034.29		-13033.00		-13031.05	
df.	43		44		46		49	
AIC	26191.52		26156.58		26158.01		26160.09	
BIC	26641.25		26616.77		26639.11		26672.57	

Significance level. 0.1 + 0.05 * 0.01 ** (ref.)はリファレンス・カテゴリ

図6 CLLモデルによって推定されたハザード関数(第3子出生)
Model 3A2(比例ハザード性を仮定)



Model 3A4(比例ハザード性を仮定しない)



注：横軸は待ち時間であり、時間間隔の1単位が3ヶ月、0を24ヶ月時点に調整した。

(2) 傾向スコアによる調整後の結果

以上の結果は共変量を調整していない。すなわち、母喫煙グループと非喫煙グループの属性が大きく違うなかで、共変量の統制のみを行った結果である。しかし比較するグループの属性構造が大きく異なることが喫煙効果にバイアスをもたらす可能性もある。そこで、以下では傾向スコアを使ったマッチング法および IPTE 法によって共変量の構造とバランスさせた上で同様の分析を行う。

表9 第2子出生タイミングに関するGLLモデルの推定結果（共変量調整前後の比較）

共変量	Model2A2(再掲)		第2子 Model2B1		Model3B2	
	調整前		マッチング		IPTF	
	父別居追加		父別居追加		父別居追加	
	ハザード比	Std. Err.	ハザード比	Std. Err.	ハザード比	Std. Err.
区分線型スプライン						
前子出生後9ヶ月後からの経過時間						
0年(0-11ヶ月)	1.907 **	0.032	1.783 **	0.054	1.828 **	0.066
1年	1.040 **	0.009	0.994	0.017	1.012	0.020
2年	0.923 **	0.009	0.938 **	0.019	0.945 *	0.021
3年	0.918 **	0.013	0.906 **	0.026	0.912 **	0.025
4年以上	0.711 **	0.019	0.742 **	0.038	0.772 **	0.054
時間固定変数						
母結婚年齢						
16-22歳	0.911 *	0.038	0.860 *	0.059	0.916	0.074
23-25歳	1.010	0.026	0.971	0.050	0.986	0.061
26-28歳(ref.)						
29-31歳	0.893 **	0.027	0.901	0.062	0.850 *	0.056
32-34歳	0.811 **	0.037	0.754 **	0.079	0.740 **	0.085
35歳以上	0.471 **	0.035	0.498 **	0.082	0.527 **	0.086
父結婚年齢						
18-22歳	0.945	0.049	1.011	0.076	0.925	0.071
23-25歳	1.006	0.030	0.963	0.053	1.004	0.067
26-28歳(ref.)						
29-31歳	0.911 **	0.025	0.873 *	0.053	0.808 **	0.048
32-34歳	0.929 *	0.033	0.923	0.073	0.924	0.081
35歳以上	0.781 **	0.031	0.730 **	0.064	0.627 **	0.059
第1回結婚維持期間						
1年以下	1.748 **	0.066	1.365 **	0.120	1.638 **	0.166
2-3年	1.490 **	0.054	1.294 **	0.112	1.376 **	0.139
4-5年(ref.)						
6-8年	0.725 **	0.044	0.645 **	0.092	0.802	0.122
9年以上	0.277 **	0.040	0.338 **	0.106	0.354 **	0.101
第1子婚前妊娠						
母の学歴	0.851 **	0.025	0.919 +	0.047	0.899 +	0.056
中学校	0.695 **	0.051	0.775 **	0.068	0.741 **	0.073
高校(ref.)						
専修・専門学校	1.054 +	0.030	1.094 +	0.055	1.049	0.059
短大・高専	1.160 **	0.031	1.235 **	0.071	1.188 **	0.073
大学・大学院	1.151 **	0.037	1.005	0.102	0.970	0.071
父の学歴	0.948	0.046	0.905	0.056	0.882 *	0.051
中学校						
高校(ref.)						
専修・専門学校	1.037	0.031	1.038	0.057	1.012	0.058
短大・高専	1.042	0.059	1.196	0.156	1.389 *	0.187
大学・大学院	1.030	0.026	1.064	0.061	1.096 +	0.060
母対象児出産1年前の就業状況						
無職・学生(ref.)						
常勤（出産後離職）	1.152 **	0.031	1.208 **	0.066	1.141 *	0.068
常勤（育休取得あり）	1.101 **	0.035	1.100	0.080	1.095	0.095
常勤（育休取得なし）	1.125 +	0.072	1.253 *	0.139	1.171 +	0.112
パート・アルバイト	1.086 **	0.032	1.074	0.061	1.092	0.067
自営業・その他	1.007	0.060	1.007	0.117	1.054	0.120
父の就業状況（対象児出生半年後）						
無職・学生	0.709 **	0.065	0.767 +	0.116	0.668 *	0.120
常勤(ref.)						
パート・アルバイト	0.979	0.083	1.003	0.137	1.046	0.246
自営業・その他	1.000	0.036	1.138 *	0.071	1.035	0.066
不詳	1.043	0.110	1.105	0.204	0.815 +	0.100
父母の親との同居（対象児出生半年後）						
父母の親と別居(ref.)						
母の親と同居	1.001	0.048	0.992	0.083	0.989	0.095
父の親と同居	1.117 **	0.032	1.081	0.059	1.048	0.050
子育ての不安の有無（対象児出生半年後）						
子どもを持って負担に思う	0.959 +	0.023	0.929	0.045	0.941	0.053
父母の喫煙状況						
父喫煙（対象児出生半年後）	0.929 **	0.020	0.975	0.075	0.993	0.054
母喫煙（対象児出生半年後）	0.756 **	0.024	0.760 **	0.029	0.706 **	0.037
時間変化変数						
父親が別居	0.215 **	0.023	0.243 **	0.038	0.250 **	0.061
Number of obs	274,965		80,884		274,965	
LR chi2	5737.11 **		1302.25 **		1025.98 **	
Log likelihood	-41939.29		-11216.30		-77084.68	
df.	44		44		44	
AIC	83966.57		22520.61		154257.40	
BIC	84429.64		22929.84		154720.40	

Significance level. 0.1 + 0.05 * 0.01 ** (ref.)はリファレンス・カテゴリ

表 10 第 3 子出生タイミングに関する GLL モデルの推定結果 (共変量調整前後の比較)

共変量	Model3A2(再掲)		第3子 Model3B1		Model3B2	
	調整前		マッチング		IPTTE	
	父別居追加	Std. Err.	父別居追加	Std. Err.	父別居追加	Std. Err.
区分線型スプライン						
前子出生後9ヶ月後からの経過時間						
0年(0-11ヶ月)	1.760 **	0.060	1.628 **	0.096	1.835 **	0.090
1年	0.967 +	0.018	0.966	0.035	0.917 *	0.037
2年	0.894 **	0.019	0.879 **	0.037	0.937 +	0.036
3年	0.982	0.026	1.062	0.052	0.974	0.041
4年以上	0.695 **	0.031	0.658 **	0.056	0.666 **	0.050
時間固定変数						
母結婚年齢						
16-22歳	1.256 **	0.096	1.242 +	0.156	1.152	0.149
23-25歳	1.110 *	0.058	0.990	0.102	0.974	0.108
26-28歳(ref.)						
29-31歳	0.926	0.063	0.664 *	0.112	0.708 +	0.147
32-34歳	0.676 **	0.087	0.421 **	0.124	0.439 **	0.086
35歳以上	0.254 **	0.078	0.252 *	0.149	0.189 **	0.085
父結婚年齢						
18-22歳	0.923	0.089	0.908	0.127	1.025	0.157
23-25歳	0.958	0.056	0.900	0.097	0.972	0.105
26-28歳(ref.)						
29-31歳	0.939	0.054	1.067	0.131	1.034	0.115
32-34歳	0.840 *	0.065	1.104	0.182	1.324	0.283
35歳以上	0.760 **	0.073	0.864	0.170	0.892	0.238
第1回結婚持続期間						
1年以下	2.062 *	0.608	1.873	0.794	2.758 *	1.275
2-3年	1.482 **	0.073	1.664 **	0.152	1.600 **	0.156
4-5年(ref.)						
6-8年	0.569 **	0.033	0.621 **	0.078	0.516 **	0.058
9年以上	0.287 **	0.036	0.315 **	0.085	0.297 **	0.101
第1子婚前妊娠						
	0.963	0.053	0.910	0.081	1.006	0.107
母の学歴						
中学校	0.959	0.128	1.014	0.169	1.038	0.162
高校(ref.)						
専修・専門学校	1.175 **	0.067	1.332 **	0.131	1.306 **	0.127
短大・高専	1.007	0.058	1.133	0.147	1.060	0.102
大学・大学院	1.206 **	0.085	1.586 **	0.280	1.682 **	0.315
父の学歴						
中学校	0.895	0.085	0.853	0.103	0.969	0.112
高校(ref.)						
専修・専門学校	1.034	0.067	0.977	0.113	1.074	0.123
短大・高専	1.175	0.130	0.843	0.272	0.961	0.191
大学・大学院	1.078	0.058	0.949	0.114	1.136	0.105
母対象児出産1年前の就業状況						
無職・学生(ref.)						
常勤(出産後離職)	1.238 *	0.125	0.665 +	0.156	0.876	0.124
常勤(育休取得あり)	1.261 **	0.082	0.955	0.158	1.078	0.164
常勤(育休取得なし)	1.145	0.151	1.254	0.299	1.607 +	0.402
パート・アルバイト	1.060	0.080	0.954	0.122	1.076	0.116
自営業・その他	1.197 *	0.109	1.130	0.187	1.043	0.123
父の就業状況(対象児出生半年後)						
無職・学生	0.938	0.182	0.745	0.251	0.762	0.180
常勤(ref.)						
パート・アルバイト	1.031	0.239	0.563	0.329	0.816	0.204
自営業・その他	1.329 **	0.086	1.067	0.118	1.202 *	0.105
不詳	0.910	0.200	1.082	0.367	0.952	0.305
父母の親との同居(対象児出生半年後)						
父母の親と別居(ref.)						
母の親と同居	0.941	0.090	0.823	0.143	1.016	0.160
父の親と同居	1.142 *	0.062	1.049	0.112	0.991	0.084
子育ての不安の有無(対象児出生半年後)						
子どもを持って負担に思う	0.787 **	0.039	0.708 **	0.066	0.739 **	0.085
父母の喫煙状況						
父喫煙(対象児出生半年後)	0.911 *	0.041	0.880	0.123	1.021	0.109
母喫煙(対象児出生半年後)	0.828 **	0.054	0.803 **	0.062	0.817 +	0.088
時間変化変数						
父親が別居	0.351 **	0.072	0.185 **	0.076	0.290 **	0.077
Number of obs	257,505		70,757		257,505	
LR chi2	1338.2 **		387.6 **		1023.09 **	
Log likelihood	-13034.29		-3632.19		-23837.71	
df.	44		44		44	
AIC	26156.58		7352.375		47763.42	
BIC	26616.77		7755.723		48223.61	

Significance level. 0.1 + 0.05 * 0.01 ** (ref.)はリファレンス・カテゴリ

第2子についてみると、マッチング法による共変量調整後の Model2B1、IPTE 法による共変量調整後の Model2B2 とともに、調整前と変わらず、1%の水準でネガティブな効果を示している。第3子についても、母親の喫煙効果はマッチング法を用いた場合は変わらず有意であったが、ウェイト法を用いた場合は、10%水準での有意なネガティブ効果を示すにとどまっている。

なお、父親の喫煙効果について効果が消えたことについては、母親の喫煙別に構造を調整したことが影響していると思われる。

Ⅶ まとめ

父母の喫煙は妊孕力の低下や流死産確率の上昇を通じて、出生力にマイナスの影響があることが疫学的な研究で指摘されているが、大規模全国データを用いた喫煙の出生力への影響を検証したものは国内でほとんどない。本研究では、2001年に子どもをもった夫妻を追跡した厚生労働省統計情報部が実施した「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」を用い、7回時調査時点までの次子出生タイミングを complementary log log モデル（CLL モデル）で推定し、当該出生児出産半年後の父母の喫煙習慣が出生力に与える影響を検証した。CLL モデルは、生存時間分析の手法の一つであるが、パーソン期間データを分析することで、コックス回帰と異なり時間で変化する変数の効果を統制できるほか、同じく離散時間データを用いるロジスティック回帰モデルの係数の解釈が確率のオッズ比であるのに対し、リスクの大きさとして解釈しやすいハザード比を表すといったメリットがある。ただし、母の喫煙習慣の有無については属性の構造が大きくことなるため、効果の推定にバイアスがかかる可能性がある。そこで、傾向スコアを用いて共変量の構造を調整したデータについても喫煙効果を検証した。

母親の喫煙習慣の影響については、時間変化変数（子の父親との同別居）の統制にかかわらず、そして母喫煙の有無に関する共変量の構造調整の有無にかかわらず、次子出生タイミングに有意にネガティブな効果があることが分かった。父親の喫煙効果については、先行研究でも明確な影響が出ないことが多いが、中には妊娠初期の流死産に関係していることを指摘するものもあった(Venners et al. 2004)。本研究では、第2子、第3子ともに有意なネガティブな効果が見られた。ただし母親の喫煙の効果よりも小さい。

本研究に先行して、岩澤・鎌田(2014)では、今回と同様のデータを用い、出生力指標やモデル、データの限定を様々に変えて喫煙習慣の効果を分析した。その結果と合わせて、今回の喫煙習慣の効果分析に関する要約を表11に示した。

図7 母の出産1年前の従業上別、および喫煙者の生存関数の予測値(第2子出生)

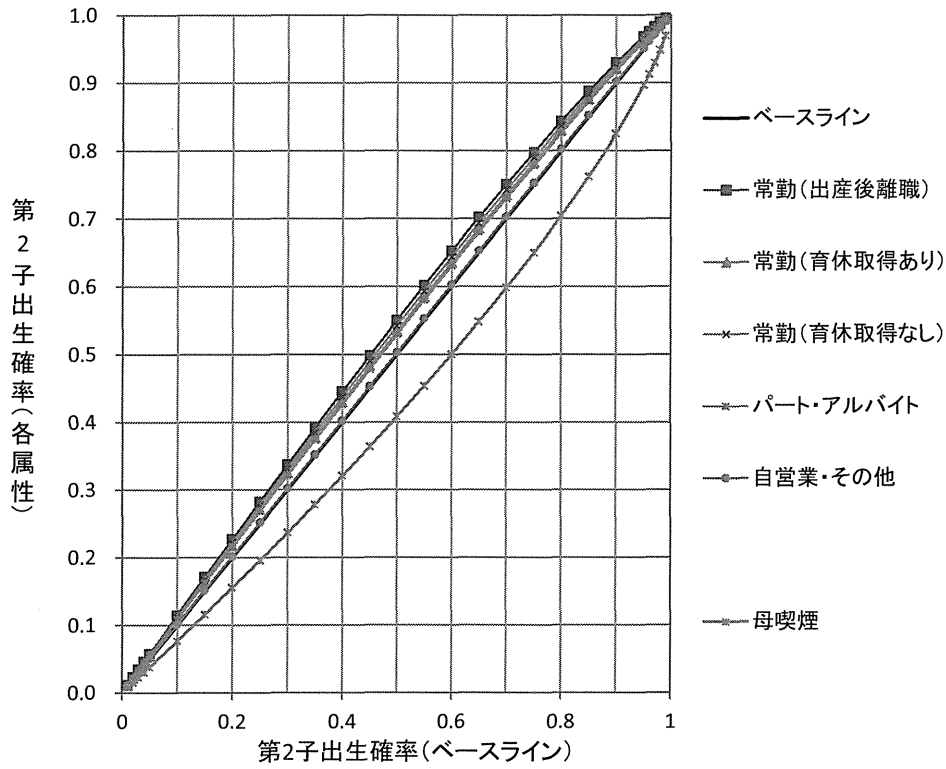
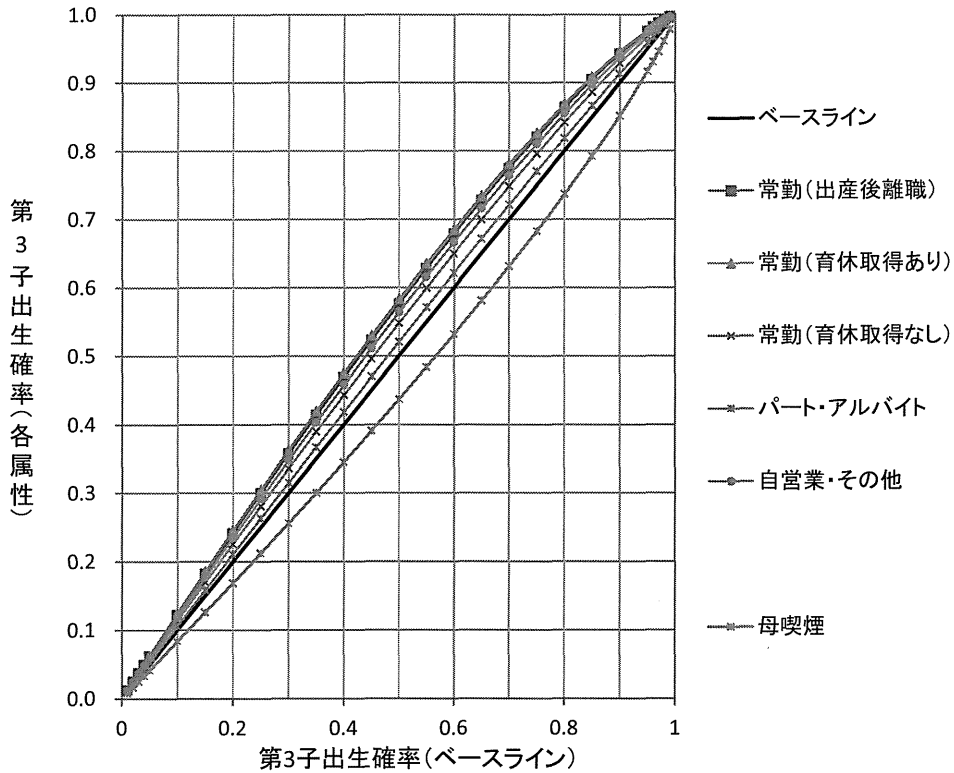


図8 母の出産1年前の従業上別、および喫煙者の生存関数の予測値(第3子出生)



母親の喫煙習慣は次子出生ハザードを 75%ほど引き下げる。仮に通常の第 2 子出生確率が 0.8 だとすると、第 1 子出産後に母が喫煙していると確率は $0.7(=1-(1-0.8)^{0.75})$ になることを意味する。喫煙の有無で生存関数に基づく次子出生確率がどの程度異なるかをしめしたのが図 7 (第 2 子) と図 8 (第 3 子) である。ここでは前子出産前後の母の就業別に出生確率がどの程度変わるかも同時に示しているが、働き方による違いに比べても、喫煙者の出生確率の引き下げ降下は顕著に大きいことが分かる。

ただし、今回の喫煙習慣効果は、人口全体の出生力に与える影響を部分的にとらえたものでしかない。今回は、2001 年の出生児を対象とした調査データを用いたので、少なくとも 1 子は出生した夫妻が対象であった。子どもを持たない夫婦が喫煙することで第 1 子の出生確率にも影響があるはずであり、その効果は、おそらく第 2 子での引き下げ効果よりも大きい可能性が高い。男女全人口を対象とした大規模データによって人口全体への影響が推定できると喫煙の影響についてより包括的に論じることができると思われる。今後様々な人口学的調査で、こうした健康面に関わる調査項目が充実することを期待したい。また、出生意欲と喫煙の関係も疑われるため、今回の喫煙者のマイナスの効果は、喫煙そのものによる効果のみならず、喫煙者の出生意欲が低めであることをある程度反映している可能性も留意する必要があるだろう。

厚生労働省が進めている「健康日本 21 (第二次)」(厚生労働省 2012) では、たばこ対策として喫煙に関する目標設定が行われている。成人の喫煙率低下 (平成 22 年 19.5% →平成 34 年度 12%)、未成年者の喫煙をなくす (平成 34 年度 0%)、妊娠中の喫煙をなくす (平成 22 年 5% (厚労省「乳幼児身体発育調査」→平成 26 年 0%)、受動喫煙の防止などが掲げられている。こうした取り組みは、主に妊婦の妊娠合併症 (自然流産、早産、子宮外妊娠、前置胎盤や胎盤早期剥離) のリスクや、胎児の低体重、出生後の乳幼児突然死症候群のリスクを減じることが主目的と認識されているが、喫煙が受胎待ち時間や流産確率にも影響することを考慮すれば、妊婦の喫煙率や夫の喫煙率の低下は出生力に正の影響を与えることが期待できる。

表 11 父母の喫煙習慣の出生力への影響に関する分析結果の要約

岩澤・鎌田 (2014)	第1回で子を生んだ夫婦 第6回までの完全データ	32,632	第6回時既往出生児数 (-1) 母喫煙効果は出生順位統制済み。 ベースは対象児第1子。	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	ポワソン回帰				出生児数の差	
									-0.011	0.0113
									-0.313 **	0.0271
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの完全データ	16,467	第6回時第2子出生の有無	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	ロジスティック回帰				確率のオッズ比	
									0.882 **	0.0323
									0.693 **	0.0359
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの完全データ	16,467	第6回までの第2子出生タイミング (待ち時間(月数))	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	コックス回帰				ハザード比	
									0.938 **	0.0203
									0.778 **	0.0262
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	20,077	第6回までの第2子出生タイミング (待ち時間(月数))	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	コックス回帰	○			ハザード比	
									0.923 **	0.0195
									0.749 **	0.0242
本研究	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	20,077	第6回までの第2子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	CLL	○			ハザード比	
									0.922 **	0.0200
									0.746 **	0.0240
本研究	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	20,077	第6回までの第2子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	CLL	○	○		ハザード比	
									0.929 **	0.0200
								○ (マッチング)	0.756 **	0.0240
本研究	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	5,872	第6回までの第2子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 母喫煙	CLL	○	○		ハザード比	
									0.760 **	0.0290
本研究	第1回で第1子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	20,077	第6回までの第2子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 母喫煙	CLL	○	○	○ (IPTTE)	ハザード比	
									0.706 **	0.0370
第3子(以上) 出生について										
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で子を生んだ夫婦 第6回までの完全データ	32,632	第6回時既往出生児数 (-1) 母喫煙効果は出生順位統制済み。 ベースは対象児第2子。	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	ポワソン回帰				出生児数の差	
									-0.011	0.0113
									-0.030	0.0246
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの完全データ	11,831	第6回時第3子出生の有無	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	ロジスティック回帰				確率のオッズ比	
									0.923	0.0480
									0.818 *	0.0636
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの完全データ	11,831	第6回までの第3子出生タイミング (待ち時間(月数))	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	コックス回帰				ハザード比	
									0.928	0.0422
									0.850 *	0.0581
岩澤・鎌田 (2014)	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	14,241	第6回までの第3子出生タイミング (待ち時間(月数))	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	コックス回帰	○			ハザード比	
									0.909 *	0.0405
									0.818 **	0.0535
本研究	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	14,241	第6回までの第3子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	CLL	○			ハザード比	
									0.908 *	0.0400
									0.817 **	0.0530
本研究	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	14,241	第6回までの第3子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 父喫煙 母喫煙	CLL	○	○		ハザード比	
									0.911 *	0.0410
								○ (マッチング)	0.828 **	0.0540
本研究	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	4,022	第6回までの第3子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 母喫煙	CLL	○	○		ハザード比	
									0.803 **	0.0620
本研究	第1回で第2子を生んだ夫婦 第6回までの脱落含むデータ	14,241	第6回までの第3子出生タイミング (人-3ヶ月データに基づく生起確率)	(対象児出生半年後) 母喫煙	CLL	○	○	○ (IPTTE)	ハザード比	
									0.817 +	0.0880

Significance level. 0.1 + 0.05 * 0.01 ** (ref.)はリファレンス・カテゴリ

文献

- Augood, C., K. Duckitt, and A. Templeton. 1998. "Smoking and female infertility: a systematic review and meta-analysis." *Human Reproduction* 13(6): 1532-1539.
- Bolumar, F., J. Olsen, and J. Boldsen. 1996. "Smoking reduces fecundity: a European multicenter study on infertility and subfecundity." *American Journal of Epidemiology* 143(6):578-587.
- Bongaarts, J. and R.G. Potter. 1983. *Fertility, Biology, and Behavior: An Analysis of the Proximate Determinants*. New York: Academic Press.
- Chatenoud, L., F. Parazzini, E. Di Cintio, G. Zanconato, G. Benzi, R. Bortolus, and C. La Vecchia. 1998. "Paternal and maternal smoking habits before conception and during the first trimester: relation to spontaneous abortion." *Annals of Epidemiology* 8(8):520-526.
- Cnattingius, S. 2004. "The epidemiology of smoking during pregnancy: smoking prevalence, maternal characteristics, and pregnancy outcomes." *Nicotine & Tobacco Research* 6 (Suppl 2):S125-S140.
- Dechanet, C., T. Anahory, J.M. Daude, X. Quantin, L. Reyftmann, S. Hamamah, B. Hedon, and H. Dechaud. 2011. "Effects of cigarette smoking on reproduction." *Human Reproduction Update* 17(1):76-95.
- Gray, R., H. L. Meridon, and A. S. Pira. 1993. *Biomedical and Demographic Determinants of Reproduction*. Oxford: Clarendon press.
- Guo, Shenyang and Fraser W. Mark. 2010. "Propensity score analysis", SAGE Publications, Inc.
- Hassan, M.A.M. and S.R. Killick. 2004. "Negative lifestyle is associated with a significant reduction in fecundity." *Fertility and Sterility* 81(2):384-392.
- Hull, M., K. North, H. Taylor, A. Farrow, W. Ford. And The Avon Longitudinal Study of Pregnancy and Childhood Study team. 2000. "Delayed conception and active and passive smoking." *Fertility and Sterility* 74(4):725-733.
- Kline, J., B. Levin, A. Kinney, Z. Stein, M. Susser, and D. Warburton. 1995. "Cigarette smoking and spontaneous abortion of known karyotype: precise data but uncertain inferences." *American Journal of Epidemiology* 141(5):417-427.
- Long, J. S. and J. Freese. 2006. "Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata 2nd Edition", Stata Press.
- Nielsen, A., C. Gerds, H. Hannibal, B. Eriksen, L. indekilde, J. Tolstrup, K. Frederiksen, C. Munk, T. Bergholt, L. Buss, B. Ottesen, and M. Grønbaek. 2006. "Maternal smoking predicts the risk of spontaneous abortion." *Acta obstetrica et gynaecologica Scandinavica* 85(9):1057-1065.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70: 41-55.
- Rubin, D. 1985. "The Use of Propensity Scores in Applied Bayesian Inference", J. M. Bernardo, M. H. De Groot, D. V. Lindley and A. F. Smith (eds), *Bayesian Statistics*, 2: 463-472.
- Venners, S.A., X. Wang, C. Chen, L. Wang, D. Chen, W. Guang, A. Huang, L. Ryan, J. O'Connor,

- and B. Lasley. 2004. "Paternal smoking and pregnancy loss: a prospective study using a biomarker of pregnancy." *American Journal of Epidemiology* 159(10): 993-1001.
- 阿藤誠, 西岡八郎, 津谷典子, 福田亘孝. 2011. 『少子化時代の家族変容: パートナーシップと出生行動』東京大学出版会.
- エコチルワーキンググループ・環境省. 2010. 『子どもの健康と環境に関する全国調査 (エコチル調査) 仮説集』
- 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所. 2006. 『少子化と日本の経済社会: 2つの神話と1つの真実』日本評論社.
- 星野崇宏, 繁杵算男. 2004. 「傾向スコア解析法による因果効果の推定と調査データの調整について」『行動計量学』31(1):43-61.
- 星野崇宏. 2009. 『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- 岩澤美帆. 2012. 「不妊と流産」『平成22年 わが国夫婦の結婚過程と出生力: 第14回出生動向基本調査』厚生労働統計協会: 38-41.
- 岩澤美帆・鎌田健司. 2014. 「縦断調査を用いた出生力の規定要因分析: 父母の喫煙習慣効果を検証するモデル比較」厚生労働科学研究費補助金『「縦断および横断調査によるライフコース事象の経時変化分析と施策への対応に関する研究 (H24-政策一般-004)」(平成24~25年度) 報告書』
- 厚生労働省 2012. 「国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針 (平成15年厚生労働省告示第195号)」
- 目黒依子, 矢澤澄子. 2000. 『少子化時代のジェンダーと母親意識』新曜社.
- 守泉理恵, 鎌田健司. 2012. 「子ども数についての考え方」『平成22年 わが国夫婦の結婚過程と出生力: 第14回出生動向基本調査』厚生労働統計協会: 28-36.
- 大淵寛, 高橋重郷. 2004. 『少子化の人口学』原書房.
- 佐藤龍三郎. 2008. 「日本の「超少子化」: その原因と政策対応をめぐって」『人口問題研究』64(2):10-24.
- 山口一男. 2009. 『ワークライフバランス: 実証と政策提言』日本経済新聞出版社.

2. 次世代育成支援に関する研究

子どもの成長の統計分析

北村行伸¹

目的 本研究では『21 世紀出生児縦断調査』の 10 年分のデータを使って、子どもの成長パターンを統計的に解明した。医学的には、子どもの成長を乳幼児期、子供期、思春期の 3 期間に分けている。それぞれの成長期は以前の成長期の到達レベルと密接に関連している。すなわち、成長が一定水準に達すれば、次の器官の成長経路に乗り、またそれが一定水準に達すれば、次の器官の発育が促進されるといった、並行的成長と順行的成長が複雑に絡まって進行するものである。このような成長パターンを統計モデルを使って説明することを試みた。

方法 本研究では大きく分けて 2 種類の実証モデルの推定を行った。まず初めは、通常のパネルデータ推定であり、検定によって固定効果モデルを使用した。モデルの定式化は先行研究に基づいて 9 次多項式モデルに子育て費用を加えたものを用いた。身体サイズ(身長・体重)の水準の対数値と変化の対数値をそれぞれ被説明変数に用い、男子・女子別に推定した。さらに、多項式モデルを拡張したランダム係数推定モデルを用いて、同様に身体サイズ(身長・体重)の水準と変化の分析を行った。

結果 固定効果モデルでは、水準・変化ともにこのモデルへのデータの当てはまりは極めて高い。特に、変化モデルに対する係数の有意性は極めて高く、モデルとしては変化モデルのほうが選好される。身長・体重に関する男女差はこの推定では明らかではない。ランダム係数推定モデルの推定結果からは、人間成長パターンを実際のデータから再現することができた。特にパラメーターから描かれる変化の図では子供期の微妙な増加や、まだ 10 歳にすぎないにもかかわらず、思春期の成長が加速され始めていることもデータから抽出できた。また、ランダム係数推定モデルの利用により、通常の 9 次多項式推定では負の効果をもっていた子育て費用が、対象児の成長に対して正の効果をもつとの結果を得た。これは個人レベルでの係数の変化を許容するモデルへと改善した成果であり、子育て費用が子供の成長を促進していることが新たにわかった。

結論 同一個人の成長をモデル化することにより、家計の経済状況や子育て環境などの違いが、子供の身体成長にどのような違いをもたらすかということについて言及することが可能となる。今回の研究では、子育て費用が子どもの成長に正の効果をもつことを実証した。貧困などの理由で身体の発育が遅れ、その結果として子ども期や思春期の成長期になかなか入れない子どもがいる可能性がある。貧困対策は、子どもの身体の健全な発育を促すという観点からも検討される必要がある。

¹ 一橋大学経済研究所 教授

I はじめに

人間の成長パターンの背後にある成長メカニズムは極めて複雑であり、その実態を記述することは極めて難しい。人間は受精から始まり、胎児の成長、出産、乳幼児の発育、子供期の成長、そして思春期の成長といくつもの違った成長期を経て大人になっていくものである。

医学的には、子どもの成長を乳幼児期、子供期、思春期の3期間に分けている。それぞれの成長期は以前の成長期の到達レベルと密接に関係している。すなわち、成長が一定水準に達すれば、次の器官の成長経路に乗り、またそれが一定水準に達すれば、次の器官の発育が促進されるといった、並行的成長と順行的成長が複雑に絡まって進行するものである。このような成長パターンを追うためには、同一の出生児を継続して観察することが必要になってくる。これを可能にするのがパネルデータ、すなわち縦断調査である。

北村(2014)では、『21世紀出生児縦断調査』(厚生労働省)の6年間のデータを用いて、乳幼児期の成長が早かった子どもは、思春期の成長に入るのも早いのかとか、小さく生まれた子どもは、平均以上のサイズに生まれた子どもにキャッチアップするものなのか、それとも差は縮まらないのかなどといった問題に答えを出そうとしてきた。小さな子どものキャッチアップ行動は見られたが、乳幼児期の成長と思春期の成長との関係は、時期尚早で解明できなかった。

論文では『21世紀出生児縦断調査』の10年分のデータを使って、子どもの成長パターンを統計的に解明してみたい。そもそも、成長曲線が非線形であることは、データのプロットやこれまでの計測から明らかであるが(図1、図2参照)、その背後で何が起きているかを、統計データを使って説明することはそれほど容易ではない。医学的には乳幼児期とは0歳から1.5-2歳ぐらいまでの時期をさし、甲状腺ホルモン(thyroid hormones)によって支配されている。子供期は思春期前から思春期に入ってから継続する成長期であり成長ホルモン(growth hormones)によって支配されている。思春期は性ホルモン(sexual hormones)が活発化することで、生殖活動を可能にするような成長が促進される。同時に松果体(epiphyses)が縮小することで、身体成長は停止していく。

このようなことが身体内で起きていることを確認するためには、基本的にホルモン分泌を計測することが必要であるが、『21世紀出生児縦断調査』では、そのような医学的な計測は行っていない。また、第2期に当たる子供期の成長は、多くは脳神経系の発育と関係しており、外形的に観察しにくく、乳幼児期からの識別が難しいとされている(Molianri and Gasser (2004, p.32))。

II 先行研究

これまでの身体成長曲線の計測は、ノンパラメトリックな方法 (Gasser, Gervini and Molinari (2004), Chapter 7) やパラメトリックな方法 (Hauspie and Molinari (2004), Chapter 8) でサーベイされている。基本的には、上述の 3 つの期間の成長パターンをどのように捉えるかということである。以下では、主要な 3 つのパラメトリックなモデルを紹介したい。

まず初めは、Preece and Baines (1978) で提示されたモデルである。これは、基本的に、成長期を乳幼児期と思春期の 2 期に分けてロジスティック関数を推定するモデルである。

$$y = h_1 - \frac{2(h_1 - h_\theta)}{e^{s_0(t-\theta)} + e^{s_1(t-\theta)}}$$

ここで y は身長・体重などのサイズ、 t は年齢、 s_0 は乳幼児期の成長率、 s_1 は思春期の成長率を表している。 h_1 は成人のサイズ、 h_θ は思春期の成長が始まる θ 歳におけるサイズを表している。

次に提案されたのは Bock and Thissen (1976, 1980) の 3 期間にわたる 3 期ロジスティック・モデルである。

$$h(t) = \frac{a_1 q}{1 + e^{-b_1(t-c_1)}} + \frac{a_1 p}{1 + e^{-b_2(t-c_2)}} + \frac{f - a_1}{1 + e^{-b_3(t-c_3)}}$$

ここで $h(t)$ は身体サイズ、 t は年齢、 p は子供期における成長率、 $q=1-p$ 。このモデルの考え方は、それぞれの成長期において異なったロジスティック関数を推計するということであるが、データはクロスセクションデータあるいはパネルデータであってもプーリングデータを使っている。しかし、この推定はパネルデータの特色を生かした推定にはなっていない²。

3 番目のモデルは Karlberg(1989) である。ここでは、Bock and Thissen (1976,1980) のように 1 本の推定式に 3 期間のロジスティック関数を当てはめるのではなく、簡単に 3 期間にモデルを分けて、それぞれの期間に最適な非線形式を当てはめるという考え方をとっている。具体的には以下の定式化が用いられている。

$$\begin{aligned} r_1(t) &= a_1 + b_1[1 - \exp(-c_1 t)] && \text{(乳幼児期, exponential)} \\ r_2(t) &= a_2 + b_2 t + c_2 t^2 && \text{(子供期, quadratic)} \\ r_3(t) &= a_3 / \{1 + \exp[-b_3(t - c_3)]\} && \text{(思春期, logistic)} \end{aligned}$$

このモデルの当てはまりは比較的良好であるが、基本的に期間間の連続性あるいは連動性が計測されておらず、パネルデータを用いて実証する場合の利点が生かされないという問題がある。

² 実際にパネルデータでは、個体差があり、1 本のロジット推定をするだけでも大変な困難が伴うことは北村 (2005, 第 5 章) で論じた通りである。それを 3 本合わせて推定することは、パネルデータとしてはほぼ不可能に近いように思われる。

Ⅲ 実証データ

パネルデータを用いることの一つの大きな意義は、例えば、図3を見るとよくわかるだろう。これは Hauspie and Molinari (2004, Chapter 8, p.225)で用いられている例だが、2人の少年の成長パターンを描いたものである。この例によると少年1(Boy No.1)が思春期へ入るタイミングが少年2(Boy No.2)よりも早い。このような個人差を考慮せずに単純に少年1と2のクロスセクション平均をとって描かれた曲線

(cross-sectional mean curve) は2人の少年の成長パターンの時間差を反映させて、実際に2人の少年がたどった成長経路とは異なったパターンを描くことが見て取れる。とりわけ、思春期の成長のピークは2少年とも9-10cm/yearはあるにもかかわらず、平均曲線では8cm/yearにしかならないということで、あきらかにこの集計の仕方は過小評価となることがわかる。代替的な方法としては、それぞれの少年のピークをとって平均したもの、図3では mean-constant curve として表されているものを用いることが考えられる。

第2節で見た多くの医学の実証研究では、パネルデータによる個人間の成長タイミングの違いを考慮に入れないパネルデータのクロスセクション平均による分析が見られたが、これは明らかに歪めた結果を導く可能性があり、その問題点に考慮したパネルデータの利用方法が求められていると言える。

本論文で用いる『21世紀出生児縦断調査』は2001年1月と7月に生まれたそれぞれ2万人以上の子どもの成長を継続的に追っていくことにより、少子化対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的としたプロジェクトである。調査の対象は平成13年(2001年)1月10日-17日生まれかあるいは同年7月10日-17日に生まれた全ての子どもである。調査時期は、1月出生児は平成13年8月1日現在、7月出生児は平成14年2月1日現在としてある。調査事項は保育者、同居者、就業状況、労働時間、父母の家事・育児の分担状況、住居の状況、子育てで意識していること、子どもをもってよかったと思うこと、子どもをもって負担に思うこと、子育ての不安や悩みの状況、授乳の状況、収入の状況等多岐にわたっている。調査方法は厚生労働省が人口動態調査出生票を基に調査対象を抽出し、対象世帯に対して質問票を配布し、回収は郵送によって行っている。サンプルサイズは当初は47010人、10年目の2011年で34124人(当初データの72.5%)残っており、継続率は極めて高い。

Ⅳ 実証モデル

ここでは大きく分けて2種類の実証モデルの推定を行う。まず初めは、通常のパネルデータ推定であり、ランダム効果、固定効果、プーリング推定の中から検定によって固定効果が選択されている。また、参考のため、最尤法推定の結果も載せている(表1-

4) 。モデルの定式化は Hauspie and Molinari (2004, Chapter 8, p.208)に基づいて 9 次多項式モデルに子育て費用を加えたものである。身体サイズの水準の対数値($\ln y_{it}$) と変化の対数値 ($d\ln y_{it}$) を被説明変数に用い、男子・女子別に推定した。

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + a_4 t^4 + a_5 t^5 + a_6 t^6 + a_7 t^7 + a_8 t^8 + a_9 t^9 + b_1 \ln cost_t \\ &\quad + \varepsilon_{it} \\ d\ln y_{it} &= a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + a_4 t^4 + a_5 t^5 + a_6 t^6 + a_7 t^7 + a_8 t^8 + a_9 t^9 + b_1 d\ln cost_t \\ &\quad + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

水準・変化ともにこのモデルへのデータの当てはまりは極めて高い。特に、変化 (velocity) モデルに対する係数の有意性は極めて高く、モデルとしては変化モデルのほうが選好される。

身長・体重に関して男子・女子ともほぼ似たような結果となっており、男女差はこの推定では明らかではない。また固定効果推定が用いられているということは、個体差が有意に違い、それは何らかの遺伝子的な違いを反映していると考えられる。出生後の子育て費用、ほとんどの場合、負の影響を与えているが、これは、子育て費用が多いほど成長が低下するというのではなく、子どもの成長は年齢とともに鈍化してくるが、子どもの教育などにかかる費用は年齢とともに上昇してくるということを反映していると考えられる³。

このモデルは成長曲線へのモデルのフィットを見るということではなく、多項式を使ってデータの非線形性を数学的に表現したということであり、理論的な考察はほとんど出来ない。

Rebe-Hesketh and Skrondal (2012, Chapter 7)は、多項式モデルを拡張して、個体差の違いを反映させることのできるランダム係数推定モデル(Random Coefficient Model)が成長モデルとして有用であることを論じている。具体的なモデルは以下の通りである。

$$y_{ij} = \beta_1 + \beta_2 w_i + \beta_3 t_{ij} + \beta_4 t_{ij}^2 + \beta_5 t_{ij}^3 + \beta_6 t_{ij}^4 + \zeta_{1i} + \zeta_{2i} t_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

ここで y_{ij} は身体サイズ⁴、 w_i は女子ダミー、 t_{ij} は調査回 j における個人 i の出生からの経過日数 ($t = \text{survivalday}$)、 ζ_{1i} はランダム切片、 ζ_{2i} はランダム係数、 ε_{ij} は誤差項である。

³ すなわち、ここでは子育て費用から成長への因果関係を捉えているのではなく、子どもの成長に応じて子育て費用がかかるようになるという経時的な変化における関係を表していると考えられる。

⁴ ここでは図 4-7 を描くために、身体サイズの水準と変化は対数をとっていない。

ここでは男子と女子では平均サイズに違いがあること、成長パターンの非線形性は *survivalday* の 4 次多項式で表現できると考えている。このモデルも多項式モデルと同様に理論的な背景は無いのだが、先行研究で用いられたように、3 期間の転換点をサンプル全体で共通と考えることはせず、また、成長曲線の傾きも各自で異なっているという自由度を与えることができるという利点がある。

Rabe-Hesketh and Skrondal (2012, Chapters 4 and 7、特に pp.188-191)に従って、ランダム係数モデルの考え方を整理しておこう⁵。以下では、簡単化のため説明変数(x_{ij})を 1 つに限定したモデルを考える。ここで用いるパネルデータは個人の経済活動の結果 y_{ij} を、 x_{ij} で説明するモデルである。ここでは個人が属するクラスター (例えば調査回) 毎に切片や係数がランダムに変化することを許容する⁶。

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \beta_1 + \beta_2 x_{ij} + \zeta_{1j} + \zeta_{2j} x_{ij} + \epsilon_{ij} \\ &= (\beta_1 + \zeta_{1j}) + (\beta_2 + \zeta_{2j}) x_{ij} + \epsilon_{ij} \end{aligned}$$

ここで誤差項 ϵ_{ij} の期待値はゼロとする。

$$E(\epsilon_{ij} | \mathbf{X}_j, \zeta_{1j}, \zeta_{2j}) = 0$$

クラスター j に属するすべての共変量 \mathbf{X}_j を所与とする。ランダム切片、ランダム係数は平均 0、共分散行列 " Ψ " の二変量分布に従うとすると、次のように表せる。

$$\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} \text{Var}(\zeta_{1j} | \mathbf{X}_j) & \text{Cov}(\zeta_{1j}, \zeta_{2j} | \mathbf{X}_j) \\ \text{Cov}(\zeta_{2j}, \zeta_{1j} | \mathbf{X}_j) & \text{Var}(\zeta_{2j} | \mathbf{X}_j) \end{bmatrix}, \quad \psi_{21} = \psi_{12}$$

ここで、ランダム切片の分散を ψ_{11} 、ランダム係数の分散を ψ_{22} 、ランダム切片とランダム係数の共分散を ψ_{21} とすると、共変量 \mathbf{X}_j を所与の時、ランダム切片とランダム係数の相関は次のようになる。

$$\rho_{21} \equiv \text{Cor}(\zeta_{1j}, \zeta_{2j} | \mathbf{X}_j) = \frac{\psi_{21}}{\sqrt{\psi_{11}\psi_{22}}}$$

ここで注意すべき点は、ランダム係数の分散 ψ_{22} とランダム切片と係数の共分散 ψ_{21} は単位が x_{ij} で用いられている単位だけではなく、共分散の単位にも依存しているので、単純な数値比較は出来ないということである。また、ランダム切片とランダム係数も含めた、全体の誤差項の分散は一定ではなく、不均一分散 (heteroskedasticity) となることも忘れてはならない。

⁵ より包括的な展望に関しては、例えば、Hsiao and Pesaran (2004)などを参照されたい。

⁶ 本論文での実証研究ではランダムに変動するのは個人単位であるとして推定モデルを定式化している。