

Table 12. Results of generalized estimating equation for predicting factors associating BMI change value at visit 5 (independent variable, BMI change; time, continuous)

GEE Fit Criteria	
QIC	121587.6392
QICu	121449.0000

Analysis Of GEE Parameter Estimates						
Empirical Standard Error Estimates						
Parameter	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Z	Pr > Z
Intercept	15.1043	0.1231	14.8631	15.3455	122.74	<.0001
BMI00	-0.8502	0.0056	-0.8611	-0.8392	-152.18	<.0001
time_yr	-0.2633	0.0028	-0.2687	-0.2579	-95.33	<.0001
BMI06_85p	1 1.7362	0.0170	1.7028	1.7696	101.86	<.0001
gender	2 -0.1671	0.0111	-0.1889	-0.1453	-15.03	<.0001
pregnancy	2 -0.1698	0.0281	-0.2248	-0.1148	-6.05	<.0001
pregnancy	3 -0.3283	0.0671	-0.4599	-0.1968	-4.89	<.0001
caretaker01	2 -0.0876	0.1507	-0.3830	0.2077	-0.58	0.5609
caretaker01	3 0.0038	0.0331	-0.0610	0.0686	0.11	0.9089
caretaker01	4 -0.0116	0.1721	-0.3488	0.3257	-0.07	0.9463
caretaker01	5 0.1226	0.0315	0.0609	0.1844	3.89	<.0001
caretaker	2 -0.0937	0.0791	-0.2488	0.0614	-1.18	0.2364
caretaker	3 -0.0648	0.0242	-0.1122	-0.0173	-2.67	0.0075
caretaker	4 0.1154	0.0854	-0.0519	0.2827	1.35	0.1763
caretaker	5 0.0837	0.0084	0.0673	0.1001	10.02	<.0001
sibling01	1 0.0177	0.0129	-0.0077	0.0430	1.36	0.1724
sibling	1 -0.0105	0.0110	-0.0321	0.0111	-0.95	0.3397
housemate01	2 -0.0262	0.0180	-0.0614	0.0091	-1.46	0.1454
housemate01	3 0.0685	0.0897	-0.1073	0.2444	0.76	0.4450
housemate01	4 -0.6730	0.3122	-1.2850	-0.0611	-2.16	0.0311
housemate	2 -0.0268	0.0158	-0.0579	0.0042	-1.70	0.0901
housemate	3 -0.0395	0.0324	-0.1029	0.0239	-1.22	0.2218
housemate	4 -0.0791	0.1299	-0.3336	0.1754	-0.61	0.5425
income_A01	2 -0.0013	0.0159	-0.0325	0.0299	-0.08	0.9360
income_A01	3 0.0094	0.0186	-0.0271	0.0460	0.51	0.6132
income_A01	4 0.0198	0.0197	-0.0188	0.0584	1.01	0.3141

Analysis Of GEE Parameter Estimates

Empirical Standard Error Estimates

Parameter		Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Z	Pr > Z
income_A01	5	-0.0003	0.0236	-0.0465	0.0459	-0.01	0.9900
income_A05	2	0.0224	0.0160	-0.0089	0.0538	1.40	0.1606
income_A05	3	0.0332	0.0184	-0.0030	0.0693	1.80	0.0720
income_A05	4	0.0073	0.0197	-0.0312	0.0459	0.37	0.7091
income_A05	5	0.0452	0.0230	0.0000	0.0904	1.96	0.0498
expense_kid01		0.0003	0.0006	-0.0009	0.0015	0.51	0.6088
expense_kid		0.0003	0.0005	-0.0007	0.0014	0.58	0.5613
get_up05		-0.0402	0.0108	-0.0613	-0.0190	-3.73	0.0002
sleep05		0.0038	0.0085	-0.0128	0.0204	0.45	0.6550
TV_hr05	1	-0.0404	0.0519	-0.1422	0.0614	-0.78	0.4369
TV_hr05	2	-0.0445	0.0511	-0.1446	0.0557	-0.87	0.3841
TV_hr05	3	-0.0496	0.0515	-0.1505	0.0513	-0.96	0.3353
TV_hr05	4	0.0043	0.0539	-0.1014	0.1100	0.08	0.9367
TV_hr05	5	0.0004	0.0605	-0.1182	0.1189	0.01	0.9951
TV_hr05	6	0.0330	0.0861	-0.1358	0.2017	0.38	0.7017
TVgame_hr05	1	0.0129	0.0127	-0.0119	0.0377	1.02	0.3093
TVgame_hr05	2	0.0667	0.0213	0.0250	0.1085	3.13	0.0017
TVgame_hr05	3	0.0236	0.0618	-0.0976	0.1447	0.38	0.7032
TVgame_hr05	4	-0.0617	0.1360	-0.3281	0.2048	-0.45	0.6502
breakfast05	1	-0.1154	0.0665	-0.2457	0.0149	-1.74	0.0827
breakfast05	2	0.0131	0.0794	-0.1425	0.1687	0.16	0.8690
lunch05	1	0.0942	0.1066	-0.1147	0.3031	0.88	0.3766
lunch05	2	-0.1768	0.4591	-1.0765	0.7230	-0.39	0.7002
dinner05	1	0.0078	0.0453	-0.0810	0.0966	0.17	0.8628
dinner05	2	-0.0464	0.2120	-0.4620	0.3692	-0.22	0.8267
snack05	1	-0.0526	0.0203	-0.0924	-0.0128	-2.59	0.0096
snack05	2	-0.0261	0.0571	-0.1379	0.0857	-0.46	0.6470

8 第2子出生タイミングに関する要因分析

福田 節也

1. はじめに

第2子出生はコーホートの出生力水準を決定する重要な人口学的事象である。近年においては、夫婦出生力の低下が指摘されており、とりわけ有配偶女性における第2子出生確率の低下が著しく進行していくことが予測されている（金子 2004, 国立社会保障・人口問題研究所 2006）。本研究においては、第2子出生の生起およびタイミングがどのような要因によって規定されているのかを明らかにする。

データは、『21世紀出生児縦断調査』を用いる。1) 第1子の属性および出生の状況、2) 人口学的要因、3) 夫婦の社会経済的要因をコントロールした上で、4) 第1子出生時の育児資源、ならびに5) 第1子の育児経験が第2子への移行にどのような影響を与えているのかを明らかにする。

研究を通して、第2子への移行を困難としている要因およびその背景について検討し、今日わが国において進行している出生率低下の新たな局面に関する包括的な理解に迫りたい。

2. データと分析対象

分析には、厚生労働省が実施している「21世紀出生児縦断調査」（以後、出生児調査）の第1回から第6回（パネル1からパネル6）までの個票データを使用した。出生児調査は、全国の2001年1月10-17日および7月10-17日に出生したすべての子を調査客体としたパネル調査である。調査は、対象児の月齢6ヵ月の時点から開始され、以降は1年に1回のペースで継続して行われている。したがって、調査時における対象児の年齢は月齢6ヵ月、1年6ヵ月、2年6ヵ月というように1年ずつ推移していくこととなる。調査では、対象児の発育状況、疾病の有無、生活状況、保育状況、ならびに夫婦の学歴、就業状況、収入、子育て意識、家事や育児の実行状況、そして同居者の構成などについて回答を得ている。同居者の構成においては、新たな同居子の有無と性別、出生年月が得られる。そのため、これらの年月情報を用いて、対象児の出生からどのくらいの期間を経て、次の子どもが誕生したのかを知ることができる¹。本稿では、これらの時間に関する情報を用いることで、第2子の出生が第1子の誕生からどれくらいの期間を経て生起するのか、またその生起確率や

¹ ただし、この新たな同居子の発生が出生により生じたものであるのか否かは調査から正確に知ることはできない。そのため、養子や離婚・再婚による継子がここに含まれる可能性も完全には除去できない。本分析においては、新たな同居子の出生年月が調査対象児の出生よりも9ヶ月以上後であり、各回の調査の間に生起している場合を第2子出生として定義した。ただし、調査と同月に出生があった場合には、出生の報告がかなりの割合で翌年の調査まで延期される傾向がみられたため、これらについては遡って第2子出生に含めた。

タイミングにはどのような人口学的、社会的、あるいは経済的な差異がみられるのかを分析する。

分析の対象は、1) 日本人の結婚している父母から生まれた単胎の第1子であり、2) 出生地が国内で、かつ3) 第1回調査時に父母の両方と同居している対象児とした。上記の基準に従ってサンプルを限定したところ、サンプル数は47,015サンプルから21,633サンプルに減少した。さらに第2子の出生が第1子の出生から6ヵ月と報告されているサンプルが2ケースあったので、これらのケースについては回答ミスあるいは養子や継子である可能性が高いと判断し、サンプルより除外した。その結果、21,631サンプルが分析の対象となった。分析対象は、当初のサンプルより半数以下に減少しているが、その理由は主として調査対象児が第1子ではないケース(23,519サンプル)と第1子ではあるものの多胎出産であったケース(553サンプル)を除外したことに起因している。また、非嫡出出生や国際結婚カップル、ならびに国外で出産したサンプルを除外したのは、分析の対象に含まれる観察されない異質性(unobserved heterogeneity)をなるべく低く抑えるためである。例えば、妻の学歴を説明変数とした場合、妻の学歴がもつ意味や効果は、日本人の夫婦とシングルマザー、国際結婚夫婦、あるいは外国人夫婦とでは、かなり異なることが予測される。その違いを分離することは分析上煩雑であるし、今回の分析の意図するところではない。そのため、上記の比較的稀な出生状況についても分析より除外する必要があった。また、初年度調査において父母が同居しているサンプルのみを対象としたのは、父母の就業状況や家事・育児頻度などのいくつかの重要な変数が、対象児と同居していないと得ることができないという事情による。なお、第1回調査時に両親が対象児と同居していないために分析から除外されたサンプルは、対象児が単胎の第1子であったケースの3%にあたる688サンプルであった。

3.2 変量解析の結果

3-1. 第2子出生の状況

表1 第2子出生ならびに脱落の発生頻度

調査回		出生なし	出生あり	脱落	合計
1→2	n	18,891	1,449	1,291	21,631
	%	87.3	6.7	6.0	100.0
2→3	n	12,986	5,028	877	18,891
	%	68.7	26.6	4.6	100.0
3→4	n	8,760	3,678	548	12,986
	%	67.5	28.3	4.2	100.0
4→5	n	6,518	1,769	473	8,760
	%	74.4	20.2	5.4	100.0
5→6	n	5,305	875	338	6,518
	%	81.4	13.4	5.2	100.0
Total	n	52,460	12,799	3,527	68,786
	%	76.3	18.6	5.1	100.0

表 1 に、第 2 子出生ならびに調査からの脱落の発生頻度を示す²。第 1 回調査から第 2 回調査までに生じた出生数は 1,449 ケースであり、リスクサンプルの 6.7%にあたる。第 2 子出生は第 2 回調査から第 3 回調査までの間 (5,028 ケース、リスクサンプルの 26.6%) ならびに第 3 回調査から第 4 回調査までの間 (3,678 ケース、リスクサンプルの 28.3%) に比較的集中してみられる傾向がある。第 4 回調査以降においては、第 2 子出生の発生確率が次第に低下している。

3-2. カプラン-マイヤー生存分析による結果

次に、このような第 2 子出生の生起タイミングが、夫婦あるいは第 1 子の属性によってどのように異なるのかをカプラン-マイヤー法 (Kaplan-Meier Estimates) による生存曲線によって表した。

図 1 第 1 子の属性および出生状況と第 2 子出生の生存曲線

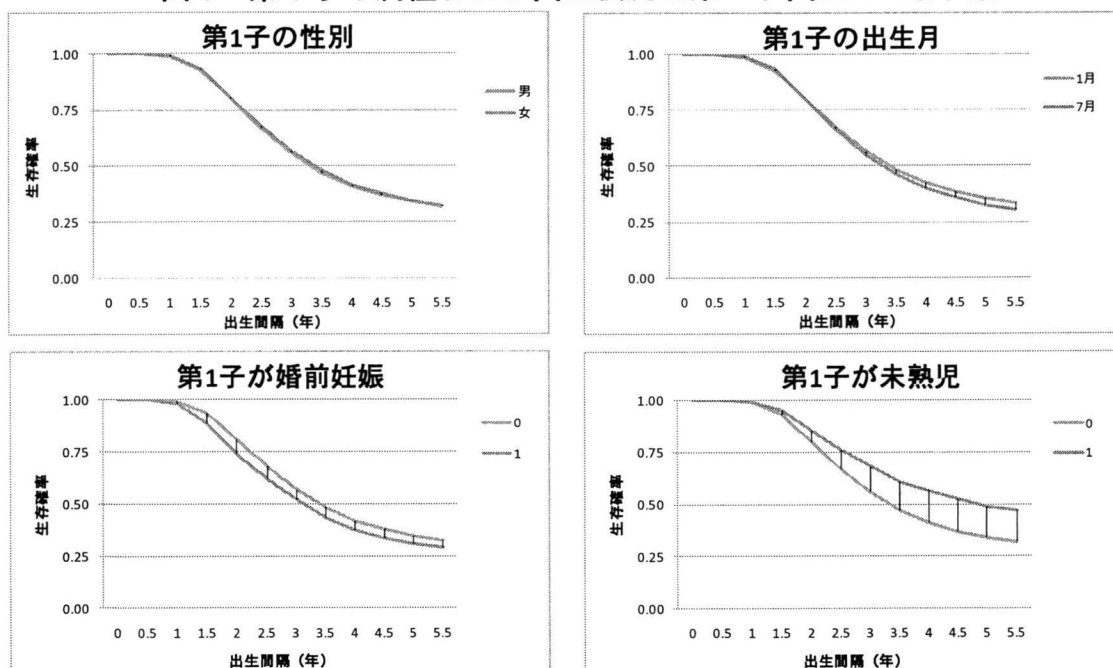


図 1 は、第 1 子の属性および出生状況に関する諸変数と第 2 子出生の生存曲線との関係を示している。ここでは、第 1 子が未熟児 (出生時に体重が 2500g 未満でかつ妊娠週数が 37 週未満である出生児) であるグループは、未熟児ではないグループと比べて、第 2 子の出生タイミングが遅く、出生間隔 5.5 年までにおける第 2 子出生確率も低い傾向があることが示されている。また、第 1 子が婚前妊娠による出産であった場合は、そうでない場合に

² 出生児調査の脱落においては、一度脱落したものの、その後の調査において再び調査に回答している「復活サンプル」の存在が指摘されている (西野 2009)。しかし、本分析では第 2 子出生の有無について厳密を期すため、一度脱落したサンプルはその後の調査に回答していても、リスクサンプルに含めずにセンサリングケースとして扱った。

くらべて第2子の出生タイミングが早い傾向が認められる。第1子の出生月による生存曲線の推移については、統計的に有意な差が認められる（ログランク検定による有意度1%）。第1子を7月に出産した母親の方が、1月に出産した母親よりも、第2子をもつタイミングがわずかに早く、出生間隔5.5年時点における第2子出生割合も若干高い傾向がある。この差は非常にわずかではあるが、母親の産後の肥立ちなど関係しているのかもしれない。

図2 人口学的要因と第2子出生の生存曲線

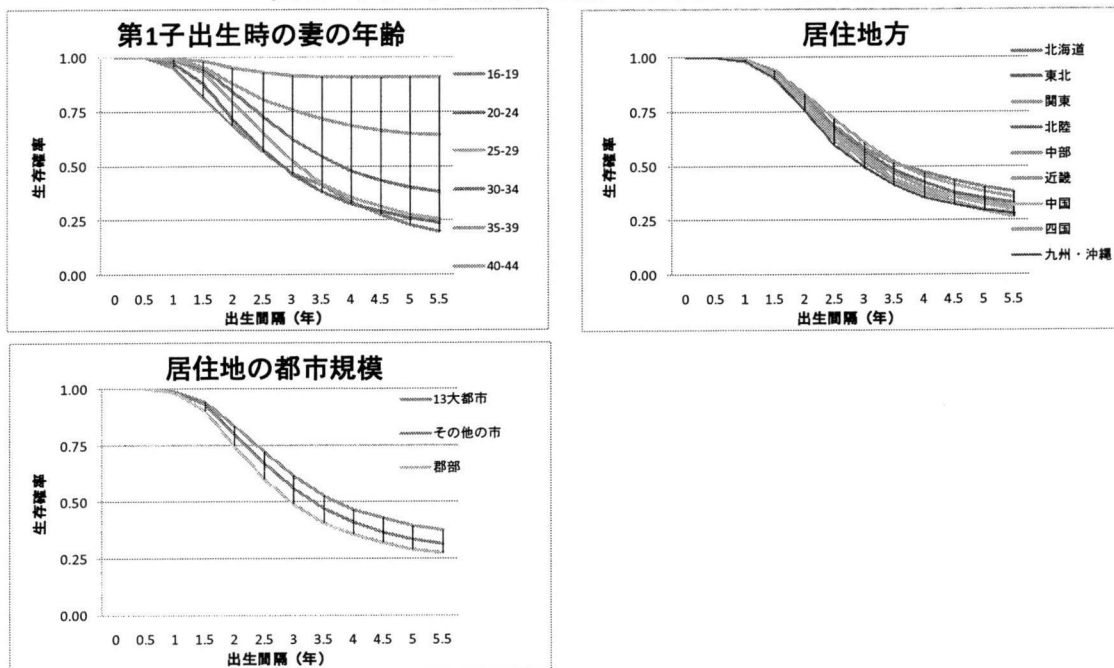


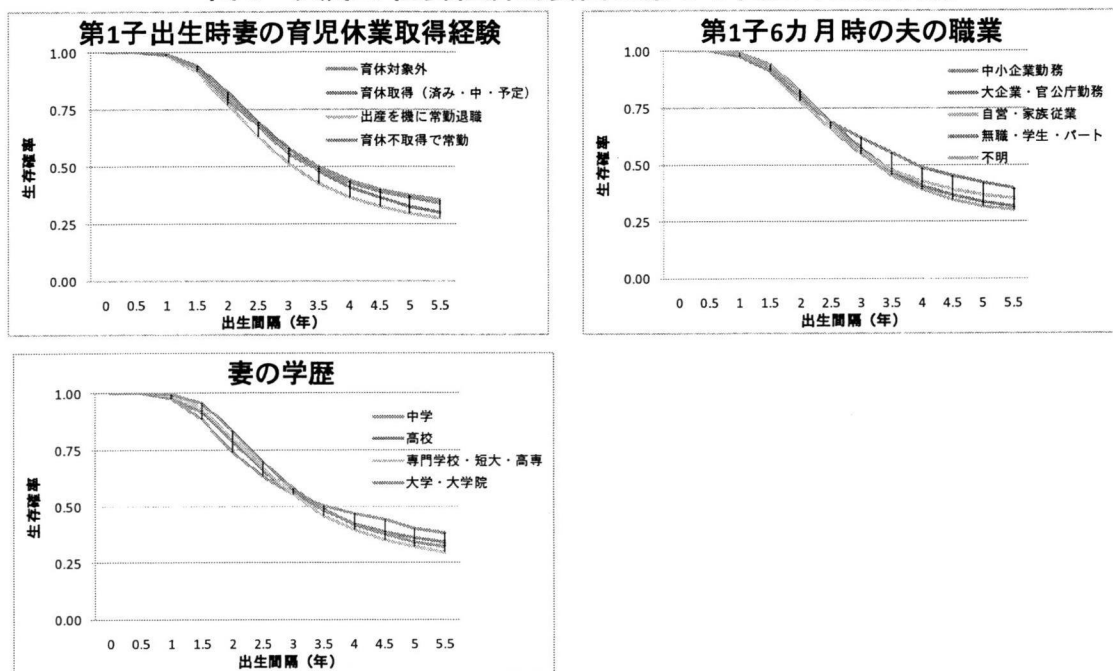
図2では、人口学的要因に関する諸変数と第2子出生の生存曲線の関係を示した。第1子出生時の妻の年齢は、第2子出生のタイミングおよび確率に非常に大きな影響を与えている。第1子出生年齢が若い妻ほど、第2子出生のタイミングが早い傾向がある。29歳までは、出生間隔5.5年までにおける第2子出生割合に大きな差はみられない。しかし、第1子出生年齢が30歳を超えると、出生間隔5.5年までにおける第2子出生の生存確率、すなわち非出生割合が大きく上昇している。このことは、第1子出生の遅れが第2子出生割合の低下に大きな影響を与えることを示している。

また、居住地方や都市規模によって、第2子出生のタイミングには違いがみられる。北海道や関東、東北では、他地方に比べて第2子出生のタイミングが遅く、出生割合も低い傾向がみられる。一方、四国や九州・沖縄といった西南日本では第2子出生が早い傾向がみられる。都市規模については、都市規模が大きいほど第2子の出生が遅く、出生割合も低い傾向にあることが示されている。居住地方による第2子出生タイミングの差は、各地方における都市化の程度によって部分的に説明されるものと思われる。

図3では、夫婦の社会経済的要因に関する諸変数と第2子出生の生存曲線との関係を表

した。はじめに、第1子出生時における妻の育児休業取得経験についてみると、第2子出生への移行が最も早いのは、出産を機に常勤職を退職した女性である。次に、育児休業を取得した（予定を含む）女性の第2子出生確率が高い傾向がある。第1子出生前において常勤職についていなかった女性および育児休業を取得せずに就業を続けた女性については、第2子出生確率が若干低い傾向がある。したがって、育児休業の取得は、就業を続ける女性の間では、第2子の出生を促す効果をもつようである。

図3 夫婦の社会経済的要因と第2子出生の生存曲線



第1子の月齢が6ヵ月時における夫の職業についてみると、夫が正規雇用である場合には、企業規模による差はみられない。また、夫の職業が自営業である場合は、正規雇用に比べてわずかに第2子出生確率が低い。さらに、夫が無職・学生・パートである場合は、第2子への移行確率が最も低い。したがって、夫の安定的な雇用は第2子出生の前提条件であるといえる。

妻の学歴は出生間隔の前半と後半で異なる効果をもつことが示されている。妻の学歴が中学卒あるいは高校卒である場合、出生間隔が早い段階での第2子出生が促される傾向にある。しかし、出生間隔が3年以降になると専門学校・短大・高専、あるいは大学・大学院卒女性による第2子出生が強く促される。そのため、出生間隔が5.5年の時点においては、これらの高学歴女性の方が第2子出生割合が高い傾向が認められる。こうした結果は、低学歴層における高い離婚確率 (Raymo, Bumpass and Iwasawa 2004) を反映しているのかもしれない。

図4 育児環境・育児資源と第2子出生の生存曲線

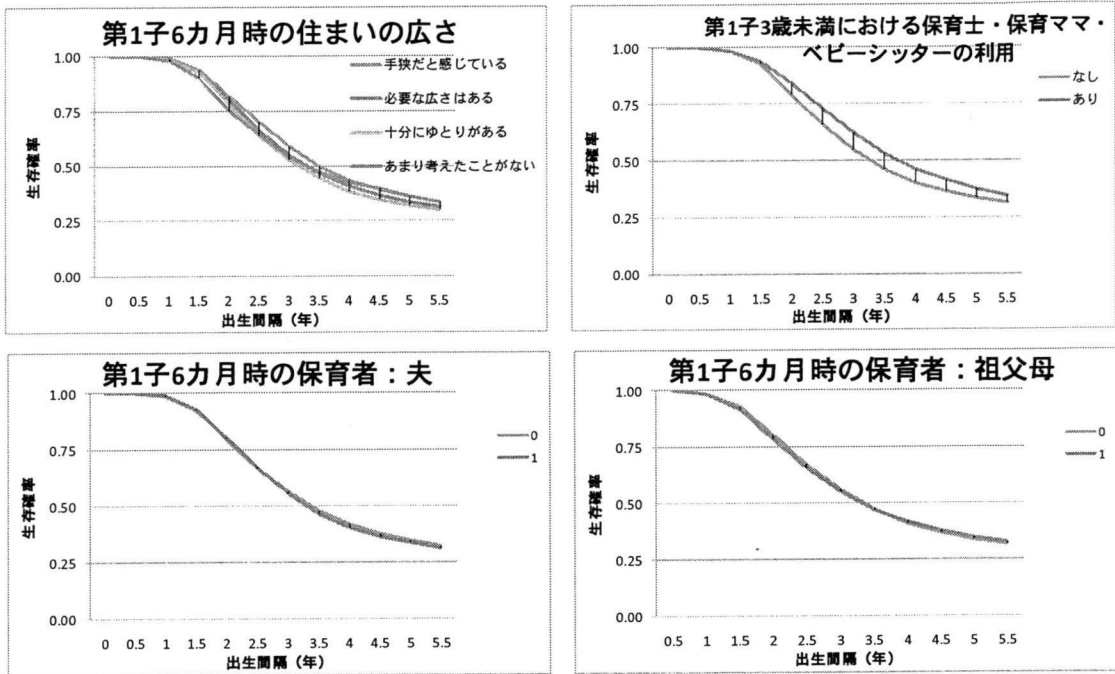


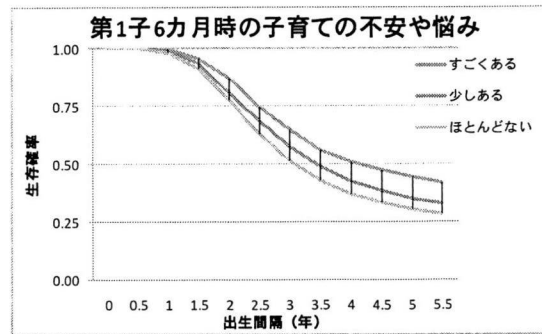
図4では、居住スペースや育児資源の有無と、第2子出生の生存曲線との関係を示している。第1子が6ヵ月時における住まいの広さについてみると、「手狭だと感じている」と回答したグループは、「十分にゆとりがある」と回答したグループよりもわずかに第2子出生タイミングが遅い傾向がある。したがって、第1子誕生後の住宅の広さは第2子出生タイミングに影響を与えているといえる。しかし、これについては都市規模などの影響を統制して考察する必要がある。

次に、第1子が3歳未満のときに、保育士・保育ママ・ベビーシッターなどの保育サービスの利用があったか否かについてみると、これらの保育サービスを利用したグループほど第2子の出生タイミングが遅い傾向が認められる。しかし、出生間隔が5.5年時点における第2子の出生割合には大きな差がみられない。

最後に、主な保育者として、父親ならびに祖父母が挙げられているか否かは、第2子の出生タイミングに全く有意な影響を与えていないことが明らかとなった。先行研究では、祖父母による育児サポートは、妻の出生力に正の効果をもつことが示されている (Fukuda 2007)。しかし、本分析ではそのような効果はみられないようである。

最後に、図5では第1子の育児経験と第2子出生の生存曲線との関係を示した。図5によると、第1子の子育てについて、不安や悩みが「すごくある」と回答したグループは、「少しある」あるいは「ほとんどない」と回答したグループに比べて、第2子出生のタイミングが遅く、また出生確率も低い傾向がある。子育てについての不安や悩みがどのような原因によるのかは、この図からは不明であるが、第1子の養育におけるネガティブな経験が第2子出生への大きな妨げとなっていることが伺える。

図5 第1子の育児経験と第2子出生の生存曲線



以上では、1) 第1子の属性および出生状況、2) 人口学的要因、3) 夫婦の社会経済的要因、4) 育児資源・育児環境、そして5) 第1子の育児経験の諸変数と第2子出生タイミングとの2変数の関係について考察した。しかし、これらの諸変数間には複雑な相関が存在するため、2変数解析においては、これらの諸要因と第2子出生との因果関係について十分な考察を得ることができない。そこで次節においては、多変数解析の手法を用いて、各諸要因間に介在する相関を統制し、各変数が第2子出生のハザード率に与える影響について考察する。

4. 多変数解析の結果

4-1. 記述統計

表2では、多変数解析に用いる説明変数(共変量)の記述統計を示した。多変数解析においては、説明変数に1つでも欠損値を含むケースを除外したため、分析サンプルの数は19,168サンプルへと減少している。また、分析には前節で用いた諸変数に加えて、第1子6ヵ月時における夫の育児参加度ならびに家事参加度、そして第1子6ヵ月時における子育て負担尺度の3変数を量的変数として用いた。夫の育児参加度については、①食事の世話をする、②おむつを取り換える、③入浴させる、④寝かしつける、⑤家の中で相手をする、⑥散歩など屋外に連れていく、の6項目について、夫の分担状況を「まったくしない」を0点、「ほとんどしない」を1点、「ときどきする」を2点、そして「いつもする」を3点として得点化し、6項目の合計点を算出した。夫の家事参加度については、①食事をつくる、②食事の後片付けをする、③部屋等の掃除をする、④洗濯をする、⑤ゴミを出す、⑥日常の買い物をする、の6項目について、夫の分担状況を「まったくしない」を0点、「ほとんどしない」を1点、「ときどきする」を2点、そして「いつもする」を3点として得点化し、6項目の合計点を算出した。最後に、子育ての負担尺度は、「お子さんをもって負担に思うことは何ですか」という複数選択の設問に対して、選択した項目の数を用いた。この設問に対する選択肢は以下の8つである。①子育てによる身体の疲れが大きい、②子育てで出費がかさむ、③自分の自由な時間が持てない、④夫婦で楽しむ時間がない、⑤仕事が十分

表2 共変量の記述統計

共変量	n	最小値	最大値	平均	標準偏差
第1子6カ月時の夫の育児参加度	19,168	0	18	10.88	2.95
第1子6カ月時の夫の家事参加度	19,168	0	18	6.71	3.73
第1子6カ月時の子育ての負担	19,168	0	8	1.77	1.36

共変量	n	%
1. 第1子の属性ならびに出生状況		
第1子の性別		
男	9,821	51.2
女	9,347	48.8
合計	19,168	100.0
第1子が未熟児か否か		
未熟児ではない	18,679	97.5
未熟児	489	2.6
合計	19,168	100.0
第1子が婚前妊娠か否か		
婚前妊娠ではない	15,958	83.3
婚前妊娠	3,210	16.8
合計	19,168	100.0
第1子の出生月		
1月	9,653	50.4
7月	9,515	49.6
合計	19,168	100.0
2. 人口学的要因		
第1子出生時の妻の年齢		
16-19	329	1.7
20-24	3,226	16.8
25-29	9,040	47.2
30-34	5,169	27.0
35-39	1,239	6.5
40-44	165	0.9
合計	19,168	100.0
居住地方(t)		
北海道	2,619	4.1
東北	4,610	7.3
関東	22,076	34.7
北陸	2,840	4.5
中部	9,357	14.7
近畿	10,438	16.4
中国	3,588	5.6
四国	1,627	2.6
九州・沖縄	6,413	10.1
合計	63,568	100.0
居住地の市郡規模(t)		
13大都市	15,235	24.0
その他の市	37,920	59.7
郡部	10,413	16.4
合計	63,568	100.0

共変量	n	%
3. 夫妻の社会経済的要因		
第1子出生時における妻の育児休業取得経験		
育児対象外	9,774	51.0
育児取得(済み・中・予定)	2,930	15.3
出産を機に常勤退職	5,947	31.0
育児不取得で常勤	517	2.7
合計	19,168	100.0
第1子6カ月時の夫の職業		
中小企業勤務	9,482	49.5
大企業・官公庁勤務	6,652	34.7
自営・家族従業	1,815	9.5
無職・学生・パート	643	3.4
不明	576	3.0
合計	19,168	100.0
妻の最終学歴		
中学・中卒資格の専門学校	897	4.7
高校	6,921	36.1
高卒資格の専門学校・短大・高専	8,360	43.6
大学・大学院	2,990	15.6
合計	19,168	100.0
4. 育児環境・育児資源		
第1子6カ月時の住まいの広さ		
手狭だと感じている	6,054	31.6
必要な広さはある	8,581	44.8
十分にゆとりがある	3,663	19.1
あまり考えたことがない	870	4.5
合計	19,168	100.0
夫の同居(t)		
0	1,675	2.6
1	61,893	97.4
合計	63,568	100.0
祖父母の同居(t)		
0	51,126	80.4
1	12,442	19.6
合計	63,568	100.0
第1子3歳未満における保育士・保育ママ・ベビーシッターの利用(t)		
0	54,859	86.3
1	8,709	13.7
合計	63,568	100.0
5. 第1子の育児経験		
第1子6カ月時の子育ての不安や悩み		
すごくある	1,260	6.6
少しある	11,268	58.8
ほとんどない	6,640	34.6
合計	19,168	100.0

* : (t) は調査回ごとに値を変える時間依存性共変量 (time-varying covariate) であることを示す。この場合、サンプル数ではなくリスク人口 (パーソン・ピリオド数) を用いた。なお、時間依存性共変量については、前回調査の値 ((t-1) 時点の値) を用いた。

にできない、⑥子育てが大変なことを身近な人が理解してくれない、⑦子どもが病気がちである、⑧その他。前者の2変数は、育児環境・育児資源を反映する変数として、後者の変数は育児体験を反映する変数として解釈を行う。なお、夫や祖父母が第1子6ヵ月時における保育者として挙げられているか否かは、前節における分析で有意な影響を与えていなかったため、ここでは夫や祖父母が調査回毎に対象児と同居しているか否かを表すダミー変数とした。

分析手法は、イベントヒストリー分析の一種である時間区分別定率モデル (Piecewise-constant model) を用いた。第1子出生からの期間 (出生間隔) を基底時間 (baseline time) とし、これを0-1年未満、1-2年未満、2-3年未満、3-4年未満、そして4-5.5年未満の5つの区間に分けた。

モデルでは、第2子出生のハザード率 (hazard rate) を上記の区切りに基づき出生間隔別に推定する。ここでいうハザード率とは、「時間 t に至るまでの期間に当該イベントが起こらなかったという条件のもとでの、時間 t におけるイベント発生の瞬間確率 (instantaneous rate)」(津谷 2002, p. 429, 右段 ll. 49-52) を指す。第2子出生のハザード率は同一区間内において一定であるが、その水準が各区間によって異なることを仮定している。なお、本分析においては、出生間隔は月単位で測定しているため、ハザード率は連続時間を仮定して算出されている。

モデルにおいては、共変量は全出生間隔を通じてハザード率を、一定の比率で上方あるいは下方にシフトさせる効果をもつ、いわゆる等比ハザードの仮定をおいている。モデルに厳密を期す場合、共変量ごとに出生間隔との間に交互作用効果がないかを調べ、この等比ハザードの仮定が成立するのかを精査するのが望ましい。しかし、前節における Kaplan-Meier 法による生存曲線を見る限り、多くの変数においてそれほど複雑な交互作用はみられないことから、ここではモデルの簡便性を優先した。

4-2. 時間区分別定率モデルによる推定結果

表3は、時間区分別定率モデルによる第2子出生ハザード率の分析結果を示している。推定結果は、出生間隔のパラメーターはハザード率として、共変量のパラメーターについてはハザード比 (hazard ratio) として解釈することができる。ハザード率については前項において述べた通りである。ハザード比とは、基準カテゴリーに対して、当該カテゴリーのハザード率が何倍高いのか (あるいは低いのか) を表す値である。例えば、第1子が未熟児であった場合 ($\exp(b)=0.693$) は、そうでなかった場合 ($\exp(b)=1$) に比べて、第2子の出生ハザード率が全出生間隔を通じて30%程度低い、と解釈することができる。ハザード比は相対値であるため、この比較は常に同一変数の基準カテゴリーとの間でなされることに注意する必要がある。

はじめに出生間隔別のハザード率についてみると、第1子の誕生から1年未満に第2子

を生むケースはごく稀であることがわかる。第2子の出生は、第1子出生から2年後あるいは3年後に生起するパターンが最も多い。モデルでは、各共変量がこのハザード率の時間分布（イベントの時間別発生パターン）を全出生間隔を通じて平行に上方あるいは下方にシフトさせる効果をもつと仮定している。

表3 時間区分定率モデルによる第2子出生ハザード率の要因分析

		exp(b)
1. 出生間隔(年)		
	0-1	0.012 ***
	1-2	0.151 ***
	2-3	0.223 ***
	3-4	0.209 ***
	4-5.5	0.126 ***
2. 第1子の属性ならびに出生状況		
性別	女性	0.975
	男性	1
未熟児か否か	未熟児	0.693 ***
	未熟児ではない	1
婚前妊娠の有無	あり	0.992
	なし	1
出生月	1月	1
	7月	1.051 ***
3. 人口学的要因		
第1子出生時の妻の年齢(歳)		
	16-19	1.465 ***
	20-24	1.165 ***
	25-29	1
	30-34	0.744 ***
	35-39	0.372 ***
	40-44	0.086 ***
居住地方	北海道	0.952
	東北	1.010
	関東	1
	北陸	1.106 **
	中部	1.144 ***
	近畿	1.116 ***
	中国	1.128 ***
	四国	1.179 ***
	九州・沖縄	1.257 ***
	居住地の市郡規模	13大都市
その他の市		1
郡部		1.141 ***

表3 (前ページからの続き)

		exp(b)
4. 夫妻の社会経済的要因		
第1子出生時における妻の育児休業取得経験		
	育休対象外	1
	育休取得(済み・中・予定)	1.154 ***
	出産を機に常勤退職	1.158 ***
	育休不取得で常勤	1.049
第1子6カ月時の夫の職業		
	中小企業勤務	1
	大企業・官公庁勤務	1.036 *
	自営・家族従業	1.019
	無職・学生・パート	0.868 **
	不明	1.001
妻の最終学歴		
	中学・中卒資格の専門学校	0.913 *
	高校	1
	高卒資格の専門学校・短大・高専	1.109 ***
	大学・大学院	1.120 ***
5. 育児環境・育児資源		
第1子6カ月時の住まいの広さ		
	手狭だと感じている	0.983
	必要な広さはある	1
	十分にゆとりがある	1.023
	あまり考えたことがない	0.953
夫の同居		
	同居	1
	別居	0.114 ***
祖父母との同居		
	同居	1.020
	別居	1
第1子3歳未満における保育士・保育ママ・ベビーシッターの利用		
	あり	0.858 ***
	なし	1
	第1子6ヶ月時の夫の育児参加度(0-18点)	1.079 ***
	第1子6ヶ月時の夫の育児参加度(0-18点)の2乗	0.997 ***
	第1子6ヶ月時の夫の家事参加度(0-18点)	0.991 ***
6. 第1子の育児経験		
第1子6カ月時の子育ての不安や悩み		
	すごくある	0.834 ***
	少しある	1
	ほとんどない	1.086 ***
	ln(第1子6カ月時の子育ての負担(0-8点))	0.527 ***
	サンプル数	19168
	第2子出生数	12152
	log-likelihood	-1.68E+04
	カイ2乗値	25332.207
	自由度	46

*: p<.10, **: p<.05, ***: p<.01

次に、第1子の属性ならびに出生状況に関する諸変数の影響をみると、第1子が未熟児であった場合、ならびに第1子の出生月が7月であった場合に、それぞれ第2子出生のハザード率が高い傾向が認められる。ただし、他の変数による影響を統制した結果、婚前妊娠の有無は、第2子の出生タイミングに統計的に有意な影響を与えていない。これはおそらく母親の年齢を統制したことに起因している。

第2子の出生ハザード率は、他の変数を統制してもなお、人口学的要因により異なる傾向がみられる。第1子出生時の母親年齢が若いほど、第2子出生ハザード率が高い傾向がある。カプラン・マイヤー生存曲線によって確認されたように、母親の年齢が30歳を超えると、第2子の出生ハザード率は加速度的に低下している。したがって、晩婚・晩産による第1子出生年齢の上昇は、第2子の出生確率の低下を促す重要な要因であるといえる。

居住地方ならびに都市規模については、前節における2変量解析の結果をほぼ追認する形となった。西南日本では関東以北と比べて、第2子の出生ハザード率が高い。また、都市規模が大きいほど第2子出生ハザード率が高い。

以上のような要因を統制した上で、夫妻の社会経済的地位、育児環境・育児資源、そして第1子の育児経験にはどのような影響がみられるのであろうか。はじめに、夫妻の社会経済的地位について考察する。妻の育児休業制度取得状況による影響をみると、第1子出産時に育児休業制度を取得した女性は、出産を機に常勤職を退職した女性とほぼ同水準の第2子出生ハザード率を維持している。しかし、第1子が3歳未満における保育士・保育ママ・ベビーシッター等の利用有無についてみると、これらの利用があった場合には利用がなかった場合に比べて、第2子出生ハザード率が14%程度低下している($\exp(b)=0.858$)。したがって、これらの育休制度を利用した女性が保育施設を利用して第1子を育てた場合、第2子出生のハザード比は0.99(=1.154*0.858)と、育休対象外(第1子出産前に無職かパート)あるいは育休を取得せずに常勤を続けた女性が、保育施設を利用せずに第1子を育てた場合(前者が1、後者が1.049)とほぼ変わらない。したがって、育休取得の有無は、第2子出生を促す効果をもつものの、家族以外の育児資源を活用した場合、その効果は消失する。このような保育施設の利用がもつマイナスの効果は、保育施設と働く女性の保育ニーズとのミスマッチによって生じている可能性がある。働く女性の第2子出生においては、育児休業制度の充実に加えて、より柔軟性の高い保育施設の拡充が求められているのかもしれない。

第1子が6ヵ月時における父親の職業については、前節において確認したように、父親が無職・学生・パートであるグループの第2子出生ハザード率が、中小企業勤務のグループに比べて13%低いとの結果を得ている。一方、父親が大企業・官公庁勤務のグループでは、中小企業勤務のグループよりも、第2子出生ハザード率がわずかに高い傾向が弱いながら認められる。したがって、父親の稼得能力は第2子出生へのスムーズな移行の重要な要件といえる。

一方、母親の学歴については、高学歴であるほど第2子出生が生じやすいとの結果を

得た。学歴の高い女性ほど、第1子出生年齢が高い傾向にあるため、第2子の出生を急ぐ傾向にあるのかもしれない。モデルでは第1子出生時の母親の年齢を統制しているが、変数のカテゴリーは5歳階級であるため、このような効果が十分に統制しきれていない可能性がある。一般に高学歴女性ほど結婚や第1子出生が遅い傾向にあることが指摘されているが (Raymo 2003, Fukuda 2007, 津谷 2009)、近年における第2子出生のタイミングに関しては逆の傾向がみられるようである。

次に、育児環境・育児資源に関する諸変数の影響をみる。住まいの広さはモデルにおいては統計的有意性を失っており、第2子出生ハザード率を説明する要因ではなくなっている。夫の同居は第2子出生ハザード率を規定する強い要因である。夫が同居していない場合、第2子の出生ハザード率は約88%低下する。夫が同居していない場合とは、単身赴任などによる一時的な別居と離婚や死別などによる恒常的な別居とが含まれる。とりわけ近年における離婚の増加は、第2子出生に対して負の影響を与えていることが示唆される。

祖父母との同居は、第2子出生に対して有意な影響を与えていない。しかし、保育施設の利用が、第2子出生に負の影響を与えていることを考慮すると、少なくとも第2子への移行を阻害しない保育資源として解釈することができる。

夫の育児・家事への参加度は、家庭内における性別役割分業の程度を表している。この2変数はともに量的変数であるため、各変数について線形、自然対数変換、そして2次関数変換の3つの操作化を行い、最もデータに当てはまりの良いものを使用した。その結果、夫の育児への参加の効果は、第2子出生ハザード率に対して、逆U字型の2次関数として表されることが分かった。育児への参加度が14点までは、夫が育児に参加するほど第2子出生のハザード率が高くなるが、それ以上の参加は逆にハザード率の低下をもたらす。例えば、育児への参加度が18点の場合 ($\exp(b)=1.59$)、第2子出生ハザード率はこれが9点である場合 ($\exp(b)=1.61$) よりもわずかに下回る。したがって、全体として夫が育児に関わるほど、第2子への移行が促されるが、これが過ぎる場合には第2子への移行に若干の遅滞をもたらしている。一方、夫の家事参加は第2子出生ハザード率に対して線形に負の効果をもつことが示されている。第2子出生ハザード率は、夫への家事参加度が0点である場合に比べて、これが6点である場合には5%、12点である場合は10%、そして18点である場合には15%減少するという結果を得た。この結果は、家族の拡大過程においては、夫には家庭内における家事参加よりも、稼ぎ手としての経済的役割が強く期待されていることを示唆している。夫の育児へのコミットメントが強すぎる場合に、第2子出生が阻害されるのも恐らく同じ理由によると思われる。

最後に、第1子の育児体験が第2子出生ハザード率に与える影響について考察する。 Kaplan-Meier生存曲線において確認されたように (図5)、子育てについての不安や悩みが強いほど、第2子出生ハザード率が低下する傾向がみられる。また、子育ての負担をより多く感じている親ほど第2子出生ハザード率が低い。この影響は負の自然対数変換とし

て表され、負担と思うことが1つでもある場合に、第2子出生ハザード率が大きく低下し、それ以上負担項目が挙げられた場合は、漸減的に第2子出生ハザード率が低下するという関係がみられた。以上の結果から、第1子の子育てにおいて強い不安を感じたり、負担を強いられるといったネガティブな経験をした場合には、第2子の出生が大きく阻害されることが明らかとなった。このようなネガティブな経験をした養育者（主として母親）の割合は決して多くはないものの、育児に対する社会的サポートの拡充は、母子の well-being の向上ならびに第2子出生への移行にプラスの効果をもつものと期待される。

5. まとめ

本稿では、「21世紀出生児縦断調査」の個票データを用いて、第2子出生の規定要因について考察した。出生児調査においては、出産後6ヵ月の時点における子の保育状況、夫の家事・育児参加ならびに養育者（主として母親）の育児体験などについて、詳細な情報を得ている。分析では、従来の分析において用いられたきた人口学的要因や夫妻の社会経済的要因に加えて、これらの要因が第2子の出生確率にどのように関わるのかを明らかにした。

興味深い知見として、以下の2点が挙げられる。第1に、夫の家事への参加は必ずしも第2子の出生を促さないという点である。夫の家事参加は、第2子の出生に対して線形に負の効果をもっており、夫が家事をするほど第2子への移行確率が低い傾向にある。このことは、家族の拡大期においては、男性には経済的稼得者としての役割がより強く期待されていることを示唆している。一方で、夫の育児参加は18点中14点までは、第2子の出生と正の関係にあるため、一般に夫の育児への協力度が高いほど第2子出生が促される傾向にある。したがって、経済的な安定と夫による可能な限りの育児参加が、第2子出生の重要な要件であるといえる。

次に、第2子出生には第1子の育児体験が重要な影響を与えていることが指摘できる。第1子出生から6ヵ月の時点で、育児に不安や悩みを抱えている養育者(主として母親)ほど第2子への移行確率が低い。また、同様に子育てについて負担に思うことをより多く挙げる養育者ほど第2子出生確率が低い。したがって、母親の育児ストレスは出生に関する意思決定にネガティブな影響を与えている可能性が示唆される。本稿では紙幅の都合上、どのような要因が第1子の養育における不安や負担感に関わっているのかについて明らかにすることができなかった。しかし、当パネル調査を活用することによって、この点についても有益な知見を得ることが可能であると思われる。また、母親の育児ストレスの軽減は、広義の少子化対策としても機能しうることが指摘される。今後は、より詳細な分析によって、出生に関する意思決定とそれを取り巻く諸要因との関係が明らかにされていくことを期待したい。

文献

- 金子隆一, 2004, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化、高学歴化および出生行動変化効果の測定」, 『人口問題研究』, 第 60 巻第 1 号, 4-35 ページ。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2006, 『日本の将来人口推計:平成 18(2006)-67 (2055) 年』。
- 津谷典子, 2002, 「イベント・ヒストリー分析」, 日本人口学会編, 『人口大事典』, 428-31 ページ, 培風館。
- 津谷典子, 2009, 「学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響」, 『人口問題研究』, 第 65 巻第 2 号, 45-63 ページ。
- 西野淑美, 2009, 「地域移動者の特徴把握とイベントヒストリー分析: 脱落者との比較を含めて」, 『パネル調査(縦断調査)に関する統合的高度統計分析システムの開発研究』(厚生労働科学研究費補助金), 平成 20 年度総括研究報告書, 29-46 ページ。
- Fukuda, S., 2007. "The Socio-economic Status of Women and Marital Fertility in Post-War Japan: Effects of Education, Employment and Family Structure on Parity Transitions" *The Journal of Population Studies* 40: 79-100.
- Raymo, James M., 2003. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women" *Demography* 40: 83-103.
- Raymo, James M., Larry Bumpass and Miho Iwasawa, 2004. "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns" *Demographic Research* 11(14): 395-420.

9 中高年者の生活実態の変化に関する分析手法の検討 (4) －健康状態変化とその要因に関する分析－

石井 太

はじめに

子どもの父母・祖父母になりうるという観点から子育て環境の重要な要素を構成している中高年世代は、離職・再就職による就労環境の変化や、親世代の介護負担の発生など、その生活実態の変化が顕著な世代である。このような生活実態の変化のうち、特に健康状態の変化の分析は、これら中高年世代が今後とも活力ある高齢者として社会参画を続けるために何が必要かを考える上で重要な検討素材となるものと考えられる。そこで、本研究では、中高年世代の健康状態の変化がどのような要因によって引き起こされているかについて、生活実態の変化に関する要因の分析手法の検討を行う観点から、健康状態の変化に焦点を当て、健康状態の変化を被説明変数としたロジスティック回帰分析と離散時間2方向ハザードモデルの2つの方法により健康状態変化のモデリングを試みる。

1. 高齢者の健康度自己評価について

中高年縦断調査では、本人の健康状態について、「大変良い、良い、どちらかといえば良い、どちらかといえば悪い、悪い、大変悪い」の6段階で回答を求める項目を継続的に調査している。このような質問項目は、「健康度自己評価」、「主観的健康感」などと呼ばれ、社会調査において健康を簡便に測定する指標として広く用いられている。

杉澤・杉澤(1995)は米国を中心とした健康度自己評価に関する研究動向のレビューを行っている。これによれば、健康度自己評価は、初期の研究においては医学的な健康評価の代替指標として用いる観点から、医師による健康評価を外的基準とした併存的妥当性に関する研究が行われた。このような研究7事例について、医師の評価や医学検査の結果と健康度自己評価は有意に関連していたものの、相関の程度が低いことから代替指標としての妥当性は低いと結論したものが多かったが、他方、条件付きで価値を認めたものや、健康度自己評価は独自の価値や健康の違った側面を測定している可能性を指摘したものもあったとされている。このため、健康度自己評価が測定しているものを解明するとの問題意識から、他の健康指標あるいは社会・心理的要因との関連を検討した研究が行われるようになり、健康度自己評価が健康の身体的側面、精神的側面、社会的側面を総合化した指標であるという見方もなされるようになったとされている。その後、生命予後や日常生活動作能力の変化を外的基準とした予測妥当性に関する評価も行われ、他の健康指標の影響を調整してもなお予測妥当性が高いことが確認されてきたとされている。また、三徳[等]

(2006) は、健康度自己評価と死亡・死因等との関連について国内外の研究をレビューし、健康度自己評価がその後の生存とその予測等に関連していること、特に死亡に対して独自の寄与を持つことが明らかであるとしている。

このように、高齢者の健康自己評価は、生命予後やその後の死亡とも関連性を持ち、本人の健康状態に関する独自の価値を持つ指標であると考えられ、その変化の要因分析は、高齢者の健康状態変化の解明に寄与するものと考えられる。そこで、本研究では、この指標に着目し、高齢者の健康状態がどのような要因によって変化するのかを分析する。

2. データと分析方法

昨年度の研究においては、第1、2回中高年者縦断調査のデータに基づいて分析を行ったが、本年度はこれに第3回中高年者縦断調査の結果をデータとして加えた。また、昨年度の研究では、分析手法として、記述統計の集計やデータの視覚化等による健康状態変化の探索的分析を行うとともに、この分析結果を踏まえ、全体のデータセットを第1回の健康状態により2分し、第1回が「よい」であるセットの中で第2回で「わるい」と変化したレコード、あるいは、第1回が「わるい」であるセットの中で第2回で「よい」と変化したレコードを1、それ以外を0とした二値変数を考え、これを被説明変数としたロジスティック回帰モデルによる分析を行った。

本年度の研究においては、まず、昨年度と同様の方法を用いたロジスティック回帰分析を行う。ただし、今回は3年分の状況が把握されているので、第1回から第2回、第2回から第3回それぞれに関する、前年から当年への変化をモデリングすることとした。

この分析によって、健康状態の変化がどのような要因に基づいて起きたのか、前年の健康状態別の2つのモデルを組み合わせることによってモデリングを行うことが可能となったが、もし、これらが統合的な一つのモデルで表現されるとすれば、パラメータの儉約性等の観点から好ましいと考えられる。また、昨年度の研究においては、健康状態変化の説明変数として、介護負担の増減や離職・就職などの就労状態の変化など、別の変数の状態変化を説明変数として加えた分析を行ったが、一方で、これらに関しては2つの別個のパラメータが相互に影響を及ぼしながら変化していく過程であると捉えてモデル化する考え方もあり得る。そこで、本年度の研究では、このような観点から、離散時間2方向ハザードモデルの適用を試みることにする。

山口(2002)によれば、離職と再就職の繰り返しや、離婚と再婚の繰り返し、マリワナなど非合法ドラッグの使用と使用停止の繰り返しなど2分的に表せる状態0と1との状態0から1への移動と状態1から0への移動を離散時間ロジットモデルを用いて同時に分析できる。この同時モデルの長所は、例えば離婚のハザード率に正の(また負の)影響する説明変数 X が同程度に負に(又は正に)再婚のハザード率に影響するなら、 X の両方向の移動への影響を1つの回帰係数で表し、同程度でないときは、 Y_{t-1} と X の有意な相互

作用効果として表現できるところであるとされる。さらに、Yamaguchi (1990) は、このモデルを就業と婚姻上の地位というような2つの相互に影響し合うイベントヒストリーの同時モデルへの拡張について論じている。本研究では、このYamaguchiのモデルを用い、高齢者の健康度自己評価と就労状況についての相互影響を考慮した離散時間2方向ハザードモデルの適用を試みる。以下、Yamaguchi (1990) に基づいてこのモデルの概要について述べる。

2つの離散時間の2状態過程 $(A_t), (B_t)$ を考える。ここで、 (A_t) と (B_t) は各時刻 t において、1 か -1 をとる確率変数である。これらに対し、以下の多項ロジットモデルを考える。

$$\log P_{11t} = \mu + \phi^{A_t} + \phi^{B_t} + \phi^{AB_t}$$

$$\log P_{10t} = \mu + \phi^{A_t} - \phi^{B_t} - \phi^{AB_t}$$

$$\log P_{01t} = \mu - \phi^{A_t} + \phi^{B_t} - \phi^{AB_t}$$

$$\log P_{00t} = \mu - \phi^{A_t} - \phi^{B_t} + \phi^{AB_t}$$

ここで、

$$P_{11t} = Pr[(A_t = 1) \cap (B_t = 1)]$$

$$P_{10t} = Pr[(A_t = 1) \cap (B_t = -1)]$$

$$P_{01t} = Pr[(A_t = -1) \cap (B_t = 1)]$$

$$P_{00t} = Pr[(A_t = -1) \cap (B_t = -1)]$$

である。一方、パラメータ $\phi^{A_t}, \phi^{B_t}, \phi^{AB_t}$ は、以下で定義されるような説明変数の関数であると仮定する。

$$\phi^{A_t} = b_{10} + b_{11}A_{t-1} + b_{12}B_{t-1} + b_{13}A_{t-1}B_{t-1} + c'_1X_{t-1} \quad (1)$$

$$\phi^{B_t} = b_{20} + b_{21}A_{t-1} + b_{22}B_{t-1} + b_{23}A_{t-1}B_{t-1} + c'_2X_{t-1} \quad (2)$$

$$\phi^{AB_t} = b_{30} + b_{31}A_{t-1} + b_{32}B_{t-1} + b_{33}A_{t-1}B_{t-1} + c'_3X_{t-1} \quad (3)$$

ここで、 X_{t-1} は説明変数のベクトルである。

Yamaguchi (1990) は、変数 $b_{10}, b_{20}, b_{30}, b_{11}, b_{22}$ が含まれるモデルについて、 $b_{12}, b_{13}, b_{21}, b_{23}$ は、2つの過程の間の因果関係のパターンに関連する変数となるとしている。そして、これらの b_{ij} が有意であるかどうかに応じて、9通りの階層的な分類を行い、それぞれのモデルにおける回帰係数の解釈について論じている。例えば、 $b_{12}, b_{13}, b_{21}, b_{23}$ の全てが有意である場合、推移 $B_0 \rightarrow B_1$ のオッズに対する A の影響は $2(b_{21} - b_{23})$ 、推