

and Advanced Multilevel Modeling, Sage Publications: London, 1999

Spielauer, Martin, (2004a) "The Contextual Database of the Generations and Gender Program: Overview, Conceptual Framework and the Link to the Generations and Gender Survey," *MPIDR Working Paper* WP 2004-014, Max-Planck Institute for Demographic Research, April 2004

Spielauer, Martin, (2004b) "The Generations and Gender Contextual Database: Concept and Content," *MPIDR Working Paper* WP 2004-026, Max-Planck Institute for Demographic Research, September 2004

Spielauer, Martin, (2005) "Responding to New Data Demands for Comparative Research and Multilevel Analysis: The Contextual Database of The Generations and Gender Program," *Proceedings of Statistics Canada Symposium, Methodological Challenges for Future Information Needs*, 2005

人口

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
101	合計特殊出生率	TFR,N	1970 2005	1970 2004	
102	合計特殊出生率(都道府県)	TFR,R	2000 2005	2000 2004	
103	出生児数、第1児出生児数	Life births	1970 2005	1970 2004	1990年以前の第1児出生数については5年毎
104a	出生児数(都道府県)	Life births - reg	2000 2005	2000 2004	
104b	第1児出生数(都道府県)	First life births - reg	2000 2005	2000 2004	
105	有配偶出生児数	Marital life births	1970 2005	1970 2004	1990年以前については5年毎
106	有配偶出生児数(都道府県)	Marital life births - reg	2000 2005	2000 2004	
107	母の平均年齢	Mean age at birth	1970 2005	1970 2004	1980年以前については5年毎
108b	母の平均年齢(都道府県)	Mean age at birth - reg	2000 2005	2000 2004	
108c	第1児出生時の母の平均年齢(都道府県)	Mean age at first birth - reg	2000 2005	2000 2004	
109	年齢別出生率	Ages specific fertility rates	1970 2005	1970 2004	
110	出生コホート別出生率	Cohort mean age at birth	1930 1965	1970 2000	1990年以前については5年毎 1991年、1992年は未収集
111	出生コホート別累積出生率	Completed cohort fertility	1930 1965	1970 2000	
113	人工中絶数	Induced abortion	1930 1965	1932 1952	
114	平均初婚年齢	Mean age at first marriage	1970 2005	1970 2004	
115a	男性平均初婚年齢(都道府県)	Age first marriage male - reg	2000 2005	2000 2004	
115b	女性平均初婚年齢(都道府県)	Age first marriage female - reg	2000 2005	2000 2004	
116	結婚件数	Marriages	1970 2005	1970 2004	
117a	結婚件数(都道府県)	Marriages -reg -all	2000 2005	2000 2004	
117b	初婚件数(都道府県)	Marriages -reg -first	2000 2005	2000 2004	
118	女子初婚率	First marriage rate female	1970 2005	1970 2004	1985年以前については5年毎
119a	年齢階層別配偶関係人口男性(都道府県)	Marital status male by age -reg	2000 2005	2000 2000	
119b	年齢階層別配偶関係人口女性(都道府県)	Marital status female by age -reg	2000 2005	2000 2000	
121	出生コホート別結婚経験率	Cohort ever married	1930 1965	1930 1950	出生コホート別(1-生涯未婚率) 国勢調査年(5年毎)を収集
122	人種別結婚件数	Marriage by Ethnicity	1970 2005		
124	片親の子供数	Children with lone fathers and mothers	1970 2005		
125	離婚件数	Divorces	1970 2005	2004 2004	
126	離婚件数(都道府県)	Divorces -reg	2000 2005	2000 2004	
127	合計離婚率	Total divorce rate	1970 2005	1970 2000	国勢調査大規模調査年(10年毎)を収集
129	結婚期間中位数	Median marriage duration	1970 2005		
130a	男性年齢階層別人口(都道府県)	Pop. by age -male -reg -W1	2004 2004	2004 2004	
130b	女性年齢階層別人口(都道府県)	Pop. by age -female -reg -W1	2004 2004	2004 2004	
131	年齢中位数	Median age	1970 2005		
132	平均寿命、平均余命	Life expectancy	1970 2005	2000 2000	平均寿命と、1歳、15歳、45歳、65歳時における平均余命 1歳時における平均余命を除き、国勢調査年(5年毎)に収集した
133	国際人口移動率	Net migration	1970 2005	1970 2004	Intercensal Component Methodによる純移動率(1-M)の推計値を利用した。この方法は純移動率を(P(t)-P(t-1))-(B-D)によって推計する。ここで(P(t)-P(t-1))は人口の純増、(B-D)は自然要因による人口の純増である。この方法は、Siegel and Swanson eds(P.471-; 2004), "The Methods and Materials of Demography"で解説されている。
135a	配偶関係別人口男性	Marital Status male	1970 2005	1970 2000	5年毎に収集
135b	配偶関係別人口女性	Marital Status female	1970 2005	1970 2000	5年毎に収集
136	総人口	Total population	1970 2005	1970 2000	

経済環境

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
201	一人当たり実国内総生産	Real GDP per capita	1970 2005	1970 2003	日本政府は2000年10月に国民所得計算体系としてSNA93を導入した。SNA93に基づく長期溯及統計は1980年までが利用可能であるため、1970年から1979年はSNA68によった。なお、実国内総生産は1980年から1998年の期間でSNA68とSNA93の両者に基づくものが利用可能であるが、この期間の絶対相対誤差[(GDP(at year t by SNA93)-GDP(at t by SNA68))/GDP(at t by SNA93)]は最大でも3.4% points (mean=2.2%, sd=0.67%)であった。
202	消費者物価指数	CPI	1970 2005	1970 2004	「所得再分配調査」(1967、72、75、78、81、84、87、90、93、96、2001年)による。
203	ジニ係数	GINI coefficient	1970 2005	1967 2002	
204	家計所得分布	HH income deciles - reg - W1	2004 2004	1999 1999	
205	貧困指標の定義	Poverty definition - W1	2004 2004		
206	貧困線、都道府県	Poverty line - W1	2004 2004		
207	貧困線以下の人口割合、0~14歳(都道府県)	Poverty - children - reg - W1	2004 2004		
208	貧困線以下の人口割合、0~14歳児の母親(都道府県)	Poverty - mothers - reg - W1	2004 2004		
209	貧困線以下の人口割合、15~64歳(都道府県)	Poverty - active - reg - W1	2004 2004		
210	貧困線以下の人口割合、65歳以上(都道府県)	Poverty - elderly - reg - W1	2004 2004		

付表注

- (注 1) 変数番号…GGP コンテキスト・データ・ベースで利用される共通の変数番号
(注 2) 変数名(日)…変数名日本語訳
(注 3) 変数名(GGP)…GGP コンテキスト・データ・ベースの変数名
(注 4) 収集期間…GGP コンテキスト・データ・ベースの収集期間
(注 5) 収集完了期間…現在までのデータ収集・入力完了期間

労働・雇用 変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
301	性別労働力率	LMP by sex	1970 2005	1970 2004	
302a	年齢別労働力率(都道府県)	LMP by age - reg - all - W1	2004 2004	2000 2000	
302b	年齢別労働力率男性(都道府県)	LMP by age - reg - male - W1	2004 2004	2000 2000	
302c	年齢別労働力率女性(都道府県)	LMP by age - reg - female - W1	2004 2004	2000 2000	
303a	未子年齢別母の労働力状態割合(都道府県)	Employment mothers - reg - W1	2004 2004	-	
303b	未子年齢別父の労働力状態割合(都道府県)	Employment fathers - reg - W1	2004 2004	-	
304a	産業別労働者数	Employment by ISIC - all	1970 2005	1940 2000	国調年のみ。労働力調査等で拡充可能。
304b	産業別労働者数男性	Employment by ISIC - male	1970 2005	1940 2000	↓
304c	産業別労働者数女性	Employment by ISIC - female	1970 2005	1940 2000	↓
306	公務員比率	Public employment	1970 2004		
307a	公務員比率(都道府県)	Public employment - reg - W1	2004 2004		
307b	公務員比率男性(都道府県)	Male public employm - reg - W1	2004 2004		
307c	公務員比率女性(都道府県)	Fem public employm - reg - W1	2004 2004		
308	性別職業別労働者数(都道府県)	Empl by occupation - reg - W1	2004 2004		
312a	労働時間別雇用者割合(都道府県)	Weekly hour bands - all - W1	2004 2004		
312b	労働時間別雇用者割合男性(都道府県)	Weekly hour bands - male - W1	2004 2004		
312c	労働時間別雇用者割合女性(都道府県)	Hour bands - female - W1	2004 2004		
315	所定内労働時間	Normal working hours	1970年以後	text	
317	最低有給休暇日数	Minimum vacation days	1970年以後	text	
318	平均有給休暇日数	Average vacation days	1970 2005	text	
319	非正規雇用労働者の法的権利	Entitlement to part-time	1970年以後	text	
320	非正規雇用労働者の法的権利を改善する取り組み	Measures to increase part-time	1970年以後	text	
321	夜間・週末労働を減らす取り組み	Nonstandard hours - measures	1970年以後	text	
322	夜間・週末労働への特別給付	Nonstandard hours - compens.	1970年以後	text	
323	産業別平均賃金	Wage by ISIC activity - all	1970 2005	2004	
323a	産業別平均賃金男性	Wage by ISIC activity - male	1970 2005	2004	
323b	産業別平均賃金女性	Wage by ISIC activity - female	1970 2005	2004	
324	最低賃金	Minimum wage	1970 2005		
325	平均賃金(都道府県)	Average wage - reg	2000 2005	2000 2004	
326a	年齢階層別平均賃金(都道府県)	Wage by age - reg - W1	2004 2004	2000 2000	
326b	年齢階層別平均賃金男性(都道府県)	Male wage by age - reg - W1	2004 2004	2000 2000	
326c	年齢階層別平均賃金女性(都道府県)	Female wage by age - reg - W1	2004 2004	2000 2000	
327a	賃金所得分布(都道府県)	Wage deciles - reg - W1	2004 2004	2000 2000	
327b	賃金所得分布男性(都道府県)	Male wage deciles - reg - W1	2004 2004		
327c	賃金所得分布女性(都道府県)	Female wage deciles - reg - W1	2004 2004		
328	労働政策への公的支出額	Publ. exp. active labor market	1970 2005		

育児休業制度

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
401	育児休業制度	Program title	1970年以後	text	
402	育児休業制度適用者	Eligibility for leave	1970年以後	text	
403	休業開始可能時期	Start of leave	1970年以後	text	
404	母の育児休業取得可能期間	Regular leave duration	1970年以後	text	
405	その他の主体の育児休業取得可能期間	Maximum shareable duration	1970年以後	text	
406	夫婦で分割して取得された場合の最大取得可能期間	Extra partner leave duration	1970年以後	text	育児休業が、夫婦で分割して取得された場合に増加する最大取得可能期間 夫婦が並行して同時に取得可能な休業期間
407	夫婦が並行して同時に取得可能な休業期間	Parallel paternal leave	1970年以後	text	
408	雇用保障期間	Duration of job protection	1970年以後	text	
409	最大給付期間	Duration financial support	1970年以後	text	
410	給付の種類	Type of financial support	1970年以後	text	一律給付、所得比例、ミーンズテストの有無などの給付の種類
411	給付算定式	Support formula	1970年以後	text	
412	ミーンズテスト	Means tests	1970年以後	text	ミーンズテストの有無と方法の説明
413	出生時期以外への休業の分割	Deferrable time	1970年以後	text	出生時期以外(小学校入学前など)での休業取得への、育児休業期間取得の分割可能性
414	休業が分割可能な子供の年齢	Deferrable until	1970年以後	text	
415	適用される雇用労働の時期・所得制限	Working restrictions	1970年以後	text	雇用労働と並行して取得される場合に、適用される雇用労働の所得制限と取得可能時期の制限
416	期間・給付額の選択肢	Options	1970年以後	text	高給付と短期間取得、短時間労働と組み合わせた制限給付などの選択肢の存在と説明
417	病気の子どもに対する育児支援	Sick child leave	1970年以後	text	
418	平均取得期間	Take-up-time of leave	1970年以後	text	育児休業制度の平均取得率、取得期間に関する研究の紹介

公的年金制度

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考	
501	公的年金制度	Pension system description	1970年以後	text		
502	引退年齢と早期退職年齢	Legal retirement age	1970年以後	text	法制化された通常の引退年齢と早期退職年齢	
503	性別平均引退年齢	Average retirement age	1970	1975	2000	
504	拠出に対する給付算定式	Link contribution - benefit	1970年以後	text		
505	育児・介護休業期間の給付額への影響	Care and pensions	1970年以後	text	年金拠出額による年金給付額決定の主な決定方式	
506	性別平均老齢年金給付額(都道府県)	Average pension - reg - W1	2004	2004	2004	男女合計のみ入手
507	最低年金給付額	Minimum pension	1970	2005	2004	各制度毎の最低年金給付額
509	年金給付・GDP比率	Pension spending	1970	1970	2004	
510	年金受給者数	Pension receivers	1970	2005	2004	
511	性別平均年金給付額	Average pension	1970	1970	2004	老齢年金、遺族年金、障害年金受給者数

保育制度

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
601	保育制度	Childcare institutions	1970年以後	text	
602	適用対象者	Childcare entitlement	1970年以後	text	年齢階層、保育時間(フルタイム保育、パートタイム保育)、適用対象者
605	プレスクール	Preschool	1970年以後	text	小学校入学年齢前の保育制度の性格(義務・任意)と受入れ年齢
607	保育所の受入れ時間	Typical hours	1970年以後	text	
608	保育園・幼稚園利用率	Childcare enrolment - W1	2004	2004	
609a	子供一人当たりの平均保育士数(都道府県)	Child staff ratio	1970	2005	
609b	保育士資格	Staff requirement	1970年以後	text	保育士になるために必要な学歴など
611	公的保育支出額	Public childcare expenditure	1970	2005	
612	年齢階層別保育所を利用している子供割合(都道府県)	Children in institution - W1	2004	2004	

兵役制度

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
701	兵役制度	Description national service	1970年以後	-	
702	徴兵年齢	Conscription age	1970年以後	-	
703	兵役期間	Duration national service	1970年以後	-	
705	除外者	Population exempt	1970年以後	-	軍役制度から除外される人(女性や特別な職業に従事する人など)
707	代替サービス	Alternative service	1970年以後	-	軍役に代替可能なサービスと制限
708	家族サービスによる義務の免除	Reconciliation family military	1970年以後	-	
711	軍事人口	People in armed forces	1970	2005	
712	軍事予算対GDP比	Military expenditure	1970	2005	

失業

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
801	失業制度	Unemployment system	1970年以後	text	
802	主な期間別失業問題	Unemployment problem	1970年以後	text	主な期間別の失業理由と失業期間など失業問題の程度
803a	年齢階層別失業者数(都道府県)	Unemployment by age - reg - W1	2004	2005	
803b	年齢階層別失業者数男性(都道府県)	Male unempl by age - reg - W1	2004	2005	
803c	年齢階層別失業者数女性(都道府県)	Fem unempl. by age - reg - W1	2004	2005	
804a	年齢階層別失業者数	Unemployment by age	1970	2005	
804b	年齢階層別失業者数男性	Male unemployment by age	1970	2005	
804c	年齢階層別失業者数女性	Female unemployment by age	1970	2005	
805a	失業者数(都道府県)	Regional unemployment - all	2000	2005	
805b	失業者数男性(都道府県)	Regional unemployment - male	2000	2005	
805c	失業者数女性(都道府県)	Regional unemployment - female	2000	2005	
806	職業別失業者数	Unempl. by occup. - reg - W1	2004	2005	
807a	最終学歴別失業者数	Unemployment by education	1970	2005	
807b	最終学歴別失業者数男性	Male unemploy. by education	1970	2005	
807c	最終学歴別失業者数女性	Female unemploy. by education	1970	2005	
808a	産業別失業者数	Unemployment by ISIC - all	1970	2005	
808b	産業別失業者数男性	Unemployment by ISIC - male	1970	2005	
808c	産業別失業者数女性	Unemployment by ISIC - female	1970	2005	
809	性別長期失業者比率	Long-term unemployment by sex	1970	2005	
810a	長期失業者比率(都道府県)	Long-term unemployment - reg	1970	2005	
810b	長期失業者比率男性(都道府県)	Male long-term unemploy. - reg	2000	2005	
810c	長期失業者比率女性(都道府県)	Female long-term unemploy. - reg	2000	2005	
811	失業給付給付期間	Unempl. benefit duration	1970年以後	text	
812	性別平均失業期間	Average time in unemployment	1970	2005	
813	失業給付給付額算定式	Unempl. Benefit	1970年以後	text	
815	失業給付受給対象者	Unempl. benefit eligibility	1970年以後	text	
816	公的失業支出額	Publ. exp. Unemployment	1970	2005	
818	人種別失業者数	Unemployment by ethnicity	1970	2005	全失業者に占める失業期間12ヶ月以上の比率
					失業問題に対する公的支出額

税制

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
901	所得税制	Income tax system	1970年以後	text	
904	限界所得税率	Marginal income tax rate	1970年以後	text	
905	付加価値税率	VAT-rate	1970年以後	text	
906	児童養育手当	Child benefits	1970年以後	text	児童養育手当での給付範囲、対象者、給付算定式
907	社会保険拠出率	Social security contribution	1970年以後	text	雇用の者の租所得に対する社会保険(義務)拠出率
908	社会保険給付対GDP%比	Social expenditure	1970	2004	
909	配偶者扶養控除	Marriage and taxes/benefits	1970年以後	text	(法的な)婚姻が税支出と補助金に与える影響

住宅

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1001	居住環境、住宅市場、価格	Housing situation	1970年以後		居住環境、住環境の問題、住宅市場と住宅価格に関する一般的な説明
1002	住宅政策	Housing policies	1970年以後		持ち家と借家に対する方針を含む住宅政策、家賃(価格)統制の有無、公的住宅整備の要否など
1007	平均延べ面積㎡(都道府県)	Average dwelling size - reg	2000	2005	
1008	主な所有関係別住宅の建て方(都道府県)	Housing construction - W1	2004	2004	
1009	主な所有関係別住宅資産額(都道府県)	Housing stock - W1	2004	2004	
1015	公的住宅支出/GDP%比	Public expenditures on housing	1970	2005	
1016a	年齢別世帯構成割合男性	HH arrangements - male - W1	2004	2004	単身、親と同居、配偶者と同居、子供と同居の別世帯数
1016b	年齢別世帯構成割合女性	HH arrangements - femal - W1	2004	2004	同上

家族法制

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1101	人工妊娠中絶	Abortion restrictions	1970年以後		人工妊娠中絶に関する法的規制
1102	社会保険制度による人工妊娠中絶への補助	Social security abortions	1970年以後		同性による結婚の法的な取り扱い
1104	同性婚	Same sex partnerships	1970年以後		結婚後離婚が許されるまでの期間や補助金への影響などの帰結
1105	離婚	Divorce restrictions	1970年以後		国勢調査年
1106	離婚後母と暮らす子供の割合	Guardianship	1970	2005	
1107	子の老親の扶養義務	Care obligations	1970年以後		

教育

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1201	教育制度	Education system	1970年以後		教育水準ごとの私立学校に通う生徒割合 国勢調査年
1202	私立学校割合	Private schools	1970	2005	
1203a	年齢別進学率(都道府県)	Enrolment - all - reg - W1	2004	2004	
1203b	年齢別進学率男性(都道府県)	Enrolment - male - reg - W1	2004	2004	
1203c	年齢別進学率女性(都道府県)	Enrolment - female - reg - W1	2004	2004	
1204a	年齢別最終学歴別人口男性(都道府県)	Education - male - reg - W1	2004	2000	
1204b	年齢別最終学歴別人口女性(都道府県)	Education - female - reg - W1	2004	2000	
1206	義務教育開始年齢	School entry age	1970年以後		
1207	義務教育年数	Compulsory school duration	1970年以後		
1208	一般的な教育期間	Common education	1970年以後		最初の学歴差があらわれる前までの教育年数
1209	教育水準別卒業時の平均年齢	School leaving age	1970年以後		
1210	教育水準別一週あたりの教育日時間数	School days and hours	1970年以後		
1213	教育水準別生徒一人当たりの教員数	Pupil-teacher ratio	1970年以後		
1218	公的教育支出/GDP%比	Education expenditures	1970	2005	国勢調査年
1220	高等教育補助	Fees and support	1970年以後		

保健衛生

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1301	医療保険制度	Health care system	1970年以後	2000	国勢調査年
1302	平均寿命(都道府県)	Life expectancy - reg - W1	2004	2000	
1303	障害調整平均余命DALE	Healthy life expectancy	1970	2005	
1304	妊産婦死亡	Maternal mortality	1970	2005	
1305	乳児死亡	Infant mortality	1970	2005	
1306	60歳時の平均余命	Healthy life expectancy at 60	1970	2000	国勢調査年
1307	医療保険制度加入人口比率	Pop. with health-insurance	1970	2005	国勢調査年
1308	医師数	Physicians per 10000	1970	2005	
1309	病院数	Hospital beds per 10000	1970	2005	
1310	公的医療支出GDP%比	Health expenditures	1970	2005	
1311	扶養者の医療保険制度	Health insurance coverage	1970年以後	text	扶養家族、生徒に対する医療保険制度 保険料減免措置や、妊娠や出生が対象となるのかなど

介護

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1401	介護	Elderly care measures	1970年以後		
1402	公的年金制度での家族介護者の優遇	Pension benefits care giver	1970年以後		介護を必要とする高齢者の支援制度
1403	介護休業	Measures for care-givers	1970年以後		
1404a	施設で暮らす高齢者数男性	Elderly in institutions - male	1970	2005	
1404b	施設で暮らす高齢者数女性	Elderly in institutions - fem	1970	2005	就業者の所得保障あり(なし)休業制度
1405a	年齢階層別私的公的在宅介護を受けている高齢者数男性	Home care - male	1970	2005	
1405b	年齢階層別私的公的在宅介護を受けている高齢者数女性	Home care - female	1970	2005	
1406	公的介護支出額	Public expend elderly care	1970	2005	

政治制度

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1501	政権政党	Government coalitions	1970年以後		
1502	政権政党(都道府県)	Governm. coalitions - reg - W1	2004		
1503	政党	Political parties.			政党設立年、統廃合などの系譜

文化

変数番号	変数名(日)	変数名(GGP)	収集期間 開始年 終了年	収集完了期間 開始年 終了年	備考
1601	宗教別人口(都道府県)	Religious composition - W1	2000	2005	
1602	主に用いる言語別人口(都道府県)	Language composition - W1	2000	2005	
1603	人種別人口(都道府県)	Ethnical composition - W1	2000	2005	
1604	インターネット利用者数	Internet use	1970	2005	

第2章 第1子出生のハザード分析:

ミクロモデル推定におけるマクロデータの利用

菅 桂太

1 目的

本稿は『結婚と家族に関する国際比較調査』（第1次調査 2004年実施、以下 JGGS04）を用いた第1子出生のハザード分析において、人口動態統計（厚生労働省）と国勢調査、推計人口（総務省）の日本人全人口についての集計データを併用することで、標本調査による分析の欠点を補うことができる可能性を検討する。特に、第1子出生ハザードへの学歴の影響と近年の急速なハザードの低下に焦点を合わせる。

「高学歴の女性はどれほど子どもを持たなくなっているのか」あるいは「学歴は出生行動には無関係であるのか」という問に答えるために、第1子出生のハザード分析を行う場合には、出産や育児が社会的コンテクストの中で行われるとしても、個々人の行動に関するミクロモデルの推定が必要であり、したがってミクロデータを利用しなければならない。

（たとえば福田(2006)）しかし、標本調査へ協力を得ることは急速に難しくなっており、80%を超える回収率を望むことはもはやできない。実際、JGGS1の女性・回収率は63.0%であった。特に第1子出生ハザードが最も大きな年齢層（20歳代後半～30歳台にかけて）で回収が困難であり、対象者とコンタクトを取るのが他の年齢層に比べ容易でないことが星(2005)からわかる。結果として、利用可能な標本は有配偶者に著しく偏ることになる。実際、本稿で用いる JGGS1 サンプルの調査時点の有配偶率と、2005年国勢調査結果を対応する年齢階層で比較すると、有配偶者にサンプルが強く偏っていることがわかる。（表2-1）30歳代後半以上では特に有配偶率が高いが、この年齢層は回収率も相対的に高い層である。わが国においては結婚と出生が耐えがたく結びついているためこのようなサンプルを用いて推定を行うとハザードが過大になることは容易に想像できる。

表2-1 有配偶率: JGGS1女性回答者と2005年国勢調査結果の比較

出生コーホート	年齢 ^{注1}	有配偶率 (女性回答者)	回答者数 ^{注2}	国調年齢 ^{注3}	有配偶率 (母集団) ^{注4}	母集団人口
1953年1月-57年12月	47-51	0.875	489	48-52	0.821	3,951,610
1958年1月-62年12月	42-46	0.893	450	43-47	0.806	3,745,918
1963年1月-67年12月	37-41	0.863	474	38-42	0.769	3,928,266
1968年1月-72年12月	32-36	0.751	458	33-37	0.701	4,500,514
1973年1月-77年12月	27-31	0.486	346	28-32	0.552	4,498,784
1978年1月-82年12月	22-26	0.110	310	23-27	0.249	3,692,551
合計	22-51	0.706	2,527	23-52	0.652	24,317,643

注1, 2005年10月1日現在で実施された国勢調査と比較するため、2004年10月1日現在に換算された年齢である。出生コーホートを暦年で定義しているため、この年齢には多少の誤差がある。たとえば、1953年1月～57年12月出生コーホートの2004年10月1日現在の年齢は、46歳10ヶ月～51歳9ヶ月である。

注2, 配偶関係不詳を除く。

注3, 2004年10月1日現在の年齢(注1)+1歳の年齢で、国勢調査2005年の標準年齢に対応する。

注4, 国勢調査2005年調査結果による配偶関係不詳を除く日本人女子有配偶率である。

しかし、調査データを詳細に見ると、調査標本の偏りはそれほど単純ではない。表2-1では、20歳台で標本の有配偶率が低めになっている。表2-2ではサンプルの年齢別学歴を2000年国勢調査の対応する年齢階層の学歴分布と総数とを有配偶者の別に比較しているが、二つのことに気づく。

表2-2 人口の教育水準: JGGS1女性回答者と2000年国勢調査結果の比較

A. 女性回答者						
出生コーホート	年齢 ^{注1}	中学校卒業以下	高校卒業	短大・高専卒業	4年制大学卒業以上	回答者数
1953年1月-57年12月	47-51	0.059	0.449	0.355	0.137	490
1958年1月-62年12月	42-46	0.038	0.382	0.447	0.133	450
1963年1月-67年12月	37-41	0.040	0.430	0.397	0.133	474
1968年1月-72年12月	32-36	0.039	0.386	0.436	0.139	459
1973年1月-77年12月	27-31	0.035	0.335	0.462	0.168	346
1978年1月-82年12月	22-26	0.045	0.284	0.377	0.294	310
合計	22-51	0.043	0.386	0.411	0.159	2529

B. 女性総人口: 国勢調査2000年						
出生コーホート	国調年齢 ^{注2}	中学校卒業以下	高校卒業	短大・高専卒業	4年制大学卒業以上	母集団人口
1953年1月-57年12月	43-47	0.106	0.542	0.215	0.107	8,310,475
1958年1月-62年12月	38-42	0.058	0.513	0.273	0.127	7,876,724
1963年1月-67年12月	33-37	0.050	0.489	0.296	0.131	8,322,450
1968年1月-72年12月	28-32	0.054	0.438	0.321	0.150	9,076,440
1973年1月-77年12月	23-27	0.057	0.424	0.344	0.154	8,070,067
1978年1月-82年12月	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
合計	23-47	0.072	0.486	0.284	0.130	24,702,992

C. 女性回答者のうち有配偶者						
出生コーホート	年齢 ^{注1}	中学校卒業以下	高校卒業	短大・高専卒業	4年制大学卒業以上	回答者数
1953年1月-57年12月	47-51	0.049	0.460	0.357	0.133	428
1958年1月-62年12月	42-46	0.037	0.386	0.443	0.134	402
1963年1月-67年12月	37-41	0.034	0.430	0.408	0.127	409
1968年1月-72年12月	32-36	0.038	0.387	0.456	0.119	344
1973年1月-77年12月	27-31	0.042	0.423	0.458	0.077	168
1978年1月-82年12月	22-26	0.15	0.62	0.21	0.03	34
合計	22-51	0.042	0.422	0.414	0.122	1785

D. 有配偶女性総人口: 国勢調査2000年						
出生コーホート	国調年齢 ^{注2}	中学校卒業以下	高校卒業	短大・高専卒業	4年制大学卒業以上	母集団人口
1953年1月-57年12月	43-47	0.099	0.551	0.219	0.107	6,947,800
1958年1月-62年12月	38-42	0.051	0.521	0.279	0.126	6,402,123
1963年1月-67年12月	33-37	0.043	0.505	0.302	0.126	6,156,804
1968年1月-72年12月	28-32	0.053	0.485	0.315	0.121	5,071,300
1973年1月-77年12月	23-27	0.073	0.498	0.305	0.098	2,550,744
1978年1月-82年12月	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
合計	23-47	0.073	0.524	0.266	0.113	15,655,348

注1, 表2-1と同じ

注2, 2005年国勢調査では学歴は調査されないため、母集団の学歴別人口は不明である。ある程度の年齢以上では学歴はほぼ変化しないと考えられるので、1972年生まれまでは、表1-1と同様に算出された2000年10月1日現在の年齢で対応する卒業者に占める各学歴別人口割合を用いた。ただし、各歳別集計が利用できないため、例えば43-47歳については、40-44歳と45-49歳階級の合計によるというように平均的値である。また、1973年～77年生まれについては、当該年齢(23-27)の在学者数を卒業とみなして加えた割合である。

第一に、調査標本は短大・高専卒業に強く偏っている。国勢調査結果では、わずか28%がこの学歴区分に該当するが、JGGS1では対象女性のうち41%が短大・高専卒業であり、

逆に高卒以下の割合が1割以上低くなっている。もっとも顕著なのが調査時点の年齢が40歳台前半のグループである。このグループでは2000年国勢調査結果では、27%が短大・高専卒であったが、JGGS1回答女性のうち48%がこの学歴区分に該当する。また、30歳台後半でも短大・高専割合は高く、国勢調査の30%に対しJGGS1では40%が該当する。

第二に、4年制大学卒業以上割合は、出生コーホートで異なった傾向が見られる。すなわち、調査時点の年齢が37歳以上のグループでは、大卒者の割合もJGGS1の方が大きい。30歳台前半で大卒者割合は低く、20歳代では逆に高い（パネルAとBの比較）。これを有配偶者に限って見直すと、40歳以上は依然としてJGGS1で大卒割合が大きい。20～30歳台前半の大卒者割合は国勢調査の割合に非常に近くなる（パネルCとDの比較）。

総じて、JGGS1サンプルは高学歴（特に短大卒）・有配偶者に偏った可能性があり、第1子出生をほぼ終えた年齢階層で特に、高学歴・有配偶の女性が多く、第1子出生のハザードがもっとも大きな年齢階層では回収率が低く（星2005）、その後半では大卒割合も低い。有配偶であれば大卒者からも回収を得られている可能性があり、ハザードの大きな年齢層の前半以前では回収率は低いが高学歴が多いため有配偶者が少ない可能性がある。

このような問題には、大きく二通りの対処が行われてきたと考えられる。第一は、分析の対象をサブサンプル（有配偶者）に限ることである。大部分の人が出生を行いかつ結局結婚するのであれば、出生行動を終えた世代ではほとんどの人が有配偶となっている。そのため、サンプルが有配偶者に偏っていても統計的（母集団の）推論において問題ではなくなる。第二に、標本（ケース）にウェイトをかけ（weighting on unit non-response）、代表性の低い集団の分析への寄与を膨らますことである。一定の仮定のもと、普遍性の意味で正確なウェイトが得られるならば、バイアスを除去することができる。（Little・Rubin、2002: 44-53）

どちらの方法にも母集団人口に対する統計的推測のための分析としては限界がある。サブサンプルを使った場合、生涯未婚である人の割合が最近の世代で増加していることの影響を分析目的から排除するか、有配偶（結婚しかつ結婚を継続している）女性のみが出産のリスクに継続的にさらされていることを前提に推定量を解釈することになる。また、出生行動を終えるまで待つのであれば、ある年齢まで出産していない人が当該年齢で出生行動を行う確率（密度）であるハザードに注目することで右センシングの問題に対処することができるので、いままきに出産のピーク年齢にある世代でどれほどハザードが低下しているのかを分析できるというハザード分析の最大の長所を活かすことができなくなる。

そして、ウェイトは一般に推定量の分散を大きくする。精度を犠牲にしてバイアスを除去するからである。また、調査票を回収できない場合には、回収できなかった人がどのような人なのかは通常わからないので、学歴や配偶関係別に正確なウェイトを作成することは極めて困難である。生産年齢で標本数1万件を確保する調査では、日本人人口からの抽出率は1.8%程度であり、0.4～0.5%程度の人からなぜ調査協力を得られなかったのかを推

量しなければならない。これは調査に協力する確率が観察可能な属性のみに依存するという仮定 (Missing At Random) が正しいとしても非常に困難な作業である。

本稿のアプローチは、第1子出生行動についてハザードモデルという分析枠組みを前提として、既に手元にある(真の)モデルを活かし、モデルの予測が人口動態統計や国勢調査という母集団・全人口を対象とし高い精度を保っていると考えられるコンテクスチャルデータと整合的にすることで、標本調査の直面している上述の問題への対処を図るものである。コンテクストモデルの推定以外にも、本稿のようなコンテクスチャルデータベースの利用法が検討されてよいと考える。

続く2節では上述の標本のゆがみが第1子出生ハザードにどのように影響したのかを検討し、3節で母集団ハザードの情報を援用した推定を行う。4節は結果の解釈についてその他の枠組みとの関係で簡単な議論を行う。補論で推定枠組みを扱った。

2 JGGS1による第1子出生ハザードの母集団ハザードとの比較

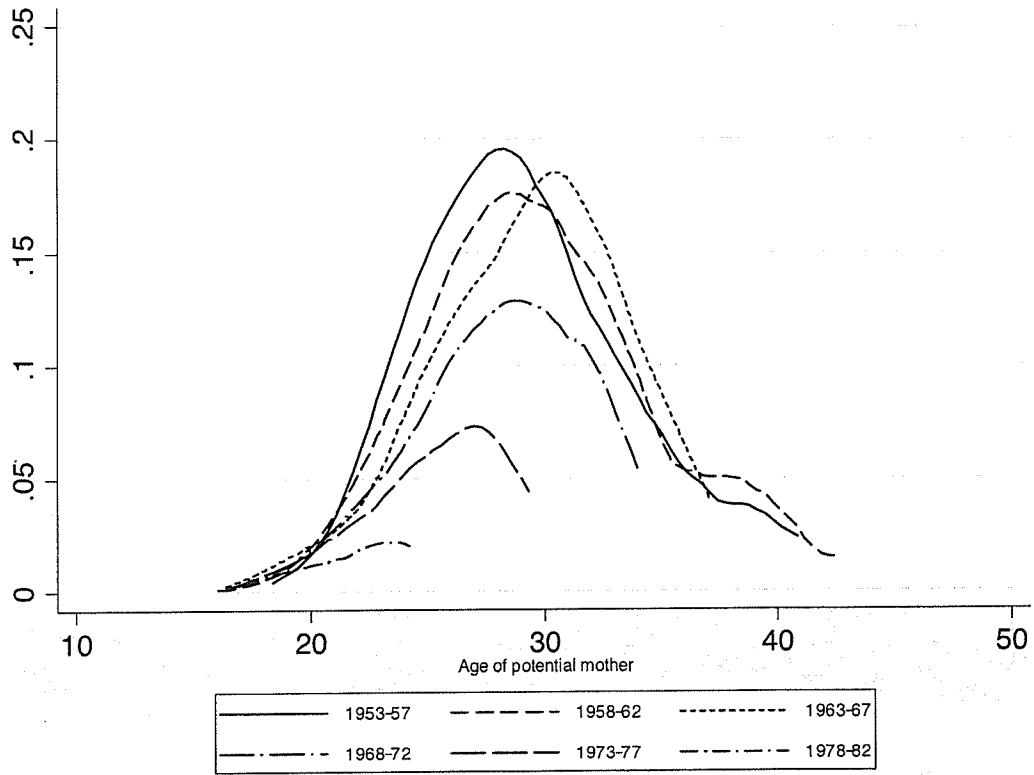
JGGS1の調査結果からノンパラメトリックに推定された第1子出生ハザードを図2-1に示した。本稿でのリスク時間とは第1子出産を行うか、2003年12月までに出産を経験していない場合にはそれまでの回答者の誕生からの経過月数の12分の1(年齢)である。分析対象とするサンプルは、人口動態統計で第1子出生数が集計されている1953年生まれ以後、さらにほとんどが出産を経験していないために安定的な推定量を得ることができない1983年以後生まれを除き、教育水準不詳(36件)、15歳までに最も長く暮らした都市の規模不詳(16件)を除いた全女性回答者2529件である。⁽¹⁾

図2-2は補論1の方法で構築された母集団の第1子出生ハザードである。

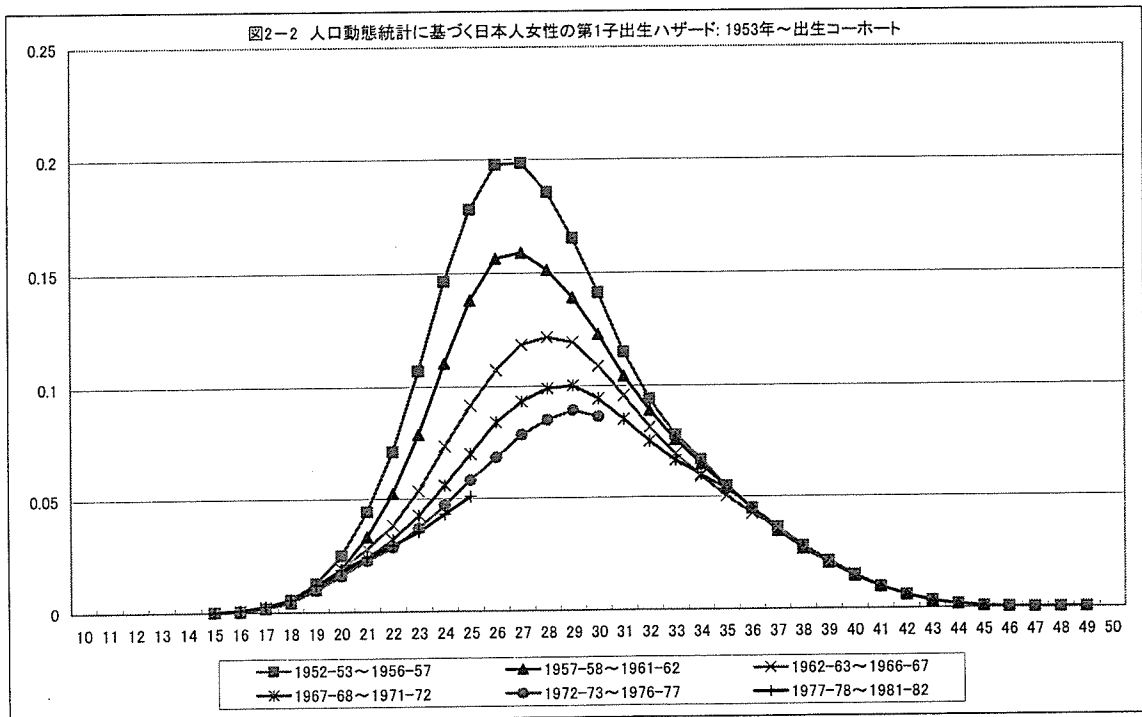
両者を見比べると、特に年齢の高い層で有配偶に、また高学歴者に標本が偏っていることによる問題をそのまま見ることができる。すなわち、JGGS1のみからは、1958-62年生まれ~1968-72年生まれコーホートでハザードは十分に高く、この世代までは出生行動にほとんど変化がないように見える。また、特に1963-67年生まれに顕著のように、年齢がやや高いときにハザードがピークを迎えるようになっており、晩産の傾向が確認できる。逆に1973-77年生まれ、1978-82年生まれはハザードの水準は低くなっており、1970年生まれ以降の世代で出生行動の変化が急加速しているように見える。⁽²⁾ 人口動態統計に基づくハザードに目を移すと、これらの観察が真実を正確には捉えていないことがわかる。すなわち、無子化と晩産化は非常にスムーズに進展しており、JGGS1による1960年代後半生まれ世代のハザードは著しく過大である。逆に1970年生まれ以降の世代のハザードは母集団よりも低く出生行動の変化を過大に評価してしまいかねない。

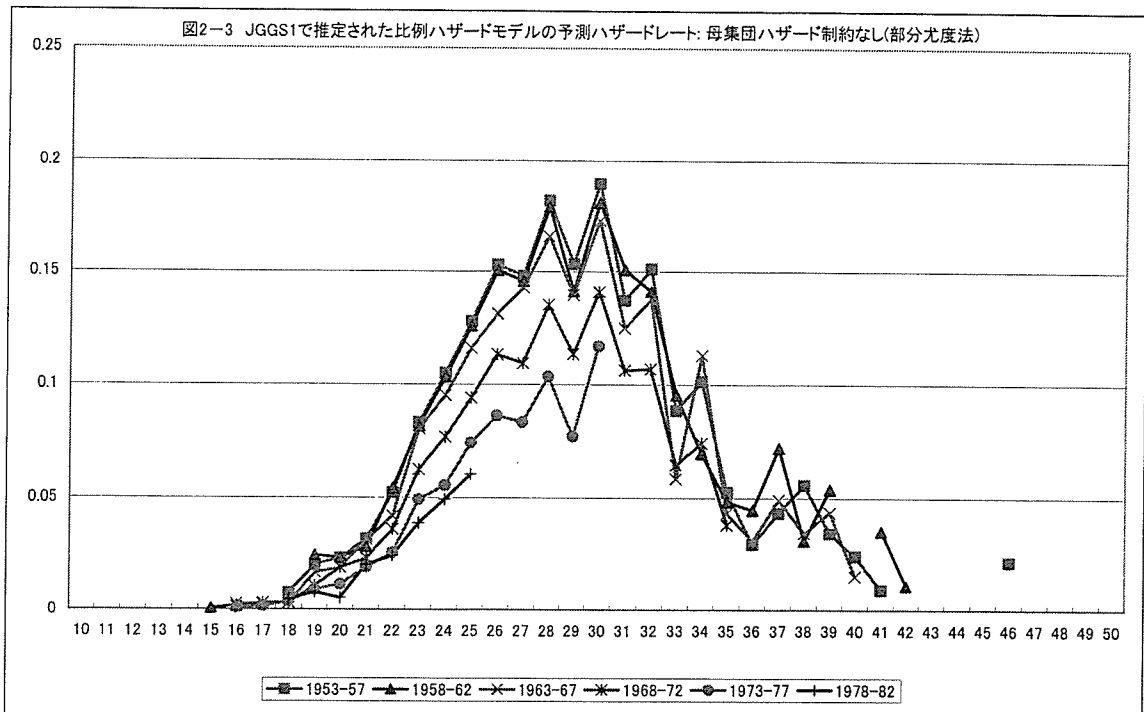
図2-3は、3節で説明する動態統計とJGGS1のハザードが一致するような制約をおかない(通常の)セミパラメトリック比例ハザードモデルから得られた予測ハザードである。なお、パラメータ推定値は、3節のモデル推定値との比較のため、4節にまとめた。

図 2-1 JGGS1 女性回答者の第 1 子出生ハザード: 1953 年～出生コーホート



注, 平均積分二乗和 (Mean integrated square error) の意味で最適な (Epanechnikov) カーネルを用い、バンド幅 1.3 で平滑したハザードレートである。





ここでの比例ハザードモデルでは、教育水準と15歳までの主な居住都市規模を統御した上で、全コーホートの平均的な基底ハザードを求めているため、ピーク年齢の偏りはコーホートの間でならされる。そのため、1963-67年コーホートも1953-57年コーホートよりわずかに低いハザードが推計されている。逆に、同じ理由で、1973-77年コーホートのハザードは底上げされ、結果スムーズに低下しているはずの1953-57年生まれコーホートから1963-67年生まれコーホートのハザードには差はほとんど見えず、1973-77年生まれコーホートの予測値は母集団とほぼ同じか大きなものになっている。そのため、母集団で見られるほどにはスムーズなハザードの低下は確認できない。(3)

このようなサンプルで推定されたモデルで教育の出生行動への効果を検討するとき、結果にどのような影響があるのだろうか。少なくともサンプルで短大・高専卒割合が高いのにハザードが母集団に比べ過大であるということは短大に進むことが出生のタイミングを遅らせる(結果的に無子割合も増やす)という影響があったとしても過小に評価することにつながる可能性がある。また、比例ハザードモデルで大卒割合が高い1973-77年生まれコーホートのハザードが底上げされるのは、大学進学の出行動への負の影響を(サンプルの大卒割合が1953-57年コーホートで高くかつこのコーホートではハザードも高いことなどを通じ)過小に評価しなければ整合性がとれないという可能性もある。いずれにせよ、サンプルのゆがみが単純でないため、その影響は容易には予見しがたい。次節以降で、図2-3のモデル予測値が、図2-2の母集団ハザードから乖離しないように推定を行うことで、推定の精度を高め、パラメータ推定値への影響を評価する。

3 母集団ハザードの情報を利用した分析

いま我々は5年出生コーホート集団別の日本人女性全体の第1子出生ハザード $\lambda^*(a,c)$ を知っており、それは図2-2に示されている。他方で、第1子出生ハザードを予測する比例ハザードモデル $\lambda(a,c) = \lambda_0(a)\exp(x'\beta)$ もあり、その予測値は図2-3に示されている。すなわち、モデルが予測すべき母集団のハザードが $\lambda^*(a,c)$ であり、我々のモデルは

$$\lambda^*(a,c) = \lambda_0(a)\exp(x'\beta_0) = E[\lambda_0(a)\exp(x'\beta_0)|x] \text{ for } \forall c \quad \dots(*)$$

という関係を満たさねばならないはずである。ここで、 β_0 は我々がいま推定しようとしているパラメータが母集団においてとる真の値、 x にはコーホートグループのインディケータ c が含まれることに注意せよ。

このようにパラメータが母集団で取るべき値に関して正確な情報が得られ、かつ条件付期待値制約 (conditional mean restriction) が得られるとき、モデルパラメータを効率的に推定する方法は Imbens-Lancaster(1994)によって示されている。彼らの方法は主にパラメータの母集団での漸近分布の分散を小さくできるように国勢調査等の情報を利用することに焦点をあわせたもので、有限標本において(*)式のような情報をどれだけのウェイトでモデル推定に組み入れるべきなのかについては議論されていない。本稿では、Hansen-Heaton-Yaron(1996)の方法にしたがって、JGGS1のような有限標本においても母集団に関する情報が有効に活用されるようモデル推定を行った。推定法の詳細は補論2を参照せたい。

表2-3は、(*)式の制約をおかない通常の部分尤度推定による比例ハザードモデルの推定結果(2節で既にハザード予測値を示したもの、以後PLL)と、制約をおいた場合のモデル推定結果(以後CUGMM)を比較したものである。記述統計量は本文末に示した。結果から、母集団ハザード制約によって非常に大きな変化があることが一見してわかる。

第一に、1953-57年出生コーホートに対する1958年以後生まれグループのハザードの低下(マイナスの係数推定値・絶対値が大きくなること)は、PLLでも見られていたが、図2-1からも推察される通り1962年生まれまでは53-57年生まれとの差はわずかで統計的に有意なものではなかった。また、1968年生まれ以後のグループについても、図2-1をみると大きなハザードの低下があるはずで、実際点推定値は大きく負になっているが、推定量の分散は相対的に大きなものになっている。これらに対し、CUGMMの結果では、すべてのコーホートにスムーズなハザードの低下が推定されており、分散もPLLに比べ非常に小さく、その意味で精確な推定値が得られている。このように(*)式の制約を加え母集団の情報を与えている、コーホートグループの係数推定量の精度をあげることができることは Imbens-Lancaster(1994)によって強調されていることであり、出生行動への応用分析でも Handcock-Huovilainen-Rendall(2000)が指摘しているものである。

表2-3 比例ハザードモデルの係数推定値

推定方法 (母集団ハザード制約)	部分尤度法(PLL) (なし)			逐次更新一般化積率法(CUGMM) (あり)			PLLハザード 推定値の 相対誤差 ^{注1}
	漸近的 点推定値	標準誤差	有意確率	漸近的 点推定値	標準誤差	有意確率	
出生コーホート							
1953-57 (基準)							
1958-62	-0.017	0.070	0.808	-0.259	0.015	0.000	-0.21
1963-67	-0.103	0.070	0.144	-0.550	0.013	0.000	-0.36
1968-72	-0.325	0.103	0.000	-0.727	0.013	0.000	-0.33
1973-77	-0.610	0.210	0.000	-0.932	0.014	0.000	-0.28
1978-82	-0.783	0.131	0.000	-0.972	0.015	0.000	-0.17
学歴							
中学校卒業以下	0.995	0.131	0.000	2.225	0.087	0.000	-0.71
高校卒業	0.682	0.082	0.000	1.784	0.047	0.000	-0.67
短大・高専卒業	0.406	0.082	0.000	1.428	0.064	0.000	-0.64
四年制大学卒業以上 (基準)							
15歳までの主な生育地							
農村・漁村・山村	0.126	0.597	0.035	0.060	0.058	0.151	0.07
地方小都市 (基準)							
大都市圏	-0.171	0.059	0.003	-0.102	0.056	0.033	0.07
-2 × 対数尤度 ^{注2}	23940.1			75.23			
ワルド統計量 ^{注2}				2529			
標本数	2529			2529			

注1, 母集団ハザード制約を置いた(真の)ハザード推定値に対する調査標本のみのハザード推定値の絶対相対誤差 $L_{\infty} = \exp(|\beta_{PLL}| - |\beta_{CG}|) - 1$ である。説明変数がすべてダミー変数なので、 L_{∞} が0より小さいとき、基準グループに対する当該属性のハザードが過小であったことをあらわす。

注2, 自由度(2, 3, 6)のカイ二乗分布95%点は、(5.99, 7.81, 12.59)である。また、(学歴, 15歳までの主な生育地)カテゴリーを除いた部分尤度推定の-2 × 対数尤度は、(24047.2, 23967.5)であった。

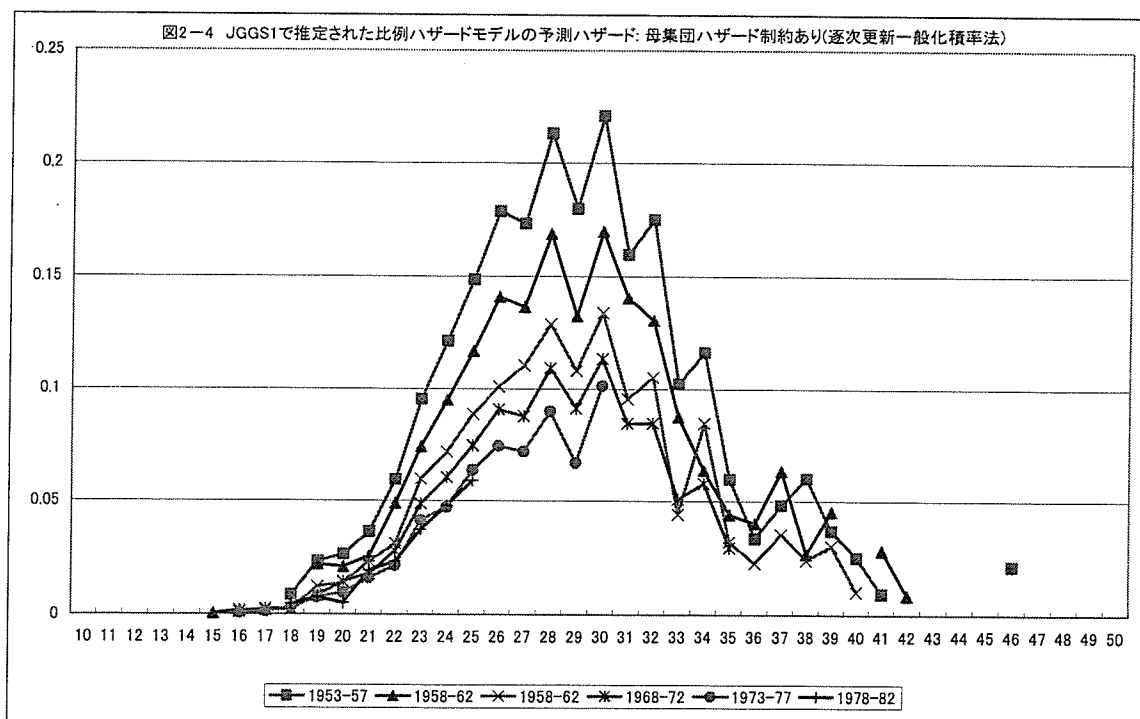


図2-4はCUGMMの係数推定値から予測されたコーホートグループ別ハザードである。モデルの比例性の仮定によって、1963-67年生まれコーホートが31~2歳ごろのハザードのピークが基底ハザードとして全コーホートにならされるために、29歳のハザードが不連続に低くなってしまっているが、図2-2と比較すると、すべてのコーホートグループ

で母集団と同程度のスムーズなハザードの低下が予測されていることがわかる。特に、1958～72年生まれの3コーホートグループで、(*)式の母集団制約によって、CUGMMのハザード予測値は大きく引き下げられている。(図2-3と図2-4の比較)

第二に、大卒と比較しその他学歴のハザードの高さは、PLLでは著しく過少である。たとえば、高卒の大卒に対するハザード比はPLLでは約2倍($\hat{\lambda}_0 e^{0.682} / \hat{\lambda}_0 e^0$)であるが、母集団ハザードと整合的であるそれ(CUGMM)は約6倍($\hat{\lambda}_0 e^{1.784} / \hat{\lambda}_0 e^0$)であり、JGGS1

標本から推定されるハザードは67%程度($-100 \times \frac{\hat{\lambda}_0 e^{0.682} - \hat{\lambda}_0 e^{1.784}}{\hat{\lambda}_0 e^{1.784}}$)過少であることに

なる。その他の教育水準についても短大・高専(64%)、中卒以下(71%)PLLは過少であり、したがって大卒のハザードが著しく過大に推定されていたことがわかる。2節で見たようにJGGS1サンプルは高学歴者に偏っているにも関わらず第1子出生のハザードは高い。そのため、教育水準が高くなることがハザードを低める効果は過少に推定されており、推定される第1子出生ハザードが最近の晩産・無子化の傾向と整合的である時の教育がハザードを低める真の効果は、我々がこれまで考えていたよりずっと大きいものである可能性があると言える。(4)

4 議論

本稿は2004年4月実施のJGGS1標本を用いた第1子出生の比例ハザードモデル分析において、人口動態統計と国勢調査、推計人口の日本人全人口すなわち母集団についてより正確な情報を保持していると考えられるマクロ・コンテクスチャル・データを併用することで、近年急速に回収が困難になっている標本調査を用いた分析を補うことができる可能性を検討した。特に、第1子出生ハザードへの学歴の影響は、我々がこれまで考えていたよりずっと強いものである可能性を指摘した。

本稿の分析の技術的側面は、Imbens-Lancaster(1994)によって開発された一般化積率法の枠組みを基礎とし、Hansen-Heaton-Yaron(1996)の逐次更新一般化積率法で推定を行ったものである。すでに、出生行動分析について母集団に関する統計を用いパラメータ推定の精度を高められることは、Handcock-Huovilainen-Rendall(2000)が離散時間ロジット回帰モデルの予測確率を粗出生率にあわせるという分析枠組みで示している。本稿の枠組みは母集団についても動的な構造(各時点の指標ではなくコーホートグループのハザード)を利用しているという点で大きな違いがある。標本とパラメータに関しては比例ハザードという代表的なモデルがあり、母集団ハザードに関し、条件付期待値制約が得られるため、一般化積率法の枠組みは極めて自然であり、また応用領域も広いものと考えられる。

わが国における母の学歴の出生行動への影響の分析を行った研究として JGGS1 を用いた福田(2005)がある。福田(2005)は、“Mover-Stayer Mixture Model”を用いることで、教育水準が出生行動へ与える影響を、パリティ別最終的な生存確率(つまり無子割合、子ども一人の割合)と各年齢におけるハザード(より若い年齢にピークがあるのか)の二つの要素にわけて分析している。その結果、高学歴女性は、低学歴と比べて第1子を生むタイミングが遅くなる傾向があるが、結局は子どもを持つこと、第1子を持っている人が第2子出産に進むのかという点と学歴とは無関係であることを見出している。

本稿で用いられた比例ハザードモデルはハザード分析において最も利用されることの多いものであり、母集団ハザードを制約として加えることがどのような影響を持っているのかについて最も関心のあるモデルであると考えられる。しかしながら、比例ハザードモデルでは、学歴は基底ハザードを比例的にシフトさせる要因でしかないため、学歴がハザードを低めるのは各年齢におけるハザードを低めると同時に結果的な生存確率(無子割合)を高めることとなる。そのため、福田(2005)の結果との厳密な比較はできないが、近年利用可能な標本は多くの場合有配偶者に偏っているため、それが結果に影響していないのか、学歴は無子割合に本当に影響しないのかは改めて検討されてよいと考えられる。津谷(2006)が指摘している通り、わが国では1970年代以降急速な高学歴化が進行しており、それは男性に比べ女性でより顕著であるため、女性の高学歴化が出生行動にも影響には政策的にも甚大なものがある。したがって、パリティ・プログレッション・レートを予測し、期間出生率を制約として用いる分析枠組みへの拡張は、政策的にも重要なインプリケーションを与えるものと考えられる。(5)

表2-A 記述統計量

	平均	標準偏差	最大値	最小値
リスク期間	27.97	5.76	15.83	51.0
第1子出生=1(0=センサー)	0.676	0.468		
出生コーホート				
1953-57(基準)	0.194	-		
1958-62	0.178	0.383		
1963-67	0.187	0.390		
1968-72	0.181	0.386		
1973-77	0.137	0.344		
1978-82	0.123	0.328		
学歴				
中学校卒業以下	0.043	0.203		
高校卒業	0.386	0.487		
短大・高専卒業	0.411	0.492		
四年制大学卒業以上(基準)	0.159	-		
15歳までの主な生育地				
農村・漁村・山村	0.238	0.426		
地方小都市(基準)	0.437	-		
大都市圏	0.325	0.468		
	標本数	2529		

注、リスク期間以外はすべて{0,1}の二項変数

補論 1 母集団ハザード関数の構築

人口動態統計と国勢調査、推計人口（国調の間の年）を用いたハザード関数は以下のよう
に構築した。

a_j 歳における第 1 子出生のハザードとは、 a_j 歳までに出産を経験していない女性が
 $[a_j, a_{j+\Delta}]_{\Delta \rightarrow 0}$ 歳の間に初めて出産を経験する（条件付）確率（密度）である。したがって、
出生コーホート c に属する女性の $a \in [a_j, a_{j+1})$ 歳における第 1 子出生数を $B_1(a, c)$ 、 a_j 歳
の女子人口を $P(a_j, c)$ によってあらわすと、母集団の第 1 子出生ハザードは、

$$\lambda^*(a, c) = \frac{B_1(a, c)}{P(a_j, c) - \sum_{t < a_j} B_1(t, c)} \text{ for } a \in [a_j, a_{j+1})$$

によって近似することができる。これは、時間の経過にしたがって連続的に変化するハザ
ード関数を、各年齢の期初で前向きに段階的に (step wisely) 近似したものである。人口動
態統計から各年次・1 歳毎年齢における出生数を得ることができるため、 $\lambda^*(a, c)$ も [15,16],
[16,17], … の各歳といった細密なメッシュで近似することができ、離散的な年齢区間で確
率を近似することの誤差はほとんどない。また、第 1 子が双生児であった場合にはリスク
人口を過小にしていくことになるが、全出生数に占める複産数は 1% 以下であり問題とは
ならないと考えられる。

ただし、動態統計の集計は各届出年次×届出時の年齢によって行われているため、例え
ば 1984～85 年生まれの女性が 2000 年に 15 歳で出生を行う可能性があり、厳密には出生
コーホート別リスク人口には誤差が入らざるをえない。しかしながら、本章で用いた出生
コーホートは 1953～1957 年生まれといった 5 年間のグループであり、したがって、この
ような 1953～1957 年生まれ女性の出生総数のうち、1952 年生まれ女性の出生(の半分程
度)が含まれ、1957 年生まれ女性の出生(の半分程度)が除かれるという程度の小さなもの
である。そのため、出生コーホートに基づく誤差は無視できるものとした。

補論 2 推定枠組み⁽⁶⁾

本文中で用いられた推定法を解説する。

比例ハザードモデルは、ハザード関数を $\lambda(a) = \lambda_0(a) \exp(x'\beta)$ と特定する。 $\lambda_0(a)$ は基
底ハザード (baseline hazard) と呼ばれ、その関数形は特定されておらず、ある属性 x を
持った女性の各リスク期間におけるハザードは基底ハザードを比例的にシフトさせること
で与えられるという非常にフレキシブルなものである。通常、パラメータ推定は、Breslow
の提案した近似によって同時発生 (ties) を処理する部分尤度推定法 (partial likelihood
maximum likelihood estimation) によって行われ、次の対数尤度を最大化する。

$$\ln L(\beta | t, x) = \sum_{j=1}^D \left[\sum_{k \in D_j} x'_k \beta - d_j \ln \left\{ \sum_{i \in R_j} \exp(x'_i \beta) \right\} \right]$$