

表9-3 1990年代における台湾の地域別粗出生率(単位:0/00)

	1990	1995	1997	2001
台湾地区	16.55	15.50	15.10	11.65
台北市	14.61	13.15	13.50	10.23
高雄市	14.86	13.62	13.10	9.94
台湾省	17.03	16.02	15.50	12.00
台北県	17.29	15.30	14.20	10.90
宜蘭県	17.33	16.70	16.00	11.79
桃園県	17.82	17.23	16.90	13.25
新竹県	19.65	18.92	18.50	15.35
苗栗県	18.57	16.66	15.90	12.74
台中県	17.70	16.72	16.50	12.65
彰化県	17.74	16.29	16.00	12.94
南投県	17.29	16.52	16.00	12.46
雲林県	16.82	16.81	16.50	13.16
嘉義県	17.74	16.82	16.60	13.51
台南県	16.29	15.02	14.70	11.15
高雄県	16.39	15.65	15.20	11.51
屏東県	16.22	16.04	15.40	11.62
台東県	15.16	16.52	15.90	12.69
花蓮県	16.35	16.25	15.40	11.85
木々湖	13.91	13.97	14.30	12.03
基隆市	15.88	15.33	14.00	10.30
新竹市	17.24	16.28	16.00	13.12
台中市	16.86	15.78	15.90	11.75
嘉義市	14.38	14.17	14.00	10.24
台南市	15.23	13.76	13.00	9.95

(出所) 「中華民国社会指標」(各年版)

表9-4 1990年代における台湾の地域別15歳人口に占める有配偶者の割合  
(単位: %)

	1990	1995	1997	2001
台湾地区	59.15	57.86	57.30	56.10
台北市	57.93	55.75	55.70	54.90
高雄市	58.29	55.75	54.90	53.50
台湾省	59.43	58.37	57.80	56.50
台北県	59.63	57.05	56.20	54.70
宜蘭県	57.61	58.40	58.00	57.00
桃園県	59.42	58.95	58.60	57.60
新竹県	60.02	60.92	60.70	60.30
苗栗県	59.62	59.99	59.50	58.50
台中県	60.82	59.10	58.40	57.00
彰化県	61.29	59.82	59.10	58.10
南投県	61.73	59.84	59.20	57.70
雲林県	60.29	60.51	60.30	59.40
嘉義県	60.18	60.79	60.50	59.70
台南県	61.21	60.27	59.70	58.00
高雄県	59.01	57.96	57.40	56.40
屏東県	58.60	58.53	57.70	56.40
台東県	51.53	52.91	52.80	51.50
花蓮県	53.66	53.44	53.00	51.50
木ウ湖	53.87	55.89	56.50	56.60
基隆市	55.65	55.43	55.10	53.80
新竹市	59.35	58.47	58.10	57.50
台中市	59.35	57.72	57.30	55.90
嘉義市	57.63	56.61	56.00	55.30
台南市	59.04	56.42	55.30	53.80

(出所) 「中華民国社会指標」(各年版)

表9-5 台湾地区の地域別女子年齢構造(2002年)(単位:%)

	合計	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
台湾地区	100	7.4	8.9	8.3	8.3	8.5	8.5	7.7
台北市	100	6.5	7.5	7.5	8.5	9.0	9.3	8.9
高雄市	100	7.2	8.9	8.7	8.7	8.7	8.9	8.5
台湾省	100	7.5	9.1	8.3	8.2	8.5	8.3	7.4
台北県	100	7.6	9.2	8.5	8.6	9.3	9.4	8.4
宜蘭県	100	7.5	9.0	8.2	7.7	7.7	7.8	7.0
桃園県	100	7.7	8.8	8.4	9.1	9.3	8.6	7.3
新竹県	100	7.2	8.4	8.3	8.6	8.3	7.4	6.2
苗栗県	100	7.8	9.1	7.8	7.3	7.4	7.4	6.6
台中県	100	8.3	9.7	8.5	8.0	8.4	8.2	7.3
彰化県	100	8.2	9.8	8.5	7.3	7.4	7.5	6.7
南投県	100	7.6	9.0	7.8	7.3	7.6	7.7	6.9
雲林県	100	7.2	9.4	8.5	6.9	6.7	6.6	6.2
嘉義県	100	7.0	8.9	8.2	7.2	7.0	7.1	6.3
台南県	100	7.3	8.9	8.1	7.6	8.1	8.2	7.2
高雄県	100	7.2	9.3	8.9	8.2	8.1	8.3	7.9
屏東県	100	7.2	9.2	8.2	7.6	7.7	7.8	7.4
台東県	100	7.3	9.1	8.2	7.5	7.4	7.4	7.0
花蓮県	100	7.3	9.0	8.3	7.6	7.5	8.0	7.4
社子島	100	6.9	8.8	8.5	7.4	7.0	7.2	6.4
基隆市	100	6.8	8.4	8.2	8.4	8.8	8.8	8.0
新竹市	100	7.0	8.1	8.1	9.2	8.9	8.4	7.3
台中市	100	7.1	8.0	8.0	9.8	10.2	9.2	7.6
嘉義市	100	7.3	8.5	7.9	8.2	8.6	8.2	7.3
台南市	100	7.6	8.8	8.2	8.4	9.0	9.1	7.9

(出所) 「中華民国台湾区人口統計、民国91年(2002年)」、58-105頁を用いて、筆者が計算。

## 日本と台湾における結婚行動の規定要因

—NFRJ-S01 と TSCS-2001 の比較分析—

小島 宏

(国立社会保障・人口問題研究所)

Determinants of Marriage Behaviors in Japan and Taiwan: A Comparative Analysis of the  
NFRJ-S01 and the TSCS-2001\*

Hiroshi KOJIMA

本研究は結婚のタイミングと形態（配偶者選択法）の規定要因について、類似の独立変数からなるハザード・モデルとロジット・モデルを全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) と「台湾社会変遷基本調査」第四期第二次 (TSCS-2001) のデータに適用した、予備的な比較分析である。比較分析の結果から、日本と台湾で子どもに対する結婚タイミングと結婚形態の規定要因に類似点と相違点があることが明らかになったが、その適切な解釈を行うためには今後、より詳細な分析を行い、再検討する余地がある。日本と台湾において 1920 年代と 1960 年代の出生コホート間の差はあまり違わないが、台湾では戦後生まれのコホート間での差が大きいことから、近年、日本より台湾における変化の方が大きかったことが窺われた。学歴や 15 歳時の居住地は日本でも台湾でも、結婚行動に対して比較的大きな影響をもつことが示された。

キーワード：NFRJ-S01、台湾社会変遷基本調査、結婚、タイミング、配偶者選択法

### 1. はじめに

アジア NIES では急速な少子化が進み、韓国では合計特殊出生率が 2002 年には 1.17 とわが国の 1.32 をはるかに下回り、2003 年には 1.19 と若干上昇したものの、わが国の 1.29 よりも低水準である。台湾でも 2000 年には 1.68、2001 年には 1.40、2002 年には 1.34 と日本に迫る水準となり、2003 年には 1.24 と日本を下回るに至った。台湾の合計特殊出生率は 1960 年に 5.75 であったが、1970 年に 4.00、1980 年に 2.52、1990 年に 1.81、1995 年に 1.78 と急低下した。その背景には持続的な経済成長に伴う生活水準の向上と家族計画プログラムの成功があると言われる。しかし、日本と同様、婚外子が少ないことから有配偶出生率の低下とともに、晩婚化が台湾で日本以上に急速な出生率低下をもたらした人口学的要因の一つであることは間違いない。実際、張 (Chang 2003:323) による 1965 年から 2001 年にかけての普通出生率の人口学的要因分解によれば、1985 年までについては有配偶出生率低下の寄与の方が有配偶率低下の寄与よりも大きかったが、1985 年以降の低下の大部分が有配偶率低下によるもので、有配偶出生率はむしろ上昇に寄与していた。

わが国における平均初婚年齢は女性の平均初婚年齢は 1981 年に 25.3 歳だったのが、

1991年に25.9歳、2001年に27.2歳、2003年に27.6歳と上昇したが、台湾では1981年に24.0歳だったのが、1991年に26.0歳、2001年に26.4歳、2003年に27.2歳と1980年代と2001年以降に急上昇し、1991年には若干日本の水準を上回り、再び日本の水準に接近している(Chen 2005)。行政院衛生署國民健康局(2004)は2004年8月に結婚・出生に関する意識調査を実施したが、20~39歳の未婚者のうち男性では67.4%結婚願望をもつのにに対して女性の51.2%しかもたず、結婚願望をもつ未婚者においても第1の未婚理由として男性は経済的基盤がないことを挙げるのに対し、女性は適当な相手がないことを挙げている。台湾における結婚願望は「第12回出生動向基本調査(2002年)」独身者調査(金子 2004a)でみられる結婚願望よりもはるかに弱いが、ある程度の年齢までの結婚の願望よりも若干強い。女性の方が弱い結婚願望をもつ点はわが国と類似しているが、わが国では20代後半以降、男女とも適当な相手がいないことを第1の未婚理由として挙げている点が若干異なる。また、そのような女性における結婚願望の弱まりや相手不足の背景には1996年に49.8%だった女性の高等教育進学率が2002年の86.3%へと急上昇したこと(伊藤 2004:125)もある。

以上のような、台湾女性における高学歴化や結婚願望の弱まりのためか、近年、大陸やベトナムから来た女性配偶者が急増しており、2003年には婚姻総数の約3分の1が「外籍與大陸配偶」との結婚で、新生児の約8分の1がそのような女性から生まれている(中華民國內政部 2004)。胎児超音波診断導入後に生まれて性比が高い(男性が多い)世代が結婚適齢期に入るにつれ、そのような「外籍與大陸配偶」女性の比率はさらに高まるはずなので、結婚行動の人口学的重要性が増している。わが国でもすでに国際結婚が婚姻総数の5%を超えており、台湾における結婚行動を分析することにより、わが国における将来の結婚行動を占う上での示唆を得られる可能性がある。

台湾ではミクロデータの公開が進んでおり、NFRJ-S01と比較可能な結婚行動や人口学的・社会経済的属性に関する設問がある「台湾社会変遷基本調査」第四期第二次(TSCS-2001)等のミクロデータが外国人にも利用可能である。そこで、前稿(小島 2004)では子どもに関する意識の規定要因について、類似の独立変数からなるロジット・モデルをJGSS-2000/2001/2002とTSCS-2001のデータに適用して比較分析を行った。本稿では日本と台湾における結婚タイミングと結婚形態(配偶者選択法)に関する比較分析の結果を示すこととする。それに先立ち、文献レビューと仮説設定を行い、データと分析方法について論じる。

## 2. 文献レビューと仮説設定

### (1) 結婚タイミングに関する多変量解析

わが国でも1990年前後まで結婚タイミングの規定要因に関する実証研究といえば、既婚者・有配偶者のみの結婚年齢に関する重回帰分析が多かったが、それらの結果については拙稿(小島 1990)でレビューしているので省略する。未婚者を含む全国調査データのイベント・ヒストリー分析(生存分析)として最初のものはおそらく大谷(1989)による「第9次出産力調査(1987年)」の夫婦調査・独身者調査データの(比例)ハザード分析であろう。金子(1991:20)は同調査データに一般化対数ガンマ回帰

モデルを適用し、初婚のみならず、結婚形態別の初婚年齢の規定要因を分析した。Tsuya and Mason (1994) は日本大学・毎日新聞社の「現代家族の生活行動に関する全国調査（1988 年）」データを用いた「時間依存型」ハザード分析を行った。その後しばらくは一部の人口研究者による結婚タイミングの分析しかなかったが、1990 年代末にかけて相次いで各種全国調査のミクロデータが研究目的での利用が可能になったことから、「第 10 回出生動向基本調査（1992 年）」を用いた阿部（1999）、和田（2000）、Raymo（2003）等の分析、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査（1993 年～）」を用いた滋野・大日（1997）、樋口・阿部（1999）等の分析、1998 年の NFRJ-98 を用いた加藤（2001a, 2001b）、四方（2004）等の分析をはじめとする多くの分析結果が発表されてきた。なお、有配偶者の初婚年齢の分析であるが、金子・三田（2004:25）は「第 12 回出生動向基本調査」の夫婦調査のデータに重回帰分析を用いた人口学的要因分解を適用している。

台湾については Thornton et al. (1984:489) は 1973 年と 1980 年の KAP（家族計画）調査データを用い、Thornton and Lin (1994:235) は 1973 年、1980 年、1986 年 KAP 調査を用いて有配偶者の結婚年齢の多重分類分析 (MCA) を行っている。

## （2）結婚形態の多変量解析

わが国の全国調査のミクロデータに多変量解析を適用して結婚形態（配偶者選択法）の規定要因を分析した研究は少ないが、おそらく Hodge and Ogawa (1991:115) による「第 16 回毎日新聞社全国家族計画世論調査（1981 年）」データを用いた見合い結婚のロジット分析が最初のものだと思われる。同年に刊行された上子ほか（1991）は配偶者選択の分析に数量化 3 類を用いているが、地域的に限定されたデータを利用しているし、分析の目的が異なる。また、最近刊行された岩澤・三田（2005:24）による「第 11 回出生動向基本調査（1997 年）」データの分析ではより詳細な出会いのきっかけの規定要因に関する多項ロジット分析がなされているが、恋愛結婚の大きな部分を占めていた「職縁」（「職場や仕事で」の）結婚や「学縁」（「学校で」の）結婚に対する見合い結婚のオッズに関する分析が示されている。なお、Kojima (1994:197-198) による結婚形態別初婚タイミングの離散時間イベント・ヒストリー分析は前述の金子（1991）による結婚形態別分析と類似点もあるが、多項ロジット・モデルを「第 8 次出産力調査（1982 年）」データに適用し、結婚の形態とタイミングを同時に決定する要因を分析しているという点で結婚形態の分析でもある。

台湾については Thornton and Lin (1994:185) で 1986 年 KAP 調査に基づき、「見合い結婚」（親・親族・仲人を通じた夫との出会い）に対する「恋愛結婚」（その他の結婚形態）のオッズのロジット分析がなされている。

## （3）仮説

わが国における結婚タイミングの規定要因の文献レビューとしては小島（1990）、伊東（1997）、加藤（2001a）、工藤（2003）等がある。また、この拙稿では結婚の分析枠組みを提示したが、結婚形態は結婚市場の一部として扱い、明示的に触れていなかった。坂爪（1998）の理論的研究はわが国における実情に即して恋愛結婚・見合い結婚

を明示的に考慮する方向で経済学の結婚サーチ・モデルを拡張し、晩婚化の説明を試みたという点で画期的であるが、実証可能な仮説を導出するのは難しそうである。そこで、主に既存の実証研究に基づいて本研究で用いる独立変数（出生コードート、兄弟姉妹数、異性兄弟姉妹の有無、学歴、婚前の雇用就業・家族従業経験、父親の学歴・職業、婚前居住地の特性・地方）の効果に関する仮説の設定を行うことにする。

まず、出生コードートの影響に関する仮説としては、最近のコードートほど、結婚タイミングが遅れ、恋愛結婚が増えていることが、内外の既存研究から予想される。台湾については（事象の打ち切りによる可能性もあるが）Thornton et al. (1984:490) が 1940 年代前半から 1950 年代後半までの出生コードートにかけて早婚化する傾向を示しているものの、Thornton and Lin (1994:211) によれば、1980 年頃から晩婚化に加えて非婚化が始まったので、1950 年代コードートから結婚行動が大きく変化したことが予想される。金子（2004b:25）によれば、日本ではパートナーシップ・パターン変容に伴う晩婚化が最初に現れたのが 1952～58 年出生コードートからで、1959～64 年出生コードートでは晩婚化に加えて非婚化開始がみられたとのことである。

兄弟姉妹数の影響については、Thornton et al. (1984:490) が 1～4 人と 8～16 人の場合に結婚年齢が低いことを示している。日本における兄弟姉妹構成の結婚形態別結婚タイミングに対する影響については Kojima (1994) が①親コントロール仮説、②知遇機会仮説、③跡継ぎ差別仮説、④親資源希薄化仮説、⑤跡継ぎ有利仮説、⑥規範的順序仮説、⑦跡継ぎ指名忌避仮説、⑧親圧力仮説、⑨世帯混雑仮説、⑩子ども需要仮説、⑪出生順位別性格仮説、⑫性役割社会化仮説を検討し、ほとんどの仮説が部分的に支持されることを示している。①によれば、兄弟姉妹が多いと見合い結婚に負の効果があり、恋愛結婚に正の効果がある。②によれば、異性のきょうだいがいたり、兄弟姉妹が多くたりすると恋愛結婚に正の効果がある。兄弟がない女性は③と⑫によれば結婚が遅れるが、⑤と⑦と⑨によれば結婚が早まる。兄弟姉妹が多いと④と⑧によれば結婚が遅れるが、⑨と⑩によれば結婚が早まる。本研究では情報がないため、⑥と⑪は無関係となる。以上の仮説には台湾で当てはまるものも多いと予想される。

学歴の影響については、Thornton and Lin (1994:235) が台湾における結婚タイミングを遅らせる効果を示し、日本でも多くの研究が同様な効果を示しているので、学歴が結婚タイミングを遅らせる効果をもつことが予想される。台湾では学歴が高まるほど「見合い結婚」以外のものが増える傾向があること見いだされている (Thornton and Lin 1994:185)。しかし、日本では学歴、特に共学大学卒業と女子大卒業が女性の「学縁」結婚の頻度には大きな格差をもたらしており、前者はそれに対する促進効果をもち、後者は抑制効果をもつことが岩澤・三田（2005）によって示されているものの、大学卒業全体が恋愛結婚全体にどれほど大きな影響を及ぼしているかがわからない。Kojima (1994:198) は学歴が見合い結婚と恋愛結婚のタイミングを同程度遅らせることを示しているし、金子（2001:20）も恋愛結婚を促進する傾向が強い「短大・高専・専修学校」の効果を除き、同様の結果を示している。そこで、台湾では学歴が見合い結婚に負の効果をもつと予想されるが、日本の場合には有意な効果がないと予想される。

婚前雇用就業経験の影響については、台湾で女性の自立度を高め、結婚年齢を高め、恋愛結婚を増やしたことが示されており (Thornton and Lin 1994)、日本でも結婚形

態については同様な傾向が見いだされている (Hodge and Ogawa 1991; 岩澤・三田 2005)。しかし、婚前就業の結婚タイミングに対する影響については、未婚者と既婚者で就業に関する情報を得ているライフコース段階が異なる調査が多いためか、分析結果が必ずしも一貫していないし、加藤 (1991b) のように初職で統一した場合も 20 代前半のみで「臨時・無職」が負の効果をもつだけであるので、日本については仮説を設定しない。婚前の家族従業経験については台湾で賃金を受けらなかった場合に「見合い結婚」以外の結婚が抑制されるが、賃金を受け取った場合は雇用就業と大きな違いはないことが示されているので、結婚形態に関する影響は不明瞭である上、(未婚者の 7 年間の結婚率は別とし) 結婚タイミングに対する影響の分析はなされていない (Thornton and Lin 1994)。日本でも家族従業を含む婚前就業にはっきりした効果がみられてないので、婚前家族従業の結婚のタイミングと形態に対する影響については仮説を設定しない。

父親の学歴の影響については、台湾では結婚年齢を高める効果が見いだされている (Thornton et al. 1984; Thornton and Lin 1994) ので、結婚を遅らせる効果が予想される。日本では加藤 (2001a) が父親の学歴について単変量の生存分析をしているものの、独立変数として用いた多変量解析を見いだすことができなかつたが、Kojima (1994) は日本の女性で父親の高学歴が見合い結婚を早めるが恋愛結婚には有意な効果をもたないことを示しているので、父親の学歴の結婚タイミングに対する効果については仮説を設定しない。台湾では結婚形態に対する父親の学歴の影響を示した実証研究が見あたらないが、(Thornton et al. 1984) は父親の学歴が結婚決定権に関する夫婦の自立度を高めることを示しているので、見合い結婚を抑制すると予想される。しかし、日本では Kojima (1994) の分析結果からみて、逆に父親の学歴が見合い結婚を促進すると予想される。

父親の職業の影響については、台湾では農業だと結婚が早まり、恋愛結婚に負の効果がある傾向が見いだされているが (Thornton et al. 1984; Thornton and Lin 1994)、日本でも同様に結婚が早まる傾向 (加藤 2001b) や見合い結婚が促進される傾向 (Kojima 1994) が見いだされている。そこで、父親の農業従事が結婚のタイミングを早め、見合い結婚に正の効果、恋愛結婚に負の効果をもつことが予想される。

婚前居住地特性の影響については、台湾の農村では見合い結婚の習慣が都市よりも遅くまで残っていたと言われるし (Farris 2004:347)、婚前農村居住が見合い結婚に正の効果をもつことが予想され、日本についても Hodge and Ogawa (1991) が同様な実証分析結果を得ているので、日本でも台湾でも都市居住が見合い結婚に対して負の効果をもつことが予想される。なお、婚前居住地方の影響については仮説を設定しない。

### 3. データと分析方法

#### (1) データ

本研究では全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) と「台湾社会変遷基本調査」第四期第二次 (TSCS-2001) のミクロデータを分析する。分析に用いる変数が由来する各設問について詳しくは科研費報告書 (松田 2003) と調査計画実施報告書 (章・傳 2002) を参照されたいが、以下において概説することにする。

従属変数となるのは結婚タイミングと結婚形態（配偶者選択法）である。台湾については初婚と再婚の区別ができないし、日本の再婚女性についても配偶者選択法を含め、初婚の状況や相手に関する情報で得られないものがあるため、再婚を含む結婚のタイミングと形態の分析であることをまず断りたい。日本については初婚女性に限定した分析を行ってみたが結果に大きな違いがなかった。既婚者の結婚年齢は NFRJ-S01 の場合は問 2（結婚年）と問 3 2（出生年月）から計算され、TSCS-2001 の場合は A-2（出生年月）と A-9b（結婚年月）から計算された。既婚者の配偶者選択法は NFRJ-S01 では問 3（結婚形態）の 3 区分（「1. 見合い結婚」、「2. 恋愛結婚」、「3. その他」）がそのまま用いられたが、台湾については L-3（知り合った方法）の 9 区分が日本と同様の 3 区分にまとめられた。具体的には「03 機構紹介」、「04 相親或媒人紹介」、「05 父母安排紹介」を「1. 見合い結婚」とし、「01 自己認識」、「02 他人紹介」、「06 網路交友」を「2. 恋愛結婚」とし、「07 童養媳」、「08 招贅」、「09 其他」を「3. その他」としてまとめた。従って、NFRJ-S01 の「その他」の結婚形態と TSCS-2001 で「その他」に分類したもの以外が同じような結婚形態である可能性は高くないが、頻度は低いし、それ自体を分析の対象とするわけではないので、それほど大きな問題となるものと思われる。

独立変数のカテゴリー区分と頻度分布は表 3 に示されているが、原則的には結婚前の基本的属性に関するもので、地理的な変数を除き、日本と台湾に共通するカテゴリーがある場合、あるいはそれを構築できる場合にのみダミー変数として用いた。NFRJ-S01 と TSCS-2001 に共通する比例ハザード・モデルの独立変数としては、表 2 にある通り、出生コード（5 区分）、兄弟姉妹数（6 区分）、兄弟の有無（2 区分）、学歴（4 区分）、婚前雇用就業経験（日本：初職）の有無（2 区分）、婚前家族従業経験（日本：初職）の有無（2 区分）、父親の学歴（5 区分）、15 歳（台湾：18 歳）時の父親の職業（5 区分）を用い、両調査で異なる地理的変数としては 15 歳時の居住地市郡区分（日本では 3 区分、台湾では台北・高雄の二大都市、省轄市を含む 3 区分）、15 歳時の居住地方（日本では 7 区分、台湾では 4 区分）を用いた。ロジット分析の一部について表 3 にある通り、夫の出生コード（5 区分）、兄弟姉妹数（6 区分）、姉妹の有無（2 区分）、学歴（4 区分）が追加されている。なお、日本では父親の学歴が不明等の場合が多く、義務教育を終了していない者が多く含まれているとも考えられるので、台湾における「義務教育未満」に相当するカテゴリーとして扱うこととする。

## （2）分析方法

分析方法としてはクロス集計と、多変量解析では一般的な手法になりつつある比例ハザード・モデル（コックス回帰）とロジット・モデル（ロジスティック回帰）を用いる。拙稿（Kojima 1994）のように多項ロジット・モデルを用いた離散時間イベント・ヒストリー分析により見合い結婚と恋愛結婚のタイミングの規定要因を同時に分析することが望ましいが、本稿では時間の制約と時間依存型独立変数の非導入のため、別個に分析するとともに、比例ハザード・モデルにより結婚形態別のタイミングの分析を試みる。なお、TSCS-2001 では満 20 歳以上の男女を調査対象としているが、NFRJ-S01 と比較可能にするため、分析対象を 1920～1969 年生まれの女性に限定する。

## 4. 分析結果

### (1) クロス集計結果

#### a. 結婚タイミング

表1の左側のパネルはNFRJ-S01とTSCS-2001のミクロデータに基づき、結婚年齢の分布を既婚女性の出生コート別・結婚形態別に示したものである。総数でみると日本の方が台湾よりも2歳程度平均結婚年齢が高い。また、日本では平均結婚年齢が1920~40年代コートではあまり変化しなかったが、1950年代と1960年代のコートについては結婚年齢が急上昇している。台湾でも1940年代コートでの低下を除き、順調に上昇している。日本でも台湾でも総数では結婚形態間の結婚年齢の差はあまり大きくないし、日本の場合は1950年代コートまでは差があまり大きくなかった。1960年代コートでの差の拡大はバブル景気や男女雇用均等法の施行と関係しているのかもしれない。台湾の場合は1930~40年代コートを除き、結婚形態間の差が比較的大きい。1920年代コートについては中華人民共和国成立後の、中国本土から台湾へ男性の大量流入が関わっているのかもしれないが(Thornton and Lin 1994:210)、1950年代以降のコートでの変化は右側のパネルに示されており、結婚形態別結婚数分布が大きく変化したことにもよるようである。

表1 日本・台湾における出生コート別女性の平均結婚年齢・結婚形態分布(2001年)

コート	平均結婚年齢(歳)						結婚形態分布(%)					
	日本			台湾			日本			台湾		
	総数	見合	恋愛	総数	見合	恋愛	見合	恋愛	その他	見合	恋愛	その他
総数 (N)	25.6 3327	25.5 1272	25.6 1845	23.5 601	23.0 163	23.7 432	38.4 1284	55.4 1852	6.1 205	31.0 220	67.9 482	1.1 8
1920年代	24.8	24.7	24.2	22.2	23.0	21.0	65.5	20.2	14.3	63.5	33.3	3.2
1930年代	25.1	25.1	25.0	23.1	22.9	23.3	56.5	36.5	7.0	68.1	30.8	1.1
1940年代	25.2	25.4	25.0	22.0	22.4	21.7	46.0	49.0	5.0	51.8	47.3	0.9
1950年代	26.0	26.2	25.8	23.8	22.5	24.1	26.1	67.9	6.0	18.5	80.6	1.0
1960年代	26.6	28.5	26.3	24.1	25.2	24.0	11.6	85.2	3.2	9.6	89.6	0.8

(出所) NFRJ-S01およびTSCS-2001

(注) 平均結婚年齢には0.5歳加えてある。

#### b. 結婚形態

表1の右側のパネルは結婚形態別分布を既婚女性の出生コート別・結婚形態別に示したものである。総数でみると日本の方が台湾より見合い結婚割合が7.4%高く、恋愛結婚割合が12.5%低いが、この差は「その他」の大きさが日本で高いことによるところもある。日本では見合い結婚割合が1920年代コートから1940年代コートまでは比較的緩やかに低下したが、その次のコートにかけて急速に低下した。台湾では見合い結婚割合が1920年代コートから1930年代コートにかけて若干上昇し、1940年代コートまで緩やかに低下し、その次のコートにかけて急激に低下した。急低下期が日本と台湾で一致しているのが興味深いし、共通の要因による可能性がある。実際、日本では1970年代前半結婚コートまで急速に「職縁結婚」が増えたことを岩澤・三田(2005:22)が示しているし、Thornton and Lin(1994b:155)も1980年代前半結婚コートについて同様な指摘をしている。

## (2) 多変量解析の結果

### a. 結婚タイミング

表2は日本と台湾の女性における結婚タイミングの規定要因に関するハザード分析の結果である。日本と台湾のそれぞれにおける結婚総数、見合い結婚、恋愛結婚のタイミングに関する結果を示す。全体として、仮説を設定した場合にはその多くが支持されている。まず、左側パネルの第1列に示された日本における結婚総数のタイミングに関する結果をみると、「15歳父親職業：農林漁業」が正の効果（結婚促進効果）をもち、「コーホート：1960年代」、「兄弟姉妹数：1人」、「（高い）学歴」、「婚前雇用：あり」、「婚前家族従業：あり」、「父親学歴：高卒」、「15歳父親職業：不明・死亡等」、「15歳都市居住」、「15歳地方：北海道・関東・九州」が負の効果（結婚抑制効果）をもつ。第2列の見合い結婚についてみると、「15歳中部地方居住」が正の効果をもち、「（最近の）コーホート」、「学歴：高卒」、「婚前雇用：あり」、「父親学歴：不明・その他」、「15歳父親職業：不明・死亡等」、「15歳都市居住」が負の効果をもつ。第3列の恋愛結婚についてみると、「最近のコーホート」、「婚前雇用：あり」、「父親学歴：不明・その他」、「15歳都市居住」、「15歳地方：北海道・関東・九州」が正の効果をもち、「学歴：大卒」が負の効果をもつ。

他方、右側パネルの第1列に示された台湾における結婚総数のタイミングに関する結果をみると、「15歳父親職業：不明・死亡等」が正の効果をもち、「学歴」、「15歳居住地：2大都市」が負の効果をもつ。第2列の見合い結婚についてみると、「兄弟姉妹数：4人」、「義務教育の学歴」、「15歳居住地：省轄市」、「15歳中部居住」が正の効果をもち、「最近のコーホート」が負の効果をもつ。第3列の恋愛結婚についてみると、「最近のコーホート」、「兄弟姉妹6人以上」が正の効果をもち、「学歴：大卒」、「18歳父親職業：農林漁業」、「15歳省轄市居住」、「15歳中部居住」が負の効果をもつ。

従って、結婚総数について日本と台湾を比較すると、学歴と大都市居住の負の効果は共通しているが、「15（18）歳父親職業：不明・死亡等」の効果が逆方向である。見合い結婚については、「15歳中部居住」の正の効果、「最近のコーホート」と「学歴：高卒」の負の効果が共通しているが、「15歳小都市／省轄市居住」の効果が逆方向である。恋愛結婚については、「最近のコーホート」の正の効果、「学歴：大卒」の負の効果が共通しているが、「15歳小都市／省轄市居住」の効果が逆方向である。

なお、出生コーホート別の分析は台湾のケース数が少ないと日本のみについて可能である。結婚総数については1960年代コーホートでそれ以前のコーホートと異なるだけでなく、逆方向の規定要因すらみられるが、そのような変化は多数派を占めるようになった恋愛結婚についての変化を反映したものである。結婚総数についてみると、1960年代コーホートでは「学歴：高卒」と「15歳地方：九州」がコーホート総数の場合とは逆に正の効果をもつようになり、「15歳父親職業：無業」と「15歳地方：中四国」が新たに正の効果をもつようになっている。また、見合い結婚については「15歳父親職業：農林漁業・無業」、「15歳時の中部地方居住」が正の効果をもつようになっている。さらに、恋愛結婚については「兄弟：あり」が負の効果をもつようになっている。全般的に1960年代コーホートでは有意な効果をもつ独立変数が減っている。以上のような1960年代コーホートにおける結婚タイミングの変化は金子（2004）や岩

表2 日本と台湾における結婚タイミングの規定要因(2001年)

独立変数 カテゴリー	日本			独立変数 カテゴリー	台湾		
	結婚 ハザード	見合結婚 ハザード	恋愛結婚 ハザード		結婚 ハザード	見合結婚 ハザード	恋愛結婚 ハザード
コホート (1920年代)	-	-	-	コホート (1920年代)	-	-	-
1930年代	0.011	-0.144	0.663 ***	1930年代	0.019	0.357	-0.065
1940年代	0.069	-0.362 ***	1.029 ***	1940年代	0.200	0.328	0.594
1950年代	-0.093	-1.012 ***	1.383 ***	1950年代	0.218	-0.611 #	1.412 ***
1960年代	-0.252 **	-1.832 ***	1.546 ***	1960年代	0.112	-0.899 *	1.435 ***
兄弟姉妹数				兄弟姉妹数			
1人	-0.191 #	-0.154	-0.068	1人	0.065	0.248	-0.441
2人	0.024	-0.043	0.000	2人	-0.287	0.131	-0.436 #
3人	0.032	0.075	-0.023	3人	-0.081	-0.153	-0.125
4人	-0.032	0.060	-0.084	4人	0.070	0.491 *	-0.262 #
5人	-0.004	-0.015	-0.032	5人	-0.048	0.166	-0.247 #
(6人以上)	-	-	-	(6人以上)	-	-	-
兄弟有無				兄弟有無			
あり	-0.045	0.053	-0.087	あり	-0.051	0.108	-0.068
(なし)	-	-	-	(なし)	-	-	-
学歴				学歴			
(義務教育)	-	-	-	(義務教育)	-	-	-
高卒	-0.098 *	-0.177 *	0.075	高卒	-0.468 ***	-0.842 *	0.030
短大・専卒	-0.282 ***	-0.152	-0.095	短大・専卒	-0.643 ***	-0.674	-0.103
大卒	-0.406 ***	-0.017	-0.230 #	大卒	-1.064 ***	-2.572 *	-0.316 #
婚前雇用				婚前雇用			
あり	-0.208 ***	-0.304 ***	0.188 **	あり	-0.117	-0.351	0.253
(なし)	-	-	-	(なし)	-	-	-
婚前家族従業				婚前家族従業			
あり	-0.214 **	-0.098	0.059	あり	0.003	0.344	-0.149
(なし)	-	-	-	(なし)	-	-	-
父親学歴				父親学歴			
不明・その他 (義務教育)	0.052	-0.282 **	0.218 **	義務教育未満 (義務教育)	0.142	0.102	-0.043
高卒	-	-	-	高卒	-	-	-
短大・専卒	-0.091 #	-0.039	-0.035	短大・専卒	0.018	-0.232	0.041
大卒	-0.050	0.071	-0.158	大卒	-0.190	-0.446	-0.163
15歳父親職業				18歳父親職業			
専門管理	0.084	-0.113	0.078	専門管理	-0.211	0.120	-0.143
農林漁業 (その他就業)	0.154 **	0.109	-0.025	農林漁業 (その他就業)	-0.052	0.219	-0.256 *
無業	-	-	-	無業	-	-	-
不明・死亡等	-0.007	0.150	-0.144	不明・死亡等	0.070	-0.573	-0.037
15歳居住地				15歳居住地			
大中都市	-0.089 #	-0.299 ***	0.271 ***	2大都市	-0.230 #	-0.436	-0.041
地方小都市 (その他)	-0.115 **	-0.377 ***	0.274 ***	省轄市 (その他)	-0.022	0.494 #	-0.397 #
15歳地方				15歳地方	-	-	-
北海道	-0.232 **	-0.657 ***	0.283 **	北部	0.070	-0.234	0.063
東北	-0.023	-0.075	0.092	(中部)	-	-	-
関東 (中部)	-0.133 *	-0.219 *	0.137 #	南部	-0.006	-0.519 #	0.376 #
近畿	-0.084	-0.271 **	0.040	東部	0.420	-2.014 **	1.011 **
中四国	0.018	0.169 #	-0.074	-	-	-	-
九州	-0.115 #	-0.346 ***	0.250 **	-	-	-	-
N	3445	3453	3458	N	631	683	690
カイ自乗	276.99 ***	707.35 ***	468.84 ***	カイ自乗	119.77 ***	185.09 ***	175.79 ***

(出所) NFRJ-S01およびTSCS-2001

(注) # p &lt; 0.10, \* p &lt; 0.05, \*\* p &lt; 0.01, \*\*\* p &lt; 0.001

()内は基準カテゴリー

澤・三田（2005）による新たな変化の指摘とも符合するように思われるし、加藤（2001）が示唆するように経済成長鈍化が一部の階層の女性に有利に働いている可能性を示している可能性もある。

#### b. 結婚形態

表3は日本と台湾の既婚女性における結婚形態（見合い結婚）の規定要因に関するロジット分析の結果である。日本と台湾のそれぞれにおける妻のみの属性によるモデルと夫の属性を加えたモデルの結果を示す。全体として、仮説を設定した場合にはその多くが支持されている。まず、左側パネルの第1列に示された日本における妻のみの属性によるモデルの結果をみると、有意な正の効果をもつ変数はなく、出生コード、「婚前雇用：あり」、「父親学歴：不明・その他」、「15歳都市居住」、「15歳地方：北海道・関東・近畿・九州」が負の効果をもつ。第2列の夫の属性を加えたモデルをみると、妻の属性の効果は類似しているものの、若干の相違がある。「コード：1940年代」と「15歳地方：近畿」の負の効果が有意でなくなる一方、妻の学歴が高くなるに連れ、見合い結婚が増える傾向が現れる。後者は夫の義務教育の学歴が正の効果をもつことと連動している。仮説が依拠した既存研究ではっきりした効果が見られなかつたのは夫の学歴がコントロールされていなかったため、妻の学歴の効果が同類婚を通じて夫の学歴の効果も表していたためであることが伺われる。日本では台湾の場合や一部の理論的考察結果とは逆に妻の学歴が見合い結婚に正の効果をもつというの非常に興味深い発見であると思われる。また、夫の出生コードも負の効果をもち、妻の出生コードよりも大きな効果をもつ。夫の姉妹の存在が正の効果をもつことは②知遇機会仮説、⑥規範的順序仮説等が支持されることを示すのかもしれない。

他方、右側パネルの第1列に示された台湾における結婚形態（見合い結婚）に関する結果をみると、「兄弟姉妹数：4人」、「15歳居住地：省轄市」が正の効果をもち、最近のコード、「学歴：高卒・大卒」、「婚前雇用：あり」、「15歳地方：東部」が負の効果をもつ。第2列の夫の属性を加えたモデルをみると、妻の属性の効果は類似しているものの、「学歴：高卒」の負の効果が有意でなくなる一方、「兄弟姉妹数：1人」が有意な正の効果、「15歳地方：南部」が有意な負の効果をもつようになる。夫の属性についてみると、「夫兄弟姉妹数：2人・5人」が正の効果をもち、「夫学歴：高卒・短大・専卒」が負の効果をもつが、後者は妻の「学歴：高卒」の負の効果が有意でなくなったことと連動している。

従って、妻の属性のみのモデルについて日本と台湾を比較すると、最近のコードと「婚前雇用：あり」の負の効果が共通しているが、15歳小都市／省轄市居住の効果が逆方向である。夫の属性を加えたモデルについては、「夫学歴：高卒・大卒」の負の効果が共通しているが、日本では妻の学歴の正の効果が現れ、台湾の妻の学歴の負の効果と逆方向になる。なお、日本に関する出生コード別の分析をみると、見合い結婚タイミング分析結果の場合と同様、1960年代コードで15歳時の父親の農林漁業従事・無業と15歳時の中部地方居住の新たな正の効果がみられる同時に、夫が一人っ子の場合の正の効果もみられる。しかし、むしろ15歳時の父親職業と居住地方の効果が有意になり、それ以外の独立変数の効果が有意でなくなったという点が目

表3 日本と台湾における結婚形態の規定要因のロジット分析結果と独立変数頻度分布（2001年）

独立変数 カテゴリー	日本			独立変数 カテゴリー	台湾		
	見合結婚 恋愛結婚	見合結婚 恋愛結婚	独立変数 分布(%)		見合結婚 恋愛結婚	見合結婚 恋愛結婚	独立変数 分布(%)
定数項	1.704 ***	1.532 ***	-	定数項	0.102	0.049	-
コート				コート			
(1920年代)	-	-	9.0	(1920年代)	-	-	9.0
1930年代	-0.638 ***	-0.496 *	19.6	1930年代	0.258	0.212	12.3
1940年代	-1.045 ***	-0.355	27.0	1940年代	-0.018	-0.330	15.2
1950年代	-1.861 ***	-0.584 *	23.5	1950年代	-1.365 ***	-1.716 **	28.9
1960年代	-2.778 ***	-0.882 **	21.0	1960年代	-1.716 ***	-1.961 **	34.6
兄弟姉妹数				兄弟姉妹数			
1人	-0.200	-0.136	4.8	1人	0.688	1.434 #	3.5
2人	-0.063	0.021	23.0	2人	0.196	0.354	6.0
3人	0.094	0.160	25.0	3人	-0.253	-0.034	12.8
4人	0.174	0.208	15.1	4人	0.518 #	0.600 #	18.0
5人	0.045	0.089	10.8	5人	0.234	0.171	17.4
(6人以上)	-	-	21.3	(6人以上)	-	-	42.2
兄弟有無				兄弟有無			
あり	0.075	0.048	76.0	あり	0.140	0.127	90.1
(なし)	-	-	24.0	(なし)	-	-	9.9
学歴				学歴			
(義務教育)	-	-	25.4	(義務教育)	-	-	61.2
高卒	-0.138	0.152	50.5	高卒	-0.974 **	-0.437	22.0
短大・専卒	-0.064	0.361 *	17.8	短大・専卒	-0.822	-0.124	8.1
大卒	0.202	0.776 **	6.4	大卒	-2.860 **	-2.611 *	8.8
婚前雇用				婚前雇用			
あり	-0.359 ***	-0.295 **	65.5	あり	-0.577 *	-0.557 #	65.8
(なし)	-	-	34.5	(なし)	-	-	34.3
婚前家族従業				婚前家族従業			
あり	-0.073	-0.015	5.6	あり	0.369	0.491	17.7
(なし)	-	-	94.4	(なし)	-	-	82.4
父親学歴				父親学歴			
不明・その他	-0.418 **	-0.440 ***	14.3	義務教育未満	0.141	0.105	37.5
(義務教育)	-	-	52.8	(義務教育)	-	-	51.6
高卒	-0.047	0.036	21.6	高卒	-0.256	-0.378	5.6
短大・専卒	0.191	0.241	4.4	短大・専卒	-0.550	-0.543	2.6
大卒	0.230	0.281	7.0	大卒	1.014	1.108	2.6
15歳父親職業				18歳父親職業			
専門管理	-0.136	-0.134	13.9	専門管理	0.329	0.201	13.3
農林漁業	0.126	0.120	24.5	農林漁業	0.317	0.160	46.8
(その他就業)	-	-	50.7	(その他就業)	-	-	25.8
無業	0.328	0.301	2.0	無業	-0.131	-0.264	1.7
不明・死亡等	-0.160	-0.224	9.0	不明・死亡等	0.019	0.076	12.4
15歳居住地				15歳居住地			
大中都市	-0.496 ***	-0.475 ***	22.5	2大都市	-0.609	-0.558	12.9
地方小都市	-0.511 ***	-0.508 ***	36.4	省轄市	0.677 #	0.798 #	51.1
(その他)	-	-	41.1	(その他)	-	-	36.0
15歳地方				15歳地方			
北海道	-0.836 ***	-0.790 ***	5.1	北部	-0.236	-0.190	25.8
東北	-0.184	-0.176	10.9	(中部)	-	-	30.1
関東	-0.320 *	-0.255 *	21.6	南部	-0.564	-0.778 #	40.8
(中部)	-	-	23.6	東部	-2.826 **	-2.918 ***	3.4
近畿	-0.276 #	-0.215	13.2	-	-	-	-
中四国	0.238	0.236	11.3	-	-	-	-
九州	-0.467 ***	-0.448 **	14.3	-	-	-	-
夫コート				夫コート			
(1920年代以前)	-	-	19.6	(1920年代以前)	-	-	27.6
1930年代	-	-0.072	20.3	1930年代	-	0.076	10.3
1940年代	-	-0.855 ***	25.6	1940年代	-	0.639	12.2
1950年代	-	-1.501 ***	21.7	1950年代	-	0.293	29.2
1960年代	-	-2.387 ***	12.9	1960年代	-	0.149	20.8
夫兄弟姉妹数				夫兄弟姉妹数			
1人	-	0.293	6.2	1人	-	-0.632	14.0
2人	-	0.189	20.7	2人	-	0.841 #	5.8
3人	-	0.059	21.1	3人	-	0.408	11.9
4人	-	0.130	14.9	4人	-	0.482	15.7
5人	-	0.125	12.0	5人	-	0.508 #	16.5
(6人以上)	-	-	25.1	(6人以上)	-	-	36.2
夫姉妹有無				夫姉妹有無			
あり	-	0.219 #	72.6	あり	-	0.123	74.3
(なし)	-	-	27.4	(なし)	-	-	25.8
夫学歴				夫学歴			
(義務教育)	-	-	28.8	(義務教育)	-	-	70.9
高卒	-	-0.611 ***	39.9	高卒	-	-1.022 **	18.8
短大・専卒	-	-0.715 ***	6.6	短大・専卒	-	-1.853 **	10.3
大卒	-	-0.761 ***	24.8	大卒	-	-0.654	-
N	3136	3136	3475	N	702	702	765
カイ自乗	2986.51 ***	3351.76 ***	-	カイ自乗	506.86	557.25	-

(出所) NFRJ-S01およびTSCS-2001

(注) # p &lt; 0.10, \* p &lt; 0.05, \*\* p &lt; 0.01, \*\*\* p &lt; 0.001

( )内は基準カテゴリー

に付く。結婚タイミングの分析でもみられた 1960 年代コーホートで全般的に独立変数が有意でなくなる傾向、特に興味深い妻の学歴と夫の学歴がもっていた逆方向の効果の消失は金子・三田（2004:25）が指摘する通り、最近の出生コーホートにおける晩婚化が個人属性や意識変化等の要因に依存しない、全体的な変化を表している可能性が強いが、彼らの分析で含まれていなかった 15 歳時の属性の影響が強まっている点は一部でライフコース戦略の世代間継承があることを示唆するのであろうか。

## 5. おわりに

以上の結果から、全体として、仮説を設定した場合にはその多くが支持されていることと日本と台湾における結婚行動の規定要因には類似点と相違点があることが明らかになった。しかし、それらの適切な解釈を行うためには今後、より詳細な分析を行い、再検討する余地がある。両国において最初と最後のコーホート間の相違は同程度のようであるが、台湾において日本より最近の出生コーホートでの変化が大きく、近年の家族変動が急激であったことを窺わせる。また、日本では妻の学歴と夫の学歴の結婚形態に対する逆方向の効果の消失を含め、1960 年代出生コーホートにおいて結婚行動の規定要因が変化し、新たなパートナーシップ行動が出現しつつあることが示唆される。台湾でも大半が大学等に進学するようになった世代では同様なことが起きる可能性があるが、その前の世代では一部の男性が「外籍與大陸配偶」との結婚により従前の結婚行動を踏襲している反面、一部の女性はパートナーがいない状況に陥っている可能性がある。日本でも一部で同様な事態が進行している可能性がある。

2002 年の「第 12 回出生動向基本調査」の独身者調査によれば、徐々に増加していた 20 代後半の同棲経験者割合が 5 年前の調査と比べて急上昇しており、特に女性ではほぼ倍増している（三田 2004）。この年代は 1972~77 年の出生コーホートに当たり、NFRS-S01 が対象とした最年少のコーホートの次の世代に当たる。金子（2004b:43 ~44）の付表をみると、1951~58 年コーホートの晩婚化開始世代で晩婚化に対して学歴変化に次いで最も大きく寄与した意識変化のなかでも最大の寄与をしたのが、「男女が一緒に暮らすなら結婚すべきである」という考え方の変化である。この世代が結婚した時期はバブル景気の時期にかかり、独身者が同棲したとしてもすぐに結婚に移行し、結婚に移行しなかった者も別の相手とすぐに結婚したため、独身者調査で把握されなかった可能性がある。その後の景気の悪化で 1959~64 年コーホートでは同棲から結婚への移行が遅くなったり、移行しなくなったりして晩婚化がさらに進んだだけでなく、非婚化が進んだため、このような考え方の変化を含む意識変化の晩婚化への寄与がほとんどなくなったのではないであろうか。また、これ以降のコーホートでは西欧で同棲が急増した 1970 年代後半と同様、若年層で不安定就業者・失業者の割合が増えるとともに、4 年制大学・大学院等への進学率が上昇し、同棲が増えただけでなく、そのうちで結婚に移行しないで解消されるものの割合が高まった可能性も考えられる。台湾については同棲に関する統計を見いだせなかったが、急上昇した大学等への進学率を考えれば、高学歴層で増加しつつある可能性がある。

フランスでは 1980 年代半ば以降、失業率上昇に伴って親元に留まる者が増え、同棲

の一部が共同生活なき安定した愛情生活という、より柔軟なモデルにとって代わりつつあると言われる（丸山 1990:38）。わが国や台湾の場合、同棲割合の上昇を経ずに、親との同居をしながら安定的なパートナーシップが形成されるということも考えられる。de Singly (1980) が言うように、同棲が、特に女性にとって学業・職業キャリアを確立するまでの間、将来の結婚相手候補を選別・確保しながら、結婚よりも平等な男女関係をもつためのライフコース戦略の一環として実践されているとすれば、同居を伴わない安定的なパートナーシップでも構わないはずである。実際、フランスの未婚女性において同棲していることと安定的なパートナーがいることの規定要因が類似しているだけでなく、婚前の同棲がある女性とない女性の初婚のタイミングの規定要因も類似している (Rallu and Kojima 2002:Tables 2, 3)。

従って、日本でも台湾でも人口・家族調査においては配偶者の有無を尋ねるだけでなく、各種パートナーの有無を尋ねるべきかもしれない。金子 (1994) が言うように、若年層のパートナーシップ行動が急速に変化しつつあるとすれば、今後の「全国家族調査」等ではそのような情報が収集されることを期待したい。また、短期間に急速な近代化を遂げた台湾や韓国では日本よりも急速な家族変動が生じつつあり、今後は日本の先を行く可能性が高いので、日本にとっての示唆を得るためにも、ミクロデータの比較分析をはじめとする比較研究を進める必要があろう。

\*Taiwanese data analyzed in this study were collected by the research project "the Taiwan Social Change Survey: Year Two Cycle Four" sponsored by the National Science Council, Republic of China. This research project was carried out by the Institute of Sociology, Academia Sinica, and directed by Dr. Ying-hwa Chang. The Office of Survey Research of Academia Sinica is responsible for the data distribution. The author appreciates the assistance in providing data by the institutes and individuals aforementioned. The views expressed herein are the author's own. The author would also like to thank Dr. Chang for sending him the survey report that was temporarily unavailable on the web. Japanese data used in this study were collected and made available by the NFRJ Committee, Japanese Society of Family Sociology. The author would also like to acknowledge the financial support by the scientific grant from the Ministry of Health, Labour and Welfare for the FY2002-2004 Research Project on Low Fertility and Policy Responses in Korea, Taiwan and Singapore (H14-政策-025; PI: Hiroshi KOJIMA).

## [参考文献]

- 阿部正浩, 1999, 「少子化社会における労働市場」『季刊社会保障研究』34(4), 361-373.
- Chang, Ming-Cheng, 2003, "Demographic Transition in Taiwan," *Japanese Journal of Population*, supplement to Volume 2, 611-628.  
(<http://www.ipss.go.jp/index-e.html>)
- 章英華・傅仰止編, 2002, 『台湾社会変遷基本調査計画 第四期 第二次調査計画執行報告』中央研究院社会学研究所（台北）.
- Chen, Chaonan, 2005, "Perspectives of Taiwan's Population and the Potency of Alternative Policies," *Japanese Journal of Population*, 4.  
(<http://www.ipss.go.jp/index-e.html>)
- Farris, Catherine S. P., 2004, "Women's Liberation Under 'East Asian Modernity' in China and Taiwan," C. Farris, A. Lee and M. Rubinstein (eds.), *Women in the New Taiwan*, Armonk, M. E. Sharpe, 325-376.
- 樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」樋口美

- 雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 25-65.
- Hodge, Robert W., and Naohiro Ogawa, 1991, *Fertility Change in Contemporary Japan*, Chicago, The University of Chicago Press.
- 伊東秀章, 1997, 「未婚化をもたらす諸要因」『家族社会学研究』9, 91-98.
- 伊藤正一, 2004, 「台湾における少子化の現状と経済分析」小島宏編『厚生労働科学研究費 韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究 平成15年度総括研究報告書』, 121-139.
- 岩澤美帆・三田房美, 2005, 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』535, 16-28.
- 加藤彰彦, 2001a, 「初婚タイミングに対する社会経済的地位の効果」加藤彰彦編『家族形成のダイナミクス』日本家族社会学会全国家族調査(NFRJ)委員会, 43-79
- 加藤彰彦, 2001b, 「未婚化・社会階層・経済成長」『家族社会学研究』10(2), 111-127.
- 金子隆一, 1991, 「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』47(3), 3-27.
- 金子隆一, 2004a, 「結婚の意欲」国立社会保障・人口問題研究所, 2004, 『平成14年 第12回出生動向基本調査――第Ⅱ報告書――わが国独身層の結婚観と家庭観』国立社会保障・人口問題研究所, 13-29.
- 金子隆一, 2004b, 「女性初婚過程のコーホート変化に関する研究――晩婚化の過程・要因分解による分析――」高橋重郷編『厚生労働科学研究費 少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究 平成15年度報告書』25-44.
- 金子隆一・三田房美, 2003, 「夫婦の結婚過程」国立社会保障・人口問題研究所, 2004, 『平成14年 第12回出生動向基本調査――第Ⅰ報告書――わが国夫婦の結婚過程と出生力』国立社会保障・人口問題研究所, 12-36.
- 上子武次ほか, 1991, 『結婚相手の選択』行路社.
- Kojima, Hiroshi, 1994, "Determinants of First Marital Formation in Japan: Does the Sibling Configuration Matter?", *Japan Review*, 5, 187-209.
- 小島宏, 1990, 「晩婚化の傾向／シングルズの増加――なぜ結婚をためらうのか――」『家族社会学研究』2, 10-23.
- 小島宏, 1994, 「独身者・夫婦の融合データによる結婚と出生の分析」厚生省人口問題研究所(編) 『第10回出生動向基本調査――第Ⅱ報告書――独身青年層の結婚観と子供観』厚生省人口問題研究所, 93-109.
- 小島宏, 2004, 「子どもに関する意識の規定要因—JGSS-2000/2001/2002と台湾社会変遷基本調査2001の比較分析—」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [3] JGSS で見た日本人の意識と行動』(東京大学社会科学研究所(資料第24集)), 1-11.
- 工藤豪, 2003, 「結婚研究の動向：未婚化・晩婚化の要因解釈を中心にして」『社会学論叢(日本大学)』147, 39-57.
- 丸山茂, 1990, 「フランスにおける『非婚』のストラテジー」『研究年報(神奈川大学法学研究所)』11, 23-68.
- 松田(熊谷)苑子, 2003, 『全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01)』日本家族社会学会全国家族調査(NFRJ)委員会.

- 三田房美, 2004, 「異性との交際」国立社会保障・人口問題研究所, 2004, 『平成14年 第12回出生動向基本調査――第Ⅱ報告書――わが国独身層の結婚観と家庭観』国立社会保障・人口問題研究所, 38-47.
- 大谷憲司, 1989, 「初婚確率と第一子出生確率のProportional Hazards Model分析」『人口問題研究』45(2), 46-50.
- Raymo, James M., 2003, "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women," *Demography*, 40(1), 83-103.
- 中華民國行政院衛生署國民健康局, 2004, 「國人婚育態度調查結果新聞稿」.
- 中華民國內政部, 2004, 『外籍與大陸配偶生活狀況調查報告』.
- Rallu, Jean-Louis, and Hiroshi Kojima, 2002, "Determinants of Non-Formation of Partnership: A French-Japanese Comparison," *Japanese Journal of Population, Special Issue*. (<http://www.ipss.go.jp/index-e.html>)
- 坂爪聰子, 1998, 「配偶者のサーチモデルと晩婚化現象」『経済論叢(京都大学)』162(4), 76-93.
- 滋野由紀子・大日康史, 1997, 「女性の結婚選択と就業選択に関する一考察」『季刊家計経済研究』36,
- 四方理人, 2004, 「晩婚化と女性の就業意識」本田由紀編『女性の就業と親子関係』勁草書房, 37-58.
- Singly, Francois de, 1987, *Fortune et infortune de la femmes mariee*, Paris, PUF.
- Thornton, Arland, Ming-Cheng Chang and Te-Hsiung Sun, 1984, "Social and Economic Change, Intergenerational Relationships, and Family Formation in Taiwan," *Demography*, 21(4), 475-499.
- Thornton, Arland, and Hui-Sheng Lin (eds.), *Social Change and the Family in Taiwan*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Tsuya, Noriko and Karen O. Mason, 1994, "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan," K. O. Mason and A.-M. Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford, Clarendon Press, 139-167.
- 和田光平, 2000, 「日本における結婚と出生のハザード分析」『経済学論叢(中央大学)』40(5/6), 475-495.

**DEMOGRAPHIC TRANSITION IN TAIWAN : FOCUSING ON  
RECENT TRENDS OF FERTILITY\***

Ming-Cheng Chang

Graduate Institute of Health Administration

Taichung Healthcare and Management University, Taiwan

---

\*Revised and updating for paper presented at the International Workshop on  
Comparative Perspectives on Issues of Low Fertility and Policy Responses in  
Asia-Pacific: Japan, South Korea, Hong Kong, Taiwan, New Zealand, March 17-19,  
2003, held at Tokyo and Kube, Japan

## I. INTRODUCTION

Taiwan's net reproduction rate (NRR) fell to 1.0 in 1983 and to 0.6 in 2003. In 1964 when the island-wide family planning program was promoted, the total fertility rate (TFR) was 5.10 and the net reproduction rate was 2.27. The sustained fertility decline, however, began earlier. In 1955 the total fertility rate was as high as 6.55 and the net reproduction rate was 2.82. Taiwan has completed the fertility aspect of the demographic transition in the 20 years after the initiation of intensive family planning program. Since 1984 the NRR in Taiwan has been below-replacement fertility.

This article traces major trends in fertility and nuptiality from 1965 to 2003 and then examines trends in family-size preferences and family planning. Following the introduction, the population growth patterns and the main fertility trends up to 2003 will be reviewed, and then changes in norm about family size and contraceptive practice together with the new family planning program and the population policy after the end of the fertility transition will be explored in order.

## II. POPULATION GROWTH AND FERTILITY TRANSITION

### Growth Patterns

Data from continuous population register and from censuses dating back to 1905 provide reasonably good information about the growth rate of Taiwan's population. Table 1 summarizes the population growth patterns and the components of change in Taiwan from 1906 to 2003. Since 1906, the population of Taiwan has grown from a little over three million to almost twenty three million in 2003. As in many other countries, Taiwan's growth stems largely from natural increase. The contribution of net immigration is rather small. The exception is during the period from 1945 to 1950 about a half million Japanese were repatriated to Japan, and 600,000 Chinese moved to Taiwan in the wake of the Communist take-over of the Mainland. This did not result in a substantial increase in the population. As can be seen from Table 1, the estimated net arrivals in the 1940s were slightly more than a half million. Since 1950, Taiwan has approximated a closed population to the extent that there has been little immigration and emigration.

The annual natural growth rate was slow from early twentieth century to 1920 (Figure 1). Thereafter, death rates moved slightly downward, but birth rates rose to above 4 percent up to the end of the Second World War. Natural increase rates amounted to more than 2 percent in most of years during 1920-1943. The drastic decline in mortality rate took place shortly after World War-II – from 18 per thousand in 1947 to 8 in 1956 and to about 6 in 2001. The high