

男性についての結果とも他の国の女性についての結果とも直接比べられないが、年齢が非常に大きな正の効果をもっていている点は共通している。高学歴が弱いながらも正の効果もつが、これは右側のパネルに示された2005年の韓国人女性で見られる負の効果と逆であるものの、20代後半・30代前半と高学歴の交差項がいずれも負の効果をもつためである。また、大都市居住が負の効果をもつ。

表5の下段左側の3番目のパネルはシンガポールの女性に関する分析結果を示す。第1列に示された未婚に対する同棲後婚のオッズへの年齢の正の効果は30代後半以降、減少傾向にあり、漸増するシンガポールの男性の場合とは対照的な傾向となっている。また、高学歴と低学歴のいずれもが正の効果をもち、中学歴が負の効果をもつことを示唆している。さらに、マレー系であることが負の効果をもち、インド系であることと外国人であることが正の効果をもつ。

第2列に示された未婚に対する直接婚のオッズには20代後半以降の年齢が比較的安定した正の効果をもち、シンガポールの男性の場合と類似した傾向を示している。また、高学歴と低学歴の正の効果、インド系と外国人の正の効果はシンガポールの男性の場合と同じである。第3列に示された直接婚に対する同棲後婚のオッズへの年齢の正の効果は年齢が高くなるにつれて漸減している。また、マレー系であることが負の効果をもっており、イスラムによる婚外パートナー関係の規制の影響が窺われる。さらに、40代後半と高学歴の交差項による正の効果が見られるが、表4に示された同棲経験に対する正の効果と整合的である。

表5の右側2パネルは2005年の日韓両国に関する同様な多項ロジット分析の結果を示している。紙幅の都合もあるので、学歴関連の変数の効果のみについて述べることにする。上段右側1番目のパネルに示された日本人男性の場合、高学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズに負の効果をもち、直接婚に対する同棲後婚のオッズにも負の効果をもっている。これに対応して20代後半と高学歴の交差項が両者に正の効果をもち、30代後半と高学歴の交差項も前者に正の効果をもっている。2009年の日本人男性の場合は高学歴の負の効果が有意でないことに対応して20代後半と高学歴の交差項が未婚に対する同棲後婚のオッズに有意な効果をもたない代わりに、未婚に対する直接婚のオッズに負の効果をもっていたが、直接婚に対する同棲後婚のオッズへの正の効果は弱かったことが示されている。このことから2000年代前半に20代の高学歴男性で婚前同棲が一時的に増加した可能性が窺われる。

しかし、表5の下段右側1番目のパネルに示された同棲相手となるべき2005年の日本人女性に関する結果では30代後半・40代後半と高学歴の交差項のみが同棲後婚のオッズに対して正の効果をもっており、20代後半と高学歴の交差項は有意な効果をもっていない。しかし、2009年の日本人女性に関する結果を見ると、20代後半・40代後半と高学歴の交差項が正の効果をもっていることから、2005年に20代後半の高学歴男性の同棲相手の一部部分が20代前半の高学歴女性であった可能性が示唆される。なお、2005年の日本人女性においても2009年の日本人女性の場合と同様、高学歴が2種類の結婚のオッズに対する負の効果をもち、低学歴が同棲後婚のオッズに対する正の効果をもっている。また、30代後半と高

学歴の交差項は未婚に対する直接婚のオッズに対しても正の効果をもっているものの、同棲後婚のオッズに対する正の効果よりも小さいため、直接婚に対する同棲後婚のオッズへの効果は正となっている。

日本の20代後半、30代後半、40代後半の高学歴者で同棲後婚が増加した背景には景気変動等の循環変動要因もあるのである。4年制大学進学者の性比の変化も関わっている可能性がある。実際、1980年頃、1990年頃、2000年頃に男性の4年制大学進学率が一時的に低下しているのに対して、女性の4年制大学進学率は横ばいから上昇を示しており、一人暮らしの男子大学生に対して一人暮らしの女子大学生が相対的に増え、在学中や卒業後に同棲が促進された可能性も考えられるが、別の角度から再検討を必要がある。

表5の上段右側2番目のパネルに示された2005年における韓国人男性に関する結果を見ると、高学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズに負の効果をもち、未婚に対する直接婚のオッズに正の効果をもち、直接婚に対する同棲後婚のオッズに負の効果をもっている。しかし、30代前半と高学歴の交差項は最後のオッズに対しては弱いながらも正の効果をもっており、表4の結果と相まって、この年代の高学歴男性では婚前の同棲経験が相対的に多いことを示唆している。他方、下段右側2番目のパネルに示された韓国人女性の結婚経験に関する分析結果は年齢と高学歴の交差項の有意な効果を示しておらず、結婚全体に対して高学歴が負の効果をもつことを示すのみである。この高学歴の負の効果は2009年の正の効果とは逆であるが、2009年の場合は20代後半・30代前半と高学歴の交差項が高い有意水準の比較的大きな負の効果をもっているため、それ以外の年齢階級における高学歴の弱い負の効果を反映しているに過ぎないと思われる。

### (3) 初同棲・初婚タイミングの規定要因

表6は2009年（上段3パネル）と2005年（下段2パネル）における男女別に見た各国の初ユニオン（同棲・結婚といった同居パートナー関係）のタイミング（年齢）の規定要因について比例ハザード分析を行った結果である。結婚と同棲が競合する場合もあろうので、生起事象が2種類（同棲・結婚ないし同棲後婚・直接婚）の離散時間イベントヒストリー分析（たとえば、配偶者選択法別・居住形態別結婚タイミングの分析についてはKojima 2004, 2005を参照）を行うことが望ましいのである。簡便なために生起事象が1種類の比例ハザード分析を個別の事象について実施したので、結果の解釈には注意を要する。また、離散時間イベントヒストリー分析ではないので、年齢階級と学歴の交差項を導入できないことにも留意する必要がある。全体を見て言えるのは、日韓両国では男性よりも女性で学歴の影響が大きい。シンガポールでは逆に女性よりも男性で学歴の影響が大きいことである。また、一般的には学歴と同棲に対する影響と直接婚に対する影響が同じ方向であるが、2009年のシンガポールの男性や2005年の韓国の男性では逆方向の場合があることも目に付く。

表6の上段左側のパネルで2009年の日本人男女における各種の初ユニオンの規定要因について見ると、男性では有意な効果をもたない場合が多いが、高学歴には初ユニオンを抑制する（遅らせる）傾向があるのに対して、低学歴には初ユニオンを促進す

表6 2009年・2005年の各国における男女別に見た初ユニオンのタイミングの規定要因の比例ハザード分析結果：基本モデル

| 独立変数<br>カテゴリー | 2009年       |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
|---------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-----------|-------------|--------------|-------------|
|               | 日本          |             |             |              |             | 韓国          |             |             |              |             | シンガポール      |           |             |              |             |
|               | 初ユニオン       | 初同棲         | 初婚          | 同棲後婚<br>(初婚) | 直接婚<br>(初婚) | 初ユニオン       | 初同棲         | 初婚          | 同棲後婚<br>(初婚) | 直接婚<br>(初婚) | 初ユニオン       | 初同棲       | 初婚          | 同棲後婚<br>(初婚) | 直接婚<br>(初婚) |
| (男性)          |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 学歴            |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 高学歴           | -0.1474     | -0.4965*    | -0.0459     | -0.3409 &    | 0.1225      | -0.2004 #   | -0.5343 &   | -0.1677 &   | -0.5949 &    | -0.1059     | 0.2958 #    | -0.2818   | 0.3371*     | -0.2754      | 0.3826*     |
| 低学歴           | 0.3174 &    | 0.3876      | 0.2638      | 0.4155       | 0.0225      |             |             |             |              |             | 0.2052 &    | -0.7147 # | 0.2388 &    | -0.8113 #    | 0.4340*     |
| 居住地(S:民族)     |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 大都市(S:マレー)    | -0.0879     | 0.2886 &    | -0.1706     | 0.2155       | -0.2523 &   | -0.0630     | -0.0773     | -0.0941     | -0.3825      | -0.0650     | -0.0267     | -0.5903   | 0.0411      | -0.4723      | 0.1088      |
| 農村(S:インド)     | 0.1925      | -0.5170 &   | 0.1774      | -0.6985 &    | 0.4565*     | -0.0963     | -0.2187     | -0.0577     | -0.2075      | -0.0462     | 0.6862***   | -0.2409   | 0.7454***   | -0.0377      | 0.7626***   |
| 国籍(Sのみ)       |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 外国人           |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             | 0.4707**    | -0.4379   | 0.4823**    | -0.2922      | 0.5594**    |
| N             | 508         | 508         | 508         | 508          | 508         | 510         | 510         | 510         | 510          | 510         | 506         | 506       | 506         | 506          | 506         |
| LLR(d.f.)     | 7.11(4) &   | 12.74(4)*   | 5.19(4)     | 8.96(4) #    | 10.32(4)*   | 3.05(3)     | 1.87(3)     | 2.48(3)     | 2.75(3)      | 0.94(3)     | 27.13(5)*** | 5.82(5)   | 31.89(5)*** | 4.93(5)      | 38.39(5)    |
| (女性)          |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 学歴            |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 高学歴           | -0.2845**   | -0.5889*    | -0.2200*    | -0.4691*     | -0.0061     | -0.6001***  | -17.4463 \$ | -0.5927***  | -17.4385 \$  | -0.5571***  | 0.0574      | 0.5944    | 0.0297      | 0.7991       | -0.0346     |
| 低学歴           | 1.0069***   | 1.3038**    | 1.1164***   | 1.5200***    | -0.1867     |             |             |             |              |             | 0.3055*     | 0.3697    | 0.2986*     | 0.5086       | 0.2422 &    |
| 居住地(S:民族)     |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 大都市(S:マレー)    | -0.2043 &   | -0.0311     | -0.2391 #   | -0.1133      | -0.1623     | -0.0065     | 0.1866      | -0.0082     | 0.1740       | 0.0023      | 0.6076***   | -1.0018   | 0.6188***   | -15.2815 \$  | 0.7379***   |
| 農村(S:インド)     | -0.3928*    | -0.8052 #   | -0.3778*    | -0.7437 &    | -0.0249     | 0.1787      | 2.9525*     | 0.1246      | 3.0465*      | -0.0183     | 0.8566***   | 0.5417    | 0.8581***   | 0.4712       | 0.6406***   |
| 国籍(Sのみ)       |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 外国人           |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             | -0.0403     | 0.4685    | -0.0421     | 0.5257       | -0.0308     |
| N             | 491         | 491         | 491         | 491          | 491         | 486         | 486         | 486         | 486          | 486         | 492         | 492       | 492         | 492          | 492         |
| LLR(d.f.)     | 25.97(4)*** | 21.22(4)*** | 24.35(4)*** | 19.44(4)***  | 1.78(4)     | 31.30(3)*** | 7.52(3) #   | 30.45(3)*** | 7.44(3) #    | 26.41(3)*** | 48.23(5)    | 4.14(5)   | 48.44(5)*** | 7.48(5)      | 36.75(5)    |
| 独立変数<br>カテゴリー | 2005年       |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
|               | 日本          |             |             |              |             | 韓国          |             |             |              |             | シンガポール      |           |             |              |             |
|               | 初ユニオン       | 初同棲         | 初婚          | 同棲後婚<br>(初婚) | 直接婚<br>(初婚) | 初ユニオン       | 初同棲         | 初婚          | 同棲後婚<br>(初婚) | 直接婚<br>(初婚) | 初ユニオン       | 初同棲       | 初婚          | 同棲後婚<br>(初婚) | 直接婚<br>(初婚) |
| (男性)          |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 学歴            |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 高学歴           | -0.0137     | -0.0669     | -0.0056     | -0.4316      | 0.0411      | 0.0720      | -1.1727*    | 0.0981      | -1.5115*     | 0.2379 #    |             |           |             |              |             |
| 低学歴           | -0.0633     | 1.3839*     | -0.2032     | 0.7966       | -0.3670     | 0.3434 &    | 0.7039      | 0.2554      | 0.3378       | 0.1851      |             |           |             |              |             |
| 居住地           |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 大都市           | 0.0504      | 0.6730 &    | -0.0360     | 1.0228 #     | -0.0955     | 0.0690      | 0.2266      | 0.0772      | 0.2210       | 0.0235      |             |           |             |              |             |
| 農村            | 0.1039      | -0.3453     | 0.0974      | 0.0460       | 0.1202      | 0.4001 #    | 0.0443      | 0.4204*     | 0.2285       | 0.3694 #    |             |           |             |              |             |
| N             | 477         | 478         | 498         | 475          | 475         | 498         | 497         | 509         | 498          | 498         |             |           |             |              |             |
| LLR(d.f.)     | 0.63(4)     | 7.17(4) &   | 1.38(4)     | 4.73(4)      | 3.28(4)     | 5.41(4)     | 8.58(4) #   | 5.17(4)     | 7.96(4)      | 5.91(4)     |             |           |             |              |             |
| (女性)          |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 学歴            |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 高学歴           | -0.3154**   | -1.0881**   | -0.3167***  | -1.0406**    | -0.1774 #   | -0.4134***  | .           | -0.3837***  | .            | -0.3581**   |             |           |             |              |             |
| 低学歴           | 0.8183**    | 1.0671 #    | 0.9238**    | 1.1429*      | 0.0560      | 0.1301      | .           | 0.2298      | .            | 0.2361      |             |           |             |              |             |
| 居住地           |             |             |             |              |             |             |             |             |              |             |             |           |             |              |             |
| 大都市           | -0.0156     | 0.3635      | 0.0056      | 0.3632       | -0.0555     | -0.1600 &   | .           | -0.1482 &   | .            | -0.1005     |             |           |             |              |             |
| 農村            | -0.1559     | 0.2828      | -0.1335     | 0.1319       | -0.0625     | 0.0241      | .           | 0.0812      | .            | 0.0988      |             |           |             |              |             |
| N             | 575         | 576         | 612         | 574          | 574         | 490         | .           | 495         | .            | 490         |             |           |             |              |             |
| LLR(d.f.)     | 22.07(4)*** | 14.49(4)**  | 28.66(4)*** | 13.53(4)**   | 3.92(4)     | 19.01(4)*** | .           | 18.65(4)*** | .            | 15.42(4)**  |             |           |             |              |             |

(注) & p<0.20, # p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, \$ 少数派

る(早める)傾向がある。しかし、男女いずれにおいても学歴は初めての直接婚のタイミングに対して有意な効果をもたない。また、日本人男性において初同棲のタイミングに対して大都市居住が正の(促進する)効果をもち、農村居住が負の(抑制する)効果をもつが、初めての直接婚のタイミングに対しては逆の効果をもっている。日本人女性においては大都市居住も農村居住も各種の初ユニオンのタイミングに対して負の効果をもつ傾向がある。下段左側のパネルに示された2005年の日本人男女においても概ね同様な効果が見られるものの、2009年の場合ほど有意な効果が多く見られない。

表6の上段中央のパネルには韓国男女における各種の初ユニオンのタイミングの規定要因に関する比例ハザード分析結果が示されているが、日本の場合と同様、男女いずれにおいても高学歴は初ユニオンのタイミングに対して負の効果をもつ傾向がある。居住地特性は男性では有意な効果をもたないものの、女性では農村居住が初同棲と初めての同棲後婚のタイミングに対して正の効果をもち、かつての日本の「足入れ婚」のようなもの存在を示唆しているが、現在の日本人女性における初同棲と初めての同棲後婚のタイミングに対する負の効果とは対照的である。

表6の下段中央(右側)のパネルに示された2005年の韓国男性に関する分析結果を見ると、初同棲と初めての同棲後婚のタイミングに対する高学歴の負の効果は2009年の韓国男性の場合と共通しているが、初めての直接婚のタイミングに対する高学歴の正の効果は新たなものである。また、初ユニオン、初婚、初めての直接婚のタイミングに対する農村居住の正の効果も新たなものである。韓国女性に関する分析結果を見ると高学歴の効果については2009年の場合と共通しているが、初ユニオンと初婚のタイミングに対する大都市居住の負の効果は新たなものである。

表6の上段右側パネルに示された2009年のシンガポールの男女における各種の初ユニオンのタイミングの規定要因について見ると、女性では高学歴が有意な効果をもたないが、男性では初ユニオン、初婚、初めての直接婚を促進する傾向がある。男性では低学歴が初ユニオン、初婚、初めての直接婚を促進し、初同棲と初めての同棲後婚を抑制する傾向があるが、女性ではこれらのうちの促進効果のみが見られる。それとは対照的に、マレー系であることが初ユニオン、初婚、初めての直接婚を促進する傾向が女性にしか見られないが、インド系であることが3者を促進する傾向は男女で共通している。他方、外国人であることが3者を促進する傾向は男性にしか見られない。

(4) 初婚・第1～3子出生のタイミングへの婚前同棲経験の影響

以上では同棲の要因、特に高学歴の影響に関する分析をしてきたが、最後に同棲の影響、特に学歴との関係での影響に関する分析結果を示すことにする。表7は2009年(上段3パネル)と2005年(下段2パネル)における男女別に見た各国の初婚・第1～3子出生タイミング(年齢)の規定要因について比例ハザード分析を行った結果である。学歴と婚前同棲経験そのもののほか、婚前同棲経験と高学歴の交互項がモデルに投入されている。東アジアの場合、婚外出生が少なく、結婚後の出生が大部分を占めるため、特に第1子出生タイミングが初婚タイミングに応じて変動する度合いが大きく、両者の規定要因の効果が類

表7 2009年・2005年の各国における男女別に見た初婚・第1～3子出生のタイミングの規定要因の比例ハザード分析結果：基本モデル(+婚前同様×高学歴)

| 独立変数<br>カテゴリ | 2009年        |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
|--------------|--------------|--------------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|              | 日本           |              |             |             | 韓国           |              |              |             | シンガポール       |              |              |              |
|              | 初婚           | 第1子<br>出生    | 第2子<br>出生   | 第3子<br>出生   | 初婚           | 第1子<br>出生    | 第2子<br>出生    | 第3子<br>出生   | 初婚           | 第1子<br>出生    | 第2子<br>出生    | 第3子<br>出生    |
| (男性)         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 学歴           |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 高学歴          | 0.0462       | -0.0032      | 0.0643      | -0.3011     | -0.1886 &    | -0.2178 #    | 0.1408       | -0.0360     | 0.3505 *     | 0.4815 *     | 0.6040 *     | 0.3891       |
| 低学歴          | 0.1479       | 0.2467       | 0.4404 &    | 0.5989 &    |              |              |              |             | 0.2578 &     | 0.3693 *     | 0.5490 *     | 0.7707 &     |
| 居住地(S:民族)    |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 大都市(S:マレー)   | -0.2159 &    | -0.2111      | -0.0493     | -0.3113     | -0.0893      | -0.1023      | -0.0557      | -0.4995     | 0.0546       | 0.1046 ***   | -0.3261 ***  | -0.8734 ***  |
| 農村(S:インド)    | 0.2365 &     | 0.3064 #     | 0.3419 #    | 0.0663      | -0.0394      | -0.1075      | 0.2868       | 0.6740      | 0.7515 ***   | 0.6406 ***   | 0.7683 ***   | 1.3583 ***   |
| 国籍(Sのみ)      |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 外国人          |              |              |             |             |              |              |              |             | 0.4822 **    | 0.3333 #     | 0.0520       | 0.6854 &     |
| 婚前同様         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| あり           | 0.8250 ***   | 0.7663 ***   | 0.4502 #    | 0.0633      | 0.0348       | -0.0847      | 0.2843       | 0.5858      | 0.2311       | 0.3918 &     | -0.0780      | -13.9797 \$  |
| あり×高学歴       |              | -0.4961 #    | -0.2378     | -0.4481     | 0.6211 &     | 0.6886 &     | 0.2600       | -13.5510 \$ | -0.0172      | 0.0081       | 0.1464       | 13.8034 \$   |
| N            | 508          | 508          | 508         | 508         | 510          | 510          | 510          | 510         | 506          | 506          | 506          | 506          |
| LLR(d.f.)    | 31.59(6) *** | 23.64(3) *** | 8.78(6) &   | 7.05(6)     | 5.52(5)      | 5.26(5)      | 3.16(5)      | 3.31(5)     | 33.34(7) *** | 26.97(7) *** | 23.49(7) *** | 34.74(7) *** |
| (女性)         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 学歴           |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 高学歴          | -0.1538      | -0.0612      | 0.0114      | -0.0056     | -0.6017 ***  | -0.6605 ***  | -0.6389 ***  | -1.1274 **  | 0.0548       | 0.0700       | 0.0970       | -0.2979      |
| 低学歴          | 1.1974 ***   | 1.1963 ***   | 1.0232 **   | 0.4639      |              |              |              |             | 0.2984 *     | 0.3866 *     | 0.3630 *     | 0.2760       |
| 居住地(S:民族)    |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 大都市(S:マレー)   | -0.2163 #    | -0.0797      | -0.2501 &   | -0.2885     | -0.0036      | 0.0045       | -0.2072 &    | 0.2547      | 0.6435 ***   | 0.4662 *     | 0.6758 **    | 0.5092 &     |
| 農村(S:インド)    | -0.3629 *    | -0.4395 *    | -0.2993 &   | -0.3549     | 0.1734       | 0.6250 *     | 0.7202 *     | 1.3824 *    | 0.6574 ***   | 0.8385 ***   | 1.0598 ***   | 1.6045 ***   |
| 国籍(Sのみ)      |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 外国人          |              |              |             |             |              |              |              |             | -0.0533      | 0.0068       | -0.0984      | -0.0220      |
| 婚前同様         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| あり           | 0.6041 ***   | 0.3647 #     | -0.1396     | 0.4391      | -0.4273      | -0.3908      | -0.0895      | -13.7710 \$ | 0.7648 **    | 1.0392 ***   | 0.7094 *     | 0.0792       |
| あり×高学歴       | -0.1005      | 0.0204       | 0.2327      | -0.6531     |              |              |              |             | -0.7115 &    | -1.2338 &    | -0.8501 &    | -12.3117 \$  |
| N            | 491          | 491          | 491         | 491         | 486          | 486          | 486          | 486         | 492          | 492          | 492          | 492          |
| LLR(d.f.)    | 40.21(6) *** | 26.15(6) *** | 12.12(6) &  | 4.05(6)     | 31.04(4) *** | 38.62(4) *** | 32.46(4) *** | 11.89(4) *  | 55.07(7) *** | 59.28(7) *** | 58.55(7) *** | 61.35(7) *** |
| 2005年        |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 独立変数<br>カテゴリ | 日本           |              |             |             | 韓国           |              |              |             |              |              |              |              |
|              | 初婚           | 第1子<br>出生    | 第2子<br>出生   | 第3子<br>出生   | 初婚           | 第1子<br>出生    | 第2子<br>出生    | 第3子<br>出生   |              |              |              |              |
| (男性)         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 学歴           |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 高学歴          | 0.0124       | 0.0609       | 0.0210      | 0.0891      | 0.1053       | 0.1492       | 0.1266       | -0.1860     |              |              |              |              |
| 低学歴          | -0.2084      | -0.3141      | -0.9153 *   | -14.0813 \$ | 0.2542       | 0.4085 &     | 0.3728 &     | 0.3035      |              |              |              |              |
| 居住地          |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 大都市          | -0.0973      | -0.1024      | -0.1385     | -0.9249 *   | 0.0773       | 0.0677       | 0.0522       | -0.3796     |              |              |              |              |
| 農村           | 0.0739       | 0.2127 &     | 0.3756 *    | 0.2576      | 0.4192 *     | 0.1902       | 0.4772 *     | 0.5539      |              |              |              |              |
| 婚前同様         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| あり           | 1.0896 **    | 0.7057 #     | 0.4367      | 0.3019      | 0.1810       | 0.2740       | -0.5621 &    | -0.3014     |              |              |              |              |
| あり×高学歴       | -0.2578      | 0.0884       | 0.3420      | 1.9742 \$   | 0.1090       | -0.2074      | 1.2262 &     | -11.7030 \$ |              |              |              |              |
| N            | 498          | 498          | 498         | 498         | 509          | 509          | 509          | 509         |              |              |              |              |
| LLR(d.f.)    | 11.40(6) #   | 9.63(6) &    | 14.93(6) *  | 21.23(6) ** | 5.52(6)      | 4.08(6)      | 9.24(6) &    | 4.56(6)     |              |              |              |              |
| (女性)         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 学歴           |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 高学歴          | -0.2867 **   | -0.1871 #    | -0.0614     | -0.3314 &   | -0.3964 ***  | -0.5411 ***  | -0.5886 ***  | -1.0477 *   |              |              |              |              |
| 低学歴          | 0.8293 ***   | 0.8107 ***   | 0.9526 ***  | 1.1165 **   | 0.2175       | 0.2360       | 0.3407 &     | -0.2272     |              |              |              |              |
| 居住地          |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 大都市          | -0.0053      | 0.0199       | -0.0755     | -0.1239     | -0.1584 &    | -0.1302      | -0.3604 **   | -0.6757 #   |              |              |              |              |
| 農村           | -0.1318      | -0.0174      | -0.0502     | -0.0767     | 0.0660       | -0.0089      | -0.3268 &    | 0.0122      |              |              |              |              |
| 国籍           |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 外国人          |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| 婚前同様         |              |              |             |             |              |              |              |             |              |              |              |              |
| あり           | 0.5633 *     | 0.6820 **    | 0.6270 *    | 0.1066      | -0.5973      | -0.1154      | -1.3016 &    | -13.5483 \$ |              |              |              |              |
| あり×高学歴       | -0.5077      | -0.7587 **   | -1.0361 #   | -0.3401     |              |              |              |             |              |              |              |              |
| N            | 612          | 612          | 612         | 612         | 495          | 495          | 495          | 495         |              |              |              |              |
| LLR(d.f.)    | 33.96(6) *** | 26.02(6) *** | 18.45(6) ** | 13.05(6) *  | 19.92(5) **  | 27.39(5) *** | 32.13(5) *** | 11.92(5) *  |              |              |              |              |

(注) & p<0.20, # p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, \$ 少数例

似する傾向があると想定される。実際、全体を見ると、各国の男女間で規定要因に違いがあるものの、男女それぞれ初婚タイミングと第1子出生タイミングへの各種の独立変数の影響は類似している。また、日韓国では学歴の影響が男性よりも女性で大きく現れているが、シンガポールでは女性よりも男性で大きく現れている。逆に婚前同様経験の影響はシンガポールで男性よりも女性で大きく現れているが、韓国では男性で若干大きく現れ、日本では調査年次により異なる。

表7の上段左側のパネルに示された2009年の日本人男女における初婚タイミングの規定要因について見ると、男女いずれにおいても高学歴の有意な効果はないが、男性では低学歴が第2子出生と第3子出生を促進する(早める)弱い正の効果を持ち、女性では低学歴が初婚、第1子出生、第2子出生を促進する正の効果をもつことが示されている。男性では婚前同様経験(実質的には婚前同様経験と中低学歴の交差項)が初婚、第1子出生、第2子出生を促進する効果をもつが、女性では初婚と第1子出生を促進する効果をもつ、婚前同様経験と高学歴の交差項は男性では第1子出生を抑制する(遅らせる)効果をもつが、女性では有意な効果がない。

表7の下段左側のパネルには2005年の日本人男女に関する分析結果が示されているが、有意な効果をもつ独立変数が2009年と若干異なる。2005年の日本人男性では低学歴が第2子出生を抑制する効果をもっており、2009年の日本人男性における促進効果と逆になっているだけなく、2005年の日本人女性における促進効果とも逆になっている。2005年の日本人男性では2009年と同様、婚前同様経験が初婚と第1子出生を促進する効果をもっているが、婚前同様経験と高学歴の交差項は第1子出生の抑制効果の代わりに第3子出生の促進効果をもっている。2005年の日本人女性では低学歴が第2子出生と第3子出生を促進する効果をもつだけでなく、初婚と第1子出生を促進する効果をもつ一方、高学歴が初婚、第1子出生、第3子出生を抑制する効果や婚前同様経験と高学歴の交差項が第2子出生と第3子出生を抑制する効果をもつ。

表7の上段中央のパネルには2009年の韓国男女に関する分析結果が示されているが、韓国男性では弱いながらも高学歴が初婚と第1子出生を抑制する効果を持ち、婚前同様経験と高学歴の交差項が初婚と第1子出生を促進する効果をもつ。韓国女性では高学歴が初婚と第1～3子出生のいずれをも抑制する効果をもつが、婚前同様経験の有意な効果は見られない。下段中央のパネルに示された2005年の韓国男性に関する分析結果を見ると、低学歴が弱いながらも第1子出生と第2子出生を促進する効果、婚前同様経験が第2子出生を抑制する効果、婚前同様経験と高学歴の交差項が第2子出生を促進する効果が示されている。2005年の韓国女性については2009年の韓国女性の場合と同様、高学歴が初婚と第1～3子出生のいずれをも抑制する効果をもつだけでなく、低学歴が第2子出生を促進する効果をもつ一方、婚前同様経験が第2子出生を抑制する効果をもつ。

表7の上段右側のパネルには2009年のシンガポールの男女に関する分析結果が示されている。シンガポールの男性では高学歴と低学歴の両者が初婚と第1～3子出生を促進する効果をもつことから中学歴には抑制する効果があることが示唆される。また、婚前同様経験

験が弱いながらも第1子出生を促進する効果をもっている。他方、シンガポールの女性では低学歴のみが初婚と第1～2子出生を促進する効果をもち、婚前同棲経験が初婚と第1～2子出生を促進する効果をもつ一方、婚前同棲経験と高学歴の交差項が初婚と第1～2子出生を抑制する効果をもつ。

表7は初婚・第1～3子出生のタイムミンク(年齢)の規定要因の分析を全回答者について行った結果を示したものであるが、このほかに結果表は示さないが、婚前同棲経験者についての初同棲から初婚までの間隔(年数表示の初同棲・初婚間隔)、結婚経験者についての初婚から第1子出生までの間隔(年数表示の第1出生間隔)、第1子出生経験者についての第1子出生から第2子出生までの間隔(年数表示の第2出生間隔)、第2子出生経験者についての第2子出生から第3子出生までの間隔(年数表示の第3出生間隔)の規定要因についての比例ハザード分析を行った。しかし、その際、韓国は儒教の影響で婚前出産が少ないはずであるにもかかわらず、2009年についても2005年についても初婚の1～2年前の第1子出生が3分の1程度を占めることが明らかになった。子供の月齢ではなく年齢に基づき計算なので1歳程度の誤差は多少ありうるが、韓国の場合はそのような誤差の範囲を超えているため、現在年齢と初婚年齢については満年齢を答えている一方、子供の年齢については多くの回答者が数えの年齢を答えている可能性もあるように見受けられる。

そこで、韓国については子供の年齢を2歳下げた結果をもとに表7と同じ分析をしたところ、基本的な傾向は同じであるが、子供の年齢を満年齢で答えている者もいるためモデルの当てはまりが悪くなることも、一部の独立変数の有意水準が低下した。同様に、各種の間隔についても分析を行ったものの、年数表示の間隔であるためか、韓国以外の国についてもモデルの当てはまりがあまり良くないが、学歴関連の結果を以下で簡単に紹介することにす。まず、2009年の日本人男性では初同棲・初婚間隔に対して高学歴が弱い正の効果をもち、高学歴者においては婚前同棲期間が若干短いことが示された。2009年の日本人女性では低学歴が初同棲・初婚間隔と第1出生間隔に弱い正の効果をもつ。2005年の日本人男性では低学歴が第2出生間隔に弱い負の効果をもつ。2005年の日本人女性では高学歴が初同棲・初婚間隔と第3出生間隔に負の効果をもち、低学歴と婚前同棲経験が第1出生間隔に正の効果をもち、婚前同棲経験と高学歴の交差項が第1出生間隔に負の効果をもつ。

次に、2009年の韓国男性では高学歴と婚前同棲経験が第2出生間隔に正の効果をもつ。2009年の韓国女性では高学歴が第2出生間隔と第3出生間隔に負の効果をもち、婚前同棲経験が第1出生間隔に弱い正の効果をもつ。2005年の韓国男性では高学歴が初同棲・初婚間隔に弱い負の効果をもち、婚前同棲経験が第1出生間隔に正の効果をもち、第2出生間隔に負の効果をもつが、婚前同棲経験と高学歴の交差項は第2出生間隔に正の効果をもつ。2005年の韓国女性では高学歴が第1出生間隔と第3出生間隔に弱い負の効果をもつ。最後に、2009年のシンガポールの男性では高学歴と婚前同棲経験が第1出生間隔に弱い正の効果をもつ。2009年のシンガポールの女性では高学歴が初同棲・初婚間隔

に負の効果をもち、低学歴が第1出生間隔に正の効果をもつが、婚前同棲経験の有意な効果は見られない。

#### V. おわりに

以上の結果を要約すると、同棲・結婚といったユニオン(同居型パートナー関係)の形成は年齢に左右される度合いが大きく、その年齢がコーホート効果を反映することもあるため、また、学歴にも影響を受けるため、両者の交差項が有意な効果をもつことが少なからずある。まず調査時点での同棲状態と同棲経験についてであるが、東アジア3カ国において20代後半の年齢階級ないしそれと高学歴の交差項は正の効果をもつ場合が多い。同様に、40代の年齢階級ないしそれと高学歴の交差項も正の効果をもつ場合が比較的多い。高学歴は同棲状態と同棲経験に対して負の効果をもつ傾向があるが、20代後半と高学歴の交差項は正の効果をもつ傾向がある。

他方、(中低学歴者の)婚前同棲経験は日本の男女とシンガポールの女性で結婚とその後出生を促進する(早める)傾向がある一方、高学歴者の婚前同棲経験は日本とシンガポールの女性で出生を抑制する(遅らせる)傾向があるが、韓国の男性では促進する場合もある。婚前同棲経験が初婚を早める傾向はカナダ(Wu 2000)の経験とは逆であるが、日本の場合は同棲が結婚の「前触れ」という意味合いが強いためだと思われる。Raymo et al. (2009)は、専修学校卒の女性の場合を例外として、同棲が高卒、短大卒、大卒の女性で結婚を促進することを示している。高学歴女性について本稿の分析結果と異なるのは、コントロールされた変数の違い等によるものと思われる。

婚前同棲経験と学歴の出生タイムミンクに対する影響に関する本稿の分析結果は第1子出生に関しては岩澤(2005)による女性の学歴別第1子出生タイムミンクに関する分析結果と整合的であるが、第2子出生については婚前同棲経験があると第2子出生が抑制され、「学歴別に見ても、同棲経験者が一子にとどまる割合は高」とする岩澤の分析結果と異なる。本稿の分析で日本の男女の(中低学歴者の)婚前同棲経験が初婚、第1子出生、第2子出生を促進していることが示されているのは、コントロール変数の相違のほか、同棲の定義の相違や本稿でのタイムミンクが年単位であることにもよるのかもしれない。Pinnelli et al. (2001)では婚前同棲経験に関する独立変数の内容が欧州4カ国で異なることもあるためか、その第2～3子出生の量とタイムミンクに対する影響が異なる場合もあるように見受けられる。スウェーデンのように婚前同棲経験が第2子出生を促進する国もあるが、第1子出生が結婚を促進することにもよるとのことである。

結局、同棲とその関連要因の規定要因については日韓国の一部のものを除き東アジア3カ国全体での共通点は少ない。要因によって共有する国や性別の組合せが変わるようである。むしろ、年齢の負の効果(低年齢の正の効果)と学歴の負の効果といった3カ国全体での共通点が浮き彫りになったように思われる。しかし、本稿では近年の日本で20代後半の高学歴女性で同棲経験者が多かったといった定量的に明らかにされてこなかったよう

な新たな知見が示されたという点で、若干の意義はあるように思われる。なお、本稿では政策効果の直接的な分析ができなかったが、最近の拙稿（小島 2009a）で日本、韓国、台湾における就業の家族形成意識・行動への影響に関する比較分析を行ったところ、東アジア3カ国のいずれにおいても男女の働き方の影響が大きく、ワーク・ライフ・バランス施策に少子化対策としての効果がありそうなのが明らかになった上、別の拙稿（小島 2009a）でも東アジア3カ国と欧米3カ国で働き方が男女のパートナー関係に大きな影響を及ぼしていることが見いだされたので、同棲・結婚についても働き方の影響に関する分析を加えることが望ましい。

近年、低学歴や不安定就業に代表されるような「社会的排除」によって同棲が促進されることは予想されたとおりであったが、逆に、若い高学歴女性が同棲を経験する可能性が高まっているとすれば、大学の専門職養成課程や専門職大学院の拡充施策が特に若い女性の同棲を促進する可能性は十分考えられよう。そのような状況が生じた場合には、一部の欧米の人口学者によって出生促進政策として唱えられているような修学年限の短縮や就学年齢の早期化に関する施策も視野に入れる必要があるだろう。いずれの場合においても、若年者支援策として同棲カッパルに対する何らかの政策的支援が必要であるだろう。実際、Löflier（2009：249）が東アジア諸国と類似点があるイタリヤについて述べているとおり、政府による若年者支援が不十分な場合、責任が家族と市場に転嫁されるため、若年者による同棲を含むライフコースに関する選択が家族と市場の状況に左右される度合いが大きくなる可能性が高い。

他方、日本とシンガポールでは中低学歴者の婚前同棲経験が結婚・出生を促進する（早める）傾向があるが、Raymo et al.（2009）が指摘するように「できちゃった婚」の可能性を示すとも考えられるが、同棲カッパルが結婚することを前提に早めに避妊を中止した結果である可能性もある。高学歴の婚前同棲経験女性で見られる結婚・出生が遅れた傾向はいずれの可能性も否定しない。同棲が結婚の「代わり」となっているような状況では同棲カッパルの出生力が法律婚カッパルの出生力よりも低くなる傾向があるため、同棲の増加が出生力低下に寄与する可能性も考えられるが、日本やシンガポールのように同棲が結婚の「前触れ」となっている状況では同棲の増加が結婚を促進することにより出生力の維持・上昇に寄与する可能性があるため、少子化対策としても同棲カッパルに対する何らかの政策的支援が必要である。

Nazio（2008：171-172）が欧州諸国に関する実証分析結果にも基づいて述べているとおり、同棲がパートナー関係の面で結婚の代替行動となっているだけでなく、経済面で結婚や難家がありますます困難になっていることへの対処行動にもなっているとすれば、独身（特に親と同居を伴うもの）よりも出生に繋がりやすい選択肢であるし、同棲が結婚より低年齢で行われるとすれば定期的な性交渉が「できちゃった婚」にも繋がりやすいので出生力維持・上昇に寄与している可能性がある。しかし、Nazioは同棲がより一般化した場合の出生力に対する影響については経済的安定、出生インセンティブ、男女のワーク・ライフ・バランスによると述べ、公共政策の重要性を示唆している。これらの政策的課題は

同棲が広がりつつある東アジア諸国についても当てはまるものであり、政策的対応が望まれるが、その根拠として精度の高いデータとその科学的な分析が必要となる。

2005年調査に基づく日韓両国の分析結果と2009年調査に基づく日韓両国の分析結果に見られる若干の差異は調査実施方法が変わったことによるものと思われるが、2005年調査で日本、特に男性の同棲について若干の過小申告の可能性があり、2009年調査で韓国、特に女性の同棲について大きな過小申告の可能性があることにもよるし、2008年9月の「リサーチ・ショック」後に雇用情勢が急速に悪化したことに伴って社会経済的移動だけでなく、地理的移動が生じた場合があることにもよるものと思われる。また、言うまでもないことであるが、標本規模が千ヶケ程度程度の調査では標本誤差・非標本誤差が大きくなることにもよるのである。

今後の実証研究面での課題としては、日韓両国については地方別の分析、シンガポールについては民族別の分析ないしそれらを上位水準の独立変数として導入する多水準分析（階層線形モデル）も必要となる。さらに、初同棲年齢と初婚年齢について別個の比例ハザード分析を行うのではなく、競合する2種類の事象のタイムインクスの規定要因を同時に分析できるような離散時間イベントヒストリー分析等の手法により同棲と結婚の競合の可能性を明示的にモデルに組み込む必要もある。

いずれにしても「少子化の悪循環」といったようなものも存在し、政策介入が望ましいとすれば、科学的な調査研究に基づく根拠をもつような政策の策定・実施を行う必要がある（小島 2007）。そのような観点から見ると、本稿で分析対象になった、2009年調査や2005年調査のように貴重な標本調査のミクロデータがSSIDA（東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ研究センター）のようなデータアーカイブに寄託され、実証的な政策研究者の利用に供されることが望ましい。

#### 謝辞

本稿での分析に用いた「アジア地域（韓国、シンガポール、日本）における少子化対策の比較調査研究」付帯調査（2009年）および「少子化社会に関する国際意識調査」（2005年）のミクロデータは、内閣府政策統括官（共生社会政策担当）付少子化対策推進室による「アジア地域（韓国、シンガポール、日本）における少子化対策の比較調査研究」に専門委員として参画して調査報告書に執筆した際に継続的な学術利用を許可されたものである。同室の木方幸久氏（企画官）および下村敏文氏（上級政策調査員）に深甚なる謝意を表す次第である。また、本稿の執筆については鈴木透博士（国立社会保障人口問題研究所企画部第4室長）が主任研究者の厚生労働科学研究費補助金・政策科学推進研究事業「男女労働者の働き方が東アジアの低出生力に与えた影響に関する国際比較研究」（H18-政策一般-006）および「東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究」（H21-政策一般-007）の支援を受けている。

- Dominguez-Folgueras, Marta and Teresa Castro-Martin (2008) "Women's Changing Socioeconomic Position and Union Formation in Spain and Portugal." *Demographic Research*, Vol.19, Article 41.
- 不破麻紀子 (2007) 「同棲と結婚意向」SSS Data Archive Research Paper Series, No.37, pp.1-14.
- 福田新也 (2007a) 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択 (1) —ヨーロッパ諸国における「女性の経済的自立仮説」の検証」『季刊家計経済研究』No.76, pp.45-53.
- 福田新也 (2007b) 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択 (2) —日本における「女性の経済的自立仮説」の検証」『季刊家計経済研究』No.76, pp.45-53.
- Fukuda, Satsuya (2009) "Shifting Economic Foundation of Marriage in Japan: The Erosion of Traditional Marriage." *MPIDR Working Paper*, WP2009-0033.
- Hayford, Sarah R., and S. Philip Morgan (2008) "The Quality of Retrospective Data on Cohabitation." *Demography*, Vol.45, No.1, pp.129-141.
- 岩澤美帆 (2005) 「日本における同棲の現状」毎日新聞社人口問題調査会編『超少子化時代の家族意識—第1回人口・家族・世代世論調査報告書—』毎日新聞社, pp.71-106.
- 小島宏 (1983) 「欧米諸国における同棲増加の人口学的意味」『人口問題研究』第166号, pp.52-57.
- 小島宏 (1990) 「晩婚化の傾向／シングルズ増加—なぜ結婚をためらうのか—」『家族社会学研究』No.2, pp.10-23.
- Kojima, Hiroshi (1994) "Determinants of First Marital Formation in Japan: Does the Sibling Configuration Matter?" *Japan Review*, No.5, pp.187-209.
- Kojima, Hiroshi (1995) "Sibling Configuration and Marriage Timing in Japan." Chin-Chun Yi (ed.), *Family Formation and Dissolution: Perspective from East and West*. Taipei, Academia Sinica, pp.85-127.
- 小島宏 (2005) 「特集 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：少子化対策の潜在的効果の検討を中心とする序論」『人口問題研究』第62巻第2号, pp.1-22.
- 小島宏 (2007) 「(住みよい)少子化社会の形成：論点の背景」科学的根拠のある少子化対策を」『NIRA 政策レビュー』No.18, pp.6-8.
- 小島宏 (2009a) 「東アジアにおける就業と家族形成意識・行動—JGSS, TSCS, WMFES, EASS の比較分析—」『早稲田社会科学総合研究』第10巻第1号, pp.47-71.
- 小島宏 (2009b) 「同棲経験の規定要因」日本社会学会編『第82回日本社会学会大会報告要旨集』, p.200.
- 小島宏 (2009c) 「調査結果の考察」内閣府政策統括官(共生社会政策担当) (2009) 『アジア地域(韓国, シンガポール, 日本)における少子化対策の比較調査研究報告書』, pp.372-404.
- Löffler, Christin (2009) *Non-Marital Cohabitation in Italy: A Mixed Method Study in Bologna and Cagliari*. Saarbrücken, Südwestdeutscher Verlag für Hochschulschriften.
- 三田勇美・岩澤美帆 (2007) 「異性との交際」国立社会保険・人口問題研究所編『わが国独身層の結婚観と家族観』, pp.30-39.
- Mongean, J., G. Neill et C. Le Bourdais (2001) "Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada." *Cahiers québécois de démographie*, Vol.30, No.1, pp.3-29.
- 内閣府政策統括官(共生社会政策担当) (2006) 『少子化社会に関する国際意識調査報告書』
- 内閣府政策統括官(共生社会政策担当) (2009) 『アジア地域(韓国, シンガポール, 日本)における少子化対策の比較調査研究報告書』
- Nazio, Tiziana (2008) *Cohabitation, Family and Society*. New York: Routledge.
- Pinelli, A., H. J. Hoffmann-Nowotny and B. Fux (2001) *Fertility and New Types of Household and Family Formation in Europe*. Strasbourg: Council of Europe Publishing.
- Rallu, Jean-Louis, and Hiroshi Kojima (2002) "Determinants of Non-Formation of Partnership: A French-Japanese Comparison." *Japanese Journal of Population*, Special Issue, pp.1-23.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bumpass (2009) "Cohabitation and Family Formation in Japan." *Demography*, Vol.46, No.4, 785-803.
- Regnier-Lollier, A., E. Beaujourn and C. Villeneuve-Gokalp (2009) "Neither Single, nor in a Couple: A study of living apart together in France." *Demographic Research*, Vol.21, Article 4.
- Schröder, Christin (2008) "Economic Insecurity and Cohabitation Strategy in Italy." *MPIDR Working Paper*, WP 2008-004.
- Singly, François de (1987) *Fortune et infortune de la femme mariée*. Paris: PUF.
- 鈴木透 (2002) 「日本における結婚市場の分析」阿藤誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』大明堂, pp.146-166.
- 竹沢純子 (2005) 「韓国ソウルにおける同棲の規定要因」『生活社会科学研究』第12号, pp.1-12.
- 津谷典子 (2006) 「わが国における家族形成のパターンと要因」『人口問題研究』第63巻第1-2号, pp.1-19.
- 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, pp.45-63.
- Wu, Zheng (2000) *Cohabitation: An Alternative Form of Family Living*. Don Mills, ON, Oxford University Press.
- 山田昌弘 (2005) 「迷走する家族—戦後家族モデルの形成と解体—」有斐閣
- 善藤京子 (1994) 「選択的動機から見た日本の非法律婚カップル」『追手門学院大学文学部紀要』第20号, pp.95-114.

## Correlates of Cohabitation in East Asia: with special reference to the effects of education

Hiroshi KOMMA

This article presents the results of comparative analysis of cohabitation and its correlates, drawing on microdata from the 2009 Survey on Comparative Study of Family Policies in East Asia (Korea, Singapore and Japan) and the 2005 Comparative Opinion Survey on Declining-Birthrate Societies (Korea and Japan only), which were conducted by the Section for Measures against Declining Birthrate, Director-General for Policies on Cohesive Society, Cabinet Office (Japanese Government).

The results of logit analyses show that ages in the late twenties and forties and their interaction with higher education tend to have positive effects on current cohabitation and cohabitation experience in the three countries, while the main effects of higher education tend to be negative. The results of proportional hazards models reveal that premarital cohabitation tends to have positive effects on the timing of marriage and childbearing among Japanese men and women as well as Singaporean women, while premarital cohabitation tends to have negative effects on the timing of childbearing among female college graduates in Japan and Singapore but positive effects among male college graduates in Korea.

In sum, there does not seem to be too much commonality among the three countries in the determinants of correlates of cohabitation, except for a few between Korea and Japan. The combination of countries and/or gender with common determinants often varies by correlate. Nevertheless, the negative effects of age and education on cohabitation and its correlates are found to be shared tendencies among the three countries. This article also reveals the unexpected result that, recently in Japan, female college graduates have been more likely to experience cohabitation in their late twenties, contrary to the general tendency among college graduates.

## 東アジアにおける就業と家族形成意識・行動

—JGSS, TSCS, WMFES, EASSの比較分析—

小島 宏

### 1. はじめに

わが国をはじめとする東アジア諸国では急速な少子化が進み、ワークライフ・バランスが問題となっているが、既婚女性でワークライフ・バランスがうまく行かなかった時に生じるのが就業中断（退職）である。結婚、出産、育児と就業の両立がうまく行くとすれば、男女のいずれもが結婚・出産退職をせずに就業継続して望んだ数の子どもを生み、育てることができるはずである。日本については以前、ミクロデータを用いて結婚・出産退職の家族形成に対する影響を分析したことがある（小島 1995a, 1995b, 1995c, 1998）。台湾についてもこれまでミクロデータを用いた結婚行動、出生関連意識、国際結婚の比較分析を行ってきたし（小島 2004a, 2004b, 2005, 2007, 2008a; Kojima 2006）、結婚・出産退職に関する情報を含むミクロデータが利用可能である。JGSS-2006のミクロデータが一般公開されるとともに、台湾の2006年「婦女婚育與就業調査」(WMFES-2006)のミクロデータを2008年末の現地調査の際に提供されたことから、本研究ではまず、筆者の最近の研究（小島 2008b, 2008c）のそれぞれに部分的に依拠しながら、再生産年齢の既婚女性における出生行動（既往出生児数と男児所有）と出生意識（子どもの必要性意識と男児選好）に対する結婚・出産退職と他の理由による退職の影響とその最新の変化を明らかにするため、類似の独立変数からなるロジット・モデルをJGSS-2000/2001/2002/2005/2006、「台湾社会変遷基本調査」第四期第二次（TSCS-2001）、2000年・2003年・2006年「婦女婚育與就業調査」(WMFES-2000/2003/2006)のミクロデータに適用し、比較分析を試みる。

他方、JGSS（日本版総合的社会調査）、KGSS（韓国版総合的社会調査）、TSCS（台湾社会変遷基本調査）、CGSS（中国版総合的社会調査）の4カ国の調査実施チームが協力して、East Asian Social Survey (EASS 東アジア社会調査)を2006年から2年おきにそれぞれの調査の付帯調査として実施することになり、第1回の2006年はFamily Moduleとして家族に関する比較調査を実施したが、そのミクロデータが2009年から一般公開された。家族形成に関する質問も少なからず含まれているが、就業中断に関する質問は各国の調査本体に比較可能でない形で尋ねられている場合があるにしても、EASSのFamily Module



には基本的な就業関連の変数が標準基本変数として含まれているに過ぎない。また、標本規模も各国2000クエース程度でそれほど多くなく、沿海部等の大都市を除き国情がかなり異なる中国を除外し、分析対象を再生産年齢男女に限定すると利用可能な標本規模が小さくなる。したがって、本研究では標準基本変数を用いて東アジア3カ国で就業行動が家族形成にどのような影響を及ぼしているかについて予備的な比較分析を示すのみにする。

以下においてはまず、日本と台湾の比較研究について既存研究の文献レビューを行い、データと分析方法について述べた後、クロス表とロジット・モデルによる分析結果について論じる。次に、ロジット・モデルと比例ハザード・モデルをEASS 2006のミクロデータに適用した予備的分析の結果を示し、若干の政策的含意について論じることにする。

## 2. 既存研究

内外において結婚・出産退職そのものの出生行動に対する影響を明らかにしたミクロデータの多変量解析は多くないようである。わが国では岩澤(2004)が「出産退職」を含む出産前後の就業経歴による平均子ども数の差がないことを単変量分析で示しているものの、多変量解析を実施していない。また、最近の坂爪・川口(2007)の研究でも理論的部分では出産退職の第1子出生確率に対する効果も論じられているが、実証分析では育児休業制度の効果のみが検証されている。恐らくそのような多変量解析は下記の拙稿(小島1995a)を除けば、福田(2004)による全国家族調査(NFRJ98)を用いた第1子・第2子出生の比例ハザード分析のみであろう。就業継続の場合に比べて結婚退職の場合に第1子・第2子の出生確率が高まることや第1子出産退職の場合に第2子出生確率が高まる可能性が高いことが示されている。

他方、第10回出生動向基本調査・夫婦調査(1992年)のミクロデータを用いた拙稿(小島1995a)の第3子出生の規定要因に関する比例ハザード分析結果によれば、第2子妊娠・出産時に出産退職をすると第3子の出生確率が有意に大きく低下する。結婚コーホートみると、特に1974年以前の結婚コーホートにおける低下が大きい。これは、第2子または妻の健康状態が悪くて退職したため、第3子をあまり生まないのかもしれないし、退職に伴って世帯所得が急減したためかもしれない。しかし、結婚コーホート別に第2子出産退職の影響が異なることからみて、景気変動に対応した経済的理由によるところが大きいかもしれない。しかし、小島(1995b)では同じデータであるが若干異なるモデルで比例ハザード分析を行ったところ、第2子出産退職が第3子出生に対して抑制効果をもつもの有意でないだけでなく、第1子出産退職が第2子出生に対して辛うじて有意な正の効果をもつことが示された。後者は予想に反するものであるが、恐らく逆の因果関係(第2子の出生予定が第1子出産退職を促進する)を表しているものと思われる。なお、結婚・

出産退職の出生意識に対する影響についての多変量解析は見いだすことができなかった。

台湾については就業中断の規定要因に関するミクロデータの多変量解析としては例えば、簡・薛(1996)やChang(2006)があるが、多変量解析により就業中断の出生行動・出生意識に対する影響を分析した研究は見いだすことができなかった。簡・薛(1996)は就業継続を基準カテゴリーとした場合の結婚退職、出産退職、就業経験なしの規定要因について多項ロジット分析を行った。その分析結果によれば、年齢は出産退職のみに負の効果、学歴は結婚退職のみに負の効果をもつが、婚前就業経験、母親の就業経験、既往出生児数は両者に負の効果をもつ。また、Chang(2006)は結婚・出産退職を基準カテゴリーとした場合の仕事関連事由による退職とそれ以外の事由による退職に対する各独立変数の影響を多項ロジット分析により検討している。結婚・出産退職と区別しやすい仕事関連事由による退職に有意な効果をもつ場合に逆方向の効果も結婚・出産退職に対して効果があるものとする。月収、ホワイトカラー職・ブルーカラー職(専門職を基準)、初等教育(大学を基準)、革新的性別役割分業観、仕事への不満が負の効果をもつことになる。なお、EASS 2006を用いた比較分析についてはミクロデータの一般公開が始まったばかりであるため、本研究と同じような関心からの比較分析は未見である。

## 3. データと分析方法

### (A) データ

- 1) JGSS-2000/2001/2002/2005/2006、TSCS-2001、WMFES-2000/2003/2006における退職

JGSS-2000/2001/2002/2005/2006とTSCS-2001のそれぞれにおける各設問について詳しくはコードブック(大阪商業大学・東京大学 2002/2003/2004/2007/2008)と調査計画実施報告書(準・俣 2002)を参照されたいが、以下においてまず、結婚・出産退職等の就業中断について概説することにする。JGSS-2000/2001/2002/2005/2006においては仕事をしていない対象者に最後の仕事をやめた最大の理由を尋ねている。そこで、選択肢の中から「結婚したため」と「出産・育児のため」が選択された場合を「結婚・出産退職」とし、それ以外で最後の仕事をやめた場合を「その他退職」として定義した。なお、JGSS-2003では非就業者に対して最後の仕事をやめた理由を尋ねていないため、今回の分析から除外する。

他方、TSCS-2001については最後の離職原因として「結婚」と「出産ないし育児のために家庭に留まる」を「結婚・出産退職」として定義し、それ以外の原因での離職を「その他退職」と定義した。また、「婦女婚育與就業調査」(WMFES-2000/2003/2006)では「結婚前の最後の仕事から現在に至るまでの就業状態」について当てはまる選択肢を選ばせているが、「現在非就業」の選択肢のうちで「結婚離職後一貫非就業」と「出産離職後一貫

表 1 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における年齢階級別・就業中断有無別割合

| 年齢階級    | 日本     |        |        |        |        |        | 台湾     |        |        |  |  |  |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|--|--|
|         | 2000年  | 2001年  | 2002年  | 2005年  | 2006年  | 2001年  | 2000年  | 2003年  | 2006年  |  |  |  |
| 就業中断有無  | 531    | 478    | 529    | 322    | 357    | 511    | 1127   | 1115   | 9912   |  |  |  |
| 総数 (N)  | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% |  |  |  |
| 結婚・出産退職 | 20.3%  | 29.9%  | 22.5%  | 25.9%  | 22.4%  | 18.6%  | 27.9%  | 28.9%  | 21.0%  |  |  |  |
| その他退職   | 9.8%   | 7.7%   | 4.8%   | 4.8%   | 9.5%   | 11.4%  | 7.1%   | 7.4%   | 10.9%  |  |  |  |
| 退職なし    | 69.9%  | 62.3%  | 67.7%  | 69.3%  | 68.1%  | 70.1%  | 65.0%  | 63.7%  | 70.8%  |  |  |  |
| 20-29歳  | 67     | 36     | 62     | 40     | 33     | 64     | 195    | 1340   | 1126   |  |  |  |
| 小計      | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% |  |  |  |
| 結婚・出産退職 | 35.8%  | 60.7%  | 35.5%  | 30.0%  | 45.5%  | 25.0%  | 33.5%  | 27.9%  | 22.6%  |  |  |  |
| その他退職   | 3.0%   | 3.6%   | 4.8%   | —      | 9.1%   | 6.3%   | 4.3%   | 3.9%   | 4.3%   |  |  |  |
| 退職なし    | 61.2%  | 35.7%  | 59.7%  | 70.0%  | 45.5%  | 68.8%  | 62.2%  | 68.2%  | 73.2%  |  |  |  |
| 30-39歳  | 204    | 184    | 198    | 139    | 135    | 219    | 4874   | 4403   | 3732   |  |  |  |
| 小計      | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% |  |  |  |
| 結婚・出産退職 | 28.4%  | 35.3%  | 31.8%  | 33.1%  | 30.4%  | 21.0%  | 28.4%  | 24.8%  | 21.9%  |  |  |  |
| その他退職   | 9.3%   | 8.7%   | 9.1%   | 2.9%   | 10.4%  | 11.0%  | 6.0%   | 5.3%   | 6.0%   |  |  |  |
| 退職なし    | 62.3%  | 56.0%  | 59.1%  | 64.0%  | 59.3%  | 68.0%  | 65.6%  | 69.9%  | 72.1%  |  |  |  |
| 40-49歳  | 269    | 238    | 289    | 153    | 189    | 228    | 5193   | 5252   | 5054   |  |  |  |
| 小計      | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% |  |  |  |
| 結婚・出産退職 | 10.0%  | 18.5%  | 12.6%  | 13.3%  | 12.7%  | 14.5%  | 24.0%  | 21.3%  | 19.9%  |  |  |  |
| その他退職   | 11.9%  | 8.0%   | 11.5%  | 7.8%   | 9.0%   | 13.2%  | 9.1%   | 10.2%  | 10.8%  |  |  |  |
| 退職なし    | 78.1%  | 73.5%  | 75.9%  | 78.9%  | 78.3%  | 72.4%  | 66.9%  | 67.9%  | 69.3%  |  |  |  |

(注) 不詳を除かず算出した比率が示されている。

(資料) JGSS-2000/2001/2002/2005/2006、TSCS-2001、WMFES-2000/2003/2006のミクロデータ。

非就業」を選んだ場合を「結婚・出産退職」とし、「その他の原因による離職」を選んだ場合を「その他退職」とした。

表 1 は各年時の各調査について年齢階級別・就業中断有無別割合を示したものである。JGSS と TSCS ではケース数が少なく、特に 20 代で少ないので、注意を要する。また、「その他退職」の割合が低いので、さらなる注意が必要である。日本でも台湾でも「結婚・出産退職」をした者が 4 分の 1 前後で、「その他退職」をした者が 1 割弱である場合が多く、残りの就業中の者（「退職なし」）が 3 分の 2 前後である。台湾では調査による違いがあり、WMFES-2000/2003/2006 よりも TSCS-2001 の方が「結婚・出産退職」の割合が低いが、「その他退職」の割合が高いという傾向がある。日本では「結婚・出産退職」の割合が調査ごとに上下しているが、台湾では低下傾向にあるようである。しかし、「退職なし」の割合は近年、両国で上昇傾向にあるようである。年齢階級別にみても、概ね同様な傾向が見られる。年齢階級間で比較してみると、「結婚・出産退職」の割合は年齢が高まるにつれて低下する傾向が見られるが、これは子どもが大きくなるにつれて「結婚・出産退職」をした者が再就職していくためだと思われる。なお、日本では 2001 年に 20 代における「結婚・出産退職」の割合が異常に高いが、元の変数を集計してみると出産（・育児）退職の割合が急上昇したためであることが判明した。これがケース数の少ないこと等による誤差でないとするれば、出生児数増加（表 2）や雇用情勢の変化に呼応したものである可能性がある。

## 2) JGSS-2000/2001/2002/2005/2006、TSCS-2001、WMFES-2000/2003/2006 における出生行動・出生意識

JGSS-2000/2001/2002/2005/2006 では出生行動に関する質問として、これまでにもった子どもの数とそれぞれの子ども性別を尋ねている。前者を既出生児数とし、後者に基づく男女別の子どもの数から男児の有無を示すカテゴリ変数を作成した。TSCS-2001 では未婚・既婚それぞれの男女別現存子ども数を尋ねているので、そこから既往（現存）出生児数と男児の有無を示すカテゴリ変数を作成した。同様に WMFES-2000/2003/2006 でも男女別の既往出生児数を尋ねているので、そこから既往出生児数と男児の有無を示すカテゴリ変数を作成した。

JGSS-2000/2001/2002/2005/2006 では出生意識に関する質問として、理想子ども数と子どもの必要性意識がある。理想子ども数は「一般に、家庭にとって理想的な子どもの数は何人だと思いますか」という質問に対する回答を 0 人から 4 人までのそれぞれと「5 人以上」の 6 つの選択肢の中から 1 つを選ばせた結果である。理想子ども数は TSCS-2001 では尋ねられていないが、WMFES-2000/2003 では理想子ども数を 2 桁のマス目に記入させている。しかし、WMFES-2006 では理想子ども数に関する質問がなくなり、その代わりに、男女別の（追加）希望出生児数に関する質問が追加されたので、それを男女別の既往出生児数に加えて、男女別の希望子ども数を計算し、それを合計して希望子ども数を求めた。理想とは異なるため、実際にもっている子ども数や男女構成に影響を受ける度合いが大きいという可能性があるが、数については過去の調査における理想子ども数に近い。しかし、男児選好については既往出生児の男女構成の影響を受けているように見受けられる。

JGSS-2000/2001/2002/2005/2006 において、子どもの必要性意識については「次の...の意見について、あなたは賛成ですか、反対ですか」と尋ねた後、「結婚しても、必ずしも子どもをもつ必要はない」という文を提示し、「1 賛成、2 どちらかといえば賛成、3 どちらかといえば反対、4 反対」という 4 つの選択肢から 1 つを選ばせている。このうちで「1 賛成」の回答が比較的少ないし、選択肢が 4 つもあるとロジック分析にとつて不便であることから、3 と 4 をまとめて「子どもが必要」、1 と 2 をまとめて「それ以外」として分析を行う。EASS の一環として行われた JGSS-2006 の場合は他国の調査との協調の結果、7 点尺度を多用することとなり、選択肢が「1 強く賛成、2 賛成、3 どちらかといえば賛成、4 どちらかといえばない、5 どちらかといえば反対、6 反対、7 強く反対」のように 7 つもあるもので、5〜7 を「子どもが必要」としてまとめ、これに対して、TSCS-2001 では「子どもがいらない結婚は不完全なものである」という考え方に対する 4 区分の賛否であるが、2 段階の「賛成」をまとめて「子どもが必要」として分析を行う。具体的には、1 と 2 をまとめて「賛成」、3 と 4 をまとめて「反対」とする。なお、WMFES-2000/2003/2006 では類似の質問がなされていない。

男児選好についてJGSS-2000/2001/2002/2005では「もし、子どもを1人だけもつとしたら、男の子を希望しますか、女の子を希望しますか」という文を提示し、「1 男の子、2 女の子」という2つの選択肢から1つを選ばせる形で子ども性別選好に関する質問をしているが、EASSの一環として行われたJGSS-2006では「3 どちらでもよい」という選択肢が加えられている。いずれにしても1を選択肢した場合に男児選好をもつとする。これに對して、TSCS-2001では「家系を永続するために少なくとも一人の息子をもつ必要がある」という考え方に対する賛否であるが、同様に「賛成」と「反対」・中立的回答をまとめて分析を行うが、JGSS-2006にも類似質問があり、7点尺度の選択肢があるので、「台湾型質問」として同様にまとめて分析を行う。WMFES-2000/2003では理想子ども数を記入させた後、その男女別内訳をそれぞれ2桁のマス目に記入させているが、性別選好がないという選択肢も選べるようになっていて、記入した男児数が女児数より多い場合を男児選好とし、それ以外の場合を「その他」とした。なお、WMFES-2006では男女別の（追加）希望出生児数を尋ねているが、やはり記入した男児数が女児数より多い場合を男児選好とし、それ以外の場合を「その他」とした。

以上のとおり、日本と台湾の調査における出生意識に関する設問は対応しているが、完全に同じではない。また、JGSS-2000/2001/2002/2005では中立的回答（「どちらとも言えない」）の選択肢が含まれていないのに対してJGSS-2006とTSCS-2001では含まれているが、台湾についてはこれらの設問について中立的回答が選択される確率が低い（小島2004a, 表1-2参照）まともでも明らかなおお、類似の出生意識・出生行動に関する変数がEASS-2006でも利用可能で後掲の表9には男女別、国別、就業状態別の平均が示されている。詳しくはJGSS-2006の「基礎集計表・コープブック」（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2008）を参照されたい。また、EASS-2006の概要については岩井・保田（2009）を参照されたい。

#### (B) 分析方法

分析方法としてはクロス集計と、カテゴリ変数の分析で一般的なロジック・モデルを用いる。クロス集計では調査別、年齢階級別・就業中断有無別にみた平均既往出生児数を分析対象とする。JGSS-2000/2001/2002/2005/2006では満20～89歳の男女を調査対象としているし、TSCS-2001もほぼ同様であるが、WMFES-2000/2003/2006では15歳以上の女性を対象としている。本研究では就業中断の出生力に対する影響を比較分析することが主眼なので、分析対象を再生産年齢（20～49歳）の既婚女性に限定する。日本と台湾における平均既往出生児数、平均理想子ども数、子ども必要性に対する賛成者割合、男児所有者割合、男児選好者割合を調査別、年齢階級別・就業中断有無別に集計した結果が表

2と表3に示されている。

多変量解析の手法としてはロジック分析（SAS/CATMOD）ロジックとLOGISTIC（ロジック）を用いるが、既往出生児数に関する多項ロジック分析では2子以上の確率に對する無子と1子それぞれの確率のオッズを従属変数とする。理想子ども数に関する2項ロジック分析では日本では2子と3子に集中することもあり、3子以上の確率に對する2子以下のオッズを従属変数とする。子どもの必要性に関する2項ロジック分析では反対する（・中立的回答を選択する）確率に對する賛成する確率のオッズを従属変数とする。また、男児所有に関する2項ロジック分析では男児がない確率に對する男児がある確率のオッズを従属変数とする。男児選好に関する2項ロジック分析ではその他の確率に對する男児選好の確率のオッズを従属変数とする。

JGSS-2000/2001/2002/2005/2006とTSCS-2001のロジック分析の独立変数としては表4の表側に見られる通り、年齢階級（3区分）、配偶関係（2区分）、学歴（4区分）、就業中断有無（3区分）、職業（7区分）、居住地区分（日本では市郡区分、台湾では台北・高雄の二大都市、市部を含む3区分）、地方（日本では6区分、台湾では3区分）、宗教の有無（2区分）を用いる。しかし、WMFES-2000/2003/2006では宗教が尋ねられていないため、最後の独立変数は利用できない。また、WMFES-2006では調査地が公開されなくなったため、市部が二大都市以外の五つの大都市に限定されている。

#### 4. 分析結果：日本と台湾の比較

##### (A) クロス集計結果

表2は日本（2000年、2001年、2002年、2005年、2006年）と台湾（2001年、2000年、2003年、2006年）の再生産年齢既婚女性における平均既往出生児数、平均理想子ども数、子どもの必要性賛成者割合を調査別、年齢階級別・就業中断有無別に示したもので、表3は男児所有者割合、男児選好者割合を調査別、年齢階級別・就業中断有無別に示したものである。表2の第1段、パネルはJGSS-2000/2001/2002/2005/2006、TSCS-2001、WMFES-2000/2003/2006により日本と台湾における平均既往出生児数を年次別、年齢階級別・就業中断有無別に示したものである。まず、総数についてみると、日本では標本規模が小さいためか、年次により平均既往出生児数が異なるが、台湾よりもかなり少ない。また、いずれの年齢階級においても日本の方が台湾よりも少ない。次に、就業中断有無別にみると、日本においても台湾においても「その他退職」（結婚・出産退職）以外の事由による就業中断）による場合に2005年日本の総数と30代を例外として（また「その他退職」の件数が少ないことによると思われる2001年日本の20代を例外として）、平均既往出生児数もつとも少ないことが明らかである。その他の事由による退職が本人ないし子どもの健

表2 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における年齢階級別・就業中断有無別にみた平均既往出生児数、平均理想子ども数、子ども必要性賛成者割合

| 年齢階級<br>就業中断有無   | 日本    |       |       |       |       | 台湾    |       |       |       |  |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|
|                  | 2000年 | 2001年 | 2002年 | 2005年 | 2006年 | 2001年 | 2000年 | 2003年 | 2006年 |  |
| 総数 (N)           | 331   | 478   | 529   | 332   | 357   | 511   | 11972 | 11195 | 9912  |  |
| 結婚・出産退職          | 131   | 176   | 183   | 178   | 159   | 226   | 222   | 213   | 216   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 188   | 182   | 178   | 188   | 180   | 226   | 222   | 213   | 216   |  |
| 退職なし             | 134   | 180   | 197   | 173   | 183   | 211   | 219   | 219   | 215   |  |
| 退職なし             | 134   | 180   | 197   | 173   | 183   | 227   | 219   | 210   | 202   |  |
| 20-29歳           | 112   | 116   | 106   | 038   | 109   | 156   | 141   | 138   | 128   |  |
| 結婚・出産退職          | 121   | 141   | 114   | 117   | 120   | 150   | 154   | 154   | 142   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 100   | 100   | 033   | 033   | 100   | 225   | 137   | 147   | 131   |  |
| 退職なし             | 108   | 075   | 108   | 089   | 100   | 152   | 131   | 131   | 124   |  |
| 30-39歳           | 187   | 173   | 179   | 178   | 172   | 224   | 213   | 202   | 190   |  |
| 結婚・出産退職          | 202   | 162   | 189   | 204   | 190   | 223   | 224   | 218   | 205   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 105   | 183   | 150   | 200   | 114   | 217   | 219   | 190   | 180   |  |
| 退職なし             | 192   | 189   | 178   | 183   | 173   | 223   | 207   | 197   | 186   |  |
| 40-49歳           | 215   | 192   | 203   | 199   | 215   | 246   | 262   | 245   | 236   |  |
| 結婚・出産退職          | 219   | 173   | 200   | 193   | 233   | 281   | 266   | 250   | 244   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 187   | 188   | 190   | 175   | 206   | 210   | 258   | 240   | 237   |  |
| 退職なし             | 219   | 199   | 206   | 203   | 213   | 230   | 260   | 244   | 234   |  |
| 総数 (N)           | 531   | 478   | 529   | 332   | 357   | 511   | 11972 | 11195 | 9912  |  |
| 結婚・出産退職          | 270   | 266   | 263   | 252   | 268   | —     | 243   | 222   | 223   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 255   | 266   | 264   | 243   | 265   | —     | 243   | 225   | 223   |  |
| 退職なし             | 276   | 270   | 263   | 263   | 259   | —     | 245   | 224   | 226   |  |
| 退職なし             | 276   | 266   | 265   | 254   | 270   | —     | 243   | 222   | 220   |  |
| 20-29歳           | 247   | 263   | 245   | 233   | 232   | —     | 215   | 188   | 194   |  |
| 結婚・出産退職          | 238   | 262   | 232   | 217   | 267   | —     | 219   | 203   | 200   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 250   | 350   | 290   | 278   | 267   | —     | 215   | 195   | 192   |  |
| 退職なし             | 251   | 255   | 257   | 239   | 233   | —     | 213   | 196   | 192   |  |
| 30-39歳           | 259   | 251   | 284   | 242   | 260   | —     | 234   | 219   | 210   |  |
| 結婚・出産退職          | 258   | 254   | 259   | 243   | 250   | —     | 236   | 219   | 224   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 233   | 250   | 278   | 275   | 250   | —     | 231   | 213   | 198   |  |
| 退職なし             | 260   | 250   | 284   | 240   | 263   | —     | 233   | 213   | 207   |  |
| 40-49歳           | 284   | 279   | 266   | 265   | 276   | —     | 262   | 236   | 239   |  |
| 結婚・出産退職          | 262   | 266   | 259   | 254   | 275   | —     | 263   | 238   | 248   |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 257   | 279   | 261   | 268   | 265   | —     | 259   | 232   | 240   |  |
| 退職なし             | 291   | 277   | 289   | 278   | 278   | —     | 262   | 238   | 236   |  |
| 総数 (N)           | 331   | 478   | 529   | 332   | 357   | 511   | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職          | 45.8% | 45.0% | 45.9% | 51.2% | 32.4% | 39.9% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 38.0% | 41.3% | 39.3% | 59.3% | 26.3% | 45.3% | —     | —     | —     |  |
| 退職なし             | 30.8% | 27.0% | 48.1% | 56.3% | 33.3% | 32.9% | —     | —     | —     |  |
| 退職なし             | 50.1% | 49.0% | 47.8% | 34.5% | 34.5% | 39.7% | —     | —     | —     |  |
| 20-29歳           | 38.8% | 33.5% | 35.5% | 32.5% | 33.3% | 31.3% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職          | 41.7% | 41.2% | 36.4% | 23.0% | 38.7% | 25.0% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 50.0% | 50.0% | 33.3% | 57.7% | 68.7% | 23.9% | —     | —     | —     |  |
| 退職なし             | 39.0% | 20.0% | 35.1% | 35.7% | 33.5% | 34.1% | —     | —     | —     |  |
| 30-39歳           | 42.2% | 44.0% | 41.4% | 49.6% | 29.1% | 40.6% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職          | 38.2% | 43.1% | 36.5% | 63.2% | 24.4% | 42.3% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 28.3% | 37.5% | 44.3% | 73.0% | 38.5% | 52.9% | —     | —     | —     |  |
| 退職なし             | 47.2% | 45.0% | 40.4% | 30.0% | 33.0% | 38.0% | —     | —     | —     |  |
| 40-49歳           | 50.4% | 48.3% | 51.7% | 57.5% | 34.6% | 41.7% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職          | 38.5% | 38.9% | 37.1% | 64.0% | 23.4% | 40.9% | —     | —     | —     |  |
| 結婚・出産退職<br>その他退職 | 33.5% | 38.9% | 51.7% | 50.0% | 23.5% | 40.9% | —     | —     | —     |  |
| 退職なし             | 34.2% | 54.3% | 52.5% | 56.6% | 36.7% | 41.9% | —     | —     | —     |  |

(注) 不詳を除かず算出した比率が示されている。  
理想子ども数の欄に記載された2006年の台湾の数は希望子ども数。  
(資料) 同前。

康上の問題等による退職を含むためかもしれない。また、日本では全体として「退職なし」の方が「結婚・出産退職」の場合よりも平均既往出生児数が多いが、台湾の場合はTSCS-2001の結果を除き、差が小さいものの、逆になっている。

年齢階級別にみると、両国のいずれにおいても一貫して年齢が高くなるほど平均既往出生児数が多くなる傾向があるが、年齢階級間の落差は日本の方が大きいようである。また、両国のいずれにおいても就業中断有無区分間の大小関係が年齢階級によって異なる。日本の20代と30代では「結婚・出産退職」の場合の方が「退職なし」の場合よりも平均既往出生児数が多いが、40代では2001年、2002年、2005年に逆転している。台湾では20代と30代では日本とは逆に「退職なし」の場合の方が「結婚・出産退職」の場合よりも平均既往出生児数が多いが、40代では逆転する。両国におけるこのような差異が年齢効果によるものかコーホート効果によるものかはこれらの横断面調査だけではわからない。

表2の第2段パネルは日本と台湾における平均理想子ども数を年次別、年齢階級別・就業中断有無別に示したものである。総数について見ると、平均既往出生児数の場合とは逆に台湾より日本の方が多いが、日本でも台湾でも平均理想子ども数は低下傾向にある。しかし、就業中断有無別の割合を詳細に見ると、「その他退職」の場合に平均理想子ども数が最大となる傾向がすべての年次の日本と2000年の台湾で見られる。「結婚・出産退職」の場合に日本では平均理想子ども数が最小となる傾向があるが、2000年の台湾では2番目、2003年の台湾では最大となっている。2006年の台湾の数は希望子ども数なので、注意を要するが、それ以前と同様の傾向が見られる。これらの「結婚・出産退職」の効果が台湾では平均既往出生児数に対する効果と対応しているように見えるが、日本では逆になっているように見える。

年齢階級別にみると、両国のいずれにおいても年齢が高くなるほど平均既往出生児数が多くなることに呼応して平均理想子ども数が多くなる傾向がある。また、日本では就業中断有無区分間の大小関係が年齢階級によって異なるが、台湾では「結婚・出産退職」、「退職なし」、「その他退職」という順序がほぼ安定している。日本では2001年から2002年にかけて変化があったようである。

表2の第3段パネルは日本と台湾における子どもの必要性に賛成する者の割合の平均値を年次別、年齢階級別・就業中断有無別に示したものである。総数についてみると、日本では賛成する者の割合が中立的回答を除き2006年を除き、横ばいか上昇傾向にあるように見える。しかし、就業中断有無別の割合を詳細に見るとそうとは言い切れない。この割合は「退職なし」の場合には比較的安定しているが、「その他退職」の場合には上昇し、最低から2番目へと変わった。逆に「退職なし」の場合には割合が下降傾向にあるため、最高から最低へと変わった。なお、2006年は水準が異なるものの、2002年の

大小関係に近い。

2001年の台湾において子どもの必要性に賛成する者の割合は設問、調査特性、価値観等の相違のためか、選択肢の尺度が異なるため低くなった2006年を除き、日本よりやや低い。しかし、年齢階級別・就業中断有無別にみると日本より割合が高い場合もあるが、これは日本の場合と同様、年齢階級によっても割合が高い区分が異なることにもよる。このような差異が年齢効果によるものかコーホート効果によるものかはこの横断面調査だけではわからない。年齢階級別のみで見ると、両国のいずれにおいても一貫して年齢が高くなるほど子どもの必要性に賛成する者の割合が高まる傾向があるが、さらに就業中断有無別にみると必ずしもそうならない。

表3の第1段パネルは日本と台湾で男児をもつ者の割合の平均値を年次別、年齢階級別・就業中断有無別に示したものである。総数についてみると、日本では2002年を底として低下傾向から上昇傾向に転じたように見える。また、就業中断有無別割合についても2005年の日本で「その他退職」の場合に高いことと台湾で「結婚・出産退職」の場合に高いことを除き、同様な変化が見られる。しかし、変化の大きさが異なるため、日本では「退職なし」の場合が最高から最低になり、「結婚・出産退職」の場合の割合が2番目から最高へと変化した。2005年に「その他退職」の場合に男児をもつ者の割合が高いのは既往出生児数が多いことに呼応していると思われる。また、そのことが日本より台湾の方が男児をもつ者の割合が高い理由の一つであろう。もう一つの理由としては台湾で出生性比が高いことも挙げられる。台湾では日本と異なり、「結婚・出産退職」の場合に男児をもつ者の割合が高くなり、それが既往出生児数と対応していないのは、この場合に出生性比が高いことを示唆するのかもしれない。

年齢階級別にみると、両国のいずれにおいても年齢が高くなるほど平均既往出生児数が多くなることに呼応して男児をもつ者の割合が高まる傾向がある。また、両国のいずれにおいても就業中断有無区分の間の大小関係が年齢階級によって異なる。日本の30代では「結婚・出産退職」の場合の方が「退職なし」の場合よりも割合が高く、40代でも2000年を除き、同様である。しかし、台湾は日本と同様、いずれの年齢階級でも「結婚・出産退職」の場合の方が「退職なし」の場合よりも割合が高い。

表3の第2段パネルは日本と台湾で男児選好をもつ者の割合の平均値を年次別、年齢階級別・就業中断有無別に示したものである。総数についてみると、選択肢の尺度が異なるため低くなった2006年を除き、男児をもつ者の割合の場合と同様に日本では2002年を底として低下傾向から上昇傾向に転じたように見える。また、就業中断有無別割合については底の年次が異なるが、ほぼ同様な変化が見られる。「結婚・出産退職」の場合に割合が一貫して最高で、「その他退職」の場合に2005年を除き、最低である。ただし、2006年の台湾型質問の場合には逆転しているし、2006年についても「結婚・出産退職」の場合

表3 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における年齢階級別・就業中断有無別にみた男児所有者割合、男児選好者割合

| 年齢階級<br>就業中断有無 | 日本    |       |       |       |       | 台湾    |       |       |       |  |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|
|                | 2000年 | 2001年 | 2002年 | 2005年 | 2006年 | 2001年 | 2000年 | 2003年 | 2006年 |  |
| 総数 (N)         | 531   | 478   | 529   | 332   | 357   | 511   | 1197  | 1195  | 9912  |  |
| 男児所有者割合 (%)    | 68.9% | 63.5% | 62.8% | 66.0% | 70.5% | 76.5% | 78.1% | 77.0% | 75.3% |  |
| 結婚・出産退職        | 68.5% | 65.7% | 65.5% | 71.9% | 70.0% | 86.3% | 79.5% | 78.0% | 80.0% |  |
| その他退職          | 63.5% | 56.8% | 53.8% | 68.8% | 58.8% | 75.9% | 78.0% | 75.1% | 75.7% |  |
| 退職なし           | 69.8% | 66.4% | 63.1% | 63.5% | 70.4% | 76.8% | 77.3% | 75.9% | 74.4% |  |
| 20-29歳         | 55.2% | 48.2% | 37.1% | 50.0% | 45.5% | 62.5% | 58.2% | 59.2% | 54.2% |  |
| 結婚・出産退職        | 62.5% | 55.9% | 63.1% | 50.0% | 46.7% | 68.8% | 66.7% | 67.6% | 59.4% |  |
| その他退職          | 50.0% | —     | —     | —     | 33.3% | 75.0% | 43.2% | 56.7% | 50.0% |  |
| 退職なし           | 51.2% | 40.0% | 35.1% | 50.0% | 46.7% | 59.1% | 54.6% | 55.9% | 52.8% |  |
| 30-39歳         | 56.7% | 59.6% | 63.1% | 64.0% | 66.7% | 77.6% | 76.6% | 75.2% | 70.7% |  |
| 結婚・出産退職        | 74.1% | 63.1% | 68.3% | 80.4% | 82.9% | 89.1% | 80.3% | 80.3% | 79.9% |  |
| その他退職          | 52.6% | 56.3% | 50.0% | 75.0% | 50.0% | 79.3% | 71.9% | 70.9% | 69.9% |  |
| 退職なし           | 63.8% | 58.3% | 62.4% | 55.1% | 61.3% | 73.8% | 76.1% | 73.8% | 69.5% |  |
| 40-49歳         | 75.0% | 73.9% | 68.4% | 71.9% | 77.2% | 83.8% | 86.6% | 83.6% | 83.4% |  |
| 結婚・出産退職        | 61.5% | 77.3% | 73.5% | 67.9% | 79.2% | 90.9% | 87.0% | 85.6% | 84.4% |  |
| その他退職          | 71.0% | 63.2% | 61.3% | 66.7% | 70.6% | 73.3% | 88.2% | 79.0% | 82.0% |  |
| 退職なし           | 77.3% | 74.3% | 68.6% | 73.5% | 77.7% | 84.2% | 86.2% | 83.7% | 83.3% |  |
| 総数 (N)         | 531   | 478   | 529   | 332   | 357   | 511   | 1197  | 1195  | 9912  |  |
| 男児選好者割合 (%)    | 24.3% | 25.1% | 24.2% | 28.3% | 10.6% | 33.5% | 21.0% | 14.7% | 35.4% |  |
| 結婚・出産退職        | 27.8% | 28.0% | 24.4% | 37.2% | 7.5%  | 35.8% | 20.8% | 15.2% | 35.2% |  |
| その他退職          | 23.1% | 18.9% | 21.2% | 25.0% | 14.7% | 26.8% | 21.8% | 13.5% | 35.4% |  |
| 退職なし           | 23.5% | 24.5% | 24.6% | 25.2% | 11.1% | 35.8% | 21.1% | 14.6% | 35.4% |  |
| 20-29歳         | 35.8% | 26.0% | 30.6% | 40.0% | 18.2% | 32.8% | 11.2% | 8.4%  | 25.1% |  |
| 結婚・出産退職        | 29.2% | 29.4% | 22.7% | 33.3% | 53.3% | 37.5% | 12.5% | 9.6%  | 28.0% |  |
| その他退職          | 50.0% | —     | 35.3% | —     | 0.0%  | —     | 14.8% | 6.7%  | 18.8% |  |
| 退職なし           | 39.0% | 20.0% | 33.1% | 42.9% | 63.7% | —     | 10.2% | 8.1%  | 25.2% |  |
| 30-39歳         | 22.1% | 24.5% | 25.8% | 25.9% | 8.9%  | 26.9% | 19.7% | 12.1% | 32.2% |  |
| 結婚・出産退職        | 36.0% | 20.0% | 27.0% | 41.3% | 12.2% | 32.6% | 20.4% | 13.5% | 31.6% |  |
| その他退職          | 26.3% | 31.3% | 27.8% | 50.0% | 14.3% | 29.2% | 19.6% | 11.5% | 34.5% |  |
| 退職なし           | 18.1% | 26.2% | 24.8% | 16.9% | 6.3%  | 24.8% | 19.5% | 11.7% | 32.2% |  |
| 40-49歳         | 23.1% | 25.6% | 21.6% | 27.5% | 10.6% | 39.9% | 25.8% | 18.7% | 40.0% |  |
| 結婚・出産退職        | 23.1% | 38.6% | 20.6% | 32.1% | 4.2%  | 39.4% | 25.1% | 18.0% | 40.5% |  |
| その他退職          | 19.4% | 10.5% | 16.1% | 16.7% | 23.5% | 30.0% | 24.4% | 15.7% | 37.2% |  |
| 退職なし           | 23.6% | 24.0% | 22.5% | 27.4% | 10.8% | 41.8% | 28.3% | 19.1% | 40.3% |  |

(注) 不詳を除かず算出した比率が示されている。  
男児選好者割合の欄に記載された2006年の台湾の数値は男女別希望子ども数に基づくもの。(資料) 同前。

割合が最低となっている。2001年の台湾でも2006年を除く日本と同様、「結婚・出産退職」の場合に割合が最高で、「その他退職」の場合に最低である。

年齢階級別にみると、両国のいずれにおいても男児所有者の場合とは異なり、30代で男児選好をもつ者の割合が最低となる傾向がある。これは実際に生まれた子ども性の性別に応じて性別選好が変わるためかもしれない。しかし、性別選好の変数が異なる2000年と2003年の台湾では年齢が高くなるにつれて男児選好が強くなる傾向がみられる。2006年の台湾でも同様の傾向があるが、希望男女児数に基づくものであるため、年齢効果による

のかもれない。また、両国のいずれにおいても就業中断有無別区分の間の大小関係が年齢階級によって異なる。2000年を除き、日本の30代では「その他退職」の場合に割合が最高で、「結婚・出産退職」の場合にそれに次ぐ。しかし、40代では割合が最高となる2006年を除き、「その他退職」の場合に割合が最低であるが、「結婚・出産退職」は「退職なし」と順位が入れ替わっている。これに対して、2001年と2003年の台湾は日本と同様、いずれの年齢階級でも「その他退職」の場合に割合が最低であるが、30代で最高の「結婚・出産退職」は40代で「退職なし」と順位が入れ替わっている。後者の傾向は2000年の台湾でもみられる。台湾の場合も実際に生まれた子どもの性別に応じて性別選好が変化しているようにも思われる。

(B) 多変量解析結果

表4には日本と台湾における再生産年齢既婚女性における既往出生児数の規定要因に関する多項ロジット分析結果が示されている。就業中断の有意な影響としては2000年と2002年の日本で無子に対する「その他退職」の正の効果が見られる。また、2002年には1子に対する「結婚・出産退職」と「その他退職」の正の効果も見られる。他の年次では有意ではないものの「その他退職」が無子と1子に対して比較的大きな正の効果をはば一貫してもつことから、2子以上の出生に対して負の効果をもつことが明らかである。その他の事由による退職が本人なし子ども健康上の問題等による退職を含むためかもしれない。他方、2000年、2003年、2006年の台湾では無子に対する「結婚・出産退職」の負の効果のみならず、2006年には1子に対する負の効果も見られる。これは子どもがいなければ出産退職がないという逆の因果関係を表している可能性がある。また、2003年の台湾では2002年の日本と同様、1子に対する「その他退職」の正の効果もみられる。

表5には日本と台湾における再生産年齢既婚女性における理想子ども数の規定要因に関する2項ロジット分析結果が示されている。就業中断の有意な影響としては2003年の日本で「結婚・出産退職」がからうじて正の効果をもち、2006年の台湾で負の効果をもつみである。これは理想子ども数で日本では2子と3子に集中し、台湾では2子に集中するためであるかもしれないが、2006年の台湾については従属変数が希望子ども数であるためなのかもしれない。また、台湾の実情に合うように従属変数の区分を変えると就業中断が有意な効果をもつ場合がある。例えば、2003年の台湾では3子以上の代わりに4子以上を基準カテゴリとした2項ロジット分析をすると0~3子に対して「結婚・出産退職」も「その他退職」も有意な正の効果をもつ。すなわち、就業中断をすると理想子ども数も4子以上になる可能性が低くなる。

表6には日本と台湾における子どもも必要性達成の規定要因に関する2項ロジット分析結果が示されている。就業中断の有意な影響としては2001年の日本で「その他退職」の負

表4 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における既往出生児数の規定要因のロジット分析結果

| 独立変数<br>カテゴリ        | 2000年      |            | 2001年      |            | 2002年      |            | 2003年      |            | 2004年      |            | 2005年      |            | 2006年      |            |
|---------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|                     | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 |
| 年齢                  | -7.501**   | -4.198**   | -3.404**   | -2.029*    | -6.192**   | -4.203**   | -2.355**   | -1.392     | -4.386**   | -4.653**   | -          | -          | -4.386**   | -4.653**   |
| 年齢<br>30-39歳        | 3.559**    | 2.650**    | 2.418**    | 1.962**    | 3.129**    | 2.316**    | 4.020**    | 0.040      | 4.320**    | 2.429**    | -          | -          | 4.320**    | 2.429**    |
| 年齢<br>40-49歳        | 1.777      | 0.683*     | 1.698*     | 0.549      | 1.208*     | 0.337      | 1.693*     | 0.040      | 1.102*     | 1.402**    | -          | -          | 1.102*     | 1.402**    |
| 年齢<br>50-59歳        | 0.128      | 1.049*     | SSS        | SSS        | 0.719      | 0.202*     | 0.966      | 1.638**    | 0.531      | 0.588      | -          | -          | 0.531      | 0.588      |
| 結婚・出産<br>退職なし       | 1.388      | 0.904      | -0.592     | -0.165     | 0.030      | -1.146**   | -0.392     | -0.085     | -0.203     | 0.883      | -          | -          | -0.203     | 0.883      |
| 結婚・出産<br>退職あり       | 1.412      | 1.443*     | 0.657      | 0.304      | -0.032     | -1.229**   | -0.014     | -0.144     | -0.144     | 1.563      | -          | -          | -0.144     | 1.563      |
| 大卒                  | 0.997      | 0.766      | 0.800      | 0.137      | 0.692      | -0.679*    | 1.261      | 0.070      | 1.015      | 1.043      | -          | -          | 1.015      | 1.043      |
| 就業中断                | 0.682*     | 0.426      | -0.449     | 0.740      | 1.067*     | 1.183*     | -1.989     | 0.469      | -1.298     | 1.332      | -          | -          | -1.298     | 1.332      |
| 結婚・出産<br>退職なし       | 3.250*     | 1.022      | 1.183      | 0.117      | 2.315*     | 1.150*     | 1.857      | -0.283     | 1.151      | 1.515      | -          | -          | 1.151      | 1.515      |
| 結婚・出産<br>退職あり       | 2.346*     | 0.692      | -0.020     | 0.927      | 2.330*     | 0.994      | 0.705      | -0.730     | 0.968      | 0.968      | -          | -          | 0.968      | 0.968      |
| 市役所<br>勤務           | 2.242*     | 0.059      | 0.881      | 0.467      | 2.334*     | 0.911      | 1.717      | -0.132     | 1.823      | 1.493      | -          | -          | 1.493      | 1.493      |
| 専業主婦                | 1.575      | 0.471      | -0.634     | 0.697      | 0.774      | 0.746      | 0.959      | -0.488     | 0.834      | 2.223*     | -          | -          | 0.834      | 2.223*     |
| パート<br>タイム          | 0.825      | -0.011     | -0.315     | 0.627      | 1.476      | 0.540      | 0.992      | 0.032      | 1.182      | 0.538      | -          | -          | 1.182      | 0.538      |
| 専業主婦<br>パートタイム      | SSS        | -0.011     | 1.134      | SSS        | SSS        | SSS        | SSS        | SSS        | SSS        | SSS        | -          | -          | SSS        | SSS        |
| 既婚<br>未婚            | 0.685      | 0.538      | 0.944*     | 0.501*     | 0.754*     | 0.941**    | -0.572     | -0.501     | 0.735      | 1.089**    | -          | -          | 0.735      | 1.089**    |
| 再生産<br>年齢           | 0.700      | 0.725      | 0.444      | 0.411      | 0.949      | 0.390      | 2.666**    | 0.277      | -1.108     | -0.323     | -          | -          | -1.108     | -0.323     |
| 再生産<br>年齢<br>30-39歳 | 1.386**    | 0.712*     | -0.418     | -0.614*    | 1.267*     | 0.388      | 2.764**    | 0.377      | 0.576      | 0.165      | -          | -          | 0.576      | 0.165      |
| 再生産<br>年齢<br>40-49歳 | 0.330      | -0.050     | 0.107      | -0.822*    | 0.110      | 0.144      | 2.014*     | 0.388      | -1.504*    | -0.637     | -          | -          | -1.504*    | -0.637     |
| 再生産<br>年齢<br>50-59歳 | -0.234     | 0.256      | -0.340     | -0.576     | 0.576      | -0.044     | 0.647      | 1.227*     | -0.201     | -0.332     | -          | -          | -0.201     | -0.332     |
| 中国<br>出身            | 0.351      | 0.300      | -0.215     | -0.538     | 1.046*     | -0.114     | 0.722      | -0.383     | 1.103      | 0.374      | -          | -          | 1.103      | 0.374      |
| 大卒                  | 0.473      | -0.174     | -0.031     | 0.072      | -0.619     | 0.186      | -0.671     | 0.372      | -1.227*    | 0.186      | -          | -          | -1.227*    | 0.186      |
| N                   | 4,718      | 495,529    | 553,319    | 524,539    | 567,929    | 524,539    | 355,066    | 372,829    | 347,711    | 347,711    | -          | -          | 347,711    | 347,711    |

| 独立変数<br>カテゴリ                     | 2000年      |            | 2001年      |            | 2002年      |            | 2003年      |             | 2004年       |             | 2005年      |            | 2006年       |             |
|----------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|------------|------------|-------------|-------------|
|                                  | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上  | 無子<br>2子以上  | 1子<br>2子以上  | 無子<br>2子以上 | 1子<br>2子以上 | 無子<br>2子以上  | 1子<br>2子以上  |
| 年齢                               | -6.501**   | -4.230**   | -3.179*    | -1.718**   | -5.773**   | -2.344**   | -4.682**   | -2.590**    | -           | -           | -          | -          | -4.682**    | -2.590**    |
| 年齢<br>30-39歳                     | 3.690**    | 2.324**    | 2.819**    | 2.207**    | 3.624**    | 2.252**    | 2.975**    | 2.118**     | -           | -           | -          | -          | 2.975**     | 2.118**     |
| 年齢<br>40-49歳                     | 0.838      | 0.356      | 0.904      | 0.729**    | 1.082**    | 0.779**    | 1.249**    | 0.798**     | -           | -           | -          | -          | 1.249**     | 0.798**     |
| 年齢<br>50-59歳                     | 1.968*     | 1.221*     | 1.004**    | 1.313**    | 1.643**    | 1.653**    | 1.018**    | 0.886**     | -           | -           | -          | -          | 1.018**     | 0.886**     |
| 結婚・出産<br>退職なし                    | -0.077     | 0.619      | 0.332**    | 0.424**    | 0.315**    | 0.283**    | 0.238**    | 0.238**     | -           | -           | -          | -          | 0.238**     | 0.238**     |
| 結婚・出産<br>退職あり                    | 2.309*     | 1.010*     | 0.946**    | 1.000**    | 1.011**    | 0.883**    | 1.010**    | 0.813**     | -           | -           | -          | -          | 1.010**     | 0.813**     |
| 大卒                               | -0.329     | 1.134*     | 1.418**    | 1.197**    | 1.813**    | 1.524**    | 1.171**    | 1.091**     | -           | -           | -          | -          | 1.171**     | 1.091**     |
| 就業中断                             | 1.654      | 0.441      | -0.020**   | -0.086     | -0.292*    | -0.124     | -0.680**   | -0.292*     | -           | -           | -          | -          | -0.680**    | -0.292*     |
| 結婚・出産<br>退職なし                    | 1.542      | 0.695      | -0.098     | -0.057     | -0.050     | 0.294*     | 0.038      | -0.165      | -           | -           | -          | -          | 0.038       | -0.165      |
| 結婚・出産<br>退職あり                    | 1.392      | 0.428      | -0.138     | 0.233*     | -0.189     | 0.029      | -0.054     | -0.011      | -           | -           | -          | -          | -0.054      | -0.011      |
| 市役所<br>勤務                        | 0.165      | 0.670      | -0.417*    | 0.083      | -0.400*    | 0.153      | -0.114     | -0.140      | -           | -           | -          | -          | -0.114      | -0.140      |
| 専業主婦                             | SSS        | 0.595      | -0.498**   | 0.069      | -0.672*    | 0.273*     | -0.124     | -0.159**    | -           | -           | -          | -          | -0.124      | -0.159**    |
| パート<br>タイム                       | SSS        | -0.069     | -0.728**   | 0.047      | -0.387**   | -0.053     | 0.296**    | -0.139**    | -           | -           | -          | -          | -0.139**    | -0.139**    |
| 専業主婦<br>パートタイム                   | -0.479     | 0.454      | -0.214*    | 0.078      | -0.268**   | -0.052*    | -0.076     | -0.493**    | -           | -           | -          | -          | -0.268**    | -0.493**    |
| 専業主婦<br>パートタイム<br>専業主婦           | SSS        | 1.219      | 0.729*     | 0.452**    | 0.487**    | 0.515**    | 0.374**    | 0.431**     | -           | -           | -          | -          | 0.374**     | 0.431**     |
| 市役所<br>勤務                        | 0.304      | 0.326      | 0.689      | 0.063      | 0.132*     | 0.312**    | 0.312**    | 0.348**     | -           | -           | -          | -          | 0.312**     | 0.348**     |
| 専業主婦                             | 0.544      | 0.888      | 0.063      | 0.063      | -0.043     | 0.188**    | 0.085      | 0.058       | -           | -           | -          | -          | 0.085       | 0.058       |
| 専業主婦<br>パートタイム                   | 1.704*     | 0.934      | 0.758*     | 0.119      | -0.168     | 0.057      | 0.025      | 0.000       | -           | -           | -          | -          | 0.025       | 0.000       |
| 専業主婦<br>パートタイム<br>専業主婦           | 1.579*     | 0.784      | 0.073      | 0.073      | -          | -          | -          | -           | -           | -           | -          | -          | -           | -           |
| 専業主婦<br>パートタイム<br>専業主婦<br>パートタイム | -0.622     | -0.110     | -          | -          | -          | -          | -          | -           | -           | -           | -          | -          | -           | -           |
| N                                | 511        | 356,601    | 353,319    | 204,030    | 1,197,912  | 204,030    | 250,186    | 912,726,84* | 912,726,84* | 912,726,84* | -          | -          | 912,726,84* | 912,726,84* |

(注) \* $p < 0.10$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ , \*\*\*\* $p < 0.001$ .  
 SSS 少数ケース。  
 2006年台湾の「市部」の定義はそれ以前と異なり、大都市のみ。  
 (資料) 同前。

表5 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における理想子ども数の規定要因のロジット分析結果

Table with columns for Country (Japan/Taiwan), Age Group, and Year (2000-2006). Rows list various factors like '定数', '年齢', '配偶関係', etc. with regression coefficients and significance markers.

(注) \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01, \*\*\*\*p<0.001.
SSS 少数ケース。
(資料) 同前。

の効果が現れ、2005年の日本で「結婚・出産退職」の正の効果が現れる。2001年の台湾では有意な効果が見られない。子ども必要意識に対する就業中断の効果については符号も係数の大きさも一貫しておらず、政策や社会経済情勢の変化といった期間効果の影響が強い可能性が示唆される。

表7には日本と台湾における男児所有の規定要因に関する2項ロジット分析結果が示されている。就業中断の有意な影響としては2000年の日本で「その他退職」の比較的大きな負の効果が現れ、2001年、2000年、2003年、2006年の台湾で「結婚・出産退職」の比較的大きな正の効果が一貫して見られる。結婚・出産退職をする男児が生まれる可能性が高まるという考えにくい、台湾でも日本と同様、「結婚・出産退職」は育児のための退職を含むことから男児が生まれると育児のために退職をする可能性が高まるということの意味するのである。それは男児が育児よりも病気に弱いという生物学的理由によるものかもしれない、男児を育てるのに手間をかけたという社会的理由によるものかもしれない。また、「伝統的な」性別役割分業観をもつ既婚女性はとも結婚・出産退

表6 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における子ども必要意識の規定要因のロジット分析結果

Table with columns for Country (Japan/Taiwan), Age Group, and Year (2000-2006). Rows list various factors like '定数', '年齢', '配偶関係', etc. with regression coefficients and significance markers.

(注) \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01, \*\*\*\*p<0.001.
SSS 少数ケース。
(資料) 同前。

職をする可能性が高い上、女児でなく男児が生まれるとさらにその可能性が高まるというようなことによるものかもしれない。さらに、男児の妊娠の前の妊娠を中絶したりして母胎に負担がかかることにより「結婚・出産退職」をする可能性が高まるということもあるかもしれない。他方、2000年の日本で「その他退職」の場合に男児をもつ可能性が低くなるのはむしろ、男児が生まれると教育費用等のために就業継続をする可能性が高まるという逆の因果関係を表している可能性がある。

表8には日本と台湾における男児選好の規定要因に関する2項ロジット分析結果が示されている。就業中断の有意な影響としては2001年の日本と2001年・2003年の台湾で「その他退職」の比較的大きな負の効果が現れるが、2006年の日本の台湾型賃金については逆に「その他退職」の比較的大きな正の効果が現られる。前者の負の効果については、その他の事由による退職が本人ないし子どもの健康上の問題や雇用調整等による退職を含むことから、「伝統的な」性別役割分業観をもつ場合に育てるのに手間とお金をかけるこ

表7 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における男児所有の規定要因のロジット分析結果

Table with columns for Country (Japan/Taiwan), Age Group, and Year (2000-2006). Rows list various demographic and socioeconomic factors like age, education, income, etc., with corresponding logit coefficients.

(注) \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01, \*\*\*\*p<0.001.
\$\$\$ 少数ケース。
(資料) 同前。

とになる男児を嗜好しないということによっても考えられる。JGSS-2006の台湾型質問による男児嗜好について見られる正の効果の解釈も難しいが、「結婚・出産退職」も有意でないものの比較的大きな正の効果をもつことから、退職による将来の経済的不安を将来の稼働能力が高いとされる男児をもつことにより解消しようとする心理的メカニズムによるものかもしれない。

5. 分析結果：EASSミクロデータの子備的分析

(A) クロス集計結果

表9の第1段はEASS 2006の標準基本変数にある就業状態を4区分にまとめて男女別、国別の分布を示したものである。本研究では原則として双方初婚の夫婦を構成する再生産年齢(20~49歳)の対象者に限定した分析を行っている。男性のフルタイム就業割合は日本でもっとも高く、台湾でもっとも低く、韓国の水準も台湾に近い。しかし、女性に

表8 日本と台湾の再生産年齢既婚女性における男児嗜好の規定要因のロジット分析結果

Table with columns for Country (Japan/Taiwan), Age Group, and Year (2000-2006). Rows list various demographic and socioeconomic factors like age, education, income, etc., with corresponding logit coefficients.

(注) \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01, \*\*\*\*p<0.001.
\$\$\$ 少数ケース。
(資料) 同前。

いてはフルタイム就業割合は台湾でもっとも高く、韓国でもっとも低く、日本は韓国の水準に近い。自営・家族従業員割合は男女とも台湾でもっとも高く、日本でもっとも低い。男性のパートタイム就業割合は各国で大きな差はないが、日本ではフルタイム就業割合とほぼ同じで非常に高く、男性のフルタイム就業と女性のパートタイム就業の割合の高さが日本の特徴である。また、日本では無職等の割合も低い。韓国では男性で無職等の割合が若干高いが、女性では特に高く、5割に迫っている。

さて、このような各国の就業状態の特徴を念頭に置きながら、出生意識・出生行動の差異を第2~6段で見えていくことにする。第2段の平均既往出生児数は総数のレベルについては男性で韓国の数値がやや大きいものの、各国間の差異は比較的小さいが、男女間の差異が比較的大きい。これは男女の結婚年齢差等を反映しているのかもしれない。しかし、就業状態別にみると、各国間の差異は小さくない。男性の場合、フルタイム就業、自営・家族従業員、パートタイム就業での平均既往出生児数が少ない。女性の場合、日本本のフルタイム就業での平均既往出生児数が少ないが、自営・家族従業員と無職等では最大となっている。パートタイム就業の男性の平均既往出生児数は各国で少ないが、日本では



表9 日本、韓国、台湾の再生産年齢初婚男女における就業状態別にみた平均既往出生児数、平均理想子ども数、子ども必要性賛成者割合、男児所有者割合、男児選好者割合、男子跡継ぎ必要者割合

| 就業状態    | 男性     |        |        |                 | 女性     |        |        |        |
|---------|--------|--------|--------|-----------------|--------|--------|--------|--------|
|         | 総数     | 日本     | 韓国     | 台湾              | 総数     | 日本     | 韓国     | 台湾     |
| (N)     | 1533   | 380    | 402    | 641             | 1703   | 491    | 592    | 620    |
| 総数      | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0%          | 100.0% | 100.0% | 100.0% | 100.0% |
| フルタイム   | 61.5%  | 73.9%  | 60.2%  | 55.1%           | 41.5%  | 33.6%  | 32.8%  | 56.1%  |
| 自営・家族従業 | 17.4%  | 10.8%  | 15.2%  | 23.1%           | 11.5%  | 5.9%   | 11.8%  | 15.8%  |
| パートタイム  | 5.7%   | 8.7%   | 5.7%   | 6.2%            | 14.3%  | 33.0%  | 7.9%   | 6.1%   |
| 無職等     | 14.4%  | 6.7%   | 18.9%  | 15.6%           | 32.8%  | 27.7%  | 48.5%  | 21.9%  |
|         |        |        |        | 平均既往出生児数 (人)    |        |        |        |        |
| 総数      | 1.01   | 0.98   | 1.09   | 0.97            | 1.36   | 1.37   | 1.40   | 1.30   |
| フルタイム   | 1.09   | 1.10   | 1.26   | 0.94            | 1.07   | 0.93   | 1.13   | 1.13   |
| 自営・家族従業 | 1.58   | 1.38   | 1.64   | 1.61            | 1.81   | 2.00   | 1.65   | 1.87   |
| パートタイム  | 0.50   | 0.12   | 0.82   | 0.50            | 1.47   | 1.49   | 1.49   | 1.32   |
| 無職等     | 0.22   | 0.23   | 0.14   | 0.29            | 1.52   | 1.63   | 1.52   | 1.40   |
|         |        |        |        | 平均理想子ども数 (人)    |        |        |        |        |
| 総数      | 2.41   | 2.49   | 2.53   | 2.27            | 2.45   | 2.62   | 2.51   | 2.27   |
| フルタイム   | 2.40   | 2.48   | 2.59   | 2.16            | 2.39   | 2.53   | 2.53   | 2.25   |
| 自営・家族従業 | 2.50   | 2.46   | 2.68   | 2.41            | 2.49   | 2.50   | 2.60   | 2.30   |
| パートタイム  | 2.35   | 2.45   | 2.32   | 2.28            | 2.54   | 2.66   | 2.37   | 2.26   |
| 無職等     | 2.37   | 2.69   | 2.24   | 2.40            | 2.48   | 2.62   | 2.48   | 2.32   |
|         |        |        |        | 子ども必要性賛成者割合 (%) |        |        |        |        |
| 総数      | 56.4%  | 41.3%  | 79.9%  | 47.6%           | 46.4%  | 31.1%  | 69.1%  | 36.8%  |
| フルタイム   | 58.9%  | 41.3%  | 81.8%  | 46.7%           | 41.8%  | 33.3%  | 63.9%  | 33.3%  |
| 自営・家族従業 | 62.1%  | 46.3%  | 80.0%  | 57.4%           | 47.7%  | 20.7%  | 64.7%  | 43.9%  |
| パートタイム  | 47.1%  | 32.4%  | 78.6%  | 37.5%           | 40.3%  | 32.7%  | 74.4%  | 34.2%  |
| 無職等     | 52.1%  | 46.2%  | 74.2%  | 33.0%           | 54.4%  | 28.9%  | 72.7%  | 41.2%  |
|         |        |        |        | 男児所有者割合 (%)     |        |        |        |        |
| 総数      | 37.6%  | 34.0%  | 41.6%  | 36.7%           | 52.1%  | 51.3%  | 56.0%  | 48.9%  |
| フルタイム   | 41.2%  | 38.9%  | 48.3%  | 37.1%           | 43.2%  | 34.1%  | 50.5%  | 43.4%  |
| 自営・家族従業 | 57.0%  | 40.5%  | 65.3%  | 57.4%           | 69.7%  | 75.9%  | 67.6%  | 69.4%  |
| パートタイム  | 20.6%  | 5.9%   | 32.1%  | 25.0%           | 51.9%  | 53.7%  | 55.8%  | 39.5%  |
| 無職等     | 6.4%   | 7.7%   | 3.2%   | 9.0%            | 57.6%  | 64.0%  | 57.8%  | 50.7%  |
|         |        |        |        | 男児選好者割合 (%)     |        |        |        |        |
| 総数      | 30.5%  | 29.7%  | 41.5%  | 22.5%           | 13.0%  | 31.0%  | 17.4%  | 11.4%  |
| フルタイム   | 30.3%  | 28.6%  | 41.7%  | 21.9%           | 18.7%  | 15.9%  | 27.3%  | 15.2%  |
| 自営・家族従業 | 31.8%  | 34.1%  | 41.3%  | 26.4%           | 22.6%  | 6.9%   | 29.4%  | 22.4%  |
| パートタイム  | 27.5%  | 32.4%  | 39.3%  | 15.0%           | 14.0%  | 12.3%  | 27.9%  | 5.3%   |
| 無職等     | 31.5%  | 30.8%  | 41.9%  | 22.0%           | 26.2%  | 11.8%  | 34.7%  | 22.8%  |
|         |        |        |        | 男子跡継ぎ必要者割合 (%)  |        |        |        |        |
| 総数      | 48.6%  | 41.8%  | 58.8%  | 44.8%           | 30.7%  | 25.6%  | 38.2%  | 27.4%  |
| フルタイム   | 47.6%  | 39.6%  | 58.4%  | 46.7%           | 27.7%  | 23.9%  | 32.6%  | 23.3%  |
| 自営・家族従業 | 51.1%  | 48.8%  | 61.3%  | 46.8%           | 35.8%  | 24.1%  | 42.6%  | 33.7%  |
| パートタイム  | 48.0%  | 47.3%  | 57.1%  | 42.3%           | 23.5%  | 37.2%  | 57.2%  | 28.3%  |
| 無職等     | 49.8%  | 46.2%  | 63.6%  | 36.0%           | 35.2%  | 28.1%  | 41.6%  | 28.7%  |

(注) 不詳を除いて算出した人数・比率が示されている。  
台湾の「パートタイム」には不安定就業者を含む。  
(資料) EASS 2006 のミクロデータ。

特に少ないことが目に付く。いずれにしても、年齢等の変数がコントロールされていないので、日本の特徴と目されるものの中には年齢構成によるものもあるかもしれない。第3段は平均理想子ども数を示しているが、意識であるためか、一見するとあまり大きな差異が見られない。女性の場合、自営・家族従業でやや多いが、日本の場合は特に多い。男性の場合、無職等で平均理想子ども数が特に多いが、意識だからということなのかもしれない。

第4段は子ども必要性賛成者割合を示しているが、同じ意識でも男女間、各国間、就業状態間で比較的大きな差異が見られる。女性よりも男性の方が1割程度高いのは各国共通である。しかし、この割合は男女いづれにおいても韓国で群を抜いて高い。女性の場合、日本と台湾の2倍近い割合を示している。また、就業状態別にみると、男性では自営・家族従業で高く、女性では無職等で高い。日本の場合は男性でも無職等で自営・家族従業に匹敵する水準で、女性では無職等よりもむしろフルタイム就業とパートタイム就業で高いが、台湾では男女とも日本と逆の傾向が見られる。

第5段は男児所有者割合を示しており、就業状態間の差異が比較的大きいが、これも平均既往出生児数の場合と同様、各就業状態の年齢構成等の影響を受けている可能性がある。男女とも自営・家族従業で特に高いのは年齢層が比較的高いためかもしれない。男性のパートタイム就業と無職等で低く、日本の場合にパートタイム就業で極端に低いのは年齢層が比較的低いかもしれない。女性ではフルタイム就業で低く、日本では顕著に低いが、これも年齢層が比較的低いかもしれない。

第6段の男児選好者割合については男女間で差異が大きいのには予想されたことであるが、各国間の差異も比較的大きい。当然ながら、男児選好は女性よりも男性で強いいため、この割合は女性よりも男性の方が高い。また、子どもの必要性賛成者割合の場合と同様、韓国で特に高い。韓国男性では就業状態にかかわらず高いが、韓国女性では無職の場合に特に高く、自営・家族従業の場合も比較的高い。日本人男性では自営・家族従業の場合に高いが、日本人女性では自営・家族従業の場合に特に低いのが異例である。台湾では男女ともパートタイム就業の場合に男児選好者割合が特に低いことが特徴的である。

最下段の男子跡継ぎ必要者割合も韓国で特に高いことが第6段と共通しているが、男女とも特に自営・家族従業と無職で高い。しかし、日本人女性の場合は自営・家族従業で高いとは言えない。日本人男性ではフルタイム就業の場合に特に低いことが目に付くが、これは第6段でもある程度見られた傾向である。台湾男性の場合、無職等で特に低いが、韓国男性とは対照的である。いずれにしても表9で示された傾向は他の要因、特に年齢がコントロールされていないため、年齢構成の影響が混入しているのかがどうかかわらない。そこで、多変量解析を試みることにした。

#### (B) 多変量解析結果

##### 1) ロジック分析結果

多変量解析を試みるにしても、調査時点での就業に関する標準基本変数はEASS 2006に複数含まれているが、表9で見たとおり、就業状態にしても職業にしても各国で異なる影響を家族形成に関する意識・行動に及ぼしている可能性がある。また、標準規模が小さくなってしまったため、特に各国別の分析を行うとすれば、すべての就業関連変数をモデル

に入れる訳にはいかない。そこで同じ分析対象について、就業関連のものをはじめとする多数の人口学的・社会的変数を2項目ソフト・モデルに投入してSASのLOGISTICプロシージャで利用できるステップワイズ選択法で有意な独立変数の組み合わせを選択させることにした。

表10はその結果として選択された5%水準で有意な独立変数のうち、就業関連の変数のみを掲げたものである。3カ国総数に関する結果（各国に関するダミー変数も含む）を見ると、男性の場合、妻が専門管理職者であると既往出生児数が0～2子の可能性と男児選好の可能性が高まり、本人の週当たり労働時間21～40時間であると男子跡継ぎが必要と考える可能性が高まる。妻が中級職者（semi-professionals）であると理想子ども数が0～2子の可能性の可能性が低くなり、本人が無職、妻が中級職者、妻が事務職者であると男児をもっている可能性が低くなり、本人が販売職者であると男児選好が弱まる。他方、女性の場合、本人がパートタイム就業者、事務職者、夫の週当たり労働時間が21～40時間であると既往出生児数が0～2子の可能性が高まり、本人が事務職者、夫の週当たり労働時間が21～40時間であると理想子ども数が0～2子の可能性が高まり、本人が販売職者、夫がパートタイム就業者であると男児選好が強まる。本人がサービス職者、夫が専門管理職者であると理想子ども数が0～2子の可能性が低くなり、母親が就業者であると男児選好が弱まる。

日本に関する結果を見ると、男性の場合、有意な正の効果をもつ就業関連独立変数はいずれの従属変数についてもないが、本人が専門管理職者、妻が事務職者であると男児をもっている可能性が低くなる。日本では胎児の性選択が行われていないとすると、これは出生のスピードに対する効果を示している可能性がある。他方、女性の場合は正の効果をもつ就業関連変数が多い。本人がパートタイム就業者であると既往出生児数が0～2子の可能性が高まり、夫の週当たり労働時間が21～40時間であると理想子ども数が0～2子の可能性が高まり、本人の週当たり労働時間が21～40時間であると子どもが必要と答える可能性が高まり、夫が専門管理職者であると男児選好が強まり、本人の週当たり労働時間が51～60時間であると男子跡継ぎが必要と答える可能性が高まる。また、夫が自営業者、本人が専門管理職者・現業職者であると既往出生児数が0～2子の可能性が低くなる。

韓国に関する結果を見ると、男性の場合、妻の週当たり労働時間が41～50時間であると男児選好が強まり、本人の労働時間が61時間以上であると男児選好が弱まる。また、本人の週当たり労働時間が21～40時間であると男子跡継ぎが必要と答える可能性が高まるが、本人が無職等であると子どもが必要と答える可能性が低くなることも男児をもっている可能性が低くなる。他方、女性の場合、夫が現業者であると既往出生児数が0～2子の可能性が低くなり、本人が販売職者であると男児をもつ可能性が高まり、夫がパートタイム就業者・販売職者であると男児選好が強まり、本人の週当たり労働時間が51～60

表10 日本、韓国、台湾の若生産年齢初婚男女における既往出生児数、理想子ども数、子ども必要性、男児所有、男児選好、男子跡継ぎ必要性に対して5%水準の有意な効果をもつ就業関連独立変数：2項目ソフト分析（ステップワイズ選択法）の結果

| 従属変数    | 男性              |         |    |       |    | 女性              |    |    |  |  |
|---------|-----------------|---------|----|-------|----|-----------------|----|----|--|--|
|         | 正の効果をもつ就業関連独立変数 |         |    |       |    | 負の効果をもつ就業関連独立変数 |    |    |  |  |
|         | 総数              | 日本      | 韓国 | 台湾    | 総数 | 日本              | 韓国 | 台湾 |  |  |
| 既往出生児数  |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 0-2子    | 専門管理職           |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 3子以上    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 理想子ども数  |                 |         |    | フルタイム |    |                 |    |    |  |  |
| 0-2子    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 3子以上    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 子ども必要性  |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 必要      |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| その他     |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男児所有    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男児あり    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男児なし    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男児選好    |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男児選好    | 販売職             |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| その他     | 夫パート            | 夫専門管理職  |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男子跡継ぎ必要 |                 |         |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| 男子跡継ぎ必要 |                 | 51-60時間 |    |       |    |                 |    |    |  |  |
| その他     |                 | 51-60時間 |    |       |    |                 |    |    |  |  |

  

| 従属変数    | 男性              |          |    |    |    | 女性              |    |    |  |  |
|---------|-----------------|----------|----|----|----|-----------------|----|----|--|--|
|         | 正の効果をもつ就業関連独立変数 |          |    |    |    | 負の効果をもつ就業関連独立変数 |    |    |  |  |
|         | 総数              | 日本       | 韓国 | 台湾 | 総数 | 日本              | 韓国 | 台湾 |  |  |
| 既往出生児数  |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 0-2子    | パート             |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 3子以上    | 事務職             |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 理想子ども数  |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 0-2子    | 事務職             |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 3子以上    | 夫21-40時間        | 夫21-40時間 |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 子ども必要性  |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 必要      |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| その他     |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男児所有    |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男児あり    |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男児なし    |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男児選好    |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男児選好    |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| その他     |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男子跡継ぎ必要 |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| 男子跡継ぎ必要 |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |
| その他     |                 |          |    |    |    |                 |    |    |  |  |

（資料）同前。

時間であると男子跡継ぎが必要と答える可能性が日本と同様に高まる。また、本人がサービス職者であると理想子ども数が0~2子の可能性が低くなり、本人がフルタイム就業者であると男子跡継ぎが必要であると答える可能性が低くなる。

台湾に関する結果を見ると、男性の場合、本人がフルタイム就業者であると理想子ども数が0~2子である可能性が高まり、妻の週当たり労働時間が41~50時間であると男児をもっている可能性が高まるが、本人が事務職者であると男児をもっている可能性が低くなる。他方、女性の場合、夫が事務職者であると理想子ども数が0~2子である可能性が高まるが、本人が事務職者である子どもが必要と答える可能性が高まる。また、本人が販売職者であると既往出生児数が0~2子である可能性が低くなるが、本人がサービス職者であると理想子ども数が0~2子である可能性が低くなる。夫が事務職者であると男児をもっている可能性が低くなり、本人の週当たり労働時間が21~40時間であると男児選好が弱まる。

2) 比例ハザード分析の結果

以上の結果、特に実際の行動に関する従属変数に対する効果はそれらの行動のタイミンクに対する効果を示している可能性がある。そこで同じ分析対象の双方初婚夫婦を構成する再生産年齢の者について男女別に第1~3出生間隔の比例ハザード分析を行うとともに、未婚者も含めて男女別に初婚年齢、第1~3子出生年齢の比例ハザード分析を行った。ステップワイズ選択法による結果のうち、5%水準で有意な就業関連独立変数を掲げたのが表11である。

まず、上の3段で初婚者について3カ国総数の結果(各国に関するタミー変数も含む)を見ると、男性の場合、本人が自営業者であると、第1子出生後の第2子出生が早まり、本人が専門管理職者と妻が農業者であると第2子出生後の第3子出生が早まる。また、妻の週当たり労働時間が20時間以下であると結婚後の第1子出生が遅れ、妻が専門管理職者であると第3子出生が遅れる。他方、初婚の女性の場合、本人が農業者であると第2子出生後の第3子出生が早まり、本人がパートタイム就業者、事務職者、夫の週当たり労働時間が21~40時間であると第3子出生が遅れる。

日本の初婚者に関する結果を見ると、男性の場合、本人がパートタイム就業者であると結婚後の第1子出生が早まるが、妻が事務職者であると第1子出生が遅れる。また、本人が自営業者であると第1子出生後の第2子出生が早まる。他方、女性の場合、夫が農業者であると結婚後の第1子出生が早まり、夫が専門管理職者であると第1子出生が遅れる。本人が現業職者であると第1子出生後の第2子出生が早まる。本人の週当たり労働時間が61時間以上であると、また、夫が自営業者であると第2子出生後の第3子出生が早まるが、本人がパートタイム就業者であると第3子出生が遅れる。

表 11 日本、韓国、台湾の再生産年齢男女における第1~3出生間隔と初婚年齢・第1~3子出生年齢に対して5%水準の有意な効果をもつ就業関連独立変数：比例ハザード分析(ステップワイズ選択法)の結果

| 従属変数<br>(初婚者・初婚者でのハザード) | 男性              |              |                 |              | 女性              |              |                 |  |
|-------------------------|-----------------|--------------|-----------------|--------------|-----------------|--------------|-----------------|--|
|                         | 正の効果をもつ就業関連独立変数 |              | 負の効果をもつ就業関連独立変数 |              | 正の効果をもつ就業関連独立変数 |              | 負の効果をもつ就業関連独立変数 |  |
|                         | 日本              | 韓国           | 台湾              | 韓国           | 日本              | 韓国           | 台湾              |  |
| 第1子出生間隔(初婚者でのハザード)      | —               | パート          | 農業者             | 専業主婦職        | 専業主婦職           | パート          | —               |  |
| 第2子出生間隔(初婚者でのハザード)      | —               | —            | —               | —            | —               | —            | —               |  |
| 第3子出生間隔(初婚者でのハザード)      | —               | —            | —               | —            | —               | —            | —               |  |
| 初婚年齢(未婚者・初婚者でのハザード)     | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    |  |
| 第1子出生年齢(未婚者・初婚者でのハザード)  | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    |  |
| 第2子出生年齢(未婚者・初婚者でのハザード)  | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    |  |
| 第3子出生年齢(未婚者・初婚者でのハザード)  | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    | フルタイム<br>自営業 | フルタイム<br>自営業    |  |

韓国の初婚者に関する結果を見ると、男性の場合、本人が自営業者であると第1子出生後の第2子出生が早まるが、妻が事務職者であると第2子出生が遅れる。また、本人が専門管理職者、妻が無職、妻の週当たり労働時間が51～60時間であると第2子出生後の第3子出生が早まる。他方、女性の場合、夫が農業者であると第2子出生後の第3子出生が早まる。

台湾の初婚者に関する結果を見ると、男性の場合、妻が農業者であると結婚後の第1子出生が早まるとともに、第2子出生後の第3子出生が早まる。他方、女性の場合、本人が販売職者、サービス職者であると第2子出生後の第3子出生が早まる。

次に、表11の下の4段で未婚者・初婚者の初婚年齢・第1～3子出生年齢のハザード分解結果を見ることにする。3カ国総数についての結果（各国に関するダミー変数も含む）であるが、男性の場合、本人がフルタイム就業者・自営業者であると初婚年齢、第1子出生年齢、第2子出生年齢が低くなり、本人が自営業者であると第3子出生年齢も低くなる。先に起こる事象の年齢が後で起こる事象の年齢に影響するため、類似した結果が見られる。また、本人の週当たり労働時間が20時間以下であると第2子出生年齢が低くなる。他方、女性の場合、本人がサービス職者、現業職者、週当たり労働時間が20時間以下である、初婚年齢と第1子出生年齢が低くなり、本人が自営業者、現業職者、週当たり労働時間が20時間以下であると第2子出生年齢が低くなり、本人がフルタイム就業者、パートタイム就業者、母親が就業者である、初婚年齢が低くなり、本人がフルタイム就業者、母親が就業者であると第1子出生年齢が高くなり、本人がフルタイム就業者であると第2子出生年齢が高くなり、本人が中級職者・事務職者であると第3子出生年齢が高くなる。

日本の未婚者・初婚者に関する結果を見ると、男性の場合、本人がフルタイム就業者、自営業者、週当たり労働時間が61時間以上であると初婚年齢と第1子出生年齢が低くなり、本人が現業職者、週当たり労働時間が61時間以上であると第2子出生年齢が低くなる。また、本人がパートタイム就業者であると第2子出生年齢が高くなる。他方、女性の場合、本人が自営業者、週当たり労働時間が20時間以下であると初婚年齢が低くなり、週当たり労働時間が20時間以下であると第1子出生年齢が低くなり、本人が専門管理職者、週当たり労働時間が20時間以下であると第2子出生年齢が低くなり、本人が自営業者、週当たり労働時間が61時間以上であると第3子出生年齢が低くなる。また、本人がフルタイム就業者、母親が就業者であると初婚年齢が高くなり、本人がフルタイム就業者、事務職者であると第1子出生年齢が高くなり、本人がフルタイム就業者であると第2子出生年齢も高くなる。本人が事務職者、サービス職者であると第3子出生年齢が高くなる。

韓国の未婚者・初婚者に関する結果を見ると、男性の場合、本人が自営業者であると第2子出生年齢が低くなり、本人が専門管理職者、販売職者であると第3子出生年齢が低く

なる。また、本人が無職等であると、初婚年齢、第1子出生年齢、第2子出生年齢のいずれもが高くなり、本人が現業職者であると第2子出生年齢が高くなる。他方、女性の場合、本人が販売職者、サービス職者であると第2子出生年齢が低くなり、本人がフルタイム就業者であると初婚年齢、第1子出生年齢、第2子出生年齢のいずれもが高くなる。

台湾の未婚者・初婚者に関する結果を見ると、男性の場合、本人がフルタイム就業者、自営業者、事務職者であると初婚年齢が低くなり、本人がフルタイム就業者、自営業者であると第1子出生年齢が低くなり、本人が自営業者、週当たり労働時間が20時間以下であると第2子出生年齢が低くなり、本人が自営業者、週当たり労働時間が20時間以下であると第1子出生年齢が低くなり、本人が現業職者、農業者、週当たり労働時間が20時間以下であると第2子出生年齢が低くなり、本人が自営業者、農業者、週当たり労働時間が20時間以下であると第3子出生年齢が低くなる。以上の結果は逆の因果関係を示している可能性もあるため、解釈には注意を要する。

## 6. おわりに

日本と台湾のミクロデータの予備的比較分析の結果から、両国で結婚・出産退職以外の退職が再生産年齢の既婚女性の既往出生児数を無子と1子にする確率を高めているが、日本では結婚・出産退職も1子にする確率も高めていることを見いだした。また、日本と台湾で出生行動・意識の規定要因に類似点と相違点があることも明らかになった。しかし、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。日本では調査年次により就業中断の影響が異なる場合があるが、保田(2006)によれば、2002年については家族意識に対する配偶者控除廃止のアンナウンス効果があった可能性があり、政策変化や社会経済変動等が以上で見られた就業行動や出生行動・意識の変化に与えた期間効果についても検討する必要があることが再確認された。

他方、EASS 2006のミクロデータの比較分析の結果から、就業関連属性が出生意識・出生行動に対して比較的大きな影響を及ぼしていることが明らかになった。ただし、この調査で利用可能な就業関連属性が調査時点のものであるため、特に女性の場合は逆の因果関係を示している場合がありそうなることも窺われた。しかし、日本では特に結婚、第1子出生、第2子出生までは就業関連属性の影響が他の2カ国よりも大きいように見受けられることから、日本の少子化対策が男女の働き方に焦点を合わせているのは間違っていないと言えよう。