

分析対象は、第1回調査において未婚である女性である³。未婚女性のうち、調査期間を通じて性別や年齢の回答に不備がある者、ならびに分析に用いる説明変数に外れ値や欠損値がある者を除外したところ、分析の対象となるサンプル数は7,671人であった。

分析では、前年度における報告論文にならない、初婚ならびに脱落を競合するイベントとして取り扱い、第1回調査における未婚女性が結婚するか、調査から脱落するか、未婚のまま第5回調査を向かえるまでをリスク期間とした離散時間ネステッド・ロジットモデルによるイベントヒストリー分析(Hill et. al. 1993, 山口 2002a,b)を行う。なお、本稿におけるような離散時間ネステッド・ロジットモデルによる脱落バイアスの補正については、このモデルの開発者のひとりであるHill(1997)によってその有用性が提示されており、すでに学術的に十分確立された手法であることが明らかとなったのでここに補足しておく。

なお、パネルデータに対するイベントヒストリー分析では、かなりの割合で左打ち切り(left-truncation)が発生することに留意する必要がある。左打ち切りとは、観察期間より前にイベント生起のリスクが開始していることをいう(Guo 1993, Allison 1995)。本調査においては、20-34歳の女性を分析対象としている。女性の法定結婚年齢は16歳であるため、実際には同調査におけるすべての未婚女性が左打ち切りのケースといえる。結婚リスクの高いサンプルは調査開始までの間に結婚してしまう可能性が高いため、左打ち切りのケースはイベント発生リスクの低いケースに限定される可能性が指摘されている(Allison 1995)。しかし、同調査においては第1回調査のサンプルは無作為に抽出されていることから、調査開始時における未婚女性にはこのようなセレクション効果は生じておらず、無作為に選択されていると仮定できる。また、Guo(1993)はイベントのリスク開始時点が明らかである場合、条件付き尤度法(conditional likelihood approach)を用いることで左打ち切りによる偏りなく推定が行えることを示している⁴。本分析においては、最も早く初婚が観察される年齢である20歳を初婚リスクの開始時点と仮定して、条件付き尤度法によるパラメーター推定を行う⁵。

³ 「21世紀成年者縦断調査」では結婚歴に関する項目がないため、未婚者と既婚の独身者を区別することができない。そのため、本稿では子どものいない独身女性を未婚女性と定義する。「2000年国勢調査」(総務省統計局 2001)によると、20-34歳の男女のうち、独身者に占める離死別者の割合は男が1.63%、女が4.41%である。本分析では、子どもがいる独身者を分析より除外しているため、分析サンプルにおける既婚者の割合はこれと同程度かそれ以下と推測される。

⁴ Guo(1993)の条件付き尤度法による分析手法は、山口(2001)において、区間調査法によるイベントヒストリー分析として示されている。

⁵ ただし、今回の分析では調査開始から4年間に生じた初婚と脱落のみを取り扱う。そのため、各年齢における初婚経験は対応する出生コーホートに限定して生起している。例えば、34歳以降の結婚を経験できるのは、調査開始時に30-34歳であった1968-1972年出生コーホートの女性のみである。同様にその他の年齢においても、最大で4つの単年コーホートにしか当該年齢における結婚が経験されない。そのため、ハザード確率の年齢効果はコーホート効果と分離することができない。

4. 記述統計

4-1. 初婚と脱落の推移

表 1 は、モデルに使用するサンプルを対象として、各調査間における結婚と脱落の発生頻度を表している。パネル 1 において未婚であった女性のうち、4.2%にあたる 319 人がパネル 2 までの間に結婚している。一方、パネル 2 に回答しなかった脱落ケースは 1,169 人と全体の 15.2%に達している。同様に、パネル 2 の時点で未婚であった女性のうち、パネル 3 までの間に結婚したケースは 307 人 (5.0%) であり、脱落は 890 ケース (14.4%) であった。パネル 3 からパネル 4 においては、結婚が 286 ケース (5.7%)、脱落が 588 ケース (11.8%) となっている。パネル 4 からパネル 5 では、結婚が 245 ケース (6.0%)、脱落が 431 ケース (10.5%) である。

表 1 初婚と脱落の発生頻度

| | | 未婚→ | | | |
|----------------|---|--------|-------|-------|--------|
| | | 未婚 | 結婚 | 脱落 | 合計 |
| パネル1→2 | n | 6,183 | 319 | 1,169 | 7,671 |
| (2002年-2003年)* | % | 80.6 | 4.2 | 15.2 | 100.0 |
| パネル2→3 | n | 4,986 | 307 | 890 | 6,183 |
| (2003年-2004年) | % | 80.6 | 5.0 | 14.4 | 100.0 |
| パネル3→4 | n | 4,112 | 286 | 588 | 4,986 |
| (2004年-2005年) | % | 82.5 | 5.7 | 11.8 | 100.0 |
| パネル4→5 | n | 3,436 | 245 | 431 | 4,112 |
| (2005年-2006年) | % | 83.6 | 6.0 | 10.5 | 100.0 |
| 合計 | n | 18,717 | 1,157 | 3,078 | 22,952 |
| (2002年-2006年) | % | 81.6 | 5.0 | 13.4 | 100.0 |

*: 各年とも11月時点

未婚女性に対する結婚と脱落の発生頻度をみると、調査回が進むにつれて、結婚が増加し、脱落が減少する傾向がみられる。調査回が進む毎に結婚が増加しているのは、より結婚が起きやすい 20 歳代後半へと回答者の年齢がシフトしていることを反映しているものと思われる。また、脱落については、調査に非協力的な回答者は早い段階で脱落するため、調査が回を重ねるにつれて、調査に協力的な回答者が残ることとなる。そのため、あとの調査回ほど脱落が少ないものと思われる。

減少傾向にあるとはいえ、調査からの脱落率が各年で 10%を超えていることに留意する必要がある。結婚と脱落の各生起確率のうち、どちらかあるいは一方が無視できるほど小さい場合には、それぞれのイベントが独立に生起していると仮定して、一方のイベントの生起を他方のイベントのセンサーされたケースとして取り扱うことが可能である (山口 2002b)。しかし、ここでは脱落の生起確率が比較的大きく、また初婚の生起確率も無視で

きるほどには小さくはない。そのため、脱落をセンサーとして扱い、初婚をイベントとする通常の離散時間ロジットモデルではパラメーター推定にバイアスが生じる可能性が高い。したがって、ここでは脱落を初婚と競合するイベントとして取り扱い、多項ロジットあるいはネステッド・ロジットモデルによって、競合イベントのパラメーターを同時推定する手法が望ましいことが示唆される。

4-2. 共変量

分析に用いた共変量（説明変数）は前年度報告論文（福田 2008）に準拠しているが、学歴や年間勤労所得による影響が明瞭に表現されるようにいくつかの変数を分析より除き、よりシンプルなモデルを構築した。その結果、モデルに用いる共変量は、年齢、年次、教育水準（卒業ベース）、職業、親との同別居、初回調査時に居住していた県における SMAM（single mean age at marriage）⁶、年間勤労所得、性別役割分業意識である。

モデルでは、初婚のベースライン・ハザードは年齢の関数として表される。年齢は 20-25 歳、25-30 歳、30-38 歳までの 3 つに区分され、各区分で初婚のハザード率が線形に上昇あるいは下降すると仮定するスプライン関数によって近似する⁷。他の共変量はベースライン・ハザードを比例的に増減させる効果をもつことを仮定している。いわゆる比例オッズモデルである。

共変量の多くが、時間と共に値が変化することを許容する時間依存性共変量である。説明変数（原因）の従属変数（結果）に対する時間的先行を留保するため、時間依存性共変量は前年度調査で得られた値を使用した。また、リスク期間を通じて一定の値もつ時間固定共変量として、性別役割分業意識と居住都道府県の SMAM を用いた。両変数共に、サンプル確定時あるいは第 1 回調査で得られた値を使用しているため、イベント生起に対する時間的先行は留保されている。

成年者調査では、第 1 回調査において、世帯収入、家事、そして育児について、夫妻のどちらが主な責任を負うべきかについて、それぞれ「夫が主に」、「夫妻が平等に」、「妻が主に」、そして「わからない」の 4 つの選択肢から回答を得ている。各項目について、より伝統的な性別役割分業に近い回答をした場合に高い得点がつくようにコーディングし（表 2 参照）、三項目の得点を合計して 0-9 点までの値をとる性別役割分業意識得点を構築した。

⁶ SMAM は国勢調査の年齢別未婚率から計算する結婚年齢であり、次式により計算する。

$$SMAM = (\sum Cx \cdot 50 \cdot S) / (1 - S) \quad Cx: \text{年齢別未婚率}, S: \text{生涯未婚率}$$

⁷ ベースラインハザードの形状がそれほど複雑ではない場合、各歳別のダミー変数を使用する場合と比べて、スプライン関数では自由度が小さくて済むため、モデルの節約性が高い。

表2 性別役割分業意識得点のコーディング

| | 3点 | 2点 | 1点 | 0点 |
|---------|-----|-------|----|-----|
| 1. 世帯収入 | 夫が主 | わからない | 平等 | 妻が主 |
| 2. 家事 | 妻が主 | わからない | 平等 | 夫が主 |
| 3. 育児 | 妻が主 | わからない | 平等 | 夫が主 |

なお、年間勤労所得には、無視できないほど高い割合で欠損値がみられた。欠損値を分析より除外するとサンプル数が大きく減少し、パラメーターの推定上望ましくない。そのため、これらの変数については、欠損値に平均値を代入して分析に含めた。また、年間勤労所得について欠損値ダミー変数を作成して、欠損値を持つケースには1を、そうでないケースには0を付した。例えば、年間勤労所得が欠損値であるケースについては、年間勤労所得の平均値（性、パネル別）を代入し、年間勤労所得の欠損値ダミーを1とした。この処置を行うことにより、年間勤労所得に欠損値であるケースについても、分析に使用できるようにした。なお、欠損値ダミー変数は対応する変数の平均値をリファレンスとする係数を表す。また、性別、調査回数別に年間勤労所得を計算し、平均より4標準偏差以上高い所得をもつケースについては外れ値とした。外れ値の値は各調査回によって異なるが、750万円（以上）から900万円（以上）となっている。なお、結婚のリスク期間中に一度でも年間勤労所得に外れ値があるサンプルは分析より除外した⁸。

4.3. 性別役割分業意識と学歴

性別役割分業意識得点を構成する各項目ならびに性別役割分業意識得点を学歴別にみると、性別役割分業意識は学歴によってそれほど変わらない。「わからない」と回答する割合が中学卒において高く、学歴が上がるにつれて低下する傾向がみられるものの、その他の選択肢への回答割合は、学歴によってそれほど大きく変わらないことが明らかである。したがって、同一の学歴をもつ女性内においても、性別役割分業に対する考え方に大きな違いが存在していることがみとれる。

また、3つの項目ともに、伝統的な性別役割分業もしくは、夫妻が同様に責任をもつ、のいずれかの選択肢に回答が集中しており、非伝統的な性別役割分業、たとえば世帯収入について、妻が主に責任をもつ家庭や、家事や育児について夫が主に責任をもつ家庭を望む女性はごくわずかであることが示されている。

⁸ 年間勤労所得に外れ値があるサンプルは、各調査回において20ケース以下である。

表 3-1 世帯収入の責任

| | 夫が主 | 妻が主 | 夫妻が同様 | わからない | 合計 |
|---------|--------------|------------|--------------|--------------|----------------|
| 中学卒 | 270 41.0 | 7 1.1 | 258 39.2 | 123 18.7 | 658 100.0 |
| 高校卒 | 2974 45.6 | 57 0.9 | 2718 41.6 | 780 12.0 | 6529 100.0 |
| 専門学校卒 | 1202 45.4 | 16 0.6 | 1123 42.5 | 304 11.5 | 2645 100.0 |
| 短大・高専卒 | 1054 55.9 | 13 0.7 | 661 35.1 | 158 8.4 | 1886 100.0 |
| 大学・大学院卒 | 1798 49.1 | 19 0.5 | 1563 42.6 | 286 7.8 | 3666 100.0 |
| 合計 | 7298 47.4 | 112 0.7 | 6323 41.1 | 1651 10.7 | 15384 100.0 |

表 3-2 家事の責任

| | 夫が主 | 妻が主 | 夫妻が同様 | わからない | 合計 |
|---------|-----------|--------------|--------------|-------------|----------------|
| 中学卒 | 7 1.1 | 215 32.7 | 314 47.7 | 122 18.5 | 658 100.0 |
| 高校卒 | 31 0.5 | 2371 36.3 | 3481 53.3 | 646 9.9 | 6529 100.0 |
| 専門学校卒 | 10 0.4 | 940 35.5 | 1469 55.5 | 226 8.5 | 2645 100.0 |
| 短大・高専卒 | 11 0.6 | 749 39.7 | 1020 54.1 | 106 5.6 | 1886 100.0 |
| 大学・大学院卒 | 9 0.3 | 1386 37.8 | 2033 55.5 | 238 6.5 | 3666 100.0 |
| 合計 | 68 0.4 | 5661 36.8 | 8317 54.1 | 1338 8.7 | 15384 100.0 |

表 3-3 育児の責任

| | 夫が主 | 妻が主 | 夫妻が同様 | わからない | 合計 |
|---------|-----------|-------------|---------------|-------------|----------------|
| 中学卒 | 1 0.2 | 67 10.2 | 465 70.7 | 125 19.0 | 658 100.0 |
| 高校卒 | 31 0.5 | 488 7.5 | 5388 82.5 | 622 9.5 | 6529 100.0 |
| 専門学校卒 | 9 0.3 | 205 7.8 | 2192 82.9 | 239 9.0 | 2645 100.0 |
| 短大・高専卒 | 7 0.4 | 131 7.0 | 1661 88.1 | 87 4.6 | 1886 100.0 |
| 大学・大学院卒 | 11 0.3 | 346 9.4 | 3070 83.7 | 239 6.5 | 3666 100.0 |
| 合計 | 59 0.4 | 1237 8.0 | 12776 83.1 | 1312 8.5 | 15384 100.0 |

表 3-4 性別役割分業意識得点

| | 性別役割分業意識得点 |
|-------|------------|
| 中学 | 5.27 |
| 高校 | 4.99 |
| 専門学校 | 4.90 |
| 短大・高専 | 5.20 |
| 大学 | 4.85 |
| 合計 | 5.00 |

また、表 3-4 には女性の性別役割分業意識の得点を学歴別に示した。その結果、大学卒の女性ほど伝統的な性別役割分業意識が低く、中学卒や短大・高専卒の女性ほど伝統的な性別役割分業意識が高いことが明らかである。中学卒では各項目において「夫妻が同様」と回答する割合が若干低いことや、短大・高専卒では世帯収入について「夫が主」と回答する割合が高いことなどを反映しているものと思われる。分析では、これらの性別役割分業意識の主効果、ならびに学歴別効果（交互作用効果）について検討する。

5. 分析結果

初婚ハザードについての離散時間ネステッド・ロジット・モデルの推定結果を表 4 に示した。ところで、性別役割分業についての考え方は、結婚を「絶対したくない」と回答したサンプルには尋ねていない。そのため、結婚を「絶対したくない」と回答したサンプルを除くことにより、推定結果がどの程度異なるのかを検証するために、モデル 1 においては、結婚を「絶対したくない」と回答したサンプルを含めた分析結果を、モデル 2 以降ではこれを含めない分析結果を示した。表中では、係数 β をそのまま表示しており、各共変量が結婚の対数ハザード (log-hazard) に与える影響が示されている。係数 β がプラス (正) である場合は、その変数が結婚を促す効果をもつことを意味し、これがマイナス (負) である場合は、結婚を阻害する効果をもつことを意味する。

モデル 1 とモデル 2 の結果を比較すると、モデル 2 において結婚を「絶対したくない」と回答した女性 (461 ケース、モデル 1 サンプルの約 2%) を除くことで、中学卒の結婚ハザードが上昇している。予備的な分析によると、結婚を「絶対したくない」と回答した女性の結婚ハザードは有意に低く、また中学卒に結婚を「絶対したくない」と回答した割合が高い。したがって、結婚を「絶対したくない」と回答したサンプルを除くことで、中学卒の低い結婚ハザードが上方にシフトしたものである。したがって、このようなセレクションをサンプルに加えなかった場合、中学卒女性の結婚ハザードはモデル 2 以降で推定されるよりも実際には低いことに留意する必要がある。また、同様にモデル 2 におけるその他の変化として、居住県の SMAM が 10% 水準ながら統計的に有意な負の効果となり、逆に親と別居している女性の結婚ハザードは統計的有意性を失っている。これらについても、サンプルを限定したことによる影響といえる。しかし、年齢、年次、就業形態、そして勤労所得の影響については、比較的安定的な結果を得ており、サンプル選択による影響を受けていない。

以上に留意しつつモデル 2 からモデル 4 までの推定結果についてみてみよう。はじめに、学歴および勤労所得の効果についてみると、これは従来の研究 (Higuchi 2001, Ono 2003, 福田 2007b) とは異なり、プラスの効果を示している。つまり、高卒女性に比べて、大卒女性であるほど、そして収入が高い女性ほど結婚ハザードが高いという結果を得た。特に、勤労所得については 2 次関数や自然対数などの Specification も試みたが、線形として、直接

モデルに含める場合に最も当てはまりが良いという結果を得た。このことは、2000年代に入り、女性の稼働能力と結婚形成との関係が負から正の関係へと変化したことを意味する。したがって、これまでわが国の結婚行動を説明してきた「女性の経済的自立仮説」は、もはや適合せず、わが国の結婚行動は稼働能力の高い女性ほど結婚しやすい欧米型へと変化したことが示唆される。

表4 初婚ハザードについての離散時間ネステッド・ロジット・モデルの推定結果

| | モデル1 β_1 | モデル2 β_2 | モデル3 β_3 | モデル4 β_4 |
|-------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 年齢スプライン | | | | |
| 20-25歳 | 0.110 ** | 0.108 ** | 0.101 ** | 0.120 ** |
| 25-30歳 | 0.077 *** | 0.088 *** | 0.086 *** | 0.093 *** |
| 30-38歳 | -0.116 *** | -0.126 *** | -0.125 *** | -0.136 *** |
| 年次(対:2002-03年) | | | | |
| 2003-04年 | 0.063 | 0.071 | 0.071 | 0.086 |
| 2004-05年 | 0.044 | 0.070 | 0.070 | 0.105 |
| 2005-06年 | -0.009 | 0.024 | 0.025 | 0.062 |
| 学歴(対:高校卒) | | | | |
| 中学卒 | 0.081 | 0.240 * | 0.236 * | 0.105 |
| 専門学校卒 | 0.185 *** | 0.179 ** | 0.187 *** | 0.447 *** |
| 短大・高専卒 | 0.162 ** | 0.172 ** | 0.167 ** | 0.440 *** |
| 大学・大学院卒 | 0.304 *** | 0.316 *** | 0.323 *** | 0.630 *** |
| 学歴×性別役割分業意識 | | | | |
| 中学卒×性別役割分業意識 | - | - | - | 0.023 |
| 専門学校卒×性別役割分業意識 | - | - | - | -0.048 |
| 短大・高専卒×性別役割分業意識 | - | - | - | -0.048 * |
| 大学・大学院卒×性別役割分業意識 | - | - | - | -0.055 * |
| 就業形態(対:小企業正規雇用) | | | | |
| 中企業正規雇用 | -0.012 | 0.017 | 0.018 | 0.022 |
| 大企業正規雇用 | -0.119 | -0.112 | -0.107 | -0.127 |
| 非正規雇用 | 0.010 | 0.018 | 0.017 | 0.007 |
| 無職 | 0.068 | 0.112 | 0.110 | 0.091 |
| 学生 | -0.392 * | -0.477 ** | -0.448 ** | -0.513 ** |
| 不明 | 0.143 ** | 0.183 ** | 0.188 ** | 0.189 ** |
| 親との同別居 (対:両親と同居) | | | | |
| 親と別居 | 0.413 ** | 0.331 | 0.362 * | 0.265 |
| 片親と同居 | 0.146 ** | 0.129 ** | 0.138 ** | 0.133 ** |
| 不明 | 0.335 *** | 0.312 *** | 0.326 *** | 0.284 *** |
| 居住都道府県のSMAM | -0.158 | -0.191 * | -0.188 * | -0.238 ** |
| 年間勤労所得(十万円) | 0.012 *** | 0.013 *** | 0.013 *** | 0.014 *** |
| 年間勤労所得不明ダミー | -0.122 | -0.159 | -0.143 | -0.221 |
| 性別役割分業意識 | - | - | 0.042 *** | 0.079 *** |
| 初婚と脱落の異質性の相関 ρ (注) | | | | |
| z1 | 0.569 * | | | |
| z2 | | 0.673 ** | | |
| z3 | | | 0.653 ** | |
| z4 | | | | 0.795 *** |
| 定数 | 1.333 | 2.115 | 1.878 | 2.824 |
| サンプル数 | 7671 | 7353 | 7353 | 7353 |
| person-year数 | 22952 | 21965 | 21965 | 21965 |
| カイ2乗値 | 454.163 | 453.854 | 458.901 | 474.540 |
| 自由度 | 24 | 24 | 25 | 29 |

* p<.1; ** p<.05; *** p<.01

注): 初婚と脱落の異質性の相関係数は、 $(1-\rho^2)$ によって表わされる。

次に、モデル 3 では、女性の性別役割分業に関する意識を説明変数として加え、結婚行動との関係を考察した。その結果、性別役割分業に関する意識の係数はプラスで有意であり、伝統的な女性ほど結婚しやすいという結果を得た。このことは、「男性は外で働き、女性は家事や育児に専念する」といった伝統的な性別役割分業に順応的な女性ほど結婚しやすいことを意味している。わが国における結婚は依然として Becker (1981) が仮定するような「特化と交換」に基づく形態に依拠しているのであろうか。このことは、先のモデル 2 で得た結論と矛盾するようにも思われる。そこで、モデル 4 では、性別役割分業意識の影響を学歴別にみることで、この点についてより詳細に検討する。一方、性別役割分業意識をモデルに加えても、学歴や所得による影響はほぼ変わりなく維持されており、これらの経済変数と女性の結婚との関係が頑健なものであることが示唆される。

モデル 4 では学歴と性別役割分業意識の交互作用効果について検討した。その結果、学歴と性別役割分業意識の交互作用効果については、図 1 のように表わされることが明らかとなった。

図1 ジェンダー意識と学歴の交互作用効果

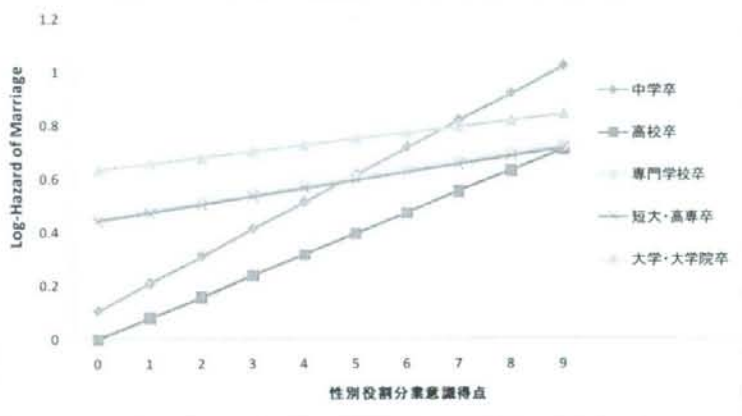


図 1 より、性別役割分業意識が結婚ハザードに与えるは学歴によって異なることが明らかである。伝統的な性別役割分業意識が結婚に結びついていたのは、高校卒以下までであり、専門学校卒、短大・高専卒、そして大学卒の女性においては、性別役割分業意識と結婚形成との間にわずかな正の関係のみがみられるのみである。したがって、「特化と交換」に基づく伝統的な結婚形態は、わが国では主に低学歴層において強固に残っているものと推測され、性別役割分業意識の違いが結婚確率に大きな違いをもたらしている。しかし、高学歴層においては性別役割分業意識の違いに基づく結婚確率の差はかなり限定的である。また、もっとも現代的な（非伝統的な）性別役割分業意識をもつ女性であっても低学歴層に比べて結婚ハザードが高く結婚しやすい傾向がみられる。モデル 4 においても、賃金所得

の高い女性ほど結婚しやすいという傾向が一貫してみられる。したがって、高学歴女性においては、性別役割分業意識よりも本人の稼得能力がより重要な結婚要因となっている。

大卒女性において、伝統的な性別役割分業意識が、わずかではあるが結婚に対して正の効果をもつことは、性別役割分業意識が伝統的であるがゆえに大卒女性が結婚難に陥っていると「結婚市場におけるミスマッチ仮説」を棄却するものである。したがって、本研究では、「女性の経済的自立仮説」ならびに「結婚市場におけるミスマッチ仮説」の双方ともが棄却される結果となった。1980年代半ばから1990年代半ばまでの過渡期にみられた高学歴女性における「2つの未婚化プロセス」(Raymo and Iwasawa 2005)はいずれも終わりを迎え、わが国の結婚行動は全く新たな段階に入ったといえよう。次節においては、このような結婚行動における新たな変化がどのような要因によって起きているのかについて若干の考察を行いまとめとする。

6. まとめ

わが国では従来より女性の学歴や所得が結婚形成に対して負の効果をもつことが指摘されており、女性の経済的自立仮説が未婚化の主要な要因とされてきた(いわゆる「女性の経済的自立仮説」)(Higuchi 2001, Ono 2003, Ryamo 1998, Raymo 2003)。一方で、高学歴女性は結婚に対して完全に背を向けているのではなく、根強い上方婚志向により自分と同等かそれ以上の社会経済的地位をもつ男性との出会いのチャンスが限られており、それゆえに結婚難に陥っているとの指摘もなされている(「結婚市場におけるミスマッチ仮説」)(Raymo and Iwasawa 2005)。本研究では、「21世紀成年者縦断調査」の最新のデータを用いることで、このような従来なされてきた説明が、近年におけるわが国の結婚行動にも当てはまるのかを検証した。

分析の結果、1) 女性の学歴と年間勤労所得は、ともに結婚ハザードに対して正の効果をもっていること、2) 伝統的な性別役割分業意識が結婚ハザードに対して正の効果をもつのは、主に高校卒以下の低学歴層に限られること、そして3) 高学歴女性であっても、伝統的な性別役割分業意識は結婚ハザードに対して弱い正の効果をもつこと、が明らかとなった。また、この結果、「女性の経済的自立仮説」と「結婚市場におけるミスマッチ仮説」は双方とも支持されないことが示された。

「女性の経済的自立仮説」が支持されなくなった理由については、近年の結婚行動において、女性の上方婚を基本とする配偶者の選択選好(基準)に変化が生じていることが挙げられよう。第1に、1990年代を通じて、女性の4年制大学進学率は、男性のそれを上回る勢いで上昇している。2008年度における4年制大学への進学率は、男性の55.2%に対し、女性が42.6%と依然として男性の方が高いものの、その差は確実に縮まりつつある。女性の上方婚志向が不変であるとする、引き続き女性の教育水準の構造変化は、結婚市場において大卒男性のさらなる相対的不足を促し、大卒女性の結婚難を一層深刻なものとして

いることが予測される。このことは、自分よりも学歴や稼働能力が低い男性と結婚することに対する社会的な制約を弱め、高学歴女性の配偶者選択選好に変化をもたらした可能性がある。このような変化はすでにいくつかの先進諸国において生じたことが指摘されている（Blossfeld and Timm 2003）。また、大卒女性とは逆に、大卒男性にとっては自分と同等の教育水準をもつ大卒女性が、結婚市場により多く供給されることを意味する。そのため、構造的に大卒男性は、大卒女性と結婚する機会が高まる。このことは、近年の結婚においては、女性の学歴上方婚（男性の学歴下方婚）を低下させ、男女の学歴同類婚を促す作用をもつであろう。

次に、バブル崩壊後の1990年代における長期の経済不況は、男性の女性に対する相対的な経済力を大きく低下させたものと思われる。そのため、男性の配偶者選択選好が、男性下方婚から同類婚へ、稼働能力の低い男性については、男性上方婚にさえ変化した可能性がある。男性の配偶者選択選好の変化は、1990年代の若年労働市場の非正規化ならびに失業率の悪化といった不安定化によって強まったのではないだろうか。以上のシナリオは、稼働能力の高い女性が、稼働能力が低い男性からも高い男性からも選択されやすくなっていることを示唆しており、わが国において女性の学歴や所得が結婚形成に対して正の効果をもつように変化したことを説明するものである。

一方、性別役割分業意識が結婚行動に与える影響については、学歴によって大きな違いがみられた。高校卒以下の女性たちにおいては、伝統的な性別役割分業意識と結婚ハザードとの間に正の関連があるのに対し、高学歴層の女性たちにおいては、この影響はかなり弱まる。ただし、この結果は高学歴でかつ伝統的な性別役割分業意識をもつ女性の未婚化が進んでいるとする「結婚市場におけるミスマッチ仮説」を積極的に支持するには至らない。むしろ、性別役割分業意識と学歴の交互作用効果は、上方婚にこだわらない結婚形態が高学歴、高所得の女性において進んでいるとする先の見解と一致するものである。

結論として、本研究では近年におけるわが国の結婚行動が大きく変容しつつあることを明らかにした。また、その変容はアメリカ、オーストラリア、スウェーデンといった西欧諸国における結婚のように、稼働能力の高い女性ほど結婚しやすいという方向に向かっていく。このような変化の原因として、経済不況や雇用の非正規化によって、男性の経済的見通しが不安定化する中、男性のみを家計における主な稼働者とする家族モデルがついに限界を迎えていることが挙げられよう。本研究における結果は、伝統的な結婚や家族モデルの限界が、近年における若者の結婚行動規範を変化させつつあることを示すものである。このような変化が未婚化の終焉に繋がるのか否か、従来にはない新たな理論的枠組による分析・研究が必要である。21世紀縦断調査は、近年における若者の結婚や出生行動の変化を迅速に捕捉し、分析する上において、非常に有用なデータであり、今後一層の活用が求められる。

参考文献

- Allison, Paul D., 1995. *Survival Analysis Using The SAS System: A Practical Guide*. Cary: SAS Institute Inc.
- Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Massachusetts, Harvard University Press.
- Blossfeld, Hans-Peter, 1995, "Changes in the Process of Family Formation and Women's Growing Economic Independence: A Comparison of Nine Countries", in Blossfeld, Hans-Peter, edit, *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies*, Boulder, Westview Press, pp. 3-34.
- Blossfeld, Hans-Peter and Andreas Timm 2003, *Who Marries Whom?: Educational Systems As Marriage Markets in Modern Societies*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Guo, Guang, 1993. "Event-History Analysis for Left-Truncated Data" *Sociological Methodology* 23:217-43.
- Higuchi, Yoshio (2001) "Women's Employment in Japan and the Timing of Marriage and Childbirth,". *Japanese Economic Review*, 52(2), pp.156-184.
- Hill, Daniel H., 1997, "Adjusting for Attrition in Event-History Analysis", *Sociological Methodology*, vol. 27, pp. 393-416.
- Hill, Daniel H., William G. Axinn, and Arland Thornton, 1993. "Competing Hazards with Shared Unmeasured Risk Factors" *Sociological Methodology* 23 : 245-77.
- Ono, Hiromi, 2003. "Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender" *Journal of Marriage and Family* 65:275-86.
- Oppenheimer, Valerie Kincade, 1997, "Women's Employment and the Gains to Marriage: The Specialization and Trading Model of Marriage", *Annual Review of Sociology*, 23: 431-453.
- Parsons, T. 1949, *The social structure of the family*. In R. Anshen (Ed.), *The family: Its function and destiny*. New York: Harper.
- Raymo, James M. 1998. "Later Marriages or Fewer? Changes in the Marital Behavior of Japanese Women." *Journal of Marriage and the Family* 60:1023-1034.
- Raymo, James M., 2003. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women" *Demography* 40: 83-103.
- Raymo, James M., and Miho Iwasawa, 2005, "Marriage Market Mismatches in Japan: An Alternative View of the Relationship between Women's Education and Marriage", *American Sociological Review*, 70: 801-822.
- Sørensen, Annette, 1995, "Women's Education and the Costs and Benefits of Marriage", in Blossfeld, Hans-Peter, edit, *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies*, Boulder, Westview Press, pp. 229-235.
- Tsuya Noriko O. and Karen Oppenheim Mason, 1995. "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan" in *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, edited by K. Oppenheim Mason and A-M. Jensen. Oxford: Clarendon Press, pp. 139-67.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2005, 『第2回 21世紀成年人縦断調査(国民の生活に関する継続調査)結果の概況』。
- 総務省統計局, 2001, 『国勢調査報告(平成12年第2巻その1)』, 日本統計協会, 東京。
- 福田節也, 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, 45-53 ページ。
- 福田節也, 2007b, 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択(1):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, 54-62 ページ。

- 福田節也, 2008, 「『21世紀成年人者縦断調査』を用いた初婚の要因分析: ネステッド・ロジットモデルによる初婚と脱落の競合ハザード分析」, 厚生労働科学研究費補助金(統計情報高度利用総合研究事業: 課題番号 H18-統計-001)「パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究」, 平成19年度報告書。
- 山口一男, 2001a, 「イベントヒストリー分析(2)」, 『統計』, 2001年10月号, 70-75ページ。
- 山口一男, 2002a, 「イベントヒストリー分析(13)」, 『統計』, 2002年9月号, 60-65ページ。
- 山口一男, 2002b, 「イベントヒストリー分析(14)」, 『統計』, 2002年10月号, 66-71ページ。
- 山口一男, 2005, 『少子化の決定要因と対策について: 夫の役割, 職場の役割, 政府の役割, 社会の役割』季刊家計経済研究 66:57-67。
- 山田昌弘, 1996, 『結婚の社会学—未婚化・晩婚化はつづくのか』, 丸善ライブラリー, 東京。

13 就業変化や結婚の発生を考慮した結婚意欲の分析： 21世紀成年者調査（第1回～第4回調査の履歴）による検証

鎌田健司

本稿では、就業変化・結婚などイベント発生の変化によって生じる結婚意欲の変化についての分析を行う。データは「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第4回調査までの履歴データであり、分析手法は決定木（decision tree）を用いて分析する。

分析した結果、男性における正規就業と非正規就業の差は、その他の変数による分類を大きく規定してしまうほどの影響力を持っていることが確認された。単に学歴が高い方で年収が高く、正規就業につきやすく、結婚しやすいという傾向のほかに、2000年以降の非正規労働化というものが学歴などの効果を超えて影響力を持つことが確認できた。

一方、女性は年齢と世帯総収入の影響が大きく、就業状態や学歴の影響は少なかった。年齢4歳階級「31-34歳」では第2分類で結婚の有無の影響が最も強く、第3分類で両親と同居の有無が影響するなど、いわゆる結婚適齢期を通過した直後の女性の結婚意欲に大きな影響を及ぼすようである。

はじめに

晩婚化・未婚化が進行する現在の日本において、結婚動向を理解する上で独身者の結婚意欲の様々な要因を考慮した構造を分析することは重要である。結婚意欲の動向については、「出生動向基本調査（第13回調査）」によれば、結婚する意思を持つ未婚者は1980年代から減少傾向にあるものの2005年においても9割程度であるが、結婚をする積極的理由がないという理由などによって晩婚化傾向は継続しているという（国立社会保障・人口問題研究所 2007）。さらに同調査においては、就業の状態により結婚意欲の差が大きく、正規就業と非正規就業や無職・家事で異なり、男性で顕著であることが指摘されている。就業の状態に関する同様の傾向は「21世紀成年者縦断調査」の結果報告（第4回）でも指摘されている（厚生労働省大臣官房統計情報部）。第1回調査と第4回調査において結婚意欲を質問しているが、その間に就業状態が変化したケースのうち、非正規就業から正規就業へ移行した場合、結婚意欲が高くなるという興味深い結果が得られている。関連して結婚行動や出生行動は経済変動の影響も受けるように、個人の景気見通しが結婚意欲に影響を与え、景気見通しに悲観的であると結婚見込みが低くなることが指摘されており、こちらも男性で顕著な傾向であるという（第一生命経済研究所 2008）。女性についても正規・非正規で結婚意欲が異なることが指摘されているが（永瀬 2002）、就業状態や経済変動の

影響を受けるのは男性の方がその影響が強い（福田 2006）。年収の効果をみても同様の傾向である。その他の結婚意欲に与える影響としては、年齢別の動向は上記の調査等で示されているとおり年齢が高くなると低下する傾向を示し、30代から顕著に減少する。学歴については、学歴が高くなると結婚意欲が高くなる（小林 2006；福田 2006）。小林（2006）では、女性の場合、母親が健在であると結婚意欲に正の効果となり、これは生育家庭の環境の影響として母親を人生のモデルとするためであると推測している。また、居住地が大都市である方で結婚意欲が高いなどの結果を示している。身近な人の影響として釜野（2008）では、結婚している友人を幸福であるとみなすことや周囲に子育てしている友人の存在、きょうだいが多くいることが結婚意欲を高めることを示している。さらに福田（2006）では、居住形態の影響として、両親と同居と比べて男女ともに同棲していると結婚意欲が高く、女性では片親との同居および一人暮らしで低くなるという結果を示している。また、正規就業している男女を対象に勤務先で利用可能な育児支援制度の効果として、男性では育児休業制度、子の看護のための休暇制度、勤務時間の短縮、時間外労働の制限で正の影響が出ているが、女性では育児休業制度および勤務時間の短縮でのみ正の影響がでるといった男女差がみられることを示している。これについて、仕事を持つ女性は家事の負担も期待されるダブル・シフト志向が依然として根強い現状において、企業のみならず家事や育児に協力的な「理想の夫」の必要性を指摘している。

データと分析手法

データは「21世紀成年人者縦断調査」の第1回から第4回の履歴データを用いる。分析対象は、第1回と第4回の結婚意欲に回答がある独身男女および第1回から第4回の間結婚が生じたケースを用いる。

分析手法は、決定木（decision tree）を用いる。決定木は、従属変数に対する独立変数の影響（分析法によって異なる）が強い順から対象を分類していき、統計的有意性がなくなる、またはケースがなくなるまでツリー状に提示する分析法である。統計的有意性がない場合ひとつのグループに統合するなど、データの分解と選別を形式的パラメトリックモデルによる構築によって交互作用の算出し、ケースを分類する。用いるデータの種類は名義尺度から比例尺度まで使用することができ、それぞれ異なる成長手法を選択することができる。成長手法には、

- ・CHAID：カイ2乗自動反復検出法。従属変数と最も強い交互作用を持つ独立変数を優先的に選択する。従属変数の値に関する独立変数のカテゴリに統計的有意性がない場合はそのカテゴリを統合する。
- ・Exhaustive CHAID：CHAIDの手法を用いて、独立変数を可能な限り分類する手法。
- ・CRT：従属変数に関するデータをできるだけ等質のカテゴリに分割する手法。

などがある。

変数と分析モデル

従属変数については、「絶対（結婚）したい」を5、「絶対（結婚）したくない」を1と変換した第4回の結婚意欲に結婚前の結婚意欲を統合した変数を用いる。結婚前の結婚意欲の差について観察するためである。

独立変数については、年齢4歳階級（第4回調査時）、最終学歴（第4回調査時）、正規・非正規の別（第4回調査時）、世帯総所得（第4回調査時）、結婚の有無（1-4回変化）、両親との同居（1-4回変化）、就業状況の変化（1-4回変化）を用いる。分析モデルについては以下で述べるが、男女とも同じ変数構成としている。

年齢4歳階級（第4回調査時）は「23-26歳」「27-30歳」「31-34歳」「35-37歳」の4カテゴリ、最終学歴（第4回調査時）は元の変数構成のまま「中学」「高校」「専門学校」「短大・高専」「大学」「大学院」「その他」の7カテゴリ、正規・非正規の別（第4回調査時）は正規・非正規の別に仕事の有無変数から無職を割り当て「正規＝就業形態が正規の職員・従業員」「非正規＝就業形態がパート、アルバイト、労働者派遣事務所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他」「無職」の3カテゴリ、世帯総所得（第4回調査時）はカテゴリ化を行い「所得なし」「1-130万円」「131-199万円」「200-299万円」「300-499万円」「500-699万円」「700-899万円」「900-1099万円」「1100-1299万円」「1300万円以上」と低所得を細かく分けたカテゴリ、結婚の有無（1-4回変化）は第1回調査から第4回調査までで結婚が生じたか否かのダミー変数、両親との同居（1-4回変化）は第1回調査から第4回調査の間に同居パターンが変化したかについて「変化なし（同居していない）」「変化なし（同居している）」「別居している→同居している」「同居している→別居している」の4カテゴリ、就業状況の変化（1-4回変化）は第1回調査から第4回調査の間に就業状況が変化したかについて「同一就業継続」「無職継続」「新規就業」「転職」「離職」の5カテゴリで分類されている。

分析モデルは、大分類として男女別に分けている（男性モデル、女性モデル）。

分析手法の適用に関しては、男性モデルおよび女性モデルについては従属変数を順序尺度とした上で Exhaustive CHAID を用いる。この分析法を用いることにより、交互作用が強い順に変数を選択し、下記の条件に従って可能な限りの分類を行う。検証として交差検証を行い、ツリーの最大の深さを10、親ノードの最小ケースを1、子ノードの最小ケースを1、統計的有意水準を10%水準においた。欠損値の扱いについては、すべての変数で欠損値が生じない限りは、個別の変数で欠損値が生じていても有効としている。これによって、深いノードまで分類をみることができる。

分析結果

男性モデル

表 1 はモデル要約と相対リスクである。モデル要約には条件と分類されたツリー数およびノード数が記載され、相対リスクでは再代入の推定値と交差検証の推定値を示している。交差検証は、それぞれのツリーにおいて、そのツリーの生成時に除外したサブサンプルに適用し、誤分類のリスクを推定する。相対リスクによって示されるリスク推定はツリー全体のリスクの平均値を算出する。モデル 1-1 において検出されたノード数は 65、ターミナルノードの数は 37、ツリーの深さは 6 となっている。

表 1 男性モデル 1-1 の要約および相対リスク

| モデルの要約 | | |
|--------|------------|--|
| 指定 | 成長方法 | EXHAUSTIVE CHAID |
| | 従属変数 | 従属変数：第4回結婚意欲 + 結婚前結婚意欲 |
| | 独立変数 | 年齢4歳階級、1-4回で結婚の有無、1-4回変化世帯部(両親との同居/ターン)、1-4回変化個人部(男性)(就業状況の変化)、第4回個人部(男性)：(正規・非正規)、第4回個人部(男性)：最終学歴(学校の種類)、世帯総所得第4回 |
| | 検証 | 交差検証 |
| | ツリーの最大の深さ | 10 |
| | 親ノードの最小ケース | 1 |
| | 子ノードの最小ケース | 1 |
| 結果 | 含まれている独立変数 | 年齢4歳階級(第4回調査時)、最終学歴(第4回調査時)、正規・非正規の別(第4回調査時)、世帯総所得(第4回調査時)、結婚の有無(1-4回変化)、両親との同居(1-4回変化)、就業状況の変化(1- |
| | ノードの数 | 65 |
| | ターミナルノードの数 | 37 |
| | ツリーの深さ | 6 |
| 相対リスク | | |
| 方法 | 推定値 | 標準誤差 |
| 交差検証 | .612 | .006 |

それでは男性の結婚意欲のツリー全体の動向をみよめる(図1、無職・非正規就業は図2～図5、正規就業は図6～図8、欠損値は図9)。各カテゴリーの括弧内割合は「なるべくしたい」と「絶対したい」の合計を示し「結婚意欲」の指標とする。

分類前の結婚意欲の構成割合は65%となり、これが全体の結婚意欲の水準である。

男性の結婚意欲を分割する上で最も交互作用が大きい変数は、就業形態が「正規就業」(70.4%)、「無職・非正規就業」(55%)、「欠損値」(62.7%)の分類によってである(図1)。「欠損値」(62.7%)はケース数が610と無視できないウェイトを占めているものの解釈が困難であるため、図9の提示のみとする。

「無職・非正規就業」(55%)のツリーについて概観する。非正規就業においても学歴に

よって大きな差がみられ、大学、専門学校、短大・高専では世帯総所得で差がみられた。世帯総所得の差は明確でない。これは同居人による規定を受ける可能性が高いためであると類推できる。世帯総所得は無職か非正規にわかれ、無職であるとき結婚の有無の差を生じる。学歴が高校である場合は分岐が複雑である。第3分類では就業変化のカテゴリと同一継続で差がみられ、就業変化の方が結婚意欲は高い。就業変化のカテゴリは世帯総所得、年齢、結婚の有無などで分岐し、ここでは世帯総所得が高い方が、年齢は若い方が、結婚の有無では結婚している方が結婚意欲は高い傾向がみられる。同一就業のカテゴリでは、世帯総所得に分かれ、所得が低い方で結婚の有無に分岐し、500-699万円のカテゴリはケース数が3ではあるが、両親との同居パターンで分岐している。

詳細をみると、「無職・非正規就業」(55%)である場合、第2分類は学歴となっており、「中学」(33.9%)、「高校、その他」(49.4%)、「大学、専門学校、短大・高専」(58.4%)、「大学院」(76.1%)の4カテゴリに統合され、学歴が高くなると結婚意欲が高くなる傾向がみられる。

第3分類が「大学、専門学校、短大・高専」の場合(図2)、第4分類で世帯総所得となり、「1-299万円、900-1099万円」(62.3%)「所得なし、700-899万円、欠損値」(50.3%)、「500-699万円」(80%、ただしケース数は5)の3分類となる。「所得なし、700-899万円、欠損値」(50.3%)であると第6分類「無職」(47.9%)と「非正規」(55.3%)が分離され、「無職」(47.9%)であると「結婚の有無」で差がみられ「結婚していない」(47.4%)、「結婚している」(100%、ただしケース数は2)となっている。

一方、第2分類の学歴が「高校、その他」(49.4%)であると(図3)、就業状態の変化による差によって分類され、「離職、新規就業、転職」(58.2%)、「無職継続、同一就業継続、欠損値」(40.5%)、第4分類が世帯総所得となる。世帯総所得は「130-699万円」(50%)、「0-130万円、1300万円以上」(67.3%)と分類され、「131-699万円」(50%)であると年齢で差が生じ、「0-130万円、1300万円以上」(67.3%)であると結婚の有無で差が生じる。第4分類世帯総所得「131-699万円」(50%)からわかれた第5分類、年齢分布では「23-30歳」(72.9%)と「31-37歳」(55.6%)に分かれる。

「23-30歳」(72.9%)はさらに第6分類として両親との同居となり(図4a)、「欠損値」(30%)と「それ以外のパターン」(77.2%)と分類される。一方、「0-130万円、1300万円以上」(67.3%)から分類された結婚の有無では「結婚していない」(49.2%)と「結婚した」(71.4%、ただしケース数は7)となり(図3)、「結婚していない」(49.2%)は「無職」(58.2%)と「非正規」(43.6%)に分かれ、「結婚した」(71.4%、ただしケース数は7)も「無職」(50%、ただしケース数4)と「非正規」(100%、ただしケース数3)に分かれた。

最後に、第3分類「無職継続、同一就業継続、欠損値」(40.5%)のツリーをみると(図5)、世帯総所得が第4分類として分かれ「0-130万円、200-299万円」(47.2%)、「131-199、300-499万円」(31.7%)、「500-699万円」(0%、ただしケース数は3)の3分類となり、高所得層はケース数がない。「0-130万円、200-299万円」(47.2%)はさらに第5分類として結

婚の有無に分類され「結婚していない」(47%)、「結婚した」(100%、ただしケース数は1)となっている。

一方、「500-699万円」(0%、ただしケース数は3)は両親との同居パターンに分類され、「別居している→同居している」(0%、ただしケース数は1)、「欠損値」(0%、ただしケース数は2)となっている。

図1 男性モデル：の第1分類から第2分類（無職・非正規）のツリー

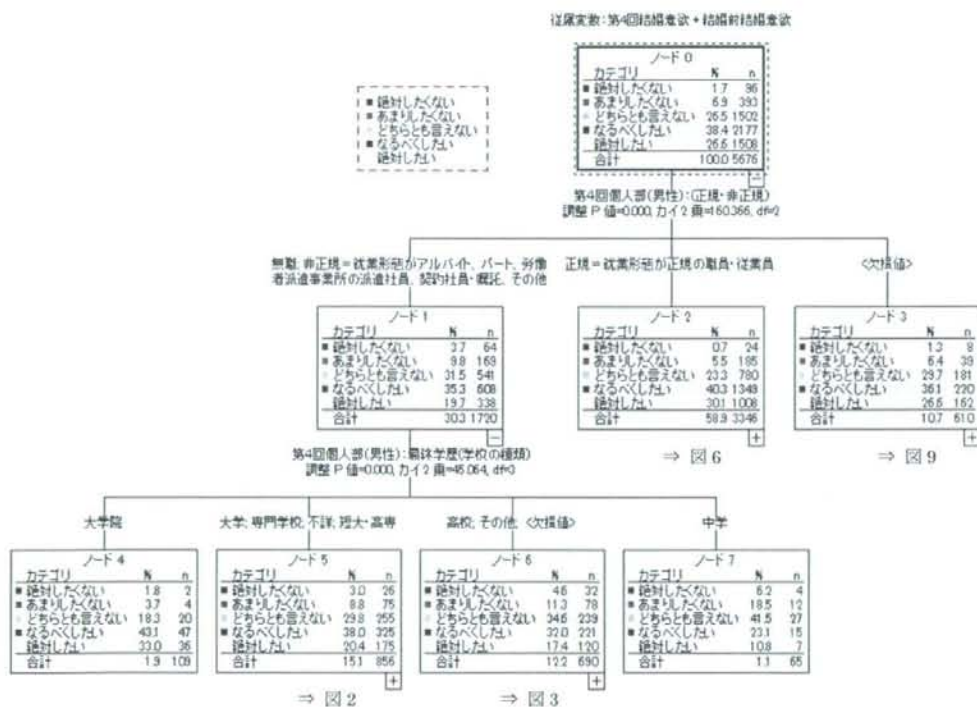


図2 男性モデル：「無職・非正規」、「大学、専門学校、短大・高専」の第3分類から第5分類のツリー

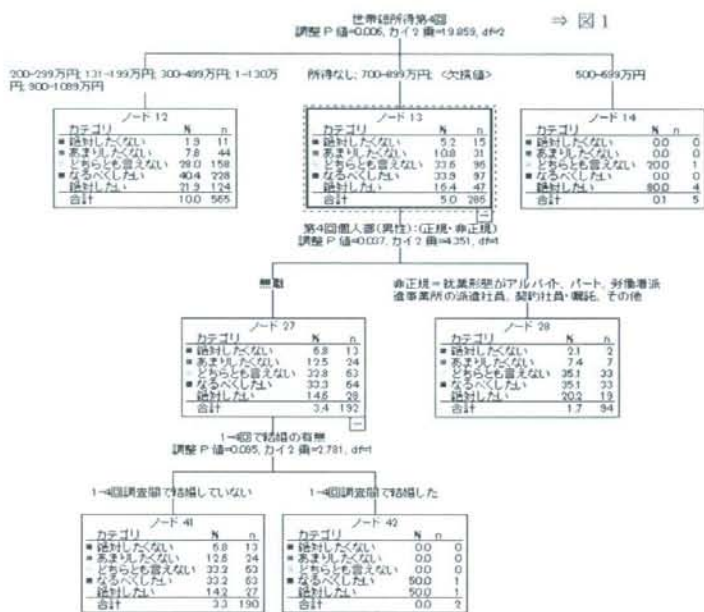


図3 男性モデル：の「無職・非正規」、「高校、その他」「離職、新規就業、転職」の第3分類から第5分類のツリー

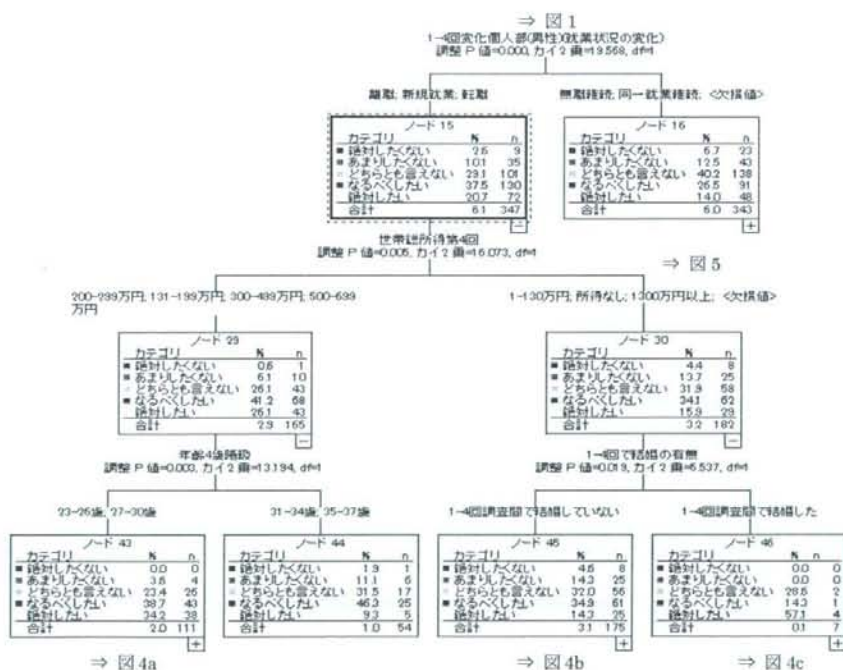
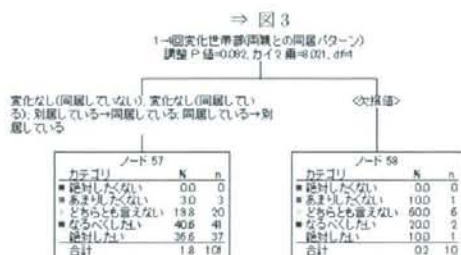


図 4a-c 男性モデル：「無職・非正規」、「高校、その他」「離職、新規就業、転職」の第 6 分類のツリー

(a) 「131-699 万円」・「23-30 歳」



「0-130 万円、1300 万円以上」で

(b) 「1-4 回調査間で結婚していない」

(c) 「1-4 回調査間で結婚した」

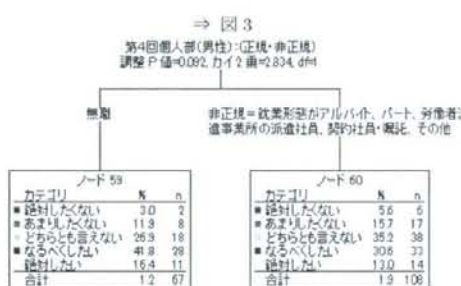


図 5 男性モデル：「無職・非正規」、「高校、その他」「無職継続、同一就業継続」の第 4 分類から第 5 分類のツリー

