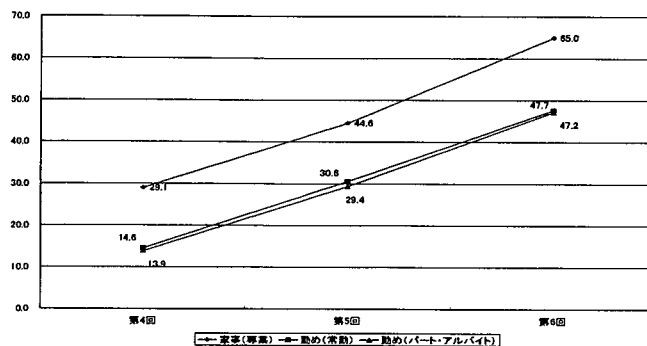


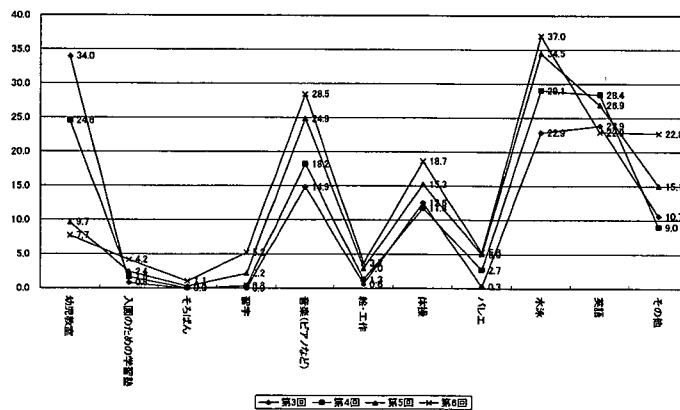
### 3. 習い事の費用

子育て費用の具体的な中身として、保育料とともに、習い事がある。本節では、習い事について設問をおいた第4～6回のデータからその実態をみていく。第6回の時点で、全体サンプルで習い事をしている層が54.8%、していない層が44.4%であった（不詳0.8%）。母親の就業別にみると、回を追うごとに習い事をしている割合が増えていることがわかる。第6回では、専業主婦層で65%、常勤層やパート・アルバイト層では47%の子どもが習い事をしている（図表6）。具体的には、水泳、音楽、英語、幼児教室が中心となっている（図表7）。

図表6 母親の就業別にみた子どもの習い事の有無



図表7 習い事の内容



図表8 習い事の費用（第6回）

全体

	1万円未満	1万円台	2万円台	3万円台	4万円台	5万円台	6万円以上	不詳	合計
習い事(n=21433)	58.4	29.0	6.3	1.5	0.7	0.4	1.6	2.0	100.0

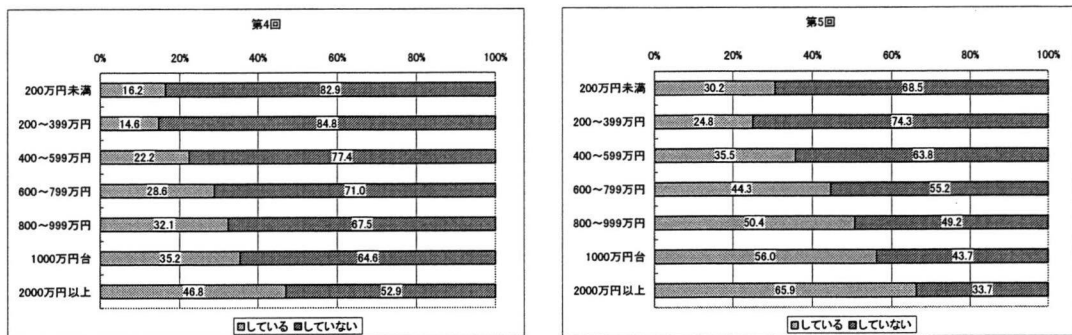
母親の就業別

	1万円未満	1万円台	2万円台	3万円台	4万円台	5万円台	6万円以上	不詳	合計
家事(専業主婦)	56.3	30.8	6.6	1.6	0.7	0.5	1.8	1.8	100.0
勤め(常勤)	59.6	28.0	6.0	1.6	0.5	0.4	1.7	2.3	100.0
勤め(パート・アルバイト)	64.4	26.1	4.8	1.2	0.5	0.2	1.0	1.7	100.0

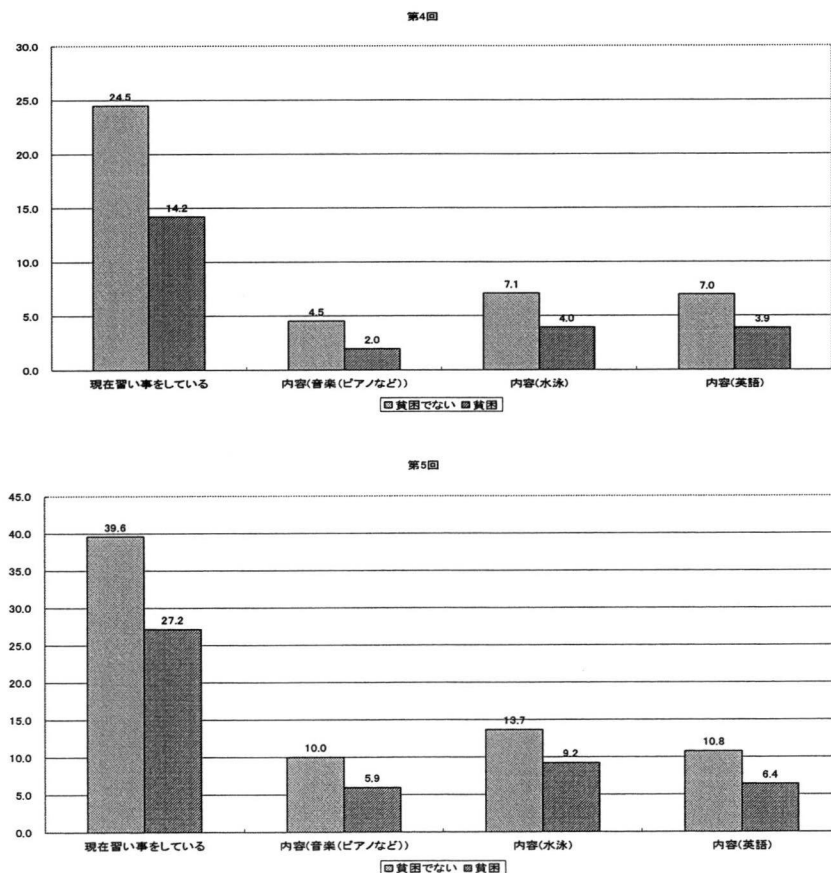
習い事の費用は、1万円未満が58.4%と最も多く、ついで1万円台が29.0%となっている（図表8・上段）。母親の就業別にみると、パート・アルバイト層では1万円未満が64.4%と最も多い（図表8・下段）。

収入別にみると、収入が高ければ高いほど、習い事をしている比率が高くなることわかる。年収200～399万円の層と、年収800～900万円の層の「している」を比較すると、第4回では、年収200～399万円が14.6%、年収800～900万円が32.1%であり、約2倍である。同様に第5回でも、前者が24.8%、後者が50.4%と同様に約2倍の差がある（図表9）。

図表9 収入と習い事の有無（第4回、第5回）



図表10 習い事の内容と貧困率（第4回、5回）



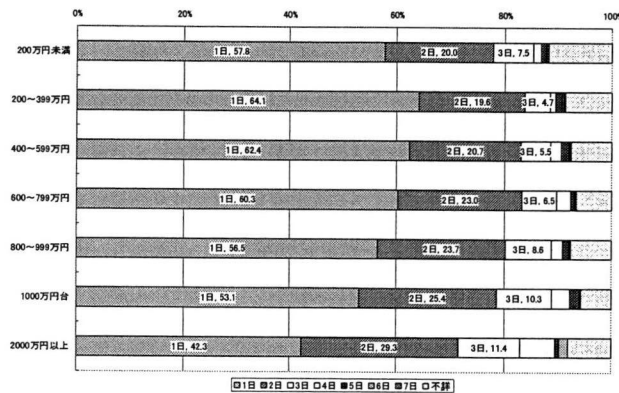
貧困世帯別にみると、習い事をしている比率は、貧困世帯でない方が 1.5～2 倍ほど習い事をしている比率が高いことがわかる（図表 10）<sup>7</sup>。

より具体的に習い事の頻度や中身でみてみよう。

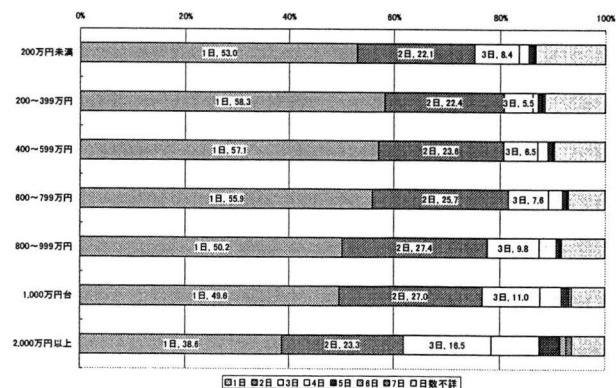
まず頻度について。200～399 万円未満の層の場合、1 日が 64.1%、2 日が 20.0%となっている。1 日の割合は所得が高くなるほどゆるやかに減少するとともに、2 日の割合が高くなる。たとえば 1,000 万円台の層の場合、1 日は 53.1%、2 日は 25.4%、2 日が 10.3%と高いことがわかる（図表 11）。

図表 11 年収別にみた習い事の頻度（第 4 回、5 回）

第 4 回



第 5 回



具体的な習い事の中身についてはどうだろうか。

第 4 回をみると、幼児教室、音楽（ピアノなど）では、年収 400 万円未満の層と、年収 800 万円以上の層とでは、3 倍以上のひらきがある。また、水泳や英語は 2 倍のひらきがある。

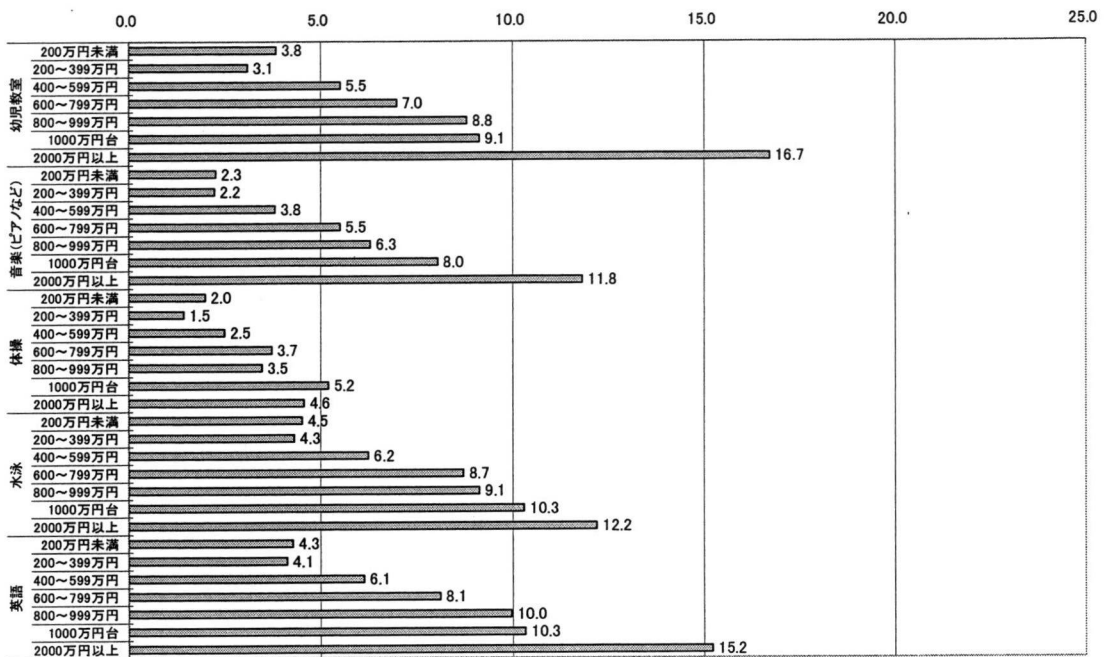
第 5 回でも、音楽（ピアノなど）や体操では、年収 400 万円未満の層と、年収 800 万円以上の層とでは、2～3 倍以上のひらきがある。また、水泳や英語は、第 4 回と同様、2 倍

のひらきがある。

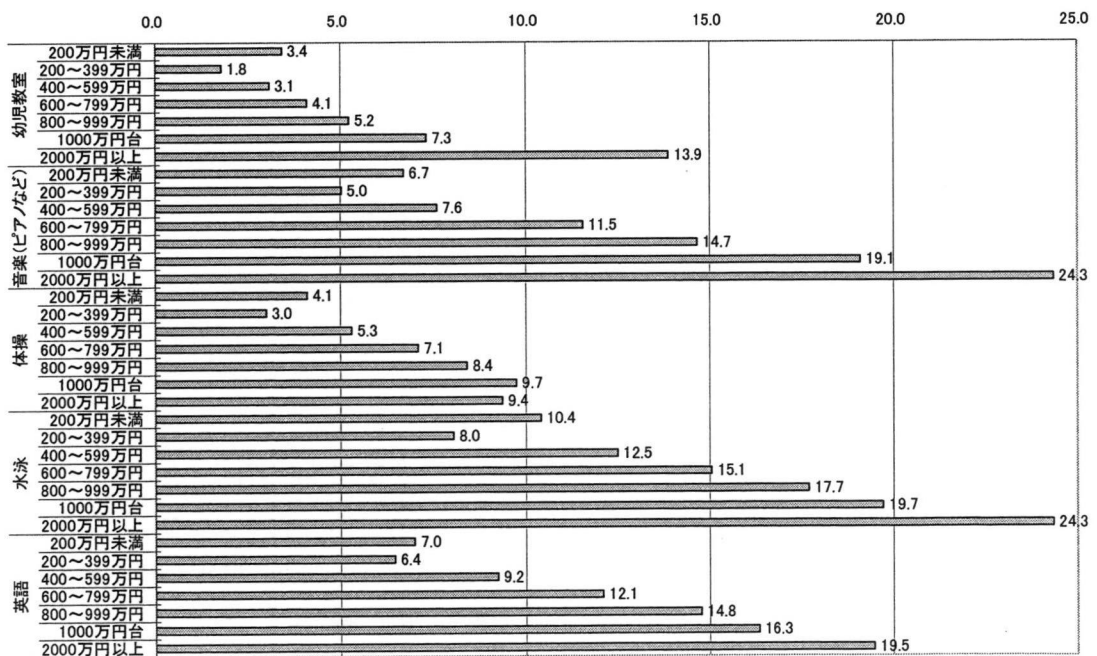
第 6 回でもこの傾向は同様であり、就学前の習い事は、親の年収でその差が大きくひろがっていることがわかる（図表 12）。

図表 12 収入別に見た習い事の中身（第 4～6 回）

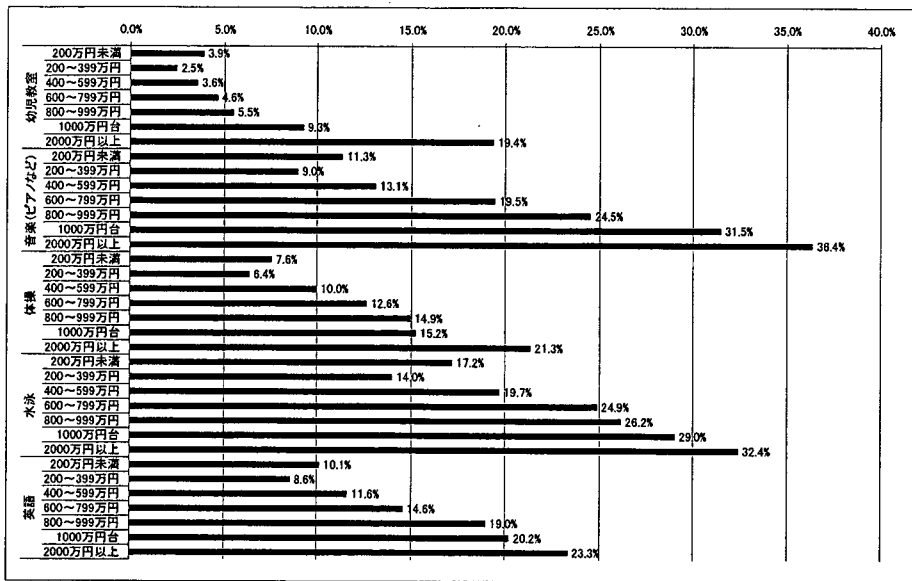
第 4 回



第 5 回



第6回<sup>8</sup>



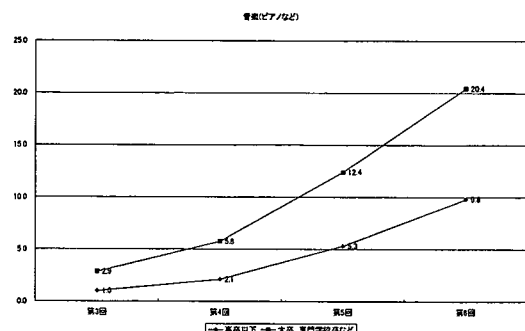
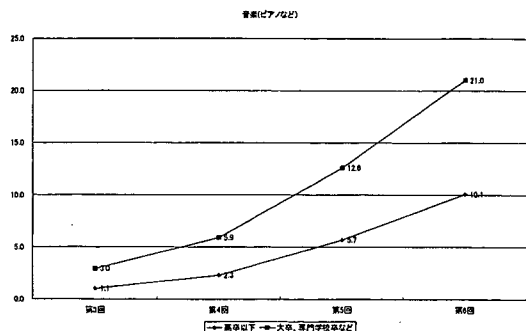
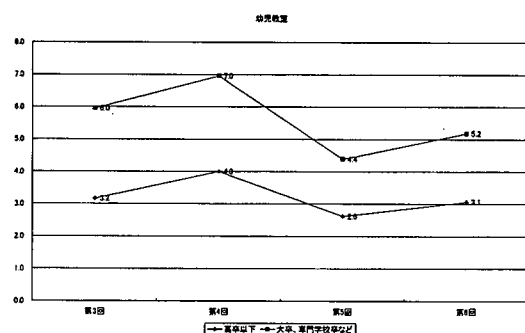
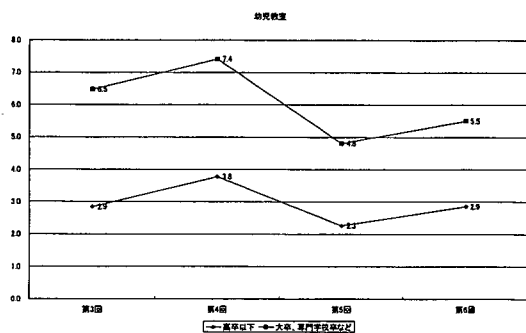
\* 参考

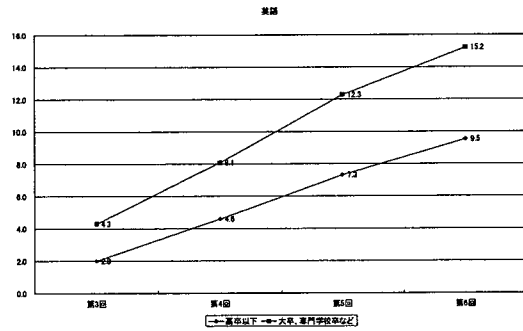
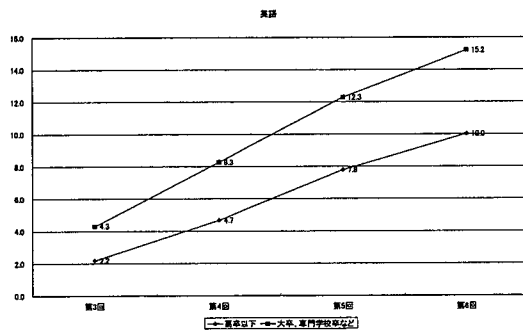
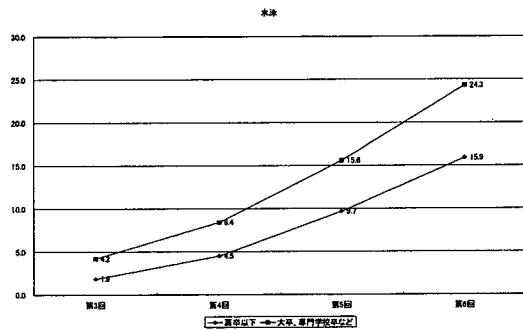
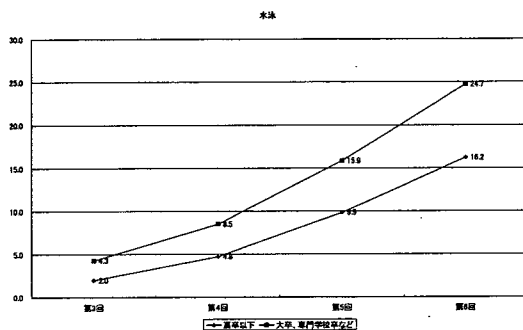
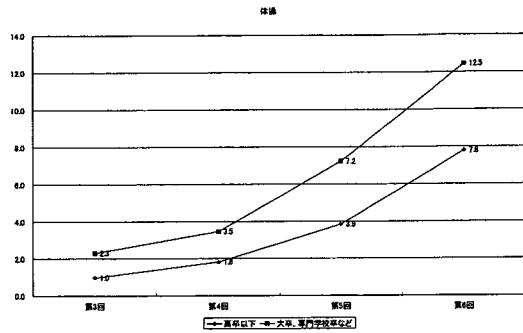
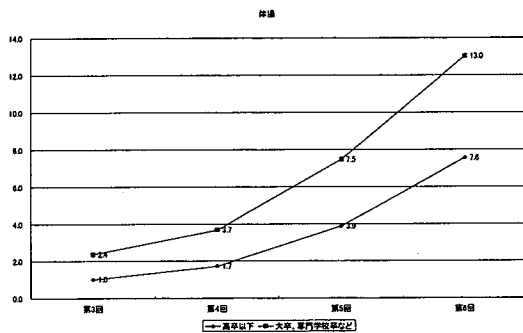
親の学歴別にみると、高校卒以下と、大卒以上とを比較した場合、約2倍の差で、大卒以上の親の子どもの方が習い事をしていることがわかる(図表13)。

図表13 親の学歴と習い事内容

父親学歴×習い事の内容

母親学歴×習い事の内容





#### 4. 子育て費用が家計を圧迫する層と、経済的負担感が高い層の違い<sup>9</sup>

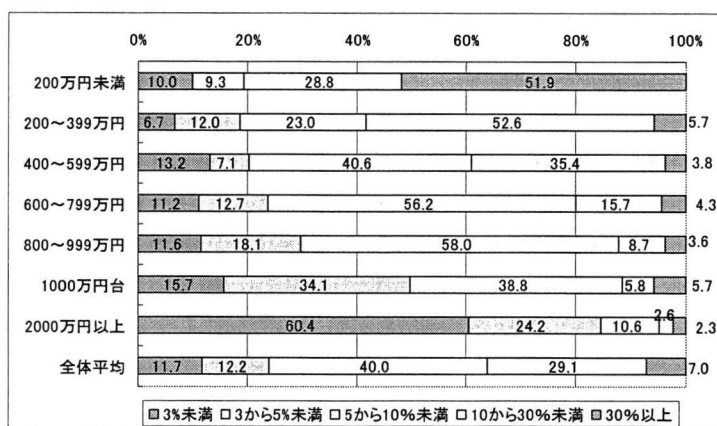
以上、子育て費用の実態について、総額、保育料、習い事の実態をみてきた。子育ての経済的負担の実態をみたうえで、経済的支援の拡充をどう考えていけばよいのだろうか。この点を考えるうえで、(1)そもそも、子育て費用が所得に占める割合が高いのはどういう層なのか、(2)経済的負担感の高い層はどういう層なのか、(3)実際に子育て費用が所得に占める割合が高い層と、経済的負担感の高い層は一致しているのか、一致していないのか、という疑問が生じる。というのは、子育て費用が所得に占める割合が高い層と、経済的負担感の高い層が一致していれば、負担感が高い層に経済的支援を手厚くすることは、子育て費用が所得に占める割合が高い層に支援を手厚くすることと同じであるため、あまり問題はない。しかし問題なのは、両者が一致しない場合である。すなわち、負担感が高い層

と、実際に子育て費用が家計に占める割合が高い層とが異なる場合である。この場合、負担感の緩和を重視するのか、実際に子育て費用が家計に占める割合を低くすることを重視するか、いずれかで異なった政策効果を持つことになると考えられるからである。

### 子育て費用が所得に占める割合が高いのは誰なのか？

そもそも、子育て費用が家計を大きく圧迫している層はどういう層なのか。第 6 回では所得を聞いていないため、第 5 回のデータで検討すると、所得水準が低い層ほど、子育て費用が所得に占める割合が高くなる傾向が鮮明に現われる。すなわち、年収に占める子育て費用の割合が 10% をこえる層は、年収 200 万円未満で 80.7%、年収 200~399 万円 で 58.3% と 6~8 割存在している。一方、年収 800 万円以上になると、その割合は約 12% 以下となる (図表 14)。

図表 14 年収別にみた子育て費用が所得に占める割合 (第 5 回)



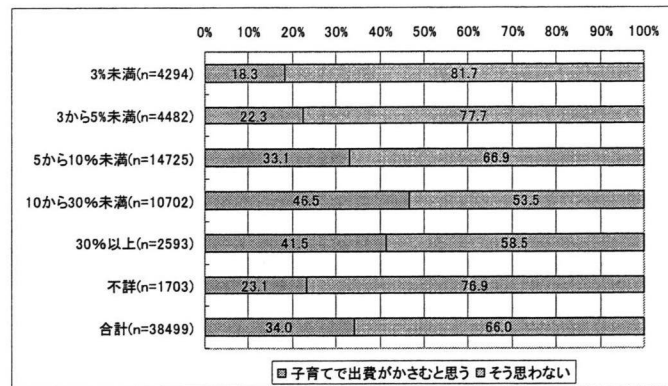
### 経済的負担感が高いのは誰なのか？

では次に、所得に子育て費用の占める割合が高い層や低所得層が、経済的負担感も高いといえるのだろうか。子育て費用の実態は、意識面としての経済的負担感と一致しているのか。ここでは、子育て費用の実態と、経済的負担感との関係について、第 5 回調査からみてみたい。

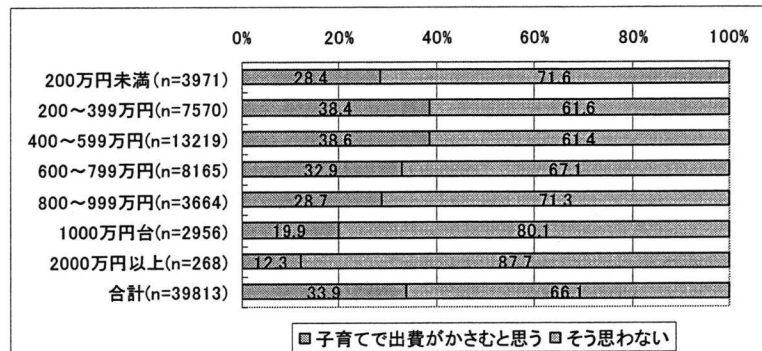
まず、子育て費用の割合別に経済的負担感をみると、「所得に子育て費用が占める割合 10~30%未満」は 46.5%、「30%以上」では 41.5%となっており、子育て費用が所得の 10%以上の層になると、負担感が 4 割をこえる (図表 15)。

しかしながら、年収別に経済的負担感をみると、最も負担感が高く出ているのは、年収 400~599 万円 (38.6%)、年収 200~399 万円 (38.4%) の層である。低所得層の負担感が、必ずしも最も高く出てこない (図表 16)。

図表 15 子育て費用負担と経済的負担感（第5回）



図表 16 年収別にみた経済的負担感（第5回）



### 経済的支援策の必要性が最も高いのは誰なのか？

では、経済的支援の必要性が最も高いのは、どのような特徴を持つ層だと考えられるだろうか。この点を考えるために、経済的負担感と子育て費用負担を規定する要因を検討してみよう。

第一に、経済的負担感の規定要因について。これまでの筆者による探索的分析<sup>10</sup>をふまえ、保育料、父や祖父母との同居の状況、母親の就業状況、収入、習い事の有無、保育料負担感、子どもが病気がちという変数を独立変数にして、従属変数を「子育てで出費がかさむ」（経済的負担感）としてロジスティック回帰分析を行う。

まず、経済的負担感を強めるのに有意な関連がみられ、オッズ費が1.5以上のものは、母親が仕事を探している、子どもが病気がちの場合である。一方で、祖父母との同居は、経済的負担感を弱めるのに有意な影響がみられる。ここから、祖父母という親族ネットワークが、（ケア負担のみならず）経済的負担感の緩和にも影響していることが示唆される（図表 17）。



図表 17 経済的負担感の規定要因に関するロジスティック回帰分析(第5回)

	B	Exp (B)	有意確率	
母親が専業主婦	0.175	1.191	0.005	**
母親が仕事を探している	0.474	1.606	0.000	***
習い事あり	0.167	1.182	0.000	***
きょうだいあり	0.207	1.230	0.000	***
ひとり親世帯(別居、死別、離別)	-0.127	0.881	0.441	
祖父母と同居あり	-0.212	0.809	0.000	***
保育料が負担	0.279	1.322	0.000	***
収入400万円未満	0.259	1.296	0.000	*
子どもが病気がち	0.503	1.653	0.000	***
定数	-0.719	0.487	0.000	***
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗			0.020	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗			0.027	

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

第二に、上記と同じ独立変数を用いて、従属変数を「収入に占める子育て費用の割合が30%以上」として、ロジスティック回帰分析を行った。

まず、子育て費用の割合が30%以上の規定要因についてみると、習い事あり、ひとり親世帯(別居、死別、離別)、収入400万円未満の場合で正の関連が出ている。一方、専業主婦の場合、上述の経済的負担感(意識面)では負担感との間に正の関連がみられた。その反面、子育て費用負担の実態面においては負の関連がみられ、逆の結果となっている(図表18)。

図表 18 子育て費用が30%以上の規定要因に関するロジスティック回帰分析(第5回)

	B	Exp (B)	有意確率	
母親が専業主婦	-0.274	0.760	0.011	*
母親が仕事を探している	0.060	1.061	0.496	
習い事あり	0.320	1.377	0.000	***
きょうだいあり	-0.243	0.784	0.005	
ひとり親世帯(別居、死別、離別)	1.682	5.376	0.000	***
祖父母と同居あり	-0.032	0.969	0.718	
保育料が負担	0.132	1.141	0.070	
収入400万円未満	1.449	4.261	0.000	***
子どもが病気がち	0.048	1.049	0.738	
定数	-2.961	0.052	0.000	***
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗			0.020	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗			0.027	

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

以上の分析から、子育て費用負担をめぐって、意識面と実態面でみた場合、一致する部分と一致していない部分が明らかになってきた。

実態レベルでは、年収に占める子育て費用の割合が10%をこえる層は、年収200万円未満で8割、年収200~399万円では6割と大半をしめていた。しかしながら、経済的負担感が最も高いのは、必ずしも年収200万円未満ではない。年収400~599万円の層が最も高く、続いて200~399万円の層が続く。

さらに、経済的負担感と実態の費用負担の規定要因を検討した結果、所得に子育て費用が占める割合が30%以上に有意な正の関連がみられた諸変数のなかで、オッズ比が1.5をこえていたのが、①ひとり親世帯（別居、死別、離別）(5.376)、②収入400万円未満(4.261)、③習い事あり(1.377)であった。

また、経済的負担感（意識面）に有意な正の関連がみられた諸変数のなかでも、①子どもが病気がち(1.653)、②母親が仕事を探している(1.606)、③保育料が負担(1.322)の場合であった。さらに、母親が専業主婦の場合は負の関連が見られた。

こうして、意識レベルの経済的負担感の高さが、必ずしも実態レベルの費用負担の高さを反映しているとは言いきれない。これは、経済的支援の拡充策を考える上で、経済的負担感という意識面を重視するか、実態面を重視するかでは子育て層への政策効果が異なってくることを示すものだと見える。

## 5. まとめ

本稿では、21世紀出生児縦断調査第1～6回を用いて、就学前の子育て費用（総額、保育料、習い事）の実態について実態把握を行った。特に、習い事の費用は、1万円未満が6割、1万円台が3割と、1万円以下が大半をしめるが、親の収入によって異なる。具体的には、年収400万円未満の層と、年収800万円以上の層とでは、2～3倍以上のひらきがある。また家庭が貧困世帯かどうかでも、習い事をしている割合が1.5～2倍のひらきがあった。

こうして階層によって就学前の習い事の機会、子育てにかかる費用の階層間格差がある中で、経済的支援の拡充の方向性をどう考えればよいのだろうか。本稿では、所得に子育て費用の占める割合が高い層が、経済的負担感も高いとは必ずしもいえないこともわかった。所得に子育て費用が占める割合が30%以上の層の特徴として、①ひとり親世帯（別居、死別、離別）、②収入400万円未満が浮かび上がってきた。一方で、経済的負担感（意識面）の高い層の特徴として、①子どもが病気がち、②母親が仕事を探している、③保育料が負担が挙げられる。すなわち、子育て費用の実態は、意識面の経済的負担感と一致しているわけでもないことがわかった。経済的負担感の意識面を重視して経済的支援策の拡充を考えるか、実態面を重視して経済的支援の拡充を考えるかでは、そのターゲットが異なり、政策効果も異なりうることを推察される。

国際的には、就学前という「<sup>スタートライン</sup>出発点の不平等」の是正が政策課題として掲げられてきたが、日本では「<sup>スタートライン</sup>出発点の不平等」問題や低所得層の子育て問題よりはむしろ、経済的負担感、育児不安・ストレスといった負担感の緩和という心理的側面に集中してきたように思われる。これは国際的に見ると独特なのではないだろうか。たとえば隣国の韓国をみても、低所得層の経済的負担感、子どもの貧困、出発点の不平等の是正という政策論議が根強い。「よりよく育てる」ゲームに参加できる層と、そうではない層との両極化。教育の不平等問題は、常に韓国社会の悩みの種であり続けてきた。このゲームはすでに就学前の幼児期から

は始まっている。就学前の幼児期（出発点）ですでに不平等があり、そこから何とか対策を打たなければならない。近年の韓国社会では、こうした論調が一段と強くなってきている。早期教育が過熱すればするほど、就学前の幼児期（出発点）からの不平等問題は社会問題化し、子育てをめぐる制度改革が階層の視点から政策課題として浮上してきた<sup>11</sup>。

こうした隣国の状況と比較してみても、日本では対照的に、低所得層の子育て実態や出発点の不平等問題よりはむしろ、母親の育児不安やストレスといった、心理面・意識面に焦点が当てられてきた。その結果、子育ての経済的支援策の論議が、経済的負担感の緩和に向き、ある意味でニーズ論議が脱階層化してきた面もあるのではないだろうか。もちろん、経済的負担感の緩和ももちろん重要な課題であるが、本稿で見てきたように、すでに家計の30%以上が子育て費用で圧迫されている層に対する経済的拡充、国際的な課題になっている出発点の不平等を政策課題にのせていくことが今後より重要になってくると考える。

<sup>1</sup> 内閣府(2004)『平成16年度少子化社会白書』36頁。

<sup>2</sup> 内閣府(2005)『平成17年度少子化社会白書』105頁、内閣府(2006)『平成18年度少子化社会白書』44頁。

<sup>3</sup> 新しい少子化対策では、親の経済力が低く、仕事や家庭生活の面でも課題が多い出産前後や乳幼児期において、経済的負担の軽減を図ることとし、『児童手当制度における乳幼児加算の創設』を掲げ、『若い子育て世帯等の負担軽減のために、乳幼児期(特に3歳未満の時期)の児童手当の加算を行う』としている。

内閣府(2006)『平成18年度少子化社会白書』44頁。

<sup>4</sup> 内閣府(2006)『平成18年度少子化社会白書』44頁。

<sup>5</sup> 既存調査では、以下の点が明らかにされてきたことが明らかになっている。

〔仮説1〕子育て費用の総額は、子どもの年齢、人数、所得水準、親の就業形態、祖父母との同居、地域によって異なる。〔仮説2〕子育て費用が所得に占める割合は、所得水準によらず、一定の幅に収まる。詳細は相馬直子(2006)「子育て費用をめぐる格差の実態分析への課題：既存調査のレビューを中心に」(主任研究者 金子隆一『パネル調査(縦断調査)のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究』平成16～17年度総合研究報告書)参照。

<sup>6</sup> 第6回では所得を聞いていないため、第5回までのデータを使用した。

<sup>7</sup> 第6回では所得を聞いていないため、第4・5回のデータを使用した。

<sup>8</sup> 第6回では所得を聞いていないため、第5回の所得を使用した。

<sup>9</sup> 本節は、相馬直子(2007)「子育ての経済的負担の現状と意識に関する実証分析」『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(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 研究成果報告書)』215-24をもとにしている。

<sup>10</sup> 相馬直子(2006)「次世代育成支援対策」の政策評価システム開発へ向けて：「地域」視点の導入『パネル調査(縦断調査)のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発(平成17年度報告書)』、281-352頁、相馬直子(2007)「地域における次世代育成支援の政策評価に対するパネル調査の応用研究」『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(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 研究成果報告書)』267-84頁。

<sup>11</sup> 相馬直子(2008)「韓国 出発点の不平等と少子化のはざままで：子育ての社会化のジレンマ」泉千勢・一見真理子・汐見稔幸編『世界の幼児教育・保育改革と学力』明石書店、186-213頁。

## 2 3 わが国における配偶者選択選好の変化：2002年以降の結婚行動にみられる新たな知見

福田節也

### 1. はじめに

前年度のプロジェクトにおいては、イベントヒストリー分析 (event-history analysis) の拡張モデルである離散時間ネステッド・ロジット・モデル (discrete-time nested logit model) (山口 2002a,b)<sup>1</sup>を用いて、脱落による影響を加味した初婚要因の分析を行った (福田 2008)。分析の結果、1) 初婚と脱落の生起過程には非常に強い正の相関があること、2) この相関を無視して、脱落をセンサリング (censoring) として扱う通常のイベントヒストリー分析を行うと、パラメーターの推定に重大なバイアスが生じることが明らかとなった。初婚と脱落の生起過程に強い相関が認められるのは、パネル調査における脱落が時として結婚を契機に発生しているためである。このような場合、センサリングが分析対象とするイベントの生起とは独立に生じる、というランダム・センサリング (random censoring) の仮定を満たすことができず、パラメーターの推定に重大なバイアスを生じる。「21世紀成年者縦断調査」においては、毎年10-15%と無視できない割合で脱落が発生している。分析に際しては、対象とするイベントと脱落との関係を見極めたうえで、より応用的な手法を用いる必要があることが示された。

さて、前年度の報告論文 (福田 2008) では、上記のような方法論的な知見に加えて、わが国の結婚行動をめぐる興味深い知見も得られた。例えば、高学歴であるほど、フルタイム就業であるほど、そして高収入であるほど、女性の結婚が促進されるという知見がその一例である。1990年代までのデータを用いた先行研究 (Tsuya and Mason 1995, Ono 2003, Raymo 2003, 福田 2007b) においては、高学歴や高収入といった要因は、女性の結婚を遅らせる要因として示されてきた。また、これらの結果は、女性の経済的自立が結婚による効用の低下や、出産による機会費用の上昇をもたらし、非婚化を推進しているという Becker (1981) をはじめとする新家政学派の議論と一致するものとして解釈されてきた。しかし、前年度の拙稿において示された結果は、これらの先行研究とは異なるものである。このことは2000年以降に入り、女性の経済的自立とわが国の結婚行動との関係が変化しつつあることを示唆しているのであろうか。

アメリカや北欧諸国などのように、男女の役割分業が比較的平等的である国々においては、女性の潜在的稼得能力 (earnings potential) は結婚を促す作用を持つのに対し、イタリ

<sup>1</sup> 別名、SURF (Shared Unmeasured Risk Factor) Model ともいう。Hill et. al. (1993)によって最初に開発された。

アや日本のようにこれが固定的な国々においては、女性の潜在的稼得能力は結婚形成に対して負の効果を持つことが示されてきた (Blossfeld 1995, Ono 2003, 福田 2007a,b)。前者の国々では、夫婦共働きの核家族が一般的であり、稼得能力の高い女性が結婚市場において選択されやすいのに比べて、後者の国々では男性を稼得者とした (male bread-winner) 家族モデルが根強いいため、経済力の高い女性ほど、結婚によって得られる効用が低く、機会費用の上昇に直面しやすいことが、その理由として挙げられている ((Blossfeld 1995, Oppenheimer 1997)。また、わが国においては女性の上方婚志向が根強いことから、学歴や経済力の高い女性ほど、自分より高い属性を持ち合わせた男性に巡り合うことが困難となることも指摘されている (山田 1996 Raymo and Iwasawa 2005)。

上記の見解は、個人が自己に内面化している「あるべき家族像」の相違によって、女性の経済力と結婚タイミングとの関係が規定されていることを示唆している。そのため、前年度の報告論文 (福田 2008) によって示された、高学歴、高収入の女性ほど結婚しやすいという結果は、若者の結婚に対する考え方や理想とする家族生活が従来とは変化していることを意味しているのではないか。女性の潜在的稼得能力と結婚形成との関係を吟味することは、結婚市場における選好の変化、ひいては近年のコーホートにおける家族モデルが、専業主婦家庭から共働き家庭へと変化していくのか否かを占う上で重要な意味をもつ。また、近年盛んに議論されているワークライフ・バランスの政策的推進についても、家庭における夫婦の役割分担のあり方がその要となることが指摘されている (山口 2005)。そのため、近年のコーホートにおける女性の経済的地位と結婚行動の関係を探ることは、若者の家族 (夫婦) 生活に対する志向が、ワークライフ・バランス社会と合致した方向に進みつつあるのかを検証することにも繋がる。

以上を踏まえ、今年度のプロジェクトにおいては、第 5 年度分の新たなデータを追加して、前回行った初婚要因分析の再検証を行う。具体的には、1) 学歴や所得といった要因が近年における女性の結婚形成にどのような影響を与えているのか、また、2) 学歴が女性の結婚形成に与える影響は、本人の性別役割分業に対する考え方によってどのように媒介されるのか、について検討する。

## 2. 研究の背景

結婚に関する社会学、経済学の理論は、いずれも結婚生活における「特化と交換」(specialization and exchange) がその中心概念を成している (e.g. Becker 1981, Persons 1949)。Becker (1981) による結婚の理論においては、結婚による効用は夫妻のそれぞれが家計内活動 (家事や育児など) と家計外活動 (市場における労働) に特化し、それぞれの活動から得られる財やサービスを共有することによって最大化されると説いている。近代社会においては、典型的に男性は女性よりも労働市場において比較優位であり、女性は男性よりも家庭内労働において比較優位である。そのため、結婚における利得は、男性が家計外活動

に特化し、女性が家計内活動に特化する場合に最大となる。近年における女性の高学歴化やキャリア志向化は、女性の経済的自立を促し、このような「特化と交換」に基づく結婚への魅力を減じる要因となる。Becker (1981) は、女性の経済的自立こそが、近年の先進諸国における晩婚・未婚化の最大の要因であると論じた。この仮説は、「女性の経済的自立仮説」といわれる。

「女性の経済的自立仮説」は、その登場以来、先進国の結婚・家族形成を説明する理論として盛んに用いられてきた。しかし、西欧諸国を対象とした近年の結婚研究においては、その妥当性に大きな疑問が呈されている。それらの結婚研究では、調査個票データを用いて、女性の教育水準や就業、賃金といった潜在的稼得能力と結婚の発生確率との関係を直接的に分析・検証されている。その結果、女性の潜在的稼得能力と結婚の発生確率との関係は、統計的に無関係、もしくは理論的想定とは逆の正の関係（稼得能力が高い女性ほど結婚しやすい）を示すことが明らかとなっている（詳細については、Oppenheimer 1997 を参照）。

しかし、結婚の発生確率に関する国際比較研究においては、女性の経済的地位と結婚タイミングとの関係が、社会における性別役割分業を巡る状況によって異なることが示されている (Blossfeld 1995, Ono 2003, 福田 2007a, 2007b)。これらの国際比較研究においては、性別役割分業の度合いが低い国（北欧諸国やアメリカなど）においては、女性の稼得能力は結婚と正の関係をもち、これが低い国（日本やイタリアなど）においては負の関係を示している。家庭生活における伝統的な性別役割分業は、Becker の結婚理論の前提をなしている。したがって、「女性の経済的自立仮説」の妥当性は、対象とする社会において、伝統的な性別役割分業に基づく家族がどの程度一般的に普及しているのかに依存するといえる。

わが国は近年においても伝統的な性別役割分業に基づく家族形態が根強く、「女性の経済的自立仮説」が支持される数少ない先進国の 1 つである。先行研究においては、女性の学歴 (Raymo 2003, Raymo and Iwasawa 2005) や年収 (Ono 2003, 福田 2007a 2007b) は結婚形成に対して負の影響を与えていることが示されている。

さらに、Raymo と Iwasawa (2005) によるわが国の結婚市場 (marriage market) の分析においては、女性の高い稼得能力のみならず、女性の上方婚志向もまた、この負の関係を説明する重要な要因であることが示唆されている。かれらの研究においては、1980 年から 1995 年までの期間を対象として、女性の教育水準の構成変化が、女性の教育水準別年齢別結婚確率に与えた影響について検証している。その結果、大卒女性の結婚確率の低下のうち約 25% は、大卒女性に見合う魅力を兼ね備えた未婚男性の不足によって生じていることが示されている。つまり、女性の高学歴化が急激に進んでいるにもかかわらず、女性の上方婚志向が不変である。そのため、高学歴女性と同等かそれ以上の学歴や稼得能力をもつ男性の供給が相対的に不足しており、高学歴女性に結婚難をもたらしている。Raymo と Iwasawa (2005) は、この説明を「結婚市場におけるミスマッチ仮説」と名付け、わが国における未婚化を説明する重要な仮説として位置づけている。また、かれらの分析によれば、観察

期間中に上述のような教育水準の構成変化がなかったと仮定しても、大卒女性は高卒女性よりも未婚である確率が顕著に高いことが示されている。このことは、潜在的稼得能力の高い女性ほど結婚しない傾向が強まっていることを意味しており、「女性の経済的自立仮説」の成立を同時に支持するものでもある (Raymo and Iwasawa 2005)。したがって、わが国における女性の学歴と結婚形成との間に認められる負の関係は、高学歴化による女性の経済的自立と結婚市場におけるミスマッチという 2 つの要因がともに作用していることが示唆されている。

Raymo と Iwasawa (2005) の研究における重要な知見は、高学歴女性における未婚化が、2 つの異なるタイプの女性において同時に進行しているという点にある。「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」の並立は、経済的自立を手にして男性との結婚を必要としない女性と、より稼得能力の高い男性と結婚し、その経済力に部分的にせよ全面的にせよ依存することを望む女性が、同じ大学卒というグループに存在していることを示唆している。前者の女性は伝統的な性別役割分業に基づく結婚形態を忌避することによって、後者の女性は逆にそれを望むことによって、それぞれが結婚難に直面しているのである (Raymo and Iwasawa 2005)。このような高学歴化による異なる未婚化プロセスについて、より明示的な分析を行うためには、学歴を潜在的稼得能力という一面によって捉えるのではなく、むしろ同一学歴内に存在する個人の異質性、とりわけ性別役割分業に対する価値観やキャリア志向といった個人の選好に関わる要因を考慮した上で、学歴と女性の結婚の関係について分析を行うことがより重要であるといえよう。

わが国の大学教育は、大衆化 (マス化) の過程を経ており、女性の大学進学率は近年において著しい上昇をみせている。男女ともに大学卒業者が、その数、割合ともに社会の主流占めるようになりつつあり、高学歴化と未婚化との関連を明らかにすることは、今まで以上に重要な課題となりつつある。また、このことは現在の結婚行動のみならず、わが国の将来の結婚動向を占う上でも重要な問題である。本研究においては、女性の学歴や賃金所得、ならびに性別役割分業に関する意識を結婚分析に反映させることにより、「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」の 2 つをより直接的に検証することを意図する。具体的には、第 1 に、女性の学歴と賃金所得が結婚形成に対してもつとされてきた負の効果が、2000 年以降の最近の結婚行動においても当てはまるのか否かを検証する。この分析を通して、「女性の経済的自立仮説」が近年の結婚行動に適合するのか否かを検証する。第 2 に、女性の性別役割分業に関する意識をモデルに追加し、結婚ハザードに対する影響を推定する。伝統的な性別役割分業意識が、結婚行動に正の効果をもつ場合は、わが国における結婚形態が伝統的な「特化と交換」に基づく結婚に依拠していることの証左となろう。また、学歴と結婚形成との関係が、性別役割分業に対する意識といった個人の選好を統制した上でどのように変化するのかを確認する。そして第 3 に、女性の性別役割分業に対する意識と学歴との交互作用効果を検証する。性別役割分業意識が現実の結婚行動に与える影響は、女性の学歴によって異なることが予測されるためである。ミス

マッチ仮説が支持されるのであれば、高学歴層において伝統的な性別役割分業意識は女性の結婚行動に対して負の効果をもつであろう。

実証分析に移る前に、本研究におけるいくつかの特徴について述べておきたい。第1に、本研究では女性の性別役割分業意識といった価値観変数を結婚行動の説明変数として用いる。また、従来より、学歴を潜在的稼得能力の代替変数として用いることには批判があった (e.g. Sørensen 1995)。そこで、本研究では年間勤労所得を統制した上で、学歴の影響を吟味する。年間勤労所得そのものも女性の稼得能力を表していると考えられるため、従来の研究 (Ono 2003, Higuchi 2001) にみられるように結婚形成に対して負の影響をもつのか、また年間勤労所得を統制した場合に学歴による影響には変化がみられるのかを検討する。最後に、本研究では、同じ学歴グループの女性に存在する異質性を性別役割分業意識によって分離することを試みる。大卒女性の中にも、経済的自立を達成することにより未婚化する女性と、従来型の上方婚を望むがゆえに未婚化する女性の2通りのケースがあることが示されており (Raymo and Iwasawa 2005)、性別役割分業意識のような選好要因が女性の学歴と結婚行動との関係にどのような影響を与えているのかを明らかにすることが重要な課題となっている。本研究はこのような要請に応えるものである。以上の特色は、いずれも同一の調査対象者を継続的に調査するパネルによってのみ可能であり、「21世紀成年者縦断調査」はわが国最大のサンプル規模をもつパネル調査であることから、もっとも安定した推定結果が得られることが期待される。

### 3. データと分析対象

分析には、厚生労働省が2002年11月より実施している「21世紀成年者縦断調査」(以後、成年者調査)の第1回から第5回(パネル1からパネル5)までの個票データを使用した。成年者調査は、男女の結婚、出産、就業等の実態及び意識の経年変化の状況を把握することを目的として実施されているパネル調査である。同調査は、全国より無作為に抽出された20-34歳(平成14年10月末日現在)の男女及びその配偶者35,448人を対象としており、第1回調査では対象サンプルの82.0%にあたる29,052人より回答を得ている。調査は毎年11月に行われており、前回調査の回答者を対象として継続的に回答を得ている。調査方法は調査員による留置き法を基本とし、第1回調査以降に転出した者に対しては郵送法が併用されている<sup>2</sup>。成年者調査はわが国における既存のパネル調査の中でも最大規模の調査の1つである。

<sup>2</sup> 留置き法では、調査員があらかじめ配布した調査票に被調査者が自ら記入し、密封したものを後日調査員が回収する留置き法によって回収されている。また、第1回調査以降に転出した者については、厚生労働省から郵送された調査票に被調査者が自ら記入し、郵送により厚生労働省に提出する方法を用いている(厚生労働省大臣官房統計情報部 2005)。



分析対象は、第1回調査において未婚である女性である<sup>3</sup>。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<sup>4</sup>。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<sup>5</sup>。

---

<sup>3</sup> 「21世紀成年人縦断調査」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。

<sup>4</sup> 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。

<sup>5</sup> ただし、今回の分析では調査開始から4年間に生起し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（singulate mean age at marriage）<sup>6</sup>、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、各区間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<sup>7</sup>。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。

<sup>6</sup> 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。

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

<sup>7</sup> 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<sup>8</sup>。

#### 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てとれる。

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。

<sup>8</sup> 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。