

Table 4 Logit Regression of Attendance of Postsecondary Education by Gender

Independent Variables	Birth Cohorts	
	1968-75	1958-67
Male		
Father's education (2bc)	-1.5122	1.1705 **
Father's education (3ab)	-0.4672	2.0933 **
Mother's education (2bc)	2.5564 **	-0.1243
Mother's education (3ab)	2.1569 +	-0.618
Father' Class (base V/VI+VIIa)		
Father's class (I+II)	2.389 **	1.4742 **
Father's class (III)	1.9309 *	1.2922 *
Father's class (IVab)	0.8536	0.7668 +
Father's class (IVc/VIIb)	1.7429	-0.0985
Mother's education missing		-0.0872
Constant	1.04	0.9483
-2 Log Likelihood	98.764	405.775
N	103	380
Female		
Independent Variables	Birth Cohorts	
	1968-75	1958-67
Father's education (2bc)	0.0815	0.2827
Father's education (3ab)	-0.0009	0.6194
Mother's education (2bc)	1.5936 **	0.6834 *
Mother's education (3ab)	10.0034	6.5809
Father' Class (base V/VI+VIIa)		
Father's class (I+II)	0.6409	0.9129 *
Father's class (III)	1.0121	0.1298
Father's class (IVab)	0.2232	0.4879
Father's class (IVc/VIIb)	-0.9766	0.3677
Mother's education missing		0.5542 *
Constant	4.7266	3.9521
-2 Log Likelihood	121.017	428.382
N	119	346

Note: ** p<.01 * p<.05 + p<.10

Table 5 Logit Regression of Attendance of Higher Education

Independent Variables	Birth Cohorts			
	1968-75	1958-67	1942-57	Before 1942
Male	0.2093	0.2402 +	0.764 **	1.7978 **
Father's education (2bc)	0.3366	0.7213 **	0.7066 **	0.6087 **
Father's education (3ab)	1.3744 **	1.4264 **	1.4071 **	1.2114 **
Mother's education (2bc)	1.0558 **	-0.0414	0.7224 **	0.9175 **
Mother's education (3ab)	1.1573 *	0.5832	0.2948	0.3114
Father' Class (base V/VI+VIIa)				
Father's class (I+II)	0.9881 **	1.295 **	0.9386 **	1.3365 **
Father's class (III)	0.1671	0.3809	0.1063	0.3204
Father's class (IVab)	0.3205	0.7917 **	0.3499 *	0.8471 *
Father's class (IVc/VIIb)	0.0877	0.2738	-0.2331	0.031
Mother's education missing		0.003	0.3751 **	0.1678
Constant	0.3886	0.463 *	0.1687	-0.5586
-2 Log Likelihood	485.529	1279.397	2413.708	878.377
N	427	1072	2216	936

Note: ** p<.01 * p<.05 + p<.10

Table 6 Logit Regression of Attendance of Higher Education by Gender

Male				
Independent Variables	Birth Cohorts			
	1968-75	1958-67	1942-57	Before 1942
Attendance in Higher Education				
Father's education (2bc)	0.0643	0.656 **	0.5704 **	0.6381 *
Father's education (3ab)	1.256 *	1.8109 **	1.5656 **	1.3781 **
Mother's education (2bc)	1.0382 *	-0.0606	0.7833 **	1.0447 **
Mother's education (3ab)	0.7202	0.0665	0.138	0.6056
Father' Class (base V/VI+VIIa)				
Father's class (I+II)	0.8235 +	1.1985 **	0.937 **	1.25 **
Father's class (III)	-0.2737	0.6598	0.3746	0.4781
Father's class (IVab)	0.1817	0.4705 +	0.3179	0.8433 *
Father's class (IVc/VIIb)	0.6124	0.1123	-0.2755	-0.0747
Mother's education missing		0.0237	0.2332	0.349
Constant	0.3478	0.5254	0.5704 *	0.6227
-2 Log Likelihood	232.903	621.168	1410.685	617.471
N	197	528	1226	563
Female				
Independent Variables	Birth Cohorts			
	1968-75	1958-67	1942-57	Before 1942
Attendance in Higher Education				
Father's education (2bc)	0.6756 +	0.7188 **	0.8723 **	0.4946
Father's education (3ab)	1.4827 **	1.0584 **	1.2661 **	0.9769 +
Mother's education (2bc)	1.0878 *	-0.0028	0.753 **	0.5095
Mother's education (3ab)	1.6391 *	1.031 +	0.4542	-0.4632
Father' Class (base V/VI+VIIa)				
Father's class (I+II)	1.2094 **	1.395 **	0.9296 **	1.6656
Father's class (III)	0.4488	0.2261	-0.2996	-0.2872
Father's class (IVab)	0.4451	1.1231 **	0.3575	0.936
Father's class (IVc/VIIb)	-0.8349	0.4557	-0.1598	0.5369
Mother's education missing		-0.0234	0.6356 **	-0.4958
Constant	0.3035	0.3958	-0.1749	-2.2335
-2 Log Likelihood	246.295	647.802	992.436	254.667
N	230	544	990	373

Note: ** p<.01 * p<.05 + p<.10

Table 7 Logit Regression of Attendance of University as Opposed to Attendance of Junior College

Independent Variables	Birth Cohorts			
	1968-75	1958-67	1942-57	Before 1942
Male	2.4191 **	3.2186 **	2.8742 **	2.3502 **
Father's education (2bc)	-0.3053	0.968 **	0.1486	0.9179
Father's education (3ab)	-0.0759	1.2438 **	0.8905 **	0.5273
Mother's education (2bc)	0.7835	-0.4704	0.5683 +	-0.2127
Mother's education (3ab)	2.1062 **	0.2423	0.1412	0.511
Father' Class (base V/VI+VIIa)				
Father's class (I+II)	-0.1672	0.6349	-0.0477	0.1398
Father's class (III)	1.0287	-0.276	-0.5679	0.9879
Father's class (IVab)	-0.1059	0.4451	-0.0639	0.2893
Father's class (IVc/VIIb)	0.5513	-0.426	-0.7587 +	0.3054
Mother's education missing		0.0815	0.7428 **	0.6683
Constant	1.562 **	1.0585 **	1.1566 **	1.6885 *
-2 Log Likelihood	200.609	423.079	646.667	195.828
N	197	493	754	253

Note: ** p<.01 * p<.05 + p<.10

Figure 1 The Rate of Enrollment in University and Junior College

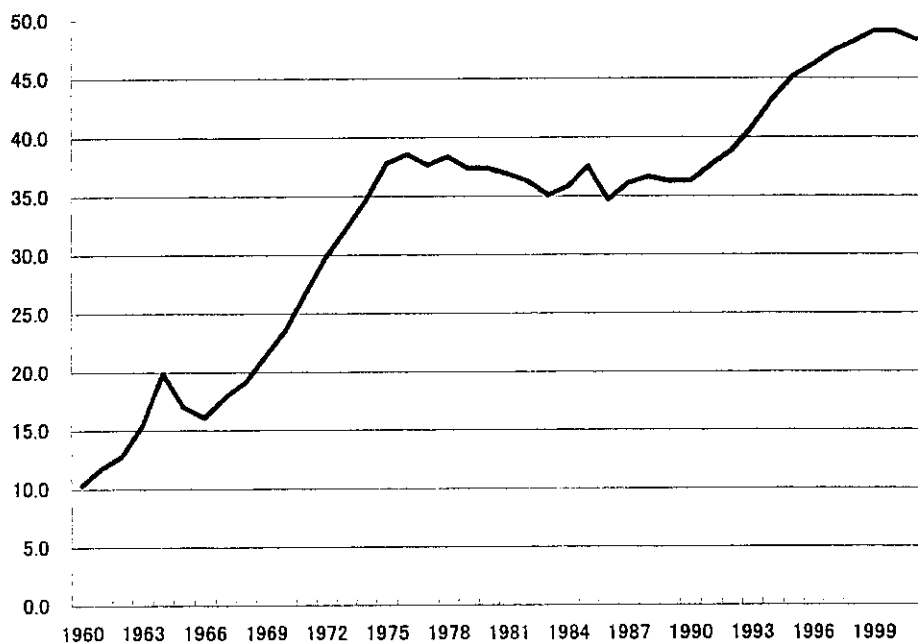
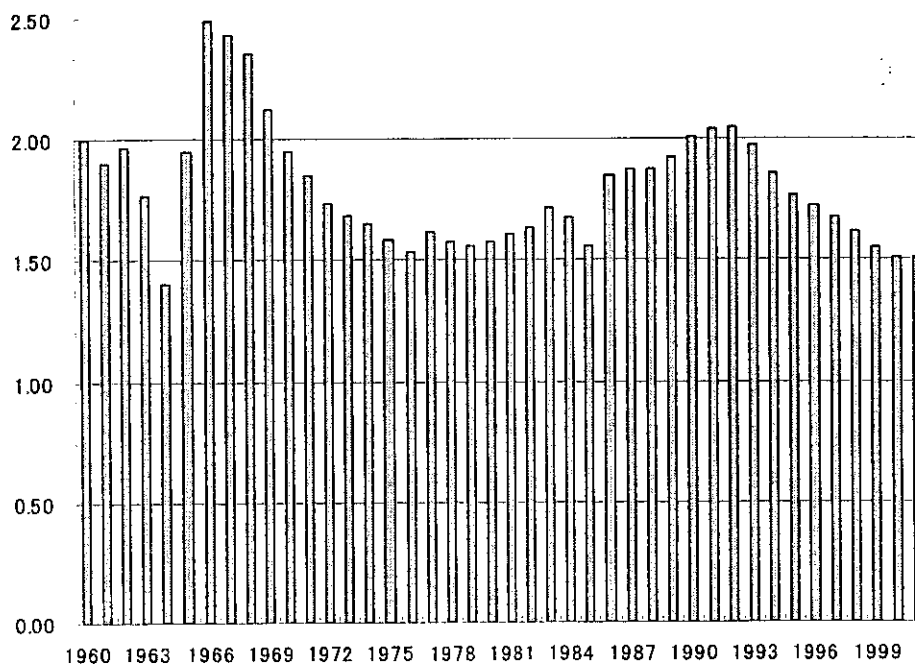


Figure 2 The Population of 18-Year Olds



-
- i The official name of the ministry is the Ministry of Education, Culture, Sports, Science, and Technology, but the “Ministry of Education” is used as shorthand.
 - ii The variable indicating that mother’s education is missing is not included in the model for the youngest cohort because all respondents of this cohort are taken from the 1995 SSM survey which asked the question of mother’s education.
 - iii The respondents in the youngest cohort are taken from the 1995 SSM survey, while the respondents in the remaining cohorts are composed of the respondents from the 1985 and 1995 SSM surveys.
 - iv The gender gap in the likelihood of attendance of a postsecondary education without controlling for social background is not reported in the table, but it not significant either.
 - v The number of mothers who attended higher education (CASMIN educational category 3ab) is still small, so we should be cautious in interpreting the coefficients attached to the highest level of mother’s education (3ab).
 - vi The only exception deals with the women’s oldest cohort where the magnitude of the effect is substantial (1.6656) but not significant. This is due to the fact that the manual working class (the base reference category) with which the comparisons are made is small in size.

第6章 女性の就業形態選択と所得格差

<研究協力者>

横浜市立大学商学部教授

松浦 克己

女性の就業形態選択と所得格差

— 社会的経済的格差要因としての就業中断、正規雇用・非正規雇用の経験評価

2003・3

横浜市立大学 松浦 克己

1 はじめに

出産・育児と就業の両立が困難であることは繰り返し指摘されている(松浦・滋野[2002]参照)。女性の人生設計に多様な道が開かれていないことが女性にとり結婚の魅力を低下させ、それが未婚率の上昇や晩婚化につながりひいては少子化をもたらすこともよく言われている。

さらに結婚・出産による就業中断の多さ(滋野[2003a]、[2003b])は、労働市場に女性が復帰しても就業形態が正規労働から非正規労働へ移行することで女性に多大の人的資本の消耗を生んでいる(たとえば国民生活白書、1997年版参照)。所得格差や所得分配、あるいは社会保障制度を考える上で、女性(あるいは夫婦)が就業や出産にどのように考え、実際にどう行動するかは重要な意味を持つ。具体的には①夫婦共働きと片働き(専業主婦)とでは所得格差が大きい、その主な原因は世帯主以外の就業者の収入である(松浦[1993]参照)、②出産で就業断念・就業中断した家計と出産しなかった家計の間で、動学的にも格差が拡大する(松浦・白波瀬[2002a]、[2002b]参照)、③少子化は賦課方式の年金や現役世代に依存する医療保険制度を維持困難にする、ことが予想されるからである。

松浦・郵政研究所により実施された「女性の働き方と、子育てや家庭の暮らしに関するアンケート」により東京 30km 圏という大都市中心部での女性の就業と出産・育児に関する考え方と実際の行動選択がどうなっているかを分析する。本稿で東京大都市圏を取り上げる理由は、東京都の女性の初婚年齢が 30.08 歳(2000 年、全国平均 28.58 歳)、生涯未婚率 10.97%(同 5.82%)、合計特殊出生率 1.07

(同 1.37)とわが国で最も晩婚化、未婚化、少子化が進んでいること及び待機児童の多さにみられるように就業と出産・育児の両立が困難な地域と考えられるからである。

結論を先に述べると、育児専念を希望するかあるいは就業を希望するかの女性の考え方が就業形態の選択に影響していること、就業を希望しても就業断念を余儀なくされている層がかなりあることを明らかにする。この分析を踏まえて女性非正規雇用労働者の時間当たり賃金関数と正規雇用労働者の時間当たり賃金関数、年収関数さらに専門職・自営業の年収関数を推計することで、就業中断と正規雇用・非正規雇用の経験評価の違いが社会的経済的格差要因として働いていることを明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節で「女性の働き方と、子育てや家庭の暮らしに関するアンケート」により¹⁾、育児と就業選択に関する女性の考え方と実際の行動がどうなっているかを概観する(以下「アンケート」ということがある)。第 3 節では非正規雇用労働者と正規雇用労働者を中心に就業時間と収入の分布状況についてみる。第 4 節で就業形態選択関数と賃金関数の定式化について解説する。第 5 節で就業形態選択の推計結果、第 6 節で賃金・年収の推計結果を紹介し、最後に簡単なまとめを行う。

2 育児と就業選択に関する女性の考え方と実際の行動

(育児と母親の就業に関する考え方)

首都圏の既婚女性を対象に分析した大井・松浦[2003]は、女性の就業形態選択が育児と働き方に関する女性自身の考え方に大きく左右されることを示している²⁾。表 1 はアンケートにより、子どもが 0～2 歳、3～6 歳、7～9 歳の段階で育児と母親の働き方の関係についてどのように考えるかを聞いたものである。0～2 歳の乳幼児の段階では回答者の 84.5%が「働かない」を選択している。「パートや自宅で働く」は 9.5%、「正社員・フルタイムで働く」は 5.2%である。圧倒的に多くの人々が就業を中断(あるいは完全に労働市場から退出)し、家事・育児に専念することを選好していることが分かる。3～6 歳という保育園、特に幼稚園の利用が可能な時期になる段階では各々の比率は 53.7%、39.4%、6.9%と

なる。育児専念からパートへ大きく女性の指向が変化している。更に7～9歳という小学校低学年の段階では働かないは25.1%と約1/4の比率にまで低下し、パートや自宅で働きたいとする人は61.8%と過半数を大きく超える。正社員・フルタイム希望も13.7%となる。この女性の選好がM字型労働力率、あるいは正規雇用から非正規雇用への移行の背景にある。

===表1 育児と母親の就業に関する考え方===

(実際に育児にあたった人、施設サービス)

「育児と母親の就業に関する考え方」と実際に「主に保育をした人」の関係は一致した傾向を示す(表2参照)。0～2歳の朝～夕方は第1子から第3子までを通じて母親という人が回答者の87～88%である。母親が就業している可能性が高い公立・私立の認可保育園と保育室を上げた回答者は7.4～8.0%である。これに対し3歳から小学校入学前の段階では母親の比率は8.7～10.0%にとどまる。幼稚園・幼児教室は66.1～72.8%と約7割を占める。保育園と保育室は21.7～17.0%である。幼稚園・幼児教室サービスを利用してパートなどに就業していることがうかがわれる。小学校低学年の放課後(授業終了後から夕方)についてみると、母親の比率は61.4～64.4%となる³⁾。注目されるのは塾稽古事が14.8～18.4%に達することである。それは学童保育の7.8～10.1%を上回っている。子どもが小学校に入ると学童保育はもとより、塾稽古事が育児の当事者として登場する。東京30km圏という大都市中心部で塾稽古事が教育サービスというだけでなく育児支援機能を持っていることは、社会的・家族的にみた育児支援体制が弱いことを示唆している可能性がある⁴⁾。

父親がほぼゼロというのは予想されることである。祖父母など親族(子どもの兄弟を含む)の比重が保育園・保育室(0～2歳)、幼稚園や保育園(3歳～小学校入学)、塾稽古事や学童保育(小学校低学年)を下回っている。かつて三世帯同居が女性の育児の支援につながるとよく言われた。しかし以上の数字は親族に頼りうる状況になく、育児の主たる担い手は母親かこれらの施設サービスしか無いという状況を示すものである。

===表 2 主に育児にあたった人、施設サービス===

(育児と母親の就業に関する考え方と実際の選択)

働かない(専業主婦)、パート・自宅で働く(非正規雇用)、正社員・フルタイムで働く(正規雇用)の形態別にみた育児と母親の就業に関する考え方と実際の選択をみたのが表 3 である⁹⁾。子どもが 0～2 歳の段階では「働かない」という考え方の 92～96%は実際にも働いていない。「パート・自宅」を考えていた人の 50-60%はパートで働いているが、25-40%は実際には働いていない。特に第一子でこの傾向が強い。なお約 10%は正社員で働いている。「正社員・フルタイム」で働くことを考えていた人の 60～70%は実際にも正社員で働いている。ただし働いていない人も約 20～30%いる。働かないと考えた場合は実際にも大半は働いていない。しかし就業を希望したとしても、その内 30%前後は就業自体の希望が満たされていない。

考え方として「働かない」を選好する人の約 90%は子どもが 3～6 歳、7～9 歳でも実際にも働いていない。子どもが就学した 7～9 歳で「パート・自宅」で働くことを希望した人の内、第 1 子で 66%、第 2 子で 57%は実際には無職である。「正社員・フルタイム」を選好した人の内、実際にも正社員であるのは 35%前後であり、無職の人が約 1/3、パートも約 1/3 である。このことは就業を希望しても、それが実現する可能性は低いこと、正社員・フルタイムにはそのことが当てはまることを示唆している。子どもが大きくなって正社員・フルタイムのポジションを女性が希望するならば、出産の段階でも就業を継続するしか方法がないことを以上のことは意味している。

===表 3 育児と母親の就業に関する考え方と実際の選択===

(就業形態選択の理由)

結婚、出産による就業中断後に女性が再就職しても就業形態は正規就業から非正規就業へと移行することがつとに指摘されている(松浦・滋野[2002]参照)。中年期以降に M 字型で雇用労働力率が上昇しても、内容は条件の良い正規労働者から給与水準が低く雇用も不安定でキャリア・アップに不利な非正規就業

に移行している⁶⁾。

アンケートで働き方の選択理由と実際の就業形態の関係をみたのが表4である(択一回答)。無職(専業主婦)を選択した449人の内「家事・育児に専念したいから」を理由に上げたのは39.6%である。これに対し「家事・育児と働くことの両立が困難だから」を上げる者は37.4%であり、家事・育児専念希望者にほぼ匹敵する。「家族や職場の支援・理解が得られないから」とする者も6.7%である。この結果は、就業を希望したとしてもその内30%前後は就業自体の希望が満たされていないという表3の原因がどこにあるかを示唆している。改めて就業継続と出産・育児の両立が困難であることを裏付けている。社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」で未婚女性の理想とするライフコースとして「両立コース」を上げた27.2%の女性、あるいは内閣府の「男女共同参画に関する世論調査」で「子どもができてみずっと職業を続ける方がよい」という38.0%の女性は両立が困難であることを予想し、結婚や出産を抑制するであろう。

正規雇用をみると家族・職場の支援がある、あるいは能力適性を生かすは36.8%であり、働かないと生活が苦しい32.8%を上回る。パートなどの非正規についてみると、家事や育児に支障がない勤務条件であったことを上げる者が31.1%と最多である。これはM字型労働力率の特徴を示し、幼児期は母親がもっぱら育児に当たり、その後幼稚園や保育園が主に育児に当たるという実態と整合的である。

====表4 働き方の選択理由と就業形態の実際====

2 勤務時間と収入の分布

2.1 勤務時間の分布

育児と就業の両立で課題となるのは勤務時間である。非正規労働者の主な選択理由は「家事や育児に支障がない勤務条件(労働時間など)」であった。正規雇用者にとっても出産・育児期における勤務時間は重要であろう。その分布がどうなっているかをみる。

(正規労働者の週あたり就業時間)

正規労働者で週あたり就業時間を回答した者 123 名(150 時間を超えるとした者を除く)の平均は 42.1 時間、メディアンは 40 時間、最頻値は 40 時間(標準偏差 12.73)である。時間数別の分布を示したのが表 5 である。40 時間(29.3%)と 45 時間(13.0%)と回答した者が多い。かなりばらつきが認められる。33 時間以下の者が 12.2%いる反面、46 時間以上の者も 21.1%と 5 人に一人いる。50 時間以上の長時間労働で 16.3%に上る。育児と正規就業継続が困難な状況を示唆する分布である。

この分布は就業時間や時間あたり賃金を分析する上での統計的処理の課題も示唆している。実際の時間や賃金、年収が共に調査されるのは希である。たとえば家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」では、労働時間はランクで調査されている⁷⁾。分析では各ランクの中間値が一般に利用される。本アンケートで分布が多い「35～42」時間で最も多いのは 40 時間である。平均は 39.4 時間である。ランクの中間値 38.5 時間とは 0.9 時間(2.9%)の開きがある。ランクの幅が狭い「43～45」時間でも 44.7 時間で 0.7 時間(1.5%)、「46～48」時間では 47.7 時間(1.4%)である。特に分布から明らかなように中間値と各ランクの中の最頻値は異なっている。このためにランクの中間値を分析に利用する場合は、測定誤差の問題がかなり影響を与えることがある。この問題はパートタイムなどの非正規雇用についてより深刻である。

====表 5 正規雇用者の週あたり労働時間分布====

(非正規労働者の就業時間、就業日数)

非正規雇用労働者等の就業日の就業時間(回答者 332 名)は平均 5.5 時間、メディアン 5 時間、最頻値 5 時間(標準偏差 1.8)である。分布をみると 4～6 時間で 41.6%を占める。他方で 8 時間以上も 14.3%おり、正規就業者と変わらない層も多い(表 6 参照)。1 ヶ月あたり就業日数(回答者 345 名)の平均は 16.4 日、メディアン 17 日、最頻値 20 日(標準偏差 5.4)である。表 7 の分布にみられるように 20 日以上就業しているものが 44.8%である。この層はほぼ正規就業と変わらないくらいの就業日数といえよう。他方で週 2～3 日以下に該当する 12 日

以下も 25.8%いる。非正規労働者の就業パターンはかなり多様である。実際年間就業日数についてこの傾向はより顕著である(回答者 316 名、表 8 参照)。その平均は 187.4 日、メディアンは 194.5 日、最頻値 240 日(標準偏差 62.4)である。完全週休二日制の正規雇用労働者が年休を 10 日取得した場合の年間就業日数は 240 日である。非正規雇用者の最頻値はこのケースに当たるが、240 日以上の就業者も 32.6%いる。正規雇用者の隔週週休二日制にほぼ該当する 260 日以上就業していると回答したものは 10.7%である。月間 10 日以下の就業に該当する 120 日以下は 19.6%である。ランクでみた場合と比較すると 175～199 日では 180-181 日、200～224 日では 200～201 日、225～249 日では 240～241 日に回答は集中している。各ランクの中間値とは隔たりが大きい。

====表 6 非正規雇用者の週あたり労働時間分布====

====表 7 非正規雇用者の月当たり就業日数====

====表 8 非正規雇用者の年間就業日数====

さらに一日あたり就業時間数と年間就業日数をともに回答した者 308 名の年間就業時間の平均は 1,017 時間、メディアンは 960 時間(標準偏差 451.9)である。特定の時間帯に集中する傾向は見られない(表 9 参照)。

====表 9 非正規雇用者の年間就業時間====

2.2 賃金・年収の分布

(正規雇用)

年収と週あたり就業時間を共に回答した 123 名についてみると、年収平均は 415.9 万円、メディアン 360 万円、最頻値 400 万円(標準偏差 220.1)である。200 万円未満が 11.4%、200～300 万円未満が 18.7%、300～400 万円未満が 22.8%、400～500 万円未満が 17.3%であり、男性に比べればかなり低い水準である。600 万円以上は 17.1%にとどまる。年間 48 週就業したと仮定した場合の時間当たり賃金は平均 2,112.8 円、メディアン 1,682.7 円(標準偏差 1663.2)である。一律に年間

48 週就業したというのは仮定としては強いかもしれない。その点に留意する必要がある。分布をみると 1,000 円以上～1,500 円未満に 25.4%、1,500 円～2,000 円未満に 23.6%が存在する。概ねこのバンドが中心といえよう。他方で 3,000 円以上が 17.1%、4,000 円以上が 7.3%であり、これらは年収 600 万円以上、800 万円以上に対応している。

====表 10 正規雇用者の年収分布====

====表 11 正規雇用者の時間当たり賃金分布====

(非正規雇用)

年収、一日あたり就業時間、年間就業日数をすべて回答した者 308 名について年収をみると平均 112.0 万円、メディアン 96 万円(標準偏差 95.8)である。時間あたり賃金(=税込み年収/就業時間×年間就業日数)は平均 1255.7 円、メディアン 949.7 円、最大 20,833 円、最小 66.7 円、標準偏差 1452.0 である⁸⁾。年収、時間あたり賃金とも正規雇用労働者と非正規雇用労働者との格差は明瞭である。

年収の分布をみると 102 万円以下は 71.2%(229 人)、103 万円 2.6%(8 人)、104 万円以上 23.1%(71 人)である。96 万円以上 102 万円以下は 26.6%(82 人)である。いわゆる 103 万円の壁が存在するように見える。これを雇用者側の調整とみるか企業側の調整(雇い主の社会保険料等の負担回避)とみるかは難しい問題である(大沢[2002]参照)。ただし 300 万円以上は 4.9%にとどまっており、先の年間就業時間の分布を考慮すると、非正規雇用労働者の年収上限にはかなり厳しいものがあるといえる。

時間あたり賃金については、異常値の影響を受けにくいメディアンが 950 円というのは、調査地域が東京 30km 圏であることを考えるととってもらしい水準である。700 円未満が 19.5%がいる一方、2,000 円以上の層は 10.1%である。

====表 12 非正規雇用者の年収分布====

====表 13 非正規雇用者の時間当たり賃金分布====

3 就業形態選択関数と賃金・年収関数の推計

女性の就業形態を無職(専業主婦)、正規雇用労働、非雇用労働(自営業および専門職)、非正規雇用労働の4形態に区分する。ここで自営業と専門職を統合したのは当該サンプルが少ないので、カテゴリーとしての安定した推計を行うためである。年齢は20歳以上60歳以下である。分析の目的上就業形態について無回答の者、年収、就業時間、年間就業日数について無回答の者などは除いた。また異常値の影響を避けるため、賃金について平均を4標準偏差以上上回るサンプルも除いた。結果として利用したサンプルは910である。

本研究ではMultinomial Logitモデルの二段階推計法で就業選択関数と賃金・年収関数を推計する(Lee[1983]参照)。就業形態選択に関するMultinomial Logitモデルによる先行研究は多々ある。賃金・年収関数のSample Selectionモデルによる推計も多い。しかしながら、多肢的選択をふまえた賃金・年収関数の推計は、わが国では本稿が初めてである”。

i番目の経済主体がj番目の選択を行う確率を次のように定式化する。

$$Z_{ij} = A_j X_{ij} + e_i \quad 1)$$

X_{ij} は説明変数、 A は推定されるべき係数。 e_i は誤差項である。なお説明変数の係数ベクトルの個数を k_2 とする。各選択肢の選択確率は次により求められる。

$$P_j = \text{Prob}[Z_i = j] = \frac{\text{Exp}(A_j X_{ij})}{1 + \sum \text{Exp}(A_k X_{ik})} \quad k=1, \dots, J \quad 2)$$

$$P_j = \text{Prob}[Z_i = 0] = \frac{1}{1 + \sum \text{Exp}(A_k X_{ik})} \quad k=0$$

二段階目の賃金関数推計のために変数を以下のように定義する。

$$H_j = \Phi^{-1}(P_j)$$

$$\lambda_j = \phi(H_j) / \Phi(H_j)$$

$$\delta_{ij} = \lambda_j^2 + H_{ij} \lambda_j$$

ここで λ がセレクション・バイアス修正項である。1)式で推計された係数の分散共分散行列を Σ とする。二段階推計(賃金・年収関数)の説明変数の係数ベ

クトルを B 、説明変数を U とする。

$$Y_j = BU_i + \theta_j \lambda_j + \eta_i \quad 3)$$

3)式に λ の項を含むことに留意されたい。セレクション・バイアス修正項を無視した場合、その推定量は一致推定量にならないことが分かる、すなわち Multinomial Logit モデルの二段階推定法は、Tobit モデルにおける Heckman の二段階推定法の拡張である。セレクション・バイアス修正項を含む 3)式から得られるパラメータは一致推定量であるが、分散共分散行列の修正を必要とする (Lee, Maddala and Trost [1980], Murphy and Topel [1985], Greene [2003] 参照)。 W を λ を含む説明変数の行列とする。 Δ_j を δ_{ij} の対角要素とする。分散共分散行列修正のために以下のように変数を定義する。

$$G_j = N_j \cdot (J_k^2) = \frac{\partial \lambda_j}{\partial A_j}$$

$$G_j = [G_{1j}, G_{2j}, \dots, G_{Jj}]$$

$$F_j = W_j' G_j$$

行列 G_{sj} の要素は

$$g_{isj} = (\delta_{ij} / F_{ij}) q_{isj} A'$$

m 番目の選択肢が選ばれていたとすると

$$q_{ikj} = P_{im} (1 - P_{im}) \quad m \text{ の場合}$$

$$q_{isj} = - P_{im} P_{sm} \quad s=1, \dots, J \text{ ただし } m \text{ を除く}$$

このとき修正された漸近的共分散行列は以下で与えられる。

$$C = (W_j' W_j)^{-1} [\sigma_j^2 W_j' (I - \rho^2 \Delta_j) W_j + \theta_j^2 F_j \Sigma F_j'] (W_j' W_j)^{-1} \quad 4)$$

3.2 就業形態選択関数の考え方

女性の就業形態選択では無職(専業主婦)を既定値とする。就業選択の要因としてここでは、幼児(0～3歳未満)と就学前児童(3歳以上6歳以下)の影響と「育児と母親の就業に関する考え方」の効果に焦点を当てる。これにより幼児(1名いる)や就学前児童(同)の就業抑制がどの程度かを把握する。0～2歳(幼稚園・保育園入園くらいまで)の時期に女性が「パートタイムや自宅で働く」あるいは

は「正社員・フルタイムで働く」のダミーを考慮することで女性の人生設計が実際にどの程度満たされているかを判断する(既定値は「働かない」である)。その他のコントロール変数としては年齢とその自乗項(100で除した)、育児支援充足ダミー、親(自分の親または配偶者の親)の同居ダミー、配偶者の年収(対数値)、配偶者専門職ダミー、配偶者自営業ダミー、及び住宅ローン負債ダミーを考慮する。

幼児、就学前児童ダミーにかかる係数の符号は負となることが予想される。既定値が無職であるので、「パートタイムや自宅で働く」あるいは「正社員・フルタイムで働く」のダミーにかかる係数は正となることが予想される。年齢にかかる符号は予め定まらないであろう。育児支援充足ダミーや親同居ダミーにかかる係数の符号も正となることが期待される。夫年収の係数の符号は負となることが予想される。住宅ローンダミーは、女性が負債返済のために就業することが多いとすれば、それにかかる係数は正となるであろう。

3.3 年収・賃金関数の考え方

非正規雇用労働の労働者にとっての課題は経験が労働条件(賃金)に反映されない、あるいは雇用の場が熟練を必要としない職種・職場に限定されがちなことである。そのことが正規雇用と非正規雇用の間の格差を生む要因であると指摘されている。賃金・年収の分析についてはこの問題に焦点を当てる。具体的には勤続(経験)年数を考慮する。非正規雇用労働で経験が賃金には反映されていないならば、これにかかる係数は統計的に有意にゼロと異ならないであろう。経験が非正規雇用と正規雇用の格差の一因であるならば、正規雇用の場合の経験の係数は有意に正となるであろう。非正規雇用の時間当たり賃金の推計に当たっては、教育年数(最終学歴の正規就学年数)、年齢及びその自乗項、低賃金であることを考慮した家族従事者・内職ダミー、セレクションバイアス修正項(λ)を考慮する。教育年数の係数にかかる符号は正または統計的にゼロであろう。年齢の係数の符号条件は予め定まらないであろう。家族従事者・内職ダミーの係数は負となることが予想される。

正規雇用の賃金関数、年収関数の推計では、家族従事者・内職ダミーに替え

て公務員ダミーを加える。公務員制度は建前として男女平等であり、その効果をみるものである。経験年数、教育年数の係数の符号は正となることが期待される。女性についても50歳前後をピークとする年功賃金カーブが当てはまるならば、年齢とその自乗項にかかる係数の符号は正負逆転しているであろう。公務員ダミーの係数は正となることが予想される。

専門職・自営業の年収の分析では、勤続年数、教育年数、年齢に加えて専門職ダミーと自営業でポピュラーな飲食店ダミーを説明変数に加える。専門職ダミーにかかる符号は正となることが期待される。

非正規雇用労働のサンプルは289(全体の31.76%)であるが、正規雇用労働の推計に用いたサンプルは117(同12.86%)、専門職・自営業のサンプル数は67(7.36%)と小数である(無職は437サンプル、48.02%)。多くの要因をコントロールすることはできない。結果の解釈に当たってはこの点に留意する必要がある。

なお記述統計は表14に掲げるとおりである。

====表14 記述統計====

4 推計結果

4.1 就業形態選択関数

結果は符号条件を概ね満たしている(表15参照)。乳幼児の係数は非正規雇用、正規雇用、専門職・自営業のいずれの選択に関しても1%水準で有意に負である。既定値の無職に比べてこれらの就業選択を抑制することが改めて裏付けられている。就学前児童の係数は非正規雇用、正規雇用の選択に関して1%水準で有意に負である。専門職・自営業の場合は符号は負であるが、統計的には有意ではない。就学前児童の存在は雇用形態での女性の就業選択を抑制することが分かる。

子どもが0～2歳の段階では「パートタイムや自宅で働く」を指向するダミーの係数は非正規雇用、正規雇用、専門職・自営業のいずれの選択に関しても1%水準で有意に正である。「正社員・フルタイムで働く」のダミーの係数は正規雇用、専門職・自営業の選択に関しては1%水準で有意に正である。非正規雇用に

関しては符号は正であるが、統計的に有意な結果は得られていない。この結果は女性の育児と就業選択に関する選択という人生設計が、実際にも女性の行動に影響していることを示すものである。正規雇用指向ダミーが非正規就業形態選択で有意でないということは、これらの人々は労働条件が悪いあるいは経験が評価されない職場は選ばないという可能性を示唆している。

そのほかに注目される結果は、親同居ダミーの係数がいずれも統計的には有意でないということである。この結果は実際に育児に当たった祖父母などの比重が保育園・保育室、幼稚園・保育園、塾稽古事・学童保育を下回るという結果と整合的である。改めて三世代同居が女性の育児の支援につながる状況ではないということを示している(松浦・白波瀬[2002]参照)。夫の年収にかかる係数はいずれのケースも 1%水準で有意に負であり、その上昇が女性の就業選択確率を低下させていることがうかがわれる。

====表 15 就業形態選択関数の結果====

4.2 就業形態の選択確率

Multinomial Logit モデルの係数は既定値のカテゴリーと当該選択肢の odds 比を示すもので、当該カテゴリーの選択確率に及ぼす効果を直接表すものではない。それは 2)式に基づき計算する必要がある。ここでは就業と育児の関係に関する考え方(0～2歳段階での「働かない」、「パートタイム・自宅で働く」、「正社員・フルタイムで働く」と子供の状況(現在「乳幼児・就学前子ども共に無し」、「乳幼児あり」、「就学前子どもあり」、「乳幼児・就学前子ども共にあり」)に焦点を合わせて分析する。前提は女性の年齢 35 歳、夫用労働者、親とは非同居、育児支援充足無し、住宅ローン無しである。夫の年収を 300 万円から 1,200 万円まで 25 万円刻みで試算した。

(子ども無しかつ無職の確率－結婚前退職＋結婚退職のケース)

子ども無しかつ無職というのは、結婚前退職＋結婚退職の近似として取り上げる。夫年収 600 万円の水準で「働かない」指向の女性の無職選択確率は 42.7%