

女性の高学歴化と少子化に関する一考察

白波瀬佐和子

I はじめに

昨今、我が国において少子化への危機感が高く、その主たる要因の一つとして若年者の晩婚化があげられる。特に近年の若年女性の高学歴化は、20代の未婚化・晩婚化に大きく寄与していると考えられており(国立社会保障・人口問題研究所1998 a)、少子化問題は高学歴女性の増加と関連づけて論じられることが多い(大沢 1998)。例えば、阿藤(1997)は、1970年代以降の女性の高学歴化は家庭外就労機会の増加、特に専門職従事者の増加とも相まって価値観の変化をもたらし、20代のシングル化現象をもたらしたと述べている。しかし、その一方で上野(1998)は、女性の高学歴化と晩婚化との直接的な関係を否定し、たとえ短大や大学を卒業しても彼女らは必ずしも就業を継続してキャリアを積み上げていくとは限らない状況を示唆している(p. 48)。このように少子化傾向を論ずる際に、女性の高学歴化がとりあげられることが多い。しかし、女性の高学歴化は果たして少子化の直接的原因となっているのであろうか。

本論文の目的は、女性の高学歴化と少子化の関係について人口学的のみならず、社会階層的アプローチから検討を試みることにある。少子化を高学歴化と関連づけて議論することは社会階層的であるといえる。つまりここでは、出生率の低下が女性一般に平均的に起こっているというよりも、高学歴取得者の増加という社会的属性分布の変化が少子化現象をもたらしたという視点である。

しかし、出生行動への学歴の影響をみる場合、その学歴の効果は、学歴自身の直接的な効果であるのか、それとも出身階級や本人の就業といった他の社会経済的要因を介しての間接的な効果であるのか、吟味する必要があるだろう。学歴そのものというより、社会経済的に恵まれた者はそうでない者に比べて高学歴を取得しやすいという、家族的背景の影響であるのか。さらには高学歴を取得したことで従事する就業の違い(例えば、専門職か非熟練のマニュアル職か)が出生行動に影響し、学歴は就業を通じた間接的な効果であるのか。女性の学歴獲得とその後の出生行動への影響を詳しくみていきたい。本稿の構成は大きく2部からなっており、前半部分は社会階層変数を出身家庭、学歴、初職に分けて、結婚行動や出生行動を検討する。後半部分は、高学歴化の一つの帰結として価値観の変化が上げられるが、性別役割分業観について男性の家事参加と関連づけて議論を試みる。

本題に入る前に、1950年以来の女性の高校進学率、短大進学率、大学進学率と合計特殊出生率の時系列的变化をマクロデータからみよう(図1)。高校進学率に関しては、1960年代の伸びが著しく60年代後半には男性の進学率を1ポイント程度上まわるまでに至り、75年以降は9割を超えて緩やかに上昇し1997年には97%となっている。つまりほとんどの若年女性は義務教育を終了後高校に進学しているわけである。一方大学進学率については1970年から75年にかけて進学率が約2倍になり(6.5%から12.5%)、その後ゆっくりとした上昇傾向を示しながら90年代に入って、増加割合が高くなっている(1993年から97年までに

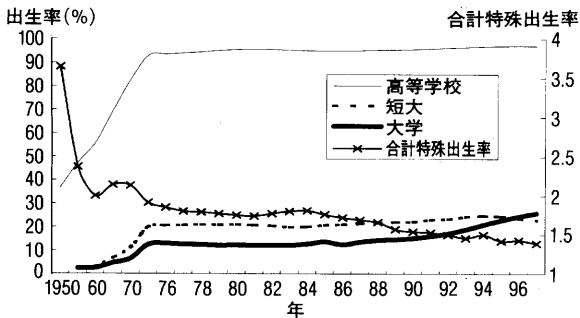


図1 女性の学歴と合計特殊出生率の変化

7ポイント上昇)。女性の高等教育において重要な位置にある短大への進学をみてみると、1965年から75年代にかけての10年間で6.7%から3倍もに上昇し、大学進学率との差を一挙に広げたといえる(1975年時点で短大進学率は19.9%、大学進学率は12.5%)。その後緩やかなカーブで進学率が上がったが、96年に大学進学率が短大進学率を上回り、97年時点で大学進学率26.0%に対して短大進学率は22.9%となっている。このように、女性の高学歴化は1960年代半ばから70年代半ばにかけて加速度的に起こり、90年代に入ってからには特に大学への進学率の上昇が目立つ。

一方、合計特殊出生率の時系列的变化をみてみると、1950年代に入ってから急激な減少を示して以来、全体とし緩やかな減少を続け1980年代半ばから加速度的に減少し始めて1997年時点で1.39となっている(国立社会保障・人口問題研究所1998a)。80年代後半から特に女性の大学進学率の上昇と反比例するような形で合計特殊出生率が下降している。図を見る限り、女性の高学歴化と少子化傾向には何らかの関係がありそうである。

II データと変数

本研究において主たる分析対象となるデータは、1995年「社会階層と社会移動の全国調査」(以下SSM調査と略す)である¹⁾。本データは人口学的分析を主たる目的として構築されたものではないが、質の高い社会階層に関する変数が含まれているという大きな利点があり、少子化を社会階層

論の枠組みから議論する本研究の分析視角に適したデータといえる²⁾。本データはA票、B票、威信票といった3つの質問票からなり、本論文の前半部分は、職歴変数を含むA票を中心として分析し、後半部の性別役割分業に関する分析はB票を使用する。社会階層変数として、父親の主たる就業によって代表される出身家庭、本人の初職、夫の結婚時における就業を分析に加え、これらをイギリスのゴールドソープを中心に構築されたEGPカテゴリー(Erikson, Goldthorpe, and Portocarrero 1988)に操作化する。本カテゴリーは、職種だけでなく従業上の地位や企業規模、役職を考慮にいれた総合的な地位指標である。同カテゴリーは次の6つに分類される。(1)専門管理、(2)ノン・マニュアル、(3)自営、(4)農業(自営・家族従業者を含む)、(5)熟練マニュアル、(6)半・非熟練マニュアル。学歴は、大卒と高卒、中卒の3つのカテゴリーに分類した。ただし、女性の高等学歴取得者に占める短期大学卒業者は、1995年SSMデータにおいて61%であって、大卒者は3分の1強にすぎない。従って、女性を対象とする場合、大卒カテゴリーは短大卒業者が多数派であることを断っておく。高学歴化、少子化といった時系列的变化を見るために、4つのカテゴリーに分類した年齢コウホートと2つの結婚コウホートを作成した。前者は、(1)1925~1935年生まれ、(2)1936~1945年生まれ、(3)1946~1959年生まれ、(4)1960~1975年生まれ、の4カテゴリーであり、後者は、調査時点での結婚時期を1970年以前と1971年以降に分けて作成した。また、いつ最終学歴を取得したのか考慮に入れるために、(1)1940~60年、(2)1961~75年、(3)1976~95年の3つのコウホートに分けて年次効果をみる。

III 分 析

1 結婚と学歴

我が国において10代女性の出産は極めてまれであり、婚外子となると1割にも満たないという状況である。また、若年者層での婚外子率の増加

の背景に同棲の増加があげられるが、日本の場合はその数は低い。事実、第11回出生動向基本調査の独身票の結果、同棲を経験したと答えた者は女性の4.6%であり、10年前に比べて微増はしているものの明らかに少数派である(国立社会保障・人口問題研究所 1998 b)。また、意識の上でも、結婚と子どもを持つことはかなり密接な関係の上に理解されており、男性の78%、女性の72%が「結婚したら子どもは持つべきだ」と答えている(国立社会保障・人口問題研究所 表IV-2-1, 1998 b)。このように、同棲割合や婚外子の割合が非常に低い我が国において(岩澤 1998)、出生行動は結婚と極めて密接な関係を持っていると考えられる。そこでまず、結婚時期に焦点を当てて、その年齢と最終学歴取得後結婚に至るまでの期間について検討する。

表1は、年齢コウホート別学歴別の平均結婚年齢を示したものである。まず学歴別にみると、結婚平均年齢は高学歴者程高く、その差は統計的に有意である。表には示さなかったが、コウホート全体の学歴間での平均結婚年齢は大卒者で25.4歳、高卒者で24.2歳、中卒者で23.7歳となっており、大卒者と高卒者の間での差が大きい。各学歴内での年齢コウホート間で結婚平均年齢の違い

表1 年齢コウホート学歴別平均結婚年齢

		平均	標準偏差	変動係数	N
大卒	1925-35年生まれ	25.63	2.22	0.09	70
	1936-45年生まれ	25.36	2.78	0.11	107
	1946-59年生まれ	24.96	2.75	0.11	22
	1960-75年生まれ	26.29	5.25	0.20	7
高卒	1925-35年生まれ	23.52	2.60	0.11	140
	1936-45年生まれ	24.26	3.71	0.15	302
	1946-59年生まれ	24.24	3.75	0.15	151
	1960-75年生まれ	24.62	4.28	0.17	106
中卒	1925-35年生まれ	19.57	3.16	0.16	7
	1936-45年生まれ	23.39	4.61	0.20	61
	1946-59年生まれ	23.99	3.67	0.15	121
	1960-75年生まれ	23.71	3.22	0.14	139
多変量分散分析結果		F	自由度	有意度	
学歴		14.26	2	0.000	
コウホート		3.42	3	0.017	
学歴×コウホート		1.99	6	0.064	

は5%水準で統計的に有意であるが、明らかな高齢化の傾向は見られない。その主たる要因は、ここでの分析が調査時点で結婚をしている者のみを対象としているため、まだ結婚に至らない(これから至るかもしれない)ケースが除外されていることにある。この点は、調査の一時点における分析結果を解釈するにおいて、考慮しなくてはならない。表の後半部に示した多変量分散分析結果をみると、学歴間、コウホート間で違いはあるが、両者間の交互作用は認められず、特定学歴レベル取得者のみに結婚年齢の変化(高齢化)がみられるというわけではない。

次に、最終学歴修了後から結婚に至るまでの期間についてみてみよう。つまり、晩婚化という意味の中には、結婚年齢が遅いという意味に加えて、結婚するまでの期間が長いという意味合いも考えられる。表2は、学歴別・年齢コウホート別に結婚までの平均期間をみたものである。ここでは、学歴が高いほど平均期間は短く、この違いは有意である。結婚コウホート間での変化をみてみると、どの学歴レベルにおいても結婚までの時期の長期化が見られ、その差も有意となっている(表2の後半部の多変量分散分析結果)。しかし、学歴と結婚コウホート間に交互作用はなく、学歴のレベルにかかわらず一様に結婚までの期間が長期化しているということがわかる。結婚までの期間が全体として長期化しているが、就学期間が長い高学歴者ほど結婚に至るまでの期間が低学歴者に比べて短い。結婚までの期間については、高学歴者が

表2 結婚コウホート別学歴別結婚までの期間

		平均	標準偏差	変動係数	N
大卒	1970年以前	2.52	2.35	0.93	25
	1971年以後	3.81	2.56	0.67	172
高卒	1970年以前	5.53	2.91	0.53	282
	1971年以後	6.62	3.97	0.60	415
中卒	1970年以前	8.36	2.89	0.35	269
	1971年以後	10.05	6.06	0.60	59
多変量分散分析結果		F	自由度	有意値	
学歴		104.90	2	0.000	
結婚コウホート		19.17	1	0.000	
学歴×結婚コウホート		0.56	2	0.570	

その就学期間と比例して低学歴者より長いというわけではない。

では、上記の調査の一時点における分析から、まだ結婚というイベントが起こっていない(センサー) ケースを考慮に入れて、結婚のステージに移行する確率をみてみよう(表3)。ここでの分析手法は、比例ハザード率といわれるコックス回帰分析法である。これは、学歴修了時を起点として、各時点での結婚に至る確率(移行率)をイベント未発生ケースをカウントしながら検討するもので、結婚や出産といった時間に依存する変数を分析するのに有効な統計的分析手法である。表3は仮説に即した変数の係数が対数の形で表されており、その係数の指数をとって変化の割合をとれば、特定変数の影響をみることができる。ここでの、仮説は4つある。まず出身家庭仮説(第1式)であり、恵まれた家庭からの出身者は、出身家族と同等に生活水準が維持できると判断した場合に結婚をする傾向があるので(山田 1996)、専門管理出身者は非熟練マニュアル出身者より結婚

率が低いことをさす。2番目は学歴仮説であり、高学歴を取得した者は自己実現を目指す傾向にあり、結婚率を低める傾向にあることをいう。3番目は、労働市場仮説として初職を分析対象として、専門職に就く者は昇進機会にも恵まれており、結婚というよりキャリアを優先するために結婚への移行率が低いとする。最後に高学歴化という時系列的変数として、学歴取得年次コウホートを用いる。ここでの仮説は、近年学歴を修了した者ほど結婚しにくいというもので、近年の晩婚化に対応するものである。

第1式からみていこう。出身家庭のどのカテゴリーも(非熟練マニュアル出身者をベースとして)有意な効果を示していない。つまり、結婚するか否かは出身家庭からの影響を受けないということである。第2式の学歴効果をみてみると、大卒、高卒ともに中卒(ベースカテゴリー)に比べて有意に結婚率が高いという結果を得た。特に大卒者は中卒者に比べて結婚する確率が2倍も高い。これは学歴仮説で言われる高学歴者は自己実現を

表3 結婚への移行率に関するコックス回帰分析(係数 対数値)

	第1式	第2式	第3式	第4式	第5式
出身家庭					
専門管理	0.0935				
ノンマニュアル	0.0940				
自営	-0.0068				
農業	-0.1016				
熟練マニュアル	-0.0834				
本人学歴					
大卒		0.7157**			0.5481**
高卒		0.4328**			0.3238**
初職					
専門管理			0.1640		-0.0839
ノンマニュアル			0.2310**		0.0299
自営			-0.4642		-0.4575
農業			0.1086		0.4039**
熟練マニュアル			-0.1290		-0.0648
学歴修了年次コウホート					
1976-1995				0.4537**	0.2493**
1961-1975				0.4089**	0.3115**
N	1217	1373	1297	1373	1297
センサー割合	18.1	18.9	18.9	18.9	18.9
-2(対数尤度)	12785.730	14485.162	13621.280	14501.436	13564.415

注) ** 1%のレベルで有意。

* 5%のレベルで有意。

めざして結婚しにくいという傾向とは相反する。3番目の最終学歴後はじめて就いた就業の影響は、ノンマニュアルのみ有意であって、初職がノンマニュアル職であった者は非熟練マニュアル職に就いた者に比べて結婚率が高い。戦後の若年女性の代表的な職種として事務職があげられるが、同職に就くことは結婚率を高めることになっている。しかし、設定仮説のなかで注目した専門職については何ら有意な影響を示していない。4番目の学歴修了年次コウホートについては、1976～95年コウホート、1961～75年コウホートは両者とも1940～60年コウホートに比べて有意に高い婚姻率を示しており、近年学業を終えた者ほど結婚しやすい。例えば、1976年以降に学歴を終了した者は、1960年以前に学業を終えた者よりも50%結婚への移行率が高い。各変数の全体効果を見る限り、上に設定したどの仮説も支持されなかった。

では、これまでの全体効果のみで出身家庭カテゴリー以外の有意な効果を示した変数をいれた結果が最後の第5式である。ここで、有意な影響を示したものは、学歴、農業の初職カテゴリー、1976～95年学歴年次コウホート、1961～75年学歴年次コウホートであった。結婚への移行率に関する分析において大きな発見は、学歴と学歴修了年次の持つ重要な影響力と限られた社会階層的要因の影響である。結婚というライフステージに移行するかどうかという決断は、学歴によるところが大きく、特に大卒(短大卒)者であるかが大きな意味を持つ。しかし、コックス回帰分析が結婚するか否かに加えて最終学歴修了後から結婚までの時間を考慮にいれているため、高学歴者程結婚年齢が高いという晩婚化仮説は支持されたが、結婚というイベントへの移行率を考えると、高学歴者が移行しにくいというわけではない。なぜなら、就学期間が長い分、結婚までの期間が短いという状況があるからである。ツヤとメイソン(Tsuya and Mason 1995)が結婚年齢を被説明変数として比例ハザード分析を行った結果、高等学歴を取得することが結婚への確率を一掃するというより、結婚年齢を遅らせることを示している。ここでの分析結果も、ツヤらの結果と大卒に

おいて一致するものであり、高学歴者は結婚年齢は高いが結婚確率自体は決して低くないことが認められた。結婚への移行については、結婚をする時期(年齢)と結婚までのタイミング(期間)といった2つの軸が絡んでおり、両軸は必ずしも同じ方向にないことを見落としてはならない。

以上、結婚という新たなライフステージへの移行は、高等学歴を得たかどうか、いつ学業を終えたかといった年次効果が重要な意味を持つ。しかし、結婚前にいかなる仕事に従事していたのかという社会経済的属性はそれほど効果を発揮していない。学歴別に職種分布をみると、学歴が高くなればなるほど限られた職種への集中がみられ、女性の場合はその集中度が男性に比べて高い。事実、平成2年の国勢調査報告によると、大卒女性の53%が専門職に従事しており、そのなかでも教員は高学歴女性の仕事を代表する職種の一つである。しかし、女性の高学歴化と密接な関係を持つ限られた職種は、全体として結婚行動に有意な影響力を発揮していないようだ³⁾。

2 第1子出生と学歴

次に、結婚後はじめての子をいつ産むかについて検討してみよう⁴⁾。表4は、学歴別結婚コウホート別の第1子出生年齢に関する多変量分散分析の結果である。学歴が高くなればなるほど第1子出生年齢が高くなり、その学歴間の違いは統計的に有意である。結婚コウホート間でも出生年齢の変化がみられ、若年コウホートほど出生年齢が高

表4 結婚コウホート別学歴別第1子出生年齢

		平均	標準偏差	変動係数	N
大卒	1970年以前	25.64	3.02	0.12	28
	1971年以後	27.62	3.00	0.11	148
高卒	1970年以前	25.33	3.42	0.14	265
	1971年以後	26.03	3.66	0.14	381
中卒	1970年以前	24.90	3.36	0.13	251
	1971年以後	24.89	4.49	0.18	54
多変量分散分析結果		F	自由度	有意値	
学歴		7.87	2	0.000	
結婚コウホート		8.14	1	0.004	
学歴×結婚コウホート		2.51	2	0.082	

い。しかし、その変化は学歴間で異なっていない(両変数間で交互作用がない)。つまり、高学歴者ほど第1子出生年齢は高いが、どの学歴レベルにおいても出生年齢の高齢化が一様にみられる。

表5は、結婚後はじめての子を出産するまでの期間を学歴ごとにみたものである。この出産時期までの期間については、学歴間、コウホート間で違いはない。つまり、第1子を産む年齢は学歴間で異なっているが、その違いは結婚年齢が高学歴者ほど高いため、結婚してから子どもを産むまでの期間は学歴に関係なく類似している。

では、前節の結婚率と同様、調査時点にまだ子どもを産んでいない者(センサー)を含めて第1子出生率をみてみよう(表6)。設定仮説としては、前述の結婚率をみた時と同様であるが、夫の結婚

時における就業をも考慮にいった(第4式)。ここでは、専門管理の夫と結婚した者は、出生率が低いであろうと考える。なぜなら、専門管理に従

表5 結婚コウホート別学歴別第1子出生までの期間

		平均	標準偏差	変動係数	N
大卒	1970年以前	2.90	3.28	1.13	176
	1971年以後	3.11	6.10	1.96	27
高卒	1970年以前	2.43	3.37	1.39	406
	1971年以後	3.93	7.78	1.98	267
中卒	1970年以前	3.07	4.99	1.63	54
	1971年以後	2.99	5.88	1.97	237
多変量分散分析結果		F	自由度	有意値	
学歴		0.10	2	0.906	
結婚コウホート		1.24	1	0.265	
学歴×結婚コウホート		1.95	2	0.142	

表6 第1子出生への移行率に関するコックス回帰分析(係数 対数値)

	第1式	第2式	第3式	第4式	第5式	第6式	第7式
出身家庭							
専門管理	-0.2400						
ノンマニュアル	-0.0790						
自営	-0.0345						
農業	0.0726						
熟練マニュアル	0.0101						
本人学歴							
大卒		-0.2072*					-0.0773
高卒		-0.0043					0.0297
初職							
専門管理			0.0347				
ノンマニュアル			0.0372				
自営			-0.0884				
農業			-0.0109				
熟練マニュアル			0.1088				
夫結婚時就業							
専門管理				-0.2862*			-0.2273
ノンマニュアル				-0.1599			-0.1370
自営				-0.1806			-0.1762
農業				-0.1450			-0.1504
熟練マニュアル				-0.0744			-0.0536
結婚年齢					-0.0353**		-0.0294**
結婚年次コウホート							
1971年以後						0.0347	
N	945	1061	1002	973	1061	1061	973
センサー割合	8.18	8.01	8.08	8.22	8.01	8.01	8.22
-2(対数尤度)	10971.835	12423.758	11623.308	11218.165	12415.929	12429.667	11206.942

注) ** 1%のレベルで有意。

* 5%のレベルで有意。

事する夫は学歴が高く、同じ高学歴女性と結婚する傾向にあり、高学歴の女性は学歴仮説から出生率が低い傾向にあるために、専門管理を夫に持つ者は出生率が低いと仮定する。また、結婚年齢とともにいつ結婚したのかを結婚コウホートとして分析に加える。表4の全体効果の結果をみると(第1式から第6式)、有意な効果を示したのは、大卒変数、専門管理の夫、そして結婚年齢である。これらは全て出生率を有意に下げている。例えば、学歴仮説が述べたように、高学歴者は中卒者に比べて出生率が19%低く、同様に、専門管理の夫と結婚すれば非熟練マニュアルの夫と結婚した場合に比べて25%子どもを産む確率が低い。さらに、結婚年齢が高くなるほど出生率が低くなる。一方、結婚前において女性本人が就いていた従業、例えば専門職についていたかどうかは、結婚後の出生率になんら影響をもたらすものではない⁵⁾。

出身家庭と本人の結婚時の就労変数を除く第6式をみると、学歴と夫の結婚時の就業の持つ影響が有意でなくなっている。有意な影響が残ったのは、結婚年齢と結婚年次コウホートである。特に、学歴は年齢を考慮に入れることで出生率への影響は無くなり、年齢の影響が有意となる。つまり、結婚後いつ子どもを産むかどうかは年齢との関係が強く、大学を卒業していようが、義務教育のみ終了した者であろうが、有意な差は認められない⁶⁾。このように、子どもの出生はいつ結婚したのかといった人口学的な要素によって大きく左右されていることが認められた。高学歴女性が子どもを産まないというのは、高等学歴取得に伴う価値観や専門職に従事しやすいという社会経済的要因というより、高学歴取得者の結婚年齢が高いためである。結婚というライフイベントへの移行がなされたならば、出生行動は年齢によって決定される部分が大きく、社会階層的な影響はほとんどみられない。

3 性別役割分業観と学歴

高学歴化が少子化を促す説明を性別役割分業観を拒否する価値観の違いに求める場合が多い。高

学歴を獲得することによって、価値観がよりリベラルになり従来の「男性は外、女性は内」という分業規範を否定し、ひいては実際に結婚を止めるか、遅らせる一方で男性と同等にキャリア指向を深めていく。事実、男女共に高学歴者ほど性別役割分業観に否定的である傾向が、95年SSM調査によっても認められた。これは、高学歴を取得することで従来の分業規範を否定しやすい傾向といえる。そこで本節では、この性別役割分業観が実際の性別役割分業体制にどのように影響を与えるのか男性の家事参加に焦点を当てて議論してみたい。価値観と実態との関係を論じることは、若年者の価値観の変化と少子化の問題を議論する上に重要であり、高学歴取得が現実の生活にどのように還元されているかをみることに通じる。分業観と分業体制の関係を実際の男性の家事参加をみることで検討してみよう。

幸い1995年SSM調査においては、既婚男性について家庭内労働に関する質問が設けられている。家庭内労働とは、(1)食事の支度や後片付け、(2)掃除や洗濯、(3)育児や子育ての協力、の3つの側面を取り上げて、そのかわりの程度が質問されている⁷⁾。

表7は、3つの家庭内労働を従属変数として重回帰分析を行った結果である。どの従属変数においても、性別役割分業観(スコアが高いほど肯定)、本人学歴、妻の就業、年齢を説明変数として加えている。ここでの仮説は、まず役割分業観に否定的であればあるほど家事参加の程度が高いであろうし、学歴が高いほど家事への参加程度が高いであろうとみなす。妻の就業に関しては、妻が家庭外就労しているほど夫の家事参加は促されると考えられ、年齢は若年者の方が男性が家事をすることへの抵抗が少なくその参加の程度は高いであろうと考えられる。

まず、食事の支度や後片付けを従属変数とした重回帰分析の結果をみてみよう。男性がどれくらい食事の支度に関わっているのかに有意な影響を示したものは、性別役割分業観と本人学歴であって、妻の就業状態や年齢の影響は有意ではない。性別役割分業観に否定的な見解を持つほど、また

表7 男性の家事参加に関する重回帰分析

	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数	1.431**	0.175	1.481**	0.173	2.553**	0.215
性別役割分業観	-0.078**	0.031	-0.103**	0.031	0.001	0.038
本人学歴	0.132**	0.033	0.080**	0.033	0.060	0.041
妻就業	0.050	0.047	0.063	0.046	-0.009	0.058
年齢	0.002	0.002	0.001	0.002	-0.017**	0.003
R ²	0.038		0.033		0.090	
従属変数	食事		掃除・洗濯		子育て	

注) ** 1%のレベルで有意。

* 5%のレベルで有意。

高学歴を持つ者ほど食事の支度に参加しているといえる。掃除・洗濯についても同様に、性別役割分業観と学歴の影響が重要であることが認められる。性別役割分業を否定する、あるいは肯定する価値観が実際の男性の家庭内労働参加を決定する一方で、妻の就業といった外的な要因は、食事や掃除・洗濯への参加程度に実際のところそれほど影響しているようではない。妻が働いていても価値観が保守的であれば家事の参加はしないし、妻の就業状況と男性の家事参加は必ずしも一元的ではないようである。言い換えれば、たとえ妻が就労していても男性の家事参加がそのために促されるとは安易に期待できない状況があるようだ。

しかしながら、子育て参加に関しては、性別役割分業観も学歴もその影響は有意ではない。有意な影響を示したのは年齢のみであって、子育てに参加するのは性別役割分業観に否定的であるからでもなく、大学教育を受けているからでもない。年齢的に若いかなんかがどれくらい子育てに参加するかどうかを決定するという結果を得た。高学歴者ほど子育て参加の程度は高いが、若年者ほど大学卒業割合が高いという状況を考慮に入れることで、その学歴の効果は無くなってしまふ。子育て参加の程度を説明するにあたって、高等教育を受けることによる直接的な影響はこの結果をみる限り認められない。また、妻が就業しているかどうかは子育てへの参加程度に違いをもたらしさないという結果は、少々意外であった。

以上、性別役割分業観や学歴、年齢を考慮に入れて、男性の家庭内労働への参加をみると、

価値観が実態に反映されやすい部分とそうでない部分がある。確かに、食事の支度や掃除・洗濯への参加程度は、性別役割分業観を否定する傾向と高学歴化によって高まるが、子育てについては同様のパターンはみられない。高学歴化、価値観の変化が即男性の子育て参加を促すというよりも、年齢の違いが重要な意味を持つ。

IV 考 察

本論文では、結婚と第1子出生というライフイベントに焦点を当てて、女性の高学歴化の影響を検討した。また、男性の性別役割分業観と実際の家事参加の程度との関係を学歴や女性就労や年齢と関連させながら議論をしてきた。本研究で明らかになったことの一つに、年齢の影響の重要性を上げることができよう。結婚への移行に至っては学歴の持つ重要な意味を確認したが、少子化に直接反映される子どもを産むか産まないかの決定は何歳時に結婚したかに依るところが大きい。また、少子化への対応策としての男性の家事参加についても、肝心の子育て参加の程度は価値観や学歴との関係というより年齢的なことが大きく関与していた。

ブリントン(1988)は、日本が年齢によってライフイベントの発生時期が決定される度合いが高く、イベント発生時期の分散も小さいことをもって、年齢の持つ意味の重要性を述べている。彼女の見解は、女性の社会階層上の地位を決定する際に、大学を卒業したのか、どのような職業に

就いているのか、という社会経済的属性の効果がアメリカに比べ低く、年齢という人口学的要因が重要な意味を持っている状況をさしている。つまり、年齢によって整然と秩序づけられたタイムテーブルが、教育や職種といった社会経済的要因の影響力を低めているともみなすことができるかもしれない。確かに、高等教育の普及は価値観の変化に役担ったところもある。しかし、出生行動や子育てについては限られた影響しか認めることができなかつた。

言い換えれば、柔軟性に欠けるタイムテーブルの設定が、結婚をするかしないか、仕事を続けるかやめるか、子どもを産むか産まないか、といった各ステージごとの選択を二律背反的なものとし、結果として若年女性が子どもを持つとしない状況を生んでいるといえるかもしれない。少子化は各個人の社会的選択の一現象である。なぜ、子どもを産まないことを選択したのかを真剣に考えることは、女性が高学歴を持つことの弊害を安易に述べるに留まることなく、男性を含めた働き方や生活の仕方といった総合的な視野で議論することが必要となってくる。婚外子が極端に少なく、若年者の同棲割合も低い我が国において、子どもを産むことと結婚することは同時決定的であり、結婚へのステージに移行することが子どもの出産を決定する前提条件となっていく。結婚があつて、子どもの出産を迎えるという整然と決められたタイムテーブルからの縛りつけが強いほど、若年女性を結婚から遠のかせ、子どもを産まない状況に追い込んでいく可能性を高めているのではないだろうか。柔軟な生き方を受け入れ、援助していく社会システムの構築こそが、少子化対策の鍵となりうるように思われる。

謝 辞

本論文執筆にあたり、石田浩氏から有益なコメントをいただいた。感謝したい。また、図表の作成は山田聖子さんをお願いした。お礼を申し上げます。

注

- 1) 1995年SSMデータの使用にあたり、1995年SSM調査委員会の許可を得た。この場を借りて感謝の意を表す。
- 2) SSMデータの結婚に関する情報は、調査時点での結婚(「現在の結婚」)についてであつて、必ずしも初婚というわけではない。
- 3) 本分析においては、高学歴者中の短大卒者の割合が高いので、必ずしも四大卒女性を代表した結果ではない点を留意されたい。
- 4) 95年SSM調査においては、子どもの有無を結婚経験のある者にのみ限定しているのので、婚外子に関する情報は得られない。
- 5) 初婚の代わりに結婚時の職業を加えても同様の結果を得た。しかし、結婚時(結婚年次前後の1年間)に無職と答えた者もあり、分析サンプル数が減少するので結婚前の就業として初職を変数とした。
- 6) 第11回出生動向基本調査を用いて、結婚から第1子出生までの間隔は高学歴者ほど長いという佐々井(1998)の分析結果とは一致しない。今後の検討課題としたい。
- 7) 実施の程度は(ア)いつもする、(イ)ときどきする、(ウ)ほとんどしない、に分かれ、程度の最も高いものを3とし、最低を1としてスコア一化した。なお、この分析においては、学歴の高さに応じて3から1にスコア一化した。教育年齢を入れたり、学歴をカテゴリー化して挿入する仕方もあるが、ここでは、学歴の持つ影響の全体像をみることに主たる目的であるので、最もわかりやすい方法をとつた。

参考文献

- 阿藤 誠(1997)「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」人口問題研究(53), 3~20頁。
- Brinton, Mary (1988) "The Social-Institutional Bases of Gender Stratification: Japan as an Illustrative Case," *American Journal of Sociology* (94): 300-34.
- Erikson, Robert. John H. Goldthorpe, and Lucienne Portocarero (1979) "Intergenerational Mobility in Three Western European Societies," *British Journal of Sociology* 30: 415-523.
- 岩澤美帆(1998)「少子化社会における家族形成観——欧米仮説の日本における検証——」SPSN第15回研究会発表。
- 国立社会保障・人口問題研究所(1998a)「日本人の結婚と出産 平成9年第11回出生動向基本調査 第I報告書」。
- (1998b)「第11回出生動向基本調査 独身者調査の結果概要」。
- 大沢真知子(1998)『新しい家族のための経済学』中央公論社。

佐々井司 (1988) 「出生のタイミング」, 『第 11 回出生動向基本調査 第 I 報告書』, 24 頁。

Tsuya, O. Noriko and Karen Oppenheim Mason (1995). "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan" in *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, edited by Karen Oppenheim Mason and An-Magritt Jensen, pp. 139-67.

上野千鶴子 (1998) 「出生率低下：誰の問題か？」
人口問題研究 (54), 41~62 頁。

山田昌弘 (1996) 『結婚の社会学』丸善ライブラリー。

(しらはせ・さわこ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部第 2 室長)