高学歴化と性別分業
── 女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果 ──

田中 重人
(大阪大学人間科学部)

Higher Education and the Sexual Division of Labor
—the schooling effect on women's continuous full-time employment—

TANAKA Sigeto

This paper discusses the effect of education on Japanese women's continuous full-time employment (CFE). Excluding women employed in family enterprises, we focus on the modern sexual division of labor—the division between occupational and domestic labor. First, we confirm with 1955–95 Japan census data that the number of full-time working women has been maintained, despite a substantial rise in their educational standards. Then we analyze personal histories of Japanese women. It seems, upon the first examination, that university graduates tend to pursue CFE. But this correlation between education and CFE disappears when the teaching field is exempted. The correlation is only a conditional one, made up with the known fact that the teaching profession provides significantly greater opportunities for CFE to highly educated women. Since the number of teachers is independent of the number of university graduates, it is difficult to relate fluctuations in the CFE rate and the educational standards. A logistic regression (excluding teachers) reports that women's education would have no significant effect on CFE, even if their husbands' occupational status and their own occupational status before marriage were kept constant. The results reject theories of the schooling effect, such as the sexist education theory and the human capital theory. We conclude that school has no effect on CFE, and that changes in educational standards can hardly alter the sexual division of labor.

女性のフルタイム継続就業に対して学校教育が持つ影響力について論じる。近代型の性別分業に関心を限定するため、家族経営型の自営業に属する女性はのぞいて分析する。まず戦後日本社会における急激な高学歴化にもかかわらずフルタイム女性の比率が一定水準を保ってきた事実を、1955–95 年のセンサス・データから確認する。ついで女性個人経歴データを分析する。大卒女性は一見フルタイム継続率が高いようにみえるが、教員をのぞいた分析ではこの関連は消える。上の関連は、教員というフルタイム継続しやすい特別な職業と大卒学歴とがむすびついているための擬似的なものにすぎない。大卒者数と教員数が独立だということから考えて、高学歴化と女性フルタイム継続率の変化とは無関係と結論できる。女性本人の職業的地位と結婚相手の職業的地位を統制したロジスティック回帰分析でも、学歴の効果はみられない。分析結果から、学校教育はフルタイム継続就業に影響しないといえる。

キーワード：性別役割意識 (gender ideology), 人的資本 (human capital), 社会変動 (social change)

1. 学校教育と性別分業の変動に関する諸理論

戦後日本社会における性別分業の変動を説明する要因として、学歴水準の上昇という現象に着目する研究は多い。そうした議論は、大きく「固定化仮説」「流動化仮説」の 2 種類にわかれる。「固定化仮説」とは、学校教育の拡大は性別分業を固定化する役割を果たしているという仮説である。「流動化仮説」は、これとは逆に、学校教育は性別分業を流動化させると主張する。

それぞれの仮説の内部には、社会意識論に基づくものと人的資本論に基づくものの 2 種類の論理が混在している。したがって、こまかくみれば 4 種類の仮説が区別できることになる。

1.1. 固定化仮説の論理

学校内のセクシズム

「固定化仮説」に社会意識論的なよりどころをあたえているのが、学校内のセクシズムに注目した諸研究だ。「セクシズム」(sexism) とは性別分業を正当化する信念体系を指す。学校教育はそういう信念体系を中心に組み立てられており、性別分業に肯定的な態度をかたちづくる場になっている。こうしたセクシズムは学校のなかで観察できるだけにとどまらず、生徒が卒業して社会に出たあとも影響をおよぼしつづける [Ayim+Houston 1996: 14]。――具体的にいうと、教科書の固定的な性別役割描写、生徒の性別による教師の態度のちがい、女生徒集団と男生徒集団の行動様式のちがいなど、学校文化中の諸々のセクシズム的要因が生徒を性別役割に沿って社会化していくという [亀田 1987: 87f.]。

この仮説の要点は、学校は近代産業社会の分業構造を再生産する装置だ [Deem 1978: 2f.] とみなすところにある。「男は仕事、女は家庭」という近代型性別分業を支える意識は学校教育がつくりあげるものであり、高い教育を受けるにつれて人々は性別分業構造により強く組み込まれていく、とこの仮説は主張する。

育児の生産性

一方、これとは別の理論的背景を持つ説が、人間の合理的な行動に注目する経済学者から提出されている。それによると学歴の高い女性は、育児期に関しては、専業主婦となって育児に専心する傾きが大きいという [Leibowitz 1974]。

Leibowitz の解説によれば、これは学校教育が育児の生産性を引き上げるゆえの現象である。育児の生産性が高ければ、子供を他人の手にまかせるよりも自分で育てるほうが合理的だ。しかもほかの種類の家事とちがって、市場で購入できる育児サービスの質は貧弱であり、自分の手で育てるのと同等の質の高い育児サービスはほとんど手に入らないから、育児労働を外部化する対策がとりにくい。――現代社会の仕組みは、高学歴女性が働きつづけるのは割にあわないようにできている、というのだ。

この場合、学校教育は人々の態度を変えるわけではないけれども、女性の育児生産性を高めるという回路で性別分業を補強することになる。

1.2. 流動化仮説の論理

これらの主張に対して「流動化仮説」は、学校教育は性別分業を弱める機能を持つと反論する。

性別分業への批判的態度

まず学校教育の反セクシズム的側面に注目する反論がある。学校教育は基本的には男女を平等にあつかう場であり、既存の性別分業体制への批判的態度をつちかうはたらきを持っているとする説だ。この説の論者も、学校のなかのセクシズムやそれによる性別役割の再生産機能を否定するわけではない。ただそのような要因の影響は限られたものであり、学校教育の総体をとらえるならば反セクシズムの力が勝っている [木村 1990: 152] と考える。

この仮説が正しければ、学歴が高いほど性別分業に反した行動をとる人が多いはずだ。そして社会全体の学歴水準が上がるにともなって、性別分業は流動化していくことになる。

職業報酬の増大

流動化仮説にはもうひとつ、職業上の人的投資として学校教育をとらえる型のものがある。高い学歴はたいてい高い職業報酬（賃金や社会的評価）にむすびついている。だから高学歴の女性が合理的に行動するならば、自分の有利な地位を活かして職業領域に進出していくはずだ。しかも産業化にしたがって家事サービスの市場化がすすむため、職業報酬で家事サービスを購入・代替する戦略がうまく作動するようになる。――こうして女性の学歴水準の上昇は、女性が受けとる職業報酬の増加という回路をとおして女性を職業領域に引き出す役割を果たす [Goldin 1995: 88] という。

2. 性別分業の指標

本稿で「性別分業」といっているのは「男は仕事、女は家庭」というかたちの分業、いわゆる近代型の性別分業のことだ。職業領域と家事領域とがはっきりわかれていることを前提にしたうえで、女性の職業領域への参入[1)]が妨げられている度合を測りたい。

こうした性別分業の指標として、有職女性数を女性労働可能人口で割った値（就業率）を使う研究が多い。だがこの指標には問題がふたつある。

ひとつは家族経営型自営業の問題だ。職業領域と家事領域との分離が議論の前提であることを先に述べた。家族ぐるみで働く自営業の家族は本稿の対象外なのだが、就業率とは、これら対象外の人々をもふくんで数えあげた値なのである。

もうひとつの問題は、未婚期だけの就業やパートタイム労働が女性労働のかなりの部分を占めていることだ。長期間連続してのフルタイム就業を職業領域への進出の本格的なかたちとすると、それよりはずいぶん性別分業原理への抵触度の低い働きかたである。未婚期だけの就業は家事・育児役割を女性に割り当てる性別分業原理にはほとんど抵触しない[2)]し、既婚女性のパートタイム就業は家事を優先させるための（つまり近代型性別分業原理に則った）選択だといえる [日本労働研究機構 1995: 141] [田中重人 1998] [上野 1990: 209f.]。性別分業の変動をとらえるには、継続的なフルタイム就業だけを取り出すのがよさそうである[3)]。

結局、性別分業の指標としては、農林業・自営業・家族従業をのぞいたうえで、フルタイム職を結婚・出産後までつづける女性の比率をとるのがいい。本稿でもこの指標を主に使う（操作的定義は **4.**）。

3. 高学歴化と性別分業の変動

表 1 は、各年に学校を卒業して新しく就職した女性の教育年数の平均を示している。この 40 年の間、日本の学校は毎年 50 万人前後の女性卒業者を労働市場に送り込んできた。彼女たちの平均的な学歴は、1955 年には中学校卒をすこし上回る程度 (10.0 年) だったものが、1995 年には短期大学卒に肉薄するところ (13.5 年) まで上がっている。日本の学校教育制度は、より高い教育を受けた女性を労働市場に送り出すようになってきたのだ。

表 **1.** 新規卒業就職女性の平均教育年数

年	新規卒業就職者	教育年数
1955	466,251 人	10.0 年
1960	601,687	10.5
1965	696,849	10.9
1970	649,319	11.8
1975	499,085	12.4
1980	526,617	12.8
1985	524,874	12.9
1990	597,155	13.1
1995	446,068	13.5

文部省 [各年]。就職進学者を含む数値である。教育年数は、中学=9, 高校=12, 短大=14, 大学=16 として平均値を求めた。

表 **2.** 女性フルタイム率

年	フルタイム率
1955	20.5 %
1960	26.4
1965	28.2
1970	30.0
1975	26.6
1980	28.3
1985	29.0
1990	29.2
1995	28.6

総務庁「労働力調査」より。出所は田中重人 [1996], 総務庁 [1996]。注 4 参照。

この高学歴化にともなって、性別分業はどう推移してきたのか。表 2 は総務庁統計局「労働力調査」の時系列データによるもので、農林業・自営業・家族従業をとりのぞいたうえでのフルタイム (長時間) 雇用者比率を載せている[4)]。1955 年の数値がすこし小さいけれども、それをのぞけば、女性フルタイム率はだいたい 3 割弱で横ばいだ。この指標によるかぎり、高学歴化の進展にもかかわらず性別分業の程度は一定水準に釘付けだということになる。

このデータは固定化仮説にも流動化仮説にも否定的といえる。学校教育と性別分業とは無関係ではないかという印象を抱かせる分析結果である。

とはいえ、そのように性急に考えて先人の理論的な探求の成果を葬り去ってしまうのも賢明でない。女性のフルタイム率を変動させる要因は学校教育以外にもたくさんある[5)] からだ。表 2 は諸変動因の総和の効果をあらわしているが、本稿の目的からすれば、そのような変動の集計物のなかから学校教育に由来する部分だけを摘出せねばならない。以下では人々の行動の学歴差を分析することでこの課題に取り組むこととする。

4. データの性質とフルタイム継続率の測定

以下で分析するのは「社会階層と社会移動」(SSM) 1985 年調査女性票 [岡本+直井編 1990] と 95 年調査 A 票 [1995 年 SSM 調査研究会 1996b] 女性データである。

分析の目的変数となる「フルタイム継続率」は、つぎのようにして求める [田中重人 1996: 154]。まず、結婚・出産経験があって、結婚前の初職が「常時雇用されている一般従業者」であった者

だけを対象とする。そこから、いちばん末の子供が生まれた時点で農林業・家族従業・自営業に移動していた者をのぞく。残った有効な標本のうち、末の子供が生まれたとき「常時雇用されている一般従業者」だったものをフルタイム継続者とみなしてその比率をとる。

表 **3.** 結婚前→末子誕生年の移動表

結婚前初職カテゴリー	移動先 (末子誕生年)						
	1	2	3	4	5	6	7
85 年							
1: 常時雇用されている一般従業者	124	20	26	451	20	35	28
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	1	7	1	16	0	2	4
3: 内職	1	0	5	5	0	0	0
4: 無職	13	4	2	161	8	18	21
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	1	0	1	13	3	1	2
6: 家族従業者	0	1	0	17	2	15	3
7: 農林的職業	3	1	1	22	2	8	69
95 年							
1: 常時雇用されている一般従業者	144	39	9	460	20	58	21
2: 臨時雇用, パート, アルバイト, 派遣社員	5	5	0	46	0	5	2
3: 内職	0	0	3	3	0	0	0
4: 無職	7	5	0	114	3	13	8
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	5	5	0	0
6: 家族従業者	2	1	0	15	3	15	0
7: 農林的職業	1	2	0	9	0	1	35

付録参照。

具体的にはつぎのようになる。表 3 のように、7 つの職業カテゴリーを設定して結婚前初職から末子誕生年職業への移動表を書く。カテゴリー i からカテゴリー j への移動者数を n_{ij} のようにあらわすことにすると

$$\text{フルタイム継続率} = \frac{n_{11}}{n_{11} + n_{12} + n_{13} + n_{14}}. \tag{1}$$

である。表 3 をもとに計算すると、85 年データでは $124/(124{+}20{+}26{+}451) = 0.200$、95 年データでは $144/(144{+}39{+}9{+}460) = 0.221$ となる (詳細については付録参照)。結婚前にフルタイムだった女性が育児期にフルタイム職に残っている率は、たった 2 割にしかならない[6]。

5. 学歴と性別分業との顕在的な関連

5.1. 学歴とフルタイム継続率

学歴とフルタイム継続率との関連を表 4 左側「全体」の列に示した。Cramer の関連性係数 V は 85 年データで 0.122、95 年データで 0.126。強いとはいえないまでも、いちおう有意な関連がある。

表 4. 学歴とフルタイム継続率

学歴	全体		教員のぞく	
	85 年	95 年	85 年	95 年
旧制小学校	13.0 (46)	25.0 (24)	13.0 (46)	25.0 (24)
旧制高女以上	18.9 (53)	30.0 (30)	15.6 (45)	25.9 (27)
新制中学	17.0 (112)	20.2 (99)	17.0 (112)	20.2 (99)
新制高校	20.2 (327)	20.1 (399)	20.2 (327)	20.1 (399)
新制短大	21.3 (47)	22.4 (67)	21.3 (47)	20.6 (63)
新制大学 (院)	38.2 (34)	42.4 (33)	23.8 (21)	31.8 (22)
合 計	20.0 (619)	22.1 (652)	18.9 (598)	21.0 (634)
(Cramer's V)	0.122†	0.126†	0.064	0.062

% (人数) を示す。式 (1) 参照。$\dagger$: p<0.15 (自由度 5 の χ^2 検定による)。

ひとつひとつの行をつぶさにみていくと、「新制大学」のフルタイム継続率が飛び抜けて高い (38.2%, 42.4%) のがわかる。他方、この行をのぞいてみるなら学歴差はほとんどなく、2 割前後で横並びである。大学以外の学校に関しては教育の影響はみあたらないのだ。新制の標準年限でいえば、中学卒業から短大卒業までは 5 年分の教育年数の差があるのに、この差は女性のフルタイム継続率には出てこない。

この結果は固定化仮説・流動化仮説のどちらをもってしても説明がつかない。どちらの仮説も、学歴水準の上昇がフルタイム継続率をすこしずつ押し上げる (または引き下げる) ような単調な関係を主張しているからだ。表 4 左側の数値の分布を、学校教育の効果をあらわすものとして解釈するには、大学だけがほかの学校からかけはなれた特質を帯びていると考えるほかない。たとえば、大学のカリキュラムだけが性別分業流動化機能を例外的に持っているのであって、中学や高校や短大についてはそんなことはいえない、というふうに。すくなくとも、学校教育というものが一様に性別分業の流動化 (あるいは固定化) 作用をともなうとする仮説は、表 4 左側の数値の分布とは両立しがたい。

5.2. 教員をのぞいてみると

もっとも、表 4 左側にあらわれた大卒女性のフルタイム継続率の高さが本当に学校教育の効果によるのかどうかは疑ってみる必要がある。学校教育に直接関係ない要因がはたらいていてそのために数字が大きくなっているだけかもしれない。

大卒女性のフルタイム継続率の高さはすでに田中佑子+西村由美子 [1986: 210] が指摘したところだが、彼らは同時に、これは学校教育の (社会意識論的または人的資本論的な) 効果によるものではないと主張している。大卒女性のフルタイム継続率が高いのは、育児期に働きつづけやすいような特殊な職業に就く人が多いためにすぎないというのだ。

そうした職業の代表として、彼らは教員をあげている。そこで教員をとりのぞいた分析をおこなってみた。以下、初職が「小学校教員」「中学校教員」「高等学校教員」のどれかにあたる標本を「教員」と称することにする。

教員（85年で21人, 95年で18人）のフルタイム継続率はそれぞれ52.4%, 61.1%で、非教員の18.9%, 21.0%をはるかに上回る。そしてこの教員層をとりのぞいて表をつくりなおすと、学歴差はみられなくなる（表4右側「教員のぞく」の列）。——これは田中+西村 [1986] の意見を支持する結果といえる。すなわち表4左側にみられた大卒女性とそれ以外の女性とのフルタイム継続率の差は、学校教育の問題としてではなく、教員とそれ以外の職業との職業条件の差の問題として論じられるべきものなのだ[7)]。女性の職業経歴をとらえる際に、教員という職業が抱えている特殊な性質 [田中義章 1971] に注目する必要性が指摘されてきたが、分析結果はこの指摘を裏付ける。教員という職業には確かに、女性のフルタイム継続就業を促進する特別な要素がなにかありそうだ。そして同時に指摘できる問題は、このなんらかの要素が、教員に独占されていてほかの職業にはひろがらない性質のものなのではないか、ということである。

5.3. 高学歴化と教員数

女性の学歴水準と教員数については興味深い事実が知られている。大学を卒業して職業に就く女性はずっと増えつづけているが、そのうち教員になる者の比率は減少しているのである（表5）。つまり高学歴化がすすむにしたがって、大卒学歴と教員就職とのつながりが弱まっている。絶対数でみても、教員になる女性は1980年以降は減少一直線だ。現在（1995年）では大学を卒業して教員になる女性は年間7,694人であり、1965年当時（8,376人）よりもすくない。

表 5. 大卒就職女性中の教員就職者

年	総数 (g)	うち教員 (t)	t/g
1960	10,540	4,849	0.460
1965	17,528	8,376	0.478
1970	29,190	8,891	0.305
1975	42,437	13,089	0.308
1980	61,558	19,702	0.320
1985	66,890	14,806	0.221
1990	88,892	13,177	0.148
1995	101,278	7,694	0.076

文部省 [各年]。「教員」とは小学校・中学校・高等学校の教員に就職した者。

天野 [1979: 125] は、教員数というのは人口学的・政策的条件で決まるものであって大卒者数とは無関係だと論じた。表5は天野のこの見解を支持する。高学歴女性が増えたからといって女性教員が増えるわけではないのだ。

この事実は社会変動論の視座からは重大な含意を持つ。横断面での分析では確かに、大卒学歴と教員資格とのむすびつきを反映して、学歴と性別分業とが関連しているとみえるかもしれない。しかしこの見かけ上の関連を、縦断的な文脈に敷衍してしまうのは危険だ。上記のように大卒者数と教員数とが無関係だとわかっている以上、高学歴化にともなって性別分業の流動化が起こるとの解釈を表4から引き出すわけにはいかない。学歴水準が上がるにつれ、学歴と教員就職

とのつながりはどんどん弱まっていくからだ。むしろ、高学歴化は性別分業の変動とは関係ないと解釈するほうがデータをよく説明していよう。

6. 学校教育の潜在的効果

6.1. ロジスティック回帰分析

学歴はいろんな属性と強くむすびついている。それゆえ、それらの属性を統制したうえでの学校教育の効果も測定しておく必要がある。わけても大切な属性要因がふたつある。女性本人の結婚前の職業的地位と、結婚相手の職業的地位である。

まず、流動化仮説のうち人的投資に注目する型のものでは、女性本人の職業的地位の高さはフルタイム継続就業を促すはずだ [Goldin 1995: 84] と予測される。この理論では女性の高学歴化は、地位の高い職業への女性の進出を通じてフルタイム継続就業にむすびつくことになるからである。この予測があたっているなら、高い職業的地位は、学歴の如何にかかわらず女性のフルタイム継続率を高める作用を持つはずだ。

もうひとつ重要なのは結婚相手の職業的地位の効果である。高い地位の夫を持った女性は生活のために働きつづける必要が小さいから、フルタイム継続率が低くなると予測されている [脇坂 1990: 99, 180f.]。

以下では、本人の初職と夫の結婚時職業[8] をそれぞれ職業威信スコア[9] に変換したものを使う (表 6)。なお前章で触れたように、横断面分析では教員層の影響が大きいので、教員層をはぶくことにする。

表 **6.** 変数同士の関連 (カテゴリー別平均 (標準偏差))

カテゴリー	85 年			95 年		
	数	初職威信	夫職威信	数	初職威信	夫職威信
全体	543	44.9 (8.3)	45.7 (10.0)	573	46.2 (7.9)	47.0 (10.1)
フルタイム継続	97	45.3 (8.5)	45.1 (9.6)	117	46.8 (8.0)	46.1 (10.6)
〃 非継続	446	44.8 (8.3)	45.9 (10.1)	456	46.1 (7.8)	47.3 (10.0)
(相関比 η^2)		0.001	0.001		0.001	0.002
旧制小学校	34	41.3 (8.2)	44.4 (11.3)	21	39.5 (9.0)	42.7 (11.0)
旧制高女以上	36	48.1 (6.6)	50.5 (9.5)	24	46.5 (7.7)	48.7 (8.4)
新制中学	100	37.3 (7.0)	40.6 (7.8)	84	38.1 (7.3)	41.8 (8.9)
新制高校	307	46.5 (7.5)	45.8 (9.6)	369	47.5 (6.9)	47.3 (9.7)
新制短大	45	49.6 (7.1)	49.8 (10.8)	57	50.6 (4.4)	52.1 (11.3)
新制大学 (院)	21	47.6 (6.8)	54.1 (9.6)	18	53.1 (4.0)	53.1 (9.5)
(相関比 η^2)		0.227*	0.106*		0.256*	0.084*
(初職威信との相関 r)			0.234*			0.278*

教員をのぞく。夫職威信は結婚当時のもの (注 8,9)。$*: p<0.01$.

女性のフルタイム継続確率をこれらの変数から予測するロジスティック回帰分析をおこなったが、85 年, 95 年のいずれのデータでも有意な結果がえられなかった (表 7)。初職・夫職を統制しても学歴の効果はみられないのである。

表 7. フルタイム継続のロジスティック回帰分析

説明変数	85 年 (χ^2=10.074, df=7)		95 年 (χ^2= 5.366, df=7)	
	係数(標準誤差)	標準化解	係数(標準誤差)	標準化解
学歴ダミー (基準：新制高校)				
旧制小学校	−1.438 (0.748)	−0.192	0.324 (0.546)	0.034
旧制高女以上	−0.640 (0.552)	−0.088	0.377 (0.492)	0.042
新制中学	−0.538 (0.355)	−0.115	0.124 (0.339)	0.024
新制短大	0.184 (0.392)	0.028	0.142 (0.357)	0.023
新制大学(院)	0.327 (0.542)	0.035	0.753 (0.528)	0.073
初職威信	−0.003 (0.016)	−0.013	0.016 (0.016)	0.070
夫職威信	−0.014 (0.012)	−0.075	−0.017 (0.011)	−0.094
(定数項)	−0.626 (0.866)	—	−1.417 (0.860)	—

表 6 参照。85 年, 95 年とも尤度比 χ^2 検定結果は 15%水準で有意でない。

6.2. 小島 [1995] との比較

表 7 と同様の手法による分析の先例としては、小島 [1995: 77f.] がある。この分析は、第 1 子乳児期の就業状況 (回顧法でたずねる) をフルタイム/無職の対数オッズに加工して目的変数としている。育児期に家族従業・自営業だった者を分析からのぞいているので、表 7 にかなりよく似た目的変数だと考えていい。分析法は、表 7 と同等の統制変数を投入したロジスティック回帰分析である[10)]。——ところが表 7 とは異なり、小島 [1995: 78] は学歴の有意な効果を検出している。このちがいはどこからきているのだろうか。

分析結果をながめると、小島の見出した学歴の効果は表 7 にくらべて必ずしも大きくはないことに気づく。有意差が報告されているのは「中卒」と「高卒」の間だけなのだが、前者の後者に対する相対オッズは 0.63 であり、この対数をとって通常のロジスティック回帰係数に変換すれば −0.462 となる。表 7 の 85 年データの「新制中学」の係数が −0.538 だから、実はこちらのほうが絶対値が大きい。

ふたつの分析結果のちがいは、標本数のちがいによる検定力の差から生じている可能性が高い。本稿が使っている SSM 調査 (女性票) は回収数が 1,500 に満たないのに対して、小島 [1995] のデータは 8,000 をこえる標本を集めている。標本数が多ければ多いほど誤差が小さくなって微弱な効果を検出できるようになるので、本稿の分析枠組でも標本をもっとたくさん集めれば有意な結果が出るのかもしれない。

このことを考慮して分析結果を控えめに解釈しなおすなら、表 7 が意味しているのは、通常の規模の社会調査で取り出せるような大きさの効果は存在しない[11)] ということだといえる。母集団においては学歴とフルタイム継続が関連しているのではないかという疑念は確かにあるが、もしそうだとしてもそれは微弱な関連にすぎないだろうということである。

ここで、本稿が問題にしてきた固定化仮説・流動化仮説は性別分業の変動過程を説明しようとしたものであることを思い出そう。両者とも、学校教育の効果は社会全体での性別分業の変動を引き起こすほどに強力なものだ、と主張していることになる。これらの仮説に疑義を呈するもの

として、表 7 は十分に意味のある分析結果なのである。

7. 結論

分析結果からは、固定化仮説・流動化仮説は両方とも支持できない。女性のフルタイム継続率には、学歴によるちがいは (教員という特殊層をのぞけば) みられなかった (表 4)。これは本人職業や夫職業を統制しても同様であった (表 7)。官庁統計によるマクロ水準の時系列変化のデータにも、高学歴化が性別分業を流動化させてきた気配は全然ない (表 1, 表 2)。――学校教育が性別分業になんらかの影響をあたえているという物証はあがらなかったのである。

もちろんこの分析結果をもってこれらの仮説が完全に葬られるわけではない。学校教育による固定化と流動化のメカニズムが両方同時にはたらいていてたがいに打ち消しあっている、と考えれば説明がつくからだ。あるいはそれぞれの仮説があてはまる層がちがっていて、それらを合算してしまったために関連がみえにくくなっているのかもしれない。質的・個別的な研究をとおしてこうした可能性を確かめていく仕事が残っている。

上のような留保があるとはいえ、高学歴化が性別分業を変動させると強調してきた従来の研究に対して反証を示したことは、本稿の重要な成果だ。学歴水準の上昇が性別分業を固定化したり流動化させたりするという見方は、すくなくとも現代日本社会にはあてはまっていないのである。

付録　結婚前→末子誕生年の移動の詳細

フルタイム継続率 (式 1) を求めるにあたっての注意事項を以下に記す。

結婚前初職　初子誕生→初職→結婚の順でイベントを経験した標本は「無職」とした。なお初子誕生の時点を求めるには、末子の場合 (後述) とおなじ方法によった。

末子誕生年　85 年調査では子供が生まれたときに回答者が何才だったかを調べているのに対し、95 年調査では調査時点での子供年齢を調べている (どちらも満年齢)。後者については調査時点での本人満年齢からこれを引いて末子誕生時本人年齢を求めることにした。ただしこれでは最大 1 年の誤差が生じてしまうので、こうして求めた年齢が結婚年齢と一致せず、かつ本人が 5 ~ 10 月生である場合は、さらに 1 を引いた。実査は 10 月下旬から 11 月上旬にかけておこなわれているから、この操作で誤差がかなり減るはずである。

職業カテゴリー　95 年調査では従業上の地位の選択肢に「派遣社員」が追加されているが、これは「臨時雇用, パート, アルバイト」と併合した。実際には、派遣社員から無職への移動者が 3 人 (いずれも新制高校)、常時雇用されている一般従業者から派遣社員への移動者が 1 人 (新制高校)、初職が派遣社員で調査当時未婚の者が 2 人 (新制高校と新制短大) いるだけなので、このことによる影響はほとんどない。

結婚前→末子誕生年の学歴別移動表を、未婚・無子の者や無回答をもふくめて表 A, 表 B に示す。85 年データでは 4 人 (学歴無回答が 3,「学歴なし」が 1)、95 年データでは 2 人 (学歴無回答が 2) を表からはぶいてある。

表 A. 結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (85 年)

結婚前	移動先 (末子誕生年)							未	無	無
初 職	1	2	3	4	5	6	7	婚	子	答
旧制尋常小学校 (N=84)										
1	3	1	1	6	0	2	5	0	0	4
2	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	1	2	0	12	1	0	2	0	1	0
5	0	0	1	3	0	0	1	1	0	1
6	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0
7	1	0	0	8	0	0	20	0	0	2
無回答	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
旧制高等小学校 (N=175)										
1	3	1	2	29	0	1	4	3	4	2
2	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
4	2	0	1	37	1	2	8	0	1	3
5	1	0	0	6	0	0	0	0	0	1
6	0	1	0	3	0	1	0	1	1	0
7	0	0	0	4	1	3	33	1	0	2
無回答	1	0	0	1	0	1	1	0	0	6
旧制 (高等) 女学校, 実業学校, 師範学校, 旧制高専, 旧制大学 (N=164)										
1	10	0	1	42	4	4	7	5	10	2
2	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0
3	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0
4	2	0	0	32	2	5	2	0	5	2
5	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0
6	0	0	0	4	0	2	0	0	0	1
7	0	0	0	0	0	0	7	0	0	0
無回答	0	0	0	3	0	1	0	0	1	3
新制中学校 (N=262)										
1	19	5	7	81	4	5	8	13	8	8
2	0	3	0	9	0	0	1	1	0	0
3	1	0	1	2	0	0	0	0	0	0
4	2	1	0	24	2	5	4	2	3	1
5	0	0	0	2	1	0	0	2	0	0
6	0	0	0	1	1	1	3	0	0	0
7	1	1	1	7	0	3	6	1	1	0
無回答	1	1	0	2	0	0	1	0	2	3
新制高校 (N=589)										
1	66	11	14	236	8	20	3	70	14	10
2	0	2	1	3	0	1	2	4	2	0
3	0	0	2	1	0	0	0	1	0	0
4	6	1	1	42	2	5	4	2	4	1
5	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
6	0	0	0	6	1	9	0	4	3	0
7	1	0	0	3	1	2	2	1	1	0
無回答	1	0	0	4	1	2	1	0	1	5

つづく

表 **A.** 結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (85 年) つづき

結婚前	移動先 (末子誕生年)							未	無	無
初職	1	2	3	4	5	6	7	婚	子	答
新制短大・高専 (N=119)										
1	10	1	1	35	1	2	1	28	7	0
2	1	2	0	1	0	1	0	5	1	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	6	0	1	1	4	2	0
5	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	1	0	2	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
無回答	0	0	0	0	0	0	0	1	2	0
新制大学 (大学院をふくむ) (N=77)										
1	13	1	0	20	3	1	0	9	2	0
2	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0
3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	7	0	0	0	2	0	0
5	0	0	0	1	2	0	0	1	1	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
無回答	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

計 1,470 人。 職業カテゴリーは表 3 と同一。詳細は本文参照

表 **B.** 結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (95 年)

結婚前	移動先 (末子誕生年)							未	無	無
初職	1	2	3	4	5	6	7	婚	子	答
旧制尋常小学校 (N=30)										
1	3	0	0	6	0	1	2	1	1	0
2	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	7	0	1	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	1	0	0	0	0	4	0	0	1
無回答	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
旧制高等小学校 (N=69)										
1	3	2	0	10	0	4	4	0	0	2
2	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	14	0	2	5	0	1	1
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0
7	0	0	0	3	0	0	10	0	1	1
無回答	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3

つづく

表 **B.** 結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (95 年) つづき

結婚前	移動先 (末子誕生年)							未	無	無
初職	1	2	3	4	5	6	7	婚	子	答
旧制高等女学校, 実業学校, (高等) 師範学校, 専門学校 (N=71)										
1	9	1	0	20	1	3	0	2	3	2
2	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	18	0	1	0	0	2	0
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	1	0	2	0	0	0	0
7	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
無回答	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2
新制中学校 (N=243)										
1	20	7	2	70	2	12	5	5	6	12
2	2	1	0	15	0	3	0	2	1	0
3	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
4	3	1	0	20	0	1	3	2	0	0
5	0	0	0	2	1	0	0	0	0	0
6	1	1	0	5	0	3	0	0	0	0
7	0	1	0	4	0	1	17	0	2	2
無回答	0	0	0	1	0	0	0	0	0	5
新制高校 (N=719)										
1	80	27	6	286	17	32	9	62	34	33
2	1	2	0	18	0	1	1	10	2	3
3	0	0	2	2	0	0	0	1	0	0
4	3	3	0	33	0	6	0	3	3	1
5	0	0	0	2	0	0	0	0	0	1
6	0	0	0	8	3	3	0	4	2	1
7	1	0	0	1	0	0	4	0	0	0
無回答	0	0	0	3	0	0	0	0	2	3
新制短大・高専 (N=157)										
1	15	2	1	49	0	5	1	27	13	6
2	2	2	0	8	0	0	0	3	0	1
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	1	1	0	8	1	1	0	1	1	0
5	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
6	1	0	0	1	0	3	0	1	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
無回答	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
新制大学, 新制大学院 (N=114)										
1	14	0	0	19	0	1	0	21	10	1
2	0	0	0	2	0	1	0	5	4	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	14	2	1	0	9	0	0
5	0	0	0	0	4	0	0	1	0	0
6	0	0	0	0	0	2	0	0	1	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
無回答	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1

計 1,403 人。職業カテゴリーは表 3 と同一。詳細は本文参照

付記　本論文は、日本社会学会編『社会学評論』48 巻 2 号 (通巻 190 号): 130–142 頁に掲載された同名論文に加筆したものである。転載にあたって、日本社会学会編集委員会の許可を得た。

注

1) この種の性別分業の強さを知るには、家事領域への男性の参入度を測るのも有力な方法だ。だがこの方法で時代をさかのぼって使えるデータがないので、本稿ではあきらめざるをえなかった。
2) 未婚化や晩婚化を性別分業の弱体化のあらわれとみる意見もあるが、本稿はこれに同意しない。女性がキャリアを追求するにあたって結婚・出産を延期・拒否せざるをえない事態は、まさにその社会の性別分業の強さを物語る [大沢 1993: 130, 226, 229]。もちろん未婚化・晩婚化が人々の意識や規範・制度を変えていけば、結果として性別分業が影響を受けることになるかもしれないけれども、いまのところそうなる可能性は小さいものと見積もられている [社会保障研究所 1994]。
3) 時代的な趨勢という点からみても、パートタイム・短期型の就業とフルタイム・長期型の就業とはちがう方向の変動を示すことがすでにわかっている [Hakim 1996: 60–82] [松浦+滋野 1996: 7] [田中重人 1996]。そしてまた、**1.** であげた仮説はいずれも女性の本格的な職場進出をめぐって問いを立てたものとみなすことができよう。
4) フルタイム率 = 非農林長時間雇用者数 / (非農林雇用者数+無職者数)。ただし「長時間雇用者」とは週間労働時間 (副業をふくむ) が 35 時間以上の者。休業者は計算から除外した。**2.** で述べたとおり、本来なら継続就業者だけの比率に限定したいところだが、そうしたデータが手に入らないので、一時点での就業状況で代用する。
5) たとえば、育児を支援する制度 (保育所や育児休業など) が女性のフルタイム率を押し上げる方向にはたらいた可能性は高い。これとは逆に、かつて育児支援機能を担ってきた親族ネットワークの崩壊が、女性のフルタイム就業を阻害してきたかもしれない [廣嶋 1978] [日本労働研究機構 1995]。なお注意が必要なのは、家事労働を女性に割り当てる性別分業原理そのものが維持されたままでもこれらの変動が起こりうる点だ。その場合でも女性のフルタイム率は大きく変動してしまうから、フルタイム率は (そして後述のフルタイム継続率も) 性別分業の指標としては不正確なものということになる。ほかに有効な指標が手に入らない現状ではこうした誤差が生じるのはやむをえないのだが、最近は誤差を間接的に補正する試み [田中重人 1998] があらわれている。
6) おなじ指標のコーホート間比較 [田中重人 1996: 157] では、この 2 割というフルタイム継続率の水準にはコーホート差のないことがわかっている。この知見は表 2 の女性フルタイム率の動向に符合するものである。
7) Hirao [1997: 106] は 1995 年の職業経歴調査 (名古屋市内の 4 つの公立小学校 4, 5 年生の母親と、2 短大, 1 大学の卒業生調査の混合サンプル：34–42 才の有子女性だけで分析) から同様の知見を得ている。
8) 複数回結婚している場合には、結婚が末子誕生よりあとになっていることがある。95 年データについてはこうした標本 (6 人) を除外したが、85 年データでは 2 回目以降の結婚年が不明なためこの手段はとれなかった。また 95 年調査では死別によって調査当時に無配偶だった者にも夫の職業を質問しているのに対して、85 年調査では質問していない (これによる欠損標本は 21) というちがいがある。95 年データで死別者 (26 人) をのぞいた分析も試みたが、結果は表 7 と大差なかった。
9) 職業威信スコアは 1975 年の SSM 調査で測定されたものを使う。85 年調査の職業分類はこの 75 年調査のとおなじなので、富永編 [1979: 499–503] の表によって変換した。95 年データについては、管理的

職業に関する変換 [1995 年 SSM 調査研究会 1996b: 114] を加えたうえで、原純輔・盛山和夫による対応表 [1995 年 SSM 調査研究会 1996a] にしたがった。95 年版職業分類での変更点のほとんどは同一スコアのカテゴリー同士をまとめたことによるものなので、ほぼ問題なくスコアを割り当てられる。

10) ただしほかにも多くの変数が統制されている。またパートのあつかいがすこしちがう。データは厚生省人口問題研究所の 1992 年「第 10 回出生動向基本調査 (夫婦調査)」によるもので、妻が 50 才未満の初婚夫婦 8,844 組からなる [小島 1995: 61]。

11) 本稿では有意水準を高めに設定していることに留意されたい。これは統計的検定における第 2 種の過誤の確率を小さくして検定力を高めるねらいでそうしたものだが、それでも有意な効果を検出できなかったのである。

文献

1995 年 SSM 調査研究会 [1996a] 「SSM 職業威信スコア (75 年版)」(研究会内部資料)。

1995 年 SSM 調査研究会 [1996b] 『1995 年 SSM 調査コード・ブック』。

天野 正子 [1979]「大衆化過程における女子高等教育の構造と機能」『金城学院大学論集社会科学編』22 (=86 号): 103–133 (ISSN 0453-8862)。

Ayim, Maryann + Houston, Barbara [1996]「A Conceptual Analysis of Sexism and Sexist Education」Diller, Ann (ほか)『*Gender Question in Education*』Westview (ISBN 0-8133-2563-3): 9–30。

Deem, Rosemary [1978]『*Women and Schooling*』Routledge and Kegan Paul (ISBN 0-7100-8958-9)。

Goldin, Claudia [1995]「The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History」Schultz, T. Paul (編)『*Investment in Women's Human Capital*』University of Chicago Press (ISBN 0-226-74088-9): 61–90。

Hakim, Catherine [1996]『*Key Issues in Women's Work*』Athlone (ISBN 0-485-80109-4)。

Hirao, Keiko [1997]「Work Histories and Home Investment of Married Japanese Women」(Ph.D. dissertation, Depertment of Sociology, University of Notre Dame)。

廣嶋 清志 [1978]「婦人雇用労働力の供給構造」『人口問題研究』145 (1 月): 18–41 (ISSN 0387-2793)。

亀田 温子 [1987]「学校における性差別構造」女性学研究会『講座女性学 4 女の目で見る』勁草書房 (ISBN 4-326-69822-5): 84–90。

木村 涼子 [1990]「ジェンダーと学校文化」長尾 彰夫 + 池田 寛 (編)『学校文化：深層へのパースペクティブ』東信堂 (ISBN 4-88713-116-X): 147–170。

小島 宏 [1995]「結婚、出産、育児および就業」人口・世帯研究会 (大淵寛 編)『女性のライフサイクルと就業行動』大蔵省印刷局 (ISBN 4-17-214900-6): 61–87。

Leibowitz, Arleen [1974]「Education and Home Production」『*American Economic Review*』64-2 (May): 243–250 (ISSN 0002-8282)。

松浦 克己 + 滋野 由紀子 [1996]『女性の就業と富の分配』日本評論社 (ISBN 4-535-55052-2)。

文部省 [各年]『学校基本調査報告書』。

日本労働研究機構 [1995]『職業と家庭生活に関する全国調査報告書』(調査研究報告書 74)。

岡本 英雄 + 直井 道子 (編) [1990]『現代日本の階層構造 4』東京大学出版会 (ISBN 4-13-055084-5)。

大沢 真知子 [1993]『経済変化と女子労働：日米の比較研究』日本経済評論社 (ISBN 4-8188-0673-0)。

総務庁 統計局 [1996]『労働力調査年報 平成 7 年』日本統計協会 (ISSN 0289-1344)。

社会保障研究所 [1994]『現代家族と社会保障：結婚・出生・育児』東京大学出版会 (ISBN 4-13-050126-7)。

田中 重人 [1996]「戦後日本における性別分業の動態」『家族社会学研究』8: 151–161 (ISSN 0916-328X)。
田中 重人 [1998]「Dynamics of Occupational Segregation and the Sexual Division of Labor」佐藤 嘉倫 (編)『1995 年 SSM 調査研究報告書 社会移動とキャリア分析』(印刷中)。
田中 義章 [1971]「現代女教師の諸問題」『社会学評論』22-1 (85): 36–56 (ISSN 0021-5414)。
田中 佑子 + 西村 由美子 [1986]「職業継続に及ぼす学歴効果」天野 正子 (編)『女子高等教育の座標』垣内出版：203–224。
富永 健一 (編) [1979]『日本の階層構造』東京大学出版会 (ISBN 4-13-056017-4)。
上野 千鶴子 [1990]『家父長制と資本制』岩波書店 (ISBN 4-00-000333-X)。
脇坂 明 [1990]『会社型女性：昇進のネックとライフコース』同文館 (ISBN 4-495-34831-0)。

著者 TANAKA Sigeto (田中 重人)

Address Faculty of Human Sciences, Osaka University. 1-2 Yamadaoka, Suita, Osaka, 565-0871, JAPAN. (〒 565-0871 吹田市山田丘 1-2 大阪大学人間科学部)

E-mail shigeto@hus.osaka-u.ac.jp

WWW http://risya3.hus.osaka-u.ac.jp/shigeto/

〔抜刷作成時の注記 (1998.5.25)〕

この論文は、1995 年 SSM 調査研究会 (東京大学 人文社会系研究科 盛山研究室)『1995 年 SSM 調査シリーズ』(文部省 科学研究費補助金 研究成果報告書 06101001) 第 12 巻に掲載されたものである：

田中 重人、1998「高学歴化と性別分業：女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果」盛山 和夫 + 今田 幸子 (編)『1995 年 SSM 調査シリーズ 12: 女性のキャリア構造とその変化』：1–16。

文献にかかげた未公刊資料のうち、1995 年 SSM 調査研究会 [1996a] と田中重人 [1998] は、同シリーズに収録されている：

1995 年 SSM 全国調査・職業威信班 + 盛山 和夫 + 原 純輔 [1998]「職業威信スコアの使いかたについて」;「1995 年職業威信スコア表」都築 一治 (編)『1995 年 SSM 調査シリーズ 5: 職業評価の構造と職業威信スコア』：230–236。

Tanaka Sigeto [1998]「Dynamics of Occupational Segregation and the Sexual Division of Labor」佐藤 嘉倫 (編)『1995 年 SSM 調査シリーズ 3: 社会移動とキャリア分析』：85–122。

ただし前者には誤りが多いので、要注意である。本稿が使っている職業威信スコア (75 年基準スコア) の詳細を知りたい人は、著者に直接連絡されたい。

目次

1. 学校教育と性別分業の変動に関する諸理論 **2**

1.1. 固定化仮説の論理 2

学校内のセクシズム (2)　育児の生産性 (2)

1.2. 流動化仮説の論理 2

性別分業への批判的態度 (3)　職業報酬の増大 (3)

2. 性別分業の指標 **3**

3. 高学歴化と性別分業の変動 **4**

4. データの性質とフルタイム継続率の測定 **4**

5. 学歴と性別分業との顕在的な関連 **5**

5.1. 学歴とフルタイム継続率 5

5.2. 教員をのぞいてみると 6

5.3. 高学歴化と教員数 7

6. 学校教育の潜在的効果 **8**

6.1. ロジスティック回帰分析 8

6.2. 小島 [1995] との比較 9

7. 結論 **10**

表目次

1　新規卒業就職女性の平均教育年数 4

2　女性フルタイム率 4

3　結婚前→末子誕生年の移動表 5

4　学歴とフルタイム継続率 6

5　大卒就職女性中の教員就職者 7

6　変数同士の関連 (カテゴリー別平均 (標準偏差)) 8

7　フルタイム継続のロジスティック回帰分析 9

A　結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (85 年) 11

A　結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (85 年) つづき 12

B　結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (95 年) 12

B　結婚前→末子誕生年の学歴別移動表 (95 年) つづき 13