

男性の性別役割分業意識 —家族関係・家族経験による形成過程—

嶋崎 尚子

(早稲田大学)

Gender Role Attitudes of Married Men

SHIMAZAKI Naoko

男性の性別役割分業意識は、状況適合的であり、かつ夫婦内での実績（勢力）関係を反映するといわれている。NFRJ03 を用いて若年有配偶男女の意識の規定要因、形成過程を考察した結果、性別役割分業意識は、社会階層上の位置といった固定的な要因以上に、実態的な行動や経験が意識を規定していた。このことは、男性の性別役割分業意識が、実績主義、あるいは家庭の状況適合的であるという先行研究での知見に合致するものであった。しかし、NFRJ03 データでは、実績主義を示す行動内容に関しては、夫婦内では自己の行動内容に即して性別役割分業意識が規定されており、先行研究で指摘されている配偶者の行動による直接的な効果はみられなかった。さらに、その本人の行動内容でとりわけ有意であったのは、男性では家事遂行比率、女性では収入比率、という広義の性別役割分業体制では想定されていない反対領域への参与度合いであった。

本分析では性別役割分業意識を、従来の「性別役割分業」のほかに、女性の「育児役割責任」と男性の「稼得役割責任」の2つの指標を加え多元的にとらえた。「育児役割責任」と「稼得役割責任」とは非対称性を示しており、意識の流動化という点では、「稼得役割責任」は「育児役割責任」以上にその進行が遅いことも明らかとなった。

キーワード：性別役割分業意識、育児役割責任、稼得役割責任、性別役割分業意識の流動化

1. 問題意識

「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」という性別役割分業意識の賛成率は、社会全体として年々低下している。さらに横断データの年齢階級間の比較からは、若い年齢階級ほど賛成の比率が低下しており、反対の比率が賛成のそれを上回っていることも知られている。しかしながら、性別役割分業意識が低下するという流動化の趨勢と呼応して、実態としての性別役割分業体制の解体（具体的には男女共同参画の推進）は進行していない。すでに多くの論者がこうした現状について批判的に検討しており、1980年代後半からの変化を「イデオロギックの変容」とする見方もある（尾嶋, 1998）。

他方で、男性の性別役割分業意識についての分析研究は少ない。このこと自体が性別役割分業されているかのようである。数少ない先行研究として、1995年SSM調査を用いた吉川（1998）の分析は重要である。吉川の研究は、男性の性別役割分業意識の規定要因を職業に焦点をあてて分析したものであり、「夫の側の性別役割分業意識が、従来から考えられてきた堅固な障壁のようなものではなく、それぞれの家庭の状況に応じて、受動的に変容しうる性格をもっている」（p. 65）ことを

明らかにしている。具体的には、夫の性別役割分業の変革は「妻が家計に大きな比率で参入をしていくこと」によって生じ、「決め手は妻の職業威信や、妻の学歴などではなく、夫である自分と比べたときの妻の収入比率であり、あくまで『実績評価主義』なのである」(p.65)。このように、夫の性別役割分業意識が状況適合的であり、かつ夫婦内での実績(勢力)関係を反映したものであるとの指摘は興味深い。本稿では、この指摘を家族状況に関する情報に富んでいる「第2回全国家族調査」(NFRJ03)を用いて検討する。

ところで、性別役割分業意識とはどういった意識なのか。先行研究を散見すると、いわゆる「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」という狭義の意識にとどまらず、性別役割分業をめぐる意識の多元性に着目するアプローチ(西村,2001)の必要性が指摘され、広義の性別役割分業意識の把握とその規定要因の分析がはじまっている。そこでは、「女性を家事・子育てにわりあてる性別役割分業の意味の体系は、かたちを変えて維持されているという立場」がとられ、性別役割分業意識は「女性と家事・子育てを結びつけるような意識」ととらえられている。前述したように、狭義の性別役割分業意識がいわばイデオロギー化したとするならば、多元的なアプローチの必要性は自ずと高まるといってよい。「女性と家事・子育てを結びつけるような意識」の裏面には「男性と家計責任を結びつけるような意識」がある。この2つの意識は、対称的關係にあるのだろうか。一方の意識が流動化すると、他方の意識も流動化するのだろうか。女性の就業意欲が「自己実現としての就業」に支えられているという指摘を受けるならば、おそらくこの2つの意識は、鏡の表裏ではないのだろう。こうした問題意識から、本稿では、性別役割分業意識に、さらに「男性と家計責任を結びつけるような意識」を加えて、広義にアプローチしていきたい。

本稿では、性別役割分業意識の流動化を前提としたうえで、若年有配偶男女の意識の規定要因、形成過程を考察する。その際、男性有配偶者に焦点をあて、その特性を女性有配偶者との対比から明らかにしていく。さらに、性別役割分業意識を多元的にとらえ、その構造へも接近する。

分析に先立って、性別役割分業意識の規定要因について、いささか乱暴にはあるが、4側面から整理しておく。なお、以下の整理では、男女を区別せずに検討する。

(1) 社会心理的要因

性別役割分業意識は、戦後劇的に変化した。変化の方向性は、固定的な性別役割分業の賛成比率が低下し、否定比率が高まる、つまり、性別役割分業意識の低下傾向である。この点は、NFRJ98ならびにNFRJ03 データでのコーホート趨勢とも合致する(嶋崎,2004)。社会的意識の変化が、コーホートを介して具現化したとみることもできる。ここではコーホート仮説とする。この仮説は、1995年SSM調査では、既婚女性でとくに強く、既婚男性でやや強く支持された(吉川,1998)。

とはいえ、コーホート内においてもその意識低下の浸透過程に階層性がみられることが指摘されている。それが、夫の職業的地位仮説(吉川,1998)ならびに妻の職業的地位仮説(吉川,1998)、さらには学歴差仮説(吉川,1998、竹ノ内・西村,2005)である。すなわち、職業的地位や学歴が高い層から意識の低下が進行し、やがて低い層へ浸透していくという過程である。SSMでは既婚女性で学歴差仮説が有意な結果であった(吉川,1998)。

また最近の研究では、若年女性にみられる新たな動きの指摘もある。すなわち性別役割分業意識が上昇するきざしがあるという指摘である(松田,2005)。ここでは新・性別役割分業支持仮説と呼んでおこう。

(2) 生活実態要因

ついで、現実生活での行動や状態がそれに関わる諸意識を規定するという仮説群がある。行動が意識を規定するという立場である。このなかには、現状を肯定する方向と現状を否定する「隣の芝生」方向とが考えられる。現状肯定では、世帯収入が高いほど性別役割分業意識が低いという世帯収入仮説（吉川, 1998）、前述した実績評価主義に該当する家計参加度仮説（吉川, 1998）、妻の就業コミットメント仮説（竹ノ下・西村, 2005）がある。参加度、コミットメントが高いほど、意識が低いという方向である。このうち家計参加度仮説が、SSMでは既婚男性でとくに強く、既婚女性ではやや強く支持された。

反対に「隣の芝生」方向の仮説としては、共働きしている夫婦は稼ぎ手ひとりを理想とし、反対に稼ぎ手ひとりの夫婦を理想とすることが考えられる。ここでは一応、隣の芝生仮説と仮称しておく。

(3) ライフコース要因

他方で、経験が意識を規定するという立場もある。その典型は、定位家族での母親の就労経験仮説である。母親が共働きであった場合には、性別役割分業意識が低いという仮説で、1995年SSMによる尾嶋の分析（1998）では、若年女性の意識と強く関連していることが確認されている。

定位家族キャリアのほかには、職業キャリア上の経験による影響も考えられる。たとえば育児休業を取得しながら子育てをした場合には、より性別役割分業意識が低くなるといった結果が予想できる。ここでは育児休業取得仮説としておく。

(4) 個人属性要因

さいごに、個人属性要因として2点あげておく。加齢による変化である加齢仮説（年齢が高いほど肯定的）と伝統・因習的価値志向仮説である。このうち、伝統・因習的価値志向仮説は、吉川（1998）によれば、男性に強くあてはまる仮説とされている。伝統的志向の強いほど性別役割分業意識が強いという結果であった。

2. データと変数

2-1 データ

本稿では、前述のとおり、性別役割分業意識の流動化を前提としたうえで、若年有配偶男女の意識の規定要因、形成過程を考察する。その際、男性有配偶者に焦点をあて、その特性を女性有配偶者との対比から明らかにしていく。NFRJ03 データを使用するが、主たる対象は、1956年から1975年出生の男性有配偶者822名であり、調査時年齢は28歳から48歳となる。比較対照に用いる当該コーホートの女性有配偶者は1137名である。

2-2 使用変数

(1) 従属変数

前述のように、本分析では性別役割分業意識を多元的にとらえていく。具体的な従属変数としては、NFRJ03の性別役割分業意識に関する3つの変数を用いる。「男性は外で働き、女性は家庭を守

るべきである」（以下「性別役割分業」）、「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」（以下「育児役割責任」）「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」（以下「稼得役割責任」）である。この3変数を「否定的な考え方」が高得点となるように、「そう思う」1点、「どちらかといえばそう思う」2点、「どちらかといえばそう思わない」3点、「そう思わない」4点に得点化し指標とした。

さらに以下の分析では、これらを集約した因子として「固定的性別役割分業因子」を加える。因子の概要は、以下の表1、表2のとおりであり、3指標と同じく、高得点ほど否定的意識を示す。

表1 性別役割分業意識の因子分析

	固有値	寄与率
第1主成分	1.888	62.9%
第2主成分	.613	20.4%
第3主成分	.500	16.7%
計	3.000	100.0%

表2 「固定的役割分業因子」（第1主成分）に対する負荷量

	因子負荷量
性別役割分業	.672
育児役割責任	.593
稼得役割責任	.737

(2) NFRJにみる性別役割分業意識の概要

ここで、以下に用いる性別役割分業意識の各指標について概観しておく。NFRJ03の全コーホートを対象にした3指標のカテゴリ分布は、図1-1、1-2、1-3のとおりである。この図で視覚的に把握できるように、3指標とも賛成の比率は年長コーホートの方が若年コーホートよりも有意に高い。全体の趨勢としての性別役割分業意識の流動化を確認できる。3指標間で比較すると、いずれのコーホートでも賛成比率は「性別役割分業」でもっとも低く、ついで「稼得役割責任」となる。賛成比率がもっとも高いのは「育児役割責任」である。冒頭での指摘と合致するが、狭義の「性別役割分業」意識は、とりわけ若い年齢層ではすでに否定することがイデオロギー化されているともいえよう。

またコーホート内の男女間で比較すると、表3のように、「性別役割分業」は1941年以降の若年コーホートで、「稼得役割責任」は1936年以降の若年コーホートで有意に女性よりも男性で賛成比率が高い。他方、「育児役割責任」については有意な男女差は2コーホートにみられるにすぎない。若年コーホートでは、男女とも「性別役割分業」に対しては否定的な意識が大半であるが、「稼得役割責任」「育児役割責任」については個体差が大きいことが確認された。

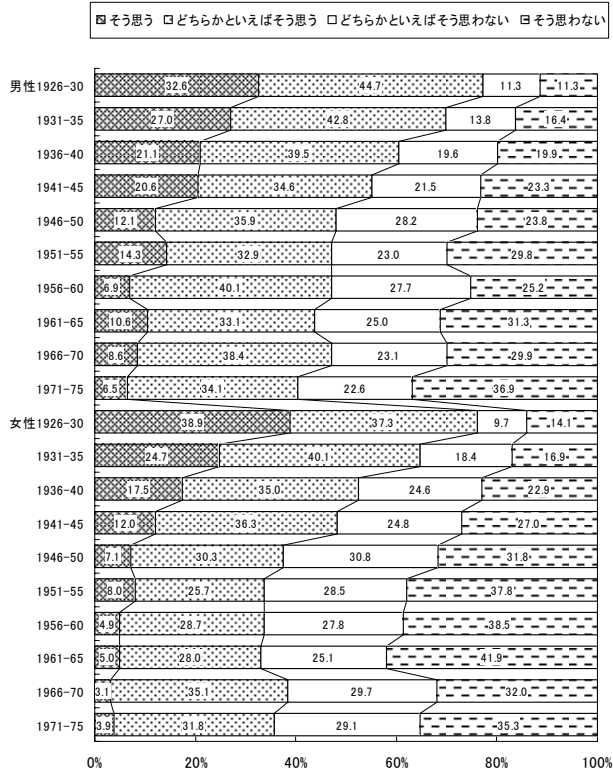


図1-1 性別役割分業

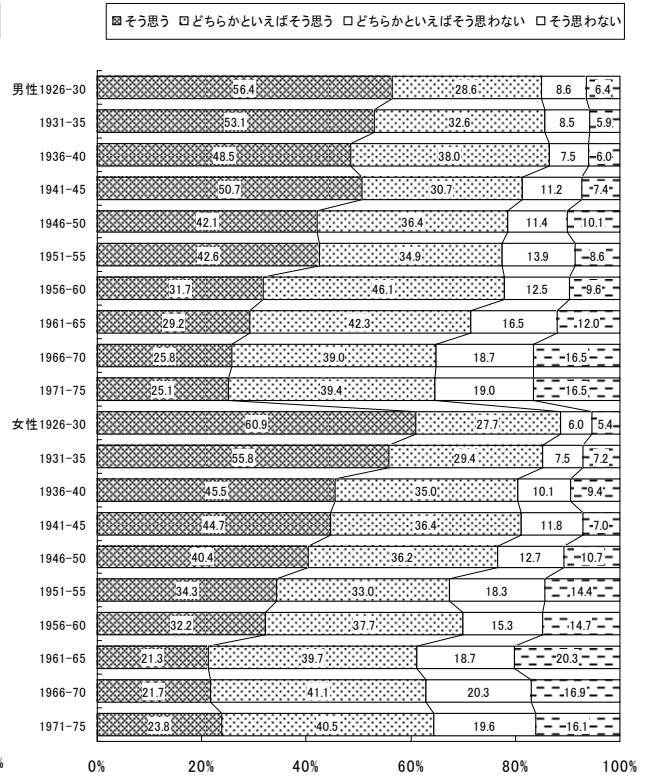


図1-2 育児役割責任

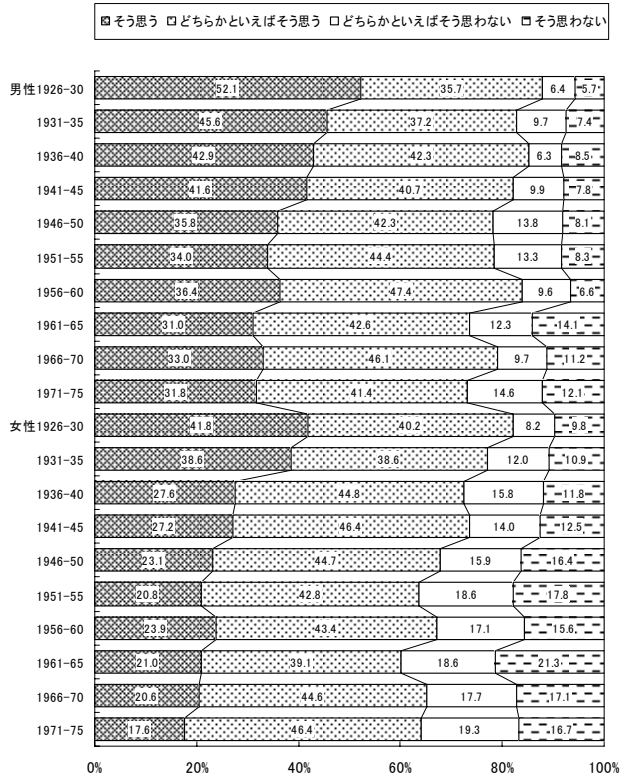


図1-3 稼得役割責任

表3 コーホート内男女差（ χ^2 検定結果）

出生コーホート	性別役割分業	育児役割責任	稼得役割責任
1921-25	—	—	—
1926-30	n.s.	n.s.	n.s.
1931-35	n.s.	n.s.	n.s.
1936-40	n.s.	n.s.	***
1941-45	*	n.s.	***
1946-50	**	n.s.	***
1951-55	**	*	***
1956-60	**	n.s.	***
1961-65	**	***	***
1966-70	**	n.s.	***
1971-75	n.s.	n.s.	***

*** : p<.001 ** : p<.01 * : p<.05 + : p<.10

ここで、1998年から2003年におけるコーホート単位での推移を検討しておきたい。NFRJ98と比較可能なのは「性別役割分業」のみである。本分析の対象である1951年以降出生者について2時点と比較すると、表4のとおり、いずれのコーホートもNFRJ98よりもNFRJ03で平均が高く、5年間で否定的な方向へ推移している。しかし、1コーホートを除いて統計的に有意ではない。

表4 性別役割分業についてのNFRJ98とNFRJ03のコーホート内比較

		1998	N	平均	2003	N	平均	有意差
男性	1951-55	43-47歳	362	2.53	48-52歳	322	2.68	n. s.
	1956-60	38-42	323	2.56	43-47	274	2.71	n. s.
	1961-65	33-37	346	2.62	38-42	284	2.77	n. s.
	1966-70	28-32	320	2.68	33-37	268	2.74	n. s.
女性	1951-55	43-47歳	403	2.85	48-52歳	362	2.96	n. s.
	1956-60	38-42	350	2.92	43-47	327	3.00	n. s.
	1961-65	33-37	380	2.85	38-42	382	3.04	p<.01
	1966-70	28-32	356	2.96	33-37	350	2.91	n. s.

注：有意差はT検定。

本分析では、性別役割分業意識が結婚上の地位によって異なることを前提としている。この点はすでにSSM調査などでも知られている（吉川, 1998）。この前提を確認しておこう。以下では、本分析の対象である1956-1975年出生コーホート内の性別・配偶状態別に性別役割分業意識の4指標について一元配置分散分析を行った。その結果、表5と図2のように、1956-65年出生コーホートでは、4指標とも、ここでの分析対象である男性有配偶者と女性有配偶者、男性有配偶者と女性無配偶者との間で有意差が認められた。いずれの指標においても男性有配偶者の意識が有意に肯定的であった。また「稼得役割責任」「固定的性別役割分業因子」については、男性無配偶者と女性無配偶者間でも有意であり、男性のそれが肯定的であった。他方、若年コーホートの場合には、同様の有意差が「稼得役割責任」と「固定的性別役割分業因子」についてみられた。また、いずれの指標でも男性内では配偶状態による有意な差はみられなかった。

表5 一元配置分散分析 (NFRJ03 性別・配偶状態4グループ間)

性別役割分業	育児役割責任	稼得役割責任	固定的性別役割分業因子
[1956-65年]			
N=1267	N=1261	N=1264	N=1260
F=9.716	F=5.865	F=14.835	F=16.320
df=3	df=3	df=3	df=3
p < .001	p < .001	p < .001	p < .001
男性有配偶 < 女性有配偶 男性有配偶 < 女性無配偶	男性有配偶 < 女性有配偶 男性有配偶 < 女性無配偶	男性有配偶 < 女性有配偶 男性有配偶 < 女性無配偶 男性無配偶 < 女性無配偶	男性有配偶 < 女性有配偶 男性有配偶 < 女性無配偶 男性無配偶 < 女性無配偶
[1966-75年]			
N=1234	N=1232	N=1233	N=1230
F=2.485	F=1.635	F=11.497	F=5.825
df=3	df=3	df=3	df=3
n.s.	n.s.	p < .001	p < .001
		男性有配偶 < 女性有配偶 男性有配偶 < 女性無配偶	男性有配偶 < 女性有配偶 男性有配偶 < 女性無配偶

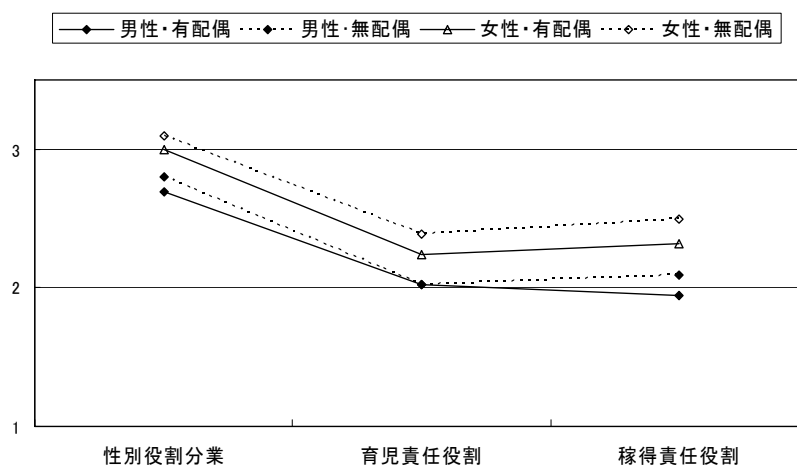


図2 1956-65年出生コーホート

(3) 男性有配偶者の性別役割分業意識の規定要因

有配偶男性の性別役割分業意識の規定要因を探るにあたって、本研究では、前述した4側面から規定要因を検討する。とりあげる仮説は以下のとおりであり、具体的には、男女の有配偶者に並行して導入できる量的変数を独立変数とする。

社会心理的要因における浸透過程の階層性については、夫の職業的地位仮説、妻の職業的地位仮説をとりあげる。具体的には、夫のホワイトカラー・ダミー変数(ホワイトカラー職の方が否定的)、妻の常勤ダミー変数(常勤者の方が否定的)を独立変数とする。

生活実態要因においては、現状肯定的仮説をとりあげ、就業構造仮説、家計参加度仮説、家事参加度仮説、情緒的サポート仮説を検討する。具体的には、順に、共働きダミー(共働きの方が否定的)、妻の収入比率(比率が高いほど否定的)、夫の家事遂行比率(比率が高いほど否定的)、配偶者からの情緒的サポート度(サポートが高いほど否定的)をとりあげる。

ライフコース要因においては、職業キャリア仮説として本人の育児休業取得ダミー(取得者の方が否定的)を検討する。最後に個人属性要因として、加齢仮説(年齢が高いほど肯定的)、伝統・

因習的価値志向仮説として老親扶養に関する伝統的価値志向（伝統的なほど肯定的）を検討する。それぞれの独立変数の記述統計量ならびに変数内容は、表6・表7のとおりである。

分析手順は、4つの指標ごとにすべての変数を投入した重回帰分析を男性有配偶者を対象に行う。さらに、同一コーホートの女性有配偶者を対象に同様の分析を行い、比較対照結果をふまえて、考察を進める。

表6 独立変数の基本統計量（男性有配偶者）

	範囲	平均	標準偏差
夫ホワイトカラー・ダミー (W=1)	0-1	0.30	0.46
妻常勤ダミー (常勤=1)	0-1	0.45	0.50
共働きダミー (パート・派遣含む) 共働き=1)	0-1	0.56	0.50
妻の収入比率 (夫収入に対する比率)	0-1	0.28	0.65
夫の家事遂行比率 ¹⁾	0-1	0.12	0.15
配偶者からの情緒的サポート ²⁾	3-12	9.82	2.05
本人育児休業取得ダミー (取得=1)	0-1	0.03	0.18
本人年齢	28-48	38.51	5.54
本人の老親扶養に関する伝統的価値志向 ³⁾	3-12	6.31	2.12

- 1) 夫の家事遂行比率は、「食事の用意」「食事のあとかたづけ」「食料品や日用品の買い物」「洗濯」「そうじ（部屋、風呂、トイレなど）」の5項目を以下のとおり得点化し、その合計を夫、妻それぞれに算出し、その総和に占める夫の得点比率。「ほぼ毎日」=7、「1週間に4～5回」=5、「1週間に2～3回」=3、「週に1回くらい」=1、「ほとんど行わない」=0。
- 2) 妻からの情緒的サポートは、「配偶者は、わたしの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる」「配偶者は、わたしの能力や努力を高く評価してくれる」、「配偶者は、わたしに助言やアドバイスをしてくれる」3項目の「あてはまる」=4、「どちらかといえばあてはまる」=3、「どちらかといえばあてはまらない」=2、「あてはまらない」=1の合計得点。得点が高いほど情緒的サポートが高い。
- 3) 老親扶養に関する伝統的価値志向は、「同居規範」「経済的扶養規範」「介護規範」の3項目の「そう思う」=1、「どちらかといえばそう思う」=2、「どちらかといえばそう思わない」=3、「そう思わない」=4の合計得点。得点が高いほど否定的（非伝統的）志向。

表7 独立変数の基本統計量（女性有配偶者）

	範囲	平均	標準偏差
夫ホワイトカラー・ダミー (W=1)	0-1	.31	.46
妻常勤ダミー (常勤=1)	0-1	.50	.50
共働きダミー (パート・派遣含む) 共働き=1)	0-1	.56	.50
妻の収入比率 (夫収入に対する比率)	0-1	.26	.56
夫の家事遂行比率 ¹⁾	0-1	.09	.12
配偶者からの情緒的サポート ²⁾	3-12	9.05	2.35
本人育児休業取得ダミー (取得=1)	0-1	.14	.34
本人年齢	28-48	37.86	5.49
本人の老親扶養に関する伝統的価値志向 ³⁾	3-12	6.82	2.08

注1)、2)、3)は表6と同じ。

3. 分析結果

ここでは表 8、表 9 にもとづいて、4 指標についての重回帰分析結果を順に概観しておく。

3-1 性別役割分業

「性別役割分業」は、男女とも R^2 値が4指標中もっとも小さい。これは全体に否定的な水準にあることを反映している。男性有配偶の場合、9変数のうち、本人の育児休業取得ダミー、本人年齢以外の7変数は、正の効果を示している。もっとも大きな係数は夫の家事遂行比率であり、ついで共働きダミー、伝統的価値志向、配偶者からの情緒的サポートである。家事遂行比率が高い男性ほど、「性別役割分業」に対して否定的である。共働きの男性ほど、そして非伝統的価値志向の男性ほど、否定的である。

女性の場合には、9変数のうち、本人年齢は男性と共通するが、配偶者からの情緒的サポートについては負の効果を示したが、いずれも有意ではない。有配偶女性で有意であったのは、効果の強い順に、共働きダミー、伝統的価値志向、妻の収入比率、妻常勤ダミー、本人の育児休業取得ダミー、夫ホワイトカラーダミーであった。共働き、伝統的価値志向は男性有配偶者と同様であるが、それ以外の妻の収入比率や常勤ダミーなどの4変数は女性でのみ効果を示した。男性で有意であった夫の家事遂行比率は有意な効果をもっていない。

3-2 育児役割責任

「育児役割責任」については、男性よりも女性での R^2 値が大きい。男性有配偶者からみよう。9変数中、年齢、夫ホワイトカラー以外の7変数が正の効果を示している。年齢は、やや強い有意な負の効果を示している。年齢が高いほど肯定的という結果である。有意な正の効果を示すのは、強い順に、共働きダミー、伝統的価値志向、妻常勤ダミー、夫の家事遂行比率である。とりわけ共働きの効果が強い。共働きしている男性は、「育児役割責任」に対して否定的である。

女性についてみると、男性と同様に、年齢がやや強い負の効果を示している。そのほかには、夫からの情緒的サポートが有意な負の効果を示している。夫からの情緒的サポートの程度が高いほど「育児役割責任」を肯定的にとらえている。そのほかの7変数は正の効果を示しており、有意な変数を係数の大きい順にみると、伝統的価値志向、本人の育児休業取得ダミー、共働きダミー、妻の収入比率、夫ホワイトカラーダミーとなっている。

男女で比較すると2点で対照的である。第1に、夫ホワイトカラーと配偶者からの情緒的サポートの2変数の効果が男女で逆転している。第2に、男性の場合には夫の家事遂行比率が、女性の場合には妻の収入比率と本人の育児休業取得が有意な正の効果をもっている。この結果は、男性は家事への参与、女性は家計への参与という、広義の性別役割分業体制では想定されていない反対領域への参与度が「育児役割責任」を規定するというもので注目される。以上の2点は「性別役割分業」についてもほぼあてはまる。

3-3 稼得役割責任

「稼得役割責任」は、これまでの2指標とは異なった効果を示している。男性で有意な効果を示しているのは、4変数でいずれも正の効果である。もっとも強いのは、伝統的価値志向であり、ついで夫の家事遂行比率、妻常勤ダミー、夫ホワイトカラーダミーがそれにつづく。夫ホワイト

カラーダミーは、4つの指標では「稼得役割責任」でのみ有意である。ホワイトカラー男性の方が「稼得役割責任」に対して否定的である。

女性についてもみると、男性ほどには「性別役割分業」「育児役割責任」との違いが顕著ではない。しかし、配偶者からの情緒的サポートが正の効果を示す点と、夫の家事遂行比率が負の効果を示す点は興味深い。強い効果を示すのは、伝統的価値志向、妻常勤ダミーであり、妻の収入比率の効果はそれほど強くはない。

3-4 固定的性別役割分業因子

集約的な指標である「固定的性別役割分業因子」では、もっとも決定係数が大きい。男性では、年齢以外の8変数が正の効果を示している。強い順に、伝統的価値志向、夫の家事遂行比率、共働きダミー、妻常勤ダミー、配偶者からの情緒的サポートとなる。規定要因の構造としては「稼得役割責任」との類似点をもっとも大きい。

女性の場合には、男性と同様に、年齢を除く8変数が正の効果である。効果の大きい順にみると、伝統的価値志向、共働きダミー、妻常勤ダミー、本人育児休業取得ダミー、妻の収入比率、夫ホワイトカラーダミーとなる。夫の家事遂行比率の効果の方向性を除いて変数の効果の構造は、「稼得役割責任」と類似しており、この点は男性と同様である。

表8 性別役割分業意識の規定要因 重回帰分析結果 (1956-1971 出生・有配偶男性)

	性別役割分業	育児役割責任	稼得役割責任	固定的性別役割分業因子
夫ホワイトカラー・ダミー (W=1)	.027	-.032	.117**	.065+
妻常勤ダミー (常勤=1)	.032	.154***	.134**	.133**
共働きダミー (共働き=1)	.162***	.209***	.070+	.165***
妻の収入比率 (夫収入に対する比率)	.064	.064	.059	.076+
夫の家事遂行比率	.191***	.080*	.146***	.177***
配偶者からの情緒的サポート	.075*	.036	.057	.072*
本人育児休業取得ダミー (取得=1)	-.009	.007	.022	.009
本人年齢	-.054	-.137***	-.050	-.093**
本人の老親扶養に関する伝統的価値志向	.143***	.185***	.258***	.253***
ADJ-R ²	.108	.118	.137	.173
F 値	9.987***	10.967***	12.849***	16.590***
N	671	670	671	670

注：係数は、標準化係数β。 ***：p<.001 **：p<.01 *：p<.05 +：p<.10

表9 性別役割分業意識の規定要因 重回帰分析結果 (1956-1971 出生・有配偶女性)

従属変数はすべて +方向: 否定的

	性別役割分業	育児役割責任	稼得役割責任	固定的性別役割分業因子
夫ホワイトカラー・ダミー (W=1)	.067*	.077*	.081**	.095**
妻常勤ダミー (常勤=1)	.112**	.068+	.153***	.150***
共働きダミー (共働き=1)	.191***	.156***	.118**	.187***
妻の収入比率 (夫収入に対する比率)	.132***	.123***	.075*	.128***
夫の家事遂行比率	.021	.018	-.007	.013
配偶者からの情緒的サポート	-.049	-.065*	.071*	.000
本人育児休業取得ダミー (取得=1)	.081*	.163***	.113**	.143***
本人年齢	-.037	-.134***	-.064*	-.091**
本人の老親扶養に関する伝統的価値志向	.133***	.188***	.230***	.237***
ADJ-R ²	.103	.138	.122	.175
F 値	13.133***	17.996***	15.766***	23.413***
N	954	954	955	953

注: 係数は、標準化係数β。 ***: p<.001 ** : p<.01 * : p<.05 + : p<.10

4. 考察と結論

本稿では、性別役割分業意識の流動化を前提とし、若年有配偶男女の意識の規定要因、形成過程を考察した。28歳から48歳の相対的に若い有配偶男性の性別役割分業意識は、はたして「実績主義」あるいは「家庭状況に適合的」に形成されているのだろうか。まず具体的に検証した9つの仮説について考察を加える。

4-1 社会心理的要因

まず、社会心理的要因からみよう。夫の職業的地位仮説を夫のホワイトカラー・ダミー変数からみたところ、当初予想した「ホワイトカラー職の方が否定的」という効果は、男性有配偶者の場合には、「稼得役割責任」でのみあてはまった。対照的に、女性有配偶者の場合には4指標すべてで有意な正の効果を示した。妻の職業的地位仮説を妻の常勤ダミー変数でみたところ、「妻が常勤者の方が否定的」という結果は、男性有配偶者では、「性別役割分業」以外の3指標で有意にあてはまった。女性の場合には、「育児役割責任」以外の3指標で有意であった。

性別役割分業意識における否定方向への流動化の浸透過程を階層性からとらえた場合には、夫の職業的地位仮説は、男性では限定的に、女性では網羅的にあてはまった。男女とも、夫よりも妻の職業的地位仮説の説明力が強かった。

4-2 生活実態要因

生活実態要因においては、現状肯定的仮説をとりあげた。就業構造仮説から順にみよう。共働きダミーを用いたところ、「共働きの方が否定的」という方向での強い正の効果が、男性有配偶者での「稼得役割責任」を除いて、男女ともに有意にみられた。夫婦が共働きしているという現状肯定

的な意識の構造が明確に浮かび上がった。

これに対し家計参加度仮説は、注目すべき結果であった。妻の収入比率変数を用いたが、男性の場合には、いずれの指標についても有意な結果はみられなかったのに対し、女性では、4指標すべてにおいて有意な正の効果を示した。収入比率が高い妻ほど、否定的な意見を表明していたのである。吉川（1998）等の先行研究では、妻の家計参加度が夫の意識に正の効果をもつという結果であったが、ここでの結果は有意ではなかった。

この仮説の結果と正反対であったのが、家事参加度仮説であった。夫の家事遂行率でみたが、妻の収入比率とは反対に、男性では4指標すべてにおいて有意な正の効果を示した。すなわち家事遂行度合いが高い夫ほど、否定的な意見を表明していた。しかし、夫の家事遂行度合いは、妻の意識には効果を示さなかったのである。

生活実態要因に関しては、妻の収入比率と夫の家事遂行率の両者を投入したモデルでは、夫である男性有配偶者、妻である女性有配偶者それぞれが、男性は家事への参与、女性は家計への参与という、広義の性別役割分業体制では想定されていない反対領域への参与度にもとづいて、性別役割分業意識を否定的な方向へと促進していた。家計参加度仮説と家事参加度仮説は、夫婦内では両者の位置に応じて相補的な関係にあるといえよう。

さらに、生活実態要因における情緒的サポート仮説では、男性有配偶者の場合には、4指標ともに正の効果がやや認められた。女性の場合には、「性別役割分業」「育児役割責任」では負の効果を示していた。すなわち、夫からの情緒的サポートが性別役割分業意識の支持を促進するという結果であった。

4-3 ライフコース要因

ライフコース要因においては、職業キャリア仮説として育児休業取得ダミーを検討した。男性の場合は、取得者が少ないので、独立変数として投入すること自体にやや問題がある。結果をみても、この変数の効果はほとんどなかった。女性の場合には、4指標ともに「取得者の方が否定的」という当初の予想どおりの結果であった。とりわけ「育児役割責任」では強い効果を示している。実際に育児休業を取得しながら、育児をした経験をもつ有配偶女性ほど「育児役割責任」について否定的であるという結果は、経験によって意識が規定されている側面を示すものである。

4-4 個人属性要因

最後に個人属性要因を整理しておこう。加齢仮説は、28歳～48歳という相対的に若年層のなかでも強くみられた。すなわち「年齢が高いほど肯定的」あるいは「年齢が若いほど否定的」という方向である。男性では「育児役割責任」と「固定的性別役割分業因子」で有意であった。女性では、「性別役割分業」以外の3指標で有意であった。

伝統・因習的価値志向仮説も、当初の予想どおりの結果であった。「伝統的な価値志向の者ほど、肯定的」という方向で、男女ともすべての指標で強い効果を示していた。

4-5 小括

本稿では、男性有配偶者の性別役割分業意識に焦点をあて、その特性を女性有配偶者との対比から明らかにした。上記の分析結果にあるように、社会階層上の位置といった固定的な要因以上に、

実態的な行動や経験が意識を規定していた。このことは、男性の性別役割分業意識が、実績主義、あるいは家庭の状況適格的であるという先行研究での知見に合致するものであった。しかし、NFRJ03 データでは、実績主義を示す行動内容に関しては、夫婦内では自己の行動内容に即して性別役割分業意識が規定されており、先行研究で指摘されている配偶者の行動による直接的な効果はみられなかった。さらに、その本人の行動内容でとりわけ有意であったのは、男性では家事遂行比率、女性では収入比率、という広義の性別役割分業体制では想定されていない反対領域への参与度合いであった。今回の分析対象は若年コーホートに限定しているが、これがこのコーホートに固有な現象であるのかについては、さらに検討が必要である。

最後に、本分析では性別役割分業意識を多元的にあつかってきた。従来の「性別役割分業」のほかに、女性の「育児役割責任」と男性の「稼得役割責任」の2つの指標を加えた。とりわけ後者の指標の導入には、「女性と家事・子育てを結びつけるような意識」と「男性と家計責任を結びつけるような意識」が対称的關係にあるかを知るといふねらいがあった。重回帰分析の結果からみるかぎり、両者は非対称性を示すといえる。また意識の流動化という点では、「稼得役割責任」は「育児役割責任」以上にその進行が遅いことも明らかとなった。とりわけ、男性有配偶者にこの意識の賛成率が高いことは、近年指摘されている「男は仕事も子育ても、女は子育てと趣味を」という「新・新性別役割分業」を若年有配偶男性が強く内面化していることを示唆するのかもしれない。

【付記】

「全国家族調査（NFRJ98）」データ使用にあたっては、日本家族社会学会全国家族調査委員会ならびに東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターから調査個票データの提供を受けた。

【参考文献】

- 吉川徹, 1998「性別役割分業意識の形成要因 —男女比較を中心に—」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識』1995SSM 調査研究会, 49-70.
- 尾嶋史章, 1998「女性の性役割意識の変動とその要因」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識』1995SSM 調査研究会, 1-22.
- 西村純子, 2001「性別役割分業意識の多元性とその規定要因」『年報社会学論集』14: 139-50.
- 嶋崎尚子, 2004「家族に関する意識」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第2回家族についての全国調査 第一次報告書』175-192.
- 竹ノ下弘久・西村純子, 2005「性役割意識の規定要因に関する国際比較 —日本と韓国との比較から—」渡辺秀樹編『現代日本の社会意識 —家族・子ども・ジェンダー—』慶應義塾大学出版会, 39-61.
- 松田茂樹, 2005「性別役割分業意識の変化 —若年女性にみられる保守化のきざし—」『ライフデザインレポート 2005年9月』24-26.