

家計貢献が妻の性別役割分業意識に及ぼす影響： 夫の社会経済的地位による交互作用

島 直 子

これまでの計量研究によると、職業をもつ女性は無職の女性に比較して性別役割分業により批判的であることから、女性にとって就労し収入を得るという経験は、既存の性別役割分業規範を相対化する契機となりうることが考えられる。しかしその一方で欧米の夫婦関係に関する質的研究によると、就労が女性の性別役割分業意識に及ぼす影響は夫の社会経済的地位によって異なる。夫の社会経済的地位が低い層では、妻が就労すると、それによって脅かされる夫の自尊心や権威を維持するための戦略として、むしろ男性優位のジェンダー秩序を強化するような夫婦関係が展開されることが見出されているのである。日本においてもこのような傾向がみられるならば、近年進展がみられる有配偶女性の労働力化は、すべての女性の性別役割分業意識を相対化する契機とはなりえない。しかしこれまでの研究を管見する限り、日本では、女性の就労が性別役割分業意識に及ぼす影響が夫の社会経済的地位によって異なる可能性について、十分に検証されていない。そこで本論文では第2回全国家族調査(NFRJ03)データと第3回全国家族調査(NFRJ08)データを用いて、女性の就労が性別役割分業意識に及ぼす影響において、夫の社会経済的地位による交互作用がみられるか検証することを試みた。分析の結果、家計貢献度が高い妻ほど性別役割分業を否定する傾向は、夫の社会経済的地位が低い層では比較的ゆるやかであることが示された。

1. はじめに

日本では年金制度や税制などの政策を通じて、性別役割分業を基盤とする家族システムが強固に維持されてきたことが指摘されている。しかし1980年代半ばごろからは有配偶女性の労働力化が進んでおり、出産や育児のために就業を中断する女性はいまだ多いものの、結婚後もなんらかの仕事につく女性が広く見受けられるようになった(服部2005)。そしてこれまでの計量研究によって、職業をもつ女性は無職の女性に比較して性別役割分業により批判的であることが明らかにされてきた(東ほか1991;原ほか1990;木村2000;白波瀬2005)ことから、女性にとって就労し収入を得るという経験は既存の性別役割分業規範を相対化する契機であることが考えられる。

しかしその一方で欧米の夫婦関係に関する質的研究によると、就労が女性の性別役割分業

意識に及ぼす影響は夫の社会経済的地位によって異なる。たとえば労働者階級の男性は、収入が低いため稼ぎ手としての地位とパワーを維持することがより困難である、もしくは職場での地位が低いため権威を行使しうる場が家庭に限られるといった理由から、妻の就労によって「男らしさ」アイデンティティを喪失したり妻のパワーが高まったりすることにより不満をもつ傾向にある。そして彼らの妻も、家族を養っているという自負こそが夫の「男らしさ」アイデンティティの源であることを認識している。そこで夫の収入が不十分であるために葛藤が生じた場合、夫こそが「稼ぎ手」であり自身の就労は家計補助にすぎないことを内外に示すべく、夫の収入を基本的な生活費に、自身の収入を貯金や余暇などの残余に充当したり、夫の自尊心を高め夫優位のパワー関係を維持するべくより従順にふるまったりするという (Komarovskiy 1962; Rosen 1987; Rubin 1976)。仕事が思い通りにならないために自尊心が低下した男性にとって、「女の仕事」である家事を引き受けることは妻への「屈服」を意味する。そこで彼女たちは、自身の収入によって夫を傷つけていることの埋め合わせとして、家事・育児を一手に引き受けるのである (Hochschild 1989=1990)。こうした事例から夫の社会経済的地位が低い層では、職業をもつ妻は、それによって脅かされる夫の自尊心や権威を維持するための戦略として、むしろ性別役割分業を支持することが考えられる。

なおこれらの事例から、女性の就労が性別役割分業意識に及ぼす影響が夫の社会経済的地位によって異なる一因として、夫の「稼ぎ手」としての地位の安定度が注目される。そして Zuo はこうしたメカニズムについて検証する際、「夫婦の総収入に占める夫もしくは妻の収入割合 (=夫もしくは妻の家計貢献度)」を指標に用いることで、夫婦の関係性に注目する必要があると述べる。なぜなら近年、ジェンダーとは関係性であることが論じられており、男性の経験についても多様なジェンダー関係の文脈に位置づけて解釈する必要性が指摘されている。こうした立場に立つならば、夫の稼ぎ手としての地位を「夫もしくは妻が得る所得額」によって測定するのでは不十分である。「夫もしくは妻の家計貢献度」を指標に用いることで、夫の稼ぎ手としての地位の上昇もしくは低下を、妻のそれと関連づけて考察する必要がある。妻の就労が夫のプライドや権威を脅かすのは単に妻が高い収入を得るからではなく、それによって夫の家計貢献度が低下し、稼ぎ手としての地位とパワーが低下するためと考えられるのである (Zuo 1997; Zuo and Tang 2000)。

以上の議論から、就労が女性の性別役割分業意識に及ぼす影響について次のような仮説が導き出される。

仮説：就労が女性の性別役割分業意識に及ぼす影響は、夫の社会経済的地位によって異なる。夫の社会経済的地位が低い層では、家計貢献度が高い妻ほど性別役割分業を支持する。

欧米の夫婦関係研究から導き出される上記の仮説が日本においてもあてはまるならば、近年進展がみられる有配偶女性の就労は、すべての女性の性別役割分業意識を相対化する契機

とはなりえない。たとえば夫の経済力不足を補うために就労する妻の場合、むしろ性別役割分業意識が強化される可能性が考えられるのである。しかしこれまでの研究を管見する限り、夫の社会経済的地位によって、就労が女性の性別役割分業意識に及ぼす影響が異なる可能性については十分に検証されていない。そこで本論文では第2回全国家族調査(NFRJ03)データと第3回全国家族調査(NFRJ08)データを用いて¹、就労が女性の性別役割分業意識に及ぼす影響において、夫の社会経済的地位による交互作用がみられるか検証することを試みる。

2. 方法

2.1 分析方法とデータ

女性の性別役割分業意識に影響を及ぼすことが報告されている要因(年齢、学歴)をコントロールした上で²、家計貢献が妻の性別役割分業意識に及ぼす影響において、夫の社会経済的地位による交互作用がみられるか検証する。はじめに「妻の性別役割分業意識」を従属変数、「妻の家計貢献度」を独立変数、「妻の年齢」「妻の学歴」をコントロール変数とする重回帰分析を行う(モデル1)。次に、「夫の社会経済的地位」変数を投入する(モデル2)。最後に、「妻の家計貢献度」と「夫の社会経済的地位」の交互作用項を投入する(モデル3-5)。

データは、2004年1月～2月に行われた第2回全国家族調査(NFRJ03)データと、2009年1月～2月に行われた第3回全国家族調査(NFRJ08)データを用いる(以後、NFRJ03/NFRJ08と表記する)。NFRJ03の対象は日本国内に居住する1926～1975年生まれの日本国民であり、層化2段無作為抽出法によって10000人が抽出された。有効回収数は6302人(有効回収率63.0%)である。一方、NFRJ08の対象は日本国内に居住する1936～1980年生まれの日本国民であり、同じく層化2段無作為抽出法によって9400人が抽出された。有効回収数は5203人(有効回収率55.4%)である。うち本論文の分析対象者は、夫が65歳以下³かつ有職の女性であり、NFRJ03は1889人、NFRJ08は1530人である。

-
1. 第1回全国家族調査(NFRJ98)に関しては、性別役割分業意識項目と夫妻の収入カテゴリーが第2回全国家族調査(NFRJ03)/第3回全国家族調査(NFRJ08)と異なる。このため今回の分析には用いなかった。なお第2回全国家族調査(NFRJ03)と第3回全国家族調査(NFRJ08)では、今回の分析で用いられるすべての変数について同一の項目・カテゴリーが設定されている。
 2. 年齢の低い女性ほど、もしくは学歴の高い女性ほど、性別役割分業により否定的であることが報告されている(原ほか1990;東ほか1991;白波瀬2005)。
 3. 66歳以上の男性の場合、定年退職後の再雇用などによって、著しく収入が低い職やブルーカラー職に従事する者が多く含まれる可能性が考えられる。そこで夫が65歳以下の妻を分析対象とする。

2. 2 分析に用いた変数

「妻の家計貢献度」は、「妻の年収 / (妻の年収 + 夫の年収)」として算出した。なお「妻の年収」と「夫の年収」については、「収入はなかった」「100万円未満」「100-129万円台」「130-199万円台」「200-299万円台」「300-399万円台」「400-499万円台」「500-599万円台」「600-699万円台」「700-799万円台」「800-899万円台」「900-999万円台」「1000-1099万円台」「1100-1199万円台」「1200万円以上」というカテゴリーが設定されている。そこで「妻の年収」「夫の年収」とともに、「収入はなかった」= 0、「1200万円以上」= 1250、その他には中央値を与えた上で算出した。

「妻の年齢」は調査時点の実年齢を用い、「妻の学歴」は最終学歴を教育年数に変換した。「夫の社会的地位」は、「夫の学歴」「夫の職種」「夫の年収」を指標に用いた。1点目の「夫の学歴」は、最終学歴を教育年数に変換した。2点目の「夫の職種」は、「販売・サービス系の職業」「技能・労務・作業系の職業」「農林漁業職」を1とする「夫・ブルーカラーダミー」に変換した。3点目の「夫の年収」については上述のようなカテゴリーが設定されており、「収入はなかった」= 0、「1200万円以上」= 1250、その他には中央値を与えた。

「妻の性別役割分業意識」については、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」という3つの変数を用いて、主成分分析による尺度化を行った。分析では性別役割分業を支持する人ほど高得点となるよう、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」という選択肢に対して順に4-1点を付与した。NFRJ03 / 08ともに3つの変数間の相関は高く(NFRJ03では $\alpha = .704$ 、NFRJ08では $\alpha = .741$)、主成分分析の結果、NFRJ03では固有値1.887、寄与率62.92%、NFRJ08でも固有値1.978、寄与率65.94%という顕著な成分が1つ抽出された。NFRJ03 / 08いずれも、他の成分は固有値が1に満たなかった。そこで以下の分析では、この主成分得点を「性別役割分業を支持する態度」の尺度として用いる。

3. 分析結果

3. 1 分析対象者の特徴

分析対象者の特徴は、次のとおりである（前者がNFRJ03、後者の括弧内がNFRJ08）。年齢は20代が3.9% (3.3%)、30代が29.5% (26.7%)、40代が30.8% (32.6%)、50代が29.2% (29.7%)、60代が6.6% (7.6%)である（NFRJ03はn=1889 / NFRJ08はn=1530）。学歴は中学が6.6% (5.0%)、高校が44.6% (45.7%)、専門が15.1% (14.9%)、短大が22.0% (21.2%)、大学が11.4% (12.4%)、大学院・6年制大学が0.3% (0.8%)である（NFRJ03はn=1875 / NFRJ08はn=1517）。これらの結果から、NFRJ03とNFRJ08で分析対象者の年齢、学歴にほとんど差はみられないといえる。

夫の学歴は中学が 8.0% (6.6%)、高校が 42.1% (41.1%)、専門が 6.8% (9.5%)、短大が 7.7% (4.3%)、大学が 32.2% (34.6%)、大学院・6年制大学が 3.2% (3.9%) である (NFRJ03 は n=1860 / NFRJ08 は n=1522)。夫の職種は専門・技術系の職業が 19.2% (20.4%)、管理的職業が 11.9% (12.5%)、事務・営業系の職業が 18.4% (16.7%)、販売・サービス系の職業が 13.3% (13.8%)、技能・労務・作業系の職業が 34.6% (33.5%)、農林漁業職が 2.1% (2.5%)、その他が 0.5% (0.6%) である (NFRJ03 は n=1879 / NFRJ08 は n=1528)。夫の昨年の年収は 399 万円以下が 28.7% (35.1%)、400 万円以上 599 万円以下が 32.2% (27.3%)、600 万円以上 799 万円以下が 21.4% (20.0%)、800 万円以上が 17.7% (17.6%) である (NFRJ03 は n=1745 / NFRJ08 は n=1453)。これらの結果から、NFRJ03 と NFRJ08 で夫の学歴、職種、年収にあまり差はみられないといえる。

妻の家計貢献度については、0% が 34.0% (24.5%)、25% 未満が 41.6% (43.0%) であり、25% 以上 50% 未満は 16.3% (22.1%)、50% 以上は 8.2% (10.4%) である (NFRJ03 は n=1722 / NFRJ08 は n=1459)。NFRJ08 では家計貢献度が 0% である者の割合が NFRJ03 より 1 割少なく、NFRJ08 の方が、妻の家計貢献度が高い傾向がみられる。しかし NFRJ03 / 08 とともに、家計貢献度が 50% 以上という、夫以上に高い収入を得る者は 1 割程度である。

性別役割分業意識については、次のとおりである。「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」という考え方については、「そう思う」が 6.0% (6.0%)、「どちらかといえばそう思う」が 31.0% (37.3%)、「どちらかといえばそう思わない」が 29.1% (28.3%)、「そう思わない」が 33.9% (28.4%) である (NFRJ03 は n=1884 / NFRJ08 は n=1522)。「子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」という考え方については、「そう思う」が 30.2% (27.4%)、「どちらかといえばそう思う」が 38.4% (40.4%)、「どちらかといえばそう思わない」が 16.9% (18.2%)、「そう思わない」が 14.5% (13.9%) である (NFRJ03 は n=1878 / NFRJ08 は n=1521)。「家族を (経済的に) 養うのは男性の役割だ」という考え方については、「そう思う」が 22.2% (24.4%)、「どちらかといえばそう思う」が 45.0% (45.2%)、「どちらかといえばそう思わない」が 17.0% (16.0%)、「そう思わない」が 15.8% (14.4%) である (NFRJ03 は n=1879 / NFRJ08 は n=1521)。NFRJ03 と NFRJ08 で回答の分布はほぼ同じであり、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」という考え方については「そう思う」者は 1 割に満たないが、「子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」については 3 割、「家族を (経済的に) 養うのは男性の役割だ」については 2 割が「そう思う」と回答している。

3. 2 家計貢献が妻の性別役割分業意識に及ぼす影響

重回帰分析を使用して妻の性別役割分業意識に影響を及ぼす要因について検証したところ、表 1 のような結果が得られた。

モデル 1-5 の結果から、NFRJ03 / 08 ともに年齢が高い妻ほど、学歴が低い妻ほど、また家計貢献度が低い妻ほど性別役割分業を支持する傾向にあるといえる。夫の年収の主効果については、NFRJ03 においてのみ、夫の年収が低い妻ほど性別役割分業を支持する傾向がみられる。夫の学歴と夫の職種の主効果は、NFRJ03 / 08 ともに有意ではない。交互作用については NFRJ03 / 08 ともに、妻の家計貢献度と夫の年収の交互作用項が有意を示した。妻の家計貢献度と夫の職種の交互作用項は、NFRJ03 においてのみ有意である。

表 1 妻の性別役割分業意識に影響を及ぼす要因 (標準化係数)

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4		モデル 5	
	NFRJ03	NFRJ08	NFRJ03	NFRJ08	NFRJ03	NFRJ08	NFRJ03	NFRJ08	NFRJ03	NFRJ08
妻の年齢	.110***	.145***	.134***	.147***	.134***	.147***	.129***	.146***	.128***	.144***
妻の学歴	-.131***	-.106***	-.080**	-.081**	-.080**	-.079*	-.080**	-.080*	-.079**	-.076*
夫の学歴			-.001	-.020	.029	.006	-.005	-.022	-.004	-.026
夫の職種			.044	-.001	.045 +	.000	-.019	-.038	.045 +	.000
夫の年収			-.101***	-.045	-.101***	-.047	-.100***	-.046	-.029	.040
妻の家計貢献度	-.244***	-.289***	-.280***	-.303***	-.086	-.146	-.353***	-.338***	-.139**	-.147**
妻の家計貢献度×夫の学歴					-.195	-.159				
妻の家計貢献度×夫の職種							.124**	.063		
妻の家計貢献度×夫の年収									-.164***	-.177***
R2 乗値	.091	.118	.105	.118	.106	.119	.110	.119	.113	.127
調整済み R2 乗値	.090	.116	.102	.114	.102	.114	.106	.115	.109	.122
n	1734	1433	1675	1410	1675	1410	1675	1410	1675	1410
F 検定	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001

(+ <.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001)

次に、有意を示した交互作用の方向について検討する。

NFRJ03 における妻の家計貢献度と夫の職種の交互作用の方向をみるため、「ブルーカラー (=販売・サービス系、技能・労務・作業系、農林漁業)」と「非・ブルーカラー (=専門・技術系、管理、事務・営業系、その他)」に分類し (ブルーカラーは n=938, 49.7%:非ブルーカラーは n=951, 50.3%)、妻の家計貢献度を 0%、25% 未満、25% 以上 50% 未満、50% 以上の 4 群に分けて 2 元配置分散分析を行った。その結果、妻の家計貢献度と夫の職種の交互作用は有意であった (F=2.206, df=3, p<.10)。分散分析における平均値 (図 1) をみると、妻の家計貢献度と性別役割分業意識の関連は、夫がブルーカラー職に従事する妻においてより小さい。

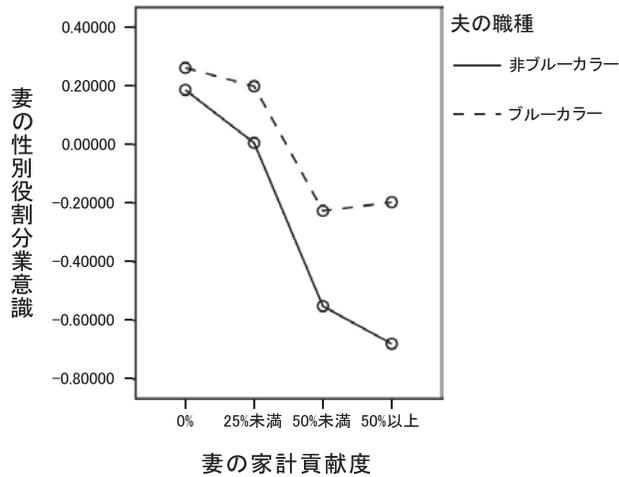


図1 妻の性別役割分業意識に対する妻の家計貢献度と夫の職種の交互作用 (NFRJ03)

NFRJ03 / 08における妻の家計貢献度と夫の年収の交互作用の方向をみるため、夫の年収を「600万円未満」(NFRJ03はn=1064, 61.0% / NFRJ08はn=908, 62.5%)と「600万円以上」(NFRJ03はn=681, 39.0% / NFRJ08はn=545, 37.5%)に二分し、妻の家計貢献度を0%、25%未満、25%以上50%未満、50%以上の4群に分けて2元配置分散分析を行った。その結果、妻の家計貢献度と夫の年収の交互作用は有意であった(NFRJ03はF=2.368, df=3, p<.10 / NFRJ08はF=3.762, df=3, p<.05)。分散分析における平均値(図2と図3)をみると、妻の家計貢献度と性別役割分業意識の関連は、夫の年収が600万円未満である妻においてより小さい。

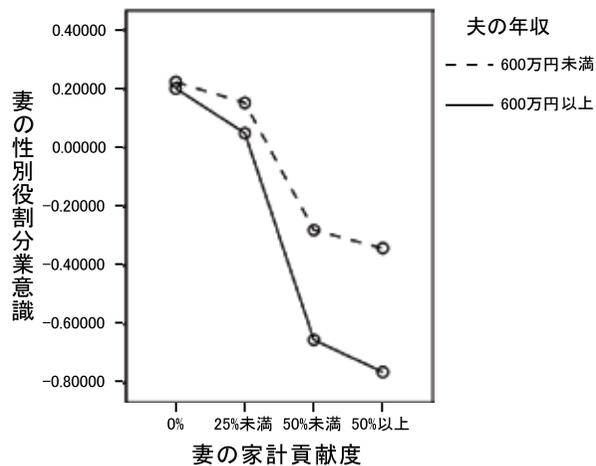


図2 妻の性別役割分業意識に対する妻の家計貢献度と夫の年収の交互作用 (NFRJ03)

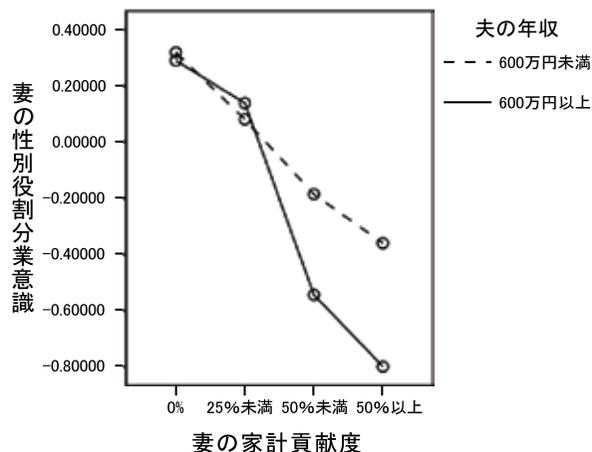


図3 妻の性別役割分業意識に対する妻の家計貢献度と夫の年収の交互作用 (NFRJ08)

4. まとめ

分析の結果、女性の性別役割分業意識に影響を及ぼす要因について次のような知見が得られた。

先行研究の知見と同様に年齢が高い妻ほど、学歴が低い妻ほど性別役割分業を支持する傾向にある。また NFRJ03 では、夫の年収が低い妻ほど性別役割分業を支持する傾向にあることが示された。夫の学歴と夫の職種については、有意な主効果は示されなかった。

そして今回の分析の焦点である、家計貢献が妻の性別役割分業意識に及ぼす影響については次のような結果が得られた。第一に、家計貢献度が高い妻ほど性別役割分業を否定する傾向にある。つまり先行研究の知見と同様に、職業をもち高い収入を得る妻ほど性別役割分業を否定する傾向にあることが推測される。しかし第二に、妻の家計貢献が性別役割分業意識に及ぼす影響は、夫の社会経済的地位によって異なる。家計貢献度が高い妻ほど性別役割分業を否定する傾向は、「夫がブルーカラー職に従事する」(NFRJ03)、「夫の年収が 600 万円未満である」(NFRJ03 / NFRJ08) といった夫の社会経済的地位がより低い層では、比較的ゆるやかである。ただし NFRJ03 / NFRJ08 ともに夫の学歴と妻の家計貢献度の交互作用は有意でないことから、夫の社会経済的地位を規定する要因のなかでも、職業に関する要因が影響力をもつことが推測される。

最後に本稿の限界と課題について述べる。

本稿では、家計貢献が妻の性別役割分業意識に及ぼす影響は、夫の社会経済的地位により異なることが示された。その理由については欧米の夫婦関係に関する質的研究成果に依拠するならば、夫の社会経済的地位が低い妻の場合、自身の就労によって脅かされる夫の自尊心や権威を維持するための戦略として、性別役割分業型の夫婦関係が志向される可能性が考え

られる。なおNFRJ03 データによると夫の年収が低い妻ほど性別役割分業を支持する傾向にあり、NFRJ08 データでも、統計的に有意ではないが同様の傾向が示された。このような夫の年収の主効果からも、夫の経済的地位の低さは妻の性別役割分業志向を強めることが示唆される。そこで今後は、夫婦の勢力構造や「妻が収入を得ること」の意味づけにあらわれる階層差と、それが妻の性別役割分業意識に及ぼす影響について検討したい。こうした分析が進められるならば、有配偶女性の労働力化が進展しながらも性別役割分業システムが根強く維持される一因について、理解が深められると思われる。

参考文献

- 東清和・鈴木淳子, 1991, 「性役割態度研究の展望」『心理学研究』62 (4) : 270-276.
- 原純輔, 肥和野佳子, 1990, 「性別役割意識と主婦の地位評価」岡本英雄, 直井道子編『現代日本の階層構造 4 女性と社会階層』東京大学出版会, 165-186.
- 服部良子, 2005, 「女性と労働」井上輝子・江原由美子編『女性のデータブック 第4版』有斐閣, 73-92.
- Hochschild, A., 1989, *The Second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*, New York: Penguin. (田中和子訳, 1990, 『セカンド・シフト—アメリカ 共働き革命のいま』朝日新聞社).
- 木村邦博, 2000, 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」盛山和夫編『日本の階層システム 4: ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 177-192.
- Komarovsky, M., 1962, *Blue-Collar Marriage*, New Haven and London: Yale University Press.
- Rosen, E. I., 1987, *Bitter Choices: Blue-Collar Women in and out of Work*, Chicago and London: University of Chicago Press.
- Rubin, L. B., 1976, *Worlds of Pain: Life in the Working-Class Family*, New York: Basic Books.
- 島直子, 2010, 「妻の常雇就労が夫の性別役割分業意識に及ぼす影響—夫の経済力による交互作用」『国際ジェンダー学会誌』8 : 99-112.
- 白波瀬佐和子, 2005, 『少子高齢社会のみえない格差—ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.
- Zuo, J., 1997, “The effect of men’s breadwinner status on their changing gender beliefs,” *Sex Roles*, 37 (9/10) : 799-816.
- Zuo, J. and Tang, S., 2000, “Breadwinner status and gender ideologies of men and women regarding family roles,” *Sociological Perspectives*, 43 (1) : 29-43.

付記

第2回全国家族調査（NFRJ03）データの使用にあたっては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから個票データの提供を受けた。第3回全国家族調査（NFRJ08）データの使用にあたっては、日本家族社会学会全国家族調査委員会の許可を得た。