

家族ユニット志向と女性の自立のための家族間協力 ： 媒介要因としてのジェンダー・パーソナリティの 検討

その他のタイトル	The relationship between "Family Unit Orientation" and cooperative behavior in family : The moderating effect of gender personality
著者	土肥 伊都子
雑誌名	関西大学社会学部紀要
巻	35
号	2
発行年	2004-03-30
URL	http://hdl.handle.net/10112/00022291

家族ユニット志向と女性の自立のための家族間協力
—媒介要因としてのジェンダー・パーソナリティの検討—

土 肥 伊都子*

The relationship between “Family Unit Orientation” and
cooperative behavior in family:

The moderating effect of gender personality

Itsuko DOHI

Abstract

The purpose of this study was to examine the relationship between “Family unit orientation” and division of housework. The subjects were 424 wives and 224 husbands. Analyses generally showed that “Family unit orientation” reduced the wife’s dissatisfaction toward both the imbalance of division of housework and the husband’s motivation to become involved in housework. Gender-schematic wives seem to have given up their role overload, because even though they have little dissatisfaction, they still have difficulties for working. In contrast, androgynous wives don’t seem to give up but agree about their role in the family, because they don’t feel difficulties for working.

Key Words: family, “Family Unit orientation”, division of housework, gender schema, psychological androgyny, causal models

抄 録

本研究の目的は、家族特有の一体感である家族ユニット志向と、夫婦間の家事分担の関連について実証的に明らかにすることであった。既婚者の女性424名、男性224名に対する郵送調査の結果、家族ユニット志向は、妻に偏った家事分担に対する妻の不満、夫の反省を低減することがわかった。また、妻に家事が偏っているほど、妻の不満、夫の反省も強まることがわかった。この不満が、妻に偏った家事分担に対して、納得できた結果なのか、反対に、あきらめた結果なのかを考えると、それは、ジェンダー・パーソナリティ次第であることが示唆された。すなわち、ジェンダー・スキーマが強い人は、不満の低減と共働きの困難さが関連しているため、それはあきらめに近いと考えられ、両性具有型の方は、不満の低減と共働きの困難さの関連が比較的低かったため、それは納得できた結果である可能性が高いと考えた。

キーワード：家族、「家族ユニット志向」、家事分担、ジェンダー・スキーマ、心理的両性具有性、因果モデル

* 神戸松蔭女子学院大学

1. 問題

家族集団は、多くの一般的な集団とは異なり、血縁および婚姻関係が内包された集団である。そのため、家族成員の一体感は特別のものであると考えられ、またより長期的に世代を越えた協力関係も可能である。古くはErikson (1959) が、そのライフサイクル論の中で、若い成人期の心理的危機として「親密性対孤独」を提唱した。これは、人間が心理的に成長するためには、特定の異性と親密な関係をもつことができるか、それとも孤独になるかの心理的危機を乗り越えることが必要であるとしたものである。その特定の異性として現代においても最も一般的なのは、家族集団のメンバーである配偶者といえよう。また、家族社会学においては、山田 (2000) が、長期的に安定した信頼がおける関係性、あるいは関係が一方向的に切られることがないという確信をもつことが可能な関係性を「家族的関係」とよんだ。そして、多少ともセクシュアリティを含んだ家族的関係が夫婦であり、生殖に基づいた家族的関係が親子であるとした。

土肥 (2003a) は、家族集団特有の一体感を、「家族ユニット志向」と名付けた。この家族ユニット志向には、「夫婦役割の固定性」「イエ意識」「家族関係の閉鎖性」の下位概念があると考えている。そして、家族ユニット志向は家族員それぞれの自立を、促進もしくは抑制するのではないかと考え、妻の経済的自立の可能性と、家族ユニット志向および、家族成員間の役割分担、パーソナリティとの関連性について、実証的検討を行った。本稿は、そこで得られた研究知見を基に、さらに分析および考察を進めるものである。

土肥 (2003a) の結果から、家族ユニット志向は、個人の自立を促進するというよりは、むしろそれを阻む可能性の高いものであることが示唆された。その根拠となる具体的な研究結果をまとめたのが、以下の三点である。第一に、「家族ユニット志向」尺度 (土肥, 2003a) の得点を検討したところ、すべての下位尺度得点で女性よりも男性が高く、夫婦ペア・データからも妻よりその配偶者の夫の方が高かった。すなわち、男性の方が、夫婦の役割は固定すべきものと考え、イエ意識が強く、家族を外に対しては閉じた集団と考えていることがわかった。また、夫婦役割の固定性の下位尺度得点を女性の就労形態間で比較すると、フルタイムの女性は、それ以外の女性よりも、夫婦役割の固定性の下位尺度得点が低かった。ここで、従来、女性よりも男性の方が、また、経済的自立志向が低い女性の方が「男は仕事、女は家庭」といわれる固定的性役割分担意識が強いことを考慮すると、夫婦の固定的性役割分担と家族ユニット志向には関連があり、女性の経済的自立を阻んで

いる可能性があることが推測される。

第二に、夫方あるいは妻方いずれかの親と三世同居をしているフルタイムの女性のデータを分析したところ、家族ユニット志向の合計点と夫婦役割の固定性が高いほど、妻の方が夫より食事関係の家事を分担する傾向が強まった。家事分担の満足度に関しては、夫婦役割の固定性やイエ意識が高いほど、夫に対して感じている食事関係の家事分担への不満が減少することがわかった。また、イエ意識が高いほど、夫の生活費の負担がより重い傾向がみられた。次に、夫婦ペア・データの、夫婦の家事分担と家族ユニット志向との関連についての調査結果を概観すると、妻も夫も、家族ユニット志向が高いと妻の家事分担度が高まり、生活費の負担を夫に期待する傾向も強くなりことがわかった。つまり、家族ユニット志向は、概して、ジェンダーに基づく夫婦の役割分担（家事は妻が、家計は夫が分担）を促進し、その反面、それに対する妻の不満を低減し、夫の分担を求める働きかけへの意欲を抑制すると考えることができる。

第三に、家族成員間の協力や家族ユニット志向と、性差を過大に見積もる傾向を指標にしたジェンダー・スキーマ（性差観；伊藤、1997）、一般的信頼感、男性性、女性性などの個人のパーソナリティとの関連性を検討したところ、家族ユニット尺度（合計点および全下位尺度得点とも）とジェンダー・スキーマ（性差観）の得点とは、男女ともに有意な正の相関がみられた。つまり、夫婦役割の固定性やイエ意識を下位概念にもつ家族ユニット志向は、ジェンダーに基づいた認知をする傾向、すなわち性別化（sex-typed）とも関連しているのである。したがって、夫婦の役割分担の実際場面においても、家事や育児をするのは、どのような事情があるにしろ、女性が分担するべきであるという考えに通じる可能性が高いと考えることができる。

そこで本稿では、以上の結果をさらに掘り下げ、家族ユニット志向と家族間協力の間の媒介要因を検討する。具体的に、家族ユニット志向と家族間協力との間の媒介変数として、ジェンダーに関するパーソナリティ（女性性、男性性、ジェンダー・スキーマ）と女性の就労形態の別（フルタイムか、それ以外か）を取り上げる。というのは、家族ユニット志向は、個人のジェンダー・パーソナリティによって、その機能が異なることが予想されるからである。具体的にいえば、ジェンダーに基づく認知や、性別化（sex-typed）された自己概念をもった個人の場合、家族ユニット志向は、集団という家族があつての個人という考え方を導くものとなり、女性の経済的自立を抑制する方向へ向かわせるが、反対に、ジェンダーにあまり影響を受けていない個人の場合、家族ユニット志向は、個人の生活のための集団という考え方を導くものとなり、女性の経済的自立を促進する方向へ向かわせる

のではないかと仮定した。ジェンダーとは、性に基づいた社会的役割、慣習、規範であるため、ジェンダーが内面化された個人、すなわちジェンダー・スキーマの強い個人が家族関係を重視するのは、社会における役割や規範を個人よりも優先する考え方から生じたものであると考えられる。また、土肥（2003a）が家族ユニット志向と男性性および女性性との関連を分析した結果によると、女性の場合、家族ユニット志向の合計点およびイエ意識と肯定的共同性（女性性）の間に、弱い正の相関関係があり、男性の場合、家族ユニット志向の合計点と、否定的共同性との間に、弱い正の相関があった。したがって、男性性・女性性の高低の組み合わせを使って個人のジェンダー・タイプを特定すると、特に女性性優位の女性は、家族ユニット志向そのものが高いことに加え、家族ユニット志向が個人の自立を阻む傾向も強いことが考えられる。

本研究の媒介要因としてのジェンダー・パーソナリティの指標としては、以下のものを用いた。まず、肯定的共同性（女性性）、肯定的作動性（男性）を、CAS（Community-Agency scale；廣川・土肥，2001；土肥・廣川，2002）によって測定する。加えて、ジェンダーに基づく認知傾向であるジェンダー・スキーマを性差観スケール（伊藤，1997）で測定する。これらのジェンダー・パーソナリティによって調査対象者をグルーピングし、家族ユ

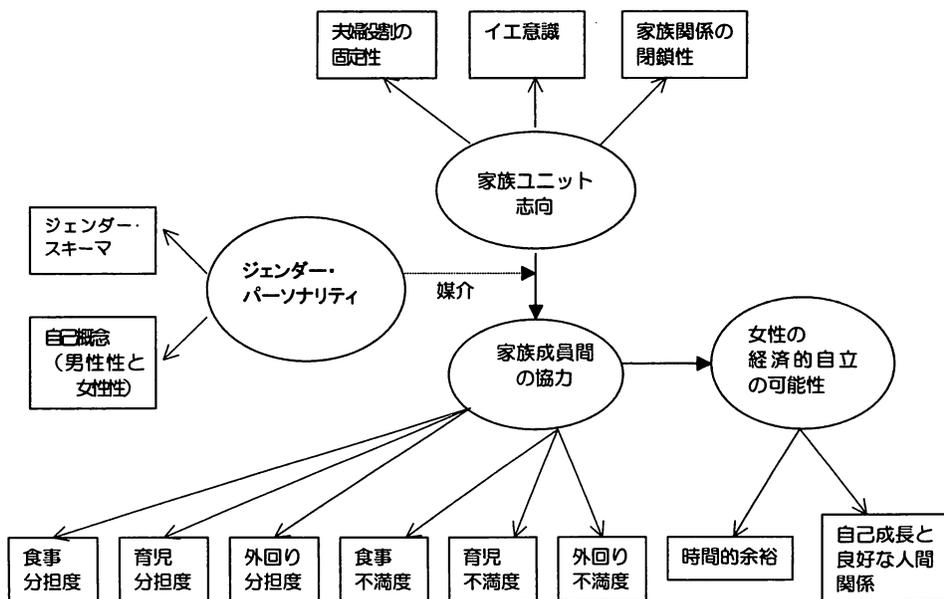


Fig.1 本研究の仮説モデル

ユニット志向から夫婦間協力および女性の経済的自立への因果関係の強さのグループ間の差異を、共分散構造分析の結果によって比較する。本研究の仮説を表した因果モデルは、Fig. 1の通りである。

2. 方法

（1）調査対象者と調査の実施

2002年の5月中旬から6月初旬にかけて、日本統計調査(株)のモニター登録者（登録者数は、21万世帯、76万人）の中からサンプルを抽出して、郵送調査を行った。モニターからのサンプル抽出基準は、2001年3月現在、6歳以下の子どもと同居して、かつ60歳以上の方とも同居して、妻がフルタイムで就労する既婚者夫婦であった。居住地域は全国で、調査設計の段階では、発送数570夫婦で、女性の回収率は70%を想定して400人、男性の回収率は25%を設定して150人とした。郵送調査後の回収状況より、女性の回収率が70%に満たなかったため、女性だけを100名分、就業条件をはずして、追加発送した。その結果、最終サンプル数は648票、うち女性が424票、男性が224票で、それぞれの回収率は、女性が63.3%、男性が39.3%となった。

（2）質問紙の内容

①基本的属性

本人と同居家族の性別と年齢、同居家族の続柄、本人の最終学歴、職業、現在の仕事の有無、仕事をしていない理由、長子出産以降の主な仕事形態などであった。それ以外にも分析に用いなかった項目があるが、ここでの記載は省く。

②家族成員間の協力

a) 夫婦の家事分担 10の家事項目について、夫婦どちらがすることが多いかをたずねた。反応形式は、「5. 妻の方が、かなり多い 4. 妻の方が、やや多い 3. 夫婦で同じくらい 2. 夫の方が、やや多い 1. 夫の方が、かなり多い」である。女性データを用いて、家計の負担を除く9項目で主成分分析したところ、3成分が抽出された。バリマックス回転後の成分負荷量に基づき、各成分に高く負荷した項目を用いて、「育児」「外回り」

「食事」のカテゴリーを作成した。各カテゴリーに含まれる項目は、Table1の通りである。それぞれの項目の合計点を算出し、それぞれのカテゴリーの役割分担度とした。得点が高いほど、妻の分担度が高いことを示す。

Table1 夫婦の家事分担のカテゴリー

カテゴリー	項目
育児	子どもと一緒に風呂に入る
	子どもに食事を食べさせる
	子どもを公園などで遊ばせる
	子どもの保育園や幼稚園の送り迎えをする
外回り	ゴミを出す
	自治会や地域の集まりに出席する
	家族の外出(病院など)に付き添う
食事	食事を作る
	食後の後片付けをする

b) 夫婦の役割分担に対する妻の不満足・夫の反省度 現在の分担の仕方をどうしたいか。反応形式は、「5. 夫の分担をもっと増やすべきだ 4. 夫の分担をもう少し増やすべきだ 3. 今のままでよい 2. 妻の分担をもう少し増やすべきだ 1. 妻の分担をもっと増やすべきだ」である。上記の「育児」「外回り」「食事」のカテゴリーに含まれる項目の合計点を算出し、それぞれのカテゴリーの役割分担の満足度とした。妻の場合は得点が高いほど、現状の役割分担は妻に傾いているために不満であり、夫の家事分担を期待する傾向が強いことを意味する。夫の場合は得点が高いほど、自分自身の分担が少ないことを認識し、もっと家事分担しなければならないと反省する傾向が強いことを意味する。

③「家族ユニット志向」

土肥(2003a)の「家族ユニット志向尺度」18項目。下位尺度として、「夫婦役割の固定性」6項目、「イエ意識」6項目、「家族関係の閉鎖性」6項目。各項目について、同意するかどうかを尋ねた。反応形式は、「4. そう思う 3. 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 1. そう思わない」で、高得点ほど、ユニット志向が高いことを示す。

④パーソナリティ

a) 男性性・女性性；廣川・土肥（2001）のCAS（communion-agency scale）24項目。男性性（作動性）、女性性（共同性）、行き過ぎた男性性、行き過ぎた女性性の各6項目。反応形式は、自分に、「4. かなり当てはまる 3. やや当てはまる 2. あまり当てはまらない 1. ほとんど当てはまらない」で、高得点ほど、各特性を高くもつことを示す。

b) ジェンダー・スキーマ 伊藤（1997）の性差観スケールから抜粋した8項目。「子どものちょっとした変化に気づくのは、やはり母親だと思う。」など、社会生活での性別による適性の違いを大きく、かつ生物学的に決定したものであると判断する傾向を測定した。反応形式は「4. そう思う 3. 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 1. そう思わない」で、高得点ほどジェンダー・スキーマが強いことを示す。

⑤女性の経済的自立の可能性

現在、就労形態にかかわらず仕事をもっている女性のデータを用い、Table2の共働き生活の適応度の測定項目10項目を主成分分析した。スクリーテストの結果、2成分を抽出し、バリマックス回転させたところ、Table2に示した成分負荷量となった。そして、各成分に高く負荷した項目内容を検討し、第1成分を「自己成長と良好な人間関係」、第2成分を「時

Table2 女性経済的自立の可能性の10項目の主成分分析の結果
(バリマックス回転後の成分負荷パターン)

下位尺度	項目内容	成分	
		I	II
良好な人間関係	自己成長と 三世代で、上手に同居している	.648	-.021
	近所と、上手に付き合っている	.639	-.028
	子どもの成長を楽しむ、心の余裕がある	.604	.364
	自分の将来に、希望をもっている	.583	.201
	家族以外に、子どもを安心してあずけられる人がいる	.502	-.059
	仕事のスキルアップを続けている	.462	-.200
時間的余裕	自分の時間がある	-.002	.781
	やるべきことが多すぎて、疲れている（反転項目）	-.060	.751
	十分な労働時間が確保できている	.271	.432
	職場で、子育てするための配慮を受けている	.312	.259

間的余裕」とした。第1成分に高く負荷した6項目、第2成分に高く負荷した3項目の合計点を各尺度得点とした。「職場で、子育てするための配慮を受けている」は、これら2成分への負荷量が低かったため、尺度項目からははずした。

反応形式は、「4. あてはまる 3. ややあてはまる 2. あまりあてはまらない 1. あてはまらない」で、高得点ほど経済的自立の可能性が高いことを示す。

3. 結果

(1) 尺度得点の男女別平均値

すべての尺度得点の男女別の平均値、標準偏差は、Table3に示す通りである。家族ユニット志向の下位尺度得点は、全ての尺度得点において、男性の方が女性よりも高得点であった。つまり、男性の方が、夫婦の役割は固定すべきものと考え、イエ意識が強く、家族

Table3 男女別の尺度得点の基本統計量

	女性 (N=424)		男性 (N=224)		t 値
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
家族ユニット志向 ^{注1)}					
夫婦役割の固定性	11.26	2.92	13.73	3.42	*** 9.09
イエ意識	11.99	2.83	13.73	3.42	*** 6.59
家族関係の閉鎖性	17.33	3.13	19.04	3.01	*** 6.59
家事分担度					
食事分担度	4.84	.40	4.74	.53	* -2.45
育児分担度	3.98	.81	3.88	.79	n. s.
外回り分担度	3.86	.94	3.67	.82	* -2.37
家事分担への不満・反省	3.44	.58	3.09	.34	*** -9.54
育児分担への不満・反省	3.42	.52	3.14	.37	*** -7.86
外回り分担への不満・反省	3.35	.49	3.09	.34	*** -8.00
女性の経済的自立の可能性					
時間的余裕	17.26	3.04			
自己成長と良好な人間関係	6.87	1.73			

* p<.05 **p<.01 ***p<.001

注1) 「家族ユニット志向」の尺度得点については、土肥(2003a)の再掲

は外に対して閉じた集団として考える傾向が強い（土肥、2003a）。また、家事分担度の食事と外回りに関する尺度得点においても、有意な男女差が認められた。すなわち、男女とも中間点（夫婦で同じぐらい）の3点よりもかなり上回っており、夫よりも妻の方が分担していると回答しているが、その傾向は女性の方が強いという違いが見られた。家事分担への不満・反省度については、食事、育児、外回りのいずれにおいても、やや、夫の分担を今よりも増やすべきだという気持ちがあった。ただし、その得点をみると、男女とも、分担度ほど得点が高くないことがわかる。そしてここでも、育児分担への不満・反省を除いて、男性が家事の偏りを反省する程度よりも、女性の不満の方が強いことがわかった。

（2）ジェンダー・スキーマとジェンダー・タイプを用いた分析データの類型化

家族ユニット志向と家事分担度、および家事分担への不満・反省の間に媒介する、ジェンダー・パーソナリティの効果を検討するため、男女別に、分析データを類型化した。まず、ジェンダー・スキーマの高低群を作成するために、性差観スケール得点のメディアン値（女性は24点、男性は25点）をもとに、高低2群を作成した。ジェンダー・タイプの4類型に関しても、男性性得点のメディアン値（女性は16点、男性は17点）と、女性性得点のメディアン値（女性は19点、男性は18点）をもとに高低2群を作成した。さらに、男性性、女性性の高低の組み合わせを作り、両方とも高群の両性具有型、男性性のみが高群の男性性優位型、女性性のみが高群の女性性優位型、両方とも低群の未分化型に類型化した。

（3）尺度得点の探索的因子分析

Fig. 1に示した仮説モデルの尺度得点（観測変数）に潜在すると仮定した因子（構成概念）が妥当であるかどうかを確認するために、全尺度得点を用いて男女別に探索的因子分析（主成分分析、プロマックス回転）を行った。Table4とTable5は、男女のそれぞれのデータの回転後の成分負荷パターンである。男女間で成分負荷パターンに多少の相違があったが、概して仮説通りの構成概念を想定することが妥当であることがわかった。男女いずれの分析データの成分負荷パターンでも共通にみられたのは、第一に、家族ユニット志向の3下位尺度が同じ成分に高く負荷した点である。第二に、仮説の段階では、家族成員間の協力を、「家族成員間の協力」ということで、食事や育児、外回りなどの実際の役割分担と役割分担への不満・反省を1つの因子にまとめていた。しかし分析の結果、実際の生活での

役割分担と、夫婦役割分担への満足感は、別々の成分に高く負荷しており、「分担度」と「分担への不満・反省」の構成概念に分けることが妥当であるとわかった。したがって、家族ユニットとそれらとの因果関係は、異なる可能性がある。

以上の探索的因子分析の結果をもとに、ジェンダー・パーソナリティが、家族ユニット

Table4 女性データによる尺度得点の成分負荷パターン

構成概念	尺度変数	成分			
		I	II	III	IV
家事分担度	外回りの役割分担度	.903	-.179	-.075	-.024
	育児の役割分担度	.739	.098	-.025	-.027
	食事の役割分担度	.408	.230	.174	.195
家事分担への不満	食事の分担への不満	-.203	.939	-.011	-.023
	育児の分担への不満	.259	.730	-.019	-.010
	外回りの分担への不満	.417	.528	-.065	-.082
家族ユニット志向	家族関係の閉鎖性	-.168	.205	.803	-.110
	イエ意識	-.089	-.027	.796	-.077
	夫婦役割の固定性	.302	-.236	.711	-.021
経済的自立の可能性	自己の成長と良好な人間関係	.031	.096	-.062	.837
	時間的余裕	-.016	-.106	.018	.732

Table5 男性データによる尺度得点の成分負荷パターン

構成概念	尺度変数	成分		
		I	II	III
家事分担への反省 ^{注2)}	育児の役割分担への反省	.897	-.045	.037
	外回りの役割分担への反省	.874	-.014	.059
	食事の役割分担への反省	.828	-.030	-.115
家族ユニット志向	イエ意識	-.006	.838	.005
	夫婦役割の固定性	.004	.784	.132
	家族関係の閉鎖性	.003	.767	-.156
家事分担度	外回りの分担度	-.021	-.083	.796
	食事の役割分担度	-.097	-.073	.725
	育児の役割分担度	.122	.183	.659

注1) 女性で分析に含めた「経済的自立の可能性」に関する2尺度得点は、男性に該当しない質問項目なので、男性データでは分析に含まれていない。

注2) 男性に対しても女性と同様、夫婦の家事役割への満足度を尋ねたが、男性の場合、得点が中立点を上回る高得点であることは、男性自身がもっと自分の方が分担すべきだという傾向を示したもとなるため、「不満」ではなく「反省」と表現した。

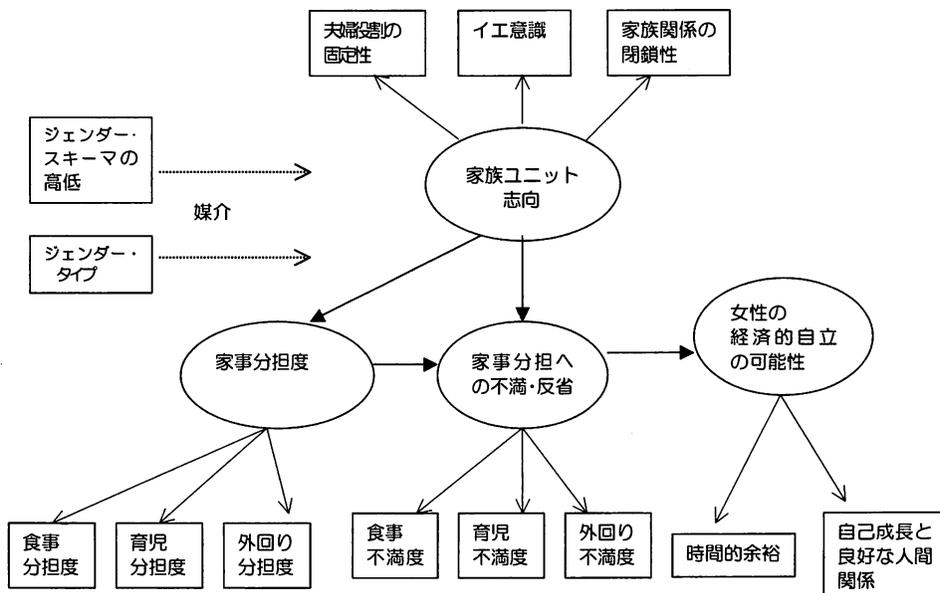


Fig.2 修正後の仮説モデル

志向と女性の経済的自立のための家族間協力の因果関係にどう媒介するかを検討した。その際、複数の因果モデルを立て、類型化したジェンダー・パーソナリティに基づく分析データ間で、因果モデルの適合性および因果係数の比較検討を行った。また、女性の現在の仕事の状態も、媒介変数となりうることが考えられたため、フルタイム勤務とそれ以外（専業主婦、パートタイム、派遣社員、自営）に区別して分析を行った。

(3) 修正モデルの各分析データ間の適合性の比較

まず、修正後の仮説モデルの中にある「経済的自立の可能性」以外の構成概念間の因果関係を検討するために、Fig.3のモデル1に対して、それぞれの分析グループごとに共分散構造分析を行った。このモデル1を検討したのは、「経済的自立の可能性」の構成概念をはずすことで、男性グループに対しても分析し、他グループとの比較検討をするためである。その結果はTable6の通りである。いずれの分析グループにおいても、GFI (Goodness of Fit Index) が0.9を十分上まわっており、また、AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index) も0.9を上回るグループが多かったが、女性のジェンダー・タイプのうち、男性性優位型と女性性優位型のAGFIが十分な高さに達しなかった。各構成概念間の因果係数を

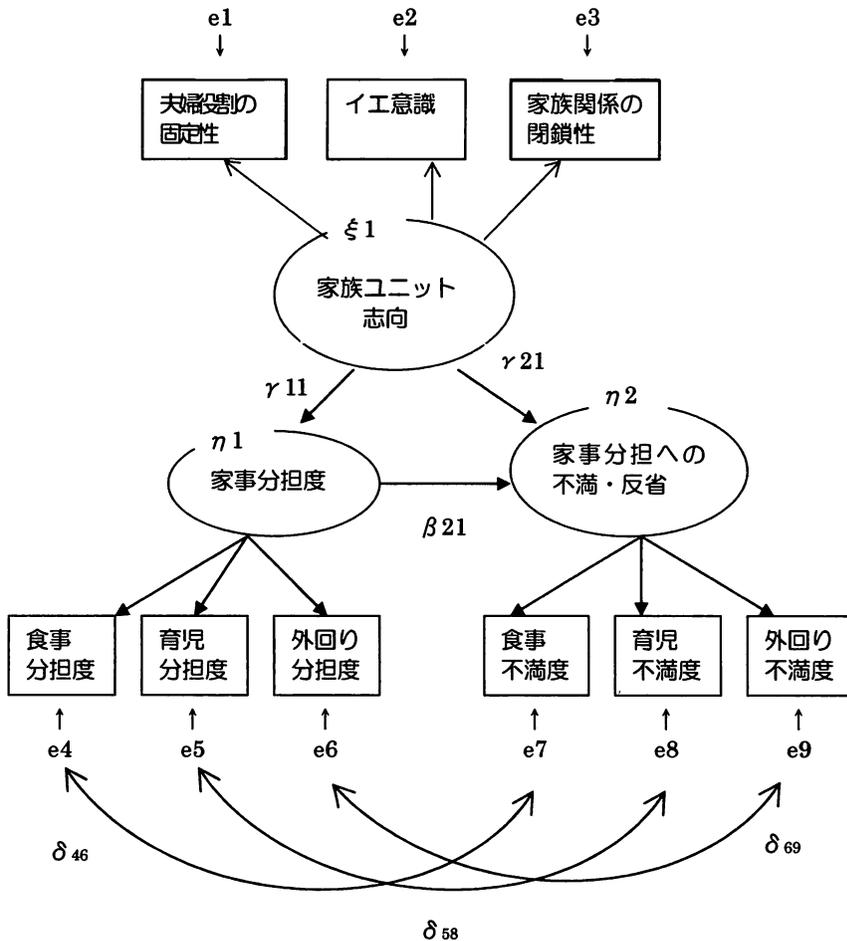


Fig.3 モデル1

みると、いずれの分析グループでも、「家族ユニット志向」から「家事分担への不満・反省」はマイナスの因果係数となっていた。つまり、家族ユニット志向が高いと、男女に関わらず、またジェンダー・スキーマの高低や、女性のジェンダー・タイプや、女性の就労状態にも関わらず、家事分担が妻へ偏っていることに対して、妻の不満、夫の反省の傾向が弱まることがわかった。また、「家事分担度」から「家事分担への不満・反省」の因果係数は、有意な正の因果係数である場合が多かった。つまり、家事分担が妻に偏ると、それに対して妻は不満に、夫は反省する傾向が強まることがわかった。

次に、ジェンダー・スキーマの高低によって類型化された分析グループ間の比較をする。男女それぞれ、性差観尺度得点の高低群に分けて、因果係数の比較をしたところ、女性の

場合、性差観得点が低くジェンダー・スキーマが弱い群（以下、低スキーマ群）は、家事分担が妻に偏っていることに対して不満を感じる傾向が高スキーマ群よりも強く、家族ユニット志向が家事分担の偏りへの不満を弱める傾向も、性差観高群（以下、高スキーマ群）よりも弱かった。

さらに、ジェンダー・タイプによって類型化されたグループ間の比較をする。ただし、男性対象者数はジェンダー・タイプごとのモデル分析に堪えるに十分な数ではなかったため、女性に関してのみ分析した。Table6に示す通り、両性具有型と未分化型のモデルの適合度は十分な高さであった。また、それらのタイプ間に因果係数の相違が認められた。具体的には、両性具有型は未分化型に比べ、家族ユニット志向が家事分担の偏りに対する不

Table6 モデル1の適合度と因果係数の比較

		女性の性差観スケールによる類型				男性の性差観スケールによる類型		
		女性全体		男性全体		スキーマ		
		N=424	N=224	スキーマ高群 N=216	スキーマ低群 N=205	スキーマ高群 N=112	スキーマ低群 N=107	
モデル1		GFI	.971	.974	.956	.952	.951	.946
		ACFI	.939	.945	.905	.896	.895	.884
		χ^2 (df=21)	55.6	26.9	43.8	46.6	26.8	28.9
		AIC	13.6	-15.1	1.79	4.57	-15.2	-13.1
		γ_{11} ユニット志向→家事分担	-.01	.14	-.12	-.05	.26	-.13
		γ_{21} ユニット志向→不満反省	-.26	-.27	-.30	-.23	-.32	-.18
		β_{21} 家事分担→不満反省	.49	.32	.32	.57	.31	.22

		女性のジェンダー・タイプによる類型				女性の就業形態による類型		
		両性具有型	男性性優位型	女性性優位型	未分化型	フルタイム	フルタイム以外	
		N=136	N=66	N=84	N=129	N=252	N=171	
モデル1のついで		GFI	.965	.918	.934	.955	.958	.926
		ACFI	.925	.824	.859	.902	.910	.861
		χ^2 (df=21)	22.5	28.5	26.2	28.4	49.3	66.3
		AIC	-19.5	-13.5	-15.8	-13.6	7.3	18.3
		γ_{11} ユニット志向→家事分担	-.21	.12	.35	-.02	.13	-.16
		γ_{21} ユニット志向→不満反省	-.31	-.39	-.44	-.14	-.36	-.12
		β_{21} 家事分担→不満反省	.30	.84	.55	.62	.65	.60

注) 太字で示した因果係数は、t値が1.96以上で、係数が0であるという帰無仮説を棄却していることを示す。

満を低減する傾向が強かった。また、未分化型は両性具有型よりも妻に偏った家事分担が不満に結びつきやすいことがわかった。

女性の就業形態によって、フルタイムかそれ以外かの分析グループを分けたところ、グループ間の因果係数に差異が認められた。すなわち、フルタイムの女性は、ユニット志向が高いと家事分担への不満が低減する傾向が強くみられたが、家事分担が高いと不満につ

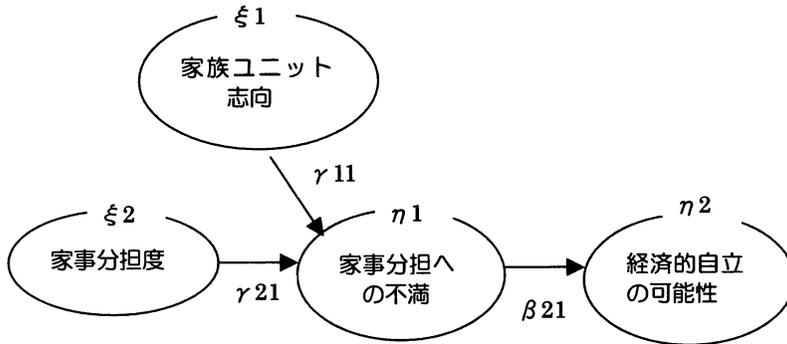


Fig.4 モデル2

Table7 モデル2の適合度と因果係数の比較

	女性全体 N=424	スキーマ 高群 N=216	両性具有 型 N=136	未分化型 N=129	フルタイム N=252
GFI	.942	.908	.897	.915	.903
AGFI	.906	.851	.834	.863	.844
χ^2 (df=41)	153.3	131.2	89.0	68.6	164.4
AIC	71.3	49.2	7.0	-13.4	82.4
γ_{11} 家族ユニット→分担不満	-.24	-.30	-.31	-.08	-.28
γ_{21} 家事分担→分担不満	.69	.64	.50	.75	.83
β_{21} 分担不満→経済的自立	-.23	-.39	-.24	-.33	.06

モデル1とは異なり、誤差項間の相関は仮定しない方が、適合性が高かった。

表中にあるグループ以外は、母数の最適化計算が300回では非収束。

ながりやすいこともわかった。

次に、「経済的自立の可能性」の因子を加え、これを女性の分析グループごとに分析した。その際、前述のモデル1を分析した結果、「家族ユニット志向」から「家事分担度」への因果係数が低く、いずれの対象者グループにおいても有意な値とならないことが分かった。そのため、モデル2では、そのパスを想定しなかった。そして、Fig.4のモデル2を女性の各分析グループに対して分析した。

Table7に示した通り、スキーマ低群、男性性優位型、女性性優位型、そして女性のフルタイム以外の就労形態のグループにおいて、モデル2は解の収束が困難であった。それ以外のモデルも、モデル1に比べ、GFIが十分に高いとはいえなかった。各因子間の因果係数をみると、「家族ユニット志向」か「家事分担への不満」はマイナスの因果係数となっていた。すなわちモデル1と同様、家族ユニット志向が高いと、家事分担が妻へ偏っていることへの不満が低減することがわかった。また、「家事分担度」から「家事分担への不満」の因果係数は、かなり高い正の因果係数が得られた。つまり、家事分担が妻に偏ると、それに対して妻は不満が強まることがわかった。これもモデル1と同様の結果である。そして、「経済的自立の可能性」は、「家事分担への不満」からの因果係数が負となっており、妻に家事分担の不満があるという状態は、経済的自立を抑制することがわかった。ただしいずれのグループにおいても、これについての因果係数は有意には至らなかった。

次に、ジェンダー・スキーマの高低によって類型化されたグループ間の比較であるが、スキーマ低群がモデル2では収束しなかったため、比較検討は難しい。ただし、女性全体とスキーマ高群を比較すると、高スキーマ群は、家族ユニット志向が家事分担の偏りへの不満を低減する傾向が、女性全体のグループに比べて顕著であった。またスキーマ高群は、家事分担に不満があると、それが経済的自立の可能性を抑制するという関係が、女性全体のグループに比べると顕著であった。さらに、ジェンダー・タイプによって類型化された、両性具有型と未分化型の比較をすると、両性具有型は、「家族ユニット志向」が家事分担への不満を低減する傾向が強く、未分化型は、妻に家事分担が偏ることが不満へ結びつきやすくなっていることがわかった。また、「家事分担への不満」が経済的自立を抑制しやすいのは、両性具有型より未分化型であった。

4. 考察

本研究の目的は、第一に「家族ユニット志向」が、家族成員間協力や女性の経済的自立

の可能性を抑制するものであるかどうかを検討することであった。第二に、「家族ユニット志向」と家族成員間協力とを媒介する要因として、ジェンダー・パーソナリティと女性の就労形態（フルタイムか、それ以外か）について検討することであった。そのために、ジェンダー・パーソナリティと就労形態を基準に分析グループを作成し、共分散構造モデルの構成概念間の因果係数を、分析グループ間で比較検討した。

仮説モデルにおいて「家族成員間の協力」因子を想定したが、探索的因子分析の結果、1因子にまとめるのは妥当ではないと判断されたため、「家事分担度」と、「家事分担への（妻の）不満・（夫の）反省」のそれぞれに分けたモデルに改めた。さて、各構成概念間の因果係数についてみると、いずれの分析グループにおいても、「家族ユニット志向」から「家事分担度」への因果係数は有意ではなかった。土肥（2003a）においては、女性を就労形態別（フルタイムか、それ以外か）に分けて、家族ユニット志向の下位尺度得点と家事のそれぞれの分担内容（食事、育児、外回り）について、有意な相関を複数見出したが、本研究の結果は、これとは異なるものであった。たとえ、フルタイム勤務の女性に限定しても、やはり「家族ユニット志向」から「家事分担」への因果係数は低かった。これは、家族ユニット志向は実際の家事全般にわたって、その分担方法を変えるほどの影響力はないということであろう。また、実際の夫婦家事分担度をみると、食事、育児、外回りのいずれの家事においても、5件法の midpoint の3点をかなり上回り、妻に家事分担が偏っていることがわかる。中でも食事分担は、女性の回答で、4.84点となっていた。このように、妻が家事をするのがあまりにも日常的であるということは、帰宅時間が遅いなどの物理的な要因によって家事分担の仕方が決定されてしまい、家族ユニット志向といった態度の影響力が及ばないという事情があると推測できる。

家事分担度とは対照的に、「家族ユニット志向」から「家事分担への不満・反省」はマイナスの因果係数となっていた。つまり、家族ユニット志向が高いと、男女の別や、ジェンダー・スキーマの高低や、女性のジェンダー・タイプや、女性の就労状態にも関わらず、家事分担が妻へ偏っていることに対して、妻の不満、夫の反省の傾向が弱まることがわかった。家族ユニット志向は、実際の家事分担への影響はなかったが、現状の家事分担の仕方への評価に対して、影響を及ぼしていたのである。「家事分担度」から「家事分担への不満・反省」の因果係数は、有意な正の因果係数である場合が多かった。つまり、家事分担が妻に偏ると、それに対して妻は不満になり、夫は反省する傾向が強まることがわかった。ただし、尺度得点の平均値をみる限りにおいては、「家事分担への不満」の得点は、全般にわたり高くはなかった。これは、「家事分担度」得点が高く、かなり妻に家事が偏

っていたこととは対照的である。

では、実際の家事分担がかなり妻に偏っているが、家族ユニット志向によって抑制された妻の不満、夫の反省は、どう考えればよいのであろうか。まず考えられるのは、家事分担が妻に偏っていることに対して、夫婦が「納得できる理由がある」状態、言い換えれば、積極的に肯定している状態である。たとえば、第一に、現在は妻に偏った家事分担でも、家族は一体であるというユニット志向が高いと、将来は夫が家事を分担することもあろうという確信があること、第二に、道具的サポートは得られていなくても、情緒的サポートなどの代わりのサポートを得られていること、第三に、同居の親からの全面的な家事協力を期待でき、妻の絶対的な家事量が少ないなどが考えられる。それに対して、もうひとつの場合としては、家事分担の現実に対して、「あきらめている」状態、言い換えれば消極的にはあるが肯定している状態である。VanYperen & Buunk (1991) の夫婦関係における衡平性の認知と妻のジェンダー観に関する研究によると、妻が伝統的ジェンダー観をもつ場合、夫婦の衡平性は、夫との比較（関係比較）ではなく、他の主婦との比較、つまり準拠比較によって判断されるという。そして、夫と比べると自分の方が損をしているが、自分と同じ主婦の女性たちと比べると、そうとはいえないというあきらめ方をしているのである。本研究の対象者でも、この比較方法を用いたことで、妻は家事分担が自分に偏っていることに対して、決して積極的に肯定はしていないが、少なくともあきらめがついた可能性が考えられる。女性が夫の家事分担に期待ができず、あきらめたとすれば、妻は夫以外の人的資源を用いている可能性が示唆される。白波瀬（2002）によれば、第一子出産後も仕事を続けることを可能にした条件として、50%以上もの最も多くの人があげたものが「親・親族の支援」であった。本研究の調査では同居している夫の親や妻の親がいる夫婦を対象としているため、その人的資源とは、同居の両親かもしれない。というのも、家事分担が妻に偏るほど、家事分担の妻の不満、夫の反省は高まっているところから察するに、あまり現在の家事分担への評価が納得できたものとはいえないことが示唆されているからである。

次に、女性グループを分析対象としたモデル2において、「家事分担への不満度」と「経済的自立の可能性」は負の因果関係になった。これは、不満が高い状態では、自己成長と良好な人間関係、そして時間的余裕が阻まれるということである。つまり、妻が家事分担に対して納得できない状態であることは、実際にも女性の就業環境は芳しくないということである。妻が家事分担の偏りに納得、あるいはあきらめがつくことは、現時点の夫婦関係の適応という点からすれば望ましいといえなくもない。しかし、今後、女性が経済的に

自立できるようになるためには、やはり心理的な解決だけでは不十分であろう。さらに、家事分担度の評定値をみると、Table3にあるとおり、食事と外回りにおいて、男女とも、相手よりも自分の分担を多く見積もる傾向がみられたので、妻にしてみると、自分の夫と比較して家事分担が多いという不満に加え、夫がその分担の偏りをあまり認めていないということへの不満も加わっていると思われる。夫に対してあきらめている、期待できない状態は、決して望ましいものではないのである。

では、モデル2の分析結果にもとづいて、家事分担の妻への偏りを納得、あるいはあきらめさせているのは、どのようなジェンダー・パーソナリティの場合に顕著であるかを検討する。分析グループごとに共分散構造分析を行った結果、「家族ユニット志向」によって「家事分担への妻の不満・夫の反省」傾向が弱まるのは、男女ともスキーマ高群であった。したがって、仮説通り、ジェンダーにもとづく認知傾向は、家族あつての個人という考え方や、家族のために自分が余計に家事分担をすることになっても納得することに関連しているといえよう。

また、ジェンダー・タイプごとの分析では、家族ユニット志向が、男女とも共同性とやや正の相関がみられたため、共同性（女性性）だけが低い女性性優位型では、家族ユニットが家事分担などへの抑制・あるいは促進の効果がより顕著になるのではないかと仮定した。分析の結果、女性性優位型は、ユニット志向が女性の家事分担の偏りに対する不満を抑制するという因果係数において、最も高い有意な負の値を示したため、この点で仮説を支持している。そして、次に高い負の因果係数を示したのが両性具有型であった。両性具有型も、共同性を高くもつジェンダー・タイプであるため、これも共同性の影響であるといえよう。

女性性優位型と両性具有型の因果関係が、「納得」と「あきらめ」のいずれに当たるのかは、本研究の結果からだけでは判断は難しい。そして、ジェンダー・スキーマが高い群の方が「納得」や「あきらめ」の傾向が強く、また女性の自立を抑制する負の因果係数も高いことからしても、共同性は女性の自立を阻むものとも考えることもできる。しかしながら、両性具有型と未分化型を、共同性の高低という点から比べてみると、共同性の低い未分化型の方が、妻の家事分担への不満は経済的自立の抑制を導いていたのである。女性性優位型はこのモデル2へのあてはまりが悪かったので検討できなかったが、少なくとも両性具有型のように、共同性も作動性も高くバランスがとれ、ジェンダー・スキーマがそれほど高くない場合は、共同性が高いことは必ずしも「あきらめ」というマイナスにはならないのかもしれない。

本研究の調査方法に関して、今後検討すべき点としては、媒介要因としてのジェンダー・パーソナリティを、共分散構造モデルに変数として組み入れるのではなく、類型化されたグループごとにモデルの適合性を検討したことがあげられる。実は、変数としてそれらをモデルに組み入れた場合、因果係数が有意にならなかった。そのため、ジェンダー・パーソナリティごとにグループを分けるという方法をとったが、それによって生じた問題は、共分散構造分析のためのモデルを十分に評価できなかつた点である。また、家事分担度や分担への不満・反省度の指標を、5件法よりももっと細かく、例えば10件法や100点満点などにする方が適していたのではないかと考えた。というのも、いずれの指標および対象者グループでも、中立点より高い得点ばかりに分布していたからである。また、本研究では、家族成員間の協力を、家事分担の点だけでみてきた。しかし、家族が協力すべき仕事は、当然家事だけではなく、道具的役割、すなわち収入を得るということも大きい。稼ごの最終責任者であることの夫の自負心、責任感や妻の気楽さが関与しているだろう。それはちょうど、女性は男性の期待以上に、「家事や子育ては自分の仕事」と思い込んでいる（土肥，2001）こととも通じている。夫も妻も役割をかなり融通できるようになってきて、それは個性の尊重や家族としての機能を高める点でも、心理的健康においても望ましいと思う。しかし、その融通性のネックになっているものの一つに、この「どちらが最終責任者か」という問いかけかもしれない。それを問いただしたときに潜在的な伝統的なジェンダー観が表出するのかもしれない。

本研究は、家族成員の自立のうち、女性の経済的自立が重要であると考え、それを取り上げた。女性の経済的自立が将来の社会で必要になると思われる理由は、以下の通りである。第一に、これまで低かったわが国の離婚率がわずかず増加しつつあり、それに伴い母子家庭が増加していることである。離別母子家庭の平均年収は、一般家庭に比べてきわめて低い（大塩，2000）という現状がある。そこで、夫婦が離婚した場合の妻の方の経済的リスクを、夫婦が職業と家事を分担する際、もっと日頃から認識する必要があると考えたからである。第二に、大半の家庭において、妻が経済的に自立せず、パート労働など補助的な仕事に就き、夫に経済的に依存している状況では、女性一般に対する労働力の評価が低くなるという問題がある。男女賃金格差がわが国ではかなり大きいのが、これはたいてい女性に、夫の賃金の「足し」になる程度、所得税がかからない程度、3号年金受給者でいられる程度の働き方を選択することも一つの原因となっている。そうした働き方を多くの女性によって作られたステレオタイプが、経済的自立を目指す女性労働者に対する評価に悪影響している可能性が十分考えられる。

ところで本研究において「家族ユニット志向」と呼んだ、長期的な安定した人間関係、一体感への志向は、法的な婚姻関係の中だけに限らず、親しい友人関係や、家族の外側に広がる社会的ネットワーク（野沢，2001）においても、ある程度充足されるものであろう。小谷部（1997）は、女性の就労や高齢化社会に適した新しい居住形態として、北欧を中心に発展しつつあるコレクティブハウジングを勧める。そこでは、個人の生活と社会性のバランスや、大きな家族への帰属感や安心感、助け合い、共同化による経済性や豊かさなどが実現可能なのである。

さらに、誰を自分家族であると判断するか、いわゆる家族アイデンティティに対する関心が高いことから、こうした家族的関係は、個人にとって必要不可欠であることが示唆される。山田（1989）は、1988年、長野県内の20歳から60歳未満の117名（男性58名、女性59名）に対して、「家族の範囲に関する調査」を行った。たとえば、「単身赴任して、ほとんど行き来がない夫婦」や「結婚したときから、別々に住居を持っているが、よく行き来する夫婦」など16通りの人間関係について、それを家族とみなすかどうかの質問をした。その結果、血縁や同居、愛情など、家族と考える基準は様々であることがわかった。また、そこに男女による差異があることを指摘した。すなわち、男性は、法律的关系や血縁関係の有無を、女性は愛情関係の有無や現実に行っている活動を家族の基準として重視する人が多いという。男性が法律的关系や血縁関係がありさえすれば家族が続くと考えてきたのは、反対にいえばそれ以外の愛情や活動を軽視してきたといえるかもしれない。夫婦のコミュニケーションの研究で、妻は夫よりも積極的であるが夫は消極的であるという一般の傾向からも、この傾向が伺える。それは夫が「道具的リーダー」（Parsons & Bales, 1956）を自負し、家族の愛情や活動に貢献する「表出的リーダー」の役割は妻がすべきことで、夫は表出的な役割は「自分の役割ではない」と考えてきた結果なのだろう。そこで本研究の家族ユニット志向の下位概念である「イエ意識」「夫婦役割の固定性」「家族関係の閉鎖性」を考えると、妻が家族と考える基準としての愛情や活動というよりも、むしろ男性が家族を考える基準の側面に偏っていたように考えられる。

今後は、女性にとっての家族の基準である愛情や活動などにも注目し、家族であることの心理的側面を偏り無く広範囲に取り上げ、家族ユニット志向が女性の経済的自立をはじめとする家族成員の自立に役立つ条件を発見していきたい。また、社会制度上の家族に柔軟性を取り戻すための策や、制度上の家族でしか得られない独自の人間関係のメリットは何なのかを明らかにする必要があるであろう。その際、長期的な一体感をもつ人間関係は、家族的集団としてとらえるよりも、「個人のネットワーク」（落合，1998）あるいは、「高

密度ネットワーク」（森岡，1998）としてとらえる方が、現実在即しているように思われる。というのは、集団の場合、所属しているか否かを明確に線引きすることが必要であるが、現実の人間関係は、メンバーか否かの境界が明確ではなく、個人は複数の集団に所属しており、特定のメンバー間の関係は、お互いのそれ以外でのメンバー間の関係と無関係ではないからである。土肥（2003b）は、家族生活の「創造」を提案したが、それは、集団という形の場合を含めた、「ネットワークの創造」とみなすことによっても、新たな視点が得られるものと期待できる。

引用文献

- 土肥伊都子 2001 家族の幸せ、私の幸せ 土肥伊都子・諸井克英（共著）福祉の社会心理学—みんな
で幸せになる方法 ナカニシヤ出版 pp.77-123.
- 土肥伊都子 2003a 家族成員間協力の規定因に関する実証的検討 —「家族ユニット志向」概念の提起
— 関西大学経済・政治研究所 研究双書、133、93-123.
- 土肥伊都子 2003b 職場における女性—女性が働くことと家族関係— 小口孝司・楠見孝・今井芳昭（編
著）エミネント・ホワイト 北大路書房 pp.107-120.
- 土肥伊都子・廣川空美 2002 CAS（communion-agency scale）の構成概念妥当性の検討 日本心理学会
第66回大会発表論文集、126.
- Erikson, E. H. 1959 Identity and life cycle. New York: International University Press. 小此木啓吾（訳編）1973
自我同一性 —アイデンティティとライフサイクル 誠信書房
- 廣川空美・土肥伊都子 2001 過剰な作動性と共同性に関する測定尺度の開発 日本社会心理学会第42回
大会発表論文集、304-305.
- 伊藤裕子 1997 高校生における性差観の形成環境と性役割選択 —性差観スケール（SGC）作成の試み
— 教育心理学研究、45、396-404.
- 小谷部育子 1997 コレクティブハウジングの勧め 丸善
- 森岡清美 1998 家族社会学のパラダイム変換をめざして 家族社会学研究、10、139-144.
- 野沢慎司 1991 ネットワーク論的アプローチ —家族社会学のパラダイム転換再考— 野々山久也・清
水浩昭（編著）家族社会学の分析視角 ミネルヴァ書房 Pp.281-302.
- 落合恵美子 1998 新しいパラダイムの課題 家族社会学研究、10、145-150.
- 大塩まゆみ 2000 社会保障・社会福祉の家族観 杉本貴代栄（編著）ジェンダー・エシックスと社会
福祉 ミネルヴァ書房
- Parsons, T. & Bales, R. F. 1956 Family: Socialization and interaction process. Routledge & Kegan Paul. 橋爪貞
雄（他訳）家族 黎明書房 1981.
- 白波瀬佐和子 2002 少子高齢化と男女共同参画社会 講座・社会変動8 高齢化と少子社会 ミネルヴ
ァ書房 Pp.73-98.
- VanYperen, N. W., & Buunk, B. P. 1991 Sex-role attitudes, social comparison, and satisfaction with
relationships. Social Psychology Quarterly, 54, 169-180.
- 山田昌弘 1989 家族の定義をめぐって —ネコは家族か？ 江原由美子他著「ジェンダーの社会学 —
女たち/男たちの世界」新曜社 pp.96-100.
- 山田昌弘 2000 世紀末家族と日本社会—家族の不確実性の再来 神奈川大学評論、37、66-72。

—2003.11.11受稿—