

# 高齢者介護におけるジェンダー構造

保坂恵美子  
(久留米大学)

Gender Structure of Care of the Aged  
Emiko Hosaka

国際婦人年以降、性差別の背景には「男は仕事・女は家庭」という性役割固定意識があると言われその見直しが進められている。特に、性差別は女性就労と「家事・育児・介護」など、家庭生活の両立困難性として提起されており、ジェンダー構造を規定する要因群には、基本属性のうち、男女の「年収」や「仕事の有無」、「学歴」等が考えられる。また、夫婦関係におけるジェンダー構造としては、夫婦の家事・育児・介護の協力度、夫婦の精神的支援、生活満足度などが考えられる。家族生活に介入する文化的な要因としては、家父長制の家族意識や性別分業意識などが考えられることになる。さらに、ジェンダー構造を規定する要因として、「配偶者」や「家族・親族」による生活支援や高齢者介護役割などがあり、特に、女性の場合には義父・義母への介護役割が期待されていることになるであろう。以上のような観点から、本稿では家庭生活の場におけるジェンダー構造を明らかにする目的で、NFR'98の調査の中から、ジェンダー構造要因群を抽出し、性別のカイ自乗独立性の検定(ピアソン)を実施した。さらに、性別の有意差の認められる項目群をグループ化して、重回帰分析を実施し、ジェンダー構造要因として説明度の高い変数を特定化した。

キーワード：ジェンダー構造、家事関係変数、夫婦関係、家族意識、生活支援、介護支援

## 1 ジェンダー構造要因群の変数

ジェンダー構造要因として本稿で使用した要因群は(1)基本属性、(2)夫婦関係(①家事・育児・介護の協力度、②配偶者の精神的支援、③配偶者への満足度)、(3)家族意識、(4)生活支援、(5)父母、義父母、配偶者(死別者と現在要介護状態のもの)への介護支援の5つの要因群である。

### (1) 基本属性

性、年齢、本人の学歴、本人の仕事の有無、本人の仕事の種類、本人の年収、世帯の年収、配偶者の学歴、配偶者の仕事の有無、配偶者の仕事の種類、配偶者の年収、配偶者の健康状態の12項目。

### (2) 夫婦関係

#### ①家事・育児・介護の協力度(家事関係変数)

「一緒に夕食を取ること」、「一緒に買物に行くこと」、および、本人と配偶者のそれぞれについての「食事の用意」、「洗濯」、「風呂の掃除」、「育児や孫・子どもの世話」、「家族や親族の看病・介護」の合計12項目。選択肢は、「ほぼ毎日→1」、「一週間に4~5回→2」、「一週間に2~3回→3」、「週に1回くらい→4」、「ほとんど(行わ)ない→5」

の5段階になっているが、「育児や孫・子どもの世話」、「家族や親族の看病・介護」の項目は、前記に加えて「該当者はいない→6」の6段階となっている。

#### ②配偶者の精神的支援

配偶者は「心配事や悩み事を聞いてくれる」、「能力や努力を高く評価してくれる」、「助言やアドバイスをしてくれる」の3項目。選択肢は「あてはまる→1」「どちらかといえばあてはまる→2」「どちらかといえばあてはまらない→3」「あてはまらない→4」の4段階評定法となっている。

#### ③配偶者への満足度

「配偶者の家事への取り組みについて」、「配偶者の育児や子どもとの関わりについて」、「家計の分配や管理・運営について」、「性生活について」、「結婚生活全体について」の5項目。選択肢は「かなり満足→1」、「どちらかといえば満足→2」、「どちらかといえば不満→3」、「かなり不満→4」の4段階となっている。但し、「配偶者の育児や子どもとの関わりについて」は、前記の選択肢の外、「該当者はいない→5」の5段階となっている。

### (3) 家族意識

「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」、「愛のない夫婦は離婚すべきだ」、「未婚者でもお互いに強い愛情があれば、性的な関係をもっても構わない」、「子どものためなら、親は自分のことを犠牲にすべきだ」、「親の面倒をみるのは長男の義務である」、「親が年をとって、自分たちだけでは暮らしていけなくなったら、子どもは親と同居すべきだ」の6項目。選択肢は「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4段階評定法となっている。

### (4) 生活支援

「問題を抱えて落ち込んだり混乱したとき」、「急いでお金を借りなければならないとき」、「病気や事故でどうしても人手が必要なとき」、「あなたが介護を必要とするようになったとき」の4項目。選択肢は「配偶者」「親・兄弟姉妹」「その他の親族」「友人や職場の同僚」「近所（地域）の人」「専門家やサービス機関」「誰もいない」のなかからいくつでも回答できる形式となっている。

### (5) 介護支援

父親・母親・義父・義母・配偶者（現在）・配偶者（既に死亡）のそれぞれについての、「介護を必要とした期間」、「介護への関わり」、「介護期間」、「介護であなたがしたこと」、「介護による居住関係の変化」、「介護による仕事の変化」の各質問群。

①「介護への関わり」には、「中心となって介護・看病した→1」、「中心でないがかなり関わった→2」、「少しだけ関わった→3」、「特に関わっていない→4」、「突然の死でほ

- ②「介護であなたがしたこと」には、「食事の手助け→1」、「着替えの手助け→2」、「入浴の手助け→3」、「排泄の手助け→4」、「歩行の手助け→5」、「その他の身の回りの世話→6」、「介護・看病の費用負担→7」、「話し相手・見舞い→8」の8項目の選択肢が含まれている。
- ③「介護による居住の変化」には、「自分の家に来てもらった→1」、「自分たち一家が相手の家に引っ越した→2」、「自分だけが相手の家に移り住んだ→3」、「相手と分かれて住むようになった→4」、「同居のままで変化なし→5」、「別居のままで変化なし→6」の6項目の選択肢が含まれている。
- ④「介護による仕事の変化」には、「仕事の時間を減らした→1」、「転職した→2」、「休職した→3」、「退職した→4」、「それまでと同じように仕事を続けた→5」、「もともと仕事はしていなかった→6」の6項目の選択肢が含まれている。

## II 分析結果1—性別による単回帰分析—

性別による単回帰分析の結果は表1-1から表1-8に示す通りである。

- (1) 性別の基本属性(表1-1)については、学歴、仕事の有無、仕事の種類、本人年収、世帯の収入、配偶関係、配偶者の学歴、配偶者の仕事の有無、配偶者の年収との間に0.1%水準の有意差が、また、性別と配偶者の健康状態との間には1%水準の有意差が認められた。これに対して、年齢、夫婦の姓との間には性別有意差は認められない。

表1-1 基本属性

項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
年齢	9.524	0.300	
学歴	628.843	0.000	****
仕事の有無	610.292	0.000	****
仕事の種類	782.468	0.000	****
本人年収	2912.722	0.000	****
世帯収入	113.053	0.000	****
未既婚	178.478	0.000	****
夫婦の姓	3.195	0.000	
配偶者の学歴	394.064	0.000	****
配偶者の仕事の有無	636.558	0.000	****
配偶者の年収	2642.603	0.000	****
配偶者の仕事の種類	801.595	0.000	****
配偶者の健康状態	14.053	0.007	**

- (2) 夫婦関係(表1-2)では、性別の「家事・育児・介護の協力度」には、「配偶者との

時間・夕食」の項目を除外して、他の 11 項目すべてに 0.1%水準の有意差が認められた。夫婦関係における配偶者の精神的支援 (3 項目) と配偶者への満足度 (4 項目) にも 0.1%水準の男女別の有意差が認められた。

表 1-2 夫婦関係

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
家事 育児 ・ 介護 協 力 度	配偶者との時間・夕食	10.5	0.062	
	配偶者との時間・買い物	35.185	0.000	****
	食事の用意(本人)	4315.91	0.000	****
	食事の用意(配偶者)	4434.566	0.000	****
	洗濯(本人)	4298.308	0.000	****
	洗濯(配偶者)	4410.626	0.000	****
	風呂の掃除(本人)	2204.189	0.000	****
	風呂の掃除(配偶者)	2422.651	0.000	****
	育児や孫・子どもの世話(本人)	1374.616	0.000	****
	育児や孫・子どもの世話(配偶者)	1387.691	0.000	****
	家族や親族の看病・介護(本人)	287.665	0.000	****
	家族や親族の看病・介護(配偶者)	239.65	0.000	****
配偶者の 精神的支 援	心配事や悩み事を聞いてくれる	41.848	0.000	****
	能力や努力を高く評価してくれる	132.886	0.000	****
	助言やアドバイスをしてくれる	30.886	0.000	****
の配 偶 者 へ の 満 足 度	家事	975.893	0.000	****
	育児	595.905	0.000	****
	家計への分配や管理・運営	302.508	0.000	****
	性生活	52.11	0.000	****
	結婚生活全体	235.26	0.000	****

表 1-3 家族意識

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
家 族 意 識	男性は外で働き女性は家族を守る	132.92	0.000	****
	愛のない夫婦は離婚すべき	10.903	0.012	*
	未婚でも性的な関係を持ってもかまわない	69.108	0.000	****
	子供のためなら親は自分のことを犠牲にすべき	1.512	0.680	
	親の面倒を見るのは長男の義務	200.044	0.000	****
	親が歳をとったら子供と同居すべき	63.699	0.000	****

(3) 家族意識 (表 1-3) では「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」、「未婚者でも性的な関係をもっても構わない」「親の面倒をみるのは長男の義務」「年とった親は子どもと同居すべき」の 4 項目に 0.1%水準の、また、「愛のない夫婦は離婚すべき」の項目に 5%水準の男女別の有意差が認められた。「子どものためなら親は自分のことを犠牲にすべき」には男女別の有意差は認められない

(4) 生活支援要因群 (表 1-4) のうち、「問題を抱えて落ち込んだり混乱したとき」では「その他の親族」、「病気や事故でどうしても人手が必要なとき」では「誰もいない」、「あなたが介護を必要とするようになったとき」では「その他の親族」「近所 (地域)

の人」「誰もいない」を除外して、その他の変数には男女別の有意差が求められた。また、「急いでお金を借りなければならないとき」では、「配偶者」「親・兄弟姉妹」「近所(地域)の人」「誰もいない」を除外して、他の変数には男女別の有意差が認められた。

表 1-4 生活支援

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
込問 ん題 だを とり抱 え混 えて 乱れ し落 ちた	配偶者	46.764	0.000	****
	親・兄弟姉妹	74.037	0.000	****
	子供・その配偶者	170.244	0.000	****
	その他の親族	0	0.998	
	友人や職場の同僚	27.791	0.000	****
	近所(地域)の人	40.698	0.000	****
	(行政・金融機関・家政婦など)専門家やサービス機	22.635	0.000	****
	誰もいない	29.012	0.000	****
な急 けい れで お金 を借 らな い	配偶者	1.242	0.265	
	親・兄弟姉妹	1.162	0.281	
	子供・その配偶者	52.79	0.000	****
	その他の親族	13.706	0.000	****
	友人や職場の同僚	34.331	0.000	****
	近所(地域)の人	2.954	0.086	
	(行政・金融機関・家政婦など)専門家やサービス機	56.195	0.000	****
	誰もいない	0.828	0.363	
し病 ても や事 な故 手が 必要 どう なと き	配偶者	114.063	0.000	****
	親・兄弟姉妹	19.211	0.000	****
	子供・その配偶者	118.861	0.000	****
	その他の親族	32.365	0.000	****
	友人や職場の同僚	4.49	0.034	*
	近所(地域)の人	10.912	0.000	****
	(行政・金融機関・家政婦など)専門家やサービス機	4.137	0.042	*
	誰もいない	1.98	0.159	
あな なた が介 護を 必 要と する よう にな った とき	配偶者	280.209	0.000	****
	親・兄弟姉妹	21.942	0.000	****
	子供・その配偶者	215.133	0.000	****
	その他の親族	0.858	0.354	
	友人や職場の同僚	8.118	0.004	***
	近所(地域)の人	0.54	0.463	
	(行政・金融機関・家政婦など)専門家やサービス機	77.159	0.000	****
	誰もいない	3.089	0.079	

(5) 介護・看病支援

①「介護・看病に関わった期間の有無」については、義父・配偶者(既に死亡)を除外して、介護・看病への関わりについては、配偶者(既に死亡)を除外して、他の変数には男女別の有意差が認められた。介護・看病への関わりについては、配偶者(既に死亡)を除外して、すべての変数に男女別の有意差が認められた(表 1-5)。

表1-5 介護へのかかわり

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
か護あ わな ったあなたが 病介 期間か	父親	16.083	0.013	*
	母親	20.896	0.020	***
	義父	8.177	0.225	
	義母	28.556	0.000	****
	配偶者(現在)	7.757	0.001	****
	配偶者(既に死亡)	7.18	0.680	
介護 関 わり 病 へ の	父親	8.028	0.000	****
	母親	16.255	0.003	***
	義父	149.077	0.000	****
	義母	268.075	0.000	****
	配偶者(現在)	15.94	0.256	****
	配偶者(既に死亡)	hu	0.014	

- ②介護であなたがしたこと(表1-6)のうち、「食事」「着替」「排泄」の手助けには、父・母・義父・義母・配偶者(現在と既に死亡)のどの変数にも男女別の有意差が認められた。「入浴の手助け」は父親を除外して、「その他の身の回りの世話」は配偶者(現在)を除外して、「介護・看病の費用負担」と「話し相手・見舞い」は配偶者(現在と既に死亡)を除外して、男女別の有意差が認められた。また、「歩行の手助け」は義母には0.1%水準の、義父と母親には5%水準の男女別の有意差が認められるものの、他の変数には有意差が認められなかった。
- ③介護による居住の変化(表1-7)のうち、「自分の家に来てもらった」と「自分たち一家が相手の家に引っ越した」には、男女別の有意差は認められなかった。また、「自分だけが相手の家に移り住んだ」「相手と別かれて住むようになった」には、父親・母親に男女別の有意差が、「同居のままで変化なし」と「別居のままで変化なし」には父母・義父・義母に男女別の有意差が認められた。
- ④介護・看病等による生活変化(表1-8)のうち、「それまでと同じように仕事を続けた」「もともと仕事はしていなかった」では、どの変数にも男女別の有意差が認められた。また、「仕事を減らした」では、義母・配偶者(現在・既に死亡)と母親に男女別の有意差が認められた。さらに、「転職した」には男女別の有意差はなく、「退職した」には父・母・義母に、「退職」には母・義父・義母に男女別の有意差が認められた。

表 1-6 あなたが介護でしたこと

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
食事の手助け	父親	99.512	0.000	****
	母親	101.405	0.000	****
	義父	121.159	0.000	****
	義母	164.445	0.000	****
	配偶者(現在)	0.11	0.000	****
	配偶者(既に死亡)	5.488	0.019	*
着替えの手助け	父親	49.537	0.000	****
	母親	112.937	0.000	****
	義父	86.933	0.000	****
	義母	168.353	0.000	****
	配偶者(現在)	9.795	0.002	***
	配偶者(既に死亡)	24.488	0.000	****
入浴の手助け	父親	1.987	0.194	
	母親	12.958	0.000	****
	義父	40.637	0.000	****
	義母	71.829	0.000	****
	配偶者(現在)	0.192	0.000	****
	配偶者(既に死亡)	13.559	0.000	****
排泄の手助け	父親	39.662	0.000	****
	母親	92.121	0.000	****
	義父	94.294	0.000	****
	義母	160.785	0.000	****
	配偶者(現在)	5.346	0.021	*
	配偶者(既に死亡)	18.074	0.000	****
歩行の手助け	父親	0.42	0.517	
	母親	5.893	0.015	*
	義父	6.035	0.014	*
	義母	33.442	0.000	****
	配偶者(現在)	1.499	0.221	
	配偶者(既に死亡)	2.874	0.090	
その他の世身の話し合い	父親	34.006	0.000	****
	母親	44.333	0.000	****
	義父	48.162	0.000	****
	義母	101.199	0.000	****
	配偶者(現在)	2.482	0.115	
	配偶者(既に死亡)	7.127	0.008	**
介護費用・看病の負担	父親	131.585	0.000	****
	母親	130.459	0.000	****
	義父	30.121	0.000	****
	義母	47.294	0.000	****
	配偶者(現在)	0.317	0.573	
	配偶者(既に死亡)	3.352	0.067	
話し相手・見舞い	父親	4.281	0.039	*
	母親	9.792	0.002	***
	義父	16.751	0.000	****
	義母	8.7	0.003	***
	配偶者(現在)	1.414	0.234	
	配偶者(既に死亡)	0.772	0.379	

表 1-7 介護による居住の変化

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
自分の家に てもらった	父親	0	0.997	
	母親	1.168	0.280	
	義父	0.029	0.865	
	義母	0.16	0.689	
	配偶者(現在)	—	—	—
	配偶者(既に死亡)	—	—	—
自分たち一 がうった	父親	1.194	0.275	
	母親	0.402	0.526	
	義父	0.091	0.763	
	義母	0.844	0.358	
	配偶者(現在)	—	—	—
	配偶者(既に死亡)	—	—	—
自分だけ がう	父親	13.897	0.000	****
	母親	9.35	0.002	***
	義父	0.627	0.429	
	義母	1.609	0.205	
	配偶者(現在)	—	—	—
	配偶者(既に死亡)	—	—	—
別れて住 むよ	父親	9.512	0.002	***
	母親	9.309	0.004	***
	義父	0.005	0.944	
	義母	0.789	0.374	
	配偶者(現在)	—	—	—
	配偶者(既に死亡)	—	—	—
同居のま まで	父親	81.928	0.000	****
	母親	124.91	0.000	****
	義父	85.66	0.000	****
	義母	92.385	0.000	****
	配偶者(現在)	—	—	—
	配偶者(既に死亡)	—	—	—
別居のま まで	父親	63.071	0.000	****
	母親	79.504	0.000	****
	義父	85.939	0.000	****
	義母	92.653	0.000	****
	配偶者(現在)	—	—	—
	配偶者(既に死亡)	—	—	—



表 1-8 介護による仕事の変化

	項目	カイ2乗	有意確率	有意水準
仕事を減らした	父親	0.23	0.632	
	母親	6.42	0.011	*
	義父	3.634	0.057	
	義母	21.358	0.000	****
	配偶者(現在)	1.78	0.000	****
	配偶者(既に死亡)	6.6	0.010	**
	転職した	父親	0.923	0.337
母親		0.019	0.891	
義父		0.532	0.466	
義母		0.438	0.508	
配偶者(現在)		—	—	—
配偶者(既に死亡)		0.489	0.484	
休職した	父親	5.391	0.020	*
	母親	5.116	0.024	*
	義父	4.076	0.043	*
	義母	3.4	0.065	
	配偶者(現在)	0.45	0.502	
	配偶者(既に死亡)	0.005	0.946	
退職した	父親	0.177	0.674	
	母親	7.253	0.007	**
	義父	4.865	0.027	*
	義母	5.403	0.020	*
	配偶者(現在)	0.984	0.321	
	配偶者(既に死亡)	1.446	0.229	
同じように仕事を続けた	父親	197.828	0.000	****
	母親	266.808	0.000	****
	義父	124.859	0.000	****
	義母	187.596	0.000	****
	配偶者(現在)	7.195	0.007	**
	配偶者(既に死亡)	24.941	0.000	****
仕事を減らした	父親	210.142	0.000	****
	母親	198.865	0.000	****
	義父	85.1	0.000	****
	義母	87.365	0.000	****
	配偶者(現在)	6.999	0.008	**
	配偶者(既に死亡)	31.2	0.000	****

0.05 \*  
 0.01\*\*  
 0.005\*\*\*  
 0.001\*\*\*\*

## II 分析結果 2—ジェンダー構造要因群の多変量解析—

### 1. 基本属性

基本属性（表1-1）のうち、有意差の見出されなかった年齢別変数を除外した11項目のうち、性別を従属変数とし、他の変数を独立変数とした重回帰分析を行ったところ、R値は0.789、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.622で、基本属性における独立変数の説明度の高いことが確認された（表2-1）。また、分散分析の自由度は10、F値は791.618で、有意確率は0.000となっており、ジェンダー構造における有意差の高いことが確認された（表2-2）。

表2-1

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の 標準誤差
1	0.789	0.623	0.622	0.307

従属変数: 性別

表2-2 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F値	有意確率
1 回帰	747.386	10	74.739	791.618	0.000 ****
残差	452.614	4794	0.094		
全体	1200	4804			

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

表2-3 係数

モデル	標準化 係数	有意確率		
	ベータ			
1 (定数)		0.000		
x1	-0.053	0.000	****	x1 学歴
x2	-0.078	0.000	****	x2 仕事の有無
x3	-0.117	0.000	****	x3 仕事の種類
x4	-0.573	0.000	****	x4 本人年収
x5	0.009	0.468		x5 世帯年収
x6	0.050	0.000	****	x6 配偶者の学歴
x7	0.012	0.280		x7 配偶者の仕事の有無
x8	0.069	0.000	****	x8 配偶者の仕事の種類
x9	0.392	0.000	****	x9 配偶者の年収
x10	0.027	0.003	***	x10 配偶者の健康状態

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

標準化係数は表2-3に示す通りで、ジェンダー構造は、本人の年収(-0.573)・仕事の種類(-0.117)・仕事の有無(-0.078)・学歴(-0.053)とは負の相関を、また、配偶者の年収(0.392)・配偶者の仕事の種類(0.069)・配偶者の学歴(0.050)・配偶者の健康状態(0.027)・仕事の有無(0.012)とは正の相関を示している。このうち負の相関は男性と、正の相関は女性との相関性が高いことから、ジェンダー構造への影響力は男性の収入と仕

事の種類に規定されていることが指摘できる。「配偶者の年収」は、女性解答者の場合は低い収入（「無収入」と「200万円未満」に79.2%）、男性解答者の場合は高い収入（「200万円以上」に80.0%）に分布しており、ジェンダー構造における「配偶者の年収」の高さは、夫の年収の高さを意味することになる。このことから、解答者が本人であれ、配偶者であれ、「男性の収入」がジェンダー構造を規定する要因であることが明らかになる。

## 2. 夫婦関係とジェンダー構造

### (1) 夫婦関係のジェンダー構造要因群

性別を従属変数、夫婦関係の協力度（12項目）、配偶者の精神的支援（3項目）、配偶者への満足度（5項目）のすべての変数を独立変数とする夫婦関係要因群の重回帰分析の結果は、表2-4から表2-6の通りである。

表2-4

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.934	0.873	0.869	0.180

従属変数: 性別

表2-5 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	155.389	20	7.769	238.848	0.000 ****
残差	22.705	698	0.033		
全体	178.0946	718			

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

表2-4によると、20項目のR値は0.934、調整済みR2乗値は0.869で、夫婦関係におけるジェンダー構造要因群の説明度の高いことが確認された。また、分散分析の自由度は20、F値は238.848、有意確率は0.000となっており（表2-5）、ジェンダー構造における夫婦関係要因群の有意差の高いことが確認された。

標準化係数は表2-6に示す通りで、配偶者の食事の用意（0.276）や洗濯（0.247）、本人の家族や親族の看病・介護（0.067）、配偶者による能力評価（0.045）等の変数とは正の相関、本人の洗濯（-0.325）・食事の用意（-0.187）、配偶者の風呂の掃除（-0.046）、性生活（-0.055）とは負の相関を示している。夫婦関係における正の相関は女性、負の相関は男性的な性格を現しており、ジェンダー構造に影響を及ぼす要因群のうち、炊事・洗濯・掃除などの家事的変数と「家族や親族の看病・介護」「配偶者による能力評価」は女性、「性生活の満足度」は男性との相関性の高いことが指摘できる。また、要因群を家事的要因、精神的要因、満足度要因群に分けた場合、ジェンダー構造に最も強い影響力をもつ要因群は家事的要因であることも指摘できる。

表2-6 係数

モデル	標準化係数	有意確率		
1 (定数)		0.000		
x1	0.047	0.001	****	x1 配偶者との時間(ア)夕食
x2	-0.012	0.403		x2 配偶者との時間(イ)買い物
x3	0.157	0.000	****	x3 家事や育児の頻度(ア)食事の用意(本人)
x4	0.276	0.000	****	x4 家事や育児の頻度(ア)食事の用意(配偶者)
x5	0.325	0.000	****	x5 家事や育児の頻度(イ)洗濯(本人)
x6	0.247	0.000	****	x6 家事や育児の頻度(イ)洗濯(配偶者)
x7	-0.013	0.568		x7 家事や育児の頻度(ウ)風呂のそうじ(本人)
x8	0.046	0.041	*	x8 家事や育児の頻度(ウ)風呂のそうじ(配偶者)
x9	-0.017	0.391		x9 家事や育児の頻度(エ)育児や孫・子供の世話(本人)
x10	0.022	0.280		x10 家事や育児の頻度(エ)育児や孫・子供の世話(配偶者)
x11	0.067	0.000	****	x11 家事や育児の頻度(オ)家族や親族の看病・介護(本人)
x12	-0.028	0.108		x12 家事や育児の頻度(オ)家族や親族の看病・介護(配偶者)
x13	-0.016	0.487		x13 配偶者とのかかわり(ア)心配ごとや悩みごとを聞いてくれる
x14	0.045	0.036	*	x14 配偶者とのかかわり(イ)能力や努力を高く評価してくれる
x15	-0.036	0.127		x15 配偶者とのかかわり(ウ)助言やアドバイスをしてくれる
x16	-0.021	0.367		x16 配偶者への満足度(ア)家事
x17	0.044	0.051		x17 配偶者への満足度(イ)育児
x18	0.014	0.493		x18 配偶者への満足度(ウ)家計の分配や管理・運営
x19	0.055	0.003	***	x19 配偶者への満足度(エ)性生活
x20	0.008	0.738		x20 配偶者への満足度(オ)結婚生活全体

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

(2) 結婚生活全体の満足度と夫婦関係構造

結婚生活全体の満足度を従属変数とし、夫婦の家事関係や精神的支援、配偶者への満足度を独立変数とする19項目の夫婦関係要因群の重回帰分析の結果は、R値0.812、調整済みR2乗値0.649(表2-7)、分散分析の自由度は19、F値は71.136で、従属変数に対する独立変数の説明力は強い(表2-8)。

表2-7

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.812	0.659	0.650	0.456

従属変数: 配偶者への満足度・結婚生活全体

表2-8 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	281.239	19	14.802	71.136	0.000 ****
残差	145.448	699	0.208		
全体	426.687	718			

従属変数: 配偶者への満足度・結婚生活全体

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

標準化係数は、「性生活」0.318、「家計の分配や管理」0.211、「配偶者への家事の満足度」0.174、「配偶者への育児の満足度」0.139などで0.1%以上の有意差、「心配事や

悩み事を聞いてくれる」0.093では0.5%以上の有意差が示されている（表2-9）。

しかしながら、その他の家事関係変数や精神的支援とのとの有意差は見出されておらず、結婚生活全体の満足度は、本人・配偶者の個々の家事関係要因よりも、配偶者への満足度要因群（性生活、家計の分配や管理・運営、配偶者への家事・育児の満足度）との相関性の高いことが指摘できる。

表2-9 係数

モデル	標準化	有意確率	
	係数		
1 (定数)		0.734	
x1	0.010	0.656	x1 配偶者との時間(ア)夕食
x2	-0.008	0.746	x2 配偶者との時間(イ)買い物
x3	-0.048	0.363	x3 家事や育児の頻度(ア)食事の用意(本人)
x4	0.048	0.390	x4 家事や育児の頻度(ア)食事の用意(配偶者)
x5	0.081	0.149	x5 家事や育児の頻度(イ)洗濯(本人)
x6	-0.023	0.704	x6 家事や育児の頻度(イ)洗濯(配偶者)
x7	-0.021	0.558	x7 家事や育児の頻度(ウ)風呂のそうじ(本人)
x8	-0.020	0.589	x8 家事や育児の頻度(ウ)風呂のそうじ(配偶者)
x9	0.021	0.516	x9 家事や育児の頻度(エ)育児や孫・子供の世話(本人)
x10	0.029	0.384	x10 家事や育児の頻度(エ)育児や孫・子供の世話(配偶者)
x11	-0.037	0.213	x11 家事や育児の頻度(オ)家族や親族の看病・介護(本人)
x12	0.026	0.368	x12 家事や育児の頻度(オ)家族や親族の看病・介護(配偶者)
x13	0.093	0.015**	x13 配偶者とのかかわり(ア)心配ごとや悩みごとを聞いてくれる
x14	0.056	0.109	x14 配偶者とのかかわり(イ)能力や努力を高く評価してくれる
x15	0.034	0.380	x15 配偶者とのかかわり(ウ)助言やアドバイスをしてくれる
x16	0.174	0.000****	x16 配偶者への満足度(ア)家事
x17	0.139	0.000****	x17 配偶者への満足度(イ)育児
x18	0.211	0.000****	x18 配偶者への満足度(ウ)家計の分配や管理・運営
x19	0.318	0.000****	x19 配偶者への満足度(エ)性生活

従属変数: 配偶者への満足度・結婚生活全体  
0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

### (3) 家事・育児・介護におけるジェンダー構造

家事関係 10 項目のうち、「本人の育児や孫・子どもの世話」を従属変数とし、その他の項目を独立変数として重回帰分析を行ったところ、R 値は 0.734、調整済み R2 乗値は 0.534（説明度 53.4%）（表 2-10）、分散分析の自由度は 9、F 値は 102.680 で、0.1% 以上の有意水準となっている（表 2-11）。

表2-10

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.734	0.539	0.534	1.23

従属変数: 家事や育児の頻度・育児や孫・子供の世話(本人)

標準化係数は、「配偶者の育児や孫・子どもの世話」0.339、「本人の家族や親族の看病・介護」0.297、「本人の洗濯」0.273、「本人の食事の用意」0.206 と正の相関、「配偶者の家族や親族の看病・介護」-0.107、「配偶者の食事の用意」-0.131 と負の相関になっている（表

2-12)。

表2-11 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	1406.620	9	156.291	102.680	0.000 ****
残差	1203.997	791	1.522		
全体	2610.617	800			

従属変数: 家事や育児の頻度・育児や孫・子供の世話(本人)

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

表2-12 係数

モデル	標準化	有意確率	
	係数		
	ベータ		
1 (定数)		0.254	
x1	0.206	0.000	****
x2	0.131	0.027	*
x3	0.273	0.000	****
x4	0.038	0.558	
x5	0.043	0.265	
x6	-0.061	0.133	
x7	0.339	0.000	****
x8	0.297	0.000	****
x9	0.107	0.001	****

家事や育児の頻度

x1 食事の用意(本人)

x2 食事の用意(配偶者)

x3 洗濯(本人)

x4 洗濯(配偶者)

x5 風呂のそうじ(本人)

x6 風呂のそうじ(配偶者)

x7 育児や孫・子供の世話(配偶者)

x8 家族や親族の看病・介護(本人)

x9 家族や親族の看病・介護(配偶者)

従属変数: 育児や孫・子供の世話(本人)

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

家事関係における本人は女性、配偶者は男性解答者との関わりが強いことから、本人(女性解答者)であれ、配偶者(男性解答者)であれ、「育児・子どもの世話」は女性的な役割の強い変数となっている(表2-13~14参照)。表2-12によると、家事・育児・介護など家事関係変数のうち、「本人の育児・子どもの世話」に対して最も強く反応するのが「配

表2-13 性別と育児や孫・子供の世話(本人)

	ほぼ毎日	週に4~5日	週に2~3日	週に1日くらい	ほとんど行わな	非該当	合計
男性	223	64	193	296	835	523	2134
	10.4	3.0	9.0	13.9	39.1	24.5	100.0
女性	1333	48	62	79	220	785	2527
	52.8	1.9	2.5	3.1	8.7	31.1	100.0
合計	1556	112	255	375	1055	1308	4661
	33.4	2.4	5.5	8.0	22.6	28.1	100.0

偶者の育児・子どもの世話」であり、次いで「家族・親族介護(本人)」、「洗濯(本人)」、「食事の用意(本人)」となっていることから、ジェンダー構造に最も強い影響力をもつ変数は女性の「育児・子どもの世話」ということになる。また、「本人の育児・子どもの世話」の頻度は、「配偶者の家族・親族介護」の頻度とは逆相関にあり、この二つの変数には女性

には女性のライフサイクル段階の違いが反映されていることになるであろう。

表2-14 性別と育児や子どもの世話(配偶者) (実数・%)

	ほぼ毎日	週に4~5日	週に2~3日	週に1日くらい	ほとんど行わない	非該当	合計
男性	1232 56.4	60 2.7	66 3.0	84 3.8	218 10.0	523 24.0	2183 100.0
女性	207 8.4	66 2.7	182 7.4	329 13.3	902 36.5	785 31.8	2471 100.0
合計	1439 30.9	126 2.7	248 5.3	413 8.9	1120 24.1	1308 28.1	4654 100.0

次に、「家族・親族介護(本人)」と他の家事変数との相関性を検討するため、「家族・親族介護(本人)」を従属変数とし、その他の家事関係の変数を独立変数とする重回帰分析を実施してみた。表2-15から表2-17はその結果である。

表2-15

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.657	0.432	0.426	1.261

従属変数: 家事や育児の頻度・家族や親族の看病・介護(本人)

表2-16 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	957.685	9.000	106.409	66.917	0.000 ****
残差	1257.831	791.000	1.590		
全体	2215.516	800			

従属変数: 家事や育児の頻度・家族や親族の看病・介護(本人)

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

表2-17 係数

モデル	標準化係数	有意確率	
	ベータ		
1 (定数)		0.000	
x1	0.111	0.079	
x2	-0.116	0.079	
x3	0.002	0.981	
x4	-0.018	0.803	
x5	0.144	0.001	****
x6	-0.004	0.925	
x7	0.365	0.000	****
x8	-0.163	0.000	****
x9	0.226	0.000	****

従属変数: 家族や親族の看病・介護(本人)

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

家事や育児の頻度  
 x1 食事の用意(本人)  
 x2 食事の用意(配偶者)  
 x3 洗濯(本人)  
 x4 洗濯(配偶者)  
 x5 風呂のそうじ(本人)  
 x6 風呂のそうじ(配偶者)  
 x7 育児や孫・子供の世話(本人)  
 x8 育児や孫・子供の世話(配偶者)  
 x9 家族や親族の看病・介護(配偶者)

表 2-15 によると、「家族や親族の看病・介護(本人)」を従属変数とする家事関係のR値は0.657、R<sup>2</sup>乗値は0.426で、家事関係における「家族や親族の看病・介護(本人)」と他の独立変数との説明力は42.6%となっており、重回帰直線の当てはまりは必ずしも良いとはいえない。一方、分散分析の自由度は9、F値は66.917(表2-16)で、0.1%以上水準の有意差が示されており、家族や親族介護における「本人の介護」と他の家事関係変数との相関性は「ややあり」といえるであろう。

また、標準化係数については、「本人の育児や孫・子どもの世話」が0.365、「配偶者の家族や親族の看病・介護」が0.226、本人の「風呂の掃除」が0.144と正の相関、「配偶者の育児や子どもの世話」が-0.163で負の相関となっている(表2-15)。

このことから、家事・育児・介護など家事的変数における「本人の介護」は、「本人の育児や子どもの世話」との相関性や「配偶者の育児」・「配偶者の介護」との相関性の高いことが指摘できる。さらに、性別単回帰分析の結果によると、「家族・親族介護」は解答者が本人の場合は女性、配偶者の場合は男性解答者の割合が高く(表2-18・19)、本人であれ、配偶者であれ、「家族・親族介護」におけるジェンダー構造は、女性の「育児・子どもの世話」や「家族・親族介護」との相関性が高いことから、表2-15の「配偶者の育児・子どもの世話」における負の相関は、女性のライフサイクルにおける子育て期と家族・親族介護期の時期的違いを示すものといえるであろう。つまり、子育て期でない女性の場合は、介護期或いは「非該当」に該当していることになる。

表2-18 性別と家族や親族の看病・介護(本人)

	ほぼ毎日	週に4~5日	週に2~3日	週に1日くらい	ほとんど行わな	非該当	
男性	43 3.9	11 1.0	29 2.6	54 4.9	440 40.0	523 47.5	1100 100.0
女性	253 19.1	16 1.2	25 1.9	60 4.5	186 14.0	785 59.2	1325 100.0
合計	296 12.2	27 1.1	54 2.2	114 4.7	626 25.8	1308 53.9	2425 100.0

表2-19 性別と家族や親族の看病・介護(配偶者)

	ほぼ毎日	週に4~5日	週に2~3日	週に1日くらい	ほとんど行わな	非該当	合計
男性	233 20.8	22 2.0	39 3.5	63 5.6	239 21.4	523 46.7	1119 100.0
女性	30 2.3	12 0.9	25 1.9	57 4.4	390 30.0	785 60.4	1299 100.0
合計	263 10.9	34 1.4	64 2.6	120 5.0	629 26.0	1308 54.1	2418 100.0

### 3. 家族意識とジェンダー構造

ジェンダー構造における家族意識を検討するため、性別を従属変数、家族意識を独立



変数とする重回帰分析を実施した。その結果、R値は0.229、調整済みR2乗値は0.052（表2-20）となっており、説明力は5.2%と低い。このことは、性別による家族意識の有意差は見出し難いことを意味する。

表2-20

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.229	0.052	0.052	0.486

従属変数: 性別

そこで、家族意識を規定する主因子を発見するため家族意識に関わる6つの変数の因子分析を実施した。6つの家族意識のKMO値は0.652で、Bartlettの近似カイ2乗検定（自由度15）による有意確率は0.000となっており、0.1%以上水準で有意であることが確認された（表2-21）。

表2-21 KMO および Bartlett の検定

Kaiser-Meyer-Olkin の標本妥当性の測度	0.652
Bartlett の球面性検定	近似カイ2乗
	3335.109
	自由度
	15
	有意確率
	**** 0.000

家族意識6変数の因子分析

因子分析の結果では2個の因子が抽出された。バリマックス回転後の因子付加量は表2-21に示す通りで、第1因子は伝統的家族意識、第2因子は新しい家族意識と命名出来る。伝統的家族意識には、「親の面倒をみるのは長男の義務」0.698、「親が年をとったら子どもは親と同居すべき」0.555、「男性は外で働き女性は家庭を守る」0.473、「子どものためなら親は自分のことを犠牲にすべき」0.419の4個の因子が含まれている。これに対して、第2因子には「未婚者でも性的関係を持っても構わない」0.653、「愛のない夫婦は離婚すべきである」0.207の2個の因子が含まれており、ジェンダー構造は第一因子の「親の面倒をみるのは長男の義務」と、第2因子の「未婚者でも性的関係を持っても構わない」に強く現れるものと仮説できる。

表2-22 回転後の因子行列

	因子	
	1	2
x1	0.698	0.031
x2	0.555	0.119
x3	0.473	-0.067
x4	0.419	0.083
x5	-0.112	0.653
x6	0.130	0.207

家族についての意見  
 x1 親の面倒を見るのは長男の義務  
 x2 親が年をとったら子どもは親と同居すべき  
 x3 男性は外で働き女性は家庭を守る  
 x4 子供のためなら親は自分の事を犠牲にすべき  
 x5 未婚者でも性的な関係を持ってもかまわない  
 x6 愛のない夫婦は離婚すべき

因子抽出法: 主因子法・回転法: Kaiserの正規化を伴うバリマックス法  
 3回の反復で回転が収束しました。

そこで、「親の面倒をみるのは長男の義務」を従属変数とし、10項目の家事関係変数を独立変数として重回帰分析を行ったところ、R値は0.218、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.035（説明度3.5%）で、家事関係変数との相関性は見出されなかった（表2-23）。

表2-23

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の標準誤差
1	0.218	0.047	0.035	1.009

従属変数: 親の面倒を見るのは長男の義務

次に、「未婚者でも性的な関係を持っても構わない」を従属変数とし、10項目の家事関係変数を独立変数として重回帰分析を行ったところ、R値は0.269、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.060（説明度6.0%）で、この変数にも家事関係変数との相関性は見出されなかった（表2-24）。

表2-24

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の標準誤差
1	0.269	0.072	0.060	1.068

従属変数: 未婚者でも性的な関係を持ってもかまわない

さらに、ジェンダー構造を規定する家族意識とみなされる「男性は外で働き女性は家庭を守る」を従属変数とし、10項目の家事関係変数を独立変数として重回帰分析を行ったところ、R値は0.212、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.033（説明度3.3%）で、この変数にも家事関係変数との相関性は見出されなかった（表2-25）。

表2-25

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の標準誤差
1	0.212	0.045	0.033	1.034

従属変数: 男性は外で働き女性は家族を守る

以上の結果から、ジェンダー構造における家族意識と家事関係変数とは相互に独立の変数であり、家族意識が直接的に家事関係変数に影響を及ぼすという当初の仮説は否定されることになる。

#### 4. 生活支援とジェンダー構造

生活支援とジェンダー構造とのかかわりを検討するため、性別を従属変数とし、「配偶者」「親・兄弟姉妹」「子ども・その配偶者」「その他の親族」「友人や職場の同僚」「近所の人」「専門家やサービス機関」「誰もいない」を独立変数とする重回帰分析を行った。その結果、(1)「問題を抱えて落ち込んだり、混乱した時」のR値は0.228、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.051（説明力5.1%）、(2)「急いでお金を借りなければならない時」のR値は0.148、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.021（説明力2.1%）、(3)「病気や事故でどうしても

人手が必要な時」のR値は0.215、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.045（説明力4.5%）、(4)「あなたが寝たきり等で介護を必要とするようになった時」のR値は0.284、調整済みR<sup>2</sup>乗値は0.079（7.9%）で、どの変数についても性別有意差による説明力の弱いことが確認された。

次に、(1)から(4)までに含まれる生活支援変数間の相互関連を検討するため、32項目のすべての変数を投入して因子分析を行った結果、KMO値は0.657、Bartlettの近似カイ<sup>2</sup>乗検定（自由度496）による有意確率は0.000となっており、0.1%以上水準で有意であることが確認された（表2-26）。

表2-26 KMO および Bartlett の検定

Kaiser-Meyer-Olkin の標本妥当性の測度		0.657
Bartlett の球面性検定	近似カイ <sup>2</sup> 乗	59243.731
	自由度	496
	有意確率	**** 0.000

生活支援32変数の因子分析

バリマックス回転後の因子行列は、表2-27に示す通り5個の因子が抽出された。第1因子は「子どもとその配偶者」因子、第2因子は「配偶者」因子、第3因子は「誰もいない因子」、第4因子は「その他の親族・近隣」因子、第5因子は「公的機関・専門家」因子である。このうち、「誰もいない」因子は生活支援目標に対して負の因子付加量をもつ因子群となっており、生活支援の必要度が高くなるほど生活支援度が低下する因子群となっている。

「子どもとその配偶者」因子は、「病気や事故時の人手」0.753、「急いでお金が必要な時」0.669、「援助や相談相手」0.649、「介護が必要な時」0.613の順番で比率が低下しており、介護自体より緊急時の生活支援の相手として期待されていることになる。これに対して、「配偶者」因子は、「介護」0.775、「病気や事故時」0.756等の優先度が強く、「誰もいない」因子は、特に「病気や事故時」-0.697、「介護」-0.647面での不安が強く現れている。また、「その他の親族・近隣」因子は、「病気や事故時」0.507、「介護」0.487面での親族への期待が強く、「公的機関・専門家」因子の場合も、「病気や事故時」0.627、「介護」0.606面での期待が強くなっている。

以上の分析結果から、「病気や事故時の人手」「急な借金」「相談相手」「介護」など生活支援要因群の諸変数は、ジェンダー構造そのものよりも家族・親族関係における生活支援の構造として有効に機能しており、生活支援要因群とジェンダー構造とは相互の独立の変数であると結論できることになる。

表2-27 回転後の因子行列(生活支援要因群)

	因子						
	1	2	3	4	5		
x1	0.753	-0.042	0.107	0.083	-0.016	x1	病気や事故(子ども・その配偶者)
x2	0.669	-0.132	0.069	0.025	-0.038	x2	急いでお金(子ども・その配偶者)
x3	0.649	-0.105	0.091	0.152	0.015	x3	援助・相談相手(子ども・その配偶者)
x4	0.618	-0.030	0.151	0.158	-0.080	x4	介護が必要(子ども・その配偶者)
x5	-0.430	-0.180	0.415	0.294	-0.149	x5	病気や事故(親・兄弟姉妹)
x6	-0.396	-0.216	0.380	0.248	-0.146	x6	急いでお金(親・兄弟姉妹)
x7	-0.350	-0.178	0.331	0.329	-0.174	x7	介護が必要(親・兄弟姉妹)
x8	-0.277	-0.131	0.184	0.274	0.108	x8	援助・相談相手(友人や職場の同僚)
x9	-0.130	0.775	0.134	0.061	-0.083	x9	介護が必要(配偶者)
x10	-0.076	0.756	0.110	0.096	-0.010	x10	病気や事故(配偶者)
x11	-0.007	0.734	0.167	-0.018	-0.013	x11	援助・相談相手(配偶者)
x12	0.020	0.606	0.096	0.014	-0.018	x12	急いでお金(配偶者)
x13	-0.105	-0.162	0.697	0.050	-0.102	x13	病気や事故(誰もいない)
x14	-0.119	-0.198	0.647	0.047	-0.096	x14	介護が必要(誰もいない)
x15	-0.058	-0.152	0.582	-0.004	-0.063	x15	急いでお金(誰もいない)
x16	-0.097	-0.157	0.561	-0.008	-0.057	x16	援助・相談相手(誰もいない)
x17	-0.209	-0.178	0.319	0.319	-0.061	x17	援助や相談相手(親・兄弟姉妹)
x18	-0.011	0.049	0.022	0.507	-0.001	x18	病気や事故(その他の親族)
x19	0.020	0.011	-0.001	0.487	-0.047	x19	介護が必要(その他の親族)
x20	0.062	-0.000	-0.000	0.402	0.009	x20	援助・相談相手(その他の親族)
x21	0.022	0.066	0.036	0.402	0.170	x21	病気や事故(近所(地域)の人)
x22	0.055	0.018	-0.033	0.386	0.015	x22	急いでお金(その他の親族)
x23	0.047	0.043	-0.003	0.344	0.115	x23	介護が必要(近所(地域)の人)
x24	0.064	0.036	0.012	0.326	0.121	x24	援助・相談相手(近所(地域)の人)
x25	-0.171	-0.058	0.101	0.313	0.109	x25	病気や事故(友人や職場の同僚)
x26	-0.057	-0.030	0.037	0.301	0.043	x26	介護が必要(友人や職場の同僚)
x27	0.060	0.020	-0.014	0.209	0.019	x27	急いでお金(近所(地域)の人)
x28	-0.076	-0.059	0.022	0.152	0.043	x28	急いでお金(友人や職場の同僚)
x29	0.016	-0.023	0.013	0.079	0.627	x29	病気や事故((専門家・サービス機関)
x30	-0.003	-0.072	0.112	0.113	0.608	x30	介護が必要(専門家・サービス機関)
x31	0.023	0.017	0.011	0.121	0.367	x31	援助や相談相手(専門家やサービス機関)
x32	-0.076	-0.022	0.027	0.059	0.303	x32	急いでお金(専門家やサービス機関)

因子抽出法: 主因子法・回転法: Kaiser の正規化を伴うバリマックス法

a 13回の反復で回転が収束しました。

## 5. 介護支援とジェンダー構造

### (1) 父母・義父母・配偶者(既に死亡) 介護への関わり

父母・義父母・配偶者(既に死亡)という対象の違いによって、介護におけるジェンダー構造にどのような性別違いがあるのかを検討するため、性別を従属変数とし、①父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護を必要とした期間の有無、②父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護への関わり(程度)、③父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護期間を独立変数とする重回帰分析を行い、次のような結果を得た。

- ① 性別を従属変数、父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護を必要とした期間の有無を独立変数とした重回帰分析の結果では、R 値は 0.188、調整済み R<sup>2</sup> 乗値は 0.005 で、父母・義父母・配偶者(既に死亡)間の介護を必要とした期間の有無には相関性は見られなかった(表 2-28)。

表2-28 性別と父母・義父母・配偶者(死亡)の介護期間の有無

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.188	0.035	0.005	0.376

従属変数: 性別

②性別を従属変数、父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護への関わりを独立変数とした重回帰分析の結果では、R 値は 0.533、調整済み R<sup>2</sup> 乗値は 0.129 で、説明力は 12.9%にとどまっている。このことは、父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護への関わりにおけるジェンダー構造を確認することは困難であることを意味している (表 2-29)。

表2-29 性別と父母・義父母・配偶者(死亡)の介護の関わり の程度

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.533	0.284	0.129	0.425

従属変数: 性別

③性別を従属変数、父母・義父母・配偶者(既に死亡)の介護期間を独立変数とした重回帰分析の結果では、R 値は 0.508、調整済み R<sup>2</sup> 乗値は -0.271 で、性別と介護期間は無相関であることが確認された (表 2-30)。

表2-30 性別と父母・義父母・配偶者(死亡)の介護期間

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	0.508	0.259	-0.271	0.571

従属変数: 性別

## (2)父母・義父母の介護とジェンダー構造

「食事」「着替え」「入浴」「排泄」「歩行」「その他の身の回りの世話」「介護・看病の費用負担」「話し相手・見舞い」の 8 項目の介護支援について、父・母、義父・義母間にどのようなジェンダー構造があるのかを検討するため、これら 4 つのカテゴリーの 32 の介護支援変数の因子分析を実施した。

表2-31 KMO および Bartlett の検定

Kaiser-Meyer-Olkin の標本妥当性の測度	0.780
Bartlett の球面性検定 近似カイ2乗	2,164.255
自由度	496
有意確率	**** 0.000

介護支援32変数の因子分析

分析結果は表 2-31 に示す通りで、KMO 値は 0.780、Bartlett の近似カイ 2 乗検定 (自由度 496) による有意確率は 0.000 となっており、0.1%以上水準で有意であることが確認された。

バリマックス回転後の因子行列では、3 個の因子が抽出された。第 1 因子は、「義父母に対する介護支援因子」、第 2 因子は「父母に対する ADL 支援因子」、第 3 因子は「父母に対する介護費用負担因子」、第 4 因子は「父母・義父母に対する「話し相手・見舞い因子」となっている。第 1 因子では義父より義母、第 2 因子では母親より父親の ADL 支援、第 3 因子では父親より母親の歩行・費用負担援助、第 4 因子では父親・母親より義父・義母の話し相手・見舞いに対する因子付加量が高く、その分だけそれぞれに対する介護支援度の高いことが理解される（表 2-32）。

表2-32 回転後の因子行列

	因子				
	1	2	3	4	
x1	0.815	0.096	0.018	0.006	x1 義母の介護・入浴の手助け
x2	0.731	0.260	-0.185	-0.070	x2 義母の介護・排泄の手助け
x3	0.705	0.088	0.181	-0.025	x3 義父の介護・入浴の手助け
x4	0.695	0.247	-0.404	-0.169	x4 義母の介護・食事の手助け
x5	0.686	0.322	-0.433	-0.060	x5 義母の介護・着替えの手助け
x6	0.643	0.386	0.016	0.089	x6 義父の介護・排泄の手助け
x7	0.641	0.168	0.229	0.085	x7 義母の介護・介護・看病の費用負担
x8	0.625	0.065	0.106	0.142	x8 義父の介護・介護・看病の費用負担
x9	0.618	0.461	-0.145	-0.055	x9 義父の介護・着替えの手助け
x10	0.595	0.391	-0.239	0.049	x10 義父の介護・食事の手助け
x11	0.566	0.187	0.116	0.167	x11 義母の介護・歩行の手助け
x12	0.554	0.191	0.352	0.190	x12 義父の介護・歩行の手助け
x13	0.540	0.108	-0.287	0.196	x13 義母の介護・その他の身の回りの世話
x14	0.400	0.166	-0.266	0.326	x14 義父の介護・その他の身の回りの世話
x15	0.126	0.848	0.006	0.169	x15 父親の介護・着替えの手助け
x16	0.131	0.813	0.110	0.002	x16 母親の介護・着替えの手助け
x17	0.210	0.652	-0.172	0.005	x17 父親の介護・食事の手助け
x18	0.330	0.645	0.009	0.036	x18 父親の介護・排泄の手助け
x19	0.115	0.625	0.023	0.002	x19 母親の介護・食事の手助け
x20	0.309	0.623	0.234	-0.067	x20 母親の介護・排泄の手助け
x21	0.268	0.510	0.449	-0.057	x21 母親の介護・入浴の手助け
x22	0.210	0.303	-0.093	0.290	x22 父親の介護・その他の身の回りの世話
x23	0.133	0.335	0.532	0.162	x23 母親の介護・歩行の手助け
x24	-0.113	-0.081	0.475	-0.125	x24 母親の介護・介護・看病の費用負担
x25	0.206	0.249	0.443	0.027	x25 父親の介護・歩行の手助け
x26	-0.148	-0.104	0.405	-0.107	x26 父親の介護・介護・看病の費用負担
x27	0.342	0.370	0.399	-0.194	x27 父親の介護・入浴の手助け
x28	-0.030	0.116	0.072	0.688	x28 義母の介護・話し相手・見舞い
x29	-0.076	0.006	0.033	0.643	x29 義父の介護・話し相手・見舞い
x30	0.086	-0.173	-0.129	0.615	x30 父親の介護・話し相手・見舞い
x31	0.090	-0.033	-0.188	0.523	x31 母親の介護・話し相手・見舞い
x32	0.197	0.235	0.139	0.318	x32 母親の介護・その他の身の回りの世話

因子抽出法: 主因子法・回転法:  
Kaiser の正規化を伴うバリマックス法  
17回の反復で回転が収束しました。

次に、性別を従属変数、父親・母親、義父・義母の 32 項目の変数を独立変数とする重回帰分析を行ったところ、R 値が 0.813、調整済み R<sup>2</sup> 乗値が 0.511（説明力 51.1%）（表 2-33）、分散分析の自由度は 32、F 値は 4.399 で、有意確率は 0.000 と 0.1%以上水準の有意差が認められた（表 2-34）。

表2-33 性別と父母・義父母に対する介護支援

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の標準誤差
1	0.813	0.662	0.511	0.333

従属変数: 性別

表2-34 父母・義父母に対する介護支援の分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	15.652	32	0.489	4.399	0.000 ****
残差	8.005	72	0.111		
全体	23.657	104			

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

表 2-35 係数

	標準化	有意確率
	係数	
(定数)	ヘータ	0.000
x1	0.190	0.135
x2	0.095	0.527
x3	-0.121	0.346
x4	-0.159	0.242
x5	-0.073	0.513
x6	0.114	0.252
x7	0.232	0.045 *
x8	0.018	0.865
x9	0.092	0.387
x10	-0.071	0.623
x11	0.183	0.174
x12	0.091	0.467
x13	0.098	0.412
x14	-0.074	0.486
x15	-0.166	0.133
x16	0.048	0.614
x17	-0.062	0.657
x18	0.086	0.567
x19	-0.083	0.533
x20	-0.086	0.551
x21	0.003	0.985
x22	0.129	0.287
x23	0.110	0.415
x24	0.122	0.287
x25	0.505	0.005 ***
x26	-0.165	0.347
x27	0.022	0.895
x28	0.124	0.381
x29	-0.055	0.649
x30	-0.098	0.379
x31	0.123	0.327
x32	-0.184	0.110

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

父親・母親・義父・義母の介護支援

- x1 父親・食事の手助け
- x2 父親・着替えの手助け
- x3 父親・入浴の手助け
- x4 父親・排泄の手助け
- x5 父親・歩行の手助け
- x6 父親・その他の身の回りの世話
- x7 父親・介護・看病の費用負担
- x8 父親・話し相手・見舞い
- x9 母親・食事の手助け
- x10 母親・着替えの手助け
- x11 母親・入浴の手助け
- x12 母親・排泄の手助け
- x13 母親・歩行の手助け
- x14 母親・その他の身の回りの世話
- x15 母親・介護・看病の費用負担
- x16 母親・話し相手・見舞い
- x17 義父・食事の手助け
- x18 義父・着替えの手助け
- x19 義父・入浴の手助け
- x20 義父・排泄の手助け
- x21 義父・歩行の手助け
- x22 義父・その他の身の回りの世話
- x23 義父・介護・看病の費用負担
- x24 義父・話し相手・見舞い
- x25 義母・食事の手助け
- x26 義母・着替えの手助け
- x27 義母・入浴の手助け
- x28 義母・排泄の手助け
- x29 義母・歩行の手助け
- x30 義母・その他の身の回りの世話
- x31 義母・介護・看病の費用負担
- x32 義母・話し相手・見舞い

標準化係数は、父親の介護費用負担が-0.232（有意確率 0.045）、義母の食事 0.505（有意確率 0.005）で、5%以上の有意差が認められたものの、その他の変数については性別の有意差は認められなかった（表 2-35）。

すなわち、家族・親族介護におけるジェンダー差は、父親の介護費用負担（男性）や義母の食事介助（女性）等にやや強く現れるものの、介護支援全体の構造からみると、介護支援の構造はジェンダーよりも家族・親族構造に規定されるところが大きいことがこの分析結果にも現れていることになる。

次に、義父母と父母のそれぞれに対するジェンダー構造を検討してみる。性別を従属変数、義父・義母の介護支援 16 項目を独立変数とする重回帰分析を行った結果、R 値は 0.595、調整済み R<sup>2</sup> 乗値は 0.319（説明力 31.9%）（表 2-36）、分散分析の自由度は 16、F 値は 9.959、有意確率は 0.000 となっており、0.1%以上の確率で有意であることが確認された（表 2-37）。

表2-36 性別と義父母に対する介護支援

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の標準誤差
1	0.595	0.355	0.319	0.370

従属変数: 性別

表2-37 性別と義父母に対する介護支援 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	21.797	16	1.362	9.959	0.000 ****
残差	39.669	290	0.137		
全体	61.466	306			

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

表2-39 性別と父母に対する介護支援

モデル	R	R <sup>2</sup> 乗	調整済み R <sup>2</sup> 乗	推定値の標準誤差
1	0.587	0.344	0.326	0.411

従属変数: 性別

表2-40 性別と父母に対する介護支援 分散分析

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	50.132	16	3.133	18.584	0.000 ****
残差	95.429	566	0.169		
全体	145.561	582			

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

性別と義父母に対する介護支援の標準化係数は、「義母の排泄」が 0.205（有意確率 0.013）、「義父の排泄」が 0.181（有意確率 0.020）で 5%以上の有意水準となっているが、その他の支援項目には性別の有意差は見出されなかった（表 2-38）。



表 2-38

モデル	標準化	有意確率	
	係数		
ヘータ			
1 (定数)		0.000	
x1	0.110	0.122	
x2	-0.114	0.151	
x3	0.007	0.915	
x4	<b>0.181</b>	0.020	*
x5	-0.072	0.235	
x6	0.110	0.072	
x7	-0.017	0.824	
x8	-0.023	0.702	
x9	0.154	0.089	
x10	0.097	0.311	
x11	-0.053	0.485	
x12	<b>0.205</b>	0.013	*
x13	-0.012	0.857	
x14	0.034	0.600	
x15	0.075	0.295	
x16	-0.053	0.377	

性別と義父・義母に対する介護支援

- x1 義父・食事の手助け
- x2 義父・着替えの手助け
- x3 義父・入浴の手助け
- x4 義父・排泄の手助け
- x5 義父・歩行の手助け
- x6 義父・その他の身の回りの世話
- x7 義父・介護・看病の費用負担
- x8 義父・話し相手・見舞い
- x9 義母・食事の手助け
- x10 義母・着替えの手助け
- x11 義母・入浴の手助け
- x12 義母・排泄の手助け
- x13 義母・歩行の手助け
- x14 義母・その他の身の回りの世話
- x15 義母・介護・看病の費用負担
- x16 義母・話し相手・見舞い

従属変数: 性別

これに対して、性別を従属変数、父親・母親の介護支援 16 項目を独立変数とする重回帰分析の結果を見ると、R 値は 0.587、調整済み R<sup>2</sup> 乗値は 0.326 (説明力 32.6%) (表 2-39)、分散分析の自由度は 16、F 値は 18.584 で、0.000(0.1%以上) の有意確率が確認された (表 2-40)。

表 2-41 係数

モデル	標準化	有意確率	
	係数		
ヘータ			
1 (定数)		0.000	
x1	0.166	0.001	****
x2	0.003	0.964	
x3	-0.086	0.049	*
x4	0.032	0.545	
x5	-0.050	0.235	
x6	0.044	0.293	
x7	-0.161	0.000	****
x8	-0.017	0.691	
x9	0.046	0.334	
x10	0.132	0.020	*
x11	0.006	0.889	
x12	0.109	0.035	*
x13	-0.015	0.728	
x14	0.026	0.542	
x15	-0.282	0.000	****
x16	0.118	0.005	***

性別と父母に対する介護支援

- x1 父親・食事の手助け
- x2 父親・着替えの手助け
- x3 父親・入浴の手助け
- x4 父親・排泄の手助け
- x5 父親・歩行の手助け
- x6 父親・その他の身の回りの世話
- x7 父親・介護・看病の費用負担
- x8 父親・話し相手・見舞い
- x9 母親・食事の手助け
- x10 母親・着替えの手助け
- x11 母親・入浴の手助け
- x12 母親・排泄の手助け
- x13 母親・歩行の手助け
- x14 母親・その他の身の回りの世話
- x15 母親・介護・看病の費用負担
- x16 母親・話し相手・見舞い

従属変数: 性別

0.05\* 0.01\*\* 0.005\*\*\* 0.001\*\*\*\*

また、父親・母親に対する介護支援の標準化係数は、父親の食事 0.166(有意確率 0.001)、母親の話し相手・見舞い 0.118(有意確率 0.005)と母親の着替え 0.132(有意確率 0.020)、母親の排泄 0.109 (有意確率 0.035) など有意確率 5%以上の正の相関、母親の介護費用負担-0.282 (有意確率 0.000)、父親の介護費用負担-0.161 (有意確率 0.000) では有意確率 0.1%以上の負の相関、父親の入浴-0.086 (有意確率 0.049) では有意確率 5%以上の負の相関が見出された (表 2-41)。

このうち正の標準化係数は女性、負の標準化係数は男性との相関性の高さを示しており、家族・親族介護におけるジェンダー構造は、特に、男性の場合は、父親・母親に対する介護費用負担へと、女性の場合は、食事・排泄・着替え、話し相手などの家事と身辺介護・精神的支援との相関性が高いこと、介護費用負担については、父親より母親への負担度が高く、身辺介護のうち、父親の入浴介護には男性の介護支援の強いことが確認できる。

以上の結果から、家族・親族介護におけるジェンダー構造は、義父・義母より父親・母親支援に対して生み出されやすいこと、男性の介護支援が介護費用負担や父親の入浴介護に傾斜するのに対して、女性の場合は、食事・排泄・着替えなど ADL 支援と話し相手において高いことが確認できるが、説明力は 40%前後と必ずしも高くはない。

### (3) 介護による居住の変化

単回帰分析で性別有意差の認められた介護による居住の変化のうち、「同居のまま変化なし」と「別居のまま変化なし」の父親・母親、義父・義母・配偶者 (既に死亡) の 10 の変数を投入した重回帰分析の結果には、ジェンダー構造の有意差は見出されなかった。

### (4) 介護等による生活変化

単回帰分析で性別有意差の認められた介護による生活変化のうち、「同じように仕事を続けた」「仕事はしていなかった」の父親・母親、義父・義母・配偶者 (既に死亡) の 10 の変数を投入した重回帰分析の結果には、ジェンダー構造の有意差は見出されなかった。

## 6. 結論

- (1) 基本属性はジェンダー構造に強い影響力をもつ変数となっている。性、年齢、本人の学歴、本人の仕事の有無、本人の仕事の種類、本人の年収、世帯の年収、配偶者の学歴、配偶者の仕事の有無、配偶者の仕事の種類、配偶者の年収、配偶者の健康状態の 12 項目のうち、ジェンダー構造に特に強い影響を及ぼす変数は、「本人 (男性) の年収」と「配偶者 (夫) の年収」及び「本人 (男性) の仕事の種類」であることが確認された。

- (2) 夫婦関係におけるジェンダー構造を家事・育児・介護などの家事的変数と精神的支援、配偶者への満足度の要因群に分けた場合、ジェンダー構造を規定する要因群は家事的要因群であり、特に、洗濯（本人・配偶者）・食事の用意（本人・配偶者）・育児や孫・子どもの世話(本人)などの変数である。本人であれ、配偶者であれ、家事的変数は女性とは正の相関、男性とは負の相関を示しており、夫婦関係におけるジェンダーの基本構造が家事的要因群に規定されていることが確認された。

また、その他の要因として、女性の場合は「配偶者による能力評価」、男性の場合は「性生活の満足度」がジェンダー構造を規定する要因となっており、ジェンダーは家事・育児・介護など、夫婦の家庭生活のなかに日常的に生み出される構造であると結論づけることが出来る。

- (3) 家族意識の単回帰分析には、性別の有意差が認められるものの、家族意識を従属変数、家事関係変数を独立変数とする重回帰分析には、ジェンダー構造の有意差は見出されない。すなわち、ジェンダー構造における家族意識を目的変数として家事関係変数を説明することは困難であり、「男は仕事・女は家庭」という性役割固定意識と家庭内での家事関係変数とは、相互に無相関であることが確認された。

このことは、性役割固定意識がジェンダー構造を規定するという当初の仮説が家事関係の分析には有効性をもたないことを意味しており、家族意識とジェンダー構造とを媒介する媒介変数の介在が必要ということでもある（例えば基本属性など）。

- (4) 生活支援変数の単回帰分析には、性別の有意差が認められるものの、性別を従属変数、生活支援要因群を独立変数とする重回帰分析には有意差は見出されない。また、生活支援 32 項目を投入した因子分析結果からは、「子どもとその家族」「配偶者」「誰もいない」「その他の親族・近隣」「公的機関・専門家」の 5 つの変数が抽出された。

因子付加量から見た場合、どの要因群の場合にも、「介護が必要な時」や「病気・事故時」に対する生活支援の期待が強いが、「子どもとその配偶者」の場合には、「介護」役割よりも「病気や事故時」「急なお金」などへの生活支援の期待が強い。

以上の分析結果から、生活支援要因群の変数は、ジェンダー構造自体よりも家族・親族構造とより直接的な相関性をもつ変数であることが確認された。このことから、「生活支援のうち、ジェンダー構造に影響を及ぼす要因は『配偶者』や『家族・親族』である」という当初の仮説は、ジェンダー構造としてではなく、家族・親族構造として理解される必要があることが確認できる。

- (5) 家族・親族介護の構造は、義父母より父母の支援内容の方が有意差の高い項目数が多く、ジェンダー構造は義父母より父母の介護支援に強く現れている。介護支援の内容については、男性の場合は介護費用負担へと、女性の場合は食事・着替え・排泄などの身辺介護へと傾斜している。

このことから、「介護支援におけるジェンダー構造を規定する要因は、義父・義母との関わりである」という当初の仮説は、「介護支援におけるジェンダー構造を規定する要因は、義父母との関わり以前に父母との関わりである」と訂正される必要がある。

(2000年12月19日提出)

文部省科学研究費基盤研究 (A) : 10301010

家族生活についての全国調査 (NFR98) 報告書 No. 2-6

## 現代家族におけるサポート関係と高齢者介護

Support Resources and Care for the Aged of the Contemporary Family

石原邦雄・大久保孝治 編

2001年9月

日本家族社会学会  
全国家族調査 (NFR) 研究会