

3) 計測結果

① 世帯所得の世代間連鎖

夫婦等価所得の世代間連鎖をクロス集計で示したのが図表 7 である。夫婦等価所得の定義は、無配偶であれば本人の所得額、有配偶者なら夫婦の合算所得を $\sqrt{2}$ で割った額である。この図表では親子の所得四分位のクロス集計を示している。

図表 7：夫婦等価所得の世代間連鎖 (N=423)

		子				計
		I	II	III	IV	
親	I	51.9	23.1	14.4	10.6	100.0
	II	23.8	29.3	18.8	28.2	100.0
	III	23.3	27.4	12.3	37.0	100.0
	IV	13.9	23.1	21.5	41.5	100.0

図表から明らかなように、所得の低い階層（第 I 所得四分位）と高い階層（第 IV 所得四分位）で相関が高い。親の夫婦等価所得が第 I 所得四分位にある子の 51.9% が第 I 所得四分位に属している。すなわち、本章の課題である私的支援の可能性であるが、低所得層にある高齢者の子どももやはり低所得なので、この単純なクロス集計に基づけば、この所得階層で親子間の経済的支援は期待しがたいことがうかがえる。また注目すべきは親が高所得層（第 IV 所得四分位）にある子も 41.5% が高所得層にあるということである。日本の高齢者データにおいても所得分布の両端で世代間の移動性向が低いことが示された。この結果は、D'Addio (2007) の文献サーヴェイや佐藤・吉田 (2007) の結果とも整合的である。

他の要因をコントロールするため、子の夫婦等価所得を被説明変数に OLS 推計した結果が図表 8 に示されている。なお兄弟・姉妹間の誤差項の相関を統御するための Robust 推計を行っており、以下の OLS 推計でも同様の方法を用いている。

図表から明らかなように、子の学歴・年齢は子の夫婦等価所得に正の効果を与えている。しかし、より興味深いのはこれらの人的資本（教育投資）に関する変数をコントロールしてもなお親の夫婦等価所得が子の夫婦等価所得に正の影響を与えていることである。親の夫婦等価所得が 1 単位上昇すると、子の夫婦等価所得は 0.14 単位上昇する。すなわち、親の夫婦等価所得は子自身の学歴・年齢などをコントロールしても、7 分の 1 ($=1.00 \div 0.14$) が子の夫婦等価所得へと連鎖している。また、子の最終学歴が大卒・院卒と同程度の効果を親の夫婦等価所得が持つためには、親の夫婦等価所得が約 3.6 倍 ($=0.83 \div 0.23$) になる必要がある。

興味深いことに、夫婦等価所得の世代間連鎖は息子と娘で異なっている。短大・高専卒を除くと、学歴の夫婦等価所得に対する効果は息子の方が大きい。また親の夫婦等価所得の係数は娘では有意でなくなる。息子では、その係数が男女計で推計した時よりも 2 倍近く大きくなり、0.23 となっている。すなわち、息子では息子自身の学歴・年齢などをコントロールしても、親の夫婦等価所得は 4 分の 1 近く ($=1.00 \div 0.23$)

が子の夫婦等価所得へと連鎖していることになる⁹。

図表 8：夫婦等価所得の世代間連鎖（OLS 推計）

	男女（息子・娘）計			息子			娘		
	Coef.	[Std. Err.]		Coef.	[Std. Err.]		Coef.	[Std. Err.]	
子 最終学歴：高卒	0.432	[0.106]	***	0.549	[0.156]	***	0.292	[0.151]	*
子 最終学歴：短大・高専卒	0.692	[0.122]	***	0.625	[0.200]	***	0.646	[0.171]	***
子 最終学歴：大卒・院卒	0.756	[0.120]	***	0.826	[0.164]	***	0.621	[0.197]	***
子 年齢	0.061	[0.032]	*	0.078	[0.034]	**	0.087	[0.047]	*
子 年齢二乗	-0.001	[0.000]	**	-0.001	[0.000]	**	-0.001	[0.000]	**
子 有配偶	0.500	[0.091]	***	0.413	[0.158]	***	0.510	[0.124]	***
親 夫婦の等価所得 (ln)	0.132	[0.042]	***	0.231	[0.062]	***	0.043	[0.056]	***
定数項	11.062	[1.038]	***	8.959	[1.301]	***	11.999	[1.411]	***
R ²	0.305			0.343			0.305		
N	423			204			219		

注：***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。ベースは中卒、無配偶。

以上をまとめると、夫婦等価所得は親から子へと世代間連鎖しているが、それは息子にのみ認められ、その大きさは夫婦の等価所得の上昇分の 4 分の 1 程度で学歴の効果よりもかなり小さい。

② 就労収入の世代間連鎖

それでは就労収入の世代間連鎖はどうであろうか。JAHEAD は後期高齢者を調査対象としており、すでに 20 年が経過したことでほとんどが引退しており、就労収入の世代間連鎖を直接計測することはできない。そこで親の就労収入の代理変数として、等価公的年金給付額を使用する。すなわちサラリーマンの場合、公的年金給付額は所得比例となっており、加入期間の平均所得を反映しているので、それを高齢者が就労していた当時の所得の代理変数とみなすことが可能である。等価公的年金の定義は、無配偶であれば本人の公的年金額、有配偶者なら夫婦の合算公的年金額を $\sqrt{2}$ で割った額である。なお、この分析のみ子ども本人に就労収入があるサンプルに限定している。

図表 9：親の等価公的年金と子の就労収入の世代間連鎖（N=283）

親	子	子				計
		I	II	III	IV	
I		27.2	32.6	20.7	19.6	100.0
II		24.6	36.4	16.1	22.9	100.0
III		30.2	26.0	16.7	27.1	100.0
IV		33.7	17.9	14.7	33.7	100.0

図表 9 は親の等価公的年金の四分位（以下、公的年金四分位と呼ぶ）と子の就労収入の四分位（以下、就労収入四分位と呼ぶ）間のクロス集計を示している。夫婦等価

⁹ 学歴や年齢等をコントロールしない場合（ただし定数項あり）、親の夫婦等価所得の係数は、男女計で 0.28、息子で 0.34、娘で 0.22 となった。娘を含め、いずれの係数も 1%水準で有意であった。

所得と比較してあまり明確な傾向をこの図表から読み取ることができない。たとえば、親が第 I 公的年金四分位に属している場合、最も子が多く属しているのは第 II 就労収入四分位の 32.6%である。同様に、親が最も高い第 IV 公的年金四分位に属している場合、子は第 I 就労収入四分位と第 IV 四分位にそれぞれ 33.7%ずつ属している。

このように夫婦等価所得のクロス集計と比較して明確な傾向が読み取れない原因として 2 つの可能性がある。第一に所得比例といっても公的年金制度には再分配機能があるため親の就労収入の代理変数として相応しくなかったことが考えられる。第二に就労収入がある子にサンプルをここでは限定していることなどが考えられる。子どもでも既に引退年齢に差し掛かっているサンプルが一定割合いる。引退前の就労収入が高いために公的年金額が高くなりすでに引退しているような場合、このクロス集計から就労収入の高い子どもから選択的に抜けてしまっている可能性がある。また核所得者とならないことの多い女性の場合、ダグラス・有沢の法則により、配偶者（夫）の所得が高いために労働供給せず、その結果このクロス集計から抜けてしまっている可能性がある。

図表 10：親の等価公的年金と子の就労収入の世代間連鎖（OLS 推計）

	男女（息子・娘）計		息子		娘				
	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]			
子 最終学歴：高卒	0.245	[0.184]	0.341	[0.198]	*	0.369	[0.263]		
子 最終学歴：短大・高専卒	0.199	[0.236]	0.433	[0.242]	*	0.850	[0.293]	***	
子 最終学歴：大卒・院卒	1.071	[0.196]	***	0.702	[0.199]	***	0.974	[0.412]	**
子 年齢	0.054	[0.123]		0.143	[0.094]		0.109	[0.220]	
子 年齢二乗	-0.001	[0.001]		-0.001	[0.001]		-0.001	[0.002]	
子 有配偶	0.046	[0.121]		0.454	[0.148]	***	-0.511	[0.149]	***
親 夫婦の等価公的年金 (ln)	0.043	[0.070]		0.138	[0.055]	**	-0.024	[0.121]	
定数項	12.918	[3.202]	***	10.390	[2.478]	***	11.677	[5.744]	**
R ²	0.167		0.308		0.130				
N	283		152		131				

注：***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。ベースは中卒、無配偶。

図表 10 は親の等価公的年金（すなわち親の過去の就労収入の代理変数）と子の就労収入の世代間連鎖に関する OLS 推計結果を示している。クロス集計ですでに示唆されたようにあまり明確な結果を得られなかった。男女計で有意であるのは定数項以外、学歴（大卒・院卒）のみである。ただし息子のみで推計した場合、親の夫婦等価公的年金は、5%有意であるが、息子の就労収入に正の効果をもたらしている¹⁰。親の夫婦等価公的年金が 1 単位上昇すると、息子の就労収入は 0.14 単位上昇する。すなわち、親の夫婦等価公的年金は息子自身の学歴・年齢などをコントロールしても、7 分の 1（ $=1.00 \div 0.14$ ）が子の夫婦等価所得へと連鎖している。また、息子の最終学歴が大卒・院卒と同程度の効果を親の夫婦等価所得が持つためには、親の夫婦等価公的年金

¹⁰ なお、学歴や年齢等をコントロールしない場合（ただし定数項あり）、親の夫婦等価所得の係数は、男女計で 0.12（10%水準で有意）、息子で 0.21（1%水準で有意）、娘で 0.08（有意でない）となった。

が約 5 倍（ $=0.70 \div 0.14$ ）になる必要があり、相対的に学歴の効果より小さい。ただし先にも述べたように公的年金制度は所得再分配機能があるので、実際の親の就労収入が息子の最終学歴（大卒・院卒）と同じ効果を持つには 5 倍より小さくて済むだろう。

ここでも興味深いことに娘に関しては、親の等価公的年金の係数は有意でない。また本人の仕事収入に与える有配偶ダミーの効果は息子と娘で符号が逆になっている。娘の計測式で有配偶ダミーの係数が有意にマイナスであるのは、夫の就労収入があるのでそれほど自ら就労入を得る必要がないことを意味しているのかも知れない。

以上をまとめると、就労収入の世代間連鎖についても息子については認められ、その大きさは夫婦の等価公的年金（ $=$ 過去の親の就労収入の代理変数）の上昇分の 7 分の 1 程度で、学歴の効果より小さい。

③ 資産の世代間連鎖

最後に資産の世代間連鎖についても確認しよう。図表 11 は貯蓄総額（預貯金・信託・債権・株式等の合計額）の世代間連鎖に関するクロス集計を示している。

図表 11：貯蓄総額の世代間連鎖（N=248）

	子					計
	かなり多い	多いほう	ほぼ平均	少ないほう	かなり少ない	
親 100万円未満	0.0	3.3	14.8	21.3	54.1	100.0
100・500万円未満	1.2	4.7	24.4	29.1	38.4	100.0
500・1000万円未満	0.0	14.3	28.6	28.6	25.0	100.0
1000・2000万円未満	0.0	5.0	32.5	37.5	22.5	100.0
2000万円以上	3.8	9.4	34.0	30.2	22.6	100.0

子ども調査の貯蓄総額の質問項目は、日本の平均的な貯蓄額（約 1400 万円）を示したうえで同世代の世帯と比較してどれくらいか尋ねているだけなので比較的回答率が高い。一方、親調査では、貯蓄総額をカテゴリー変数で直接尋ねる形式を取っており、そのためか約半数のサンプルで不詳や無回答となってしまう。そのため、この図表 11 のクロス集計ではかなりのサンプルが落ちているが、次の統計解析では不詳や無回答はダミー変数として処理しサンプル数を確保している。

子の貯蓄総額が「かなり少ない」に注目すると、親の貯蓄総額が 100 万円未満では 54.1%に達している。また子の貯蓄総額が「ほぼ平均（ $=$ 約 1400 万円）」としている割合は、親の貯蓄総額が高くなるほど増えている。親の貯蓄総額が 100 万円未満だと子の貯蓄総額が「ほぼ平均」であるのは 14.8%しかないが、親の貯蓄総額が 2000 万円以上だと、34.0%の子が貯蓄総額を「ほぼ平均」として回答している。さらに子の貯蓄総額が「かなり多い」のも、親の貯蓄総額が 2000 万円以上では 3.8%いるが、それ以下のカテゴリーではほとんどいない。

図表 12 では貯蓄総額の世代間連鎖に関する順序ロジットモデルの推計結果を示し

ている。この図表では、係数ではなくオッズ比が示されている。オッズ比であるので 1 を超えた場合、その変数は子の貯蓄総額を平均より大ききさせることに寄与していることを意味する。反対に 1 よりオッズ比が小さい場合には、その変数は子の貯蓄総額を平均より小さくさせることに寄与していることを意味する。また説明変数には、親の貯蓄総額以外に、子の貯蓄総額に影響を与えると考えられる、親からの不動産譲渡の有無や 100 万円以上の贈与（金銭・品物）の有無や子本人の 1000 万円以上の負債有無などを加えている。

図表 12：貯蓄総額の世代間連鎖（順序ロジットモデル）

	男女（息子・娘）計		息子		娘				
	Odds比	[Std. Err.]	Odds比	[Std. Err.]	Odds比	[Std. Err.]			
子 最終学歴：高卒	2.190	[0.888]	*	2.961	[1.435]	**	1.268	[0.979]	
子 最終学歴：短大・高専卒	4.181	[1.992]	***	3.011	[2.574]		2.172	[1.779]	
子 最終学歴：大卒・院卒	4.421	[2.002]	***	7.667	[4.520]	***	3.936	[3.398]	
子 年齢	1.065	[0.094]		1.153	[0.135]		1.001	[0.193]	
子 年齢二乗	1.000	[0.001]		0.999	[0.001]		1.000	[0.002]	
子 有配偶	1.573	[0.530]		1.476	[0.875]		2.420	[1.126]	*
子 1000万円以上の借入金有	0.436	[0.196]	*	0.297	[0.111]	***	0.693	[0.215]	
親 貯蓄総額100万円未満	0.944	[0.375]		0.171	[0.110]	***	0.671	[0.354]	
親 貯蓄総額100-500万円未満	1.168	[0.515]		0.659	[0.406]		1.156	[0.477]	
親 貯蓄総額500-1000万円未満	1.444	[0.734]		0.941	[0.662]		1.141	[0.691]	
親 貯蓄総額2000-3000万円未満	0.454	[0.318]		2.072	[2.062]		1.219	[0.656]	
親 貯蓄総額3000-5000万円未満	1.495	[0.782]		0.170	[0.155]	*	0.841	[0.746]	
親 貯蓄総額5000万円以上	0.859	[0.323]		0.655	[0.480]		2.774	[1.769]	
親 貯蓄総額不詳	0.678	[0.265]		0.678	[0.371]		0.879	[0.400]	
親 貯蓄総額無回答	0.443	[0.100]	***	0.373	[0.194]	*	0.908	[0.457]	
親・子 親からの不動産譲渡有	1.872	[0.518]	**	3.025	[1.137]	***	1.969	[1.007]	
親・子 親から100万円以上の贈与有	1.368	[0.277]		1.200	[0.348]		1.416	[0.383]	
親・子 親と同居	0.891	[0.189]		0.785	[0.259]		1.880	[0.809]	
Pseudo R ²	0.060			0.117			0.055		
log pseudo likelihood	-543.955			-233.153			-292.005		
N	422			203			219		

注：***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。ベースは中卒、無配偶、1000 万円以上の借金なし、親の貯蓄総額 1000-2000 万円未満、親からの不動産譲渡なし、親から 100 万円以上の贈与なし、親と別居。

男女計の計測結果では、学歴以外に 5%水準で有意な変数は、親からの不動産譲渡の有無である。親からの不動産譲渡は、子の貯蓄総額（＝金融資産）を高めている。また、世帯所得や就労収入の世代間連鎖と同様、息子と娘で計測結果が異なっている。息子の場合、息子本人の 1000 万円以上の借入金は息子の貯蓄総額を有意に負の相関があり、また親からの不動産譲渡は息子の貯蓄総額と有意に正の相関がある。さらに注目すべきは、以上の変数や学歴などの変数をコントロールしてもなお親の貯蓄総額が 100 万円未満の場合、有意に息子の貯蓄総額を引き下げる効果がある一方、親の貯蓄総額の高い方では、息子の貯蓄総額に有意な効果がないことである。親の貯蓄総額が 100 万円未満のオッズ比は 0.171 という低い値を示している。一方、親からの 100 万円以上の金銭的贈与は不動産譲渡と異なり、息子の貯蓄総額に有意な影響を与えていない。不動産譲渡の方が一般的に金銭的贈与より価値が高いためと考えられる。

ここでも興味深いことに、娘の場合、以上に挙げた変数は貯蓄総額に有意な影響を

与えていない。それどころか娘の場合すべての説明変数が有意でない。

以上をまとめると、貯蓄総額の世代間連鎖に関しては、子ども本人の学歴と、親の貯蓄総額が低い（100万円未満）ことと、親からの不動産譲渡が大きな影響を与えている。

4. 結びにかえて一所得保障政策への含意

本章では日本における高齢者の所得格差や相対的貧困率は先進国の中で相対的に高くなっていることを指摘した上、親子間の経済的支援が他の先進国と比較していまだに重要ではあるが、それが近年崩れつつあることを既存の国際比較データで示した。一方、公的年金の給付水準は低所得層にある高齢者を含め、緩やかに切り下げることが、2004年度年金制度改革のマクロ経済スライド導入により決められている。これらの変化を背景に、本章では低所得層にいる高齢者は子どもから経済的支援を期待できるのか JAHEAD Wave 7 の子ども調査を用い、高齢者と子どもの経済的地位の相関について分析した。

その結果、世帯収入、就労収入、貯蓄総額いずれにおいても息子については経済的地位の世代間連鎖が存在することが定量的に示された。具体的には、学歴や年齢などをコントロールしてもなお世帯年収（夫婦等価所得）の4分の1、就労収入の8分の1が子世代へと連鎖していた。貯蓄総額に関しては、親の貯蓄総額が低い（100万円未満）ことは、息子の貯蓄総額への引き下げ効果を持ち、親からの不動産譲渡は息子の貯蓄総額への引き上げ効果を持つことが明らかになった。なお不動産と比較して相対的価値が小さいためか、親からの100万円以上の金品の贈与は、息子の貯蓄総額に有意な効果は認められなかった。

社会政策的にはこの世代間連鎖の存在は私的支援にこれ以上頼ることの困難さを示している。低所得の高齢者は子どもから私的支援を希望しようとも、その子どもも低所得あるいは低貯蓄である可能性が高いからである。三世帯同居率の低下や少子化といった観点ばかりでなく、経済的地位の世代間連鎖といった観点からも、生活保護の扶養義務範囲を再考する必要がある。

今後の研究課題としてはなぜ娘には経済的地位の世代間連鎖が存在しないか掘り下げて分析する必要がある。

<参考文献>

- D'Addio, C. A., "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility across Generations? A Review of the Evidence for OECD Countries," *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No.52, OECD, Paris.
- Förster, M., and M. Mira d'Ercole (2005) "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s," *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No.22, OECD, Paris (Retrieved from <http://www.oecd.org/dataoecd/48/9/34483698.pdf>).
- Hayashi, F., (1997) *Understanding Saving*, MIT press.
- Horioka, C. Y., (2007) "A Survey of Household Saving Behavior in Japan," *21st COE Program Discussion Paper*, No.179, Osaka University.
- Solon, G., (2004) "A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place," M. Corak (edt.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.
- Yamada, A., and B. H. Casey (2002) "Getting Older, Getting Poorer? A Study of the Earnings, Pensions, Assets and Living Arrangements of Older People in Nine Countries," (joint with), *Luxembourg Income Study Working Paper*, No. 314.
- (2007) "Income Distribution of People of Retirement Age in Japan", *Journal of Income Distribution*, vol.16, No.3-4, pp.31-54.
- 岩田正美 (2007) 『現代の貧困』、筑摩書房。
- ・西沢晃彦編 (2005) 『貧困と社会的排除』、ミネルヴァ書房。
- 小川浩 (2000) 「貧困世帯の現状－日英比較」、『一橋経済研究』、第 51 巻第 3 号:pp. 220-231。
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』、日本経済新聞社。
- 小林江里香・Liang Jersey (2007) 「子どもへの資産提供と老親介護－後期高齢者の全国調査の分析より」、『季刊家計経済研究』、No.74: pp.13-24。
- 駒村康平 (2003) 「低所得世帯の推計と生活保護制度」、『三田商学研究』、第 46 巻 3 号 : pp.107-126。
- 佐藤俊樹 (2000) 『不平等社会日本』、中央公論新社。
- 佐藤嘉倫・吉田崇 (2007) 「貧困の世代間連鎖の実証研究－所得移動の観点から」、『日

本労働研究雑誌』、No.563 : pp.75-83。

橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差—所得と資産から考える』、岩波書店。

——・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』、東京大学出版会。

直井優・藤田英典編 (2008) 『講座社会学 13 : 階層』東京大学出版会。

直井道子・小林江里香・Liang Jersey (2006) 「子どもからのサポートと遺産相続—夫と死別した女性高齢者の場合」『老年社会科学』第 28 卷 1 号: pp.21-28。

星野信也 (1995) 「福祉国家中流階層化に取り残された社会福祉」、『人文学報』、Vol.11 : pp. 23-85。

原純輔・盛山和夫 (1999) 『社会階層—豊かさの中の不平等』東京大学出版会。

中村二郎 (1993) 「化継続性と進学行動に関する実証分析」『経済研究』第 44 卷第 3 号 : pp.212-220。

松浦克己・滋野由紀子 (1996) 「私立校と公立校の選択—塾との関係を考慮した小中学校段階での学校選択」、『女性の就業と富の分配—家計の経済学』所収、日本評論社。

山田篤裕 (2000) 「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」、国立社会保障人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会、pp.199-226。

—— (2002) 「引退期所得格差の OECD 9 カ国における動向 1985—95 年—社会保障資源配分の変化および高齢化、世帯・所得構成変化の影響—」、『季刊社会保障研究』、第 38 卷第 3 号 : pp.212-228。

—— (2004) 「高齢女性はなぜ低所得に陥るのか—縦断調査 (1987—2002 年) に基づく夫の職歴と妻の職歴の影響」、東京都老人総合研究所社会参加・介護基盤研究グループ、『後期高齢期における健康・家族・経済のダイナミクス II』2002—2003 年度研究報告書所収。

—— (2006) 「日本における高齢者の相対的貧困・低所得の分析—公的年金制度とそれ以外の所得要素の影響」日本年金学会『日本年金学会誌』、第 25 号: pp.40-46。

第5章

子どもからの支援

第1節 老親への身体的・経済的・情緒的 支援の実態と子ども間での分担

東京都老人総合研究所 社会参加とヘルスプロモーション研究チーム

小林 江里香

要約

子ども調査データを用いて、後期高齢者とその子ども間での支援の授受の実態が明らかにされた：1)親への身体的支援(身の回りの世話など)量は子ども間での分散が大きい、2)親を経済的に支援している子の割合は低い、3)父親は母親に比べて子どもとの情緒的支援の授受が少ない、4)親と同居する子は別居の子よりも、親の経済的・身体的・情緒的支援を行っているが、別居子の間でも、親と同居するきょうだいの有無で支援の仕方が異なる、5)親に身体的、経済的支援が必要になった場合の子ども間での支援の分担の仕方は、身体的支援については同居子の有無に関わらず特定子が中心的に担い、同居子がいない場合は経済的支援のみ別居子の間で分担される傾向がある。

1. 目的

後期高齢者は、配偶者もまた高齢であったり、死別していることも多く、高齢者支援において子どもが果たす役割は大きいと考えられる。本節の目的は、子ども調査のデータから、後期高齢者である親の支援の実態を明らかにすることである。

この実態把握においては、支援の種類(身体的、経済的、情緒的)と方向性(子から親へ、親から子へ)という点に着目した。一般に高齢者は支援の受け手にとらえられることが多いが、支援を多面的にとらえた場合、常に受け手になっているとは限らない。ある種の支援については子どもから支援を受けているが、別の種類の支援については支援を受け取らず、逆に提供するほうが多いこともあり得る。また、同じ種類の支援について、支援してもらったりしてあげたりという相互の支援の流れがあるとすれば、支援の受領のみを測定していたのでは、高齢者の実態を正確には反映していないことになる。

このように、本研究は高齢の親への支援ということを中心課題としながらも、子が親から受けている支援についても同時に検証することで、子から親への支援の実態についての理解を深めることができると考えている。

また、高齢の親への支援に影響を与え得る要因としては、親との同別居と親の健康状態に焦点を当て、同別居別、健康状態別の支援状況についても示した(分析1)。なお、子どもの性別による親支援の差違については、次節の論文において検討されている。

親との同別居に関しては、高齢者にとって同居子は主要な支援提供者であることが多くの研究で示されてきたが、近年では、子どもとの同居率は低下しており、同居を希望する高齢者も減少している(内閣府, 2007)。そのため、高齢者が子どもからどのような支援を

どの程度受けられるかという問題は、別居子からの支援体制を含めて検討する必要性が高まっている。

同別居に加えて本研究が注目したのは、子ども間で親の支援をどのように分担するかということである。親への支援が単に親との地理的距離のみで決まるのではなく、自分以外に親を支援するきょうだいがいるかが影響を与えているのだとすれば、同じ別居子でも、親と同居するきょうだいの有無で親への支援量は異なるはずである。そこで分析1では、親の支援における同居子と別居子の違いだけでなく、親と同居するきょうだいの有無によって別居子からの支援がどのように異なるかについても分析した。

分析2では、子ども間での支援の分担という課題をより直接的に検証するため、2人以上の子のいる高齢者とその子どもについて家族単位での分析を行い、同居子がいる家族とない家族で、支援の分担の仕方がどのように異なるかを検討した。

2. 分析1：親子間の身体的・経済的・情緒的支援の実態

1) 使用したデータ

第7回調査(2006)において実施された、高齢者面接調査(親票)とその子どもの郵送調査(子票)のデータを用いた。本研究では、子どもから返送された子票のうち、親子のマッチングが可能であった、親票422票と子票685票を分析した(子ども調査の実施方法の詳細は第2章第2節参照)。子ども調査の回答者685人のうち、母親が健在の子は623人(90.9%)、父親が健在の子は371人(54.2%)であった¹。

なお、子どもデータには、子ども調査の回答者の偏りを補正するため、第6章第2節において検討された傾向スコアによる重み付けを行った。

2) 分析に使用した変数

(1) 支援

支援に関する情報は、原則として子ども自身が回答した子票データより得たものである。④の情緒的支援の一部については、子票における項目に加えて、面接調査において親本人が回答した支援についての項目も用いた。

①親との交流頻度

親との交流頻度は、直接的に支援を測定しているわけではないが、支援と強く関連していると考えられ、親子関係の実態把握のために必要な基礎的項目として質問した。

母親、父親別に、「大体何回くらい会ったり、電話や手紙のやりとりをしたりしているか」という、対面、非対面を含む接触頻度を尋ねた。親と同居している場合も、あてはまる回数を選択してもらった。選択肢は、「ほぼ毎日」「1週間に2~5回」「1週間に1回くらい」「1カ月に2,3回」「1カ月に1回くらい」「1カ月に1回より少ない」「まったくない」であり、これを月当たりの回数に換算した頻度を用いた(上記カテゴリをそれぞれ30,15.05、

¹ 子票において両親の健在情報が欠損値の場合(母親:8件、父親:9件)は、面接対象者の性別と面接対象者の婚姻状況より推定した。

4.3、2.5、1、0.5、0回とする)。

②身体的支援

身体的支援とは、時間や労力といったサービスを提供する支援のことであり、質問文では、「何らかの手伝いや身の回りの世話（例えば、家事や買い物、用事の手伝い、介護・看病など）」というワーディングを用いた。なお、親から子への支援については、かつこ内の例の中に「子どもの世話」も追加されていた。

子から親への支援としては、上記のような支援を、父親や母親のためにこの1年間にどのくらいしたかを、子ども自身と、子どもの配偶者がした支援に分けて尋ねた。また、親から子への支援としては、父親や母親が、子ども（子ども夫婦）のためにこの1年間にした支援について、両親合わせてどのくらいしたかを尋ねた。

支援量については、まず、頻度を「毎日」「週に4～6日」「週に1～3日」「月に1～3日」「年に数回くらい」「まったくしていない（されていない）／必要ない」から選択し、年に数回以上した場合は、平均すると1日あたり何時間くらいしたかを、「1時間以内」「1時間より多く～2時間以内」「2時間より多く～3時間以内」「3時間より多く～4時間以内」「4時間より多く～5時間以内」「5時間より多い」から選択した。

頻度については年間日数に換算し、1日当たりの時間を掛けて、年間での総時間を計算した²。日数や時間の数値化にあたっては、カテゴリの中央の値（例：「週に4～6日」=週5日×4.3週×12カ月=年258日、「年に数回くらい」=年に1～11回=6日、「4時間より多く～5時間以内」=4.5時間、「1時間以内」=0.5時間）をとった。1日当たりの時間の「5時間より多い」については、睡眠、食事などの生理的活動に必要な時間を引いた13時間を上限として³、中央の9時間とした。また、子から親への支援については、子どもと子どもの配偶者のした支援時間を合計した。

③経済的支援

経済的支援については、「お金をあげる、何かの費用を出してあげるなどの経済的援助(祝い金も含む)」を、この1年間に、あなた（あなた方ご夫婦）が、父親や母親にどのくらいしたかと、父親や母親が、あなた（あなた方ご夫婦）に、どのくらいしたかを尋ねた。選択肢は、年額と月額を併記する形で、「まったくしていない（援助されていない）、または援助は必要なかった」「年額6万円未満」「年額6万円以上12万円未満（月あたり5千円～1万円未満）」「年額12万円以上60万円未満（月あたり1～5万円未満）」「年額60万円以上120万円未満（月あたり5～10万円未満）」「年額120万円以上（月あたり10万円以上）」となっていた。

² 「1日当たりの時間」が欠損値の場合は頻度別の平均時間を代入した。「頻度」が欠損値の場合は、年間時間も欠損となっている。

³ 「平成18年社会生活基本調査」（総務省統計局, 2007）より、一次活動の1日の平均時間は10時間37分だったため、24時間-11時間=13時間とした。

④情緒的支援

子票では、母親、父親別に、「(母親／父親が) 心配ごとや困りごとについて話したがっているとき、どのくらい聞いてあげるか」と、「(母親／父親は) あなたが心配ごとや困りごとについて話したがっているとき、どのくらい聞いてくれるか」を尋ねた。選択肢は、「いつも聞いてあげる (くれる)」「たいてい聞いてあげる (くれる)」「ときどき聞いてあげる (くれる)」「あまり聞いてあげない (くれない)」「ぜんぜん聞いてあげない (くれない)」「母／父は心配ごとを話さない (母／父には心配ごとを話さない)」であった。

また、親票では、「心配ごとや困りごとがあるとき、まわりの人たちの中で、あなたの言うことに耳をかたむけてくれる人」について尋ねた。この質問に対し、該当の子が、当てはまる相手として2番目までに挙げられたかどうかを分析した。この質問は、本人への面接調査のみで質問されているため、代行調査を完了した親については、この問いの集計から除外されている。

(2) 親との同居

親と同居しているか否かは、子票、親票の両方の情報があるが、子ども自身の回答を優先させ、子どもがこの項目に回答していなかった場合のみ親票の情報を用いた。子票における「同居」には二世帯住宅も含まれている。

親と別居している場合は、さらに、自分以外のきょうだいと同居している場合と、同居していない場合に分け、「同居」「別居 (同居子なし)」「別居 (同居子あり)」の3カテゴリとした。同居するきょうだいの有無については、親票の情報を用いた。この3カテゴリの重み付けによるデータ補正後の割合は、それぞれ28.1%、36.6%、35.3%であった。

親と別居している子どもについて、子票における親との地理的距離 (通常の手手段での内訳は、表1のようになっていた。データ補正後の値で見ると、30分未満の比較的近距离に住む別居子が全体の約4割を占めていたが、2時間以上離れた所に住む子も3割近くいた。親と同居するきょうだいの有無別にみると、「別居 (同居子あり)」のほうが「別居 (同居子なし)」よりも、やや親の近くに住んでいる傾向があった ($\chi^2=10.9$, $df=5$, $p<.10$)。

(3) 両親の健康状態

両親の健康状態についての変数は、親の面接調査において得られた、対象者本人と対象者の配偶者の状況から作成した。面接対象者の配偶者は死亡している場合もある。

健康状態は、日常生活動作 (ADL) 6項目 (入浴、衣服着脱、食事など) と手段的 ADL4項目 (身の回り品の買い物、電話をかけるなど) の計10項目中、人の手助けなく行うことを「難しい」 (少し難しい～まったくできない) と回答した動作が1項目以上あった場合を「非自立」、ない場合を「自立」とした。

代行調査では、面接対象者の配偶者の健康状態を質問していなかったため、便宜的に、代行者が配偶者だった場合は「自立」、配偶者は健在だが代行者となっていない場合は「非自立」とした。もっとも、代行調査となった親73人 (422人中) のうち配偶者が健在の親

は 17 人だけで（うち 12 人は配偶者が代行者）、これに該当するケースは少なかった。

以上の情報と面接対象者の性別を組み合わせると、子どもの視点では、母親、父親それぞれについて「自立」「非自立」「死亡」の 3 カテゴリーがあり、両親の状況としては $3 \times 3 = 9$ カテゴリーあることになるが、父親のみ健在のケースや、両親とも非自立のケースなどは該当数が少なかった。そのため、両親の健康状態としては、支援を必要とする親の有無と、子ども以外に支援を提供できる家族がいるかという観点から、①自立の親のみ（両親とも自立または片親のみ健在で自立）、②自立と非自立（両親健在で、片方の親は自立だが、もう片方は非自立）、③非自立の親のみ（両親とも非自立または片親のみ健在で非自立）の 3 つのカテゴリに分けた。データ補正後の割合は、それぞれ 53.6%、15.0%、31.4%である。

表 1 別居子における親との地理的距離

親との 地理的距離	別居		別居子 全体 (n=1,520)	参考: 重みなし (n=413)
	同居子なし (n=774)	同居子あり (n=746)		
10 分未満	140 18.1%	161 21.6%	301 19.8%	99 24.0%
10-30 分未満	147 19.0%	150 20.1%	297 19.5%	90 21.8%
30 分-1 時間未満	94 12.1%	109 14.6%	203 13.4%	60 14.5%
1-2 時間未満	121 15.6%	109 14.6%	230 15.1%	52 12.6%
2 時間以上	234 30.2%	176 23.6%	410 27.0%	87 21.1%
DK/NA	38 4.9%	41 5.5%	79 5.2%	25 6.1%

(4) データの分析方法

分析は子ども単位で行い、(2)親との同別居別と(3)両親の健康状態別に、(1)の支援状況の割合や平均値を示した。図中に示した割合については、無回答 (DK/NA) を含めた割合となっている。なお、図を説明する文章中には示されていないが、無回答のケースを除外した上で、(2)(3)により(1)の支援状況に 5%水準で有意な違いがあるかを χ^2 検定により確認した。有意な関連が見られなかった場合は本文中で言及している。

また、前述のように、子どもデータには重み付けを行ったため、重み付け後の見かけ上の対象数は、実際の有効票数 685 から、依頼対象となった子全体の対象数 (N=2,136) に近い数 (2,115 前後) となっている。このように、分析 1 において報告している平均値や割合は、重み付けによるデータ補正をした後の値であるが、データ補正を行わない場合は、

以下で報告している補正後の値よりも、子から親への支援、親から子への支援ともに支援している割合がやや高かった。また、第6章第2節によれば、データ補正後の支援割合でも、仮に調査の依頼対象となった子ども全員から回答を得られていた場合より高い可能性がある。

3) 結果

(1) 親との交流頻度

同居子を含む子ども全体では、母親との月あたりの交流頻度は平均 11.8 回、父親とは平均 10.9 回であった。表 2 は、親との同別居別に平均値を示したものである。同居の場合は母親、父親とも月に 25 回以上と、ほぼ毎日交流しており、当然ながら別居の子に比べて頻度が高かったが、別居子の間でも、親と同居するきょうだいがいない場合（同居子なし）のほうが、いる場合よりも交流頻度が有意に高いという違いが見られた。母親と父親を比べると、母親との交流頻度のほうが高い傾向が見られる。

表 2 親との同別居と交流頻度：月当たりの回数

	同居	別居 (同居子なし)	別居 (同居子あり)	分散分析結果
母親との交流	26.69(8.21) a	7.85(9.69) b	4.81(7.92) c	F(2,1873)=1017.6, p<.001
父親との交流	25.48(9.36) a	6.93(9.40) b	4.25(6.76) c	F(2,1127)=579.7, p<.001

注) 平均値 (かっこ内は標準偏差)。同じ行内で異なる添え字をもつ平均値は、Scheffe の多重比較により、5%水準で有意差があることを示す。

また、表 3 は、両親の健康状態別にみた交流頻度の平均値であるが、同居子を含む頻度と、同居子を除き別居子のみで見た頻度の両方を示した。同居子を含む場合、母親、父親ともに、非自立の親のみが健在の場合の交流頻度が相対的に高い傾向が見られた。この傾向は、母親との交流に関しては別居子のみを対象としても同じであったが、父親の場合は、別居子のみの場合には両親の健康状態による交流頻度の有意差は見られなかった。

表 3 両親の健康状態と交流頻度：月当たりの回数

	自立の親のみ	自立と非自立	非自立の 親のみ	分散分析結果
母親との交流				
同居子を含む	11.13(12.31)a	11.04(12.06)a	13.23(13.13)b	F(2,1873)=5.76, p<.001
別居子のみ	5.74(8.19) a	6.46(8.70) ab	7.50(10.42) b	F(2,1375)=4.96, p<.01
父親との交流				
同居子を含む	10.91(12.27)ab	9.79(11.72)a	12.82(13.05)b	F(2,1127)=3.16, p<.05
別居子のみ	5.93(8.73)	5.32(7.93)	5.83(8.19)	F(2,834)=0.439, 有意差なし

注) 表 2 に同じ

(2) 過去1年間の身体的・経済的支援

過去1年間に、子どもとその配偶者が親のためにした身体的支援については、年10時間未満（全くなしを含む）が全体の約3分の1を占める一方で、年100時間以上（500時間以上を含む）も同程度いるなど、全体にばらつきが大きかった（図1）。親が子どものためにした支援については、子どもの場合と質問形式が異なるので単純な比較はできないが、子どもの7割近くは親から支援を受けていないことが示されている。

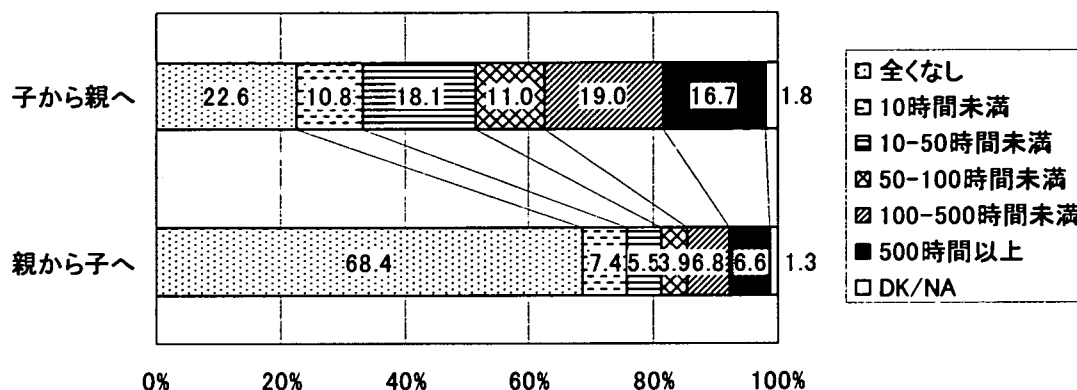


図1 過去1年間の身体的支援（身の回りの世話、介護・子守など）

注) 子、親ともに配偶者がした支援を含む

他方、過去1年間の経済的支援については、身体的支援ほどには、子から親という支援の方向性が明確ではない（図2）。子、親ともに、この1年に全く支援していない人が半数を占めており、年6万円以上提供した割合でみると、「子から親へ」が20%、「親から子へ」が25%で、むしろ親から支援を受けた子の割合のほうが高かった。

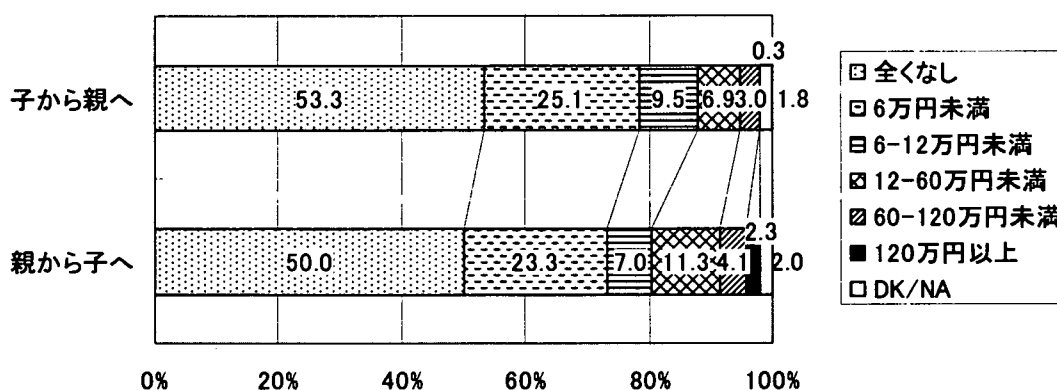


図2 過去1年間の経済的支援（祝い金を含む金銭提供）

注) 子、親ともに配偶者がした支援を含む

次に、身体的支援については年に100時間以上、経済的支援については年に6万円以上

支援した割合を、親との同別居別に示したのが図3である。

身体的支援については、親への支援、親からの支援ともに、同居しているか否かの差が大きく、同居している場合に100時間以上支援した割合が高くなっていた。子から親への身体的支援については、別居子では、親と同居するきょうだいがいないほうがいる場合よりも、支援割合が高くなっていた ($\chi^2=9.18, df=1, p<.01$)。

経済的支援については、身体的支援ほど同別居の差は大きくないものの、親への支援については、身体的支援と同様に、「同居」「別居(同居子なし)」「別居(同居子あり)」の順で親を支援した割合が高かった。

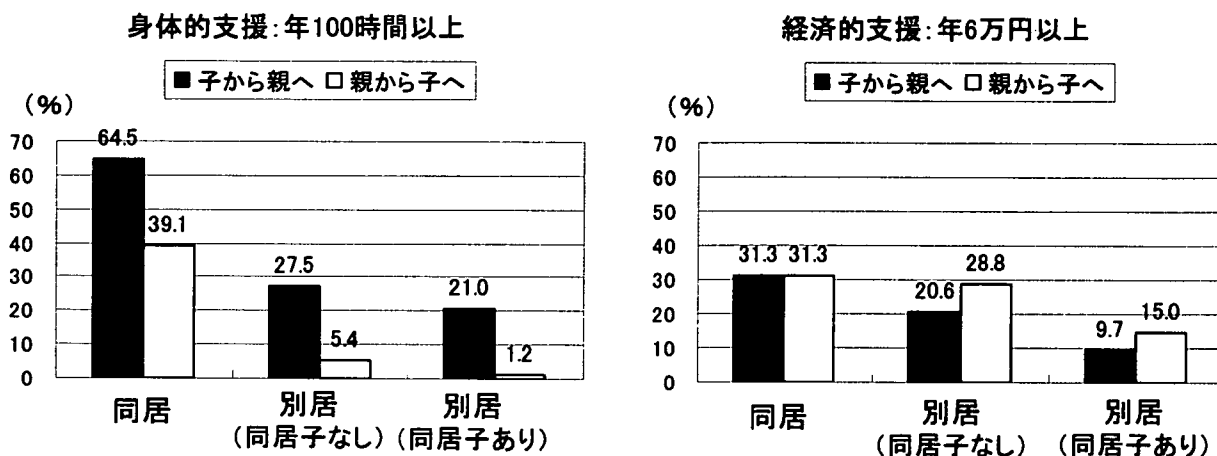


図3 親との同別居と身体的・経済的支援

図4は、両親の健康状態別に、年に100時間以上の身体的支援、および年に6万円以上の経済的支援を実施した割合をみたものである。非自立の親のみの場合、子どもの半数は親を100時間以上支援しているが、非自立の親以外に自立した親がいる場合には、この割合は30%余りとなり、自立の親のみの場合の割合により近かった。また、非自立の親のみの場合、年6万円以上親を支援した割合も、自立の親がいる場合に比べて若干高くなっていた。親から支援を受けた割合については、身体的、経済的支援とも、自立の親のみの場合により高くなっており、子どもからの支援とは逆の傾向を示していた。

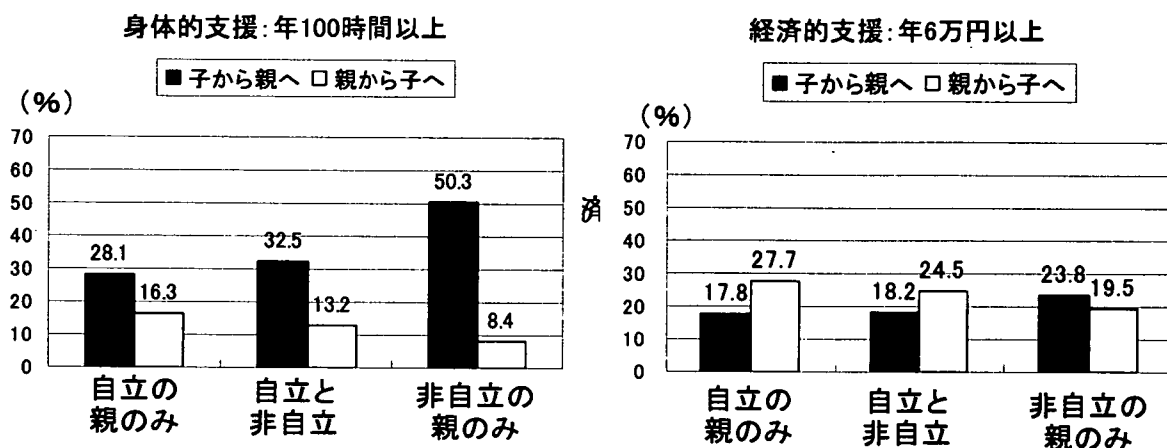


図4 両親の健康状態と身体的・経済的支援

一方、表4は、過去1年間の身体的・経済的支援について、同じ子どもの中で、親への支援、親からの支援のどちらが多かったかを示したものである。

身体的支援については、全体では、「親子とも支援せず」が2割、「同程度支援（10時間以内の差）」が1割強で、合わせて3割程度は支援の授受が均衡していたが、「子のほうが多く支援」が5割強を占め、「親のほうが多く支援」を大きく上回っていた。また、親との同別居別、両親の健康状態別に見ると、親と同居する子や、自立の親のみの場合には、「親のほうが多く支援」の割合が高くなるが、その場合でも、「子のほうが多く支援」が「親のほうが多く支援」の割合より高い傾向は同じであった。

他方、経済的支援については、全体の約4割は支援の授受が均衡しているが（「親子とも支援せず」または「同程度支援」）、親からより多く支援を受けた子の割合のほうが若干高いことがこの図からも確かめられた。「親のほうが多く支援」が「子のほうが多く支援」より上回っている傾向は、特に、親と同居するきょうだいのいない別居子や、自立している親がいる子において見られた。親と同居する子では、子の支援のほうが多い子と親の支援のほうが多い子の割合が同程度であり、非自立の親のみの場合は、子の支援のほうが多い割合が高くなっていた。

表4 親子間の身体的・経済的支援の授受のバランス

		N(重 み付け 後)	親子間の支援授受のバランス(%)				不明
			親子とも 支援 せず	同程度 支援	子の方 が多く 支援	親の方 が多く 支援	
【身体的支援】							
全体		2,114	19.8	11.4	56.5	9.3	3.0
親との 同別居	同居	595	3.4	7.1	62.7	23.2	3.7
	別居(同居子なし)	774	21.3	12.4	56.8	6.3	3.1
	別居(同居子あり)	746	31.4	13.9	51.2	1.2	2.3
両親の 健康状態	自立の親のみ	1,134	23.8	12.8	47.0	13.8	2.6
	自立と非自立	664	15.1	11.0	62.1	7.3	4.4
	非自立の親のみ	317	15.4	9.2	70.0	2.4	3.0
【経済的支援】							
全体		2,114	28.2	11.2	25.5	31.4	3.7
親との 同別居	同居	596	23.3	12.2	30.0	29.9	4.5
	別居(同居子なし)	775	24.3	11.2	24.1	36.3	4.1
	別居(同居子あり)	746	36.2	10.3	23.3	27.6	2.5
両親の 健康状態	自立の親のみ	1,132	29.2	11.0	20.9	35.3	3.4
	自立と非自立	319	22.9	15.0	25.7	33.9	2.5
	非自立の親のみ	664	29.1	9.6	33.3	23.5	4.5

注)「同程度支援」は、身体的支援については、子の支援と親の支援の年あたりの時間の差が10時間以内の場合、経済的支援については、子から親、親から子の支援で同じ金額のカテゴリを選択している場合とした。

(3) 情緒的支援

母親、父親のそれぞれについて、「心配ごとや困りごとについて話したがっているとき、どのくらい聞いてあげるか」という子から親への情緒的支援については、相手が母親の場合は約6割、父親の場合は約5割が、「いつも」または「たいてい」聞いてあげる、と回答していた（図5）。父親のほうが支援を受けている割合が低い、これは、「父は心配ごとを話さない」とした割合（24%）が、母親の場合（12%）の2倍と高かったためである。

他方、子ども自身に心配ごとや困りごとがある場合、母親のほうが父親よりも「いつも聞いてくれる」割合は高いが、母親、父親に対してとも「(母/父には)心配ごとを話さない」とした子どもが4割近くを占めていた（図6）。

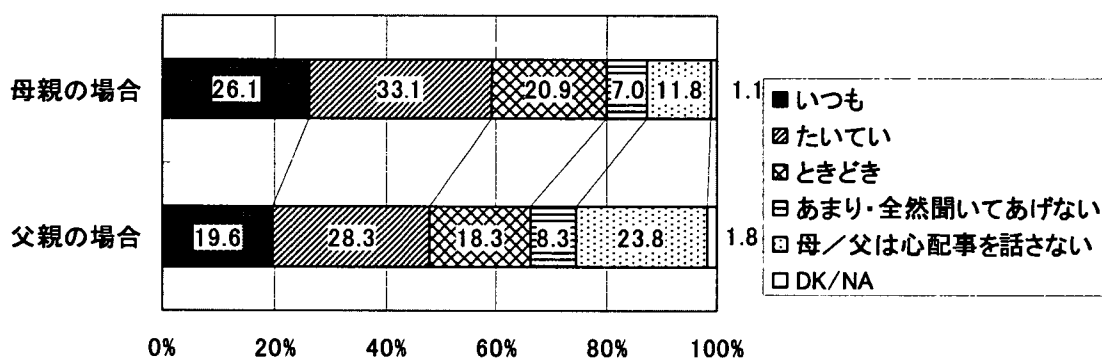


図5 母/父が、心配ごとや困りごとについて話したがっているとき、どのくらい聞いてあげるか（親への情緒的支援）

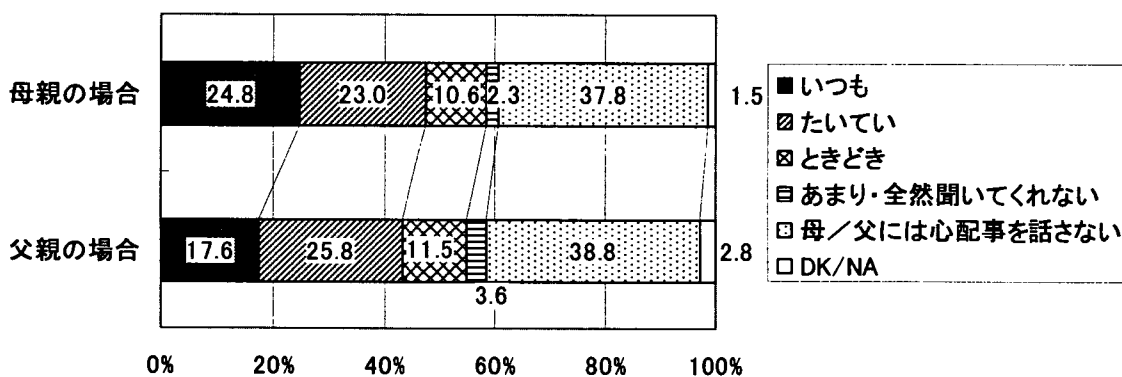


図6 あなたが心配ごとや困りごとについて話したがっているとき、母/父はどのくらい聞いてくれるか（親からの情緒的支援）

次に、このような情緒的支援について、「いつも」または「たいてい」聞いてあげる（聞いてくれる）とした割合を、親との同別居別に示した（図7）。親に対してこのような情緒的支援をしている割合は、母親、父親に対してとも、同居子、別居子（同居子なし）、別居

子（同居子あり）の順で高くなっていた。親と同居するきょうだいのいる別居子の場合、父親への情緒的支援、父親からの情緒的支援の割合とも低く、この傾向は母親との支援の授受より顕著であった。

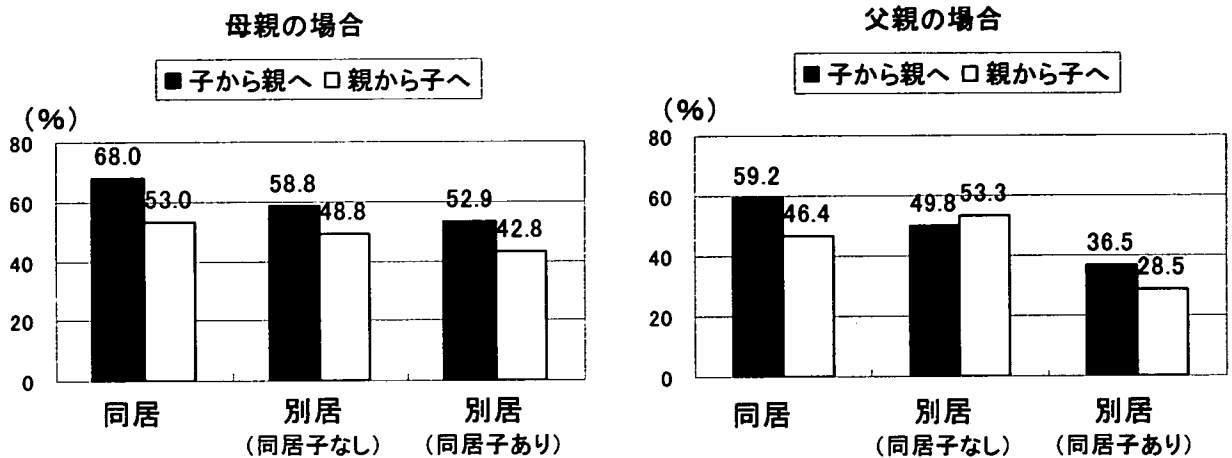


図7 親との同別居と情緒的支援

注) 心配ごと、困りごとがあるとき、「いつも」または「たいてい」聞いてあげる（聞いてくれる）割合

図8には、このような情緒的支援を両親の健康状態別に示した。身体的・経済的支援では、子どもからの支援は、非自立の親のみの場合が最も高くなっていたが（図4）、情緒的支援の場合、特に母親に対してはこの傾向は当てはまらなかった。自立の親のみの場合、親への情緒的支援、親からの情緒的支援とも、その割合に大きな差はないが、非自立の親のみの場合は、親から支援を受ける割合が低かった。

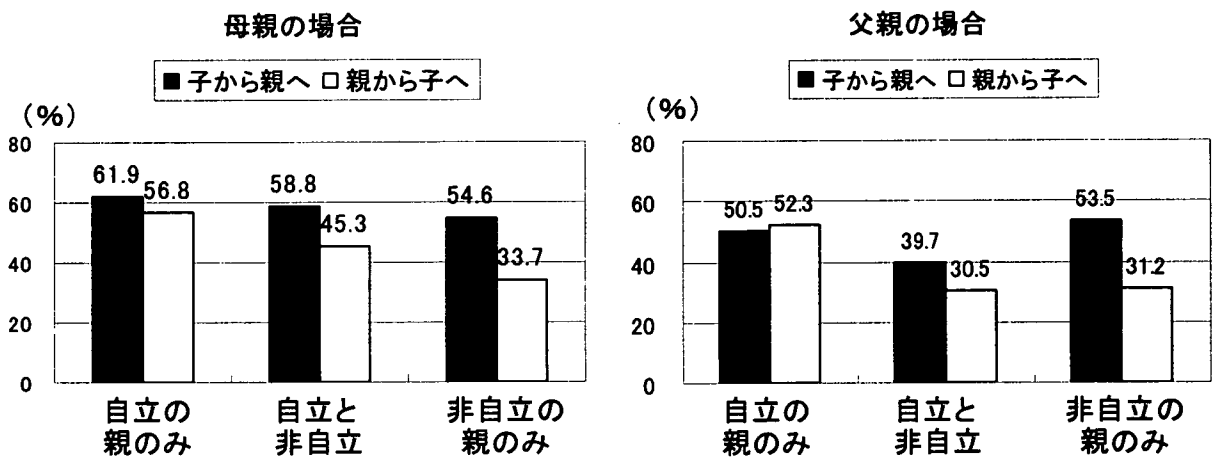


図8 両親の健康状態と情緒的支援

注) 心配ごと、困りごとがあるとき、「いつも」または「たいてい」聞いてあげる（聞いてくれる）割合