

子どもの精神的健康と家族関係・友人関係

——思春期前後における世帯内外のネットワーク構造効果

野沢 慎司

(明治学院大学社会学部 教授)

1. はじめに —— 子どもにとっての「家族・コミュニティ問題」

家族関係の紐帯と、友人関係など世帯外に形成・維持されているコミュニティの紐帯とが相互にどのように連動しながら変動しているのかを問う「家族・コミュニティ問題」(野沢 2009a)へのアプローチ法を、思春期前後の子どものウェルビーイング研究に応用することが、本稿の目的である。この問題へのアプローチは、E. ボットの古典的研究(Bott 1955=2006)からB. ウェルマンの「コミュニティ問題」(Wellman 1979=2006; Wellman and Wellman 1992)を経由する過程で、社会的ネットワーク論、とりわけパーソナル・ネットワーク分析の方法論(野沢 2009b)と強く結びついて発展してきた。家族内の紐帯と広義のコミュニティ・ネットワークがどのようなメカニズムを通じて子どものウェルビーイングにいかなる効果を及ぼすのかを広く捉える意味で、このアプローチは一定の有効性をもつ。本稿では、首都圏の核家族世帯の父母(夫妻)とその子どもの三者から得られたデータを使用して、世帯内の夫婦間・親子間の関係と世帯外の親密なネットワークの構造特性の双方が子どもの精神的健康にもたらす効果を探索する。

2. 子どものウェルビーイングに対する家族・ネットワーク構造効果の探究

近年、とくに貧困との関連から子どもの心身の健

康を含むウェルビーイングへの関心が高まっている(阿部 2008; 山野 2008)。家族の経済的格差が子どもの育つ環境の格差となって子どもたちのウェルビーイングに多様な影響を及ぼすことは疑いえないが、従来から追究されてきた家族関係や世帯外ネットワークの効果など他の要因と比較検討しながら、子どもたちの望ましい成長に資する条件を再検討する必要性が生じていると言えるだろう。

親の養育行動や親との関係が子どもに及ぼす影響に関する研究には一定の蓄積があるが、思春期前後の子どもたちについての研究は必ずしも多くない。いくつかの先行研究は、親からのサポートの程度が高いほど、子どもの心理的ウェルビーイングが高まることをほぼ一貫して示唆している(末盛 2007)。中学生とその母親を対象とした末盛(2000)は、母親の情緒的サポートが高まるほど、子どもの自尊心が高まることを明らかにしている。一方、石川(2004)は、小学5年生から中学3年生までの子どもと親への調査データを使って、父親の情緒的サポートが(とくに中学男子の)精神的健康状態を向上させ、父親の統制が(とくに中学女子の)精神的健康状態を低下させる傾向を見いだした。中学生とその父母を対象にした平山(2001)は、父親の家庭関与度(この尺度は子どもとの関わりだけでなく夫婦間の情緒的サポート授受にあたる質問項目を含む)が高いほど子どもの精神的健康が良好であることを示唆している。親子間の支援的な関係は、基本的に子どもの精神的健康を高めると予想される。

この研究もそうだが、最近では母親だけでなく

父親の影響にも関心が集まり、また子どもと親との関係だけでなく、親同士の夫婦関係が子どもに及ぼす影響にも眼が向けられつつある (Fincham 1998; 末盛 2007)。例えば、9～11歳の子どもとその父母を対象とした菅原ほか (2002) では、両親 (夫婦) 間の愛情関係の強さと子どもの抑うつ傾向とは有意な相関がなかったが、他の要因を介して間接的に抑うつに影響を及ぼしていることが示唆された。中学生を対象とした高橋 (1998) は、子どもが評価した両親 (夫婦) 間の愛情や葛藤解決の良好さの程度が子どもの精神的健康に及ぼす直接・間接の効果を検討したが、学年や性別によって結果が分かれ、夫婦関係の良好さによる一貫した強い効果は見られなかった。中学3年生に関しては、両親間の葛藤解決が良好であるほど子どもの精神的健康が悪いという予想外の直接効果もあり、夫婦関係が子どもに及ぼす影響は単純ではない。

この問題の展開可能性のひとつは、世帯内の夫婦関係に限らず、親や子どもの社会的ネットワークを含めた広い社会的文脈に眼を向けることにある。例えば末盛 (2008) は、夫婦関係満足度と母親の支援的な世帯外ネットワークがいずれも母親から子どもへの支援的行動を増加させる傾向があることに加えて、夫婦関係満足度の低さが子どもへの支援的行動を低める効果は母親のサポート・ネットワークが豊富である場合には弱まることを見いだした。また、スイスの大規模データを使ったWidmer et al. (2006) は、夫婦関係の質や夫妻の精神的健康度などを統制したうえで、夫妻とも親族や友人との強い紐帯が豊富なネットワーク類型の夫婦は子育てに関して感じる困難がもっとも少ないという結果を導いた。これらの研究は、親子関係の良好さが夫婦関係とネットワーク構造の両方から複雑に規定されていることを示して研究の視野を拡張した点でとりわけ意義がある。

子どもの精神的健康へのネットワーク効果を検討するにあたっては、ネットワーク共有度などのネットワーク特性と夫婦の結婚満足度や抑うつとの関連を検討したStein et al. (1992) が参考になる。49組の夫婦にインタビューしたこの研究は、

夫婦共通の紐帯が多いネットワークに埋め込まれていることがとくに妻のウェルビーイングを高めること、配偶者とは分離した友人ネットワークをもつことは妻のウェルビーイングには肯定的な効果を、夫のそれには否定的な効果を及ぼすことなどを明らかにした。一方、本稿が扱う調査データ (後述) とほぼ同じ母集団をターゲットにした1999年「現代核家族調査」データを分析した野沢 (2001) は、親しい相手の夫婦間共有が高いほど夫婦間のみならず親子間の紐帯が強いこと、子どもの親友を母親が多く知っているほど父子間・母子間の紐帯が強いことを見いだした (別データの関連分析として野沢 (1995, 1999) も参照)。また、同データの分析から、親密な相手を配偶者が知っている夫婦ほど夫婦関係満足度が高く、子どもの親友を母親が知っているほど子どもや父親の親子関係満足度が高いことも示唆されている (野沢 2004)。

家族メンバー間のネットワーク共有・重複が子どもや親のウェルビーイングを増進させるという上記の知見は、J. コールマンが社会関係資本の概念をめぐって展開した「ネットワーク閉鎖性」に関わる議論と関連している (Coleman 1988 = 2006)。彼は、高校生の中途退学率を従属変数とした分析を例示しつつ、友人関係にある子どもの親同士が知り合いでそこに連帯が生じている環境においては、互いの子どもをモニターしやすく、一定の規範が生成して効果的な制裁が行われるため、よりよい教育達成効果 (低い中退率) が生じると論じた。このように友人関係のある子どもの親同士にも知り合い関係がある状態をコールマンは「世代間閉鎖性」のあるネットワークと呼んだ。換言すれば、親子間にネットワークの重なりが大きいほど子どもにより効果もたらされるという仮説である。

コールマンの議論における「ネットワークの閉鎖性」は必ずしも数量化が容易な概念とは言えないが、子世代内部と親世代内部と両世代間に個人間の紐帯が多数存在する状態を指すと見られ、ネットワーク密度や上述のネットワーク共有度などにほぼ対応するものと考えられる。しかし、この

ネットワーク閉鎖性が、教育達成を含む子どものウェルビーイングにとってつねに肯定的な結果をもたらすかどうかは議論の余地がある。少なくとも成人にとっては、ネットワーク閉鎖性の対極にあたる、「構造的隙間」の多い（知り合い関係の少ない）ネットワークを持つことがむしろ高い業績をもたらすとするR. パート（Burt 2001 = 2006）からの反論もある（育児期の母親に関する松田（2008）の議論も参照）。少なくとも子どもの精神的健康にとって親子間の世代間ネットワーク閉鎖性もたらす効果は自明ではない。子どもの成長が父母からの自立をとまなうものならば、子どもの発達段階やジェンダーによってもその効果は異なるだろう。さらに、子どもの友人間や親夫婦間にみられる世代内ネットワーク閉鎖性（ネットワーク密度や共有度）の効果も同時に検討する必要がある。

このように既存研究からは未知の部分が多いため、以下の分析では、子どもとその父母の親密なネットワークの構造（閉鎖性）に関わる変数をできるだけ取り入れながら、先行研究の示唆する知見と関連づけた探索的分析を試みる。

3. データの特性と主要な変数

(1) データの特性

分析に使用するものは、財団法人家計経済研究所によって2008年6月に実施された「現代核家族調査」によるデータである。この調査は、東京駅から半径30km圏内の市区町村に居住する妻の年齢が35～49歳の核家族世帯を対象としている。調査の回答者は、妻と夫、およびその子ども（9～18歳／小学4年生から高校3年生に相当）の三者である。三者それぞれに対して異なる調査票を使った訪問留置法を採用した。該当子が複数の場合は最年長の子のみを調査対象とし、子どもがいない場合は夫婦のみを対象とした。

調査地点を100地点とし、層化二段無作為抽出法によってサンプリングを行った。総アタック数3,883世帯に対して回収世帯は1,021世帯（回収率26.3%）である。以下の分析においては、このう

ち、該当する子どもがおり、妻票・夫票・子票がすべてそろっている413世帯に関するデータを使用する（サンプリングおよび調査方法の詳細については、財団法人家計経済研究所編（2009）参照）。

(2) 従属変数 —— 子ども抑うつ尺度

本研究では、子どもの精神的健康の指標として、「子どもの抑うつ傾向」を取り上げる。具体的には、先行研究の菅原ほか（2002）などで使用されている「子どもの抑うつ自己記入尺度（Child Depression Self-rating Scale = CDSS）」日本語版の18項目のうち、下記9項目で構成される簡略版尺度を従属変数とした。①楽しみにしていることがたくさんある、②泣きたいような気がする、③逃げ出したいような気がする、④元気いっぱいだ、⑤やろうと思ったことがうまくできる、⑥いつものように何をしても楽しい、⑦独りぼっちな気がする、⑧落ち込んでいてもすぐに元気になる、⑨とても悲しい気がする、の各項目に対して、「いつもそうだ（0点）」「ときどきそうだ（1点）」「そんなことはない（2点）」の3件法で回答してもらった点数を（②、③、⑦、⑨の項目は逆転して）加算した尺度である（9項目に関するクロンバックの信頼性係数の値は $\alpha = .814$ ）。これを子どものウェルビーイングの重要な一側面である精神的健康を示す指標として使用し、以下の分析における従属変数とする。

(3) 独立変数 1

—— 親子間・夫婦間の情緒的サポート授受

重要な独立変数として、親子間および夫婦間のサポート授受の尺度を作成した。まず、親子間に関しては、子どもの回答（子ども票）からみた母親と父親それぞれとの情緒的サポート授受についての評価尺度を作成した。母親と父親それぞれに関する質問、①お母さん（お父さん）はあなたの心配事や悩みを聞いてくれますか、②お母さん（お父さん）はあなたの能力や努力をほめてくれますか、③あなたはお母さん（お父さん）の心配事や悩みを聞いてあげますか、④あなたはお母さん（お父さん）をえらいと思いますか、の各項目

図表-1 主要変数の記述統計

主要変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
子ども抑うつ尺度(0~18点) [C]	408	.00	18.00	5.59	3.74
母子間情緒的サポート授受 [C]	407	.00	4.00	3.23	.93
父子間情緒的サポート授受 [C]	402	.00	4.00	2.67	1.13
父母との情緒的サポート授受(平均値) [C]	407	.00	4.00	2.95	.89
夫婦間情緒的サポート授受 [W]	410	4.00	16.00	11.48	2.61
夫婦間情緒的サポート授受 [H]	402	4.00	16.00	11.66	2.52
夫婦間情緒的サポート授受(平均値) [H&W]	413	4.00	16.00	11.56	2.30
悩みを話せる友人数(4人まで) [C]	404	.00	4.00	2.75	1.46
母が顔と名を知っている友人数(4人まで) [C]	403	.00	4.00	2.83	1.31
父が顔と名を知っている友人数(4人まで) [C]	403	.00	4.00	1.48	1.45
子どもの親密な友人ネットワーク密度(規模2以上) [C]	396	.00	1.00	.816	.260
親密者の夫との共有人数(4人まで) [W]	413	.00	4.00	2.34	1.40
親密者の妻との共有人数(4人まで) [H]	413	.00	4.00	1.97	1.56
夫婦間親密者共有人数(平均) [H&W]	413	.00	4.00	2.16	1.16
子どもの年齢 [C]	413	9	18	13.41	2.63
母親(妻)の教育年数 [W]	411	9.00	18.00	13.95	1.82
父親(夫)の教育年数 [H]	404	9.00	18.00	14.45	2.33
世帯年収(近似値/万円) [W]	389	199.00	2000.00	840.48	390.17

注) 独立変数欄の[]はその変数がどの調査票に由来するかを示す。[C]=子ども票、[W]=妻票、[H]=夫票(以下同様)。太字は、以降の分析で使用する変数。

に対して「はい(1点)」「いいえ(0点)」の2件法による回答結果を加算した尺度(0~4点)である(クロンバックの信頼性係数は、父子間で $\alpha = .611$ 、母子間で $\alpha = .513$)。

図表-1に示したように、子どもからみた「母子間情緒的サポート授受」と「父子間情緒的サポート授受」の平均値を比較すると母子間の方が父子間よりも有意に高い($t = -10.66$, $p < .001$)。しかし、この2変数間にはかなり強い正の相関があるので($r = .476$, $p < .001$)、両者の平均値を「父母との情緒的サポート授受(平均値)」という統合的な変数として採用することにした(この変数の基になった上記8項目すべてに関するクロンバックの信頼性係数 $\alpha = .697$)。

子どもの父母(夫婦)間での情緒的サポートの授受についても、妻票と夫票によるそれぞれの回答に基づいてまず別々に尺度を構成した。①夫は(妻は)私の心配事や悩みを聞いてくれる、②夫は(妻は)私の能力や努力を評価している、③私は夫の(妻の)心配事や悩みを聞いてあげる、④私は夫の(妻の)能力や努力を評価している、の4項目への回答(4件法)に1~4点を与え、加算した尺度(4~16点)である(クロンバックの信頼性係数は、妻の回答が $\alpha = .791$ 、夫の回答が

$\alpha = .807$)。このように構成された妻から見た夫婦間の情緒的サポート授受と夫から見た夫婦間の情緒的サポート授受の平均値はいずれも11.5前後であり(図表-1)、統計的な差はない($t = -1.43$, n.s.)。一方、両者の間にはかなり強い正の相関がある($r = .577$, $p < .001$)。そこで、親子間の場合と同様に、両者の平均値を取って「夫妻間の情緒的サポート授受(平均値)」という変数を作り、これを独立変数のひとつとして採用する(この変数の基になった上記8項目に関するクロンバックの信頼性係数 $\alpha = .852$)。

(4) 独立変数2——ネットワーク変数

(a) 子どもの友人ネットワーク構造

子ども票において子どものネットワークについて尋ねた一連の質問項目のうち、とくに親密な中核的友人ネットワークの特性に関して作成された次の3変数を独立変数に加える。子ども票では、まず「もっとも仲のよい友だちを4人思い浮かべて」もらい、「仲のよい順に」イニシャルなどを書き込んでもらった後に、挙がった「最大4人の親密な友人」それぞれとの関係について一連の情報を収集した。とくに、それらの親密な友人たちの一人ひとりについて、「自分の心配事や悩み事

を話せる」相手かどうか、自分の母親（父親）が「顔と名前を知っている」相手かどうかを尋ねた。それへの回答に基づき、「悩みを話せる友人数」と「母（父）が顔と名を知っている友人数」という変数を作成した（図表-1 参照）。ただし、「母が顔と名を知っている友人数」と「父が顔と名を知っている友人数」の間にはかなり強い正の相関がある（ $r=0.488, p<0.001$ ）こと、および図表-1に示すように、父親よりも母親の方が実質的に多くの友人を知っていること（ $t=19.36, p<0.001$ ）から、以下の分析では「母が顔と名を知っている友人数」をおもに使用する。この変数は、子世代のネットワークが親世代に連結している程度を示していることから、世代間ネットワーク閉鎖性を表していると言えるだろう。

さらに、この親密な友人ネットワークの密度をとりあげる。親密な友人（最大4人）同士にそれぞれ知り合い関係があるかを尋ねて、実際に存在する関係数を分子とし、存在可能な関係数を分母として算出されたのが「子どもの親密な友人ネットワーク密度」である（回答者本人との関係とは別に友人間すべてに知り合い関係があれば1、まったくなければ0の値を取る）。この変数は、子どもにとっての世帯外の世代内ネットワーク閉鎖性を表している。密度の高い友人ネットワークを持つ子どもは、仲間集団のような連帯的で閉じた関係構造に埋め込まれている可能性が高い（ただし、ネットワーク構造特性を表す変数としての性質上、親密な友人ネットワーク規模が2以上の場合のみ算出した）。

(b) 母親（妻）と父親（夫）の世帯外ネットワーク構造

母親と父親のネットワークに関しても、類似の質問項目群を設定している。妻票・夫票において、「同居している家族以外の方々のうち、もっとも親しい方を4人思い浮かべて、親しい順に」イニシャルなどを書き込んでもらい、それぞれの人との関係についての情報を収集した。それら最大4人中核的な親密者のうち、夫（妻）を交えてつきあう人数を尋ねている。ここでは、夫と妻の回答の平均値を算出して、夫婦間の親密なネッ

トワーク共有の程度を表す変数と見なして独立変数のひとつとして使用する（夫と妻の回答の相関は $r=0.224, p<0.001$ ）。この変数は、世帯内の世代内ネットワーク閉鎖性を表す変数である。

(5) 統制変数

——子どもの個人属性と家族の社会経済階層

すでに述べたように、経済的な貧困が精神的健康を含む子どものウェルビーイングに与える影響は、社会（学）的に重要な論点となっている（阿部 2008; 山野 2008など）。しかし、子どもの精神的健康への家族関係変数の影響を検証する心理学系の研究の多くは、経済的要因を分析モデルに組み込んでいない点で問題をはらんでいる。本稿では、経済的条件と家族・ネットワークの関係構造は相互に独立の効果をもつ要因と言えるのかどうか分析のひとつの焦点としている。具体的には、世帯収入と父親（夫）の学歴（教育年数）の影響を検討の対象とする。世帯年収については、年収額を8カテゴリーの選択肢で回答してもらったものを中位値に置き換えた近似的な年収額を分析に使用した¹⁾。また、父親の学歴については、10カテゴリーの選択肢で回答された最終学歴から推定される教育年数に置き換えた変数を使う。

子どもたちの精神的健康と家族内外の人間関係との関連を捉える際に、子どもの年齢とジェンダーによって差異が生み出される可能性を考慮に入れる必要がある。本調査は、9～18歳までの幅広い年齢層の男女（のいる核家族世帯）を対象としている。先行研究は、抑うつや親子関係の質が子どもの成長段階（とりわけ思春期前後）によって非連続的であり、ジェンダーによって異質である可能性を示唆している（末盛 2007; 石川 2004; 平山 2001; 高橋 1998; 小西・黒川 2000; 木村・畠中 2003など）。したがって、ネットワーク効果を特定するためには、これらを統制変数に含めたり、年齢別・男女別の分析を比較する必要がある（413人の男女比は、男子53.8%、女子46.2%）。

先行研究からは、子どもの精神的発達やウェルビーイングに対して母親の就業による明瞭な影響はないことが示唆されている（末盛 2002, 2008; 木

図表-2 変数間の単純相関(ピアソンの積率相関係数 r)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 子ども抑うつ尺度 (0~18点)[C]													
2 子どもの年齢[C]	408												
3 子どもの性別[C] (ダミー/女=1)	408	413											
4 世帯年収 (近似値/万円)[W]	385	389	389										
5 父親(夫)の 教育年数[H]	399	404	404	380									
6 母親(妻)が常勤職 (ダミー)[W]	403	407	407	385	398								
7 母親(妻)が専業主婦 (ダミー)[W]	403	407	407	385	398	407							
8 夫妻間情緒的サポート 授受(平均)[H&W]	408	413	413	389	404	407	407						
9 夫婦間親密者共有数 (平均)[H&W]	408	413	413	389	404	407	407	413					
10 父母との情緒的 サポート授受(平均)[C]	403	407	407	384	398	401	401	407	407				
11 悩みを話せる友人数 (4人まで)[C]	399	404	404	381	395	399	399	404	404	398			
12 母が顔と名を知っている 友人数(4人まで)[C]	398	403	403	380	394	398	398	403	403	397	403		
13 子どものネットワーク 密度 [C]	392	396	396	374	387	392	392	396	396	390	395	394	

注)表中の数値は、右上半分がピアソンの積率相関係数(r)を、左下半分はケース数(N)を示している。

統計的検定結果: † $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$ (両側検定)

村・畠中 2003)。しかし、母親の就業形態は夫婦のネットワーク特性(野沢 2004)や夫婦間の情緒的サポート(野沢 1995, 1999)と関連していることが見いだされているため、これも統制変数として目配りをする必要がある。なお、本稿で分析対象となる子どもたちの母親(妻)たちのうち、46.2%がパートタイマーなどの非正規雇用、31.2%が専業主婦、12.8%が自営業・自由業、9.8%が常勤の正規雇用であった(N=407)。

4. 変数間の関連——子どもを取り巻く環境要因と精神的健康

まずは、従属変数である子ども抑うつ尺度がどのような要因と関連しているか、また独立変数・統制変数として設定した変数間には相互にどのような関連があるのかを2変数間の相関によって確認しておこう。図表-2は、13の主要変数の相関

マトリックスである。ピアソンの積率相関係数と統計的検定結果を示している。

単純相関レベルで見ると、子どもの親密な友人ネットワークの密度が高いほど、母親が子どもの親しい友だちを知っているほど、父母との情緒的サポート授受が多いほど、そして父母が互いに親密な相手を共有している傾向が強いほど、子どもの抑うつ傾向が低減するという負の相関が統計的に有意である。同時に子どもの抑うつ傾向と子どもの年齢の間には比較的顕著な正の相関がある。成長とともに思春期を迎え、それを通り抜ける過程で、子どもは抑うつ傾向を高めるが、同時に世代間ネットワーク閉鎖性(母親が子どもの友人を知っている程度)と世代内ネットワーク閉鎖性(夫婦間の親密者共有度、および子どもの友人ネットワーク密度の高さ)は、いずれも抑うつを軽減する効果をもっているように見える。

一方、子どもの年齢は、母親が知っている親し

図表-3 子ども抑うつ尺度を従属変数とした重回帰分析

独立変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
	全体 β	9~13歳 β	14~18歳 β	男子 β	女子 β
子どもの年齢 [C]	.278 ***	.184 *	.011	.167 *	.366 ***
子どもの性別(女=1/男=0) [C]	.093 †	-.006	.202 **	—	—
世帯年収 (近似値/万円) [W]	-.153 **	-.167 *	-.170 *	-.158 *	-.145 †
父の教育年数 [H]	.114 *	.074	.146 †	.076	.159 *
夫婦間情緒的サポート授受(平均) [H&W]	.089 †	.082	.094	.132 †	.036
父母との情緒的サポート授受(平均) [C]	-.125 *	-.153 *	-.109	-.179 *	-.076
夫婦間親密者共有数(平均) [H&W]	-.105 *	-.073	-.117	-.160 *	-.022
悩みを話せる友人数[C]	-.089 †	-.163 *	-.011	-.040	-.127 †
母が顔と名を知っている友人数[C]	-.077	-.095	-.090	-.031	-.155 *
子どもの親密な友人ネットワーク密度 [C]	-.114 *	-.135 †	-.082	-.104	-.096
R ²	.183	.148	.118	.127	.282
調整済みR ²	.159	.096	.066	.084	.239
F	7.71 ***	2.88 **	2.24 *	2.98 **	6.58 ***
N	355	177	178	194	161

注1) 強制投入法による重回帰分析の結果: † p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

注2) 独立変数欄の [] はその変数がどの調査票に由来するかを示す。[C] = 子ども票、[W] = 妻票、[H] = 夫票

い友人数、親しい友人ネットワークの密度、父母との情緒的サポート授受の程度と負の相関があり、悩みを話せる友人数とは正の相関がある(いずれもp<.001)。つまり、子どもは成長とともに、親密な相談相手としての友人を増やす傾向があり、その友人は親の知らない相手であり、必ずしもひとつの友人集団内に限定されない多様な文脈で作られる関係である傾向を強める。そして、それとともに、両親との情緒的な絆は薄れていく傾向がある。これは、子どもが同世代の仲間との関係形成の過程で、親離れを実現しながら精神的自立を遂げていくという発達モデルに沿った変化である。

さらに、親子間の情緒的サポート授受と夫婦(父母)間の情緒的サポート授受の間には有意な正の相関があり、夫婦間の親密者共有度(世代内ネットワーク閉鎖性)と母が知っている親しい友人数(世代間ネットワーク閉鎖性)との間にも有意な正の相関がある。また、夫婦間の親密者共有度(世代内ネットワーク閉鎖性)が高いほど親子間の情緒的サポート授受も多い傾向がある。親子間の情緒的サポート授受と母が知っている親しい友人数との間に弱い負の相関があることを例外とすれば、全体的に連帯した閉鎖的なネットワークに取り囲まれている家族の夫婦・親子は情緒的に強く依存しあう

傾向があると言えそうである。この点は、野沢(2001, 1995)の知見とほぼ一致している。

単純相関のレベルでは、悩みを話せる友人が多いほど抑うつが低減する傾向や父母(夫婦)間の情緒的サポート授受が多いほど子どもの抑うつが低減する傾向は見られなかった。また、統制変数として分析に含めた子どもの性別、世帯年収、父親の教育年数、母親の就業形態などの変数も子どもの抑うつ傾向との有意な相関はなかった。しかし、図表-2には、これらの変数のほとんどが子どもの年齢(成長段階)とともに変化する傾向が示されている。上述した世帯内の夫婦・親子間の関係および世帯外ネットワークに関する変数の多くも、子どもの年齢と多かれ少なかれ関連を示している。子どもの年齢による効果を統制したうえで、また年齢段階別に、これらの変数の効果を検討する必要がある。

5. 思春期前後における 世帯内外ネットワークの構造効果

そこで、こうした変数を投入した一連の重回帰分析を行った。最終的な重回帰分析の5つのモデルを図表-3に示した。モデル1は、子どもの年齢が9~18歳までのすべてのケースを含めた分析

モデルである。モデル2と3は、それぞれおおまかに思春期以前と以降に対応する2つの年齢グループ(9~13歳と14~18歳)に分けて行った分析である。同様に、モデル4と5は男女別に重回帰分析を行った結果である。主要変数のうち、母親(妻)の就業形態に関するダミー変数は、モデル1~5に追加投入したモデルでいずれも有意な効果がないことが確かめられたため、最終モデルに含めなかった²⁾。しかし、年齢別・男女別の分析を含めて検討すると、それ以外の主要変数はいずれも何らかのかたちで子どもの抑うつ傾向に影響を及ぼしていることが明らかになった。

単純な相関からも予想されたことだが、モデル1においてもっとも大きな独立の効果をもたらしているのは子どもの年齢である。成長にともなう抑うつ傾向の高まりはとくに女子に顕著である(モデル5)。モデル2~5の β 値を比較検討すると、9~13歳までの時期の女子は成長にともなう抑うつを高める傾向が顕著であり、思春期以前にはむしろ男子より低い女子の抑うつ感が、思春期に向かうにつれて急に高まって男子のそれを超えることがわかる。

年齢に次いで大きな独立の効果と及ぼしているのは世帯年収である(モデル1)。世帯年収は、年齢別・男女別の分析(モデル2~5)においてもほぼ一貫して有意な負の効果をもっている。経済的に貧困であることは、他の条件にかかわらず、子どもの精神的健康状態を悪化させる要因として重要であることが確認された。一方、もう一つの社会階層指標である父親の教育年数(学歴の高さ)は、むしろ子どもの抑うつを強める有意な効果をもたらしている(モデル1)³⁾。年齢別・男女別で見ると、このような効果は、14歳以上(思春期以降)の子どもたち(モデル3)および女子(モデル5)に顕著であることがわかる。高学歴の父親をもつ思春期以降の女子たちはとくに抑うつを高める傾向がある。

次に、世帯内の情緒的サポート授受の効果を確認してみよう。子どもの年齢・性別や社会経済階層に関わる要因の効果とは独立に、父母との間に情緒的サポート授受が多いほど子どもの抑うつ

程度が低くなるという効果が有意である(モデル1)。そしてこの効果は、思春期以前(モデル2)と男子(モデル4)に顕著な傾向であることが確かめられた⁴⁾。

一方、夫婦(父母)間の情緒的サポート授受の効果は、サンプル全体(モデル1)と男子(モデル4)において小さな正の効果が見られる(ただし、検定結果はいずれも $p < .10$)。つまり、他の変数の影響を統制すると、父母が夫婦間の情緒的サポート授受の程度を強めることは、男子の抑うつをやや高めてしまう傾向がある。親子間の情緒的な絆の強さは、思春期以前の男子の精神的健康にとって肯定的な影響があるが、父母が相互に強い絆で支え合っていることは必ずしも子どもの精神的健康にとってよい効果を及ぼすわけではない。

最後に、子どもおよびその家族を取り巻いているネットワークの構造効果を検討しよう。モデル1で全体的な傾向をみると、子どもの親密な友人のネットワーク密度と夫婦(父母)間親密者共有数が有意な負の効果をもたらしている。子どもの親しい友人ネットワークに含まれる相手同士に知り合い関係が多い場合、また母親と父親に共通のつきあいが多い場合、子どもの抑うつ度が低い傾向がある。ただし、子どもの友人ネットワーク密度の効果は思春期以前(モデル2)にやや顕著な傾向であり、両親間の共有親密者数の効果は男子(モデル4)に特有の傾向である。

一方、子どもの親しい友人4人のうち悩みを話せる人数と母親が顔と名前を知っている人数の負の効果はかなり小さい(モデル1において、それぞれ $p < .10$ とn.s.)。しかし、年齢別・男女別の分析結果を見ると、悩みを話せる友人数の効果(β 値)の大きさは、思春期以前と女子(モデル2、5)において増大し、検定結果の有意性もより明瞭になる(それぞれ $p < .05$ と $p < .10$)⁵⁾。母親が知っている友人数の効果も、女子(モデル5)に関してのみその効果が大きい($\beta = -.155, p < .05$)。

子ども個人の属性や世帯の社会経済階層的特性および親子・夫婦間の情緒的なサポートに関する要因とは独立に、世帯外ネットワークの構造特性変数が子どもの年齢や性別などの条件と組み合わ

されながら（交互作用しながら）有意な効果をもたらしていることが明らかになった。子どもの友人ネットワーク（悩みを話せるような強い紐帯数やネットワーク密度で表される連帯の強さ）が精神的健康を高める効果は、思春期以前の低年齢層の子どもたちに顕著な傾向であった。子どもの親友を（母）親が知っている程度（世代間ネットワーク閉鎖性）の効果が女子のみに現れ、父母間の親密者共有（親世代内ネットワーク閉鎖性）の効果が男子のみに現れている点が興味深い。なお、ネットワーク閉鎖性あるいは家族を取り巻くネットワークの連帯性に関わる変数の効果は、有意なものが確認される場合にはいずれも、子どもたちの抑うつを低減する効果であった。

6. 結論 —— 子どものウェルビーイングの環境要因としての経済とネットワーク

以上の探索的な分析から得られた知見を要約しよう。

子どもの抑うつ傾向は、年齢とジェンダーに強く規定されている。しかし、年齢・性別にかかわらずなく、一貫して世帯の経済状況が子どもの精神的健康を規定する相対的に大きな要因になっていることも確認された。貧困が子どもに与える否定的影響の一端がここにあり、この点について何らかの社会的支援を考える必要がある。

一方、社会階層的要因として取り上げた父親の学歴の高さが思春期以降の女子の抑うつを強める傾向があった。小学高学年から中学生の男女を対象とした石川（2004）の研究でも、父親の統制が精神的健康を低下させる傾向が女子中学生だけに見られていた。中高生女子と父親との関係に特有の難しさについては、さらなる解明が待たれている。なお、母親の就業は、思春期前後の子どもの精神的健康と関連がないことも再確認された。

こうした個人・世帯特性の効果とは別に、親子・夫婦の情緒的な結びつき、世帯外のネットワークの構造が子どもの抑うつに影響を及ぼしている点は本稿の重要な知見である。しかしその影響は、子どもの発達段階やジェンダーに結びついた

効果として現れる。親子間の情緒的サポート授受は子どもの精神的健康を高めるが、夫婦関係や世帯外ネットワークの効果を統制してみると、これはとりわけ思春期前の男子に顕著な効果であることがわかった。一方、夫婦間の情緒的サポート授受の独立効果は、関連する先行研究（菅原ほか2002; 高橋 1998）の知見と同様に明瞭なものではなかったが、夫婦間の情緒的支え合いが強い場合にもむしろ子どもの抑うつが強まる傾向を示唆していた。夫婦関係と親子関係が子どもの精神的健康に及ぼす影響については、多様な条件の下で両者が複雑な関係に至る可能性があり、両者の交互作用を視野に入れて検討する余地が残されている。

子どもとその親を取り巻く親密な関係ネットワークの構造特性についても、年齢・性別ごとに特有の抑うつ抑制効果が析出された。悩みを話せる友人数というサポート量に直結する変数が抑うつを低減させる効果はさほど大きくなく、思春期以前の女子に限定的に現れるものであった。また、子ども世代内のネットワーク閉鎖性と言い換えられる親友ネットワークの密度による抑うつ抑制効果も思春期以前に固有のものであった。親世代内のネットワーク閉鎖性である夫婦間親密者共有数の効果は男子に、親子の世代間ネットワーク閉鎖性である母親が認知する子どもの親友数の効果は女子に特有のものであった。全体的にみると、親との関わりからの影響は男子に、友人との関わりからの影響は女子に顕著に出現している。

しかし、いずれにしても、14歳以降の子どもに関しては親子関係・夫婦関係およびネットワークの効果は小さく、統計的に有意ではなかった。これは、親子関係など家族から受ける影響ばかりでなく、友人関係など世帯外ネットワーク閉鎖性をもたらす肯定的効果も思春期以降には弱まることを示している。そこには、土井（2008）が「友だち地獄」と呼ぶ、閉鎖的なネットワークがストレスや生きづらさをもたらす傾向を読み取ることはできない。しかし、生活圏を拓げる思春期以降の子どもたちが友人など世帯外ネットワークからどのような影響を受けるのかについては、弱い紐帯を含めた広範囲のパーソナル・ネットワークの構造

を分析に含めてさらに検討する必要があるだろう。

ごく親しい少人数のネットワークのみを使った今回の探索的な分析は、多くの限界をともなっているものの、現代の子どもの精神的健康が大人の場合と同様に貧困と孤立によってもたらされる可能性を強く示唆している(浦 2009)。それとともに、親子関係・夫婦関係とコミュニティ・ネットワークのマトリックスが生み出す効果の複雑さを示している。ここには解明されていない多くの問題が眠っていると言わねばならない。

注

- 1) 例えば、「200~400万円未満」というカテゴリーを選んだ場合は300万円、「1500~2000万円未満」というカテゴリーでは1750万円と中間値に置き換えた。また、両端の「200万円未満」および「2000万円以上」というカテゴリーは、便宜的にそれぞれ199万円と2000万円に置き換えている。
- 2) 例えば、モデル1に3つのダミー変数「専業主婦」「常勤(正規雇用)」「パート・アルバイト」(基準カテゴリーは「自営など」)を追加投入したモデルでは、3変数の β 値はそれぞれ-.020, -.007, .054であった(いずれもn.s.; 調整済み $R^2=.150$)。
- 3) 父親の教育年数の代わりに母親の教育年数を投入したモデルでは、その効果ははるかに小さい($\beta=.027$, n.s.)。子どもの抑うつに対する正の効果は父親の教育年数に特有のものである。
- 4) 親子関係の効果を詳細に見ると、父子間と母子間に違いが見られる。父母との情緒的サポート授受の代わりに母子間情緒的サポート授受または父子間情緒的サポート授受(図表-1参照)を独立変数としてモデル1~5に投入して10個の重回帰分析を行ってみると、母子間情緒的サポート授受に関して男子にのみ有意な効果があり($\beta=-.212$, $p<.01$)、父子間情緒的サポート授受に関して低年齢層でのみ有意な効果がある($\beta=-.163$, $p<.05$)。
- 5) 独立変数に含めた子どもの友人ネットワークの密度は、ネットワークの規模が0または1のケースを除外して算出しているため、「もっとも仲のよい友だち」がいないあるいは1人だけいると回答した孤立傾向のケース(それぞれ1ケースと6ケース)は各モデルの重回帰分析から除外されている(1人だけいる6ケースのうち、その1人が悩みを話せる友人であるのが4ケース、そうでないのが2ケースである)。確認のため、モデル1~5の独立変数から友人ネットワーク密度を除外して分析し直してみると、いずれも悩みを相談できる友人数の効果(β の絶対値)が微増するが検定結果を含めて全体の結果はほとんど変化しない。

文献

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店。
- 石川周子, 2004, 「父親の養育行動と思春期の子どもの精神的健康」『家族社会学研究』15(2): 65-76。
- 浦光博, 2009, 『排斥と受容の行動科学——社会と心が作り出す孤立』サイエンス社。
- 木村直子・畠中宗一, 2003, 「母親の就労・非就労が「子どものウェルビーイング」に及ぼす影響」『現代の社会病理』18: 79-93。
- 小西史子・黒川衣代, 2000, 「親子のコミュニケーションが中学生の「心の健康度」に及ぼす影響」『日本家政学会誌』51(4): 273-286。
- 財団法人家計経済研究所編, 2009, 『現代核家族のすがた——首都圏の夫婦・親子・家計』財団法人家計経済研究所。
- 末盛慶, 2000, 「母親の養育行動と思春期の子どもの自尊心——文脈効果の検証」『家庭教育研究所紀要』22: 18-31。
- , 2002, 「母親の就業は子どもに影響を及ぼすのか——職業経歴による差異」『家族社会学研究』13(2): 103-112。
- , 2007, 「思春期の子どもに対する親の養育行動に関する先行研究の概観——親の養育行動の次元構成および子どもに与える影響について」『日本福祉大学社会福祉論集』117: 51-71。
- , 2008, 「中学生の子どもに対する母親の養育行動を規定するもの——「夫婦関係と親子関係のつながり」は本当か?」『家庭教育研究所紀要』30: 32-42。
- 菅原ますみ・八木下暁子・詫摩紀子・小泉智恵・瀬地山葉矢・菅原健介・北村俊則, 2002, 「夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連——家族機能および両親の養育態度を媒介として」『教育心理学研究』50(2): 129-140。
- 高橋直美, 1998, 「両親間および親子間の関係と子どもの精神的健康との関連について」『家族心理学研究』12(2): 109-123。
- 土井隆義, 2008, 『友だち地獄——「空気を読む」世代のサバイバル』筑摩書房。
- 野沢慎司, 1995, 「パーソナル・ネットワークのなかの夫婦関係——家族・コミュニティ問題の都市間比較分析」松本康編『増殖するネットワーク』勁草書房, 175-233(野沢 2009a: 第1章に再録)。
- , 1999, 「夫の援助とネットワークの援助は競合するか? ——東京郊外と地方都市における妻たちの援助動員」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京大学都市研究所, 239-261。
- , 2001, 「核家族の連帯性とパーソナル・ネットワーク——夫婦・親子間紐帯の構造分析」『季刊家計経済研究』49: 25-35(野沢 2009a: 第3章に再録)。
- , 2004, 「家族関係におけるストレスおよび満足感と社会的ネットワーク」野沢慎司編『現代家族の

- ライフスタイルとストレス』財団法人 ハイライフ研究
 研究所: 5-24 (<http://www.hilife.or.jp/pdf/20032.pdf>).
- , 2009a, 『ネットワーク論に何ができるか——
 「家族・コミュニティ問題」を解く』勁草書房.
- , 2009b, 「ネットワーク論への再招待——「特
 殊な方法」という神話を越えて」『文化人類学研究』
 10: 28-46.
- 野沢慎司編・監訳, 2006, 『リーディングス ネットワーク
 論——家族・コミュニティ・社会関係資本』勁草書
 房.
- 平山聡子, 2001, 「中学生の精神的健康とその父親の家庭
 関与との関連」『発達心理学研究』12 (2) : 99-109.
- 松田茂樹, 2008, 『何が育児を支えるのか——中庸なネッ
 トワークの強さ』勁草書房.
- 山野良一, 2008, 『子どもの最貧国・日本——学力・心
 身・社会におよぶ諸影響』光文社.
- Bott, Elizabeth, 1955, “Urban Families: Conjugal Roles
 and Social Networks,” *Human Relations*, 8 (4) :
 345-384. (=2006, 野沢慎司訳「都市家族——夫婦
 役割と社会的ネットワーク」(野沢編・監訳 2006: 35-
 91).)
- Burt, Ronald S., 2001, “Structural Holes versus Network
 Closure as Social Capital,” Nan Lin, Karen Cook,
 and Ronald Burt eds., *Social Capital: Theory and
 Research*, New York: Aldine de Gruyter, 31-56. (= 2006,
 金光淳訳「社会関係資本をもたらすのは構造的
 隙間か ネットワーク閉鎖性か」(野沢編・監訳
 2006: 243-277).)
- Coleman, James S., 1988, “Social Capital in the Creation
 of Human Capital,” *American Journal of Sociology*,
 94: S95-S120. (=2006, 金光淳訳「人的資本の形成
 における社会関係資本」(野沢編・監訳 2006: 205-
 238).)
- Fincham, Frank D., 1998, “Child Development and
 Marital Relations,” *Child Development*, 69 (2) :
 543-574.
- Stein, Catherine, Ellen Bush, Ronald Ross, and Marcia
 Ward, 1992, “Mine, Yours and Ours: A Configural
 Analysis of the Networks of Married Couples in
 Relation to Marital Satisfaction and Individual Well-
 Being,” *Journal of Social and Personal Relationships*,
 9 (3) , 365-383.
- Wellman, Barry, 1979, “The Community Question: The
 Intimate Networks of East Yorkers,” *American
 Journal of Sociology*, 84 (5) : 1201-1231. (=2006,
 野沢慎司・立山徳子訳「コミュニティ問題——イ
 ースト・ヨーク住民の親密なネットワーク」(野沢編・
 監訳 2006: 159-200).)
- Wellman, Beverly and Barry Wellman, 1992, “Domestic
 Affairs and Network Relations,” *Journal of Social
 and Personal Relationships*, 9 (3) : 385-401.
- Widmer, Eric, Jean-Marie Le Goff, René Levy, Raphaël
 Hammer and Jean Kellerhals, 2006, “Embedded
 Parenting? The Influence of Conjugal Networks on
 Parent-Child Relationships,” *Journal of Social and
 Personal Relationships*, 23 (3) : 387-406.

のざわ・しんじ 明治学院大学社会学部 教授。主な
 著書に『ネットワーク論に何ができるか』(勁草書房,
 2009)。家族社会学、社会的ネットワーク論専攻。
 (nozawa@soc.meijigakuin.ac.jp)