

Living Away or Leaving Home?

——NFRJ03 親子ダイアドデータを用いた世帯員認知の計量分析——

吉田俊文¹

RC1: 世帯員認知の単純推計

若年者（18-34 歳）全体: 13.6%

別居子全体: 24.5%

RC2: 世帯員認知を規定するものは何か？

WH1: 在学/卒業（就労） → 支持

WH2: 未婚/既婚 → 支持

WH3: 経済的援助あり/なし → 支持（男性のみ）

TH: ライフコース上の地位達成 → 支持

方法

データ

本報告で使用するデータは、「第 2 回全国家族調査（NFRJ03）」である。対象母集団は、2003 年 12 月 31 日現在、日本国内に居住する 1926 年から 1975 年に生まれた日本国民である。サンプルは、層化 2 段無作為抽出法によって住民基本台帳または選挙人登録名簿から抽出されている。実査は、日本家族社会学会全国家族調査委員会から業務委託を受けた（社）中央調査社によって、2004 年 1 月から 2 月にかけて訪問留置法により実施された。計画サンプルサイズは 10,000、回収数は 6,302、回収率は 63.0%である。なお、NFRJ03 の若年票には、回答者の子どもに関する就業や配偶者に関する情報が存在しないため、中高年票（N=3,778）のみ用いた。

なお、NFRJ03 では、子どもの情報に関して、上から 3 番目までの子どもまでしか情報がわからない。

¹ 首都大学東京大学院 博士前期課程（mail@tsfmysd.com）

arent-child dyads data の作成

本報告でおこなう分析は、全国家族調査委員会から配布されているデータセットからはただちに分析することはできない。なぜならば、データセットは1人の回答者を1ケースとした Person level data になっているために、親子ダイアドがそれぞれ1ケースとなるような Parent-child dyads data に変換しなくてはならないからである。

したがって、まず、世帯表における世帯成員の続柄と性別と出生年の情報⁵、家族表における子どもの続柄と性別と出生年の情報を用いて、世帯成員と回答者の子どもを同定するフラグ変数を作成し、データセットをワイド形式 (Person level data) からロング形式 (Parent-child dyads data) へと変換させた。

次に、居住地の情報が「『自分⁶と同じ家屋』に居住している子を「親元同居子」と定義し、たいして、「『自分と同じ家屋』以外」に居住している子を「別居子」と定義し、親子ダイアドを限定した⁷。また、本報告の関心から別居子の年齢を 18-34 歳に限定した⁸。

以上の手続きにより、分析対象となるのは 1,554 Respondents, 2,234 Parent-child dyads である (ただし、多変量解析にあたり欠損値が存在する回答者ならびに親子ダイアドを除外したため、最終的な分析対象は 1,502 Respondents, 2,156 Parent-child dyads である)。

変数と記述統計量

分析に使用する変数とその記述統計量は表1に示した。先に述べたライフコース変数の他に、いくつかの統制変数を設定した。別居子においては、「性別」、「年齢」、「出生順位」である。また、経済的資源の援助の多寡と同様に、情緒的なつながりの多寡によっても認知は変化しうることが予想されるため、「ケア提供の有無」によってこれを統制した。親においては、「性別」、「年齢」、「高等教育」、「子どもの数」を基本的な統制変数とした。くわえて、世帯員認知は、居住地の地理移動に関する文脈に応じて変化しうることが予想されるため (吉川), 居住地の「都市規模」によってこれを統制した。また、そもそも世帯員認知は、意識変数であるため、別居子のライフコース上の地位に応じて左右することはもとより、回答者自身の家族に関する一般的な考えかたによっても大きく左右することが考えられる。そこで「家族に関する考えかた」7項目から「家族規範」を作成した。

⁵ 世帯表において別居子の人数について、そもそも無回答のものが存在した。その多くには (家族表においては) 別居子は存在したため、(そのすべてが恒久的別居世帯員として認識されているのであれば) 本来であるならば一時的別居世帯員は「いない」と回答されるべきである。おそらく、調査票の構造に混乱して無回答が発生したものと思われる。これらをくみとして、回答者の別居子をすべて恒久的世帯員としてデータセットに加えることもできるが、他の可能性も考えられるため断念し、データセットから除外した。

⁶ 回答者 (親)

⁷ 子の居住地の情報は、問 16 付問 (ウ)「この方はどこに住んでいますか」における「自分と同じ家屋」、「同じ敷地内のはなれ・別棟」、「となり」、「歩いていけるところ」、「片道1時間未満のところ」、「片道3時間未満のところ」、「片道3時間以上のところ」から操作化した。ただし、回答者の子の居住地の情報をういた「別居子」の操作化には限界もある。回答者が配偶者と離別または別居状態にあり、配偶者の住居に「回答者からみた別居子」が居住している状況は、本分析の対象にはなり得ない。なぜならば、「別居子」は回答者とは別居しているが、回答者の配偶者とは同居しているため、「親元同居子」と定義されるべきだからである。

⁸ 稲葉 (2006) は、分析対象を 18-30 歳に限定しているが、本報告は上記に述べたように 34 歳とした。これは、現実の「成人期への移行」の変容に対応するという理論的な関心とともに、稲葉 (2006) における第二種の過誤を克服すべく、十分なサンプルサイズを確保するという手段的な理由でもある。

表1 変数と記述統計量 (Respondents = 1,502; Parent-Child Dyads = 2,156)

Variables	M	SD	Range	Description
親子ダイアド				
一時的別居世帯員	.249		0-1	
男性	.520		0-1	
年齢	28.334	4.183	18-34	
出生順位				
第一子	.428		0-1	
第二子 (ref.)	.434		0-1	
第三子	.138		0-1	
就学・就業の有無 ^a				
就業中	.713		0-1	1 = 「仕事についている」
在学中	.094		0-1	1 = 「在学中」
無職 (主婦を含む)	.193		0-1	1 = 「無職 (主婦を含む)」
婚姻上の地位 ^b				
有配偶	.565		0-1	1 = 「現在, 配偶者がいる」
離死別	.028		0-1	1 = 「配偶者とは離別・死別」
未婚 (ref.)	.408		0-1	1 = 「結婚したことはない」
経済的援助の有無 ^c				
年間30万円以上	.182		0-1	1 = 「した (年間30万円以上)」
年間30万円未満	.177		0-1	1 = 「した (年間30万円未満)」
援助なし (ref.)	.642		0-1	1 = 「しなかった」
ケア提供 ^d	.379		0-1	1 = 「した」
親				
男性	.515		0-1	
年齢	57.782	5.261	48-76	
高等教育	.173		0-1	1 = 「新制大学 (4年制), 旧制大学 (4年制)」, 「大学院」
子どもの数	2.429	.680	1-4	4 = 4 to 9
家族規範	19.730	4.041	7-28	「家族に関する考えかた」の合成変数 ($\alpha = .733$) ^e
都市規模				
14大市	.168		0-1	
10万人以上 (ref.)	.363		0-1	
10万人未満	.220		0-1	
町村	.249		0-1	

Note: ref. = reference category.

^a 「現在, 仕事についていますか」.

^b 「現在, 結婚 (内縁を含む) をしていますか」.

^c 「この1年間に, この方に金銭的な援助 (小遣い, 仕送り, 贈与など) をしましたか」.

^d 「この1年間に, この方に金銭以外の援助 (相談相手になったり, 看病や手伝いをするなど) をしましたか」.

^e 用いた質問項目は以下のとおりである. 「男性は外で働き, 女性は家庭を守るべきである」, 「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」, 「子どもが3歳くらいまでは, 母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」, 「家族を (経済的に) 養うのは男性の役割だ」, 「年をとって収入がなくなった親を扶養するのは, 子どもの責任だ」, 「児童や生徒が犯罪や非行を犯した場合, 親の責任が問われるべきだ」, 「親が寝たきりなどになった時, 子どもが介護するのは当たり前だ」の7項目 (4件法). 数値が高いほど保守的な価値観となるように値を変換している. なお, 信頼性分析をおこなったところ, 「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かまわない」, 「愛のない夫婦は離婚すべきだ」の2項目についてはあてはまりが悪かったため除外した.

分析に先立ち、世帯員認知について基本的な記述統計量を確認した。表2は、親元同居子と別居子の割合を示している。親元同居子については、2005年に実施された『平成17年度国勢調査』とほぼ同様の値をとっているとみてよく（総務省統計局 2012: 23）、本分析はやや複雑なデータ処理をしているが、標本の代表性がある程度は担保されているといえよう⁹。さて、肝心の世帯員認知については、13.6%の別居子が親から「一時的別居状態にある」と見なされているようだ。ただし、これは健在の子ども（18-34歳）すべてを100%としたものなので、表2では、別居子（18-34歳）のみを100%とした。こちらでは、およそ1/4が「一時的別居状態にある」と見なされていることが読みとれる。単純無作為抽出を仮定し母比率を推定すると、標準誤差の推計値は1%（.00911）未満となり、おおむね24%がパラメータ推計値となる¹⁰。ただし、以上の推定は、別居子水準でサンプリングがおこなわれているわけではないので、注意を要する。

表2 親元同居子と別居子の割合

親元同居子		別居子				計
		一次的別居		恒久的別居		
%	(n)	%	(n)	%	(n)	(n)
44.4	(1783)	13.6	(548)	42.0	(1686)	(4017)

表3 別居子における世帯員認知

一時的別居世帯員		恒久的別居世帯員		計
%	(n)	%	(n)	(n)
24.5	(548)	75.5	(1686)	(2234)

⁹ ただし、本分析の対象親子ダイアドが打ち切りデータであることには注意が必要である。すなわち、対象年齢の子すべてが、親、子どもどちらの意向であるにせよ、同居を選択している親子ダイアドは、あらかじめ標本に含まれていない。そのため、本分析が対象とする標本は一定程度バイアスがかかっていると推測される。

¹⁰ 信頼区間（99% CI）は22.2%～26.9%。

結果

クロス集計表による分析

表4 別居子の性別と世帯員認知

性別	世帯員認知				計
	恒久的別居		一時的別居		
	%	(n)	%	(n)	
男性	70.4	(820)	29.6	(344)	(1164)
女性	80.9	(866)	19.1	(204)	(1070)
計	75.5	(1686)	24.5	(548)	(2234)

Note: $\chi^2(1) = 33.125, p < 0.001$.

表4からは、別居子の性別と世帯員認知には一定の関連があることが読みとれる。すなわち、女性に比べて男性のほうが10%ポイントほど一時的別居の割合が高い。おそらくこれは、性別自体がなんらかの効果をもっているというよりも、性別によって別居の理由が異なることに所以していると推測される。

表5 就学・就業の有無と世帯員認知

就業の有無	世帯員認知				計
	恒久的別居		一時的別居		
	%	(n)	%	(n)	
就業中	78.4	(1248)	21.6	(343)	(1591)
在学中	12.1	(25)	87.9	(182)	(207)
無職（含む主婦）	94.7	(408)	5.3	(23)	(431)
計	75.4	(1681)	24.6	(548)	(2229)

Note: $\chi^2(2) = 541.872, p < 0.001$.

表5からは、別居子の就業・就学の有無と世帯員認知には比較的大きな関連があることが読みとれる。すなわち、別居子が在学中の場合には9割近くが「一時的別居世帯員」として認知されているが、就業中の場合には2割程度までに下がる。とはいえ、たとえ就学期間を終え就業中であっても、その2割が「まだまだウチの子」として認知されていることは興味深い。常識的に考えると別居子が無職の場合にはかなりの程度の経済的援助がなされるだろうから認知率は高くなるはずだが、5%程度と極めて低い。これはおそらく無職の大半は主婦であるために生じており、婚姻上の地位による擬似効果だと考えられる。

表6 婚姻上の地位と世帯員認知

婚姻上の地位	世帯員認知				計	
	恒久的別居		一時的別居			(n)
	%	(n)	%	(n)		
有配偶	96.9	(1217)	3.1	(39)	(1256)	
無配偶（離死別）	87.1	(54)	12.9	(8)	(62)	
無配偶（未婚）	44.8	(405)	55.2	(500)	(905)	
計	75.4	(1676)	24.6	(547)	(2223)	

Note: $\chi^2(2) = 775.615, p < 0.001$.

表6からは、別居子の婚姻上の地位と世帯員認知には、もっとも関連が強いことが読みとれる。別居子が既婚有配偶である場合には、97%が「恒久的別居世帯員」としてみなされている。たいして、未婚の場合には、半数以上が「一時的別居世帯員」として認知されている。

表7 経済的援助と世帯員認知

経済援助の有無	世帯員認知				計
	恒久的別居		一時的別居		
	%	(n)	%	(n)	
年間30万円以上	49.0	(195)	51.0	(203)	(398)
年間30万円未満	80.7	(318)	19.3	(76)	(394)
援助なし	81.4	(1165)	18.6	(266)	(1431)
計	75.5	(1678)	24.5	(545)	(2223)

Note: $\chi^2(2) = 183.892, p < 0.001$.

表7からは、別居子への経済援助の有無と世帯員認知にも、一定程度の関連があることが読みとれる。別居子への経済的支援が少額あるいはなしの場合には2割程度が「一時的別居世帯員」としてみなされているのにたいして、年間30万円以上の援助をおこなっている場合には、およそ半数が「一時的別居世帯員」としてみなされている。

ただし、これらは世帯員認知とのゼロ次の関連であるため、次にこれらのライフコース変数、ならびに統制変数をくわえて多変量解析をおこなった。

2 項ロジスティック回帰分析

表8は、世帯員認知を従属変数にした2項ロジスティック回帰分析の結果である。なお、表4に示し

たように、別居子の性別によって異なる認知の経路の予想されたため、分析は男女別におこなった¹¹。

表8 男女別の世帯員認知を従属変数にした2項ロジスティック回帰分析の結果

	Model 1		Model 2		Model 3	
	male	female	male	female	male	female
	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)
親子ダイアド						
年齢	-0.11 (.025) ***	-0.08 (.032) *	-0.11 (.037) **	-0.08 (.046) †	-0.11 (.037) **	-0.07 (.046) †
在学	1.69 (.381) ***	1.57 (.467) **	1.66 (.384) ***	1.62 (.485) **	1.71 (.388) ***	1.63 (.487) **
婚姻上の地位 (ref.: 未婚)						
有配偶	-2.49 (.229) ***	-3.98 (.345) ***	-2.48 (.232) ***	-4.06 (.351) ***	-2.54 (.236) ***	-4.05 (.352) ***
離死別	-1.21 (.646) †	-1.75 (.516) **	-1.12 (.649) †	-1.73 (.525) **	-1.11 (.654) †	-1.75 (.528) **
経済援助の有無 (ref.: 援助なし)						
年間30万円以上	0.55 (.275) *	-0.01 (.345)	0.53 (.279) †	-0.01 (.354)	0.56 (.278) *	0.01 (.355)
年間30万円未満	-0.28 (.253)	-0.38 (.315)	-0.25 (.255)	-0.26 (.323)	-0.27 (.256)	-0.26 (.324)
ケア提供	-0.05 (.207)	0.52 (.245) *	-0.07 (.208)	0.46 (.251) †	-0.02 (.210)	0.42 (.254)
出生順位 (ref.: 第二子)						
第一子	0.39 (.184) *	0.03 (.240)	0.38 (.197) †	0.06 (.258)	0.37 (.199) †	0.07 (.259)
第三子	-0.62 (.283) *	-0.47 (.332)	-0.58 (.308) †	-0.80 (.372) *	-0.60 (.309) †	-0.77 (.372) *
親						
男性			-0.25 (.201)	0.13 (.256)	-0.37 (.207) †	0.16 (.258)
年齢			0.00 (.028)	-0.01 (.037)	-0.01 (.028)	-0.01 (.037)
高等教育			0.33 (.233)	-0.29 (.301)	0.35 (.236)	-0.26 (.301)
都市規模 (ref.: 10万人以上)						
大都市			-0.18 (.251)	-0.37 (.352)	-0.11 (.253)	-0.40 (.355)
10万人未満			-0.05 (.233)	-0.47 (.302)	-0.06 (.236)	-0.44 (.303)
町村			-0.42 (.234) †	-0.60 (.298) *	-0.38 (.235) †	-0.60 (.300) *
子どもの数			0.02 (.139)	0.46 (.185) *	0.00 (.140)	0.48 (.186) *
家族規範					0.08 (.024) **	-0.05 (.028) †
Constant	2.71 (.710) ***	2.01 (.891) *	3.14 (1.232) *	1.80 (1.666)	1.86 (1.299)	2.51 (1.722)
<i>df</i>	9		16		17	
-2LL	851.734	532.148	844.229	521.301	833.893	518.388
Nagelkerke R-square	.522	.603	.528	.613	.536	.616
No. dyads	1,121	1,035	1,121	1,035	1,121	1,035
No. families	1,502					

Note: † $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. ref. = reference category. すべてのモデルにおいて多重共線性はみられなかった (VIFは、親子ともに年齢は3.0未満、その他の変数は2.0未満)。

Model 1 は、ライフコース変数にくわえて別居子に関する基本的な情報を統制したモデルである。クロス集計表で用いた変数を同時に投入した簡素なモデルではあるが、男女ともに非常に説明力が高い。Nagelkerke の擬似決定係数でみると、男性では 5 割弱、女性では 6 割にもおよぶ。2 項ロジスティック回帰分析においても、ライフコース変数は、男女ともに婚姻上の地位の影響がもっとも大きく、続いて在学の有無である。ただし、経済援助の有無に関しては、男子にのみ年間 30 万円以上の援助をおこなっていると正の効果を示しているが、女子では有意な影響を示していない。たいして、ケア提供の有無は女子にのみ正の効果を示している。出生順位は、男子にのみ有意な影響を示しており、第一子であることは正の効果、たいして第三子であることは負の効果を示している。なお、年齢は以上の変数を投入

¹¹ これは、稲葉 (2006) とできるだけ同一の分析デザインを用いることによって、追試をおこなうという理由にもとづいている。

しても男女ともに負の効果を示している。

Model 2 は、Model 1 にくわえて親に関する基本的な情報を統制したモデルである。親に関する統制変数をくわえても、ライフコース変数に特徴のある動きはみられず、また、親に関する多くの変数は有意な影響を示していない。すなわち、親の社会人口学的属性が、世帯員認知に与える影響は非常にわずかであることが示唆される。変化があったものは、女子の出生順位であり、第三子の効果が男子と同様に負の効果を示している。新たにくわえた親変数では、町村に居住していることが男女ともに負の効果を示しており、子どもの数は女子にのみ正の効果を示している。なお、年齢は以上の変数を投入しても、男女ともに引き続き負の効果を示している。

言うまでもなく世帯員認知は意識変数である。そのため、別居子への世帯員認知は、ライフコース変数はもちろんのこと、親の家族一般に関する規範意識によって大きく左右されてしまうことが考えられる。そこで、Model 3 では Model 2 にくわえて、家族一般に関する規範意識からなる家族規範を統制したが、ライフコース変数に特徴のある動きはみられなかった。ところが、もともと家族規範の影響は、本稿の主要な関心ではなかったものの、非常に興味深い結果が得られた。まず、Model 2 と比べると、女子に対する「ケア提供」の影響はみられなくなった。また、親の性別はこれまで世帯員認知に有意な影響を示すことはなかったが、男親であることは男子に対して負の効果を示していた。すなわち、ライフコース変数を統制してもなお、男親は男子の住居の別を「恒久的別居状態にある」と認識する傾向がうかがえる。さらに、非常に影響の大きなライフコース変数を統制してもなお、家族規範は独自の影響を、しかも別居子の性別によって異なった影響の向きを示している。すなわち、保守的な価値観を持つ親ほど、男子にたいしては住居の別を「一時的別居状態にある」と認識し、たいして、女子には「恒久的別居状態にある」と認識する傾向がうかがえる。

限界と今後の展望

本報告の分析にはいくつかの点で限界もみられる。以下、3 点述べる。

第 1 に世帯員認知と婚姻上の地位の関連についてである。表 6 に示したように、婚姻上の地位の影響は非常に大きなものだった。しかし、本報告ではこれを分割して分析はしなかった。したがって、本分析における主効果のみのモデルは、婚姻上の地位に関わらず、世帯員認知に対する変数の効果は同一である、という仮定を置いていることになる。世帯員認知の規定要因が婚姻上の地位によって異なる可能性は、現実的には十分に考えられるため、より発展的な分析は今後の課題としたい。

第 2 にデータの階層性である。ダイアド集積型データに限らず、複数の水準のサンプリングからなる階層的データにおいては、下位の水準のケースの抽出が非独立 (non-independence) におこなわれてしまうため、i.i.d. の原則に反してしまうという問題が生じてしまう。本分析においては、まず回答者をサンプリングしているために、同じ回答者(親)にネストしている子は同時に選ばれやすく、違う回答者(親)にネストしている子は同時に選ばれにくくなっている。このことを考慮せずに、通常の回帰分析で用いられるモデリングを行うと、統計的に適切な確率計算がなりたらず、統計的な有意性が過剰に評価されたり、変数の効果を過剰に評価してしまうなどのバイアスが生じてしまうことが知られている(保田 2011)。先に紹介した稲葉(2006)が第一子のみを対象としているのは、この問題に対処するための措置である。しかしながら、本章においては、マルチレベルモデルの採用は見送った。なぜならば、本章

は別居子内の差異には理論的な関心がなかったため、発展的な統計モデルによって結果が複雑になることを避けたいという理由があったためである。とはいえ、分析の頑健性には難があるため、ランダム切片ロジットモデルによる分析もおこなった。親変数においては本章でおこなった pooling 回帰に比べて大きな違いは見られなかったものの、別居子変数の挙動に不可解な点がみられた（具体的には、非常に極端な係数を示した）おそらくこれは、回答者にネストしている別居子が少規模であることに由来すると思われる¹²。また、本報告の主要な関心ではないけれども、別居子内の差異に関連すると思われる、性別・出生順位・家族規範は独自の影響を、それも異なる向きに影響を持っていた。今後は、統計モデルを工夫して、キョウダイ研究や親子関係研究としてより発展的に議論することを課題としたい。

第3に統計モデルの加法性（additivity）である。計量社会学における線形性の仮定には批判も少なくない（浜田 2013）。とくに、本分析のような変数同士の組み合わせによって結果（ $Y=1/0$ ）が生じていると予想される場合には、線形結合モデルがはたしてどこまで現実近似できているのか疑わしい。たしかに、線形結合モデルでも交互作用項をモデルに組み込むことにより因果の結合性についてある程度は克服できるが、ライバル仮説がそれぞれ独自の経路により影響を持つような、すなわち因果の多元性が予想されるような場合にはどうしても限界がある¹³。このような分析上の課題に対しては、因果の多元結合性をも考慮することできるブール代数分析などを用いることが考えられる。ブール代数分析の1つである csQCA や mvQCA を、母集団からランダムにサンプリングされたマイクロデータに用いることは、矛盾値や論理残余などいくつかの不可避な障害を伴うが、標本から母集団における因果の複雑性を推定できるという利点もあるため、この点については今後の課題としたい。

References

- 福田節也, 2003, 「日本における離家要因の分析——離家タイミングの規定要因に関する考察」『人口学研究』 33: 41-59.
- Heath, S. and E. Cleaver, 2003, *Young, Free and Single? Twenty-Somethings and Household Change*, Basingstoke: Palgrave/Macmillan.
- 比較家族史学会編, 2015, 『現代家族ペディア』 弘文堂.
- 稲葉昭英, 2006, 「一時的別居世帯員の構造」西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子編『夫婦, 世帯, ライフコース——第二回家族についての全国調査 (NFRJ03) 2-1』 153-165.
- 石田浩・有田伸・田辺俊介・大島真矢, 2013, 「『不安社会日本』と『大人になること』の難しさ——『働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS) 2012』の結果から」『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ No.65』
- Jones, Gill, 2009, *Youth*, Polity Press.
- 宮本みち子, 2004, 『ポスト青年期と親子戦略——大人になる意味と形の変容』 勁草書房.
- Newman, Katherine S., 2012, *The Accordion Family: Boomerang Kids, Anxious Parents, and the Private Toll of*

¹² 平均は 1.44, モードは 1 であった.

¹³ たとえば、家族構造と地位達成研究においては、1) 経済的剥奪仮説や、2) 役割モデル仮説（社会化仮説）、3) 家族ストレス仮説（家族不安定仮説）などの理論仮説がいずれも有意に独自の影響を示すことが知られており（余田 2012）、現実における因果の多元結合性が予見される。

Global Competition, Boston, Beacon Press. (=2013, 萩原久美子・桑島薫『親元暮らしという戦略——アコーディオン・ファミリーの時代』)

日本社会学会社会学事典刊行委員会, 2010, 『社会学事典』丸善.

野々山久也編, 2009, 『論点ハンドブック 家族社会学』

大澤真幸・吉見俊哉・鷺田清一編, 2012, 『現代社会学事典』弘文堂.

総務省統計局, 2012, 「職業等基本集計結果 V 親子の同居・非同居」『平成 22 年国勢調査』.

鈴木透, 2007, 「世帯形成の動向」『人口問題研究』63(4): 1-13.

田淵六郎, 2009, 「離家とその決定要因——日本・ドイツ・イタリアの比較を通じて」『人口問題研究』65(2): 28-44.

筒井淳也, 2015, 「家族の社会学」数理社会学会監修・筒井淳也・神林博史編『計量社会学入門——社会をデータでよむ』世界思想社, 118-130.

Acknowledgment

二次分析に当たり, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「第 2 回全国家族調査 (NFRJ03)」(日本家族社会学会全国家族調査委員会) の個票データの提供を受けました. 本稿執筆にあたり稲葉昭英氏 (慶應義塾大学), 麦山亮太氏 (東京大学大学院), 打越文弥氏 (東京大学大学院) より多くの助言を賜りました. 記して感謝申し上げます.

現在、悩んでいること

■印象，イントロ

- ・「おもしろい」か？（退屈な計量研究になってないか？）
- ・稲葉先生との差別化．教科書的には研究の「新規性」は先行研究との距離によって得られるから，分析自体は稲葉先生の追試に等しいが Sociology of Youth の研究伝統に乗っかっているので，「新規性」はあると思う．ただし，「オリジナリティ」に関しては怪しい．
- ・最終的なアウトプットとしては，「XX とは何か」を研究のメインの関心にすえることは望ましくないのではないか．実質的には，「親は自身の子どもの居住の別を，恒久的別居と捉えているか，一時的別居ととらえているか」の分析なので，親子関係や若者研究の文脈できちんと問いを導出して経験的に応えるという形式のほうがよいのではないか．

■データ，分析，モデル

- ・データの構造がやや複雑だが，きちんと伝わるだろうか
- ・分析デザインは稲葉先生とほぼ同じだが，ややハンドリングが心配（かなりしつこく加工後のデータをみているが，とくにおかしいところは個人的にはなかった．多胎児は csv ファイルを直接いじって処理した）
- ・ダイアド階層データなので，単純に考えると藤原先生や苦米地さんの研究のように HLM が推奨される．しかし，事実上，1つの世帯（回答者）にネストしている別居子は1人しかいないので（個人的には，このこと自体，象徴的でおもしろい），ランダム切片ロジットで分析を走らせると挙動が変（藤原先生や苦米地さんの研究は教育達成なのでダイアドをフルで使える）．ICC は 0.2 程度．ただし，直感的にはこのグループ内の共通性は「世帯の年齢」によって説明されるのだと思う（親が年をとっていれば，当然，子どもも年をとっている）．実際，親年齢を統制すると，ICC の値は無視できる程度に（ただし，教科書的にはカテゴリーカルデータが従属変数の場合，ICC の変動はあまり頑健でないため参考程度）．
- ・あとで多変量やるのであれば，クロス表はやや冗長か．
- ・決定係数が高すぎる．マルチコは一応許容範囲．SE の値も気になる（ロバスト SE は理解が追いつかず用いていない）．
- ・稲葉先生の分析デザインを踏襲したかったのが男女でサンプルを分割したが，一緒に分析して違いがある変数だけ交互作用項をいれたほうがよいか（ただし，この研究は性差がメインではないので悩ましい）