

未婚成人子の居住形態

—JGSS 合併データ (2000-2010) を用いたパラサイトシングル仮説の検証— Determinants of Co-residence with Parents about Young Adults

吉田俊文 (慶應義塾大学・院)

Toshifumi Yoshida (Graduate School of Human Relations at Keio University)

mail@tsfmysd.com

研究の背景と報告の目的

本報告の目的は、パラサイトシングル仮説の検証を通して、若年の未婚成人子の居住形態の規定要因を検討することである。山田 (1999) のパラサイトシングル論以降、若年者の居住歴は社会的にも学術的にも大きな関心を集めてきた。事実、政府公表集計を用いた親との同居に関する静態的分析 (西 2015; 山田 1999)、NFRJ や世帯動態調査を用いた初離家に関する動態的分析 (Fukuda 2009; 鈴木 2007) を通して多くの実態が解明されている。その一方で、出身階層や本人の社会経済的地位の効果は、日本では十分に検証されておらず (鈴木 2011)、課題が残っているといえよう。

以上をふまえて、本報告では、居住形態への、(1) 出身階層の効果、(2) 本人所得の効果ならびに、(3) これら経済的資源と出身居住地の関連という 3 つの問いを検討していく。

方法

本研究では、「日本版総合的社会調査 (JGSS)」の 2000 年から 2010 年までの累積データを用いた。JGSS は、居住形態の情報に加え、本人ならびに出自家族に関する社会経済的属性に関する情報が豊富に含まれている。分析対象は、20 歳から 39 歳の未婚者。両親とも亡くなっている者は、サンプルから除外している。従属変数となる親との同/別居ダミーは、調査時点の世帯情報をもとに操作化した。キー変数は、15 歳時の世帯の収入レベルである。分析には二項ロジスティック回帰分析を用いた。

結果

大会報告に先立ち、離家に関わる社会人口学属性を統制し、予備的な分析をおこなったところ、以下の結果が得られた。第 1 に、親資源の影響は、男性にのみ関連が示された。第 2 に、本人所得の影響は、男女共に関連がみられた。とりわけ女性において強い関連がみられた。また、従来の研究において指摘されていたきょうだい数の効果は、本人所得を統制すると、女性において関連がみられなくなった。第 3 に、親資源の影響は、出身地によって影響の向きならびに関連の強さが大きくことなることが予想されるため、15 歳時居住地 (都市 or 地方) との交互作用を検討したところ、男女ともに、都市出身者については親資源は離家にたいして負の効果を示していた。地方出身者については親資源は正の効果を示していた。大会当日は、以上の結果をふまえて、より詳細な分析をおこない、その含意について議論する予定である。

表2 親との別居を従属変数としたロジスティック回帰分析

Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	male	female	male	female	male	female
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
年齢	.033 (.012) **	.057 (.014) ***	-.007 (.014)	.012 (.016)	-.008 (.014)	.011 (.016)
きょうだい数 (ref.: 2人)						
1人	-.245 (.275)	-.197 (.280)	-.176 (.279)	-.028 (.287)	-.186 (.279)	-.026 (.287)
3人	.302 (.136) *	.212 (.163)	.326 (.139) *	.244 (.169)	.331 (.139) *	.242 (.169)
4人以上	.377 (.239)	.449 (.300)	.489 (.243) *	.542 (.308) †	.487 (.244) *	.541 (.309) †
都市出身	-.338 (.129) **	-.812 (.159) ***	-.453 (.134) ***	-.882 (.165) ***	-.333 (.179) †	-.899 (.222) ***
高等教育	.768 (.134) ***	.848 (.163) ***	.703 (.138) ***	.699 (.169) ***	.705 (.138) ***	.699 (.169) ***
父学歴						
高等教育	.345 (.155) *	.246 (.179)	.402 (.159) *	.115 (.186)	.394 (.159) *	.118 (.186)
無回答	.455 (.177) *	-.010 (.251)	.505 (.181) **	.107 (.261)	.510 (.181) **	.106 (.261)
親元の所得水準 (ref.: 平均)						
平均より豊か	.385 (.158) *	.285 (.190)	.372 (.161) *	.173 (.196)	.641 (.220) **	.190 (.253)
平均より貧しい	.112 (.154)	.412 (.182) *	.124 (.157)	.345 (.189) †	.123 (.193)	.313 (.222)
調査年	-.024 (.018)	-.046 (.021) *	-.012 (.018)	-.026 (.022)	-.011 (.018)	-.025 (.022)
収入 (ref.: 250-350万円)						
なし			-.215 (.225)	-.297 (.264)	-.214 (.226)	-.303 (.265)
150万円以下			-.263 (.249)	-.952 (.289) **	-.271 (.249)	-.955 (.289) ***
150-250万円			-.028 (.248)	-.378 (.249)	-.032 (.248)	-.382 (.250)
350-450万円			.612 (.216) **	.769 (.270) **	.626 (.216) **	.768 (.271) **
450万円以上			1.129 (.221) ***	1.447 (.298) ***	1.144 (.221) ***	1.448 (.298) ***
無回答			-.062 (.246)	-.140 (.286)	-.065 (.246)	-.141 (.286)
出身地と親元の所得水準の交互作用						
都市出身*平均より豊か					-.543 (.316) †	-.035 (.391)
都市出身*平均より貧しい					.047 (.326)	.120 (.413)
Constant	-2.808 (.362) ***	-3.278 (.419) ***	-1.875 (.425) ***	-1.937 (.507) ***	-1.903 (.428) ***	-1.922 (.511) ***
N	1715	1474	1715	1474	1715	1474
df_m	11	11	17	17	19	19
ll	-826.343	-612.003	-801.722	-578.778	-800.011	-578.719
r2_p	.042	.058	.070	.110	.072	.110
chi2	71.979	75.981	121.222	142.432	124.643	142.550

Note: ref. = reference category. 用いたデータは, JGSS-2000, 2001, 2002, 2005, 2006, 2008, 2009LCS, 2010.

† $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

謝辞

日本版 General Social Surveys (JGSS) は, 大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が, 東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

文献

- Fukuda, Setsuya, 2009, "Leaving the parental home in post-war japan: Demographic changes, stem-family norms and the transition to adulthood," *Demographic Research*, 20(30): 731-816.
- 西文彦, 2015, 『親と同居の未婚者の最近の状況 その10』総務省統計局.
- 鈴木透, 2007, 「世帯形成の動向」『人口問題研究』63(4): 1-13.
- 鈴木透, 2011, 「世帯動態調査からみた家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1): 23-29.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.