

## 第1章 離婚と貧困の関連および離婚の子どもへの影響に関する試行的分析

### 1 問題提起

子どもの貧困が、特に、母子世帯に多いことは既知の事実である。子どもの貧困率は、夫婦と未婚子のみの世帯が11.4%なのに対して、ひとり親と未婚子のみ世帯では53.1%となっており、ひとり親世帯<sup>6</sup>の子どもの2人に1人は貧困状態にある(2012年値。阿部2014)。平均所得で見ても、母子世帯の平均収入は243.4万円であり、子どものある世帯全体の平均収入673.2万円の3分の1強に過ぎない(厚生労働省2014)。また、経済状況のみならず、母親の精神状況や時間的制約、また、それに関連して子どもの状況も二親世帯の子どもよりも悪い傾向があることがわかっている。JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査2014」によると、二親世帯の母親の18.4%に抑うつ傾向があるが、母子世帯の母親ではこの割合は32.2%である(JILPT2015)。時間的制約についても、二親世帯の母親の平均睡眠時間が6.3時間であるのに対し、母子世帯の母親のそれは6.0時間と短い(JILPT2015)。子どもの状況も厳しい。例えば、大学への進学率は、子ども全体においては53.7%であるのに対し、母子世帯の子どもに限ると23.9%となる(厚生労働省2015)。このように、母子世帯の母親と子どもたちが、二親世帯の母親と子どもたちに比べて大きく不利な状況に置かれていることは確かである。

しかし、このような知見は、すべて静的なクロス・セクションのデータをもとに得られたものである。すなわち、母子世帯の経済状況や母子世帯に育つ子どもの状況が、母子世帯になったことに起因するものなのか、または、そもそも、さまざまな状況が不利である母親と子どもが母子世帯になりやすいのか、それを判断をすることはできない。それを見極めるには、母子世帯になる前の状況と、なった後の状況を把握することができるパネル・データによる分析が必要である。

そこで、本稿では、JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」のパネル調査という特質を利用して、二親世帯から母子世帯に移行する要因と、母子世帯に移行したことによって子どもの状況に変化が起きるのかと言う2つの問いについて分析を試みる。母子世帯の形成は、配偶者との離別が圧倒的に多く、約80.8%となっている(厚生労働省2015)。そのため、前者の二親世帯から母子世帯への移行の要因は、すなわち、離別(離婚)の要因分析となる。離婚の要因分析は、海外では膨大な蓄積があり、日本においてもいくつかの既存研究があるが、本稿では特に子どものある世帯のパネル・データを用いた分析を行うことにより、独自の知見が得られることを期待している。

<sup>6</sup> ひとり親世帯の殆どは母子世帯である。

## 2 先行研究

離婚の要因分析については、欧米においては多大な蓄積がある。例えば、アメリカの実証研究からは、人口学的要因（人種、年齢、結婚年齢、子どもの存在など）、社会経済学的要因（教育水準、夫の経済力、妻の就業など）、夫婦関係要因が実証されている（Raymo 2008）。これらについては、Raymo（2008）や加藤（2003）が詳しくレビューをしているので、それを参照されたい。ここでは、日本における離婚の分析を行った安藏（2003）と加藤（2003）について述べる。

安藏（2003）は、日本版 General Social Surveys（JGSS-2000）を用いて、離婚の分析をしており、男性の場合は、子どもの存在（特に男児）と高等教育が離婚に負の影響、15歳時に片親、母親の常勤労働、1960-64年生まれコホート、初婚の3年・4年目が正の影響があるという結果を得ている。女性の場合には、男性ほど大きくないものの、子どもの存在が負の影響、1965-69年生まれコホート、結婚に関する非伝統的価値観が正の影響があるとしている。安藏（2003）は、社会経済的要因としては、15歳時に片親世帯か否か、15歳時に母親がフルタイム就業していたか、15歳時の世帯収入の水準を用いているが、世帯収入の水準については有意な結果が得られていない。これは、回顧して得られる15歳時の世帯収入のデータについては信頼性が低いであろうこと、時代の調整が困難であることなどが理由であると考えられる。また、離婚時点での社会経済階層を表す変数としては学歴が含まれており、これは高学歴が負の影響があることの結果である。

加藤（2001、2003、2004）は、第1回全国家族調査データ（NFRJ98）を用いて、結婚のイベントヒストリー分析を行っている。また、同じく、加藤（2003）は、日本家族社会学会全国家族調査委員会「全国調査『戦後日本の家族の歩み』」（NFRJS01）のデータを用いて、離散時間ロジット・モデル分析を行っている。これらの分析から共通して得られている知見は、夫の職業階層が離婚の要因として実証されることである。すなわち、所得が高く、かつ安定性も高い大企業に勤める夫の場合の方が、中小企業・自営業で働いている夫の場合よりも離婚が起きにくいということがわかっている。より詳しく見ると、結婚5年以内の離婚は、新生活への不適応が原因であるが、5年以降は夫の職業階層が主因であり、また、その要因が強く働くようになっているとする（加藤 2003）。離婚の抑制要因としては、子どもの存在、夫方の親との同居が挙げられている。

安藏（2003）、加藤（2001、2003、2004）は、ともに、クロス・セクション・データを用いて、結婚の生存分析を行っている。しかし、クロス・セクションのデータは、時間軸に不変な社会経済階層（夫・妻の職業、学歴など）については説明変数として加えることが可能であるが、時間とともに変化する変数（例えば所得など）については、分析に加えることが難しい。加藤の一連の分析は、離婚の社会経済的要因として「夫の職業階層」が大きいことを示しているが、「職業階層」が所得の多寡を表す代理変数となっているのであれば、貧困への

脱落や所得の減少といった動態の社会経済階層の影響を見ることも重要であろう。

そこで、本稿では、年数は少ないものの、3つのウェーブ（3～4年間）が揃うパネル・データを用いて、離婚前の社会経済階層、特に、離婚前の貧困が離婚の発生に与える影響および、離婚の前と後において子どものウェル・ビーイングに差が生じているかの分析を行う。日本においては、パネル・データの蓄積が欧米に比べて少ないため、本データから貴重な知見が得られることが期待される。

### 3 データ

本稿で用いるデータは、JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」のWave1（2011年、2012年）、Wave2（2013年）からWave3（2015年）の3時点のデータである。このうち、Wave1は2回に分けて実施されており、半数（パネル1）が2011年、残りの半数（パネル2）が2012年の実施となっている。Wave2の対象者は、2011年と2012年の回答者の中で、継続調査に承諾した個人であり、そのため、Wave1からWave2にかけては脱落が大きくなっている。Wave3は、Wave2の対象者と同じであり、Wave2の2年後に実施されている。このため、Wave2、Wave3の半数のサンプルは2011年から2015年の4年間、残りの半数は2012年から2015年の3年間の動向を追っていることとなる。各年の調査サンプル数は、以下の通りである。本稿の分析で用いたのは、3つのWaveのデータがすべて揃っている1,055サンプルである。Wave1からの脱落が大きいため、分析サンプルに脱落による偏りが生じている可能性は大きく、特に、Wave2とWave3にて離婚イベントが発生しているサンプルが脱落している可能性があることは念頭において結果を解釈しなくてはならない。

図表1-1 各Waveのサンプル数と分析サンプル数

	配布数	回収数(回収率)	分析サンプル数
Wave1(2011年)パネル1	4,000	2,197(54.9%)	1,055
(2012年)パネル2	4,000	2,201(55.0%)	
Wave2(2013年)	1,526	1,321(86.6%)	1,055
Wave3(2015年)	1,321	1,075(81.4%)	1,055

離婚イベントの発生の有無のダミー変数は、「(前回の調査から)離婚・別居して別の世帯を作った」の回答に基づいている。この質問に「はい」と回答した場合に「1」、そうでない場合は「0」としている。分析サンプルの中で、Wave1からWave3にかけて離婚イベントが発生したのは計41サンプル(3.9%)であった。図表1-2に、用いられた変数の基本統計量を示す。

図表1-2 基本統計量

	n	平均	標準偏差	最小	最大
Wave2 か3で離婚	1,055	0.037	0.189	0	1
末子年齢	1,035	8.194	5.213	0	18
病気・障害の子有	1,055	0.023	0.149	0	1
母親年齢	1,055	40.1	6.8	21	60
結婚した年齢	986	26.6	4.2	17	44
結婚年数	965	11.6	6.8	0	36
母親中卒	1,055	0.040	0.196	0	1
母親高卒	1,055	0.349	0.477	0	1
母親高専卒	1,055	0.388	0.487	0	1
母親大卒	1,055	0.205	0.404	0	1
男児数	1,055	1.042	0.847	0	4
女児数	1,055	0.924	0.806	0	3
親が離婚	1,055	0.120	0.326	0	1
母親就労(Wave1)	1,055	0.693	0.462	0	1
貧困(Wave1)	905	0.136	0.343	0	1
貧困(Wave2)	931	0.131	0.338	0	1
貧困(Wave3)	939	0.154	0.362	0	1

#### 4 分析手法

##### (1) 分析1 離婚発生 の推計

まず、1つ目の分析においては、安藏(2003)、加藤(2003)と同様に、結婚期間(結婚年数)のイベント・ヒストリー分析を行う。結婚年数については、結婚時期に加えて、Wave1時点にてすでに離婚しているサンプルについては離婚年の情報があるため、そこから結婚年数を算出する。また、Wave1の時点で離婚をしていないが、Wave3までの間に離婚をしたサンプルについては、結婚年から離婚年までの期間がわかるのでそれを結婚年数とする。本稿の分析の視点は、貧困と離婚の関係を見ることであるが、本分析においては、Wave1以前にすでに発生している離婚については、離婚前の経済状況(貧困ステータス、所得等)が不明であるため、貧困の影響を直接見ることはできない。それに代替する方法として、不変(と考えられる)社会経済ステータス(SES)である母親の学歴と、不変ではないものの母親の稼得能力を表すWave1の貧困ステータスを説明変数とする。Wave1の貧困ステータスについては説明が必要である。本データではWave1の時の状況しかわからないため、Wave1以前の経済状況をあらわしていない。また、離婚・死別の結果として、Wave1にて貧困の場合もあるため、この変数は必ずしも適当とは言えないが、ここでは、Wave1の貧困と対象者の

人生における SES とが関連があると考えて<sup>7</sup>、代理変数として用いる。貧困ステータスの判定には、世帯所得を世帯人数で調整した等価世帯所得が、各年の厚生労働省「国民生活基礎調査」における税込み世帯所得の中央値を平均世帯人数で調整した値の 50%を下回る場合に「貧困 = 1」とした。

コントロール変数としては、先行研究にても関連が見出されている結婚年齢、男児数、女児数、末子年齢、また、それらに加えて世帯内における「重病・難病・障害をかかえる子ども」の有無を用いる。重い病や障害を抱える子どもの育児が家族間のストレスを高め、離婚を促す可能性を検証するためである。また、先行研究でも指摘された子どもの時の親の離婚経験についての変数も含めた。推定方法は、今後離婚が発生する可能性があるため (Left-truncated) Cox Hazard Model である。

## (2) 分析 2 Wave2 および Wave3 に離婚イベントが発生する確率の推計

次に、本データの観察期間中に発生した離婚イベントの発生確率が観察期間の初期 (Wave1) 時点における社会経済状況に影響を受けるかを分析する。被説明変数は、Wave2 か Wave3 にて「(前回の調査から) 離婚・別居して別の世帯を作った」としたものを 1、そうでないものを 0 とする。しかし、Wave2 (2013 年 11 月) の被説明変数の質問は「前回の調査から」ではなく、「過去 2 年間」について聞いており、2012 年に実施された Wave1 のパネル 2 のサンプルについては、この質問への回答に Wave1 以前に発生した離婚も入ってしまうため、分析対象はパネル 1 のものに限る。

着目する説明変数は、Wave1 時点での貧困ステータスと、Wave1 時点での母親の就労状況である。コントロール変数は、(1) と同様に、結婚年齢、結婚年数、男児数、女児数、末子年齢、母親の学歴、母親の親の離婚とした。推定方法は、Logistic 分析を用いる。

分析 1 および分析 2 の分析対象は、調査データの特質上、Wave 1 にて 0-18 歳の子どもを持っている女性であり、子どもがない女性や、子育て後の女性を含む女性全般の離婚の要因を分析するものではないことを申し添えておく。

## (3) 分析 3 子どもの学力低下と離婚の関係の分析

最後に、親の離婚が子どものウェル・ビーイングの低下をもたらすかを検討する。子どものウェル・ビーイングを表す変数として、本分析においては「学力」と「不登校」を用いる。「学力」は、各小中高校生について、親の判断にて「成績良好」から「かなり遅れている」の 5 段階で聞いている。本分析では、Wave1 時点の学力に比べ、Wave2 時点か Wave3 時点の学力が低い場合を 1、同じまたは高い場合を 0 とするダミー変数を被説明変数とする。不登校については、Wave2 時点または Wave3 時点にて「現在、不登校である」とした場合を

<sup>7</sup> 例えば、母親が高学歴で稼働能力が高い場合は、離婚後であっても Wave1 時点で貧困でないと考えられ、また、夫と妻の学歴は相関関係にあるため、そのような母親は離婚前の時点においても貧困でなかったと考えられる。

1 とするダミー変数を用いる。

注目する説明変数は、Wave2 か Wave3 の親の離婚イベントの有無である。コントロール変数は、子どもの年齢、子どもの性別、貧困 (wave2)、母親の就労 (Wave2 時点か Wave3 時点のいずれかまたは両方に「働いている」) である。また、Wave1 にてすでに不登校経験がある子どもは、Wave2 と Wave3 にても不登校になりやすいと考えられるため、(不登校モデルのみ) Wave1 およびそれ以前の不登校経験の有無をコントロール変数に加える。

分析は、成績のデータが揃っているすべての子どもで子ども単位に行う。

## 5 結果と考察

### (1) 分析 1 離婚発生 の 要因分析

図表 1-3 に分析 1 の結果を示す。Model2A は、Model1A に Wave1 時点での貧困ステータスを加えたものである。まず、人口学的な要因である結婚年齢については、正で有意となっており、結婚年齢が高いほど離婚発生の確率が高くなっているが、この影響は比較的に小さい。末子年齢については、負で有意であり、子どもの年齢が低いほど離婚確率が低くなる。また、男児数、女児数については、両者ともに負で有意となっており、子どもの数が多いほど離婚確率が低くなる。なお、男児数と女児数には大きな差はなく、先行研究に見られた男児がある方が女児がある場合よりも離婚確率が低くなるという知見は確認されない。また、親の離婚を経験している人は、離婚確率が高くなることが確認され、安藏 (2003) の分析結果 (ただし、安藏 (2003) では男性のみに有意) と整合性がある。

本稿の関心事項である社会経済階層については、母親の学歴については、大卒に比べて、中卒、高卒の母親の方が、離婚確率が高く、この影響は中卒の方が大きい。これも先行研究の結果と一致しており、低学歴と貧困の関連が示唆される。また、貧困ステータスを投入した Model 2A の結果を見ると、貧困の推定値は正で有意であり、Wave1 で貧困である人は離婚確率が高い。また、貧困ステータスを投入することにより、学歴の推定値は減少し、高卒の推定値は統計的に有意ではなくなる。Wave1 の貧困ステータスの影響は、先述した通り解釈が難しいが、少なくとも、関連はあると言えるであろう。

図表1-3 離婚イベント発生の推計結果

被説明変数＝結婚年数	Cox Hazard Model					Cox Hazard Model				
	Model 1A	Model 2A	Model 1A	Model 2A	Model 1A	Model 2A	Model 1A	Model 2A	Model 1A	Model 2A
	推定値	標準誤差	t値	pr> t	ハザード比	推定値	標準誤差	t値	pr> t	ハザード比
結婚した年齢	0.0210	0.0106	1.97	0.0489 *	1.02	0.0326	0.0112	2.9	0.0038 *	1.03
末子年齢	-0.1696	0.0100	-16.96	<.0001 ***	0.84	-0.1744	0.0107	-16.31	<.0001 ***	0.84
病気障害の子あり	-0.1271	0.1568	-0.81	0.418	0.88	-0.0696	0.1770	-0.39	0.6941	0.93
母親中卒 (*1)	0.4674	0.2097	2.23	0.026 **	1.60	0.4208	0.2132	1.97	0.0488 *	1.52
母親高卒 (*1)	0.2205	0.0965	2.28	0.0226 **	1.25	0.1475	0.1055	1.4	0.1626	1.16
母親高専卒 (*1)	0.1343	0.0897	1.5	0.1345	1.14	0.1020	0.0963	1.06	0.2899	1.11
男児数	-0.4649	0.0572	-8.13	<.0001 ***	0.63	-0.4747	0.0601	-7.9	<.0001 ***	0.62
女児数	-0.5285	0.0645	-8.19	<.0001 ***	0.59	-0.5394	0.0688	-7.84	<.0001 ***	0.58
親が離婚	0.2121	0.1025	2.07	0.0388 **	1.24	0.2322	0.1065	2.18	0.0294 **	1.26
貧困 (*2)						0.60865	0.148341	4.1	<.0001 ***	1.838
-2 Log L	10741.56					9121.256				
n	956					836				

(\*1) 基準は大卒

(\*2) 等価世帯所得が、各年の厚生労働省「国民生活基礎調査」における税込み世帯所得の中央値を平均世帯人数で調整した値の50%を下回る場合に「= 1」。

## (2) 分析2 Wave2 および Wave3 に離婚イベントが発生する確率の推計

次に、分析2の結果である(図表1-4)。ここで統計的に有意であったのは、「結婚期間(年数)」と末子年齢のみである。結婚期間(年数)については、それが長いほど離婚が発生した確率が低い。また、末子年齢については、分析1とは逆の符号で有意となっている。Wave1 時点の状況(貧困ステータス、母親の就労)の係数は統計的に有意でない。分析1で正で有意であった「母親の親が離婚」の係数も有意となっていない。分析2は、Wave2 と Wave3 に発生した「離婚・別居」のみが対象であり、かつ、サンプル数が分析1の半数となっているため、推計が難しいと考えられる。

また、Wave1 の問46 (panel1)、47 (panel2) から判明する婚姻状況別に Wave2 と Wave3 の離婚イベントの有無を見ると、Wave1 にて「別居・離婚調整中」の人が Wave3 までに離婚イベントを経験している。すなわち、Wave1 の時点では、既に結婚は破たんしていたが、離婚が成立していない状況と見られる。だとすれば、Wave1 の時点の貧困は、「離婚の要因」ではなく「結婚破たんの結果」となる。そのため、本来であれば Wave1 時点で結婚しているサンプルのみを分析対象とするべきであるが、そうするとサンプル数が少なくなり、イベント(離婚)数が少なく、推計が不安定となる。そのため、「Wave1 の貧困」「Wave1 の就労状況」は、離婚の要因とは解釈できない可能性がある。

図表1-4 Wave2,3での離婚・別居に関する推計結果

Event = Wave2か3での「離婚・別居」	Model 1 Panel1 ONLY		Full Model		ハザード比
	推定値	標準誤差	t値	pr> t	
結婚した年齢	-0.0368	0.0916	0.1617	0.6876	0.96
結婚期間(年数)	-0.1526	0.0654	5.4449	0.0196 **	0.86
末子年齢	0.1698	0.0759	5.0076	0.0252 **	1.19
母親中卒	0.4059	0.9708	0.1749	0.6758	1.50
母親高専卒	-0.0686	0.9992	0.0047	0.9453	0.93
男児の数	-0.6555	0.6175	1.1269	0.2884	0.52
女児の数	-0.7399	0.6922	1.1425	0.2851	0.48
貧困(wave1)	0.8275	0.7567	1.1958	0.2742	2.288
母親の就労(wave1)	0.6017	0.8626	0.4867	0.4854	1.825
母親の親が離婚	-0.4634	1.1314	0.1678	0.6821	0.629
-2 Log L	79.531				
n	425				
離婚イベント発生数	11				

### (3) 分析3 子どもの学力低下と離婚の関係の分析

最後に、分析3の結果を図表1-5（学力悪化）と図表1-6（不登校）に示す。親の離婚の発生は、子どものWave1からWave2またはWave3にかけての学力悪化および不登校に影響していると言う結果は得られない。「離婚あり」の係数は、学力悪化では負、不登校では正となっているが、両者ともに有意ではない。学力悪化については、子どもの年齢が正で有意であり、子どもの年齢が高い方が学力悪化となる確率が高い。また、学力悪化については、Wave2またはWave3の母親就労が正で有意であり、オッズ比は1.55である。不登校については、Wave1以前に不登校経験があることが、不登校のオッズ比を高めている（オッズ比15.32）。

貧困の影響については、Wave2の貧困は、学力悪化については影響が認められなかったが、不登校については正で有意であり、Wave2に貧困であると不登校になるオッズ比が2.21となる。



図表1-5 推計結果(学力悪化)

	被説明変数=Wave1に比べWave2またはWave3の成績が悪くなった									
	学力悪化 シンプルモデル					学力悪化 フルモデル				
	Model 1 All samples					Model 1 All samples				
	推定値	標準誤差	t値	pr> t	オッズ比	推定値	標準誤差	t値	pr> t	オッズ比
離婚あり	-0.0666	0.423	0.0248	0.8749	0.94	-0.099	0.4228	0.0549	0.8148	0.91
子ども年齢	0.1674	0.0189	78.2944	<.0001 **	1.18	0.164	0.019	74.3121	<.0001 ***	1.18
子ども性別	-0.00719	0.0839	0.0074	0.9317	0.99	-0.0135	0.084	0.0258	0.8724	0.99
貧困 (wave2)	-0.0624	0.2107	0.0877	0.7671	0.94	-0.0879	0.2111	0.1735	0.6771	0.92
母親就労 (wave2,3)						0.4352	0.2309	3.5533	0.0594 ***	1.55
-2 Log L	1243.374					1239.57				
n	1275					1275				
「悪化」数	276					276				

図表1-6 推計結果(不登校)

	被説明変数=Wave2またはWave3に不登校中														
	不登校 シンプルモデル					不登校 フルモデル					不登校 フルモデル+以前の不登校経験				
	推定値	標準誤差	t値	pr> t	オッズ比	推定値	標準誤差	t値	pr> t	オッズ比	推定値	標準誤差	t値	pr> t	オッズ比
離婚あり	0.8422	0.751	1.258	0.2621	2.32	0.161	1.0518	0.023	0.8783	1.18	0.1592	1.1116	0.021	0.8861	1.17
子ども年齢	0.0613	0.0476	1.662	0.1974	1.06	0.0639	0.0513	1.554	0.2126	1.07	-0.0951	0.0698	1.856	0.1731	0.91
子ども性別	-0.4678	0.3838	1.486	0.2229	0.63	-0.5484	0.4124	1.769	0.1835	0.58	-0.4891	0.431	1.288	0.2564	0.61
貧困 (wave2)						1.3234	0.4272	9.594	0.002 ***	3.76	0.7935	0.4688	2.865	0.0905 ***	2.21
母親就労 (wave2,3)						-0.2671	0.5618	0.226	0.6345	0.77	-0.0912	0.5929	0.024	0.8777	0.91
Wave1以前に不登校											2.7291	0.4598	35.225	<.0001 ***	15.32
-2 Log L	271.482					241.161					198.33				
n	1436					1264					951				
「不登校」数	28					26					26				

## 6 結語

本稿では、離婚の発生と社会経済階層の関係、および、離婚による子どもへの影響（学力低下と不登校）を分析した。すべてのサンプルを用いた分析1からは、離婚の発生は、子ども（特に男児）の数、末子年齢（が高い）、母親学歴（が高い）、結婚年齢（が低い）などが離婚にマイナスに影響している。また、Wave1時点での貧困ステータスは、離婚確率と関連していることが確認されたものの、貧困が離婚の要因であったのか、結果であったのかの区別がつかない。Wave 期間中の離婚の発生については、結婚期間と末子年齢が影響があるとの結果であるが、Wave1時点での状況（貧困、就労）は、その影響があるとのエビデンスは得られなかった。また、Wave 期間中の離婚が子どもの成績を悪化させ、不登校にするというエビデンスも得られていない。

このように、離婚と貧困の関係、および、離婚による子どもへの影響については懸念されたものの、確定的な結論は本分析からは得られなかった。その大きな理由が、離婚と言うイベントは複数年次かかって起こるものであり、別居から離婚成立まで数年かかる上に、別居にいたる前にも夫婦関係は悪化していると考えられるため、3つの Wave の期間(2011~2015

年)の間だけにその動態を観察することや、離婚プロセスが子どもに与える影響などを測ることは難しいことが挙げられる。また、離婚イベントの発生確率が低いため、離婚の動態を十分に観察するためには、本データよりも大きなサンプル数がとれる調査データが必要である。さらに、本データにおいては、Wave1 から Wave2 への脱落が大きく、別居や離婚を経験している層により多く脱落が発生するとも考えられるため、その偏りも分析に支障をもたらす。そのため、より大きなサンプル数がとれ、かつ、長いスパンで観察することができるパネル・データが整備されることが必要となる。

## 参考文献

- 阿部彩 (2014)「相対的貧困率の動向：2006, 2009, 2012 年」貧困統計ホームページ。  
([www.hinkonstat.net](http://www.hinkonstat.net))
- 安藏伸治 (2003)「離婚とその要因－わが国における離婚に関する要因分析－」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [2] JGSS で見た日本人の意識と行動』 pp.25-45.
- 加藤彰彦 (2001)「未婚化・社会階層・経済成長」『家族社会学研究』13(1), pp.47-58.
- 加藤彰彦 (2003)「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」第 55 回日本人口学会論集。  
[http://www.waseda.jp/assoc-nfroffice/NFRJS01-2005\\_pdf/NFRJS01-2005kato1.pdf](http://www.waseda.jp/assoc-nfroffice/NFRJS01-2005_pdf/NFRJS01-2005kato1.pdf)
- 加藤彰彦 (2004)「未婚化・晩婚化と社会経済的状況」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容－全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析－』東京大学出版会。
- 厚生労働省 (2014)「平成 25 年国民生活基礎調査結果報告」。
- 厚生労働省 (2015)「ひとり親家庭等の現状について」平成 27 年 4 月 20 日(月)。  
<http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000083324.pdf>
- 労働政策研究・研修機構 (JILPT) (2015)「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2014 (第 3 回子育て世帯全国調査)」JILPT 調査シリーズ No.145, 独立行政法人 労働政策研究・研修機構, 2015 年。
- 労働政策研究・研修機構 (JILPT) (2016)「子育て世帯の追跡調査 (第 2 回：2015 年)－生活変化を 4 年間追跡－」JILPT 調査シリーズ No.159, 独立行政法人 労働政策研究・研修機構, 2016 年。
- Raymo, James (2008)「アメリカにおける離婚の要因と結果－近年の研究の概略－」『家族社会学研究』第 20 巻第 2 号、pp.60-70.