

Discussion Paper Series

University of Tokyo  
Institute of Social Science  
Panel Survey

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

育児休業の取得が家事分担に及ぼす影響の  
基礎的分析

Effect of Parental Leave on the Division of Household Labor

柳田愛美

(東京都立大学大学院・日本学術振興会)

Manami YANAGIDA

March 2025

No.190

## 育児休業の取得が家事分担に及ぼす影響の基礎的分析

Effect of Parental Leave on the Division of Household Labor

柳田 愛美

(東京都立大学大学院・日本学術振興会)

### 要約

本稿では、東京大学社会科学研究所が実施する「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」の wave3 (2009年)、wave5 (2011年) から wave11 (2017年) を用いて、育児休業を取得することが家事分担に及ぼす影響を検討した。具体的には、調査から1年以内に育児休業を取得した人数および取得回数について夫妻別に検討した後、夫妻別・1年以内の育児取得状況別の家事分担割合について記述的な分析をおこなった。加えて、従来の先行研究で家事分担を規定する経済的要因として着目されてきた変数である労働時間、就業形態、収入をコントロールした上での育児休業取得の効果について固定効果モデルによる推定をおこなった。

記述的な分析からは、妻の育児取得人数・回数と比べ、夫の育児取得人数・回数は非常に少ないことが明らかになった。また、妻は1年以内の育児「取得なし」と比べ、「取得あり」の方が家事負担割合が高かった。一方、夫は1年以内の育児「取得なし」と比べ、「取得あり」の方が夫の家事負担割合が低かった。固定効果モデルの結果からは、労働時間、就業形態、収入といった経済的要因を考慮しても、妻の育児取得が妻の家事負担割合を高めるといことが明らかになった。一方、夫による育児取得は有意な効果をもたなかった。夫の育児取得は必ずしも妻の家事負担の軽減に繋がっていないことが示唆された。

### 謝辞

本研究は、日本学術振興会 (JSPS) 科学研究費補助金・特別推進研究 (25000001、18H05204)、基盤研究 (S) (18103003、22223005)、特別研究員奨励費 (JP24KJ1865) の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所 (東大社研) パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。

## 1. 問題の所在

本稿の目的は、育児休業（以下「育休」）の取得が家事労働に及ぼす影響についてパネルデータの分析から明らかにすることである。具体的には、男女の育休取得が家事分担に及ぼす影響を働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（Japanese Life Course Panel Surveys、以下「JLPS」）を用いて検討する。日本ではワーク・ライフ・バランス（仕事と生活の調和）の実現のため、様々な制度が整備されてきた。特に、近年は男性の育休取得率を向上するための制度が強化されてきた。

例えば、男性の育休取得を促す制度として 2010 年にパパ・ママ育休プラスが導入され、両親がともに育休を取得した場合、育休期間が従来の 1 歳までから 1 歳 2 ヶ月になるまで可能になった（中里 2023）。さらに、2014 年には育休中の給付金について、休業開始前賃金の 50%を支給する制度から、父母それぞれについて最初の 6 ヶ月の給付金を 67%に引き上げ、6 ヶ月を超えた期間は 50%にするよう改正がおこなわれた。これは、母親が 6 ヶ月の休業取得後に父親が交代で休業を取ることを促す目的で導入された（中里 2023）。こうした日本の育休制度は世界で最も父親に手厚い給付のある制度であることが指摘されている（Chzhen et al. 2019）。

このように男性の育休取得を促す制度が整備される中で、男性の育休取得率は上昇傾向にある。雇用均等基本調査の結果からは、男性の育休取得率は平成 29 年度に 5%を上回り、以降は明らかに上昇傾向が見られ、令和 2 年度には 10%を上回っている（厚生労働省 2024）。さらに、令和 5 年度雇用均等基本調査によれば、男性の育休取得率は 30.1%であることが明らかになっている（厚生労働省 2024）。

しかしながら、育休取得率と育休取得期間には依然として大きな男女差がある。令和 5 年度の女性の育休取得率は 84.1%である（厚生労働省 2024）。また、令和 4 年 4 月 1 日から令和 5 年 3 月 31 日までの 1 年間に育休を終了し、復職した女性の育休期間は「12 か月～18 か月未満」が 32.7%と最も高く、次いで「10 か月～12 か月未満」が 30.9%となっている。一方、男性の育休期間は「1 か月～3 か月未満」が 28.0%と最も高く、次いで「5 日～2 週間未満」が 22.0%となっている（厚生労働省 2024）。なお、半年以上の育休を取得している割合は女性が 92.5%、男性が 6.4%である（厚生労働省 2024）。

このように育休取得率・期間に男女差がある要因の一つとして、男性稼ぎ主を標準的労働者とする職場の慣行が指摘されてきた。男性は外で働き、女性は家事・育児に専念するという男性稼ぎ主型の働き方が根付いたのは高度経済成長の時期であり、この働き方は現在も維持されている（e.g., Taga 2016; 中里 2023）。男性の働き方を含めた改革が進展しない中、企業では男性が長期の育休を取得することが想定されず、女性が長期の育休を取得するものとみなされてきた（佐藤 2020）。こうした企業の育休制度の運用により、女性が仕事と家

庭の両立を一人で担うことが求められ、長期の育休取得をせざるを得ず、職場での活躍が阻害される状況であることが指摘されてきた（佐藤 2020）。

また、質的研究からは、誰が育休を取得するのかをめぐり夫婦で対等な交渉がおこなわれず、女性だけが育休を取得することも示されてきた（三具 2007; 中野 2014）。第1子出産にともなう妻の就業決定プロセスに着目した質的研究からは、夫は育休を取得せず、働き方も変わらないということが決まった後の残余部分で妻の就業をめぐる選択がおこなわれ、結婚後正規雇用で働き、収入格差が小さい夫婦であっても、妻だけが育休の長期取得または退職をすることが示されている（三具 2007）。また、結婚前に総合職で働いていた女性たちでさえ、夫は育休を取得せず、働き方も変わらず、家庭責任を分担しないという状況に直面し、長期の育休取得やキャリア形成の妥協をせざるを得ない状況になっていることが示されている（中野 2014）。

以上のように、誰がどのくらいの期間の育休を取得するかを自由に選べる状態とはかけ離れた状況の中で長期の育休取得が女性に偏り、女性の家庭責任の負担が増えることが示されてきた。他方、ワーク・ライフ・バランスと不可分な家事労働に関して、従来の量的研究においては育休取得との関連が十分に検討されていない。家事分担の規定要因については国内外で膨大な蓄積があるが、経済的要因としては夫妻の労働時間や就業形態、収入に着目されることが多い。さらに、労働時間や就業形態、収入といった経済的要因と家事労働の関連を見る際は、子どもがいる夫婦の横断データを用いた検討が多く（e.g., 久保 2017; 中川 2021）、個人内での変化を捉えることができるパネルデータを用いた検討は少ない。

日本は先述の通り、育休制度の運用レベルで大きな制約があり、育休取得が女性に偏っている。こうした社会的背景がある中で、育休取得と家事分担の関連を量的研究、特にパネルデータを用いて個人内での変化を検討することは重要である。そこで本稿では、全国規模のパネルデータの分析を通じ、男女の育休の取得経験が家事分担に与える影響を検討する。具体的には、調査から1年以内に育休を取得した人数および取得回数について夫妻別に検討した後、夫妻別・1年以内の育休取得状況別の家事分担割合について記述的な分析をおこなう。加えて、従来の先行研究で家事分担を規定する経済的要因として着目されてきた変数である労働時間、就業形態、収入をコントロールした上での育休取得の効果について固定効果モデルによる推定をおこなう。

## 2. データ・変数・手法

本稿では東京大学社会科学研究所が実施しているパネル調査である「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS）」wave 3、5-11 を分析に用いる。JLPS の対象者は日本在住で20歳～40歳（2006年12月末時点）の男女である。2007年に第1回調査を実施

し、毎年追跡調査を実施している。JLPS では wave 3 (2009 年) から wave 11 (2017 年) まで、「この 1 年間に、以下のような出来事を経験したことがありますか。(○はいくつでも)」という質問を毎年行っており、「自分が産休・育休を取った」、「配偶者が産休・育休を取った」という選択肢を設けている。また、wave 3 (2009 年) から wave 11 (2017 年) の期間中は、wave 4 (2010 年) を除き、回答者および回答者の配偶者の家事頻度を尋ねている。育休を取得した場合の取得期間は不明であるが、育休を取得することによる家事分担の影響について、個人内での変化を検討する本稿において適したデータである。また、従来の家事労働に関する先行研究で経済的な規定要因として着目されてきた、労働時間、就業形態、収入について、回答者本人のみでなく配偶者の情報があるため、これらの変数を統制した上で育休取得の効果を検討する本稿の分析に適している。

また、JLPS では脱落による回答者数の減少を考慮し、wave 5 (2011 年) で追加サンプルが補充されている。本稿では追加サンプルを含めて分析した。なお、先述の通り JLPS では wave 3 (2009 年) から wave 11 (2017 年) まで毎年、回答者および回答者の配偶者が調査から 1 年以内に産休・育休を取得したかを尋ねている。第 1 子が 2007 年以前に生まれているケースにおいては、既に育休取得をしたケースが含まれる可能性があるため、2007 年に第 1 子がいないうえに限定した。wave 5 (2011 年) からの追加サンプルについては、2009 年以前に第 1 子がいないうえに限定した。

従属変数は、回答者と回答者の配偶者の家事頻度の情報から作成した家事分担割合(妻の家事負担割合)であり、0~1 (0~100%) の値をとる。食事の用意、洗濯、家の掃除、日用品・食料品の買い物の 4 項目それぞれにおいて、毎日を 7、週に 5~6 日を 5.5、週に 3~4 日を 3.5、週に 1~2 日を 1.5、月に 1 日~3 日を 0.5、ほとんどしないを 0 と値を割り当て、各項目に対する回答を合計した。次に、性別の情報を用いて妻の家事頻度と夫の家事頻度を示す変数を作成した上で、妻の家事頻度を妻と夫の家事頻度の合計で割ることにより、妻の家事負担割合を示す変数を作成した。

独立変数は、観察期間における妻の育休取得ダミーと夫の育休取得ダミーである。妻の育休取得ダミーと夫の育休取得ダミーは、調査から 1 年以内に育休を取得したとする wave において 1、その他の wave では 0 の値をとる。なお、産休・育休のどちらも取得した場合だけでなく、産休のみ取得の場合でも「自分が産休・育休を取った」、「配偶者が産休・育休を取った」と回答しているかもしれないが、本稿の分析では「自分が産休・育休を取った」、「配偶者が産休・育休を取った」を選択している場合は、調査から 1 年以内に育休を取得したことがあると仮定する。

統制変数は、従来の先行研究で家事分担を規定する経済的要因として用いられることの多い労働時間、就業形態(正規、非正規、自営、無職)、収入を投入した。固定効果モデルにより、これらの変数を統制した上での 1 年以内の育休取得における変化と家事分担の関

係を検討する。固定効果モデルによる推定の際は、クラスター・ロバスト標準誤差を用いた。

### 3. 分析結果

まず、調査から 1 年以内に育休を取得した人数および取得回数について夫妻別に検討する。表 1 および表 2 は、本人と配偶者の家事頻度のどちらも回答している者における、調査から 1 年以内の育休取得状況について、度数分布表をまとめたものである。表 1 が妻の結果、表 2 が夫の結果である。まず、表 1 の「全体」の度数分布表は、分析対象の期間中に各カテゴリーの状態が観察された回数を示している。1 年以内の妻の育休「取得あり」は 731 回観察されている。「個体間」の度数分布表の「取得あり」は 382 だが、これは分析対象の期間中に妻が 1 回でも育休を取得した回答者の数を示しており、回答者全体の 31.78%にあたる。

表 1. 1 年以内の育休取得(妻)

	全体		個体間	
	度数	%	度数	%
取得なし	5278	87.83	1173	97.59
取得あり	731	12.17	382	31.78
合計	6009	100	1555	129.37

n=1202

次に、表 2 の「全体」の度数分布表から、分析対象の期間中に夫の育休「取得あり」は 41 回観察されている。妻の育休「取得あり」の観察数と比べると非常に低い値である。また、「個体間」の度数分布表から、分析対象の期間中に 1 回でも育休を取得した夫はわずか 37 名である。これは回答者全体の 3.08%にあたる。先述の通り、観察期間中の 2009 年から 2017 年にはパパ・ママ育休プラスなど、男性の育休取得率を向上させるための育休制度の改正がおこなわれていたが、これらの結果からは妻の育休取得回数・人数と比べ、夫の育休取得回数・人数は非常に少ないことがわかる。

表 2. 1年以内の育休取得(夫)

	全体		個体間	
	度数	%	度数	%
取得なし	5968	99.32	1201	99.92
取得あり	41	0.68	37	3.08
合計	6009	100.00	1238	103.00

n=1202

続いて1年以内の育休取得の有無と家事分担割合をみる。図1は夫妻別、1年以内の育休取得状況別に家事分担割合(妻の家事負担割合)の平均値を示したものである。妻が1年以内の育休「取得なし」の家事分担割合の平均値は81.24%、妻が1年以内の育休「取得あり」の家事分担割合の平均値は81.58%である。この結果からは妻が育休を1年以内を取得したか否かに関わらず、妻の家事負担割合が高いことがわかる。ただし、1年以内の育休「取得なし」と比べ、「取得あり」の妻の家事負担割合は、若干ではあるが高い値となっている。

一方、夫は1年以内の育休「取得なし」の家事分担割合の平均値が81.28%、1年以内の育休「取得あり」の家事分担割合の平均値は81.52%である。夫の育休取得有無に関係なく妻に家事負担が偏っていることがわかる。さらに、夫は1年以内の育休「取得なし」と比べ、「取得あり」の方が妻の家事負担割合が若干高いことがわかる。言い換えると、夫の育休「取得なし」と比べて「取得あり」の方が夫の家事負担割合が低い。この結果からは、夫が育休を取得しても妻の家事負担は軽減されないことが示唆される。

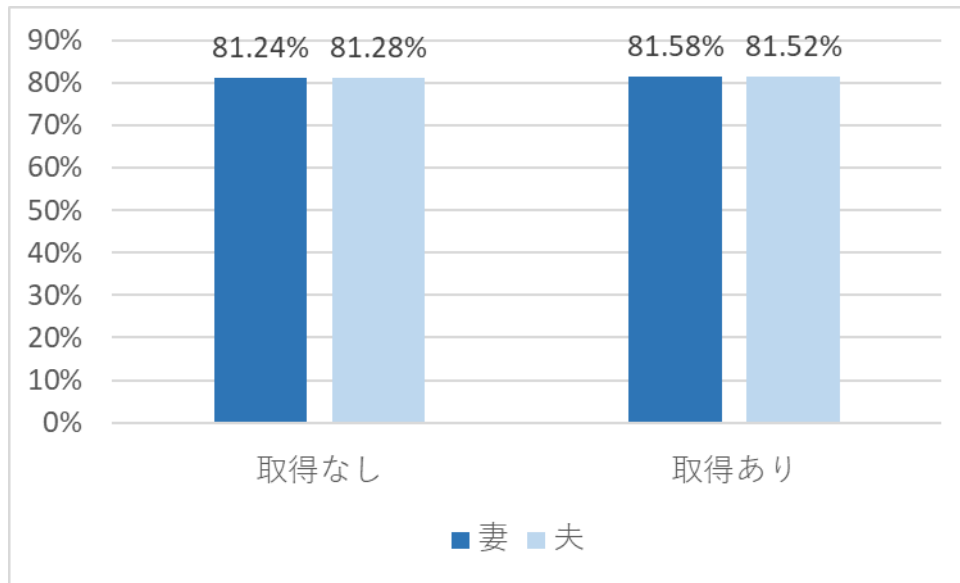


図 1 1年以内の育休取得状況と妻の家事負担割合

育休取得状況と家事負担割合の平均値のみを見ると、育休取得の有無によって家事負担割合に大きな変化はないように見える。ただし、これらは様々な要因をコントロールしていない。この期間に個人内においても変化がなかったことを示すのか、労働時間や就業形態や収入といった、他の要因をコントロールした場合に育休取得の影響が確認できるかを、固定効果モデルで検討する。

表 3 は家事負担割合（妻の家事負担割合）を従属変数とする固定効果モデルによる推定結果をまとめたものである。まず、妻の育休取得ダミーに着目すると、0.1%水準で有意で正の係数を持つ。労働時間、就業形態、収入の効果を考慮しても、妻が育休取得をすることが妻の家事負担割合を高めるということが明らかになった。妻が1年以内に育休を取得している場合、調査時点で育休中の場合もあれば、育休期間を終えて職場に復帰している場合も考えられるが、いずれにせよ、普段から家事負担が重い状況の中、育休を取得することで更に負担が増加していることが考えられる。

一方、夫の育休取得ダミーに有意な効果は見られなかった。夫による育休取得は必ずしも妻の家事負担割合の軽減に繋がらないことが示唆された。平成 29 年度まで男性の育休取得率が 5%を上回らなかったことを考えると（厚生労働省 2024）、本稿の分析対象期間は男性の育休取得自体がまだ珍しい時期である。このような中で育休取得をする男性は先進的な事例であったはずだが、個人内変化を検討した本稿の分析からは、男性が育休取得をすることによる効果は見られなかった。

表 3. 妻の家事負担割合を従属変数とする  
固定効果モデルの結果

	係数	標準誤差
妻育休取得（基準：取得なし）		
取得あり	0.0341 ***	0.0076
夫育休取得（基準：取得なし）		
取得あり	-0.0003	0.0255
妻労働時間	-0.0010 **	0.0003
夫労働時間	0.0010 ***	0.0002
妻就業形態（基準：正規）		
非正規	0.0388 **	0.0125
自営	0.0339 *	0.0156
無職	0.0292 †	0.0160
夫就業形態（基準：正規）		
非正規	0.0010	0.0108
自営	-0.0160	0.0141
無職	-0.1468 ***	0.0323
妻収入	-0.0141 ***	0.0025
夫収入	0.0044 **	0.0016
切片	0.7664 ***	0.0196
観察数	5039	
n	1140	

† :  $p < .10$ , \* :  $p < .05$ , \*\* :  $p < .01$ , \*\*\* :  $p < .001$

#### 4. 考察

近年、日本では男性の育休取得率を向上させるための制度の整備が進められてきた。しかし、本研究の記述的な分析結果からは、2009年から2017年の期間において、妻の育休取得人数・育休取得回数と比べ、夫の育休取得人数・育休取得回数は非常に少ないことが明らかになった。本研究の分析対象期間は男性の育休取得を促進する試みで法改正が度々おこなわれた期間であるが、それでも育休取得は妻に偏っている。これは、先述した雇用均等基本調査の結果と整合的である。

また、育休取得状況と家事分担割合の記述的な分析から、妻は1年以内の育休「取得なし」と比べ、「取得あり」の家事負担割合が高い値となった。一方、夫は1年以内の育休「取得なし」と比べ、「取得あり」の方が夫の家事負担割合が低かった。また、固定効果モデルの結果からは労働時間、就業形態、収入といった経済的要因を考慮しても妻が育休取得をすることが妻の家事負担割合を高めるということが明らかになった。一方、夫による育休取得は有意な効果をもたなかったことから、夫が育休を取得しても妻の家事負担割合の軽減に繋がらないことが示唆された。週当たりの家事頻度から夫婦間の分担を検討する限りでは、夫の育休取得の有無に関係なく妻の家事負担割合が重い。

では、なぜ妻の育休取得のみに効果が見られ、夫の育休取得の効果は見られなかったのか。JLPSでは育休取得期間の情報はないため推論ではあるが、先述の通り、平成29年度になってようやく男性の育休取得率が5%を上回ったことを考えると、本稿の分析対象期間は男性の育休取得自体がまだ珍しい時期である。このような中で育休取得をする男性は先進的な事例であったはずだが、育休を取得しても極めて短期の取得に留まっていたことが推察される。このため、短期の取得によって家事分担に変化をもたらすに至らなかったことが考えられる。

また、育児のためだけに育休を取得したため、家事の分担には消極的であった可能性もある。先行研究では既婚男性が家事に対して消極的であることが示されてきた。片働きか共働きかに関係なく、父親は育児よりも家事をやりたくないものと述べる(斧出 2008)。また、父親の育児は自らの家族を優先する意識によって行動が促されるが、家事は促されないことが指摘されている(中川 2021)。これらの知見から、夫が育休を取得することが必ずしも家事を含めた家庭責任の分担には繋がらない可能性が考えられる。

加えて、本稿は週当たりの家事頻度を用いて家事分担割合の変数を作成しているため、1日単位での頻度に変化がほぼ見られなくても、1日の中での家事の回数や家事時間が増えていく可能性はある。例えば、育休を取得していない期間は週に1日夕食の用意をしている夫が、育休取得中に週に1日、昼食と夕食の用意をするようになったとしても今回の分析では反映されない。週当たりの家事頻度という尺度では反映されない変化が起きていた可能性があるため、男性の育休取得が家事分担に一切影響を及ぼさないという解釈ができない点には留意する必要がある。

また、従来の家事労働に関する研究に対しては次のことがいえる。家事労働に関する先行研究においては、家事分担を規定する経済的要因として一時点の労働時間や就業形態、収入に着目するものが多かったが、先述の通り、育休制度は企業の運用レベルでの制約が大きいことが指摘されてきた。さらに、就業や育休をめぐる意思決定について明らかにした研究からは、誰が育休を取るかをめぐって自由に選べる状況ではなく、女性が長期の育休を取らざるを得ない状況にあることが示されてきた。このため、家事分担におけるジェンダー不平等

を検討する上では、こうした社会的背景を踏まえ、育休取得の影響も考慮することが重要である。実際、家事分担への育休取得の影響を検討した本稿の結果から、妻の育休取得は妻の家事負担の増加に影響することが明らかになった。

最後に今後の課題を述べる。JLPS では wave 13 (2019) で 20 歳代の若い世代を捕捉するため、2019 年時点で日本に居住する 20 歳から 31 歳の男女の若年リフレッシュサンプルを追加している。本稿は wave 3 (2009 年) から wave 11 (2017 年) のデータを用いて検討したため、wave 13 (2019 年) から追加されたリフレッシュサンプルは用いなかった。JLPS では wave 12 (2018 年) においては 1 年以内の育休取得経験について尋ねていないが、wave 13 (2019 年) から wave 18 (2024 年) まで毎年尋ねている。近年になれば、特に若年層の男性において育休取得の人数・回数の増加や、固定効果モデルでの育休取得の効果が見られるかもしれないため、リフレッシュサンプルを含め更に検討する必要がある。また、育休取得前と比べて育休取得 1 年以内、育休復帰後にどのような変化がみられるかといった、より詳細な検討は今後の課題である。加えて、今回は従来の先行研究で家事分担を規定する経済的要因を検討する際に多く用いられてきた労働時間、就業形態、収入を統制した上で育休取得の効果に着目したが、年齢や親同居の有無など経済的要因以外の統制変数を投入していないため、今後は統制変数も検討していく必要がある。

## 参考文献

- Chzhen, Yekaterina, Anna Gromada, and Gwyther Rees. 2019. *Are the world's richest countries family friendly?: Policy in the OECD and EU*. Florence: UNICEF Office of Research.
- 厚生労働省, 2024, 『「令和 5 年度雇用均等基本調査」の結果概要』.
- 久保桂子, 2017, 「共働き夫婦の家事・育児分担の実態」『日本労働研究雑誌』 689: 17-27.
- 中川まり, 2021, 『ジェンダー化された家庭内役割の平等化と母親ゲートキーピング』 風間書房.
- 中野円佳, 2014, 『「育休世代」のジレンマ——女性活用はなぜ失敗するのか』 光文社.
- 中里英樹, 2023, 『男性育休の社会学』 さいはて社.
- 斧出節子, 2008, 「なぜ父親は育児をするのか？」大和礼子・斧出節子・木脇奈智子編『男の育児・女の育児——家族社会学からのアプローチ』 昭和堂, 91-114.
- 三具淳子, 2007, 「妻の就業決定プロセスにおける権力作用——第 1 子出産前の夫婦へのインタビューをもとにして」『社会学評論』 58(3): 305-25.
- 佐藤博樹, 2020, 「ワーク・ライフ・バランス」『日本労働研究雑誌』 717: 42-5.
- Taga, Futoshi. 2016. "EU countries' implications for promoting father's participation in parenting in Japan." *Japanese Journal of Family Sociology* 28(2): 207-13.

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査、中学生親子パネル調査の4つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金

基盤研究 S：2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C：2013 年度～2016 年度 特別推進研究：2015 年度～2017 年度 若手研究 A：2015 年度～2018 年度  
基盤研究 B：2016 年度～2020 年度 特別推進研究：2018 年度～2024 年度

厚生労働科学研究費補助金

政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金

株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

## 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について

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は、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>