

子どもの頃の居住地の女性就業と母親の就業が 女性の労働供給に与える影響

水谷 徳子

(公益財団法人 家計経済研究所 研究員)

本稿では、女性就業に地域差があるという日本の労働市場の特徴と子どもの頃の母親の就業状況や居住地についての情報が得られる「消費生活に関するパネル調査」の特徴を利用して、45歳未満の女性の労働供給と子どもの頃の居住地における女性就業や母親の就業との関係を考察した。分析の結果、現在の居住都道府県、本人や母親の個人属性をコントロールした上でも、子どもの頃の母親の就業期間や子どもの頃の居住都道府県の女性有業率は、女性の労働時間に正の影響を与えていることがわかった。このことは、子どもの頃の母親の就業や子どもの頃の居住地における女性の就業が、成人してから女性の労働供給の意思決定に影響を与えていることを示唆している。

1. はじめに

「労働力調査」(総務省総計局 2015)によると、就業者は2007年の6,427万人をピークに減少傾向にあったが、2014年平均で6,351万人であり、2年連続の増加で前年に比べ40万人の増加となった。男女別にみると、前年に比べて男性は11万人の増加、女性は28万人の増加であることから、女性の就業者増加がこの増加の一因として挙げられるだろう。このような女性の市場労働参加の増加の背景や女性の労働供給の促進あるいは阻害要因について、教育投資等の人的資本、家計の各構成員の家計内生産、制度的要因、労働市場や家計に関する社会的規範(Fernández 2013; Fogli and Veldkamp 2011)等のさまざまな観点から多くの成果が蓄積されている。

例えば、労働市場や家計に関する社会的規範の影響に関しては、女性の労働市場におけるアウトカムの経時的変化や国、民族や世代による違いのいくらかを性別規範によって説明しようという

ことが多くの研究で立証されている(Bertrand 2010, Fernández 2011等)。これらの研究のいくつかは、アイデンティティを社会的カテゴリーと定義し、社会的カテゴリーに属する人々の行動規範からの乖離が効用を減少(損失)させ、アイデンティティが経済的なアウトカムに影響を与えるというAkerlof and Kranton (2010)のアイデンティティ経済学の枠組みに基づいている。彼らのモデルを労働市場や家計の文脈に応用すると、経済学の定型モデルに、男性と女性という社会的カテゴリーを加え、その社会的カテゴリーと関連する特定の行動規範からの逸脱が効用の損失を生じさせるのなら、女性の労働参加率や人的資本の低下を導くことになる。実際、Bertrand et al. (2015)は、夫は妻よりも稼ぐべきだという行動規範・性別規範がどのように経済的なアウトカムに影響を与えているのかを分析している。そして、夫も妻も妻がより稼ぐことを回避し、性別規範が有配偶女性の労働参加率や労働所得の重要な決定要因であることを明らかにしている。

それでは、労働市場や家計に関する社会的規範はどのように内面化されるのだろうか。社会心理学では、女性が青年期に頻繁に接する特定の成人女性の参照グループ（母親や友人の母親等）の行動を観察することが性別規範の形成の重要なメカニズムであることが主張されてきている（Hyde and Rosenberg 1980; Williams 1977等）。Olivetti, Patacchini and Zenou (2015) は、この前提に基づき、10代のときの母親や友人の母親の労働供給が、成人してからの女性の就業行動に影響を与えているのかを検証し、母親の労働時間や友人の母親の労働時間が長いほど、娘の労働時間が長いことを示している。

本論文は、Olivetti, Patacchini and Zenou (2015) の知見に基づき、日本において子どもの頃の居住地の女性就業や母親の就業が、女性の労働供給に影響を及ぼしているのかどうかを（公財）家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて検証することを目的とする。

Olivetti, Patacchini and Zenou (2015) が母親の労働供給に加えて10代の頃の友人の母親の労働供給の影響を分析したのに対し、本論文で子どもの頃の居住地の女性就業の影響に着目する理由は2つある。第1に、「消費生活に関するパネル調査」では、回答者の子どもの頃の友人関係を把握できない。第2に、日本では女性の就業行動にはきわめて大きな地域差が存在していることがこれまで指摘されてきている。安部・近藤・森（2008）は、都道府県の男性の所得や女性の学歴分布、地域における三世同居率をコントロールした上でも女性の就業には地域差が存在し、女性就業において地域的要因の影響は重要でありうることを示している。そのため、日本では、女性が青年期に接する成人女性の平均的な就業行動は、子どもの頃の居住地によって異なると考えられる。

論文の構成は以下の通りである。第2節で、使用するデータを紹介する。第3節で、子どもの頃の母親の就業や女性就業の地域差について概観し、それらが女性の労働供給に与える影響についての推定結果を示す。最後に第4節で、考察をまとめ今後の課題を検討する。

2. データ

分析には、（公財）家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」（以下、JPSC）の1993～2014年の調査と「就業構造基本調査」の時系列統計表を用いる。

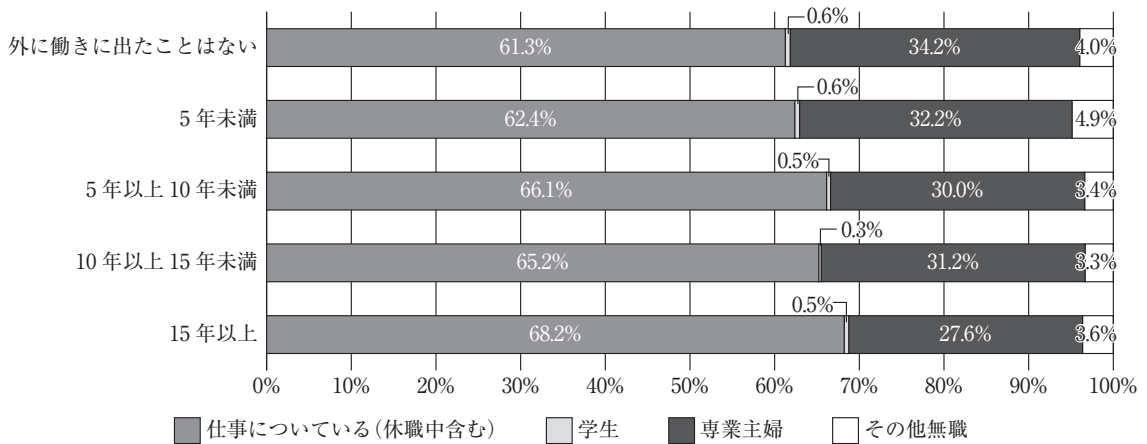
JPSCは調査開始時点の1993年に24歳から34歳までの女性1,500人（以下、「コーホートA」）を対象とし、現在に至るまで同一女性を追跡したパネル調査である。なお、その後、1997年に24歳から27歳の500人（以下、「コーホートB」）、2003年に24歳から29歳の836人（以下、「コーホートC」）、2008年に24歳から28歳の636人（以下、「コーホートD」）、2013年に24歳から28歳の648人（以下「コーホートE」）が調査の対象者に追加されている。

本論文でJPSCを用いる利点は、年齢や居住地、子ども数、学歴等の各調査時点の回答者本人の属性の情報だけでなく、各コーホートの調査初年度だけに尋ねられる質問から子どもの頃の居住地や母親の就業状況、母親の最終学歴などの情報が得られることにある。

女性の労働供給に関しては、有業か否かの就業状態だけでなく、労働時間の情報も用いる。JPSCでは、労働時間を二通りで把握することが可能である。一つは、調査時点での週当たりの労働時間であり、もう一つは1日の生活時間のうち仕事に費やす時間である。本論文では、前者の情報を分析に利用する。

本稿で着目する子どもの頃の母親の労働や居住地の女性の就業に関しては、各コーホートの調査初年度だけに尋ねられる質問の回答結果を用いる。具体的には、子どもの頃の母親の労働については、各コーホートの調査初年度のみ尋ねられている「あなたが生まれてから20歳になるまでの間に、あなたの母親は外に働きに出たことがありますか。あればその期間をお知らせください」という質問の回答を用いる。このように母親の労働を回顧して記述する形式であるため、例えば、回答者がもっている労働に対する規範が、自分の母親の就業期間を計測する際に影響を与えているかもしれない。そのため、女性の労働供給に対する子

図表-1 母親の就業年数別女性の就業



どもの頃の母親の就業の推定値には計測誤差によるバイアスが生じている可能性があることを注意したい。

また、各コーホートの調査初年度の「あなたは、小・中学生の時にどこに住んでいましたか。小・中学生の9年間で一番長く住んでいた県をお答えください」という質問の回答から、子どもの頃の居住地域を都道府県レベルで把握できる。しかしながら、子どもの頃の居住都道府県における女性の就業状況についての情報はJPSCから直接得ることはできない。

そこで、各都道府県の女性就業の指標は、「就業構造基本調査」の時系列統計表「男女別有業率——全国、都道府県、政令指定都市（昭和52年～平成24年）」から、女性有業率を用いる¹⁾。この都道府県別女性有業率とJPSCの子どもの頃の居住地域を都道府県レベルで接続する。「就業構造基本調査」は、1982年以降5年ごとに行われている調査であるので、コーホートAにはJPSCの回答者の年齢が8歳から18歳に相当する昭和52年就業構造基本調査（1977年）を接続している。コーホートB以降は、回答者の年齢が8歳前後から12歳前後の情報に相当するよう、コーホートBには昭和57年調査（1982年）、コーホートCには昭和62年調査（1987年）、コーホートDには平成4年調査（1992年）、コーホートEには平成9年調査（1997年）をそれぞれ接続している。

本論文では、子どもの頃の母親の就業や居住地

域の女性就業が中高年未満の女性の労働供給に与える影響を検証するため、小・中学生の時に日本国内に居住していた45歳未満の女性を分析の対象とする。

3. 子どもの頃の母親の就業と居住地の女性就業の影響

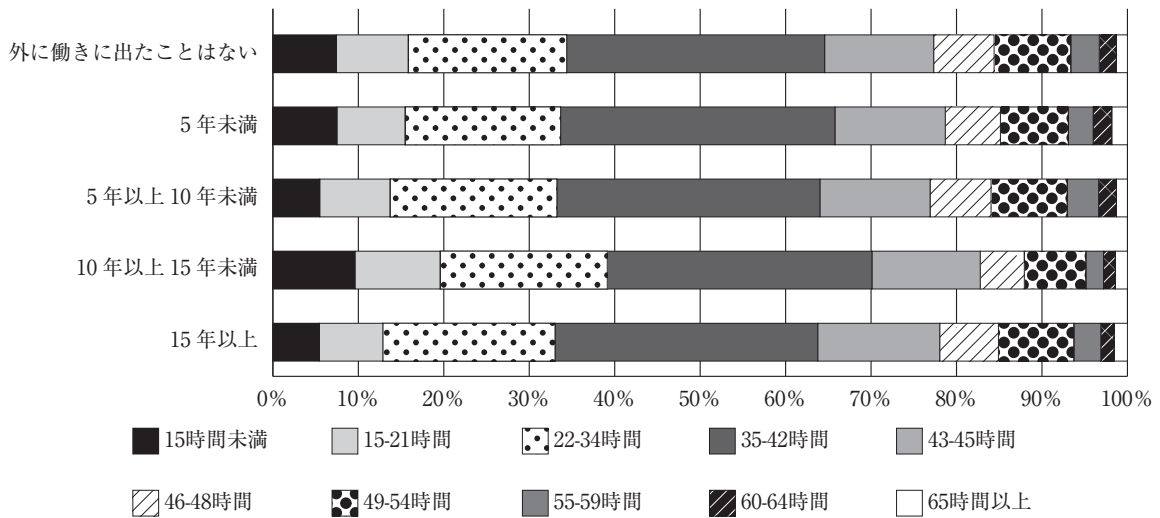
(1) 母親の就業と女性の労働供給

回帰分析に入る前に、まず母親の就業と女性の労働供給の関係について確認する。

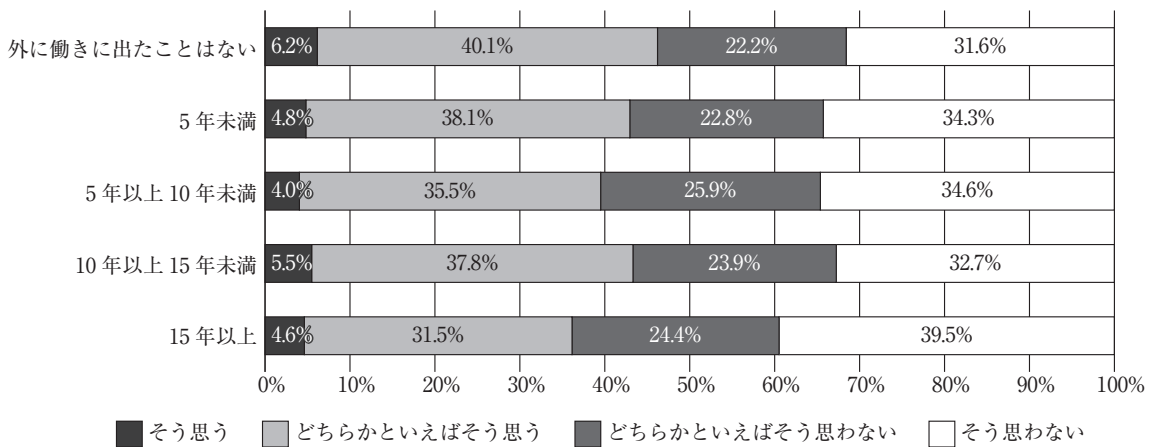
生まれてから20歳になるまでの間に、母親が「外に働きに出たことはない」と回答した割合は28.8%であり、全体の3割近くが20歳になるまでの間に、母親が市場労働に参加していない。母親が外に働きに出たことがある場合は、その期間を尋ねているが、「5年未満」「5年以上10年未満」「10年以上15年未満」「15年以上」と回答した割合は、それぞれ全体の15.0%、16.2%、13.8%、26.3%であった。

図表-1は、母親の就業年数別に娘である回答者（45歳未満）の現在の仕事の分布を示している。外に働きに出たことがない母親をもつ娘の61.3%が仕事についており、34.2%が専業主婦である。一方、15年以上働いていた母親をもつ娘の68.2%が仕事についており、27.6%が専業主婦となっている。母親の就業年数が長くなるほど、その娘が仕事についている割合が高くなり、専業主婦であ

図表-2 母親の就業年数別女性の労働時間



図表-3 母親の就業年数別「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」の回答



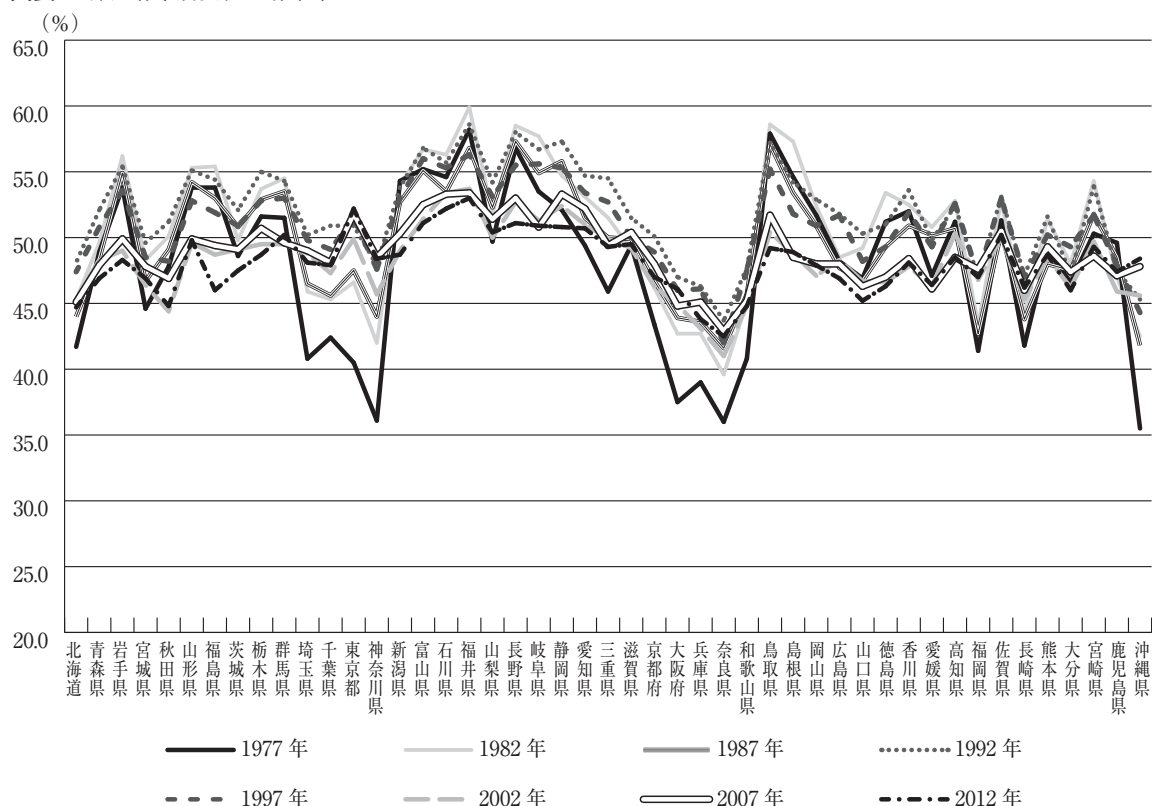
る割合が低くなるという傾向が概ね観察される。

図表-2は、現在仕事についている回答者に限って、その週当たり労働時間を母親の就業年数別に示したものである。週に35時間以上勤務しているのは、外に働きに出たことがない母親をもち現在自分が仕事をもっている回答者の65.6%であり、15年以上働いていた母親をもち現在自分が仕事を持っている回答者のうち67.0%である。母親の就業年数が長くなるほど、その娘の労働時間が長い割合が若干高いが、顕著な傾向は観察されない。

母親の労働供給によって、娘である回答者の女

性の仕事や性別役割分担に対する意識が異なるかを見てみよう。JPSCでは、第19回調査（2011年実施）以降、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」という考え方に対する意識を尋ねている。この考え方に対する意識について45歳未満の回答者全体で、賛成（「そう思う」＋「どちらかといえばそう思う」）とする者の割合が41.2%、反対（「どちらかといえばそう思わない」＋「そう思わない」）とする者の割合が58.8%であった。図表-3は、母親の就業年数別のこの考え方に対する意識の分布である。母親の就業年数別にみる

図表-4 都道府県別女性の有業率



出典：総務省「就業構造基本調査」

と、外に働きに出たことがない母親をもつ回答者では、賛成が46.2%、反対が53.8%である。一方、15年以上働いていた母親をもつ回答者では、賛成が36.1%、反対が63.9%である。母親の就業年数が長くなるほど、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」という考え方に対して否定的な意識の回答割合が高くなるという傾向が観察される。以上から、母親の労働供給が、娘の労働供給や女性の仕事や性別役割分担に対する意識に一定の影響を与えている可能性が示唆される。

(2) 都道府県別の女性就業

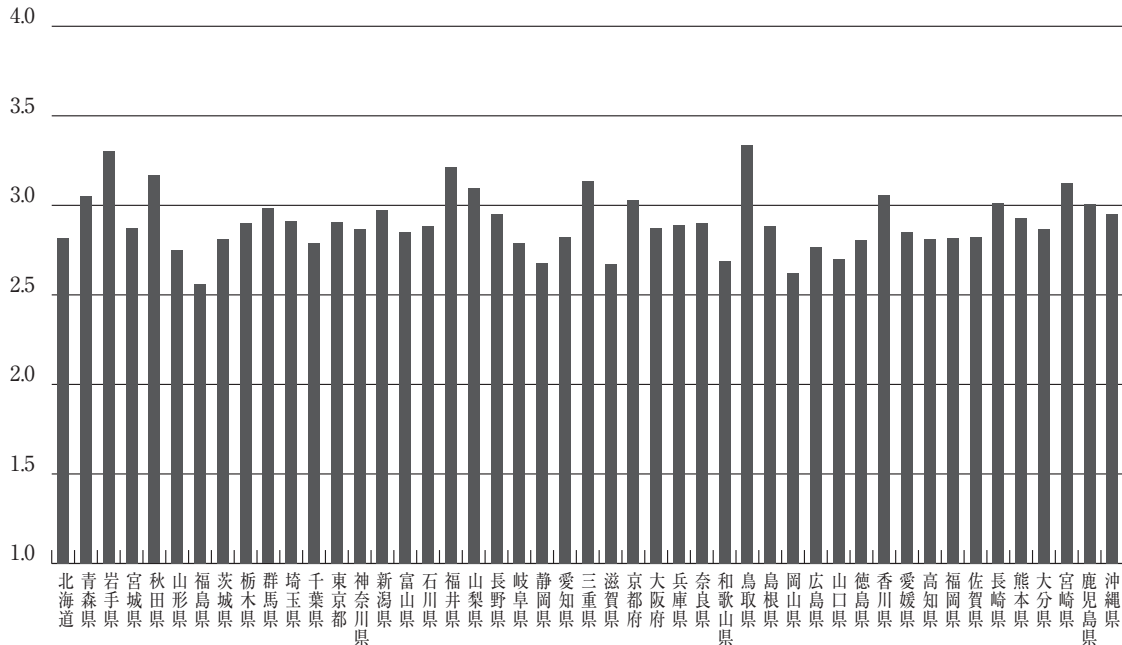
本論文では、女性の労働供給に与える影響として前項で確認した母親の就業の影響に加えて、子どもの頃の居住地の女性就業の影響に着目する。ここでは、女性の就業状況や女性の仕事に対する意識が都道府県によって異なるのかを概観す

る。

図表-4は、年齢計の女性の有業率を都道府県別に示したものである。1977年から2012年のいずれの年においても女性の有業率には顕著な地域差が見られ、北陸3県や鳥取県・島根県では高く、近畿地方および首都圏ではその他の地域と比較して低い傾向にある。2012年においては、女性の有業率の地域差は縮小しているように見てとれるが、それでも依然として地域差は残ったままであることがわかる。

このような女性の有業率の地域差によって、女性の仕事や性別役割分担に対する意識は異なるのだろうか。図表-5は、子どもの頃の居住都道府県別の「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」という考え方に対する意識（1:「そう思う」、2:「どちらかといえばそう思う」、3:「どちらかといえばそう思わない」、4:「そう思わない」）の平均値で

図表-5 子どもの頃の居住都道府県別「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」の回答(平均値)



ある。女性の有業率が他の地域と比較して高い岩手県、鳥取県や福井県に子どもの頃居住していた女性は、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」という考え方に対して否定的な意識が高いようである。しかし、この考えに対する顕著な地域差や女性の有業率との明白な相関関係があるとは断定できない。

(3) 推定結果

前項までで、母親の就業年数が長くなるほど、その娘が仕事についている割合が高く専業主婦である割合が低くなり、母親と娘の労働供給は正の相関関係にあること、女性の有業率には顕著な地域差が見られること、女性の仕事や性別役割分担に対する意識は、母親の就労状況や子どもの頃の居住地の女性の有業率によって異なる可能性があることを確認した。しかし、これらの観察された傾向は、現在の居住地の影響や年齢や学歴等の個人属性を反映しているだけかもしれない。同一の都道府県に居住している女性でも、母親の就業状況や子どもの頃の居住地はさまざまである。本項では、現在の居住地やその他の個人属性をコント

ロールした上でも、母親の就業や子どもの頃の居住地の女性就業が、現在の女性の労働供給に影響を与えているのかを回帰分析により、検証する。

被説明変数は、調査時点での女性の週当たり労働時間である。JPSCにおいて週当たり労働時間はカテゴリー変数であるため、回帰分析では各選択肢の中央値をとって算出している²⁾。

着目する説明変数のうち、母親の就業は回答者が20歳までの間の就業期間(年数)であり、JPSCではカテゴリー変数であるため、「外に働きに出たことはない」を0とし、それ以外は各選択肢の中央値をとって算出している。子どもの頃の居住地の女性の就業は、子どもの頃の居住都道府県の女性有業率である。前述の通り、この変数はJPSCの子どもの頃の居住地域に「就業構造基本調査」の女性有業率を各コーホート都道府県レベルで接続したものである。

その他、女性本人の属性として有配偶ダミー(有配偶を1とする)、子ども有ダミー(子ども有を1とする)、教育年数を、母親の属性として母親の最終学歴ダミーをコントロール変数として加える³⁾。

図表-6は、推定に使用する変数の記述統計であ

図表-6 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
労働時間	22.73	20.30	0	65
母親の就業期間	8.12	7.30	0	18.75
子どもの頃の居住地の女性有業率	47.24	5.67	35.5	59.9
年齢	33.22	5.31	24	44
有配偶ダミー	0.67	0.47	0	1
子ども有ダミー（子ども有 = 1）	0.44	0.50	0	1
教育年数	13.35	1.78	9	18
母親の最終学歴				
中学校卒業	0.33	0.47	0	1
高等学校卒業	0.49	0.50	0	1
専門・専修学校 / 短大 / 高専卒業	0.14	0.35	0	1
大学 / 大学院卒業	0.04	0.20	0	1
N（個人 × 年）	32,448			

図表-7 推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
母親の就業期間	0.0913** (0.0388)		0.0853** (0.0389)	0.1222*** (0.0334)	0.1240*** (0.0332)	0.1231*** (0.0332)
子どもの頃の居住地の女性有業率		0.1536** (0.0755)	0.1395* (0.0753)	0.1332* (0.0681)	0.1456** (0.0668)	0.1408** (0.0669)
年齢				-1.0721*** (0.3266)	-0.8199** (0.3298)	-0.8110** (0.3300)
年齢 2 乗				0.0193*** (0.0048)	0.0171*** (0.0049)	0.0167*** (0.0049)
有配偶ダミー				-18.4490*** (0.4890)	-16.6565*** (0.5368)	-16.6906*** (0.5384)
子ども有ダミー					-4.1419*** (0.5645)	-4.1831*** (0.5642)
教育年数				1.2505*** (0.1450)	1.0897*** (0.1460)	1.1771*** (0.1512)
母親の最終学歴						
中学校卒業						1.3829** (0.5822)
専門・専修学校 / 短大 / 高専卒業						0.5048 (0.7331)
大学 / 大学院卒業						-0.8329 (1.2927)
定数項	-3.5788*** (1.3753)	-9.3096*** (3.4358)	-9.3708*** (3.4285)	1.0115 (6.5020)	-2.5756 (6.4925)	-4.2296 (6.5181)
R-Squared	0.1023	0.1020	0.1029	0.2878	0.2943	0.2952
N	32,448	32,448	32,448	32,448	32,448	32,448

注: *, **, ***は10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す
 カッコ内は、クラスター（個人）内相関について頑健な標準誤差
 母親の最終学歴のreferenceは、高等学校卒業
 都道府県ダミー、調査年ダミーを含む

る。回答者である娘に関しては、67%が有配偶であり、44%が子どもをもつ。また、最終学歴の教育年数は13.4年である（高卒39%、専門・専修学校/短大・高専卒38%、大卒17%）。母親に関しては、娘が20歳になるまでの母親の就業期間（0含む）は平均8.1年である。母親の最終学歴は、33%が高卒以下であり、高卒が49%と母親全体の約半数を占める。それ以上の学歴（高専・短大・大学・大学院等卒）をもつ母親は全体の18%である。

図表-7には、女性の週当たり労働時間を被説明変数とした推定結果を示している。すべてのモデルの特定化において、都道府県固定効果と調査年固定効果がコントロールされている。図表-7の(1)～(3)列目を見ると、女性本人の労働供給と母親の就業の間および女性本人の労働供給と子どもの頃の居住地の女性有業率の間には統計的に有意に正の相関関係があることが確認できる。

(4)(5)列目には、女性本人の個人属性として、年齢や配偶関係、子どもの有無、教育年数をコントロールした結果を示す。女性本人の属性をコントロールした上でも、母親の就業及び子どもの頃の居住地の女性就業の係数は、統計的に有意に正で推定されている。特に、子どもの有無をコントロールすると((5)列)、母親の就業と子どもの頃の居住地の女性就業の係数の値はわずかに大きくなる。このことは、母親の就業や子どもの頃の居住地の女性就業は女性の労働供給に長期的に影響を及ぼし、特に娘自身が母親になって子育て期間における労働供給の意思決定に直面したときに影響が強くなる可能性を示唆している。

女性本人の属性に加えて母親の学歴をコントロールしても((6)列)、母親の就業と子どもの頃の居住地の女性有業率の係数は、統計的に有意に正の値をとっている。図表-7で示された本論文の回帰分析から、女性の労働供給には、母親の就業と子どもの頃の居住地の女性就業が影響を与えていると考えられる。

4. おわりに

本稿では、JPSCの個票データを用いて、45歳

未満の女性の労働供給と子どもの頃の母親の就業や子どもの頃の居住地における女性の就業の関係を考察した。分析の結果、現在の居住都道府県、女性本人や母親の個人属性をコントロールした上でも、子どもの頃の母親の就業期間や子どもの頃の居住地の女性有業率は、女性の労働時間に正の影響を与えていることがわかった。このことは、子どもの頃の母親の就業や子どもの頃の居住地における女性の就業が、成人してからの女性の労働供給の意思決定の重要な要因であることを示唆しているといえよう。

今後は、子どもの頃の居住地の女性就業や母親の就業の女性のキャリア選択に対する影響や、労働供給行動の就業選択(extensive margin)と労働時間選択(intensive margin)の影響の違い等をより詳細に分析していく必要があるだろう。

注

- 1) 有業率は、有業率=有業者数÷15歳以上人口で算出されている。
- 2) 有業でない者については、週当たり労働時間を0時間としている。
- 3) 本人の教育年数は、最終学歴を次のように教育年数に換算した値を用いている：中学校卒業=9、専門・専修学校（入学資格が中卒）卒業および高校卒業=12、専門・専修学校（入学資格が高卒）卒業および短大・高専卒業=14、大学（4年制）卒業=16、大学院卒業=18。母親の最終学歴は、①中学校卒業、②高等学校卒業、③専門学校・専修学校卒業/短大卒業/高専卒業、④大学卒業/大学院卒業と分類してダミー変数を作成し、回帰分析では②をレファレンスグループとしている。

文献

- 安部由起子・近藤しおり・森邦恵、2008、「女性就業の地域差に関する考察——集計データを用いた正規雇用就業率の分析」『季刊家計経済研究』80: 64-74。
- 総務省統計局、2015、「労働力調査（基本集計）平成26年（2014年）平均（速報）結果」。
- Akerlof, G. A. and R. E. Kranton, 2010, *Identity Economics: How Our Identities Shape Our Work, Wages, and Well-Being*, Princeton: Princeton University Press. (=2011, 山形浩生・守岡桜訳『アイデンティティ経済学』東洋経済新報社。)
- Bertrand, M., 2010, "New Perspectives on Gender," O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics* Vol. 4B, Amsterdam: Elsevier Science, 1545-1592.
- Bertrand, M., E. Kamenica and J. Pan, 2015,

- “Gender Identity and Relative Income within Households,” *Quarterly Journal of Economics*, 130 (2) : 571-614.
- Fernández, R., 2011, “Does Culture Matter?” J. Benhabib, A. Bisin, and M. O. Jackson eds., *Handbook of Social Economics*, Amsterdam: Elsevier Science, 481-510.
- , 2013, “Cultural Change as Learning: The Evolution of Female Labor Force Participation over a Century,” *American Economic Review*, 103 (1) : 472-500.
- Fogli, A. and L. Veldkamp, 2011, “Nature or Nurture? Learning and the Geography of Female Labor Force Participation,” *Econometrica*, 79 (4) : 1103-1138.
- Hyde, J. and B.G. Rosenberg, 1980, *Half the Human Experience: The Psychology of Women*, Lexington: D.C. Heath.
- Olivetti, C., E. Patacchini, and Y. Zenou, 2015, “Mother, Friend and Gender Identity,” mimeo.
- Williams, J, 1977, *Psychology of Women: Behavior in a Bio-Social Context*, New York: Norton.

みずたに・のりこ 公益財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「自信過剰が男性を競争させる」(共著, 『行動経済学』2 (1), 2009)。応用経済学・応用計量経済学専攻。(mizutani@kakeiken.or.jp)