

学術情報リポジトリ

<論説>男性の労働時間・通勤時間,家賃の子供の数に 与える影響

メタデータ	言語: jpn
	出版者:
	公開日: 2009-08-25
	キーワード (Ja):
	キーワード (En):
	作成者: 駿河, 輝和, 七條, 達弘
	メールアドレス:
	所属:
URL	https://doi.org/10.24729/00001340

男性の労働時間・通勤時間、家賃の子供の数に与える影響*

駿河 輝和・七條 達弘

1. はじめに

子供の数を分析するとき、男性あるいは夫の収入、学歴は重要な要因として入っていたが、その他の男性側の要因はあまり重視されてこなかった。変数として、入っている場合でも、推定結果には簡単なコメントがつけられるにとどまっていることが多い。この論文では、住宅環境も含めた男性側の問題を取り上げて分析を試みている。

男性側の労働時間や通勤時間の長さ、どれだけ弾力的に休暇が取れるかといったことは、 家事や子育ての支援という意味で、既婚女性の就業、子供の数に影響を与える。また結婚選 択にも影響を持つと考えられる。他方、住宅を取りまく環境も結婚、既婚女性の就業、子供 の数に大きな影響力を持っている。住宅の関連では、住居の広さ、住居の所有形態、地価、 家賃、住宅ローンなどが、女性の就業や子供の数に影響を持っているだろう。

日本の出生率の低下が大きな社会問題となっているが、出生率を決める要因には2種類のものがある。一つは、結婚率であり、もう一つは、結婚した家計の子供の数である。従来、阿藤(1984)等の年齢別有配偶出生率を用いた要因分解により、1970年代半ばからの日本の出生率低下は、未婚化・晩婚化が主要因であるとされてきた。それに対し廣島(2000)は、コーホートの初婚率と出生率をより厳密に計算し、それによりシュミレーションを行って、合計特殊出生率低下の結婚と結婚出生率の寄与度を計測している。その結果、1970年から2000年の間では、既婚出生水準低下の寄与度は24.5%、既婚出生期の遅れの寄与度は5.3%で、結婚要因と結婚出生率要因の寄与度の比率は、7対3であった。結婚要因のウェイトが高いものの、結婚出生率の要因も無視できない大きさである。この論文では、厚生省人口問題研究所『第10回出生動向基本調査(結婚と出産に関する基礎調査)』の個票を使用して、既婚家計の子供数の決定要因を分析している。

様々な施策に対し、実現されれば理想の子供数だけ子供を持とうとするかどうかを聞いた 調査によると、女性では「育児休業や子供の病気等での休暇が取りやすいなど子育てに理解 のある職場環境の整備」「保育所の充実」など仕事と育児の両立を支援する施策への要求が 高い。しかし、「男女共に就業時間を短縮し、男女が共同して家庭生活を営める環境づくり」 「住宅費用の援助」という男性の労働時間や住宅問題関係への要求もかなりある。(厚生省『平成9年結婚と出生・育児に関する基礎調査』)日本において、男性要因の変数や住宅関連の変数は、主たる分析目的ではない場合が多いが、実証分析の中に含まれている。こういった実証研究を次ぎにサーベイする。

2. 先行研究

2-1. 夫の通勤時間・労働時間の出生への影響

男性の労働時間や通勤時間の出生に与える影響を直接扱った実証分析は、駿河・七條・張(2000)ぐらいである。駿河・七條・張(2000)は、1993年から1996年までの4年間の家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』の有配偶者データを使用している。パネルデータであるので、各1年間に出産した人を1、出産しなかった人を0として被説明変数を作成している。従って、各1年ごとに子供を産むかどうかについての家計が意志決定を行うモデルとなっている。ライフサイクルを考えて、生涯に生む子供の数と出産のタイミングを決めるモデルとはなっていない。各期各期に生じる不確実性を考慮したモデルである。説明変数に、1年前の夫の通勤時間と同じく1年前の夫の仕事時間を入れている。両変数ともに、妻が回答した値である。計量分析の結果、夫の通勤時間が長いと有意に出産確率を減らしていた。しかし、仕事時間の方は、出産確率に有意な影響を与えていなかった。

夫の労働時間が直接に入っていなくても、夫の職種が入っている場合には、職種が労働時間の長さや時間を弾力的に使用可能かどうかの代理変数と考えることができる。例えば、公務員や自営業は時間を弾力的に使用可能な職種と考えることができるし、販売・サービス職種は仕事時間の長い職種と考えることができるだろう。駿河・七條・張(2000)では、夫が農業・自営就業者である影響を調べているが、出生確率に有意な影響を与えていなかった。松浦・滋野(1996)は1989年総務庁統計局『家計調査』と『貯蓄動向調査』の勤労世帯の個票を使用している。職種としてホワイトカラーとそれ以外に分類して、世帯主のホワイトカラー変数が女性の出産率や就業率に有意かどうかを調べた。その結果、25-29歳の既婚女性の出産には有意な負の効果があったが、30-34歳、35-39歳には有意な効果がなかった。既婚女性の就業には、25-29、30-34歳までには有意な影響がなく、35-39歳には負の効果を与えていた。滋野・松浦は、世帯主のホワイトカラー変数を妻の学歴の代理変数と解釈しているが、ホワイトカラー職種の方が他の職種に比べて労働時間が長いと解釈すると、長時間勤務が若い層では出産に負の影響を与えている。この研究も、駿河・七條・張(2000)同様、1時点での生むか生まないかの意志決定を扱っている。この論文の問題点は、データの数が少ないことである。25-29歳層のサンプル数は192件、30-34歳層は192件、35-

39歳層は302件で、35-39歳層において出産をしたサンプル数はわずかに7件にすぎない。 新谷(1999)は、『第11回出生動向調査』の夫婦票を用いて、就業を継続している妻の子 供の有無を分析している。妻が公務員である場合には有意に子供を持っている確率も、子供 の数も多いが、夫が公務員である場合には民間正社員に対して子供を持つ確率は高いが有意 な影響ではなかった。夫が自営・パート等の場合にも民間正社員に対して子供を持つ確率は 有意な影響を持っていない。この分析は、正規雇用者として継続就業している妻に関する分 析で、専業主婦やパート就業者は分析対象からはずれていることに注意を要する。

山上(1999)は1991年12月に実施した住友生命総合研究所『女性の就業と出産・育児の両立に関する意識調査』の個票により出生率を分析している。入っている夫側の変数は、家事・育児への夫の協力度である。しかし、分析の結果、この変数は出生数に有意な影響を持っていなかった。

夫の通勤時間の代理変数として考えられるのは、大都市圏に住んでいるかどうかという変数である。浅見他(1997)が指摘しているように、大都市圏では出生力がより低下していて、通勤時間の長さが出生力に負の影響を与えていると考えることも可能なように見える。しかし大都市圏という変数は、通勤時間の長さ以外に、住宅の狭さ、家賃など住宅費の高さの代理変数としても解釈可能である。大都市圏ダミーは、単に通勤時間の長さだけでなく、通勤時間の長さも含めた住居環境の悪さを表す変数と考えられるであろう。住居関係の変数が入っている場合には、大都市圏という変数は通勤時間の長さと解釈できるかもしれない。

2-2. 住宅環境の出生に与える影響

住宅環境の出生に与える影響に関しては、夫の通勤時間や労働時間に比べると先行研究は多い。

小椋・ディークル(1992)は1970、1975、1980、1985年の4回のセンサスデータを使い、県別データを時系列でプールして分析を行っている。その結果、地価は25-29歳の女性の出生率に有意に負の影響を、家賃は25-29歳と30-34歳の女性の出生率に対して有意に負の影響を持っていた。住宅環境が悪いと出生率が低下することを支持している。結婚率に対して地価は有意な影響を持たず、家賃は20-29歳までの女性に正の影響を与えていた。家賃が高いと、結婚による住居費の規模の効果が働いて、むしろ結婚を促進している結果となっている。

原田・高田(1993)は1985年人口問題研究所『人口統計資料集』の都道府県別合計特殊 出生率を用いて、土地と建物を合わせた住宅費が高いほど出生率が低下することを示してい る。小椋・ディークルとこの研究は、共に都道府県別の集計データを使用している。

松浦・滋野(1996)では、前述のように個票を使用しているが、持ち家でかつローンな

しや住宅ローンの有無といった変数は、出産に有意な影響を与えていない結果となっている。 同じく個票を使用した山上(1999)は、部屋の数の増加が出生数を増加させるという結果 を得ている。

駿河・七條・張(2000)は、パネルデータを用いて、居住状況(持家か借家か)、1年前の部屋の広さ、親との居住状況といった変数の出産確率への影響を調べている。その結果、どの変数も有意でなかった。

塚原(1995)は1993年社会保障研究所『出産と育児に関する意識調査』のヴェネット調査を使い、就業形態を所与として分析をしている。ヴェネット調査とは、仮想的な状況下で意志決定を質問している調査である。したがって、必ずしも現実の選択と一致する保障はない。フルタイム、パート、専業主婦といった就業形態に関係なく、住居の広さが出生に対して正の影響を与える結果を得ている。

データや導入している変数の違い、モデルの違いなどにより様々な実証結果が提出されているが、住宅関連の変数は出生確率や子供の数に有意な影響があるという結果が多い。

3. モデルとデータ

家計の子供の数と出生のタイミングは、ライフサイクルの中で子供から得られる効用と育児のコストを比較して、所得制約と時間制約の中で効用を最大化するように決定されると考えられる。夫の労働時間が短かったり、弾力的であったりして、育児や家事に協力できれば、妻の育児・家事の負担が軽くなり、家計の育児コストが安くなる。その結果、子供の数が増加することになる。また住宅環境が良ければ、それだけ育児コストが安くなり、同様に子供が増える要因となる。

主として使用しているデータは、平成4年に厚生省人口問題研究所により実施された『第10回出生動向基本調査』の夫婦票である。それに都道府県別の通勤時間と家賃を付け加えて分析を行った。通勤時間は、『平成3年社会生活基本調査報告』から採り、家賃は『平成4年全国物価統計基本調査』から家賃の消費者物価地域差指数を採った。家賃は、単位面積当たりの家賃である。

4. 推定結果

表1-1から表1-3に妻の年齢別に記述統計量がまとめてある。表2が通常の最小2乗法による全標本と妻の年齢別(30歳未満、30-39歳、40歳以上の3区分)での推定結果である。妻の40歳以上の推定結果は、完結出産子供数を分析していることになり、他の年齢

変 数 名	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
子 供 の 数	1291	0.953524	0.889968	0	6
妻 の 年 齢	1297	26.63223	2.159456	17	29
妻の結婚年齢	1285	23.4607	2.382318	16	29
妻中高卒 (基準)	1280	0.071875	0.258382	0	1
妻 短 大 卒	1280	0.300781	0.458777	0	1
妻 大 卒	1280	0.073438	0.280855	0	1
妻婚前事務・販売	1259	0.177919	0.382597	0	1
妻婚前パート	1259	0.058777	0.2353	0	1
妻婚前専門管理	1259	0.647339	0.477988	0	1
妻婚前現業労働	1259	0.092605	0.275394	0	1
妻 婚 前 無 職	1259	0.02224	0.147521	0	1
夫中高卒 (基準)	1291	0.09758	0.298852	0	1
夫 専 修 · 短 大	1291	0.117096	0.32166	0	1
夫 大 卒	1291	0.300546	0.458675	0	1
夫事務販売 (基準)	1283	0.414653	0.492854	0	1
夫 自 営	1283	0.097428	0.298855	0	1
夫 専 門 管 理	1293	0.298181	0.45675	0	1
夫 現 業 労 働	1293	0.192385	0.388312	0	1
夫 臨 時 無 職	1283	0.009353	0.096296	0	1
夫労働40時間未満	1239	0.099274	0.29815	0	1
40 ~ 49 時 間	1239	0.34544	0.475704	0	1
50 ~ 59 時 間	1239	0.325262	0.468862	0	1
60 時 間 以 上	1239	0.230024	0.421018	0	1
夫の年齢	1215	29.71042	3.790333	20	50
夫 収入	1147	4.103313	1.777798	0	12
親の家	1252	0.222045	0.415787	0	1
親の土地	1252	0.03754	0.190157	0	1
資 金 援 助	1252	0.152556	0.359703	0	1
家賃	1297	0.941983	0.244309	0.625	1.517
通勤時間	1257	1.250745	0.307747	0.543333	2.053333
子 供 大 学	1215	0.249959	0.444121	0	1

表1-1 記述統計(妻30歳未満)

層は、出産のタイミングを考慮に入れた子供の数の分析となっている。表2の、親の家は現在親の家に住んでいるかどうかのダミー変数であり、親の土地は親の土地に現在の自分の家を建てたかどうかのダミー変数、資金援助は現在の住居に対して親から資金援助を受けたかどうかのダミー変数となっている。これらのダミー変数を家賃と掛け合わせて説明変数としている。子供大学は子供を大学までやりたいかどうかという質問に対して、やりたいと答えた時に1となるダミー変数である。子供に高い質を求めている変数と考えられるだろう。

まず夫関連の変数から推定結果を見てゆく。夫の労働時間は、長いほうがむしろ子供の数が多く、予想した結果と逆の結果になっている。ただし、妻が40歳以上になると有意な影響はなくなっている。夫の労働時間の長さが子供の数を減らすことがないという結果は、駿

変 数 名	観測値数	平均値	標準偏差	最 小 値	最大値
子 供 の 数	3390	1.930973	0.940522	0	9
妻 の 年 齢	3412	34.7204	2.827352	30	39
妻の結婚年齢	3378	24.90586	3.031767	17	39
妻中高卒 (基準)	3340	0.064371	0.24545	0	1
妻 短 大 卒	3340	0.313773	0.484095	0	. 1
妻 大 卒	3340	0.115589	0.319755	0	1
妻婚前事務・販売	3322	0.228178	0.41972	0	1
妻婚前パート	3322	0.031045	0.173358	0	1
妻婚前専門管理	3322	0.613787	0.488954	0	1
妻婚前現業労働	3322	0.074654	0.282872	0	1
妻 婚 前 無 職	3322	0.036123	0.186624	0	1
夫中高卒 (基準)	3332	0.090938	0.287562	0	1
夫 専 修 ・ 短 大	3332	0.083734	0.277029	0	1
夫 大 卒	3332	0.377551	0.484847	0	1
夫事務販売(基準)	3369	0.352033	0.477675	0	1
夫 自 営	3369	0.154942	0.361903	0	1
夫 専 門 管 理	3369	0.336995	0.472719	. 0	1
夫 現 業 労 働	3389	0.151677	0.358761	0	1
夫 臨 時 無 職	3389	0.004452	0.066587	0	1
夫労働40時間未満	3248	0.10458	0.306188	0	1
40 ~ 49 時 間	3248	0.372229	0.483473	0	1
50 ~ 59 時 間	3248	0.322352	0.467449	0	1
60 時間以上	3248	0.200739	0.400615	0	1
夫 の 年 齢	3409	37.40334	4.268855	24	64
夫 収 入	3058	5.026324	2.319668	0	12
親 の 家	3283	0.295157	0.456183	0	1
親 の 土 地	3283	0.096863	0.295816	0	1
資 金 援 助	3283	0.137679	0.344615	0	1
家 賃	3412	0.93521	0.267885	0.625	1.587
通 勤 時 間	3412	1.226095	0.317189	0.543333	2.053333
子 供 大 学	3071	0.416802	0.49311	0	1

表 1-2 記述統計(妻30-39歳)

河・七條・張 (2000) の結果と同じである。夫の通勤時間の長さは、30歳未満と30-39歳 層で有意に子供の数を減らしている。しかし40歳以上になるとその効果は有意でなくなっている。夫の収入も同様に、30歳未満と30-39歳層で有意に子供の数を増やしているが、40歳以上になると有意な影響を持たなくなっている。通勤時間と収入は出産タイミングに 影響を与えるが、最終的な子供の数に影響を与えないと考えることができる。ただし、若い 層ほど夫の家事・育児の手助けを要求するようになったといったコーホートの世代効果の可能性もある。

夫の職業は、自営業が30-39歳層と40歳以上層で有意に子供の数を増やしている。弾力 的に時間が使用できて育児・家事を手伝える可能性と跡継ぎをほしがる可能性の両方の要因

変数名	観測値数	平均値	標準偏差	最 小 値	最大値
子 供 の 数	4090	2.170171	0.823292	0	6
妻の年齢	4135	44.43652	2.947824	40	50
妻の結婚年齢	4091	24.32119	3.108705	16	44
妻中高卒 (基準)	4039	0.216143	0.411664	0	1
妻 短 大 卒	4039	0.158703	0.365444	0	1
妻 大 卒	4039	0.064868	0.246323	0	1
妻婚前事務 • 販売	3983	0.144615	0.351756	0	1
妻婚前パート	3983	0.023098	0.150234	0	1
妻婚前専門管理	3983	0.595029	0.490948	0	1
妻 婚 前 現 業 労 働	3983	0.11298	0.316608	0	1
妻婚 前無職	3983	0.094401	0.292423	0	1
夫中高卒 (基準)	4056	0.231755	0.422006	0	1
夫 専 修 · 短 大	4056	0.053748	0.225547	0	1
夫 大 卒	4056	0.241371	0.427967	0	1
夫事務販売 (基準)	4078	0.23541	0.424307	0	1
夫 自 営	4078	0.208436	0.40624	0	1
夫 専 門 管 理	4078	0.376655	0.484807	0	1
夫 現 業 労 働	4078	0.16822	0.374107	0	1
夫 臨 時 無 職	4078	0.01128	0.10562	0	1
夫労働40時間未満	3837	0.151881	0.358758	0	1
40 ~ 49 時 間	3837	0.430805	0.495254	0	1
50 ~ 59 時 間	3837	0.28062	0.43903	0	1
60 時 間 以 上	3837	0.156893	0.363748	0	1
夫の年齢	4132	47.15561	4.35334	31	68
夫 収入	3589	5.94302	2.668499	0	12
親の家	3912	0.226227	0.418441	0	1
親の土地	3912	0.155931	0.3262836	0	1
資 金 援 助	3912	0.132669	0.38926	0	1
家 賃	4135	0.918689	0.253683	0.625	1.587
通動時間	4135	1.224287	0.334499	0.543333	2.053333
子 供 大 学	3578	0.397429	0.489435	0	1

表 1-3 記述統計(妻40歳以上)

が考えられる。この結果は、駿河・七條・張(2000)の結果と異なっている。夫の学歴は、大卒が30歳未満層で子供の数を減少させ、専修学校・短大卒が30-39歳層で子供の数を増やしているが、40歳以上になるとどの学歴も有意でなくなっている。子供を作るタイミングにのみ影響力があると考えられる。夫の年齢は有意でない。夫の収入は、全標本と30-39歳層に関しては、多いほど子供の数が有意に増加するという予想された結果が出ているが、他の年齢層では有意ではない。

次に、住宅関係の変数の推定結果を見る。親の援助がないときには、妻が40歳以上のと きのみ、家賃の高さが子供の数を有意に減少させていた。親の援助があるときには、特に親 の家に住んでいる場合と親の土地に自分の家を建てている場合、どの年齢層でも有意に子供

	全標本		妻30歳未満		妻30~39歳		妻40歳以上	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値
妻 の 年 齢	0.066	0.00	0.248	0.00	0.094	0.00	0.014	0.06
妻の結婚年齢	-0.078	0.00	-0.279	0.00	-0.114	0.00	-0.048	0.00
妻中高卒 (基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
妻 短 大 卒	0.032	0.29	0.003	0.96	0.017	0.69	0.067	0.16
妻 大 卒	0.005	0.91	-0.054	0.53	0.026	0.68	0.059	0.43
妻婚前事務・販売	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
妻婚前パート	-0.107	0.11	-0.070	0.48	-0.308	0.00	0.274	0.01
妻婚前専門管理	-0.034	0.25	0.021	0.71	-0.070	0.11	0.003	0.95
妻婚前現業労働	-0.104	0.03	0.127	0.17	-0.118	0.13	-0.149	0.02
妻 婚 前 主 婦	-0.216	0.00	0.122	0.42	-0.216	0.02	-0.157	0.02
夫中高卒 (基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
夫専修・短大	0.033	0.44	0.020	0.77	0.131	0.04	-0.057	0.40
夫 大 卒	-0.018	0.53	-0.110	0.04	-0.034	0.42	0.009	0.85
夫事務販売(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
夫 自 営	0.098	0.01	0.023	0.77	0.135	0.01	0.105	0.03
夫 専 門 管 理	-0.026	0.35	-0.041	0.38	0.008	0.84	-0.000	1.00
夫 現 業 労 働	0.027	0.44	-0.041	0.50	0.083	0.13	-0.000	1.00
夫 臨 時 無 職	-0.044	0.73	-0.057	0.81	0.030	0.91	-0.074	0.61
40時間未満(基準)	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
40 ~ 49 時 間	0.042	0.26	0.076	0.32	0.031	0.61	0.020	0.68
50 ~ 59 時 間	0.069	0.07	0.065	0.40	0.020	0.75	0.049	0.34
60 時 間 以 上	0.121	0.00	0.155	0.06	0.111	0.10	0.019	0.75
夫 の 年 齢	-0.008	0.02	-0.001	0.90	-0.007	0.18	-0.007	0.17
夫の収入	0.017	0.00	0.009	0.50	0.032	0.00	-0.000	1.00
家賃 * 親の家	0.003	0.00	0.002	0.00	0.002	0.00	0.002	0.00
家賃 * 親の土地	0.002	0.00	0.002	0.06	0.002	0.00	0.002	0.00
家賃*賃金援助	0.001	0.05	0.000	0.87	-0.001	0.32	0.001	0.03
家 賃	-0.200	0.00	-0.117	0.30	-0.115	0.16	-0.330	0.00
通動時間	-0.122	0.01	-0.199	0.02	-0.211	0.00	0.035	0.57
子 供 大 学	-0.065	0.01	0.016	0.73	-0.196	0.00	-0.079	0.02
定 数 項	1.812	0.00	1.188	0.00	2.029	0.00	3.249	0.00
観測値数	6119		979		2444		2696	
Adj R2	0.26		0.5121	•	0.2631		0.0586	j .

表 2 通勤時間、家賃を入れた子供の数の分析

家賃は、全国平均を1とする指数 夫の収入は、単位百万円

の数を増やしている。親の資金援助の場合には、妻40歳以上の場合にのみ有意に子供の数を増やしていた。家賃の高さは、完結出生数を減らすように影響しており、親の援助を受けるとほとんどの年齢層で子供の数を増加させるという予想通りの結果がでている。この結果は、住宅関係の変数が子供の数に有意な影響をもたらすという、これまでの研究結果を支持するものである。

妻の変数の影響を見ると、妻の結婚年齢は高齢になるほどどの年齢層でも子供の数が有意に減少する。その効果は、年齢が高い層ほど係数の絶対値が小さくなっていて減少することを示しているが、妻の40歳以上層でもその効果は消えないで残っている。妻の学歴は、子供の数に有意に働いていなかった。妻の婚前の職業は、事務販売職に対して家事手伝いの場合は30歳未満以外では有意に子供の数が少なくなり、現場労働をしていると40歳以上で子供の数が少なくなっている。パート職の場合には、30歳代では子供の数は少なくなり、40歳以上では多くなっている。婚前の職に関しては、コーホート効果が働いている可能性がある。

子供を大学までやりたいという希望を持つ家計では、30歳代、40歳以上の場合に有意に子供の数が減っている。子供に高い質を求めると子供の数が減少するのは予想通りである。

5. おわりに

厚生省人口問題研究所『第10回出生動向基本調査』の夫婦票の個票に都道府県別の通勤時間と家賃を他のデータソースから加えて、主として夫の労働時間と通勤時間及び家賃が子供の数に与える影響を計量分析した。分析により、次のような結果が得られた。

- 1. 夫の通勤時間の長さは妻が30歳未満と30歳代では有意に子供の数を減少させていたが、40歳以上になると有意な効果を持たなかった。したがって、夫の通勤時間の長さは、出産のタイミングを遅らせる可能性が高いが、あるいはより最近の世代にとって子供の数に影響を与える変数である可能性がある。
- 2. 夫の労働時間の長さは、子供の数を減らす効果を持っていなかった。この結果は、駿河・七條・張(2000)の結果と同じである。
- 3. 夫の職業は、自営業が妻の30歳代と40歳以上で有意に子供の数を増やしていた。自営業が弾力的に時間を使用できるため家事育児を手伝うことができ子供の数が増えている可能性と跡継ぎをほしがるために子供の数が増えるという2つの可能性がある。
- 4. 住宅に関して親の援助がないとき、家賃の高さは妻が40歳以上の完結子供数の場合にのみ子供の数を有意に減らしていた。親の援助があると、特に親の家に住んでいる場合と親の土地に自分の家を建てている場合に、どの年齢層でも有意に子供の数が多くなる。親の資金援助の場合には40歳以上の場合にのみ子供の数を増やしていた。この結果は、住宅環境が子供の数に影響を持つというこれまでの研究結果を支持している。
- *この論文は、厚生省科学研究費(平成8年度~平成10年度)総合報告書『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』(主任研究者 阿藤誠) に収録

された論文の一部を大幅に書き換えたものである。厚生省科学研究費の資金援助に感謝の意を表したい。

参考文献

浅見泰司他(1997)「少子化現象と居住コスト」『人口問題研究』第53巻第4号

原田泰・高田聖冶 (1993)「人口の理論と将来推計」高山憲之・原田泰編『高齢化の中の金融と貯蓄』 日本評論社、第1章

阿藤誠 (1984)「出生率低下の要因と今後の見通し」『人口問題研究』第171号、22-35

廣島清志 (2000)「近年の合計出生率低下の要因分解: 夫婦出生率は寄与していないか?」『人口学研究』第26号、1-19

小島宏(1995)「結婚、出産、育児および就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』大蔵 省印刷局、第4章

小椋正立・ロバート・デークル (1992)「1970年以降の出生率の低下とその原因ー県別、年齢階層別 データからのアプローチ」『日本経済研究』No.22、46-76

松浦克己・滋野由紀子 (1996)「年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動」松浦克己・滋野由紀子 『女性の就業と富の分配』日本評論社、25-60

森田陽子・金子能宏(1998)「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』第 459号、50-62

新谷由利子(1999)「出生力に対する公務員的就業環境の分析」『人口学研究』第25号、41-50

駿河輝和・七條達弘・張建華(2000)「夫の通勤時間・労働時間が出生率に与える影響について-

『消費生活に関するパネル調査』による実証分析」『季刊家計経済研究』第47号、51-58

塚原康博(1995)「育児支援政策が出生行動に与える効果について-実験ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析」『日本経済研究』No. 28、148-161

山上俊彦 (1999)「出産・育児と女性就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』第35巻第 1 号、52-64

Nakamura, J. and A. Ueda (1999) "On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan," Journal of the Japanese and International Economies, Vol. 13,73-89.