

学歴・年収と晩産化に関する実証的研究

閻家玉・王鵬

(東北大学大学院教育学研究科)

1 問題の所在

本稿の目的は、少子化の一つの重要な要素として「晩産化」に着目し、「晩産化」に影響を与えている要因を分析することである。「学歴・年収は晩産化にどのように影響があるか」を研究課題とし、学歴、年収、親の教育期待が晩産化へ影響を与えているかについて考察する。

日本では、少子化が進んでおり、1970年代以降、出生率は減り続けている。図1に示すように、日本は出生率が低い国の一つであるといえる。

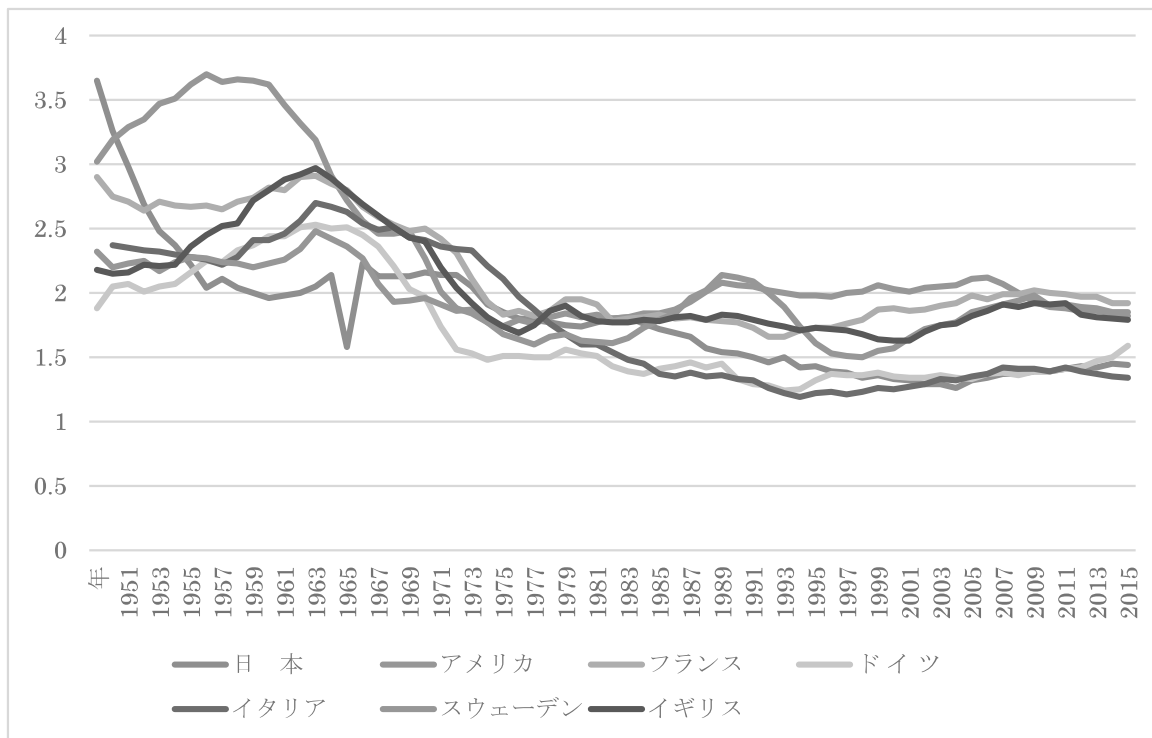


図1：諸国出生率の動き

出典：内閣府平成30年版少子化社会対策白書より筆者作成。

少子化という社会的問題に関連した要因として、晩婚化・晩産化は近年よく取り上げられてきた。図2によると、近年男女の晩婚化が進んでおり、特に女性で顕著である。

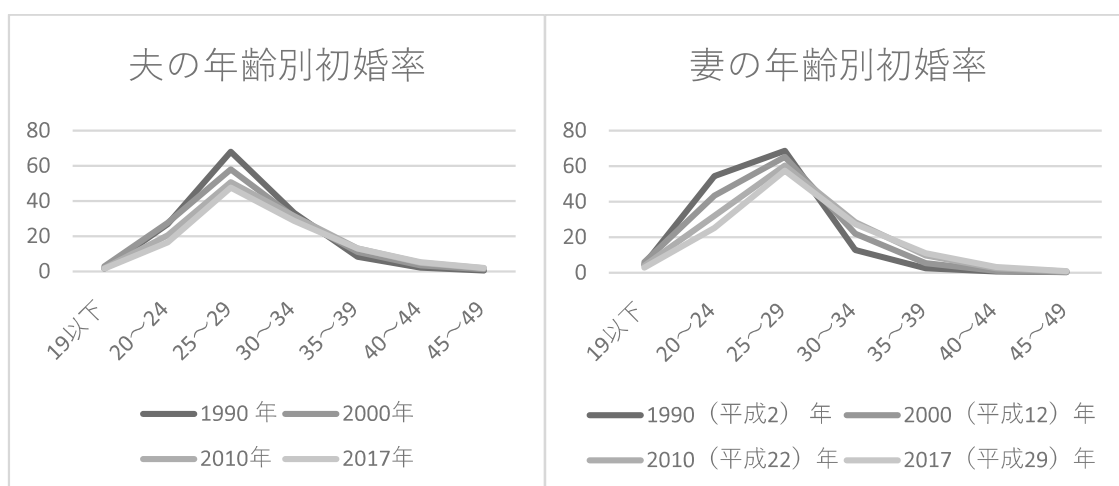


図 2：年齢別初婚率

出典：厚生労働省「人口動態統計」より筆者作成

また、図 3 から第一子出生時の年齢が、上昇してきている。一方で、男女はほぼ同じ傾向で推移していることがわかる。

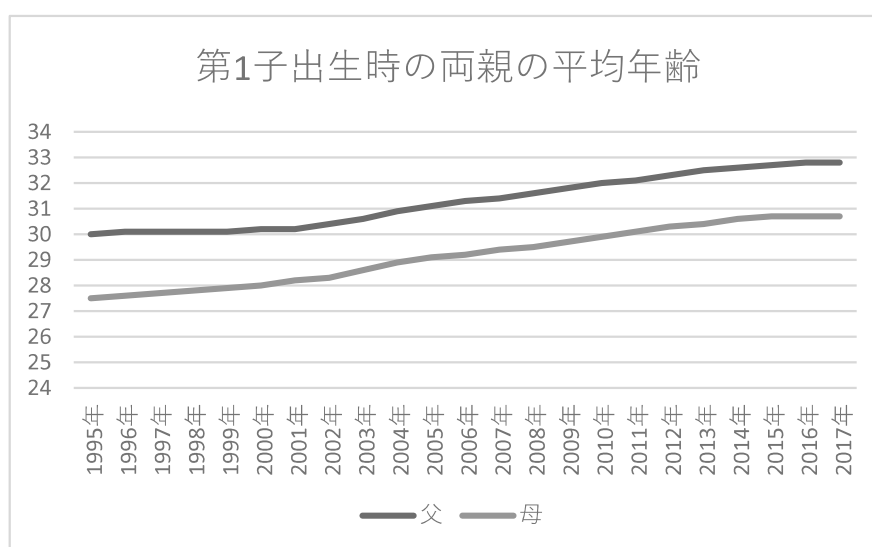


図 3：第一子出生時の両親の平均年齢の推移

出典：厚生労働省「人口動態調査」より筆者作成

姉崎猛（2011 年）によると、日本では婚外子の割合は約 2 %であり、結婚しない人が増えればそれだけ子どもの数が減少することになる。こう見れば、晩婚化はある意味で晩産化と強く関係していると言えるだろう。

総務省統計局が 2017 年 4 月 26 日に発表した、5 年に一度実施する国勢調査の最新版(2015 年国勢調査)により下記図 4 を作成すると、最終学歴毎の人口分布を確認できるようになった。図 4 によれば、1970 年時点では小学校・中学校が最終学歴だった人は 6 割近くに達していたが、2010 年では 2 割を切っていて、大卒以上の学歴所有者は 5.2%だったのが 2 割近くにまで増加したということが示され、経年変化で男女ともに高学歴者の比率が増加して

いるのが分かった一方、高学歴化が進むにつれて、晩産化が進んでおり、両者に関連があることが予測される。

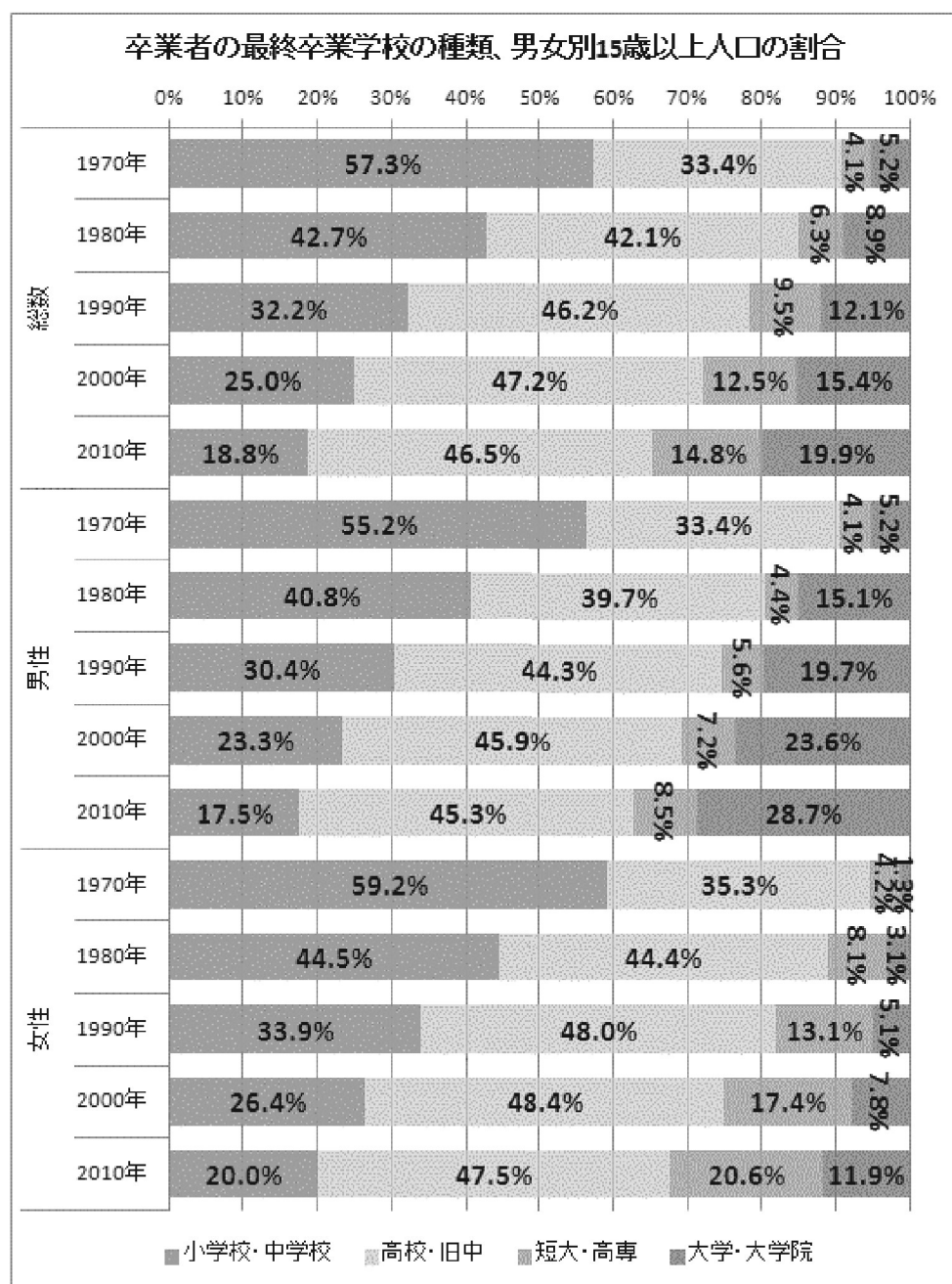


図4 卒業者の最終卒業学校の種類、男女別15歳以上人口の割合

出典：総務省統計局「2015年国勢調査」より筆者作成

そこで、晩産化を引き起こす要因は何かという研究課題について、次の三つの方面から、探っていききたい。

第一に、少子化の要因は晩産化の進行にあることから、単なる女性の高学歴化に起因するのだろうか。男性の方の高学歴化が及ぼす影響などのよう程度なのか。男女を比べて学歴が

晩産化にどのような影響を与えるかということを明らかにする。

第二に、女性の高学歴化以外の晩産化に寄与する原因は何か。その一つとして、年収は具体的にどのように晩産化と関連しているのかを探る。

第三に、親による教育期待は子どもの晩産化と関係があるのか。親による教育期待が晩産化に寄与することは男女別で検討した場合、どちらの性別でも成立するのかを探る。

2 先行研究

晩産化の原因に関する先行研究には、以下の三つがある。金子（2004）は25年にわたる6回の出生動向基本調査・夫婦調査を用いて、ロジスティック回帰分析で「夫婦は晩婚化と高学歴化による子供数（の供給力）の減少を受け入れるようになり、さらにそれを下回る子供数をも容認し始めた」ということを明らかにした。

符（2017）によると、少子化の原因について、未婚率の上昇、晩婚化の進行と近年夫婦出生力の低下が最も大きな要因として挙げられている。また、これらの現象の元の原因は女性の高学歴化に認められることが多くなっていると分かった。

また職業と結婚の関係についての先行研究には、中村（2003）がある。中村（2003）によると、「女性の晩婚化と就職意志の間には正の関係ある」ということが明らかにしたが、男性の晩産化と職業（就職意志と年収など）との関係は明らかにされていない。

先行研究によると、女性において学歴が高いほど、晩婚化しやすい傾向があることが確認されたが、学歴以外の要因については考慮されておらず、収入や性差については分析されていない。また、小澤（2019）では、「親による教育期待の高い生徒ほど、教育アスピレーションが高まる」ことが述べられていることから、親の教育期待が子世代の晩産化と関係しているかについても考慮する必要がある。

3 仮説

以上の問題関心・先行研究から本稿の仮説を次のように設定する．

【仮説 1】 晩産化に対して，女性では学歴よりも年収の影響が強い．

【仮説 2】 親の自分への学歴期待が高いほど，晩産化しやすくなる．

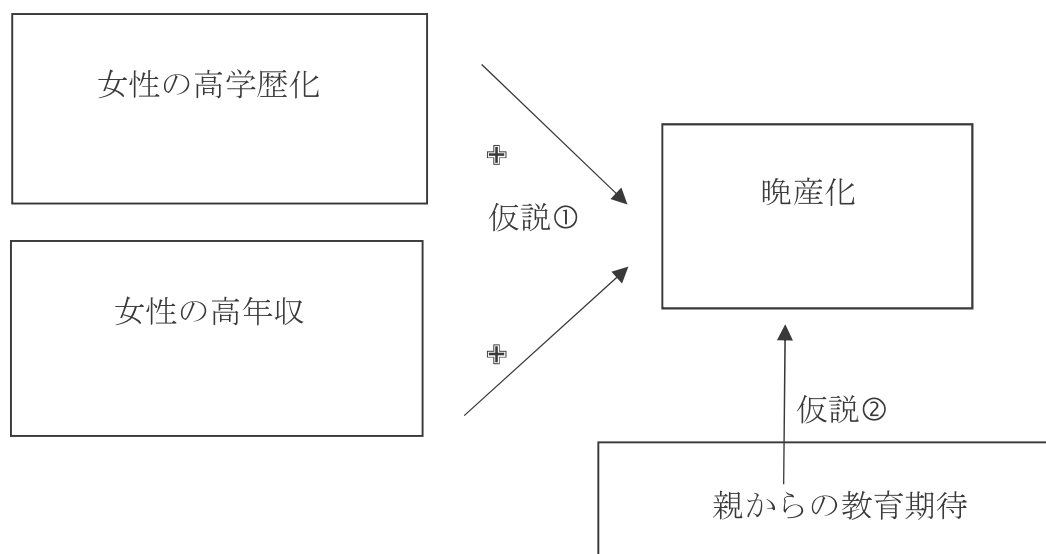


図 5：仮説に関する構造図

4 使用するデータと変数

本稿において使用するデータは，東北大学教育学部が 2019 年 7 月 25 日から 8 月 25 日にかけて実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」である．これは 20 歳以上 40 歳以下の男女（ただし，学生は除く）を対象とした調査で，サンプル数は 300，有効回答数は 273（回収率 91.0%）であった．

本稿で使用した変数は，「年齢」「本人最終学歴」「本人職業」「本人年収」「第一子出生時の年齢¹」「性別」「親からの学歴期待」7 つの変数である（表 1 参照）．

表 1 各変数の詳細

従属変数	
「第一子出生時の年齢」	子どもが「いる」と答えた人は第一子出生時の年齢．子どもが「いない」と答えた人は，子どもがほしい年齢．

独立変数	
「年齢」 「性別」 「本人年収」 「親からの学歴期待」 「本人最終学歴」	「性別」 男性＝1，女性＝0 のカテゴリ変数とする. 「本人最終学歴」 中学校卒＝1 高校卒＝2 専門学校卒＝3 短期大学卒＝4 高等専門学校卒＝5 大学卒＝6 大学院卒＝7 その他＝8 「本人年収」 （順序づけのカテゴリ変数に作成）は 9 つ段階を分けている. ①200 万円未満 ②200～400 万円未満 ③400～600 万円未満 ④600～800 万円未満 ⑤800～1000 万円未満 ⑥1000～1200 万円未満 ⑦1200～1500 万円未満 ⑧1500～2000 万円未満 ⑨2000 万円以上 「親の自分への学歴期待」 「あなたの小学校 6 年生の時，ご両親はあなたの未来の最終学歴にどのくらい期待されましたか？当てはまるものを 1 つ選び，○をつけてください。」に対して 5 件法で回答. 「完全に期待されていなかった」＝1～「すごく期待されていた」＝5 までの順序変数とした.

5 基礎分析

使用する各変数について，度数分布表（表 2）及び記述統計表（表 3）を作成した．

データを概観し，基礎分析を行ったところ，次のような特徴がある．

●性別

性別の比率に関しては，男女がおよそ 50％ずつの割合であり，男女の間にはあまり偏

りがないと確認された。

●年齢

回答者の年齢の構成については、20代と30代で構成され、30代の割合が60%を超えたのに対し、20代の割合が40%未満となった。平均年齢が31歳となり、中央値とほぼ同一であることが確認された。

●第一子出生時の年齢

20代と回答した者が30代と回答した者のより4%ぐらい多くなったが、両方も45%以上と半数ずつを占めている。40代と回答した者が小さく、全体の5%未満であることが確認された。

●現実の最終学歴

学歴については、最頻値が大学卒の60（28.8%）であり、専門学校、短大・高専および大学院卒を加えて含めば70%に達したことから、サンプルの中に高学歴の割合が高いことが確認された。

●年収

全てのカテゴリの中で、「200万未満」、「200-400万円未満」及び「400-600万円未満」の三つのカテゴリの割合がそれぞれ約30%であり、「800万円以上」が6人と非常に小さいことが確認された。男女別にみると、「200万円未満」の中に女性の割合がかなり大きく、400万円以上のカテゴリには男性の割合が高いことが確認された。

表2 度数分布表

変数		N	%	男性	女性
性別		208	—	103	105
年齢		208			
	20代	81	38.9%	40	41
	30代	127	61.1%	63	64
第一子出生時の年齢		208			
	20代	105	50.5%	43	62
	30代	96	46.1%	55	41
	40代	7	3.4%	5	2
現実の最終学歴		208			
	中学校卒	9	4.3%	4	5
	高校卒	47	22.6%	26	21
	専門学校卒	27	13.0%	14	13
	短期大学	42	20.2%	8	34
	高等専門学校卒	10	4.8%	8	2
	大学卒	60	28.8%	33	27
	大学院卒	13	6.3%	10	3
	その他（欠損値）	0	—	0	0
年収		208			
	200万円未満	57	27.4%	8	49
	200-400万円未満	63	30.3%	27	36
	400-600万円未満	59	28.4%	41	18
	600-800万円未満	22	10.6%	20	2
	800-1000万円未満	2	1.0%	2	0
	1000-1200万円未満	3	1.4%	3	0
	1200-1500万円未満	1	0.5%	1	0
	1500-2000万円未満	0	—	0	0
	2000万円以上	0	—	0	0
	欠損値	1	0.5%	1	0
親の自分への学歴期待		208			
	完全に期待されていなかった	42	20.2%	23	19
	あまり期待されていなかった	44	21.2%	18	26
	どちらともいえない	66	31.7%	35	31
	ある程度で期待されていた	29	13.9%	16	13
	すごく期待されていた	27	13.0%	11	16

表3 記述統計

変数	N	平均	最頻値	中央値	最小値	最大値
年齢	208	31.27	37	32	20	39
第一子出生時の年齢	208	29.73	30	29	19	45
現実の最終学歴	208	3.91	6	4	1	6
親の自分への学歴期待	208	2.78	3	3	1	5

6 分析結果

6.1 仮説1の検証

符（2017）によれば，女性の高学歴化が晩産化の原因となっているとあるが，男性の高学歴化が晩産化の原因とならないということを検証する必要がある．そこで，データを男性のみとし，二つのモデルに分け，「第一子出生時の年齢」を従属変数，「年齢」，「現実の最終学歴」と「年収」を独立変数とした階層的重回帰分析を行った（表4）．

表4 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析2（男性のみの場合）

	モデル1		モデル2		
	B	標準化係数	B	標準化係数	VIF
切片	24.642***		24.815***		
年齢	0.147	0.166	0.168	0.190	1.184
現実の最終学歴	0.279	0.144	0.314	0.128	1.141
年収			-0.345	-0.083	1.333
調整済決定係数	0.023		0.012		
F 値	2.190		1.417		

n=103, *p<0.05 **p<0.01 *** p<0.001

この結果から，次の2点から男性の学歴と晩産化の間に確かに因果関係が見られないことがわかった．

第一に，モデル1とモデル2の調整済み決定係数が0.023と0.012であり，5%水準でも有意とならないから，各モデルの説明力は極めて低い．一方，「年収」という独立変数の投入により，モデルの説明力がもう一層低くなったことも示された．

第二に，両モデルの各変数の偏回帰係数が5%水準でも有意とならなかったことから，「年収」，「年齢」と「現実の最終学歴」が「第一子出生時の年齢」に有意な影響を及ぼさないのも示された．

次に女性について，「は学歴よりも年収の影響が強い」という仮説に対して分析を行った．データを女性のみとし，二つのモデルに分け，「第一子出生時の年齢」を従属変数，「年齢」，「現実の最終学歴」と「年収」を独立変数とした階層的重回帰分析を行った（表5）．

表5 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析2（女性の場合）

	モデル1		モデル2		
	B	標準化係数	B	標準化係数	VIF
切片	10.572***		7.031***		
年齢	0.419***	0.427	0.435***	0.443	1.013
現実の最終学歴	1.361***	0.437	1.079***	0.346	1.073
年収			2.376***	0.377	1.066
調整済決定係数	0.320		0.451		
F 値	25.507***		29.453***		

n=105, *p<0.05 **p<0.01 *** p<0.001

この結果から、次の3点から、晩産化に対して、女性では「学歴よりも年収の影響が強い」ということが確認された。

第一に、モデル1の調整済決定係数が0.320であり、0.1%水準で有意となっていることが示されたが、年収という変数の投入により、モデル2の調整済決定係数が0.451と大きくなり、モデルの説明力が高くなったということが分かった。

第二に、モデル1では、最終学歴の標準化偏回帰係数が0.437であり、0.1%水準で有意となっていることが分かった一方、「最終学歴」が「第一子出生時の年齢」にやや高い有意な正の影響を及ぼすのも示された。こういう結果は符（2017）の「女性の高学歴化が晩産化の元の原因である」という結論を支持し、女性の高学歴化と晩産化の間の因果関係を検証できた。

第三に、モデル2では、年収の標準化偏回帰係数は最終学歴より高いことから、「年収」が「現実の最終学歴」より「第一子出生時の年齢」にもっと高い有意な正の影響を及ぼすのも示された。

6.2 仮説2の検証

仮説2の検証では、「親の自分への学歴期待が高いほど、晩産化しやすくなる」という仮説に対して分析を行う。

まず、データを男性のみとし、二つのモデルに分け、「第一子出生時の年齢」を従属変数、「年齢」、「年収」、「現実の最終学歴」、「親の自分への学歴期待」を独立変数とした重回帰分析を行った（表6）。

表6 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析3（男性のみの場合）

	B	標準化係数	VIF
切片	22.77		
年齢	0.183	0.207	1.193
現実の最終学歴	0.233	0.095	1.175
年収	-0.328	-0.079	1.333
親の自分への学歴期待	0.681	0.184	1.041
調整済決定係数	0.036		
F 値	1.940		

n=103, * p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

結果、次の二点が確認され、男性では、親の学歴期待と晩産化の間に因果関係がみられないことが確認された。

第一に、「親の自分への学歴期待」という独立変数が投入され、調整済決定係数が 0.036 と低い値である一方、5%水準でも有意とならないことが示され、このモデルの説明力が極めて低い。

第二に、「親の自分への学歴期待」という変数の偏回帰係数が 5%水準でも有意とならなかったことから、「親の自分への学歴期待」が「第一子出生時の年齢」に有意な影響を及ぼさないのも示された。

次にデータを女性のみとし、「第一子出生時の年齢」を従属変数、「年齢」、「年収」、「現実の最終学歴」、「親の自分への学歴期待」を独立変数とした階層的重回帰分析を行った（表 7）。

表7 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析4（女性のみの場合）

	モデル2		モデル3		
	B	標準化係数	B	標準化係数	VIF
切片	7.031***		5.506*		
年齢	0.435***	0.443	0.451***	0.459	1.024
現実の最終学歴	1.079***	0.346	0.889***	0.285	1.236
年収	2.376***	0.377	2.362***	0.375	1.066
親の自分への学歴期待			0.645*	0.164	1.187
調整済決定係数	0.451		0.469		
F 値	29.453***		23.961***		

n=105, *p<0.05 **p<0.01 *** p<0.001

以上の結果により、次の二点が確認され、女性では、親の学歴期待と晩産化の間に因果関係を確認できた。

第一に モデル3では、「親の自分への学歴期待」という独立変数を投入したところ、決定係数が0.469と高くなり、0.1%水準で有意となっていることから、モデル3の説明力はモデル2より高くなったということがわかった。

第二に、標準化偏回帰係数が0.164であり、5%水準で有意となっていることから、「親の自分への学歴期待」が「第一子出生時の年齢」に有意な正の影響を及ぼすということが示された。

以上の分析により、仮説2において、女性では、親の自分への学歴期待が高いほど、晩産化しやすくなるということが確認された。しかし、男性では、因果関係を確認することができなかった。

7 まとめと考察

男性の高学歴化と晩産化の間に因果関係が示されていないのに対し、女性の高学歴化が確かに晩産化の重要な要因だと確認された。一方、女性の高年収がもっと晩産化を強める要因となることも検証された。

なぜ女性の方だけでは高年収が晩産化の要因となるのだろうか。藤丸(2017)によると、妻が働きに出ない場合(専業主婦)は、夫の収入のみとなるが、妻の時間は子どもと家計内財に十分に利用できるということが主張されたことから、逆に言うと、働きに出る女性の年収が高いほど、家庭や育児への時間の分配はよりきつくなり、晩産化もしやすくなるということが考えられた。

男女別で検証を行うことにより、女性の場合、親の自分への学歴期待が晩産化に有意な正の影響を及ぼすということが確認されたが、なぜ親の教育歴期待が子世代の男性の晩産化の要因とならないかということが解釈できなかったから、今後の課題としてより深い考察及び検証が必要となる。

8 本稿の限界点と課題

本稿の限界点と課題は二つある。一つは、晩婚化と晩産化の関係について、その定義や区別があいまいな点である。先行研究の中に、晩婚化及び晩産化という用語は区別されずに用いられていた。日本では婚外子の割合が小さいことが確認されたが、今回実施した調査の中でも婚外子と思われるデータがあったことから、晩産化と晩婚化の定義を確認し、区別して調査、分析する必要がある。

二つ目は、少子化の原因については、様々な要因があることである。本稿では、少子化についての要因を探求することが問題意識としたが、晩婚化、晩産化及び少子化の間にどのような関係があるのかということを明らかにしなかったとも本研究の限界といえる。

[注]

1 未婚者と子ども持っていない者は期待結婚年齢と子ども欲しい年齢のデータを採用する。

[文献]

- 内閣府, 2018, 「平成 29 年版 少子化社会対策白書」, (2020 年 1 月 27 日取得, https://www.8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2017/29webhonpen/html/b1_s1-1-2.html).
- 姉崎猛, 佐藤豊, 中村明恵, 2011, 「少子化の動向と出生率に関する研究サーベイ」内閣府 ESRI Research Note 17.
- 小澤昌之, 2019, 「親の教育期待が青少年の地位達成に及ぼす影響」 『人文』 17, 197-214.
- 小野亜樹、田中裕二郎、星出遼、宮本薫、森知里、吉田亜紀子, 2005, 「現代の晩婚化・未婚化 大学生の意識調査に基づく実証分析」, ISFJ 政策フォーラム 2005 発表論文.
- 金子隆一, 2004, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化効果の測定」『人口問題研究』, 4-35.
- 高橋重郷・大淵寛編著, 2015, 『人口減少と少子化対策』原書房, 人口学ライブラリー16.
- 中村三緒子, 2003, 「大卒女性の結婚年齢に関する研究」『年報社会学論集』, 16, 162-174
- 符李偉, 2005 「高学歴女性と少子化に関する実証的研究」, 『総合政策』 7(1) , 105 – 106.
- 藤丸麻紀, 2017, 「学童保育の経済効果」 『和洋女子大学紀要』 57, 51-63
- 森澤友紀子, 2015 「晩婚化・未婚化の分析と政策提案」コンサルティング・プロジェクト (2020 年 1 月 27 日取得, <https://www.ipp.hit-u.ac.jp/consultingproject/2015/CP15Morisawa.pdf>).
- 渡部雪子, 2008 「親の期待研究の動向と展望」, 『筑波大学心理学研究』 36, 75–83.