

高学歴雇用者の専攻と男女間賃金格差

武内真美子*

要旨

本稿では2004年から2017年のパネルデータを用いて、大卒以上の高学歴者の専攻と男女間賃金格差の関連について考察した。まず、男女別の賃金(年収)関数の推計結果から、人文科学をベースとした場合に、男性は医学・歯学、薬学、工学の順に賃金プレミアムが確認され、女性は理学、医学・歯学、工学、薬学の順に賃金プレミアムが確認できた。また、男女間賃金格差の要因分解の結果、特に工学分野の女性比率が低いことが格差要因方向に寄与している一方で、工学分野の評価(係数)の差は格差縮小方向に寄与していることが明らかになった。また同一専攻内の男女間賃金格差を考察するため、専攻別の推計における女性ダミーの効果を計測したところ、理学以外の専攻では女性ダミーの負の効果が確認され、その効果は人文科学、教育、農学、社会科学の順に大きいことが確認された。

キーワード

高学歴雇用者, 専攻, 男女間賃金格差

1. はじめに

Becker (1962), Becker (1980) の人的資源理論に基づけば、大学への進学は人的資本への投資行動であり、卒業後の賃金(年収もしくは所得)はその収益(便益)と考える。海外の多くの先行研究が、この理論に基づいて学歴や教育年数が賃金に与える影響を計測している (Vikesh, 2011; Diagne and Diene, 2011; Furno, 2014; Peet et al., 2015)。これらの研究が人的資本を量的側面から分析しているのに対し、高学歴化が進むにつれ、高学歴者の質的側面からの分析も蓄積されるようになってきた。特に、専攻が年収もしくは賃金に与える影響についてはこれまでに膨大な数の先行研究の蓄積がなされている (James et al., 1989; Loury and Garman, 1995; Loury, 1997; Blundell

et al., 2000; Bratti and Mancini, 2003; Arcidiacono, 2004)。また、専攻についての男女の属性の相違が賃金格差に与える影響に関する研究の蓄積もなされてきた (Brown and Corcoran, 1997; Black et al., 2007; Lin, 2010)。

国内で大卒以上の高学歴者が取得した学位の専攻分野に踏み込んだ研究としては、橘木他 (2009) および大谷他 (2003) は、文系出身者の所得が理系より高い可能性を指摘しているが、浦坂 (2011) および浦坂他 (2012) は、文系よりも理系出身者の年収が高いことを指摘している。浦坂他 (2011) は、「日本家計パネル調査」(JHPS) データを用いて分析を行っており、特に男性の場合には国立大学の理系の年収プロフィールが高い可能性を指摘している。

このような理系の賃金プレミアムについてはより詳細な分析も行われるようになっていく。山本他 (2015) は、文系専攻に対する理

* 正会員, 愛知学院大学経済学部
e-mail : take@dpc.agu.ac.jp

系専攻のプレミアムを確認した上で、理系を医学系(医学, 歯学, 薬学, 看護学)とそれ以外に区別した場合には、理系プレミアムのほとんどが医学系によるものであることを確認している。一方、安井(2019)も男女ともに医学・薬学系の賃金プレミアムが最も高いことを確認している。さらに、山本・安井(2016)は、理工系女子の賃金が文系出身者と比較して抑制されている可能性を指摘している。しかしながら、これまでの国内の研究では専攻分類が文系・理系の2分類、もしくはそれに準ずる分類となっている。本稿では、専攻の分類についてより詳細な設問が設けられている調査データを利用し、専攻10分類が年収に与える影響を考察する。さらに、これらが男女間賃金格差に与える影響も考察する。

日本では90年代以降大学進学率が上昇してきたが、特に女性の進学率が上昇しており、1990年に約18.2ポイントあった性差は、2019年の時点では約5.9ポイントまで縮小している(文科省 2020)。また、高学歴女性は結婚、出産後に労働市場に再参入しないことが指摘され、いわゆるM字型カーブを特徴とする年齢階級別の就業率のカーブが当てはまらず、その特徴は「きりん型」と称されていた。しかしながら、1997年と2017年の就業構造基本調査では、20年間の間に学歴に関わらず有業率と仕事を主にする者の比率が上昇している。また2017年にはライフイベント後の40代から50代の大卒以上と大卒未満の女性の有業率に全く差がないことが示されている。したがって、「きりん型」と称されていた年齢階級別のカーブは2017年の時点で全く成り立っていない(総務省 1998, 2018)。

このような状況下では、学歴間の格差以上に高学歴者間における賃金格差と男女間賃金格差が格差全体に占める比重が大きくなる可能性が指摘できる。実際に海外では多くの研究がこのような指摘に基づき、高学歴者間における専攻、スキルなどによる賃金プレミア

ムを計測している(Brown and Corcoran, 1997など)。本稿では専攻による賃金プレミアムの計測に加え、専攻が男女間賃金(年収)格差に与える影響および同一専攻内の男女間賃金(年収)格差についても考察する。同時に、大学院卒、国立大学卒の収益についても併せて考察する。なお、本稿では安井(2019)に倣い、専攻をダミー変数として説明変数に挿入し、他の属性をコントロールした上で当該専攻の相対的な賃金の上昇を専攻の賃金プレミアムという言葉を用いて捉える¹⁾。

2. 使用するデータと分析モデル

使用するデータは、「慶應義塾大学家計パネル調査(KHPS)」(慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター)であり、この調査は2004年から全国の男女4005人を対象に実施が始まり、2007年に1447人、2012年に1012人を調査対象に加えている。また、KHPSの調査実績を生かし、2009年からは新たに全国4022人の男女を対象とした「日本家計パネル調査(JHPS)」(慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター)が同時に実施されており、双方の調査を使用した2017年までのデータを分析に使用する。KHPSは20歳から69歳の男女、JHPSは20歳以上の男女を調査対象としている。調査対象は層化二段無作為抽出法により選定されている。これは、行政単位(都道府県・市町村)と地域によって全国をいくつかのブロックに層化し、各層に調査時点を人口に応じて比例配分し、国勢調査における調査地域及び住民基本台帳を利用して(二段)、各地点に一定数の標本抽出を行う手法である。

本稿の主眼である専攻に関しては、短大・高専、大学、大学院の中退、卒業者を対象に各調査初年度に設問が設けられている。本調査によるデータは、同一個人を追跡調査するパネルデータとなっているため、これらの回答者の各年度の観測値をプールして、変数に

欠損値がない観測値を用いて分析を行った。分析対象は、学位取得の効果を厳密に測るため、各学歴（大卒および大学院卒）の卒業・修了者のみとし、年齢が60歳以下の雇用者としている。パネルデータの利点を生かし、ランダム効果モデル（Random Effect Model）を用いて、専攻を説明変数に加え、年取の対数値を被説明変数とする分析を行った²⁾。さらに、専攻が男女間年取格差に与える影響を考察するため、慣例に倣い男女別の最小二乗法による推計結果を利用したブラインダー・ワハカ分解（Blinder-Oaxaca Decomposition）（Blinder, 1973; Oaxaca, 1973）による男女間格差の要因分解を行っている。また、同一専攻内の男女間格差を考察するため、専攻別の最小二乗法による推計を行い、説明変数に女性ダミーを挿入してその係数について考察した。使用する変数に欠損値と外れ値を持つ観測値を除き、分析に使用した観測数は雇用者合計7497、内男性5768、女性1729であり、正社員合計6530、内男性5519、女性1011である。

3. 記述統計量

3.1 雇用者および正社員の男女別記述統計

分析は、調査対象者の産業、企業規模、職種、職位の各分類を説明変数から除いた分析と含めた分析の両方を行っているが、表1は、産業等を除いた基本属性に関する記述統計である。この表は男女別に非正規雇用者を含めた雇用者全体と正社員に限定した統計量を提示している。まず、表1から男性雇用者の主要な特徴を把握する。年取対数値の平均は6.399であるが、これは年取に換算して約661万円程度である。平均年齢は約45歳、社会科学専攻が約30%、工学専攻が合計約28%を占め、医歯学、薬学は1%に満たない。女性雇用者は、年取対数値の平均は5.536、年取に換算すると約333万円であり、非正規雇用を含めると男性の平均年取と約328万円の差となる。平均年齢は約41歳、社会科学専攻は約19%、工学専攻は約3%程度である一方、人文科学約27%、教育約17%は男性に占める比率より高く、医歯学、薬学はそれぞれ約1.5%

表1 記述統計量

変数	男性雇用者		男性正社員		女性雇用者		女性正社員	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年取対数値	6.399	0.467	6.441	0.410	5.536	0.828	6.033	0.463
年齢	45.090	8.957	45.164	8.800	41.621	9.710	39.080	9.470
年取2乗	2113.316	796.444	2117.191	783.695	1826.543	820.664	1616.839	784.717
勤続年数	16.225	9.858	16.681	9.775	10.123	8.177	11.986	8.847
大学院	0.105	0.307	0.104	0.305	0.027	0.163	0.042	0.200
国立大学卒	0.174	0.379	0.180	0.384	0.233	0.423	0.282	0.450
人文科学	0.101	0.302	0.098	0.298	0.271	0.444	0.225	0.417
社会科学	0.309	0.462	0.308	0.462	0.195	0.396	0.182	0.386
理学	0.046	0.209	0.046	0.210	0.032	0.177	0.053	0.225
工学	0.286	0.452	0.288	0.453	0.032	0.177	0.039	0.193
農学	0.040	0.195	0.039	0.194	0.027	0.161	0.026	0.158
医学・歯学	0.006	0.074	0.006	0.075	0.017	0.128	0.027	0.161
薬学	0.008	0.089	0.008	0.089	0.015	0.122	0.017	0.129
教育	0.055	0.229	0.055	0.228	0.173	0.378	0.179	0.384
家政	0.003	0.059	0.003	0.057	0.058	0.234	0.053	0.225
その他	0.146	0.353	0.148	0.355	0.180	0.385	0.200	0.400
既婚	0.826	0.379	0.845	0.362	0.616	0.487	0.513	0.500
子供の人数	1.438	1.074	1.475	1.064	1.082	1.096	0.733	0.963
0歳児有	0.035	0.184	0.036	0.187	0.012	0.110	0.018	0.132
未就学児有	0.199	0.399	0.206	0.404	0.117	0.321	0.137	0.345
サンプルサイズ	5768		5519		1729		1011	

程度であり僅かであるが男性の比率を上回り、男女の専攻における分布の差を確認できる。また、非正規を含む雇用者全体と正社員に限定した場合を比較すると、男性は専攻の分布にほとんど差異が認められないが、女性は理学、工学、医歯薬学の理系分野では正社員に占める比率が高まり、人文科学系では正社員に占める比率が低下することが確認できる。

その他の統計については、雇用者全体に占める大学院卒者は男性が約10.5%、女性が約2.7%、国立大学出身者は男性が約17.4%、女性が約23.3%であり、大学院卒者の比率と国立大学出身者の比率でも男女差が確認できた。特に、大学院卒者の比率は男性が高いが、国立大学出身者の比率は女性が高いことは特筆すべきである。

また掲載は割愛しているが、産業、企業規模、職種、職位に関する男女の記述統計の特

徴を把握すると、男性が製造(約23.9%)、情報・調査業(約11%)の順に多く、女性は教育・学習業(約21.1%)、卸・小売業(約13.5%)の順である。企業規模では男性が相対的に大企業に偏っており、女性は事務職(約43.3%)、専門・技術職(約48.3%)で大半を占めているのに対し、男性は専門・技術職、事務職、管理職、販売職など幅広い職種に分布している。また、男性は約半数が経営者を含めた役職に就いているのに対し、女性の役職比率は約13%程度に留まっている。

3.2 専攻別の記述統計

次に各専攻別の推計に関する記述統計量を雇用者と正社員別に表2-1、表2-2に掲載している。この表では基本属性に関する記述統計のみを掲載しているが、賃金(年収)関数の分析は産業、企業規模、職種、職位を除い

表2-1 雇用者の専攻別記述統計量

変数	人文科学		社会科学		理学		工学		農学	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年収対数値	5.926	0.819	6.249	0.654	6.463	0.378	6.462	0.449	6.112	0.609
女性ダミー	0.444	0.497	0.159	0.366	0.175	0.381	0.033	0.178	0.168	0.374
年齢	43.922	9.709	45.022	9.429	44.438	8.098	45.131	8.736	41.515	8.792
年齢2乗	2023.335	848.133	2115.856	832.055	2040.056	721.949	2113.067	776.546	1800.471	739.976
勤続年数	13.490	10.225	15.376	10.069	15.566	9.719	16.507	9.717	15.099	8.806
大学院	0.026	0.158	0.049	0.215	0.247	0.432	0.192	0.394	0.135	0.342
国立大学卒	0.104	0.306	0.115	0.319	0.328	0.470	0.239	0.426	0.482	0.501
既婚	0.751	0.433	0.766	0.423	0.747	0.435	0.876	0.330	0.858	0.350
子供の人数	1.166	1.088	1.313	1.096	1.222	1.168	1.626	1.010	1.358	1.022
0歳児有	0.027	0.161	0.024	0.152	0.047	0.212	0.037	0.189	0.040	0.197
未就学児有	0.153	0.360	0.156	0.362	0.291	0.455	0.204	0.403	0.266	0.443
サンプルサイズ	1053		2122		320		1705		274	
変数	医学		薬学		教育		家政		その他	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年収対数値	6.483	0.634	6.353	0.636	6.053	0.748	5.286	0.730	6.072	0.664
女性ダミー	0.475	0.504	0.361	0.484	0.484	0.500	0.833	0.374	0.271	0.445
年齢	42.180	9.836	48.014	8.036	44.168	8.690	40.642	8.754	42.977	9.605
年齢2乗	1874.344	842.326	2369.014	776.760	2026.236	762.210	1727.742	727.520	1939.155	826.419
勤続年数	6.639	4.680	14.708	9.947	15.707	10.104	7.475	5.173	12.956	8.899
大学院	0.262	0.444	0.111	0.316	0.021	0.144	0.000	0.000	0.037	0.190
国立大学卒	0.525	0.504	0.208	0.409	0.417	0.494	0.067	0.250	0.081	0.273
既婚	0.590	0.496	0.708	0.458	0.727	0.446	0.767	0.425	0.709	0.454
子供の人数	0.836	1.036	1.556	0.991	1.429	1.117	1.292	1.260	1.229	1.077
0歳児有	0.033	0.180	0.028	0.165	0.024	0.154	0.008	0.091	0.031	0.174
未就学児有	0.197	0.401	0.194	0.399	0.157	0.364	0.133	0.341	0.178	0.383
サンプルサイズ	61		72		618		120		1152	

表2-2 正社員の専攻別記述統計量

変数	人文科学		社会科学		理学		工学		農学	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年収対数値	6.304	0.440	6.399	0.450	6.497	0.326	6.502	0.392	6.264	0.371
女性ダミー	0.295	0.456	0.098	0.297	0.174	0.380	0.024	0.153	0.107	0.310
年齢	44.061	9.831	44.941	9.356	44.384	7.971	45.060	8.582	41.741	8.650
年齢2乗	2037.910	855.907	2107.144	826.611	2033.255	711.510	2104.013	762.274	1816.802	730.319
勤続年数	15.631	10.500	16.417	9.979	15.926	9.649	16.972	9.584	15.905	8.761
大学院	0.022	0.147	0.055	0.227	0.252	0.435	0.188	0.391	0.148	0.356
国立大学卒	0.107	0.309	0.119	0.324	0.326	0.469	0.239	0.427	0.510	0.501
既婚	0.779	0.415	0.785	0.411	0.758	0.429	0.891	0.312	0.905	0.293
子供の人数	1.174	1.120	1.309	1.089	1.235	1.163	1.653	0.997	1.477	0.968
0歳児有	0.034	0.181	0.027	0.161	0.048	0.215	0.039	0.193	0.045	0.208
未就学児有	0.176	0.381	0.167	0.373	0.300	0.459	0.211	0.408	0.296	0.458
サンプルサイズ	769		1884		310		1631		243	
	医学		薬学		教育		家政		その他	
変数	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年収対数値	6.534	0.609	6.569	0.383	6.358	0.380	5.713	0.366	6.222	0.476
女性ダミー	0.466	0.503	0.279	0.452	0.374	0.484	0.750	0.436	0.198	0.399
年齢	42.759	9.730	48.410	8.034	43.853	8.806	36.444	7.720	42.771	9.422
年齢2乗	1921.345	836.807	2407.000	775.802	2000.502	770.684	1386.972	612.551	1918.054	811.987
勤続年数	6.879	4.676	15.885	10.077	18.242	9.753	8.597	5.980	13.686	8.950
大学院	0.276	0.451	0.131	0.340	0.014	0.120	0.000	0.000	0.042	0.201
国立大学卒	0.534	0.503	0.246	0.434	0.459	0.499	0.069	0.256	0.080	0.271
既婚	0.586	0.497	0.738	0.444	0.723	0.448	0.625	0.488	0.712	0.453
子供の人数	0.879	1.044	1.393	0.971	1.380	1.088	0.819	1.155	1.192	1.072
0歳児有	0.034	0.184	0.033	0.180	0.029	0.168	0.014	0.118	0.033	0.180
未就学児有	0.207	0.409	0.213	0.413	0.176	0.381	0.125	0.333	0.193	0.394
サンプルサイズ	58		61		484		72		1018	

た分析と含めた分析の両方を行っている。表2-1の雇用者の専攻別記述統計について、年収対数値約6.24、平均年齢約45歳である社会科学専攻を基準に他の専攻の特徴を確認すると、工学は年収対数値約6.46、平均年齢約45歳、医学は年収対数値約6.48、平均年齢約42歳であり、年収が相対的に高いことが伺える。女性比率が高いのは、家政約83%、教育約48%、医学約47%、人文科学約44%の順である。一方で工学約3%、社会科学約15%、農学約16%、理学約17%は女性の比率が低い。また、大学院の進学率は医学約26%、理学約24%、工学約19%の順に高く、大学院への進学率が低い専攻は、家政0%、人文科学約2%、教育約2%である。国立大学出身者の比率が高いのは、医学約52%、農学約48%、教育約41%であり、国立大学出身者の比率が低いのは、家政約6%、そのほか約8%、人

文科学約10%である。

また、数値は掲載していないが、各専攻の内、家政、人文科学、教育は相対的に非正規雇用者の比率が高い（数値は家政約40%、人文科学約26%、教育約21%）。したがって、これらの専攻では表2-2の正社員に限定した記述統計において、年収が相対的に改善しているのが把握できる。一方、表2-2の正社員に限定した専攻内の女性比率は、家政約75%、医学約46%、教育約37%、人文科学約29%の順に高いが、医学以外の3分野は、表2-1の雇用者の女性比率から約8%から約15%減少している。大学院進学率、国立大学進学率は正社員に限定しても大きな変化はなく、総じて若干程度比率が上昇傾向にある。

4. 分析結果

分析結果は以下の3つに分けて考察する。

まず表3および表4は、男女別の賃金(年収)関数の分析結果(雇用者および正社員別)を提示している。それぞれ産業、企業規模、職種、職位を除いた推計結果と含めた推計結果である。次に表5、表6は雇用者と正社員に限定した男女別の賃金(年収)関数の格差要因分解の結果を掲示している。最後に表7は専攻別の推計結果における女性ダミー(女性を1,男性を0とした説明変数)の効果(雇用者および正社員別)を産業、企業規模、職種、職位を除いた推計結果と含めた推計結果を掲載している。表3から表6の推計における各専攻の係数のベースカテゴリーは人文科学である。

分析結果を考察するにあたり、特に留意しなければならない点を挙げておく。まず、ブラインダー・ワハカ分解については、杉橋(2009)が指摘するとおり、説明変数別の要因分解を行う際に、各変数が独立していることを想定しているが、実際には属性間の相互関係があることは念頭に置き結果を解釈しなければならない。さらに、使用する観測値は2004年から2017年のパネルデータをプールして分析したものであるため、坂本(2006)などで指摘されている通り、特定の特徴を有するサンプルが調査から脱落する傾向にあれば推計結果にバイアスが生じている可能性があることには留意しなければならない。

4.1 男女別の賃金(年収)関数の分析結果 (表3および表4)

まず、表3から男性の雇用者、正社員別に推計した賃金関数の結果を考察する。被説明変数は年収の対数値として分析しているため、専攻のダミー変数はベースカテゴリーである人文科学(係数0)に対して、係数×100%の年収増加(もしくは減少)を示すことになる。表3の結果から、雇用者の推計(産業等を説明変数から除く)結果を見ると、年齢、年齢2乗項、勤続年数、既婚ダミー、子供の数は有

意に年収に対して正の効果を持ち多くの先行研究と一致する結果が得られている。専攻の賃金プレミアム(賃金の相対的優位)が最も大きい分野は医学・歯学であり、次に薬学が続く。これらの係数は、雇用者でそれぞれ0.446, 0.360かつ1%水準で有意であり、理学(係数0.068有意でない)および工学(係数0.106雇用者のみ有意)と比較しても高い。また、大学院および国立大学卒業も年収に有意に正の影響を与えているが、その効果は大学院卒が大きい(大学院卒係数0.181, 国立大卒0.154)。医学・歯学および薬学の係数については産業等を含めた推計、正社員に限定した推計でも依然1%水準で有意に賃金に対して正の効果を持ち、係数も大きな変化はない。一方、同じ理系分野でも農学は雇用者(産業等を含む)および正社員に限定した分析で有意に負の効果を示している。男性サンプルは少ないものの、家政専攻も有意に負の効果を持つ。その程度は、ベースカテゴリーである人文科学の年収の約31%から約50%と比較的大きい。

また、表4の女性の分析における専攻の効果は、雇用者の推計では有意な結果が得られるが、正社員に限定した推計ではほとんど有意ではない。サンプルサイズが限定されることが影響していると思われる。雇用者の推計(産業等を説明変数から除く)における専攻の賃金プレミアムは、理学、医学・歯学、工学、薬学の順に高く、係数はそれぞれ0.748, 0.666, 0.557, 0.473である。また、理学に確認できる74.8%の高いプレミアムは産業、企業規模等を細かくコントロールすると順位が逆転し、医学・歯学、薬学の方がプレミアムは高くなる。大学院と国立大学卒も男性同様に年収に正の影響を与えているが、特に女性は大学院卒のプレミアムが男性より大きい(大学院係数0.668, 国立大卒係数0.157)。ただし、この結果も正社員に限定すると10%まで有意水準が落ち、さらに産業等を細かくコ

表3 男性の賃金(年収)関数の結果

	雇用者	雇用者 産業等含む	正社員	正社員 産業等含む
年齢	0.080 *** (0.005)	0.066 *** (0.005)	0.077 *** (0.004)	0.071 *** (0.004)
年齢2乗項	-0.001 *** 5.3E-05	-0.001 *** 4.9E-05	-0.001 *** 4.5E-05	-0.001 *** 4.5E-05
勤続年数	0.016 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)
大学院	0.181 *** (0.044)	0.141 *** (0.033)	0.164 *** (0.038)	0.139 *** (0.032)
国立大学	0.154 *** (0.035)	0.093 *** (0.026)	0.120 *** (0.030)	0.083 *** (0.026)
社会科学	0.080 * (0.044)	0.038 (0.033)	0.022 (0.039)	1.9E-04 (0.033)
理学	0.068 (0.069)	0.042 (0.052)	0.029 (0.060)	0.011 (0.051)
工学	0.106 ** (0.045)	0.051 (0.035)	0.043 (0.040)	0.032 (0.034)
農学	-0.119 (0.074)	-0.111 ** (0.055)	-0.146 ** (0.064)	-0.140 *** (0.054)
医学・歯学	0.446 *** (0.123)	0.476 *** (0.094)	0.359 *** (0.105)	0.438 *** (0.090)
薬学	0.360 *** (0.129)	0.407 *** (0.097)	0.341 *** (0.115)	0.371 *** (0.097)
教育	0.023 (0.067)	-0.023 (0.051)	-0.015 (0.058)	-0.056 (0.051)
家政	-0.507 ** (0.224)	-0.397 ** (0.166)	-0.367 * (0.191)	-0.317 ** (0.160)
その他	-0.020 (0.049)	-0.071 * (0.037)	-0.067 (0.043)	-0.081 ** (0.036)
既婚	0.079 *** (0.016)	0.075 *** (0.015)	0.056 *** (0.014)	0.064 *** (0.014)
子供の人数	0.019 *** (0.006)	0.021 *** (0.005)	0.022 *** (0.005)	0.023 *** (0.005)
出産年	0.010 (0.013)	0.007 (0.013)	0.000 (0.011)	-0.001 (0.011)
未就学児童有	-0.010 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.007 (0.008)	-0.008 (0.008)
定数項	4.168 *** (0.112)	3.810 *** (0.231)	4.329 *** (0.097)	3.730 *** (0.218)
σ_u	0.374	0.267	0.318	0.257
σ_e	0.158	0.147	0.130	0.128
ρ	0.848	0.769	0.858	0.801
R-squared: overall	0.385	0.581	0.372	0.493
Number of observations	5,768	5,768	5,519	5,519

注) 括弧内はロバストな標準誤差である。***1%, **5%, *10%水準で有意である。

ントロールすると有意でなくなる。女性正社員の記述統計を合わせて考察すると、プレミアムが認められる専攻の学位取得、および大学院、国立大学卒は、女性が正社員になる確率を高めており、そのことを通じて年収を上げている可能性が高い。先行研究の結果では、

山本他(2015)、安井(2019)が理系プレミアムの中でも医学・薬学系のプレミアムが最も高いことを指摘している。ただし、山本他(2015)は、特に女性の場合に理工系(医学系以外)の賃金が文系より抑制されている可能性を指摘しており、安井(2019)の結果も

表4 女性の賃金(年収)関数の結果

	雇用者	雇用者 産業等含む	正社員	正社員 産業等含む
年齢	0.047 *** (0.013)	0.035 *** (0.013)	0.054 *** (0.011)	0.038 *** (0.011)
年齢2乗項	-0.001 *** (1.5E-04)	-0.001 *** (1.4E-04)	-0.001 *** (1.3E-04)	-0.4E-04 *** (1.3E-04)
勤続年数	0.038 *** (0.003)	0.034 *** (0.003)	0.019 *** (0.004)	0.023 *** (0.003)
大学院	0.668 *** (0.241)	0.445 *** (0.175)	0.274 * (0.149)	0.170 (0.130)
国立大学	0.157 * (0.090)	0.065 (0.067)	0.104 * (0.062)	0.036 (0.055)
社会科学	0.182 * (0.105)	0.142 * (0.078)	0.064 (0.081)	0.106 (0.072)
理学	0.748 *** (0.243)	0.500 *** (0.178)	0.231 (0.143)	0.313 ** (0.128)
工学	0.557 ** (0.232)	0.372 ** (0.170)	0.175 (0.145)	0.181 (0.127)
農学	-0.011 (0.215)	-0.103 (0.159)	-0.057 (0.167)	-0.033 (0.146)
医学	0.666 ** (0.285)	0.603 *** (0.214)	0.212 (0.199)	0.300 * (0.179)
薬学	0.473 ** (0.235)	0.503 *** (0.177)	0.094 (0.180)	0.178 (0.162)
教育	0.187 * (0.113)	0.133 (0.085)	0.047 (0.088)	-0.022 (0.080)
家政	0.004 *** (0.161)	0.072 (0.120)	-0.241 ** (0.120)	-0.123 (0.107)
その他	0.182 * (0.108)	0.050 (0.080)	-0.004 (0.080)	0.023 (0.070)
既婚	-0.088 ** (0.038)	-0.060 * (0.035)	0.019 (0.031)	0.006 (0.031)
子供の人数	-0.073 *** (0.021)	-0.047 ** (0.019)	-0.045 ** (0.019)	-0.047 ** (0.018)
出産年	0.051 (0.069)	0.011 *** (0.066)	-0.028 (0.049)	-0.025 (0.049)
未就学児童有	-0.119 *** (0.033)	-0.099 *** (0.032)	-0.107 *** (0.030)	-0.108 *** (0.031)
定数項	4.295 *** (0.283)	4.735 *** (0.593)	4.543 *** (0.234)	4.412 *** (0.584)
σ_u	0.628	0.440	0.359	0.299
σ_e	0.264	0.249	0.183	0.178
ρ	0.850	0.758	0.793	0.738
R-squared: overall	0.325	0.625	0.354	0.500
Number of observations	1,729	1,729	1,011	1,011

注) 括弧内はロバストな標準誤差である。***1%, **5%, *10%水準で有意である。

女性について社会科学系が自然科学系(医学系以外)を年収で上回る可能性を示唆している。本稿では、少なくとも女性については理学、工学系で相対的な年収の低下は認められない。この点については、理学、工学と農学を区別した分析を行ったことも要因として考

えられるが、十分な大きさのサンプルを揃えた検証が必要である。

4.2 男女間賃金格差要因分解の分析結果(表5および表6)

次に男女間賃金(年収)格差を、最小二乗

法で推計した男女の賃金（年収）関数の結果を用いて、ブラインダー・ワハカ分解を行い、説明出来る要因（属性（要素）の差）と説明できない要因（係数（評価）の差）に分けて考察する。表5は雇用者の要因分解の結果を示している。表の上段は説明できる要因（属性の差）、下段は説明できない要因（係数の差）が男女間賃金格差に及ぼす影響を示しており、変数の係数が正の場合は格差拡大要因、負の場合は格差縮小要因となっていると判断できる。

まず属性の差では、大学院卒が係数0.017および社会科学が係数0.010、理学0.003、工学0.033であり、この3分野が有意に男女間賃金格差を広げる要因となっている。特に工学の係数が最も大きく、女性がこの分野で少ないことが格差を広げる要因となっていることが判る。一方で、国立大学卒の係数-0.009および医学・歯学-0.007、薬学-0.002、農学-0.002、教育-0.006の4分野は有意に男女間賃金格差を縮小する方向に働いている。表1の記述統計から医学・歯学、薬学の分野における女性の選択比率が高いことが要因と考えられる。逆に農学は男女ともに他の専攻と比較して相対的に賃金（年収）が低いことから、女性がこの分野を選択する比率が男性より低いことが格差縮小に寄与していると推察される。

一方、表5の下段に提示されている係数の差を考察すると、大学院卒が係数-0.011、理学-0.018、工学-0.032、教育-0.015、家政-0.013は、有意に格差縮小の方向に寄与しており、表4の女性雇用者の賃金（年収）関数におけるこれらの属性の係数が正に有意であることが男女間賃金格差の縮小に貢献していると考えられる。一方で国立大学卒、医学・歯学、薬学、農学の係数の差は有意ではない。女性内では医学・歯学、薬学の専攻が高年収の獲得に有利となっているが、これらの係数は表3に示される男性の賃金（年収）

関数でも係数の値が高いため、男女間の格差を縮小する要因にはなっていないと推察される。

以上から、高学歴者の学業に関わる変数は大学院への進学率および社会科学、理学、工学の選択比率の性差が男女間賃金格差を広げる要因になっているが、係数の差に起因する格差拡大の要因にはなっていないことが判る。特に理学と工学については女性比率が低いという属性の差が有意に男女間賃金格差を拡大させているが、係数の差が縮小方向に機能している。また、表5の下段より、既婚0.316、子供の人数0.204の2つの変数だけで係数の合計が0.520になり、係数の差に起因する格差全体の数値0.641（表5の最下段に記載）の約81%を説明することが判る。

表6は、正社員に限定した格差要因分解の推計結果である。表5と同様に上段には属性の差、下段には係数の差の結果を提示している。正社員に限定すると男女間の賃金格差は縮小するため、係数は縮小する変数が多い。その中で年齢については属性の差の係数が大きくなり（表5では0.069から表6では0.270）、係数の差は係数が小さくなり（表5では1.886から表6では0.115）かつ有意ではなくなっている。表1の記述統計から女性正社員の平均年齢が約2.5歳若くなること、および正社員に限定されるため係数の差が改善されていることを示唆する。また、国立大学の属性の差の係数は-0.012（表6）であり雇用者全体の場合の-0.009（表5）より負に僅かに大きくなるのは国立大学卒であることがより女性の正社員になる確率を高めていることを反映していると推察される。理学の係数が有意でなくなることも同様の解釈が可能である。一方で、係数の差は10分野の専攻の中で、理学の係数-0.010のみが負に有意であり、格差縮小の要因となっていることを示している。薬学の係数は0.003で正に有意であり、格差拡大要因となっている。表5雇用者と表6正

表5 雇用者の格差要因分解

Explained	雇用者		雇用者産業等含む	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.069	0.022***	0.107	0.019***
年齢2乗項	-0.092	0.022***	-0.089	0.018***
勤続	0.181	0.009***	0.061	0.005***
大学院	0.017	0.002***	0.013	0.001***
国立大学	-0.009	0.002***	-0.003	0.001***
社会科学	0.010	0.003***	0.001	0.002
理学	0.003	1.2E-03**	0.001	3.9E-04*
工学	0.033	0.005***	-6.3E-05	0.004
農学	-0.002	0.001**	-0.001	0.001**
医学・歯学	-0.007	0.002***	-0.005	0.002***
薬学	-0.002	1.2E-03**	-0.002	0.001**
教育	-0.006	0.003*	-0.002	0.003
家政	0.012	0.004***	0.009	0.003***
その他	-0.002	0.001*	0.001	7.7E-04*
既婚	0.031	0.004***	0.014	0.003***
子供人数	-0.012	0.003***	-0.002	0.002
出産	-4.7E-04	0.001	-0.001	0.001
未就学児童	-2.8E-04	0.001	-0.003	0.001**
Total	0.222	0.011***	0.567	0.018***
Unexplained	雇用者		雇用者産業等含む	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	1.886	0.749**	0.133	0.634
年齢2乗項	-0.430	0.393	0.098	0.328
勤続	-0.404	0.030***	-0.135	0.028***
大学院	-0.011	0.003***	-0.004	0.002*
国立大学	-0.005	0.010	0.001	0.008
社会科学	-0.004	0.012	0.001	0.010
理学	-0.018	0.003***	-0.005	0.002**
工学	-0.032	0.006***	-0.008	0.005*
農学	0.004	0.004	0.004	0.003
医学・歯学	-0.002	1.6E-03	0.003	0.001**
薬学	-0.002	1.9E-03	0.001	0.001
教育	-0.015	0.007**	3.5E-04	0.006
家政	-0.013	0.004***	-0.008	0.003**
その他	-6.6E-05	0.009	0.005	0.007
既婚	0.316	0.030***	0.205	0.025***
子供人数	0.204	0.026***	0.118	0.020***
出産	1.1E-04	0.003	0.002	0.002
未就学児童	-0.022	0.009**	-0.007	0.006
定数項	-0.811	0.350**	-0.164	0.372
Total	0.641	0.021***	0.296	0.015***

注) ***1%, **5%, *10%水準で有意であることを示す。

社員のいずれの推計でも産業等の変数を含むと、医学・歯学、教育、大学院等の一部の変数で係数の差における正の効果が大きくなる。サンプルサイズを増やした再検証により精緻な分析が必要であると思われるが、可能性としては、産業、職種等の追加した変数が男女間賃金格差の係数の差を縮小させる方向に機能しており、相殺する形で一部の変数が正に有意になった可能性も考えられる。

表6 正社員の格差要因分解

Explained	正社員		正社員産業等含む	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.270	0.031***	0.312	0.030***
年齢2乗項	-0.239	0.028***	-0.259	0.027***
勤続	0.078	0.006***	0.047	0.004***
大学院	0.012	0.002***	0.008	0.001***
国立大学	-0.012	0.002***	-0.006	0.001***
社会科学	0.003	1.8E-03*	0.001	0.002
理学	-0.001	0.001	-2.9E-04	3.4E-04
工学	0.008	0.003**	-2.1E-04	0.003
農学	-0.002	0.001**	-0.001	0.001**
医学・歯学	-0.007	0.002***	-0.009	0.003***
薬学	-0.002	0.001**	-0.002	1.1E-03**
教育	0.002	0.002	0.004	0.002*
家政	0.016	0.003***	0.011	0.003***
その他	0.003	0.001***	0.002	9.6E-04**
既婚	0.067	0.006***	0.057	0.005***
子供人数	0.006	0.005	0.009	0.004**
出産	-2.6E-04	3.4E-04	-2.4E-04	3.1E-04
未就学児童	-0.003	0.001***	-0.003	0.001***
Total	0.198	0.011***	0.232	0.013***
Unexplained	雇用者		雇用者産業等含む	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.115	0.554	0.156	0.485
年齢2乗項	0.112	0.281	0.072	0.241
勤続	-0.158	0.030***	-0.199	0.028***
大学院	0.002	0.003	0.006	0.003**
国立大学	-0.012	0.009	-0.005	0.008
社会科学	0.003	0.008	-0.015	0.008*
理学	-0.010	0.003***	-0.011	0.003***
工学	-0.004	0.004	-0.007	0.004*
農学	-0.002	0.002	-0.003	0.002
医学・歯学	0.003	0.002	0.004	0.002**
薬学	0.003	0.001**	0.003	0.001**
教育	0.007	0.007	0.020	0.007***
家政	0.000	0.002	-0.007	0.003***
その他	0.014	8.04E-03*	-0.001	0.007
既婚	0.103	0.021***	0.092	0.018***
子供人数	0.030	0.015**	0.061	0.014***
出産	6.9E-05	0.001	1.2E-05	0.001
未就学児童	-0.002	0.007	-0.001	0.006
定数項	0.005	0.272	-0.009	0.293
Total	0.210	0.014***	0.176	0.013***

注) ***1%, **5%, *10%水準で有意であることを示す。

また、表5の上段、下段それぞれの最下段に掲載しているTotalは、属性の差、係数の差が総合的な男女間の年収差にどのように影響しているかを示す。この数値から雇用者の推計で産業等の変数を含まない場合は、属性の差に起因する男女間格差が0.222、係数に起因する男女間格差が0.641であり、係数の差が男女間格差の約74%程度を説明することになるが、表5の右側に掲載している産業等

の変数をコントロールした場合の格差要因分解の結果では、属性の差のTotalが0.567、係数の差が0.296であり、属性の差が男女間格差の約65%程度を説明することになる。

表6の正社員に限定した場合は男女間賃金格差自体が縮小する。産業等の変数をコントロールしない場合は属性の差が0.198、係数の差が0.210であり、産業等の変数をコントロールすると、属性の差が0.232、係数の差が0.176となり、前者では係数の差が格差全体の約51%を説明するが、後者では属性の差が約56%を説明することになる。雇業者、正社員のいずれの場合にも、産業、企業規模、職種、職位における男女の属性の分布の差が格差に影響を与えているため、これらの変数を追加することにより属性の差における男女間賃金格差が大きく計測されたと推察できる。

最後に10分野の専攻がトータルで格差に与える影響について算出すると、表5の非正規雇用を含む雇業者の推計で産業等の変数を含めた場合にのみ、専攻の属性および係数の差が格差全体の約3.9%程度を説明するが、それ以外の推計では認められないか僅かな縮小要因に留まる。むしろ表5、表6から、年齢、既婚が属性の差、係数の差の両方において有意に格差拡大の要因となっている。また、勤続年数は属性の差で拡大要因となるが、係数の差がそれを相殺している。子供の数は特に係数の差で格差拡大要因となっており、ライフイベントとそれによる就業中断が男女間賃金格差を拡大させる要因となっていることが確認できる。

4.3 同一専攻内における女性へのリターンに関する分析結果(表7)

次に、同一専攻内で男女格差が生じているか否かを、専攻別に推計を行うにあたり女性ダミーを説明変数として加え考察した。表7は、専攻別の推計結果の内、説明変数として使用した女性、大学院、国立大学の各ダミー

変数の結果を抜粋して掲載している。これらの推計の記述統計量が表2-1、2-2である。これまでの推計と同様に、雇業者と正社員に分けて推計をし、それぞれに、産業、企業規模、職種、職位を変数として含めない場合と含めた場合の結果を併せて掲載している。

分析の結果、理学以外の専攻で女性ダミーの係数は有意に負の効果が認められた。雇業者(産業等を含まない)を対象とした推計では、女性ダミーの負の係数が大きい順から、人文科学-0.849、教育-0.739、農学-0.730、社会科学-0.728、医学・歯学-0.694、薬学-0.605が挙げられ、工学-0.393は相対的に負の効果は弱く、理学0.006は有意でない。概して、理系分野内の方が、女性であることの賃金ペナルティ(賃金の相対的劣位)が弱い傾向にあると言える。一方、正社員(産業等を含まない)に限定した分析では、医学・歯学-0.596、薬学-0.536、人文科学-0.329、教育-0.289の順にペナルティが大きく、雇業者の分析同様に工学-0.209と理学-0.097では負の効果は弱く、理学分野では有意にならなかった。また、大学院卒のプレミアムは雇業者(産業等を含まない)で薬学0.713、医学・歯学0.565、農学0.420の順に大きく、国立大学卒のプレミアムは、雇業者(産業等を含まない)で教育0.247、社会科学0.183、工学0.130の順に大きかった。

表5、表6の格差要因分解では、専攻を説明変数として男女別の推計を行った上で、男女間賃金(年収)格差に専攻が与える効果の比較を行ったが、表7の推計では、同一専攻内の男女間賃金(年収)格差について、専攻別の推計に女性ダミーを挿入することで格差を捉えた。相対的に年収の高い医学・歯学、薬学を専攻する女性の比率が男性より高いことは表5、表6に示されるとおり属性の差による男女間格差の縮小要因となっているが、これらの専攻分野では男性の年収も高いため、同一専攻内では依然男女間格差が大きい可能

表7 専攻別の推計結果抜粋（女性ダミー，大学院，国立大学の効果）

	雇用者		雇用者産業等含む		正社員		正社員産業等含む	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
人文								
女性	-0.849	0.096 ***	-0.516	0.075 ***	-0.330	0.064 ***	-0.314	0.059 ***
大学院	0.354	0.308	0.325	0.223	0.150	0.217	0.169	0.193
国立大学	0.026	0.152	0.005	0.110	-0.011	0.097	-0.069	0.087
社会科学								
女性	-0.728	0.068 ***	-0.438	0.049 ***	-0.278	0.065 ***	-0.212	0.053 ***
大学院	0.307	0.128 **	0.247	0.089 ***	0.198	0.097 **	0.196	0.078 **
国立大学	0.184	0.081 **	0.130	0.056 **	0.184	0.064 ***	0.138	0.051 ***
理学								
女性	0.006	0.124	-0.065	0.103	-0.098	0.105	-0.077	0.112
大学院	0.190	0.111 *	0.084	0.091	0.084	0.095	0.059	0.100
国立大学	-0.036	0.101	-0.076	0.082	-0.060	0.087	-0.085	0.091
工学								
女性	-0.393	0.112 ***	-0.169	0.093 *	-0.210	0.108 *	-0.090	0.100
大学院	0.183	0.055 ***	0.179	0.042 ***	0.175	0.050 ***	0.160	0.043 ***
国立大学	0.130	0.048 ***	0.070	0.038 *	0.128	0.044 ***	0.088	0.038 **
農学								
女性	-0.730	0.156 ***	-0.488	0.174 ***	-0.248	0.131 *	-0.397	0.136 ***
大学院	0.421	0.159 ***	0.024	0.172	0.311	0.108 ***	0.168	0.116
国立大学	-0.090	0.118	0.016	0.131	-0.204	0.086 **	-0.082	0.093
医学・歯学								
女性	-0.695	0.225 ***	-0.591	0.091 ***	-0.597	0.239 **	-0.591	0.091 ***
大学院	0.566	0.264 **	0.097	0.210	0.556	0.258 **	0.097	0.210
国立大学	-0.132	0.217	0.157	0.079 **	-0.189	0.219	0.157	0.079 *
薬学								
女性	-0.606	0.158 ***	-0.474	0.070 ***	-0.537	0.091 ***	-0.399	0.080 ***
大学院	0.713	0.362 **	0.425	0.183 **	0.485	0.202 **	0.379	0.177 **
国立大学	0.032	0.245	0.014	0.180	0.020	0.130	0.293	0.195
教育								
女性	-0.739	0.110 ***	-0.478	0.077 ***	-0.290	0.067 ***	-0.284	0.054 ***
大学院	-0.208	0.286	-0.231	0.189	-0.158	0.153	-0.277	0.124 **
国立大学	0.248	0.108 **	0.087	0.071	0.141	0.064 **	0.089	0.052 *
家政								
女性	-0.429	0.381	0.186	0.197	-0.317	0.305	-0.120	0.180
大学院	(omitted)		(omitted)		(omitted)		(omitted)	
国立大学	0.164	0.358	-0.083	0.197	0.392	0.310	0.237	0.213
その他								
女性	-0.680	0.086 ***	-0.456	0.065 ***	-0.327	0.066 ***	-0.310	0.061 ***
大学院	0.062	0.251	0.076	0.174	0.012	0.157	0.068	0.141
国立大学	0.684	0.160 ***	0.499	0.114 ***	0.452	0.107 ***	0.342	0.099 ***

注) ロバストな標準誤差を提示している。***1%，**5%，*10%水準で有意であることを示す。

性が指摘できる。一方で、同じ理系分野でも工学、理学分野は女性の比率は低いが、格差要因分解の係数の差で男女間賃金格差の縮小要因となっている（表5下段）ため、同一専攻内の女性ダミーも相対的にペナルティが抑えられて示されている可能性がある。以上は、

男女間賃金（年収）格差を考察する上で、専攻間と専攻内では格差が異なる構造を持ち、区別する必要性を示唆する。

5. 最後に

本稿における分析の結果、高学歴者の専攻

の収益は男女で異なる結果が得られた。特に、男女の理系の賃金プレミアムについては異なる要因が明らかとなった。男性の場合には理系の賃金プレミアムに医歯学および薬学の学位取得が貢献しているが、女性の場合にはこれらの専攻に加えて、理学、工学も賃金プレミアムに貢献しており、女性内の賃金格差に専攻が与える影響は男性より大きい可能性が認められた。また、賃金関数の男女間格差要因分解では、特に理学・工学分野の属性の差つまり女性比率が少ないことが、格差拡大に影響を与える一方で、係数つまり評価の差は格差縮小方向に働いていることが明らかとなった。また、専攻に関わる変数以上に既婚、子供の人数といったライフイベントに関わる変数が係数の差を通じて男女間賃金格差に大きく影響していることが確認できた。最後に、各専攻別の推計における女性ダミーの効果を計測したところ、理学以外の専攻分野では女性ダミーの効果が有意に負であることが確認され、同一専攻内で女性の年収が低いという

事実が確認できた。また、負の効果は医学・歯学、薬学と比較して工学は低く抑えられており、同一専攻内における女性の賃金ペナルティは理工系で相対的に低い可能性が確認できた。

最後に残された課題を述べたい。本来であれば、専攻内についても格差要因分解を行うべきであるが、例えば工学など女性の割合が低い専攻では分析を行うための十分なサンプルが確保できないため今回は女性ダミーを説明変数に加えることで専攻内の格差を考察した。また、この研究では、海外の研究に見られるような個々人の異質性を考慮した分析を行っていない。例えば、親の学歴と専攻や大学入学以前から本人が持つ数学的能力、語学能力等を考慮した場合の専攻の賃金プレミアムを計測することも必要である。また、女性の場合はサンプルセレクションバイアスを回避するため、無業者も考慮した推計を行う必要がある。以上の点は、今後の研究課題としたい。

謝辞

本稿の執筆にあたり、本誌2名の査読者および基盤研究(A)「社会的能力の特定化とその育成適正期および教育効果の検証」研究会、社会労働研究会のメンバーから有益なコメントをいただきましたことに深く感謝申し上げます。また、データ分析にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより「慶應義塾大学家計パネル調査(KHPS)」「日本家計パネル調査(JHPS)」の提供を受けました。本研究は科研費基盤研究(C)研究課題18K01652の助成を受けています。

注

- 1) 人的資本の質に立脚して専攻分野の賃金プレミアムを考察する場合、山本・安井(2016)が指摘するとおり、理系の人的資本を特殊的、文系は一般的と見做し、分析結果からいずれの要素が日本企業で評価されているかを考えることもできるが、そのためには専攻と職業のマッチングが完全に行われていることが前提となる。本稿では、この点の判別が十分にできないため、結果の解釈については限定的になるが、安井(2019)も述べているとおり、高度人材の養成が社会的に求められている中で、高等教育における専攻の賃金プレミアム(労働市場での評価)を明らかにすることは一定の意義があると考えられる。
- 2) 男女の賃金関数の推計については、ランダム効果モデルと最小二乗法の両方の推計を行い、本稿の考察に大きな相違がないことを確認した上で、パネルデータの利点を活かしたランダム効果モデルの結果を掲載している。

参考文献

- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 (2011)「理系出身者と文系出身者の年収比較 — JHPS データに基づく分析結果 —」, RIETI Discussion Paper Series, 11-J-020.
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 (2012)「パネルデータに基づく理系出身者と文系出身者の年収比較」*Journal of Quality Education*, 4, pp.1-10.
- 大谷剛・松繁寿和・梅崎修 (2003)「卒業生の所得とキャリアに関する学部間比較」, OSIPP Discussion Paper, DP-2003-J-007.
- 坂本和靖 (2006)「サンプル脱落に関する分析 — 消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』第551号, pp.55-70.
- 杉橋やよい (2009)「男女間賃金格差の要因分解手法の意義と内在的限界」『経済士林』第76号, pp.53-79.
- 総務省 (1998)『平成9年就業構造基本調査』
- 総務省 (2018)『平成29年就業構造基本調査』
- 橋本俊詔・松浦司 (2009)『学歴格差の経済学』勁草書房
- 文部科学省 (2020)『令和2年度学校基本調査』
- 安井健悟 (2019)「大学と大学院の専攻の賃金プレミアム」『内閣府経済社会総合研究所経済分析』第199号, pp.42-67.
- 山本耕平・安井大輔・織田暁子 (2015)「理系の誰が高収入なのか：SSM2005 データにもとづく文系・理系の年収比較」『京都社会学年報』23, pp.35-53.
- 山本耕平・安井大輔 (2016)「大卒女性における専攻間賃金格差の分析：理工系出身女性の賃金抑制要因に着目して」『ソシオロジ』61(1), pp.63-81.
- Arcidiacono, P. (2004), “Ability sorting and the returns to college major”, *Journal of Econometrics*, 121, pp.43-375.
- Becker G.S. (1962), “Investment in human capital: a theoretical analysis”, *Journal of political economy*, 70(5), pp.9-49.
- Becker, G.S. (1980), *Human Capital*, Chicago: University of Chicago Press.
- Black D.A., Haviland A.M., Sanders S.G. and Taylor L.J. (2007), “Gender wage disparities among the highly educated”, *Journal of Human Resources*, 48(3), pp.630-659.
- Blinder, Alan S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, 8(4), pp.436-455.
- Blundell, R., Dearden L., Goodman, A. and Reed, H. (2000), “The returns to higher education in Britain: Evidence from a British cohort”, *Economic Journal*, 110, pp.82-99.
- Bratti, M. and Mancini, L. (2003), “Differences in early occupational earnings of UK male graduates by degree subject: evidence from the 1980-1993 USR”, IZA Discussion Paper, No. 890.
- Brown, C. and Corcoran, M. (1997), “Sex-based differences in school content and the male-female wage gap”, *Journal of Labor Economics*, 14(3), pp.431-465.
- Diagne, A. and Diene, B. (2011), “Estimating returns to higher education: A survey of models, methods and empirical evidence”, *Journal of African Economies*, 20(3), pp.80-133.
- Furno, M. (2014), “Returns to education and gender gap”, *International Review of Applied Economics*, 28(5), pp.628-649.
- James, E., Alsalam, N., Conaty, J.C. and To, D.L. (1989), “College quality and future earnings: Where should you send your child to college?”, *American Economic Review*, 79(2), pp.247-252.
- Lin, E.S. (2010), “Gender wage gaps by college major in Taiwan: Empirical evidence from the 1997-2003 manpower utilization survey”, *Economics of Education Review*, 29, pp.156-164.
- Loury, L.D. (1997), “The gender gap among college-educated workers”, *Industrial and Labor Relations Review*, 50(4), pp.580-593.
- Loury, L.D. and Garman, D. (1995), “College selectivity and earnings”, *Journal of Labor Economics*, 13(2), pp.289-308.

- Oaxaca, Ronald L. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3), pp.693-709.
- Peet, E.D., Fink, G., and Fawzi, W. (2015), "Returns to education in developing countries: Evidence from the living standards and measurement study surveys", *Economics of Education Review*, 49, pp.69-90.
- Vikesh, A. (2011), "Returns to education: evidence from UK Twins", *The American Economic Review*, Vol. 101(4), pp.1629-1635.

Major field of study and gender earnings gap among highly educated employees in Japan

Mamiko TAKEUCHI*

Summary

This paper examines the relationship between the major field of study among highly educated employees holding an undergraduate degree or above and the gender earnings gap using a panel data set from 2004 to 2017. First, based on the estimated earnings function by gender, the wage premium was confirmed in the order of medicine or dentistry, pharmacy, and engineering in males based on humanities, and the wage premium was confirmed in the order of physics, medicine or dentistry, engineering, and pharmacy in females. As a result of factor decomposition of each earnings function, it became clear that the low ratio of women in the engineering field positively contributed to the earnings gap, while the difference in evaluation (coefficient) in the engineering field contributed to a reduction in the earnings gap. In order to examine the gender earnings gap among men and women who majored in the same field, we examined the effect of a female dummy variable on the estimation by major field of study. The negative effect of the female dummy variable was confirmed in fields other than natural science such as humanities, education, agriculture, and social sciences in consecutive order.

Key Words

higher educated employee, major field of study, gender earnings gap

* Faculty of Economics, Aichi Gakuin University
e-mail : take@dpc.agu.ac.jp

機関誌『統計学』投稿規程

経済統計学会（以下、本会）会則第3条に定める事業として、『統計学』（電子媒体を含む。以下、本誌）は原則として年に2回（9月、3月）発行される。本誌の編集は「経済統計学会編集委員会規程」（以下、委員会規程）にもとづき、編集委員会が行う。投稿は一般投稿と編集委員会による執筆依頼によるものとし、いずれの場合も原則として、本投稿規程にしたがって処理される。

1. 総則

1-1 投稿者

会員（資格停止会員を除く）は本誌に投稿することができる。

1-2 非会員の投稿

- (1) 原稿が複数の執筆者による場合、筆頭執筆者は本会会員でなければならない。
- (2) 常任理事会と協議の上、編集委員会は非会員に投稿を依頼することができる。
- (3) 本誌に投稿する非会員は、本投稿規程に同意したものとみなす。

1-3 未発表

投稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

1-4 投稿の採否

投稿の採否は、審査の結果にもとづき、編集委員会が決定する。その際、編集委員会は原稿の訂正を求めることがある。

1-5 執筆要綱

原稿作成には本会執筆要綱にしたがう。

2. 記事の分類

2-1 研究論文

以下のいずれかに該当するもの。

- (a) 統計およびそれに関連した分野において、新知見を含む会員の独創的な研究成果をまとめたもの。
- (b) 学術的な新規性を有し、今後の研究の発展可能性を期待できるもので、速やかな成果の公表を目的とするもの。

2-2 報告論文

研究論文に準じる内容で、研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

2-3 書評

統計関連図書や会員の著書などの紹介・批評。

2-4 資料

各種統計の紹介・解題や会員が行った調査や統計についての記録など。

2-5 フォーラム

本会の運営方法や統計、統計学の諸問題にたいする意見・批判・反論など。

2-6 海外統計事情

諸外国の統計や学会などについての報告。

2-7 その他

全国研究大会・会員総会記事、支部だより、その他本会の目的を達成するために有益と

思われる記事。

3. 原稿の提出

3-1 投稿

原稿の投稿は常時受け付ける。

3-2 原稿の送付

原則として、原稿は執筆者情報を匿名化したPDFファイルを電子メールに添付して編集委員長へ送付する。なお、ファイルは『統計学』の印刷レイアウトに準じたPDFファイルであることが望ましい。

3-3 原稿の返却

投稿された原稿（電子媒体を含む）は、一切返却しない。

3-4 校正

著者校正は初校のみとし、大幅な変更は認めない。初校は速やかに校正し期限までに返送するものとする。

3-5 投稿などにかかわる費用

- (1) 投稿料は徴収しない。
- (2) 掲載原稿の全部もしくは一部について電子媒体が提出されない場合、編集委員会は製版にかかる経費を執筆者（複数の場合には筆頭執筆者）に請求することができる。
- (3) 別刷は、研究論文、報告論文については30部までを無料とし、それ以外は実費を徴収する。
- (4) 3-4項にもかかわらず、原稿に大幅な変更が加えられた場合、編集委員会は掲載の留保または実費の徴収などを行うことがある。
- (5) 非会員を共同執筆者とする投稿原稿が掲載された場合、その投稿が編集委員会の依頼によるときを除いて、当該非会員は年会費の半額を掲載料として、本会に納入しなければならない。

3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

4. 著作権

4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

4-2 本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者もしくはその遺族がその単著記事を転載するときには、出所を明示するものとする。また、その共同執筆記事の転載を希望する場合には、他の執筆者もしくはその遺族の同意を得て、所定の書面によって本会に申し出なければならない。

4-3 前項の規定にもかかわらず、共同執筆者もしくはその遺族が所在不明のため、もしくは正当な理由によりその同意を得られない場合には、本会が承認するものとする。

4-4 執筆者もしくはその遺族以外の者が転載を希望する場合には、所定の書面によって本会に願い出て、承認を得なければならない。

4-5 4-4項にもとづく転載にあたって、本会は転載料を徴収することができる。

4-6 会員あるいは本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者が記事をウェブ転載するときには、所定の書類によって本会に申し出なければならない。なお、執筆者が所属する機関によるウェブ転載申請については、本人の転載同意書を添付するものとする。

- 4-7 会員以外の者，機関等によるウェブ転載申請については，前号を準用するものとする。
- 4-8 転載を希望する記事の発行時に，その執筆者が非会員の場合には，4-4，4-5項を準用する。
1997年7月27日制定（2001年9月18日，2004年9月12日，2006年9月16日，2007年9月15日，2009年9月5日，2012年9月13日，2016年9月12日一部改正）

機関誌『統計学』の編集・発行について

『統計学』編集委員会

みなさまからの投稿を募集しています。ぜひ研究成果の本誌上での発表をご検討ください。

1. 原稿は編集委員長宛に送付して下さい(下記メールアドレス)。
2. 投稿は常時受け付けています。
なお、書評、資料および海外統計事情等の分類の記事については調整が必要になることもありますので念のため事前に編集委員長に照会して下さいをお願いします。
3. 次号以降の発行予定日は次のとおりです。
第121号：2021年9月30日
第122号：2022年3月31日
4. 原則として、すべての投稿が審査の対象となります。投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、および「査読要領」の確認をお願いします。最新版は、本学会の公式ウェブサイト (<http://www.jsest.jp/>) を参照して下さい。
5. 編集委員会は2021年4月から次の体制となります。引続きよろしくをお願いします。
2021年度編集委員会委員長 村上雅俊(関西)
同副委員長 佐藤智秋(東北・関東)
同委員 水野谷武志(北海道)、山口幸三(東北・関東)、西村善博(九州)

投稿、編集委員会についての問い合わせや執筆の推薦その他とも、下記編集委員長のメールアドレス宛に送付して下さい。

editorial@jsest.jp

編集後記

2020年度の日常は新型コロナ発生前とは大きく変わりました。そのような中でも『統計学』の投稿者のみなさま、そしてお忙しい中快く論文の審査をお引き受けいただきました査読者のみなさまに改めてお礼申し上げます。副編集委員長の村上先生をはじめ編集委員の水野谷先生、山田先生、松川先生には、大変お世話になりました。また、『統計学』創刊60周年記念事業委員会は特集の編集ありがとうございました。(小林良行 記)

執筆者紹介

小林良行（総務省統計研究研修所） 武内真美子（愛知学院大学経済学部）

支部名

事務局

北海道	062-8605 札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161) mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp	水野谷武志
東北・関東	192-0393 八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3421) ysakata@tamacc.chuo-u.ac.jp	坂田幸繁(代行)
関西	580-8502 松原市天美東 5-4-33 阪南大学経済学部 (072-332-1224) m-murakami@hannan-u.ac.jp	村上雅俊
九州	890-0065 鹿児島市郡元 1-21-30 鹿児島大学法文学部 (099-285-7601) matsukawa@leh.kagoshima-u.ac.jp	松川太一郎

『統計学』編集委員

委員長 小林良行（東北・関東，総務省統計研究研修所）
副委員長 村上雅俊（関西，阪南大学）
委員 水野谷武志（北海道，北海学園大学），山田 満（東北・関東），
松川太一郎（九州，鹿児島大学）

『統計学』60周年記念事業委員会

委員長 大井達雄（和歌山大学）
副委員長 水野谷武志（北海学園大学）
委員 池田 伸（立命館大学），伊藤伸介（中央大学），
杉橋やよい（専修大学），村上雅俊（阪南大学），
金子治平（会長，神戸大学），上藤一郎（常任理事長，静岡大学）

統計学 No.120

定価 1,760円(本体1,600円)

2021年3月31日 発行	発行所	経済統計学会 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 音羽リスマチック株式会社 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: office@jsest.jp http://www.jsest.jp/
	発行人	代表者 金子治平
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠藤 誠

Statistics

No. 120

2021 March

Special Section: The 60th Anniversary of the Journal

Special Topic B: Methodological Perspectives in the Creation and Release of Official Micro-data

Potentiality of Statistical Metadata Archives in the Official Statistics of Japan

..... Yoshiyuki KOBAYASHI (1)

Articles

Major field of study and gender earnings gap among highly educated employees in Japan

..... Mamiko TAKEUCHI (19)

JSES Activities

Postscript on the 64th Session of the JSES (35)

Activities within JSES Branches (39)

Prospects for the Contribution to *Statistics* (41)

Japan Society of Economic Statistics
