

「居住地と就業地に関する実態調査」

とその二次分析

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

研究員 高橋陽子

【要旨】

労働者の中には、居住する都道府県とは異なる都道府県に就業する者がいるが、居住地と就業地の都道府県が異なるのは、良質な雇用機会や賃金水準の違いなど、様々な背景があると考えられる。加えて最低賃金の地域差がその地域の一部賃金水準に影響を与え、それを理由に県外に就業する者もいるかもしれない。本稿の第4章では、厚生労働省労働基準局の要請の下、労働者の居住地と就業地の関係についての実態把握を目的に行った「居住地と就業地に関する実態調査」の結果を示す。本調査においては、県外への就業者は県内就業者よりも、仕事の内容や企業の安定性・将来性を重視して就業先を決める傾向があることがわかったが、県外就業の理由・背景については、今後さらに精査していく必要がある。

加えて第5章では、同調査を利用し、労働者が都道府県間の最低賃金の差額に反応し、より高い最低賃金が設定される都道府県に就業地を変更するか検証した。その結果、最低賃金差を理由とする県外への就業は0.7%に留まることを確認した。ただしこの値は、国勢調査の情報から県外への就労が特に発生しやすい18の都道府県を調査対象として限定し、実施した調査の推計結果であり、日本全体でみればより小さな値となることに留意を要する。

また、第6章では、同調査に付随して行った「学業に関する実態調査」を利用し、最低賃金水準でアルバイトなどで働くことのできる多い高校生や大学生の時給の上昇が労働供給を増加させ、学業に影響を与える可能性について分析した。その結果、時給の上昇が高校生の学習時間を減少させる一方で、大学生についてはむしろ増加させる可能性が示唆された。

目次

第1章 本稿の目的	1
第2章 調査の方法	1
第3章 回収結果とデータの補正	
1. 回収結果	4
2. 非学生・雇用者グループの復元	5
3. 生徒・学生グループの男女比率の補正	7
第4章 「居住地と就業地に関する実態調査」の結果	
1. 居住地選択理由	9
2. 就業地選択理由	11
3. 都道府県別県外就業理由（正社員）	15
4. 都道府県別県外就業理由（パートタイム労働者）	18
第5章 最低賃金と就業地選択	
1. 問題意識	20
2. 県外就業者の属性	20
3. 最賃越境率	25
4. 通勤時間	30
5. 最賃越境と通勤時間	31
6. まとめ	37
第6章 賃金と学業	
1. 問題意識	39
2. 生徒・学生の就労環境と労働条件	42
3. 生徒・学生の勉強時間	52
4. 推定モデル	54
5. データと記述統計	55
6. 推定結果	57
7. まとめ	61
参考文献	62
資料 調査票と単純集計	
調査票	66
非学生・雇用者（県内・県外就業者ごとの単純集計表）	78
学生（高校生・大学生ごとの単純集計表）	90

第1章 本稿の目的

JILPT は厚生労働省の要請の下、労働者の居住地と就業地が異なる理由について実態を把握すべく「居住地と就業地に関する実態調査」を行った。本ディスカッション・ペーパーは第4章においてその調査結果を示すとともに、第5章、及び第6章において本調査を再利用した最低賃金に関連する二次分析2つを紹介するものである。

地域別最低賃金は賃金の最低額を保障し、賃金の低廉な労働者の労働条件を改善することを目的に設定されている。地域別最低賃金の改定がその法律の趣旨通り低賃金労働者の賃金を引き上げることについては、資料シリーズ No. 177「2007年の最低賃金法改正後の労働者の賃金の状況」で確認した。一方、本稿の二次分析の目的は、最低賃金の改定が本来意図したものとは異なる派生的な影響を労働者の行動に与えるかについて確認することである。

具体的には、以下に示す2の派生効果について検証する。1つ目に、隣接する都道府県間で最低賃金の水準に差がある場合に、労働者は最低賃金の相対的に高い都道府県を就業地として選択することが考えられうるが、そのような行動は実際にどの程度発生しているのか明らかにする(第5章)。次に、最低賃金の上昇は若年者のアルバイトの時給を引き上げると予想されるが、賃金の上昇に反応し、高校生や大学生が労働供給を増加させ、その結果として学習時間を減らしていないかを確認する(第6章)。

第2章 調査方法

(1) 調査名

「居住地と就業地に関する実態調査（一部学業に関する実態調査を含む）」

(2) 調査方法

調査会社の登録モニターを利用したウェブモニター調査

(3) 調査会社

楽天リサーチ株式会社

(4) 調査対象

調査対象は下記2タイプである。

調査対象1 非学生・雇用者

20～69歳の雇用者で、首都圏、中京圏、近畿圏に居住する者のうち、居住地・就業地が同一の都道府県の者、居住地・就業地が異なる都道府県の者の有効回答を各5000名分ずつ回収した。なお、調査対象は就業者ではなく、地域別最低賃金が適用される雇用者に限定しているが、以下では居住地と異なる県で雇用されることを「県外雇用」ではなく「県外就業」と表現している。

調査対象地域を首都圏、中京圏、近畿圏に限定したのは、県外就業者の多い都道府

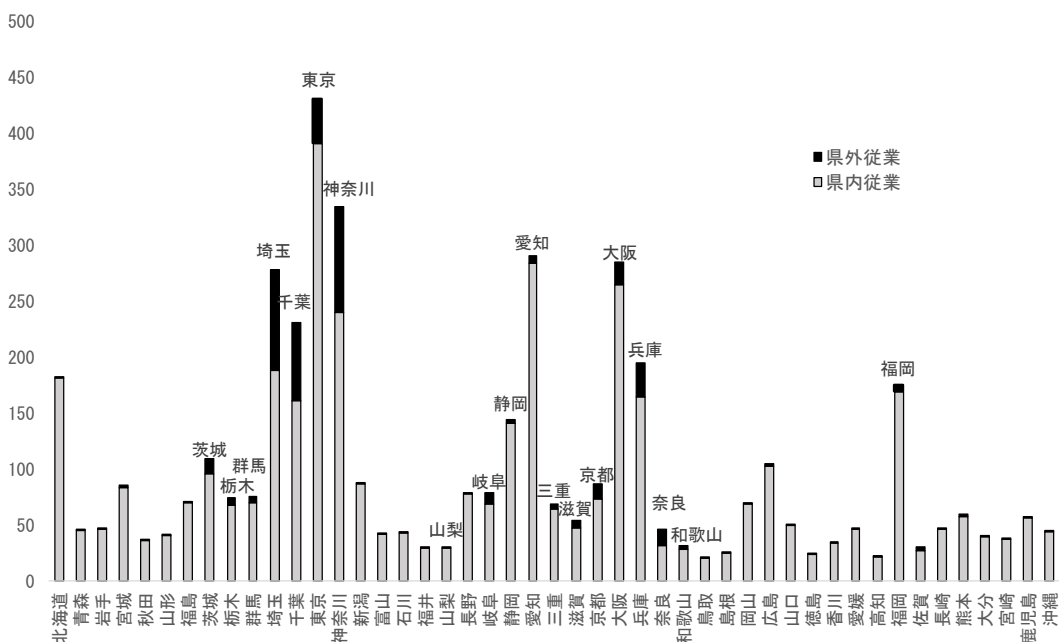
県に調査対象を限定し、有効回答を効率的に回収するためである。図表 2-1 は 2015 年の国勢調査から作成した、常住地（都道府県）別の 15 歳以上の同一県内で雇用される者と他県で雇用される者の数である。灰色が県内従業者、黒が県外従業者の実数である。なお、国勢調査は「居住地」「就業地」を「常住地」「従業地」と表現するが、統計上の概念であって一般的には使われない表現であるため、本節に限って国勢調査に倣い「常住地」「従業地」と表現する¹。県外従業は特に首都圏、中京圏、近畿圏で多く発生している。なお、福岡県も県外への従業者数は多いが、福岡の隣接県は全て福岡より最低賃金額が低く、最低賃金水準が相対的に高いことを理由とする隣接県への就業を観察するという調査趣旨と合致しないため、調査の対象から除外した。調査対象の都道府県は下記のとおりである。

首都圏：茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県

中京圏：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県

近畿圏：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県

図表 2-1 2015 年国勢調査による雇用者の県内従業者・他県従業者数（万人）



調査対象 2 生徒・学生

日本全国に住む 15～23 歳までの生徒・学生を調査対象とした。調査会社に登録する生徒・学生のモニター数は非学生に比べて少ない。そのため、登録モニター数に従って最低回収目標数を高校生 最低 1800 名（4000 名を上限に回収）、大学生 最低 4000 名

¹ 国勢調査における従業地とは、就業者が従業している場所を指す。常住地の「常住」とは同一の場所に 3 か月以上住んでいるか、3 ヶ月以上にわたり住む予定がある場合を指す。

(5000名を上限に回収)と設定した。

(5) 調査期間

調査開始：2017年11月01日(水) 19時

調査終了：2017年11月07日(火) 9時30分

第3章 回収結果とデータの補正

1. 回収結果

図表3-1 都道府県別回答者数

		最低賃金ランク	2017年度最低賃金	非学生・雇用者			生徒・学生		
				県内就業	県外就業	計	高校生	大学生	計
1	北海道	C	810				164	87	251
2	青森県	D	738				36	13	49
3	岩手県	D	738				24	12	36
4	宮城県	C	772				92	34	126
5	秋田県	D	738				24	13	37
6	山形県	D	739				21	11	32
7	福島県	D	748				22	24	46
8	茨城県	B	796	111	89	200	64	38	102
9	栃木県	B	800	69	39	108	31	21	52
10	群馬県	C	783	101	40	141	41	21	62
11	埼玉県	A	871	277	1,035	1,312	293	122	415
12	千葉県	A	868	284	892	1,176	259	114	373
13	東京都	A	958	1,270	369	1,639	670	223	893
14	神奈川県	A	956	490	1,232	1,722	411	145	556
15	新潟県	C	778				72	30	102
16	富山県	B	795				17	22	39
17	石川県	C	781				39	17	56
18	福井県	C	778				18	14	32
19	山梨県	B	784	38	5	43	22	9	31
20	長野県	B	795				24	31	55
21	岐阜県	C	800	111	101	212	54	39	93
22	静岡県	B	832	201	31	232	53	47	100
23	愛知県	A	871	581	71	652	279	160	439
24	三重県	B	820	95	41	136	33	33	66
25	滋賀県	B	813	72	82	154	73	27	100
26	京都府	B	856	161	145	306	187	50	237
27	大阪府	A	909	680	213	893	355	155	510
28	兵庫県	B	844	346	409	755	201	112	313
29	奈良県	C	786	57	185	242	57	32	89
30	和歌山県	C	777	56	21	77	20	10	30
31	鳥取県	D	738				17	7	24
32	島根県	D	740				10	9	19
33	岡山県	C	781				60	28	88
34	広島県	B	818				94	37	131
35	山口県	C	777				31	14	45
36	徳島県	C	740				18	11	29
37	香川県	C	766				12	14	26
38	愛媛県	D	739				31	16	47
39	高知県	D	737				21	9	30
40	福岡県	C	789				129	78	207
41	佐賀県	D	737				18	9	27
42	長崎県	D	737				25	19	44
43	熊本県	D	737				35	12	47
44	大分県	D	737				17	6	23
45	宮崎県	D	737				21	14	35
46	鹿児島県	D	737				19	12	31
47	沖縄県	D	737				30	21	51
合計				5,000	5,000	10,000	4,244	1,982	6,226

図表 3-1 は調査の結果得られた、居住地ベースの都道府県別回収数を示している。1 章で述べたように、本調査は、非学生雇用者グループと生徒・学生グループに分け、それぞれに下限回収数を設けた。非学生雇用者グループは首都圏、中京圏、近畿圏に居住する雇用者に対して調査参加を呼びかけ、有効回収数は 1 万名（居住地・就業地が同一の県内就業（雇用）者 5000 名、県外就業（雇用）者 5000 名）である。一方、生徒・学生グループは、全国に対して調査参加を呼びかけ、最低 5800 名（高校生 1800 名、大学生 4000 名）の下限回答数を設定したところ、6226 名（高校生 1982 名、大学生 4244 名）から有効回答を得た。いずれも最低限の有効回収数が確保された。

2. 非学生・雇用者グループの復元

図表 3-1 に示したように、2015 年国勢調査によれば県外就業者と比較して県内就業者の方が圧倒的に多いが、本調査では県外就業者の行動を詳細に分析するに足りるよう、県外就業者と県内就業者の有効回答数を同数確保するよう調査会社に依頼した。ただし、最低賃金額の地域差を理由とする県外就業がどの程度発生しているか把握するという本調査の目的に照らせば、県外就業者をオーバーサンプリングしており、本調査の県外就業率が国勢調査のそれと一致するように復元する必要がある。

図表 3-2-1 国勢調査（2015 年 10 月）から作成した母集団データ

	男性						女性					
	正規の職員・従業員		労働者派遣事業所の派遣社員		パート・アルバイト・その他		正規の職員・従業員		労働者派遣事業所の派遣社員		パート・アルバイト・その他	
	県外	県内	県外	県内	県外	県内	県外	県内	県外	県内	県外	県内
茨城	72,862	428,197	2,275	15,778	8,799	67,575	22,100	181,454	2,566	15,870	13,553	230,764
栃木	38,504	303,720	1,456	13,024	3,884	45,776	9,017	133,651	1,066	12,227	6,389	160,223
群馬	29,257	302,006	1,169	13,843	3,021	49,794	7,713	138,363	909	12,408	5,286	167,841
埼玉	523,778	701,561	13,455	26,068	53,177	151,557	168,858	329,135	25,022	32,453	75,751	541,456
千葉	429,744	610,796	10,600	22,396	36,453	128,007	130,246	296,836	21,171	29,370	50,458	459,999
東京	226,038	1,586,321	6,804	48,425	27,641	283,684	70,608	894,194	5,417	112,678	39,093	776,641
神奈川	545,014	983,586	12,955	36,736	47,350	190,654	188,947	437,430	26,840	49,066	76,086	635,404
山梨	7,715	123,600	213	4,059	1,023	21,444	1,920	58,276	183	4,254	1,237	71,400
岐阜	64,931	282,085	1,851	9,302	6,635	45,075	16,512	138,630	1,980	10,553	8,606	183,155
静岡	20,725	634,565	592	24,796	1,935	95,447	3,747	281,588	370	29,611	2,433	327,253
愛知	53,309	1,309,762	1,421	49,333	4,020	183,867	9,928	517,770	921	56,936	5,265	647,578
三重	29,723	278,436	735	12,328	3,162	42,573	7,445	127,416	739	11,600	3,741	158,888
滋賀	42,316	203,049	669	11,355	4,464	33,693	12,562	90,215	1,085	10,371	6,239	121,134
京都	74,785	281,766	2,210	8,419	8,238	64,459	24,796	151,788	2,301	12,778	12,434	197,665
大阪	124,467	1,079,163	3,662	35,817	14,201	208,550	33,154	543,900	2,661	62,015	19,144	642,782
兵庫	186,929	665,255	3,886	23,979	15,987	123,939	60,697	322,520	7,423	30,784	24,738	434,342
奈良	87,393	114,377	1,868	3,334	9,175	25,988	28,864	63,682	3,311	4,181	13,284	96,512
和歌山	16,858	121,883	371	2,140	1,873	22,407	4,426	61,295	435	2,490	2,337	77,967

合計 27,518,133

図表 3-2-1 は、2015 年国勢調査を用いて作成した 20 歳から 69 歳までの性別・雇用形態別・県内・県外就業者数であり、これを母集団データとした。図表 2-2-2 は、本調査から作成した図表 2-2-1 に対応する各属性のサンプルサイズである。本調査はサンプルサイズが小さいために「労働者派遣事業の派遣社員」のセルに 0 が存在する。

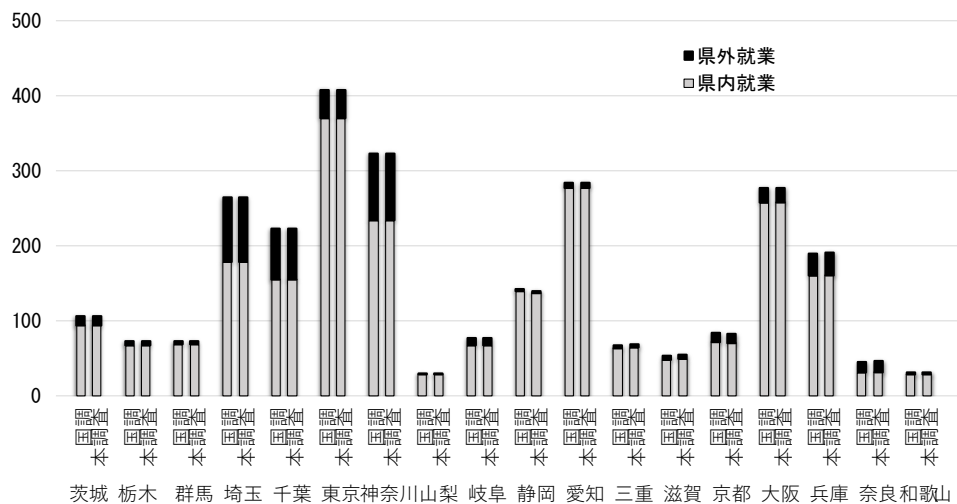
0 があることで復元の際に誤差が生じることを防ぐために、労働者派遣事業の派遣社員については正社員と合計して復元を行うこととした。通常、派遣労働者は非正規労働者として、パート・アルバイト等と同じグループに括られることが多いが、通勤行動や通勤時間などを確認したところ、むしろ正社員に近い傾向が観察されたため、労働者の移動状況を調べるといふ本調査の趣旨の下では、派遣労働者を正社員に含めて復元する方が適切と判断した。

図表 3-2-2 本調査（2017年11月）の雇用者数

	男性						女性					
	正規の職員・従業員		労働者派遣事業所の派遣社員		パート・アルバイト・その他		正規の職員・従業員		労働者派遣事業所の派遣社員		パート・アルバイト・その他	
	県外	県内	県外	県内	県外	県内	県外	県内	県外	県内	県外	県内
茨城	56	53	0	1	7	18	17	13	1	1	8	25
栃木	27	31	1	2	3	6	2	20	1	1	5	9
群馬	25	51	0	1	6	13	1	16	0	2	8	18
埼玉	709	106	7	1	79	40	146	51	27	12	67	67
千葉	629	125	3	2	73	48	115	36	11	6	61	67
東京	257	658	4	10	35	103	34	274	5	47	34	178
神奈川	850	248	7	1	95	75	188	55	23	6	69	105
山梨	3	16	0	0	1	5	0	7	0	0	1	10
岐阜	71	52	0	0	11	10	14	26	0	1	5	22
静岡	20	107	0	4	6	25	2	26	0	4	3	39
愛知	59	315	0	4	1	46	6	97	1	7	4	112
三重	29	55	0	2	3	8	4	7	1	0	4	21
滋賀	55	27	1	0	4	5	15	11	3	2	5	25
京都	96	66	1	3	10	21	25	26	2	4	11	44
大阪	144	290	4	2	22	70	24	150	4	12	18	155
兵庫	287	155	2	1	25	46	55	53	9	9	29	81
奈良	118	23	0	0	17	9	30	10	3	0	15	14
和歌山	13	20	0	0	4	9	4	14	0	0	0	13

合計 10,000

図表 3-2-3 国勢調査と本調査の復元後の都道府県別雇用者数（万人）



図表 3-2-3 は、都道府県、性、雇用形態（正規と派遣、パートとその他の 2 項目）、県内・県外就業別にウェイトを作成し復元した結果を示しており、調査対象である各都道府県の県外就業者数と県内就業者数は、国勢調査の値にほぼ一致している。

3. 生徒・学生グループの男女比率の補正

図表 3-3-1 は、生徒・学生を対象とした調査における学校種類別・学年別回答者数を示している。高校生は 1982 人、大学生は 4244 人から回答を得ている。少数だが留年者が調査に参加しており、高校生の留年者 11 名は 3 年生に、大学生の 47 名は 4 年生に含める処理を行った。

図表 3-3-1 回答者属性

	1年生	2年生	3年生	4年生	留年	Total
高校普通科	391	500	644	—	8	1,543
工業高校	27	18	26	—	—	71
商業高校	31	37	73	—	—	141
その他高校	49	78	97	—	3	227
高校生計	498	633	840	—	11	1,982
大学生	815	930	1,009	1,443	47	4,244

図表 3-3-2 は、本調査の回答者の学年・性別を文部科学省「学校基本調査」と比較している。本調査の高校生計の女性比率が 71.5% であるのに対し学校基本調査は 49.4%、大学生の女性比率が 66.9% に対し学校基本調査では 44.8% であり、高校生、大学生とも女性の調査参加率が高く、学校基本調査の男女比率とは異なっている。よって、本調査の原データをそのまま利用して各種集計を行った場合、女性の調査参加率が実態よりも高いため、適切な集計結果を得ることができない。

図表 3-3-2 学校基本調査（2017 年）との比較（高校生・大学生・%）

	高校生								大学生	
	1 学 年		2 学 年		3 学 年		計		男性	女性
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性		
学校基本調査	50.4	49.6	50.3	49.7	50.2	49.8	50.6	49.4	55.2	44.8
本調査	36.3	63.7	26.2	73.8	25.7	74.3	28.5	71.5	33.1	66.9

図表 3-3-3 学校基本調査（2017 年）から作成した母集団データ（高校生・人）

学科	1学年		2学年		3学年		学年計	
	男	女	男	女	男	女	男	女
普通科	399,241	413,409	390,897	404,768	387,704	401,462	1,177,842	1,219,639
工業に関する学科	77,289	8,781	74,458	8,459	73,402	8,339	225,149	25,579
商業に関する学科	20,112	46,241	19,880	45,707	19,933	45,831	59,925	137,779
その他	63,856	85,961	62,903	83,231	62,270	81,757	189,029	250,949
学科計	560,499	554,391	548,138	542,165	543,309	537,389	1,651,945	1,633,946

図表 3-3-4 本調査のサンプルサイズ（高校生・人）

学科	1学年		2学年		3学年		学年計	
	男	女	男	女	男	女	男	女
普通科	144	247	139	361	166	486	449	1,094
工業に関する学科	22	5	11	7	22	4	55	16
商業に関する学科	3	28	5	32	13	60	21	120
その他	12	37	11	67	17	83	40	187
学科計	181	317	166	467	218	633	565	1417

そこで、高校生については図表 3-3-3 のように、2017 年の学校基本調査から学科、学年別、性別の生徒数を作成し、これを母集団とし、本調査の図表 3-3-4 が示すように上記の人数比と一致するようにバイアスの補正を行った²。

また、大学生については、学校基本調査が学年別の学生数を集計していないため、2017 年の学校基本調査の都道府県別・性別の学生数を母集団とし、本調査の標本が母集団の人数比と一致するようにバイアスの補正を行った³。図表 3-3-5 はその結果である。

図表 3-3-5 2017 年学校基本調査とバイアス補正後の本調査の人数（大学生・人）

	学校基本調査		本調査			学校基本調査		本調査	
	男	女	男	女		男	女	男	女
北海道	46974	30867	66	98	滋賀	20337	9882	35	38
青森	8222	6833	4	32	京都	71698	69638	53	134
岩手	6249	5070	5	19	大阪	133121	85758	116	239
宮城	27618	20545	28	64	兵庫	49386	64739	49	152
秋田	5155	3742	6	18	奈良	9178	10512	13	44
山形	6154	5379	6	15	和歌山	4391	2635	10	10
福島	9757	4368	12	10	鳥取	3966	2719	9	8
茨城	17938	12285	20	44	島根	3995	2646	5	5
栃木	10788	8952	9	22	岡山	19185	18742	17	43
群馬	13918	13078	12	29	広島	29704	25218	33	61
埼玉	64734	48291	115	178	山口	10223	7742	5	26
千葉	61321	39826	86	173	徳島	6011	5770	4	14
東京	352243	313741	227	443	香川	5137	3910	6	6
神奈川	104846	75000	140	271	愛媛	8885	6843	10	21
新潟	14418	11688	19	53	高知	4689	3848	7	14
富山	6230	4092	7	10	福岡	61006	46804	42	87
石川	15793	9440	16	23	佐賀	4341	3433	6	12
福井	6026	3586	4	14	長崎	8138	8672	7	18
山梨	8721	7174	7	15	熊本	13600	11509	15	20
長野	9242	5574	8	16	大分	8432	6229	5	12
岐阜	10902	8429	14	40	宮崎	5721	4606	7	14
静岡	18805	14211	19	34	鹿児島	9281	5892	4	15
愛知	92436	81982	96	183	沖縄	10029	8084	10	20
三重	7705	6037	10	23					

² 全日制と定時制の合計値を利用している。都道府県や地域区分ごとの復元を試みたが、本調査のサンプルサイズが小さいため断念した。その他の学科とは、高校本科合計の生徒数から普通科、工業科、商業科の生徒数を除いた値である。すなわち、農業高校や、定時制、通信制高校などである。

³ ただし、学校基本調査の都道府県は学校所在地ベースであるのに対し、本調査は居住地ベースである。

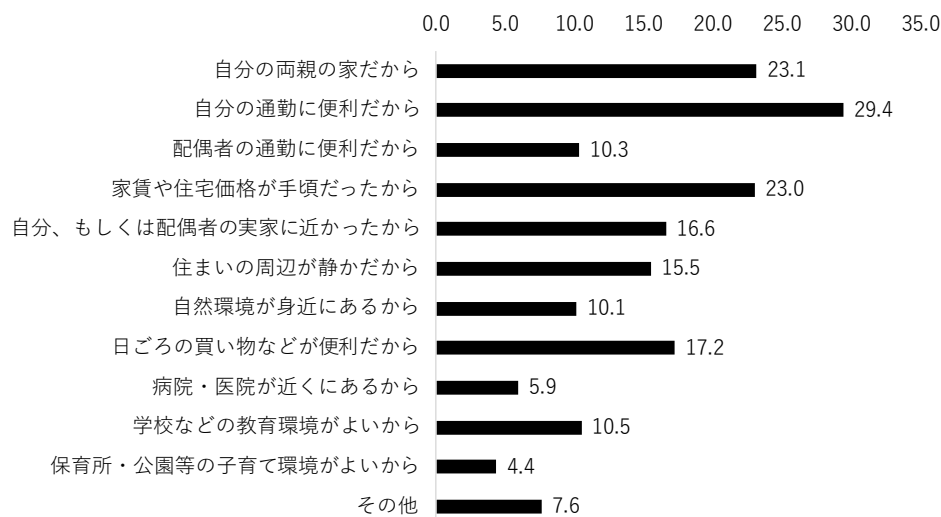
第4章 居住地と就業地に関する実態調査の結果

本章では、「居住地と就業地に関する実態調査」のうち、労働者の居住地と就業地の関係、特に、労働者が居住地とは異なる都道府県に所在する企業を就業先として選択した理由に関する調査結果を紹介する。

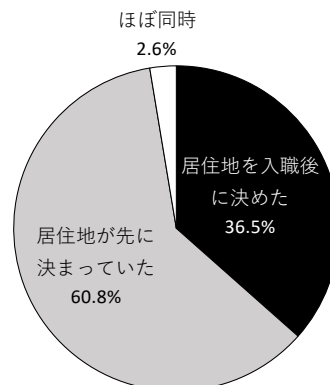
1. 居住地選択理由

図表4-1-1は、どのような理由で現在の自宅（居住地）を選択したかたずねた結果である。なお、回答者には複数の理由を選択可能とし、図表の比率は、全回答者1万人のうち各選択肢を選択した人の割合である⁴。多い理由は順に「自分の通勤に便利だから」が29.4%、「自分の両親の家だから」が23.1%、「家賃や住宅価格が手頃だったから」が23.0%、「日ごろの買い物などが便利だから」が17.2%である。

図表4-1-1 居住地選択の理由（%）



図表4-1-2 居住地と就業地の選択の順（%）



⁴ 第3章の2で記述したように、1万人の個人属性が2015年の国勢調査と一致するよう復元している。復元後の雇用者数は2751.8万人である。

通勤の利便性を考慮して居住地を選択したという回答が最も多かったが、居住地の選択理由は居住地と就業先企業（就業地）のどちらを先に決めたかの順番によって異なることが予想される。図表4-1-2は、現在の勤務先企業で働き始めた後に、自宅を決めたかどうかたずねた結果である。およそ6割が居住地を先に決め、入職後に居住地を決定した人は36.5%である。また、ほぼ同時に決めたという人は2.6%と少なかった。

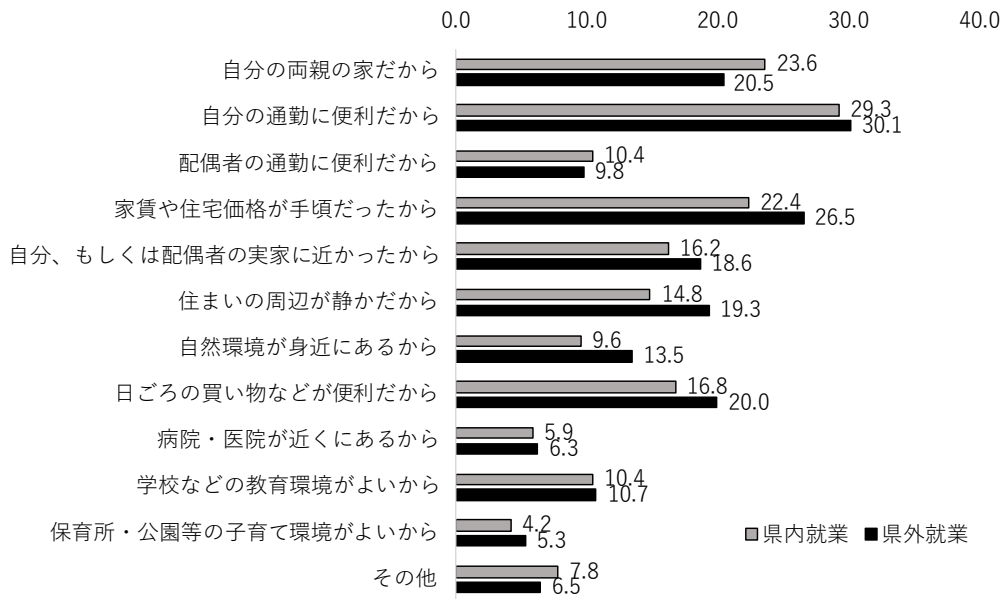
図表4-1-3には、居住地と就業地を決めた順別の居住地選択理由を示している。「自分の通勤に便利だから」という理由が、入職後に居住地を決めた場合と、ほぼ同時に決めた場合で最も多く、それぞれ48.7%と49.3%である。次いで多いのは、「家賃や住宅価格が手頃だったから」がそれぞれ30.6%、21.7%である。一方、居住地が先に決まっていた場合に最も多い理由は「自分の両親の家だから」が34.9%であり、「自分の通勤に便利だから」は17.0%である。

図表4-1-3 居住地と就業地の決定順別・居住地選択の理由（%）

	居住地を入職後に決めた	居住地が先に決まっていた	ほぼ同時
自分の両親の家だから	4.6	34.9	10.0
自分の通勤に便利だから	48.7	17.0	49.3
配偶者の通勤に便利だから	11.9	9.6	4.8
家賃や住宅価格が手頃だったから	30.6	18.5	21.7
自分、もしくは配偶者の実家に近かったから	18.3	16.1	3.5
住まいの周辺が静かだから	21.9	11.9	10.9
自然環境が身近にあるから	12.8	8.7	7.7
日ごろの買い物などが便利だから	22.6	14.2	13.4
病院・医院が近くにあるから	8.4	4.7	2.1
学校などの教育環境がよいから	12.5	9.6	3.6
保育所・公園等の子育て環境がよいから	5.8	3.6	3.5
その他	7.0	7.8	11.3

就業地が居住地と同じ都道府県にある県内就業者と、就業地が居住地とは異なる都道府県にある県外就業者では、居住地の選択理由が異なるかを見たのが、図表4-1-4である。いずれも最も多い理由は「自分の通勤に便利だから」である。県内就業者と県外就業者の理由を比較し、両者の比率の差が大きいものをあげると、県内就業者は県外就業者よりも「自分の両親の家だから」という理由が3%ポイント程多く、逆に、県外就業者の方が多い理由としては「家賃や住宅価格が手頃だったから」、「住まいの周辺が静かだから」「自然環境が身近にあるから」「日ごろの買い物などが便利だから」などである。県外就業者の方がより住環境を考慮して居住地を選択しているようである。

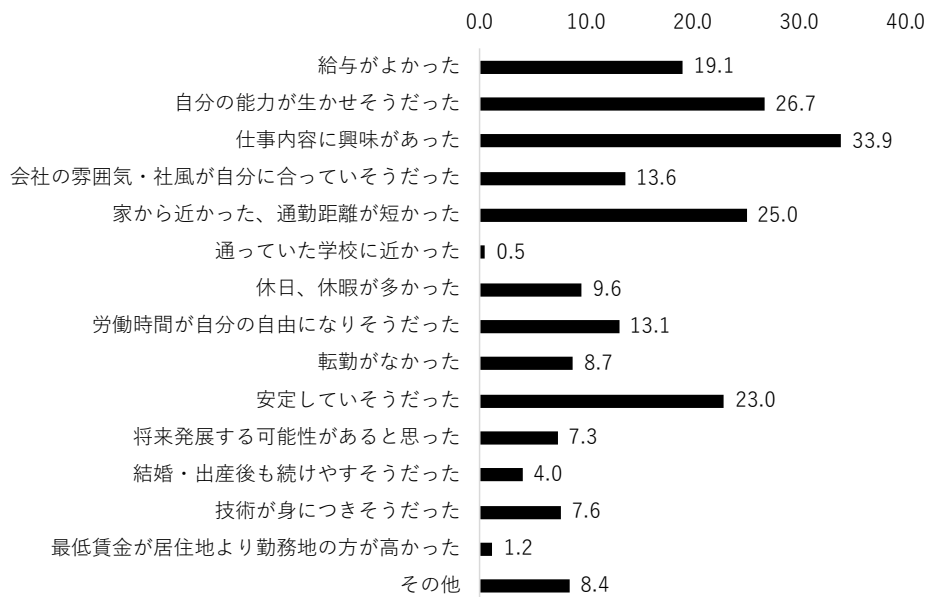
図表 4-1-4 県内・県外就業別・居住地選択の理由 (%)



2. 就業地選択理由

図表 4-2-1 は、なぜ、現在勤務する企業（就業地）を選んだのか企業選択理由をたずねた結果である。居住地選択同様、回答者には複数の理由を選択可能とした。「仕事内容に興味があった」が 33.9%と最も多く、「自分の能力が生かせそうだった」26.7%、「家から近かった、通勤距離が短かった」25.0%、「安定していそうだった」が 23.0%、「給与がよかった」が 19.1%であった。逆に少ないのは「通っていた学校に近かった」0.5%、「最低賃金が居住地より勤務地の方が高かった」1.2%である。

図表 4-2-1 現在の勤務先企業（就業地）選択の理由 (%)



図表4-1-3では、居住地と就業地の選択の順によって、居住地の選択理由が異なっていた。同様に、居住地と就業地の選択の順番が、就業地の選択にも影響を与える可能性があるだろう。図表4-2-2は、その順番別、現在の勤務先企業（就業地）を選択した理由である。居住地が先に決まっていた場合、企業選択理由は多いものから「家から近かった、通勤距離が短かった」32.1%、「仕事内容に興味があった」31.3%、「自分の能力が生かせそうだった」25.9%である。

これに対し、居住地を入職後に決めた場合、定義上、勤務先会社を決めた時点ではまだ現在の居住地に住んでいないはずであるため、当然ながら「家から近かった、通勤距離が短かった」という理由は13.8%と、居住地が先に決まっていた場合よりも少ない。多い理由は「仕事内容に興味があった」が39.4%、「安定していそうだった」30.0%、「自分の能力が生かせそうだった」28.5%である。

ほぼ同時に決めた場合も「家から近かった、通勤距離が短かった」は17.2%と少なく、多い理由は「自分の能力が生かせそうだった」21.3%、「給与がよかった」20.7%、「仕事内容に興味があった」19.7%、「安定していそうだった」19.4%である。

図表4-2-2 居住地と勤務先の決定時期別・企業選択の理由（%）

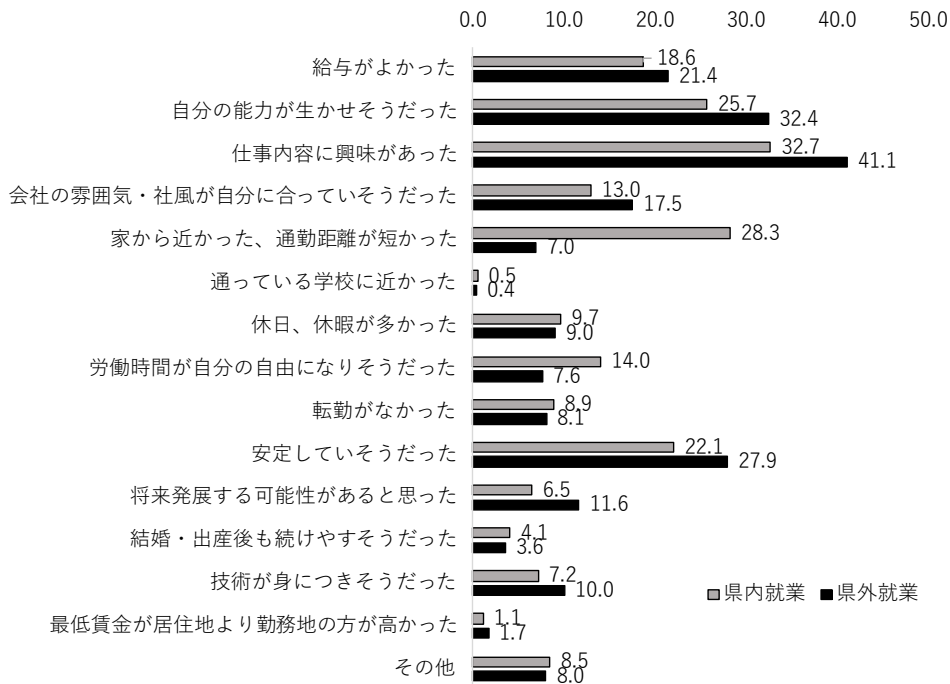
	居住地を入職後に決めた	居住地が先に決まっていた	ほぼ同時
給与がよかった	20.5	18.1	20.7
自分の能力が生かせそうだった	28.5	25.9	21.3
仕事内容に興味があった	39.4	31.3	19.7
会社の雰囲気・社風が自分に合っていそうだった	18.0	11.0	16.0
家から近かった、通勤距離が短かった	13.8	32.1	17.2
通っている学校に近かった	0.9	0.3	1.3
休日、休暇が多かった	8.5	10.4	4.7
労働時間が自分の自由になりそうだった	7.4	16.7	6.2
転職がなかった	8.2	9.0	9.3
安定していそうだった	30.0	18.9	19.4
将来発展する可能性があると思った	10.9	5.1	8.1
結婚・出産後も続けやすそうだった	5.4	3.1	4.4
技術が身につきそうだった	10.3	5.8	10.3
最低賃金が居住地より勤務地の方が高かった	0.9	1.3	4.3
その他	7.4	9.0	9.1

図表4-2-3は、県内就業者と県外就業者別の企業選択理由である。県内就業者の選択理由として県外就業者よりも顕著に多いのは、「家から近かった、通勤距離が短かった」28.3%であり、県外就業者よりも21.3%ポイント多い。また「労働時間が自分の自由になりそうだった」という理由は、県外労働者7.6%に対し、県内労働者は14.0%と多い。県内就業者は県外就業者に比べ、通勤時間や労働時間の裁量など、より時間に重きを置いて就業先を決める傾向が見て取れる。

逆に、県外就業者の方が県内就業者よりも企業選択理由として多くあげられたのは、「仕事内容に興味があった」「自分の能力が生かせそうだった」「安定していそうだっ

た」「将来発展する可能性があると思った」「会社の雰囲気・社風が自分に合っていそうだった」などであり、県内就業者よりも仕事の内容、企業の安定性・将来性を重視して就業先を決める傾向がある。

図表 4-2-3 県内・県外就業別、企業選択理由（％）

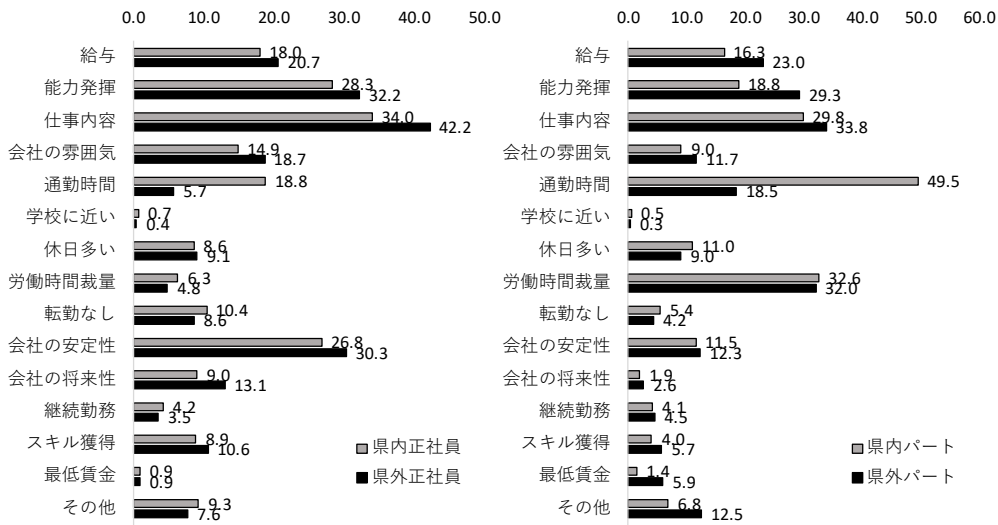


県内就業者と県外就業者でこのような違いが生まれる背景として、県内労働者に非正規労働者が多く、県外労働者に正規労働者が多い可能性が考えられる。そこで、図表 4-2-4 には正社員とパートタイム労働者の、県内・県外就業者別、企業決定理由を示している。

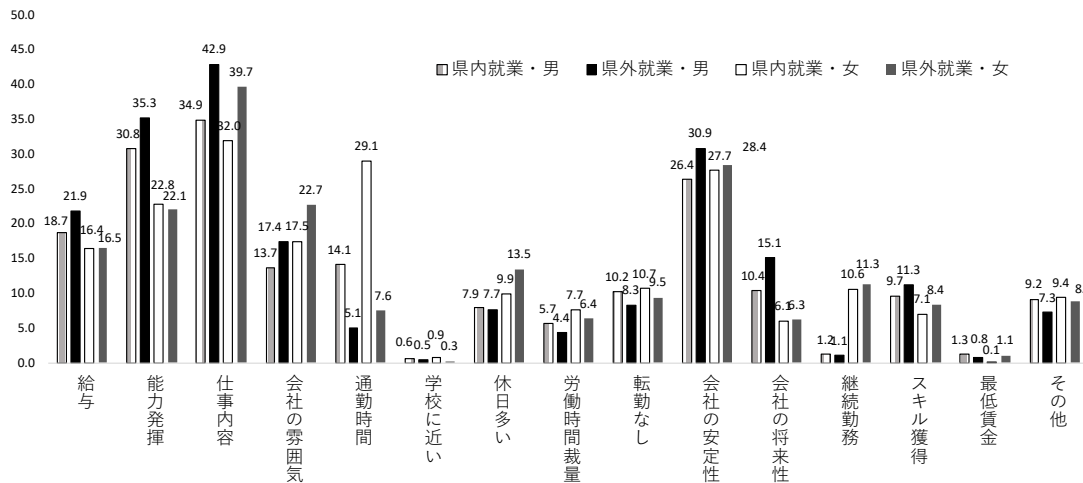
県内就業者は正社員であっても「家から近かった、通勤時間が短かった（通勤時間）」を理由とする者が 18.8% おり、県外就業者よりも 13.1% ポイント多い。「労働時間が自分の自由になりそうだった（労働時間の裁量）」については大きな差ではないが、県内就業者の方が 1.5% ポイント多い。また「転勤がなかった（転勤なし）」という理由も、県内就業者の方が 1.8% ポイント多い。一方、パートタイム労働者の県外就業者は、「自分の能力が活かせるそうだった（能力発揮）」「給与がよかった（給与）」「最低賃金が居住地よりも勤務地の方が高かった（最低賃金）」「仕事内容に興味があった（仕事内容）」など、仕事内容や労働条件をより重視している。

このことから、雇用形態によらず、県内就業者は就業先が居住地から近いことをより重視し、県外就業者は仕事の内容や労働条件をより重視して企業を選んでいる。さらに言えば、おそらくは逆の因果関係があり、通勤時間の短さや労働時間の裁量、転勤など、仕事に付随する負担の軽さをより重視する者は、結果として県内に就業し、仕事の質や労働条件を重視する者は、結果として県外に就業する傾向があると考えられる。

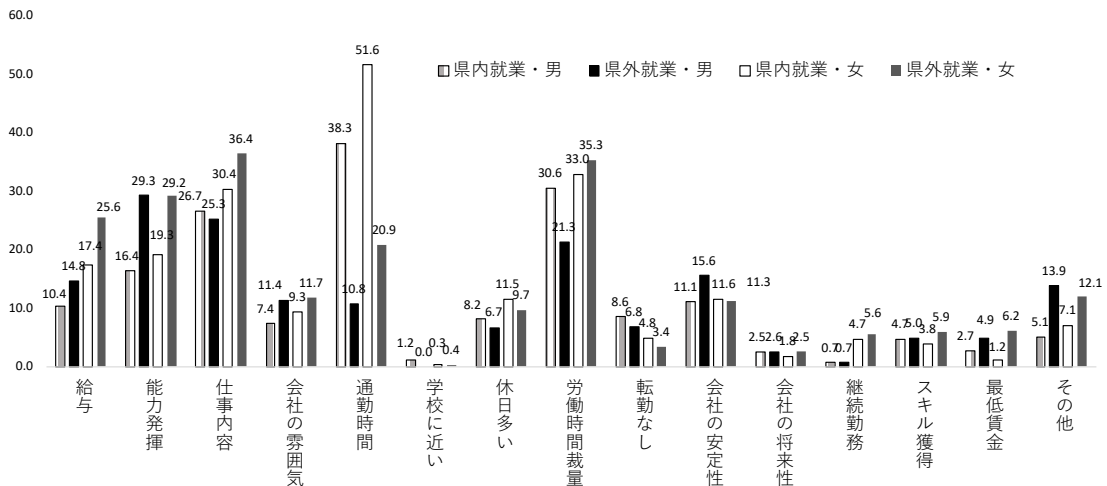
図表 4-2-4 県内・県外就業別正社員の企業決定理由
(正社員) (パートタイム労働者)



図表 4-2-5 県内・県外就業別・性別・企業決定理由 (正社員)



図表 4-2-6 県内・県外就業別・性別・企業決定理由 (パートタイム)



図表4-2-5、図表4-2-6は、表4-2-4をさらに性別に分けてみたものである。図表4-2-5によれば、正社員の企業決定理由は性別、県内就業、県外就業によらず、「仕事内容」が最も重視され企業が決定されている。また「安定していそうだった（会社の安定性）」も性別、県内・県外就業を問わず重視されている。

男女で差があるものをあげると、「能力発揮」「将来発展する可能性があると思った（会社の将来性）」は男性で、「休日、休暇が多かった（休日多い）」「結婚・出産後も続けやすそうだった（継続勤務）」は女性でより重視されている。また、「通勤時間」は、性別を問わず県内就業者が重視しているが、特に女性は男性の倍以上重視している。

図表4-2-6は、パートタイム労働者の企業選択理由である。県内労働者は性別を問わず、「通勤時間」を最も重視しているが、その割合は女性（51.6%）の方が男性（38.3%）よりも多い。「労働時間裁量」は性別、県内・県外就業を問わず重視されている。「仕事内容」や「給与」は男性よりも女性の方が、さらに県外就業者の方がより重視している。

3. 都道府県別県外就業理由（正社員）

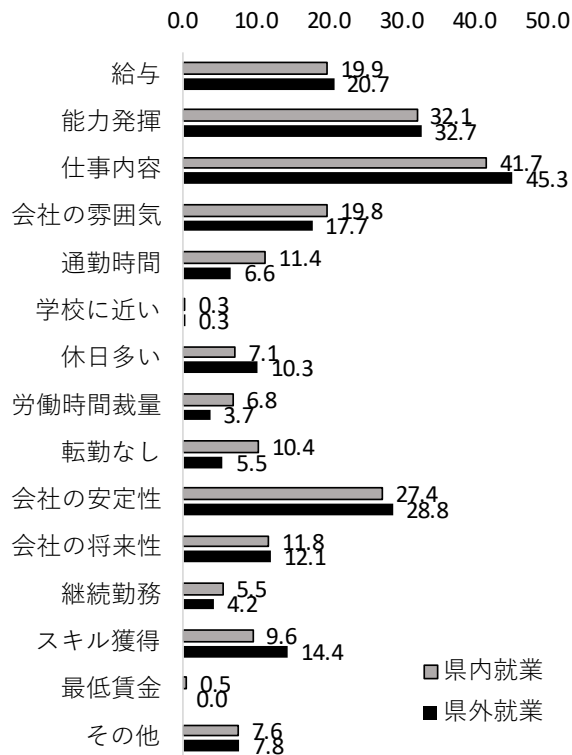
図表4-3-1から図表4-3-7は、都道府県別に正社員の県内・県外就業者別の企業選択理由を示している。集計に耐えうるサンプルサイズが確保できた、東京、埼玉、千葉、神奈川、愛知、大阪、兵庫の7県の集計結果を示している。埼玉、千葉、神奈川の居住者の県外就業先とは、多くが東京の企業であり、兵庫の居住者の場合、大阪の企業が主な県外就業先である。

東京都（図表4-3-1）においては、正社員県外就業者は「技術が身につくそうだった（スキル獲得）」、「仕事内容」、「休日多い」の3つの要因を県内就業者よりも重視している。一方、「転勤なし」「通勤時間」「労働時間裁量」などの要因は、県内就業者がより重視している。つまり、「スキル獲得」、「仕事内容」、「休日多い」の3つの要因は、東京の居住者の県外への就業を促し、逆に「通勤時間」「転勤なし」「労働時間裁量」は、東京都の居住者を都内に就業させる要因となっている。

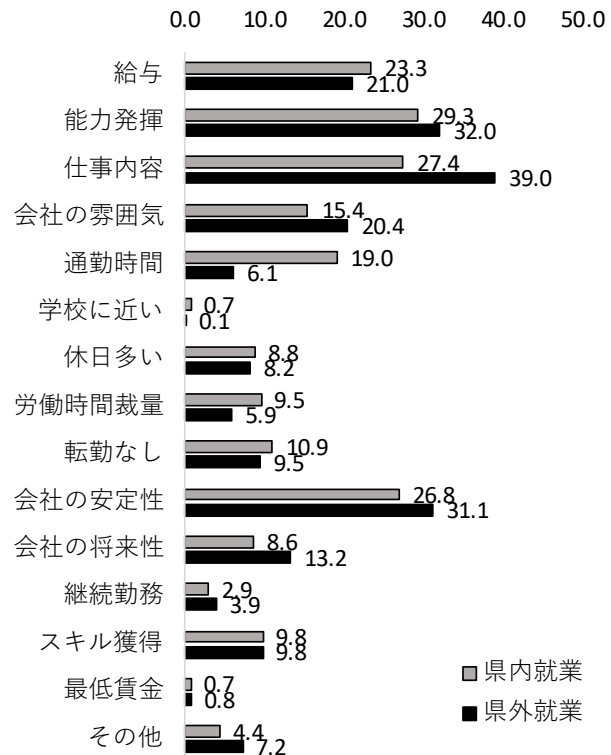
埼玉県（図表4-3-2）においては、「仕事内容」「会社の雰囲気・社風が自分に合っていそうだった（会社の雰囲気）」「会社の安定性」「会社の将来性」などの要因が、県外、つまり東京に就業を促している。

千葉県以下についての記述は省略するが、都道府県ごとに少しずつ傾向は異なっている。各県の結果をまとめると、正社員の県外就業を促す要因は「給与」、「能力発揮」、「仕事内容」、「会社の雰囲気」、「会社の安定性」、「会社の将来性」などであり、逆に県内就業を促す要因は「通勤時間」、「労働時間裁量」、「転勤なし」の3つである。

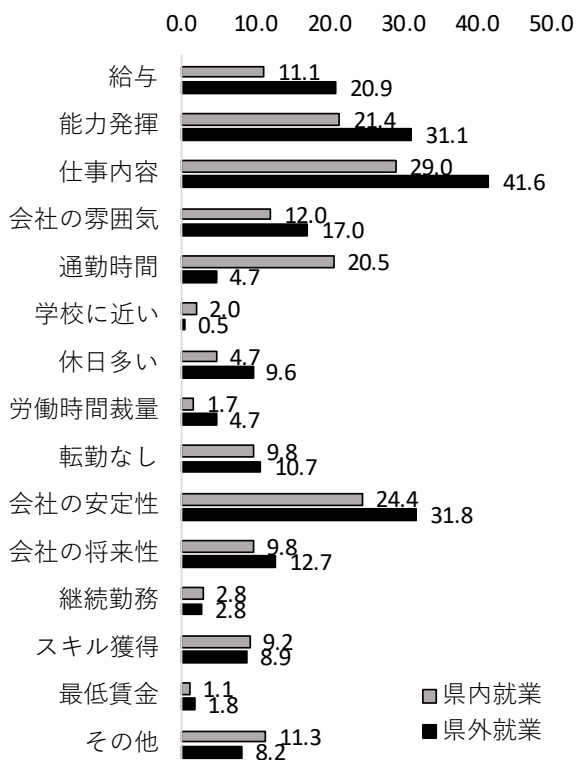
図表 4-3-1 東京都（正社員）



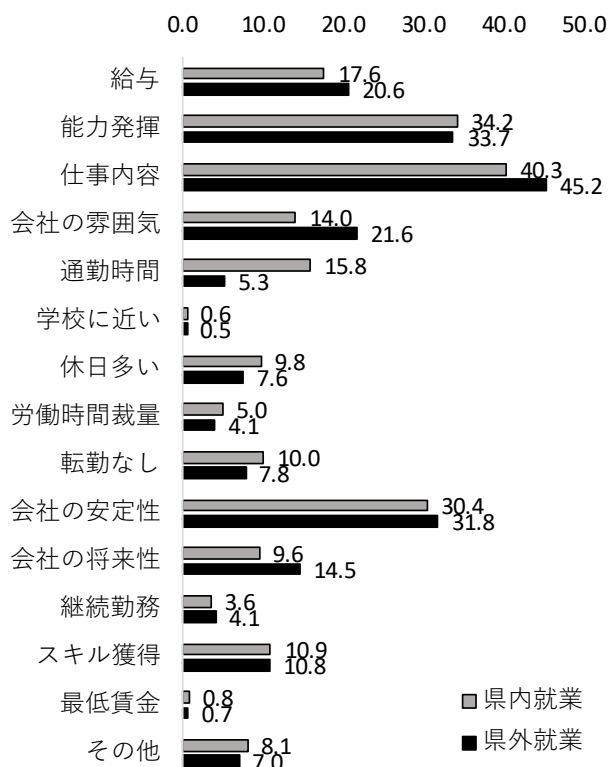
図表 4-3-2 埼玉県（正社員）



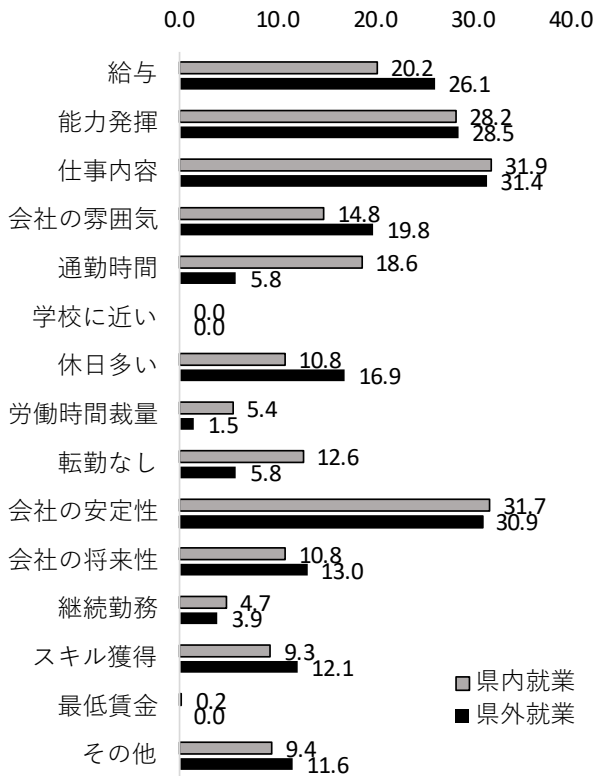
図表 4-3-3 千葉県（正社員）



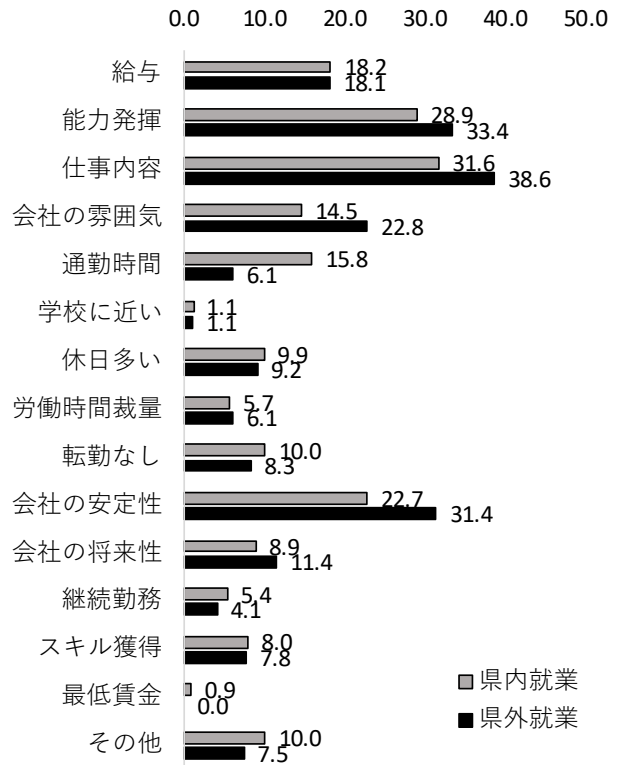
図表 4-3-4 神奈川県（正社員）



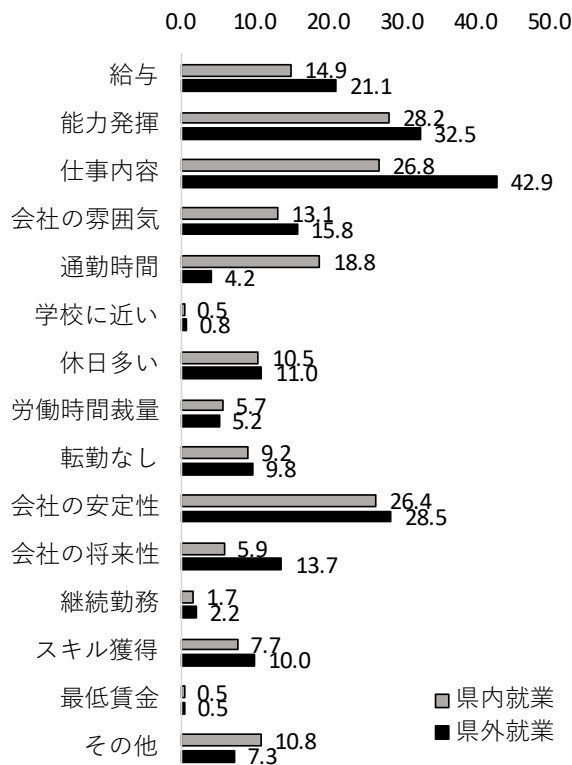
図表 4 - 3 - 5 愛知県（正社員）



図表 4 - 3 - 6 大阪府（正社員）



図表 4 - 3 - 7 兵庫県（正社員）



4. 地域別県外就業理由（パートタイム労働者）

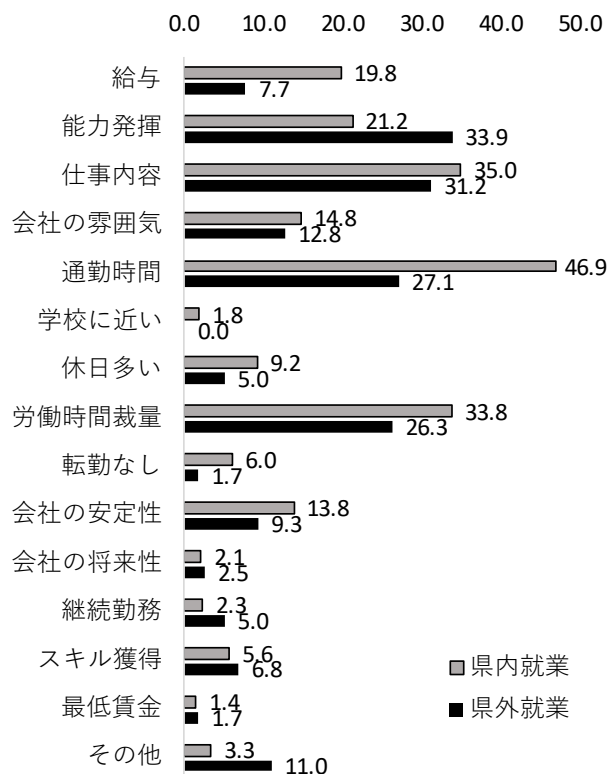
図表4-4-1から図表4-4-6は、都道府県別にパートタイム労働者の県内就業者・県外就業者の企業選択理由を示している。集計に耐えうるサンプルサイズが確保できた、東京、埼玉、千葉、神奈川、大阪、兵庫の集計結果を示している。正社員の集計では愛知の結果も示したが、本調査において愛知のパートタイム労働者の多くは県内就業者であり、県外就業者が少ないために集計対象から除いている。

東京都（図表4-4-1）において、「能力発揮」「継続勤務」「スキル獲得」「会社の将来性」が県外就業を促しており、「通勤距離」「給与」「労働時間裁量」など他の多くの要素が、東京都内の企業への就業を促している。これは、東京に居住するパートタイム労働者にとって、東京の企業は他県の企業よりも魅力的な要素が多いことを示している。

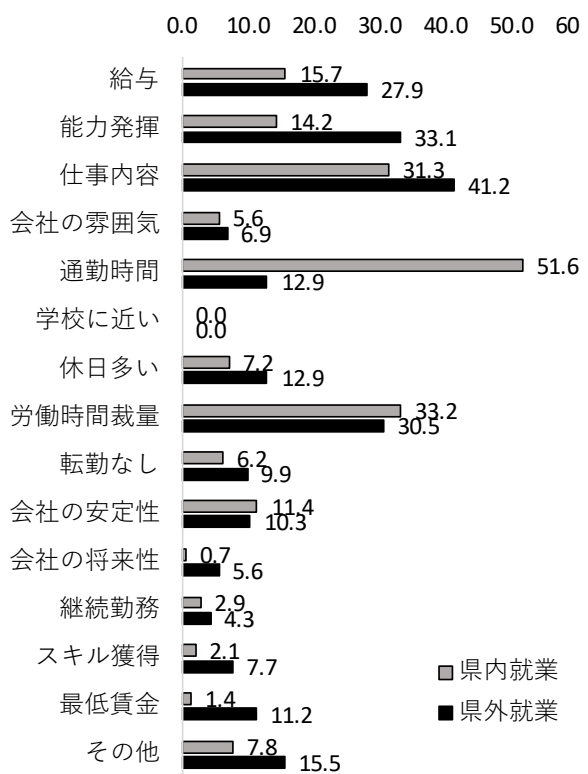
埼玉県（図表4-4-2）においては、「能力発揮」「給与」「仕事内容」「最低賃金」「休日多い」「スキル獲得」「会社の将来性」などの理由が県外、すなわち東京への就業を促している。一方、「通勤距離」「労働時間の裁量」が、県内就業を促している。

千葉県以下についての記述は省略するが、都道府県ごとに少しずつ傾向は異なっている。各県の結果をまとめると、「給与」「能力発揮」「仕事内容」などの要因が県外への就業を促し、「通勤距離」「労働時間の裁量」などが県内への就業を促している。

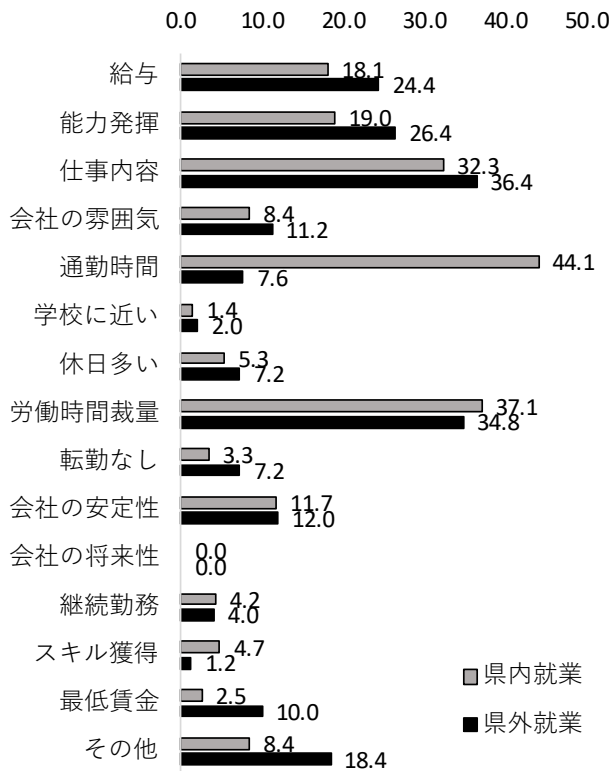
図表4-4-1 東京都（パートタイム）



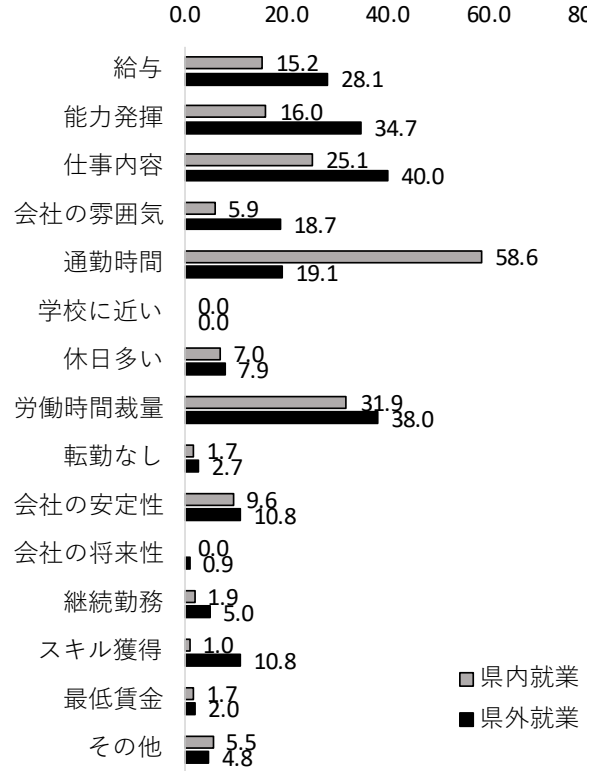
図表4-4-2 埼玉県（パートタイム）



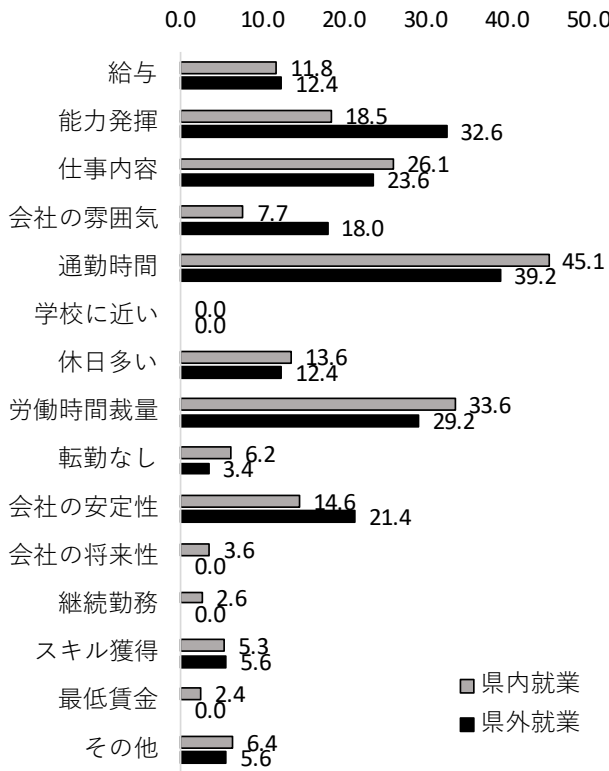
図表 4-4-3 千葉県 (パートタイム)



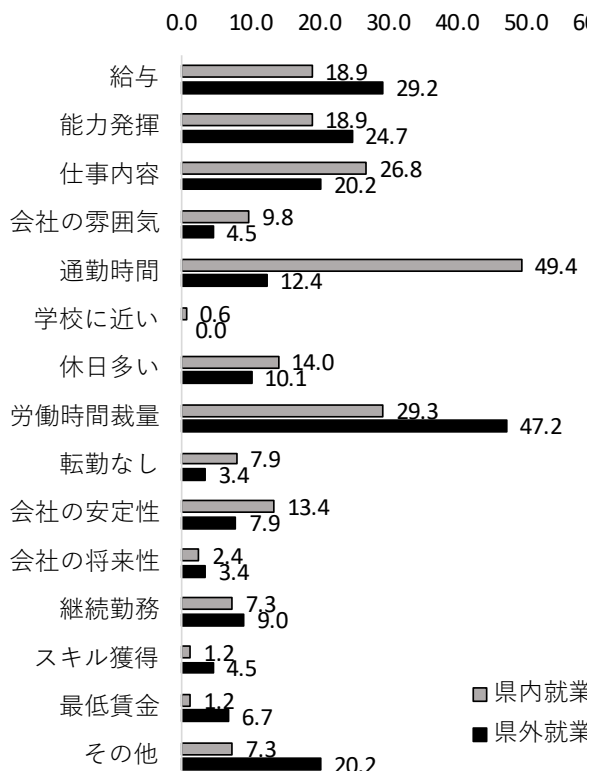
図表 4-4-4 神奈川県 (パートタイム)



図表 4-4-5 大阪府 (パートタイム)



図表 4-4-6 兵庫県 (パートタイム)



第5章 最低賃金と就業地選択

1. 問題意識

本章では「居住地と就業地に関する実態調査」を用い、隣接した都道府県における最低賃金水準の違いが労働者の就業地選択にどの程度影響を与えるか分析する。具体的には都道府県間の最低賃金額の差額が労働者の県外就業を促すか検証するが、まずはこの関係を検証する研究上の意義について述べておきたい。

日本における最低賃金に関する実証分析のうち、例えば Kambayashi et al. (2008)、Kawaguchi et al. (2009)、川口・森(2013)は、就業構造基本調査、労働力調査などの世帯調査の都道府県パネルデータを用いて検証している。これは、日本において最低賃金が都道府県ごとに異なる水準に設定され、またその毎年の上昇額も都道府県で異なっており、横断面、時系列の変動が各都道府県に居住する労働者の平均賃金や失業率、就業率に異なる大きさを影響を与えると想定するからである。

しかし、ある都道府県に県外から多くの労働者が通勤してくる場合には、その都道府県の最低賃金の上昇の影響は他都道府県に居住する労働者に対しても及ぶことになる。この場合、労働力調査等、居住地ベースの世帯調査を用いて都道府県を単位に最低賃金の効果を分析すると、その効果は正しく評価されない可能性がある。

さらに、仮に東京で最低賃金が 100 円引き上がり、近隣の神奈川、埼玉、千葉では引き上げが無かったとしても、もし市場賃金が最低賃金の上昇を反映して決まっていれば、その違いを反映し、東京近郊に住む 3 県の労働者はさらに東京で働くことを選択するかもしれない。その結果、近隣 3 県では、政策変更が無かったにも関わらず、労働供給の減少を通じ、東京で働く自県の労働者が多ければ多いほど、3 県に居住する労働者の平均賃金も高くなる可能性がある。この例の場合、居住地ベースの世帯調査を用いて都道府県単位に効果を検証すると、東京の最低賃金の上昇による東京の平均賃金引き上げ効果は過小に評価されるだろう。このような理由から、どの程度の労働者が他県の最低賃金の上昇や、それによる市場賃金の変化に反応するのかを知ることは重要である。

2015 年の国勢調査によれば、雇用者（常住地による 15 歳以上雇用者）4660.0 万人中、県内雇用者は 4197.4 万人、県外雇用者は 463.0 万人であり、9 割が居住地と同じ県で働いている。居住地と異なる県で働く 1 割の雇用者のうち、最低賃金の直接的な都道府県格差の影響を受けて県外で働く雇用者はどの程度存在するのか、以下各節において明らかにする。

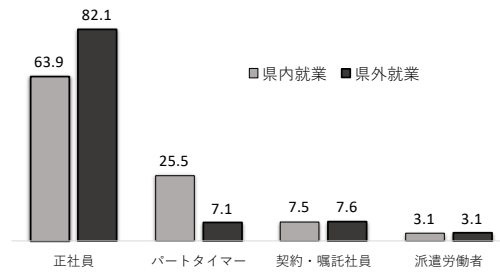
2. 県外就業者の属性

本節では、まずどのような属性の雇用者が県外に就業する傾向があるのか示す。

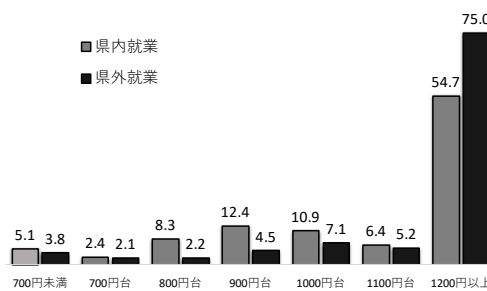
図表 5-2-1 は、県内就業者と県外就業者の雇用形態のシェアを比較している。い

ずれも正社員が最も多く、県内就業者 63.9%に対し、県外就業者は 8 割以上が正社員である。パート・アルバイト（以下、パートタイマー）の比率はそれぞれ 25.5%と 7.1%、契約社員・嘱託、派遣労働者の比率には差はない。このことから、正社員が県外に就業する傾向があるか、パートタイマーが県内に就業する傾向があるか、もしくはその両方の傾向があると見て取れる。

図表 5-2-1 県内・県外就業者の雇用形態の比較 (%)

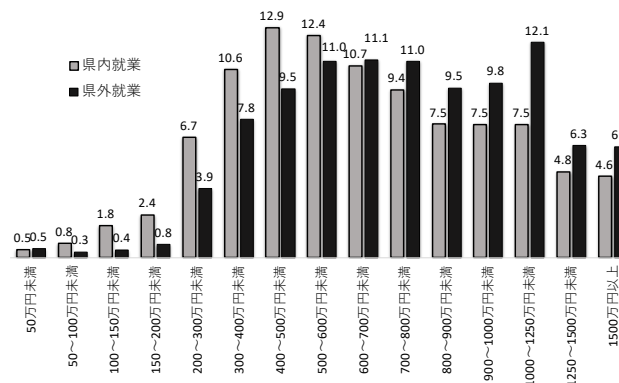


図表 5-2-2 県内・県外就業者の時給分布の比較 (%)



図表 5-2-2 は、県外就業者と県内就業者の時給を比較している。いずれにおいても 1200 円以上の時給の雇用者が多いが、その比率は県外就業者の方が 20%ポイントほど高い。図表 5-2-1 で、県外就業者の方が正社員の占める割合が 8 割以上と高いことと整合的である。このことから、県外就業者はより正社員が多く、かつ最低賃金水準よりも時給の高い雇用者がより多いといえる。

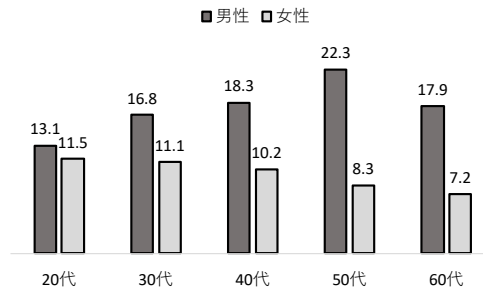
図表 5-2-3 県内・県外就業別世帯年収分布の比較 (%)



図表 5-2-3 は、県内・県外就業者の世帯年収分布の比較である。県外就業者の世

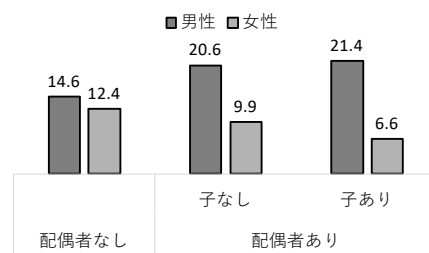
帯年収は、県内就業者のそれよりも右側に分布しており、相対的に世帯年収の高い労働者が多いことを示している。県外就業者の年収の最頻値は1000万から1250万円未満であり、一方、県内就業者の最頻値は400～500万円未満である。

図表5-2-4 性別、年代別の県外就業率（％）



性別、年代別県外就業者/性別、年代別全雇用者

図表5-2-5 性別、婚姻状態別、子供の有無別、県外就業率（％）

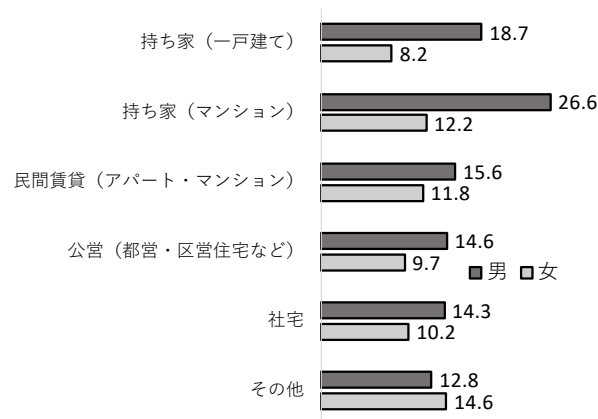


性別、婚姻状態別、子供の有無別県外就業者/性別、婚姻状態別、子供の有無別全雇用者

図表5-2-4は、性別、年代別の県外就業率を示している。まず性別で見ると、男性の県外就業率は全年代において女性より高い。また男性では、年齢が高い方が県外就業率は高く、50歳代が最も高く22.3%、60歳代で17.9%と低下する。女性は逆に若い方が県外就業率が高く、年齢とともに低下する。県外就業率が性別や年齢によって異なっていることから、県外就業するかは意思決定は婚姻状態や子育ての状況と関係しているかもしれない。

図表5-2-5は、性別、婚姻状態別、子供の有無別の県外就業率を示している。まず男性を見ると、結婚している（配偶者あり・子なし）方が、結婚していない（配偶者なし）よりも約6.0%ポイント県外就業率が高い。子供の有無による違いは小さく、子育て中の方が0.8%ポイント県外就業率が高い。一方、女性は逆に結婚している（配偶者あり・子なし）方が2.5%ポイント低く、またさらに子育て中の場合、子育てしていない場合に比べ3.3%ポイント低い。男性は、結婚により県外就業者が増え、女性は結婚や子育てにより県外就業者が減少する。

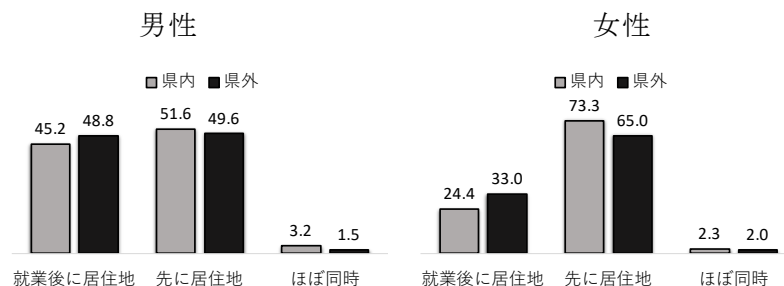
図表 5-2-6 性別、住居の種類別、県外就業率 (%)



性別、住居の種類別県外就業者/性別、住居の種類別全雇用者

図表 5-2-6 は、性別、住居の種類別の県外就業率である。男性・持ち家 (マンション) の県外就業率が 26.6% と最も高く、次いで高いのは男性・持ち家 (一戸建て) 18.7% である。女性はむしろ持ち家 (一戸建て) の県外就業率が最も低く、「その他」が最も高い。本調査では「その他」について具体的に記述してもらわなかったが、若い独身男女が「その他」を選択していることから、実家で両親と同居している場合などが想定される。

図表 5-2-7 性別、県外・県内就業者の居住地決定のタイミングの比較 (%)

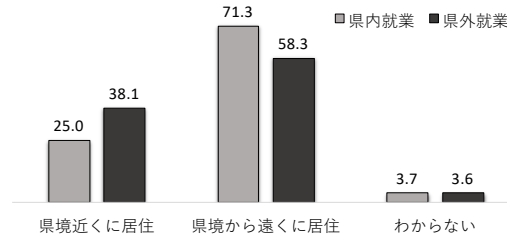


図表 5-2-7 は、性別、県内・県外就業者別、現在の居住地に住むことになったタイミングの割合を示している。居住地決定タイミングの具体的な設問は、現在勤務する企業で働き始めた後に自宅の場所 (居住地) を決めたかであり、「就業後に居住地」を決めた、それとも「先に居住地」が決まっていた、もしくは勤務先企業を決めるのと「ほぼ同時」に居住地を決定したか選択してもらった。まず男性をみると、県内就業、県外就業いずれにおいても、「就業後に居住地を決めた」、「先に居住地が決まっていた」比率は半々である。女性は県内、県外就業共に「先に居住地が決まっていた」比率が男性より高い。

以上から、男性は結婚を機に住宅の購入のために居住地を選択する者が女性より多く、その際に就業地とは異なる都道府県に居住する者が女性よりも増加する。一方、女性は先に住居が決まっている者が多い。このことから、女性は結婚や出産などを機に住居が変わる際に、それまで続けていた仕事を辞めて、住居から遠くない県内に就業先を探す

割合が男性よりも高くなることが示唆される。その結果、図表5-2-5で見たように、県外就業率は女性より男性で高くなると推測される。

図表5-2-8 県外・県外就業者の県境近隣居住者か否かの比較 (%)

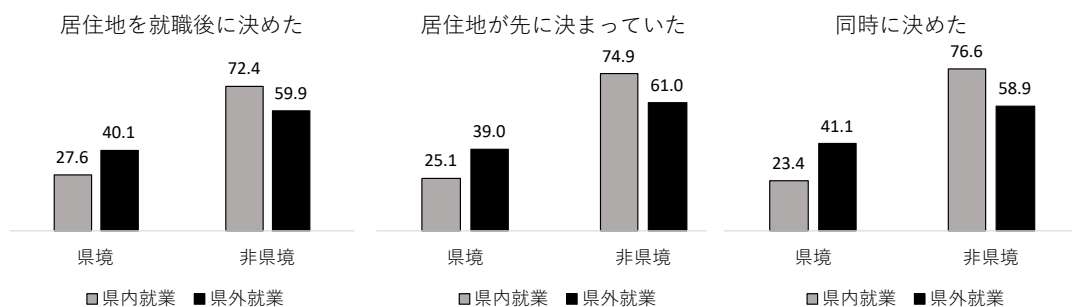


ところで、県境近くに住んでいれば、県境から遠くに住むよりも県外就業が容易になると推測される。この点を確認するため、図表5-2-8には県内就業、県外就業ごとに、県境近くに住んでいるか否かの比率を示している。県境近くに住んでいるかどうかは、「自宅から徒歩、自転車、バイク等を使って15分以内に、居住する都道府県とは別の県に移動可能か」とたずね、「はい」と回答した人を県境近くの居住者として特定した。

県外就業者のうち県境近くに居住する人の比率は38.1%に対し、県内就業者は25.0%であり、確かに県外就業者の方が県境近くに居住する比率が高い。ただし、県境近くに住んでいる人が県外に就業しやすいのか、県外に就業しようとした結果、県境近くに住んでいるのかは、この図表から判別できない。

そこで、居住地と就業地を決めた順番によって、県境近くに住む比率が異なるか調べたのが図表5-2-9である。県境近くに住んでいる人が県外就業しやすいのであれば、先に居住地が決まっている場合において、居住地が後に決まった人よりも、県境に住む人の県外就業率は高いであろう。一方、県外に就業するために県境近くに住む場合には、就職後に居住地を決めた場合や、同時決定の場合の方が、居住地が先に決まっていた場合よりも、県境に住む人の県外就業率が高いはずである。しかし、図表5-2-9によれば、3つのケースにおいて県境近くに住む人の県外就業率にほとんど差はない。したがって、県境近くに住むか否かは県外就業の意思決定と無関係である可能性がある。ただし、このことは性別や年齢、配偶関係などの個人属性を制御して確認する必要がある。

図表5-2-9 居住地と就業先の決定時期別・県外・県外就業者の県境居住比率 (%)



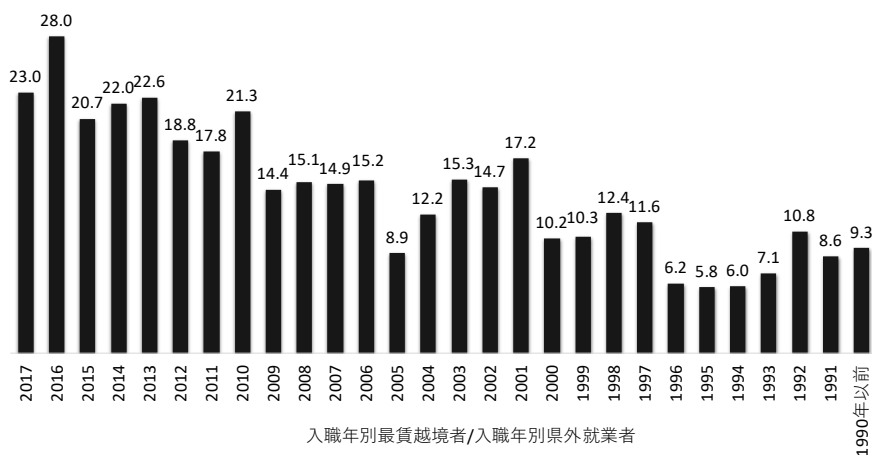
3. 最賃越境率

本節では、最低賃金の都道府県間格差を考慮した結果、県外に就業する者がどの程度存在するか、またその属性を明らかにする。本調査は、県外就業者に対し「あなたは現在の会社にお勤めになる際に、会社のある県の最低賃金がお住まいの県よりも高いことを考慮しましたか」と尋ねており、「はい」と回答した人を「最低賃金を考慮し県外就業した者」（以下、最賃越境者）として特定する。

ただし、この設問を用いて最賃越境者を特定する場合、最低賃金考慮の程度が回答者によって異なるという問題がある。例えば、最低賃金差のみを理由に県外就業する者もいれば、最低賃金差についても考えはしたが、仕事のやりがいなど、他により強い理由が決定因となって県外就業の意思決定を行う場合もあるだろう。したがって、この設問を用いた場合、最賃越境者を過大に計測する可能性があることに留意が必要である。

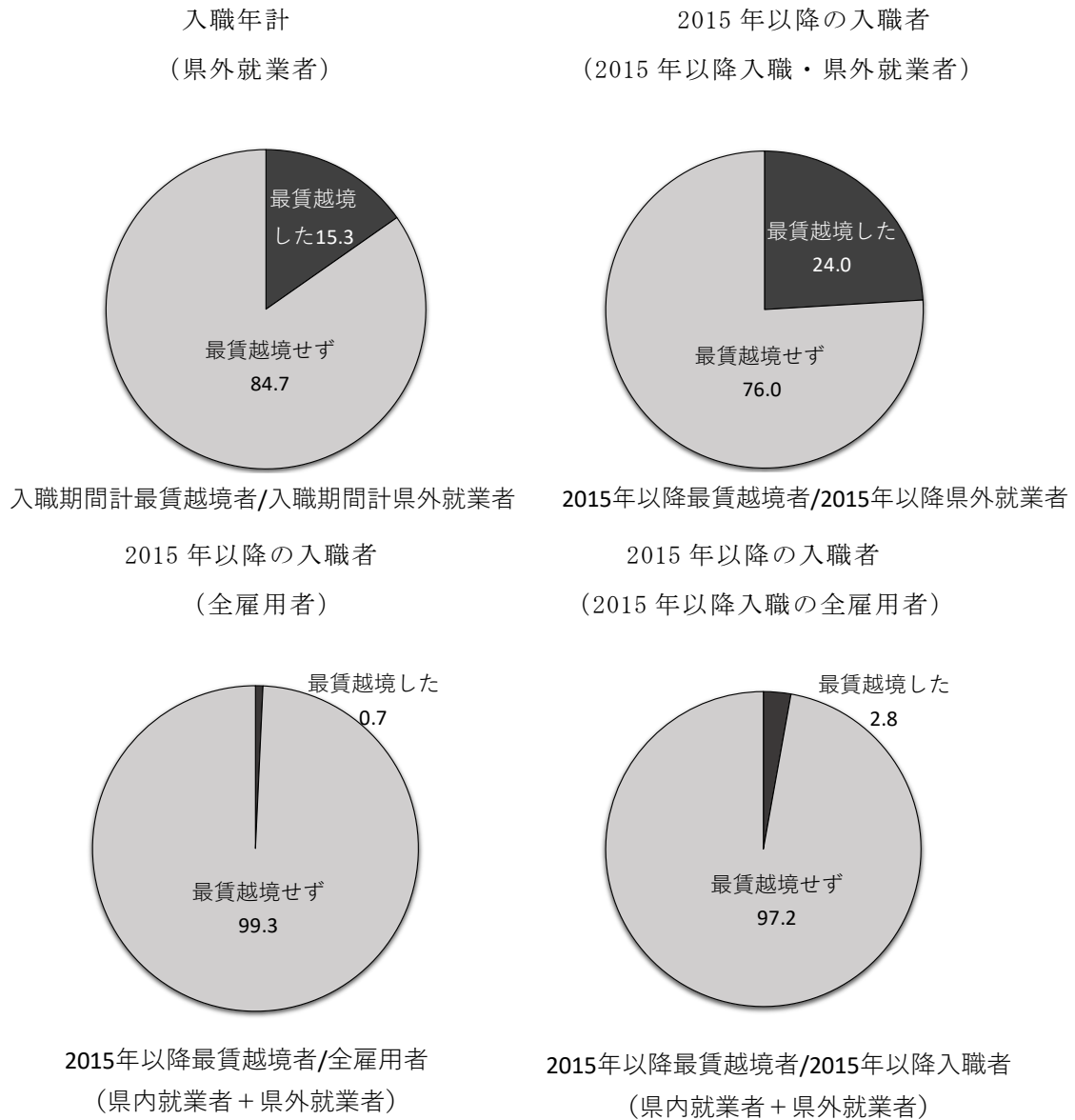
図表 5-3-1 は、2017 年時点における雇用者の入職年別の最賃越境率を示している。横軸は入職年であり、左に行くほど入職年が新しい。分母は県外就業者数、分子は最賃越境者数である。本調査は 2017 年 11 月第一週に実施され、2017 年は 1 年に満たないため、2016 年の値を参照すると 28.0% である。最賃越境率は入職年が直近であるほど上昇傾向にある。これは、勤続が浅い者ほど非正規労働者の割合が高くなることの影響を受けている。また、2000 年台半ば以降の最低賃金水準の急速な上昇に伴い、入職の際により最低賃金の都道府県格差が考慮されるようになってきているとも考えられるだろう。

図表 5-3-1 入職年別最賃越境率 (%)



最賃越境率を分析する際に、全ての入職年別最賃越境者を対象とする必要はあるだろうか。例えば、20 年前に入職の際に最低賃金を考慮して勤務先を決めた雇用者が、現在も最低賃金差を考慮してその事業所に勤務し続けているとは考え難い。現在、どれだけの雇用者が最低賃金を考慮して勤務先を決めているのかを知るためには、最近就業先を決めた人に限定し、集計すべきであろう。

図表 5 - 3 - 2 最賃越境率 (%)

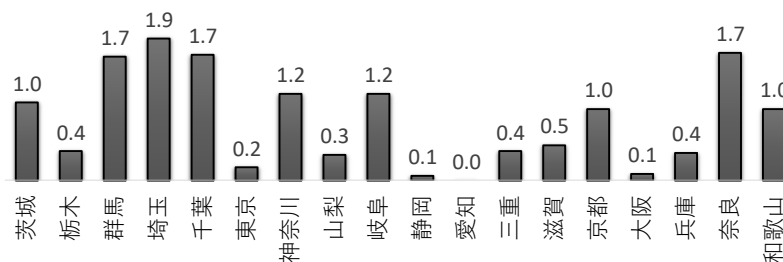


図表 5 - 3 - 2 は、入職期間計の県外就業者に占める最賃越境率（上左）と、2015 年以降の入職者に限定した県外就業者に占める最賃越境率（上右）である。2015 年以降に限定すると最賃越境率は 24.0% と大きくなる。分母に県内就職者も含めた場合、最賃越境率は 0.7%、2015 年以降の入職者に限定した場合（下右）は 2.8% である。

最賃越境率は都道府県によって異なることが予想される。図表 5 - 3 - 3 は、分母を都道府県の全雇用者、分子を直近 3 年間合計の最賃越境者とした都道府県別最賃越境率である。最も比率が高いのは埼玉 1.9%、次いで群馬、千葉、奈良の 1.7% である。本調査が実施された時期のこれらの県の完全失業率が 2% 台であることを考えると、必ずしも無視できる大きさではない。また、栃木や山梨、静岡、三重、滋賀などは、近隣に最低賃金が相対的に高い地域があるにもかかわらず最賃越境率は低いが、最賃越境の発生の

多寡は、各県の交通事情や通勤可能圏内における産業立地等に依存すると考えられる。なお、東京は全国で最低賃金水準が最も高く、東京に住む雇用者が最低賃金を理由に県外就業を選択するとは考え難いため、本来であれば 0%の値を取るはずであるが最賃越境率は 0.2%である。誤回答に起因するものかもしれないが、東京だけが誤回答を含むとは限らないため、修正せず集計している。

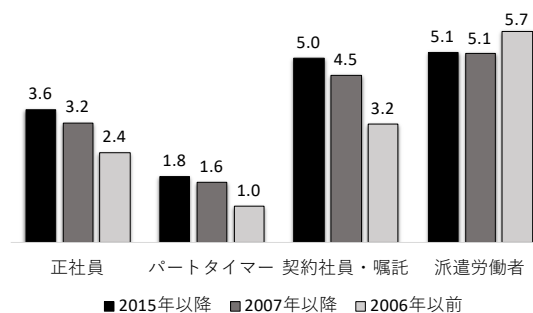
図表 5-3-3 都道府県別最賃越境率 (%)



都道府県別 2015 年以降入職者のうちの最賃越境者

/都道府県別全雇用者 (県内就業者 + 県外就業者)

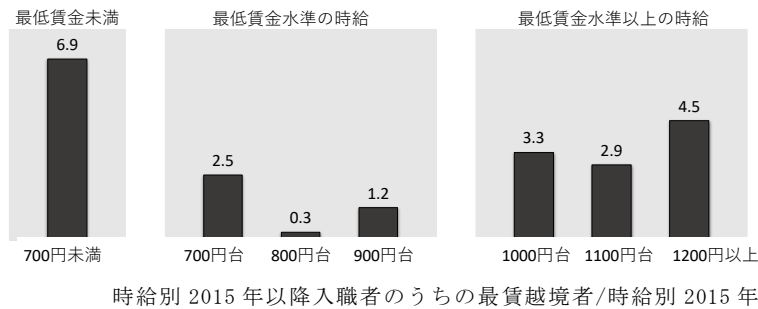
図表 5-3-4 雇用形態別・最賃越境率 (%)



入職時期別雇用形態別入職者のうちの最賃越境者/入職時期別雇用形態別入職者

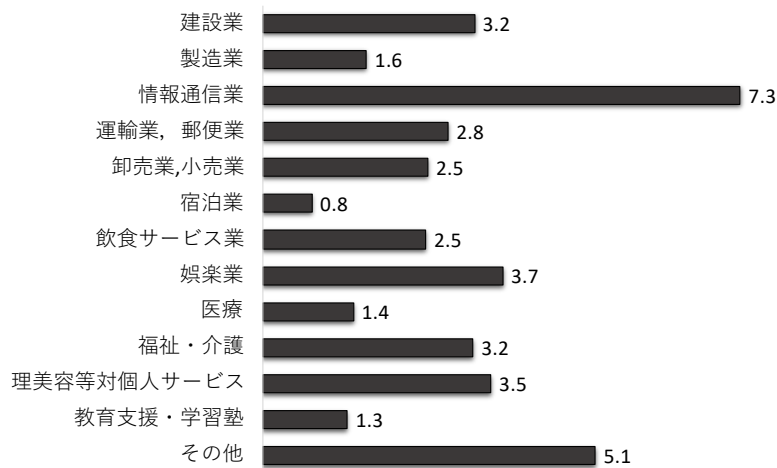
次に最賃越境者の属性を確認しよう。図表 5-3-4 は、雇用形態別の最賃越境率を入職時期ごとに示したものである。2015 年以降、2007 年以降、2006 年以前の 3 つの入職時期に分けると、派遣労働者以外の雇用形態で最賃越境率は高まっている。図表 5-2-1 で、県外就業者の 8 割以上が正社員であったことと対照的に、最賃越境率が高いのは、契約社員・嘱託や、派遣労働者である。また、日本においては最低賃金水準近傍で働く雇用者にはパートタイマーが多いが、パートタイマーの最賃越境率は低く、1%台であることは特筆すべき特徴である。

図表 5-3-5 時給別最賃越境率 (%)
(2015 年以降の入職者に限定して推計)



図表 5-3-5 は、時給ごとの最賃越境率である。本調査の調査対象となった都道府県において最低賃金水準未満である 700 円未満の時給の雇用者の最賃越境率は 6.9%と最も高い。最低賃金水準である 700 円～900 円台の雇用者の最賃越境率は 0～2%台であるのに対し、1000 円以上の方が 3%程度～4.5%と高い。最低賃金の都道府県間格差は、最低賃金水準で働く雇用者より、最低賃金水準よりも時給が低いか、もしくは高い雇用者の就業地選択に影響を与えるようである⁵。

図表 5-3-6 産業別・最賃越境率 (%)
(2015 以降の入職者に限定して推計)

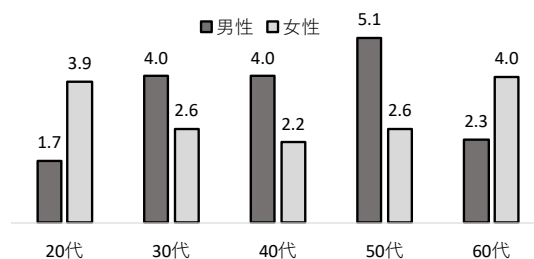


⁵ JILPT 資料シリーズ No. 177 (2016) 第 2 章において、JILPT は Kambayashi, Kawaguchi, Yamada (2013) の延長推計を行い、2005 年から 2014 年の日本の地域別最低賃金の上昇は、日本全体の賃金分布の 100 分位中、第 40 分位以下の賃金を有意に引き上げていることを確認した (p. 146 図表 2-7)。この結果は、2014 年頃までの地域別最低賃金の上昇は日本の労働者の平均賃金を引き上げる程の効果は持たないものの、最低賃金水準より高い賃金水準にある労働者の賃金にも影響を与えたことが示している。

図表 5-3-6 は、産業別の最賃越境率である。情報通信業が 7.3% と最も高く、次に高い「その他」は 5.1% である。「その他」には自由記述欄を設け記入してもらったが、金融・保険業、不動産業、清掃業、ビル管理（その他サービス業）などの産業が多かった。最低賃金水準近傍で働く雇用者が多い産業は宿泊業、飲食サービス業、理美容などの生活関連サービス業、娯楽業などであるが、最賃越境率は 0.8~3.7% であり情報通信業と比較すると高いとはいえない。最低賃金水準よりも高い時給で働く派遣労働者、契約社員・嘱託の比率が産業別の最賃越境率に影響していると考えられる。

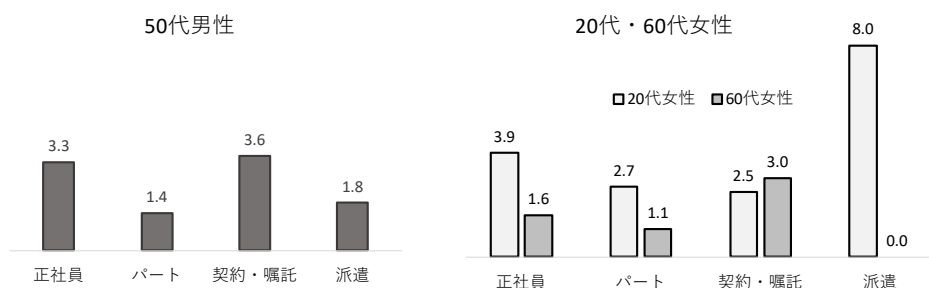
図表 5-3-7 は、性別、年代別最賃越境率である。男性は 30~50 代で高く、50 代で 5.1% と最も高い。女性は 20 代、60 代で高い。図表 5-3-8 は、50 代男性と、20 代女性、60 代女性の雇用形態別最賃越境率を示している。50 代男性は、正社員、契約社員・嘱託が 3% 台と高く、女性 20 代は派遣労働者が 8.0%、正社員が 3.9%、60 代は契約社員・嘱託が 3.0% である。

図表 5-3-7 性別・年代別・最賃越境率 (%)
(2015 年以降の入職者に限定して推計)



性別・年代別 2015 年以降入職者のうちの最賃越境者 / 性別・年代別 2015 年以降入職者

図表 5-3-8 年齢・性別・雇用形態別・最賃越境率 (%)
(2015 年以降の入職者に限定して推計)



性別・年代別・雇用形態別 2015 年以降入職者のうちの最賃越境者
/ 性別・年代別・雇用形態別 2015 年以降入職者

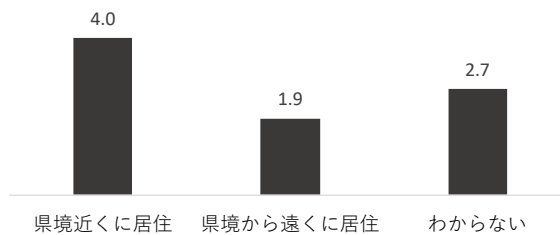
4. 通勤時間

前節では、最低賃金の都道府県間格差が、数は非常に少ないものの一部の雇用者に対して県外就業を促す可能性について確認した。では、最低賃金の都道府県間格差は雇用者の通勤時間を伸ばす程の効果を持つだろうか。ある都道府県で募集された求人は、その都道府県の居住者でなければ応募できないわけではないが、もし通勤時間が長くなれば企業側は交通費負担が増え、雇用者は通勤時間という機会費用が増加する。雇用者の通勤可能圏内に偶然県外就業先があった場合に県外就業が発生しやすいだけであって、必ずしも最低賃金の都道府県間格差が通勤時間を伸ばすとは限らない。

図表 5-4-1 は、県境近くに住むか否かによって最賃越境率が異なるか示している。県境近くに住む場合の最賃越境率は 4.0% と、県境から遠い場合より 2.1% ポイント高い。県境近くに住む方が最賃越境しやすい特徴が見てとれる。

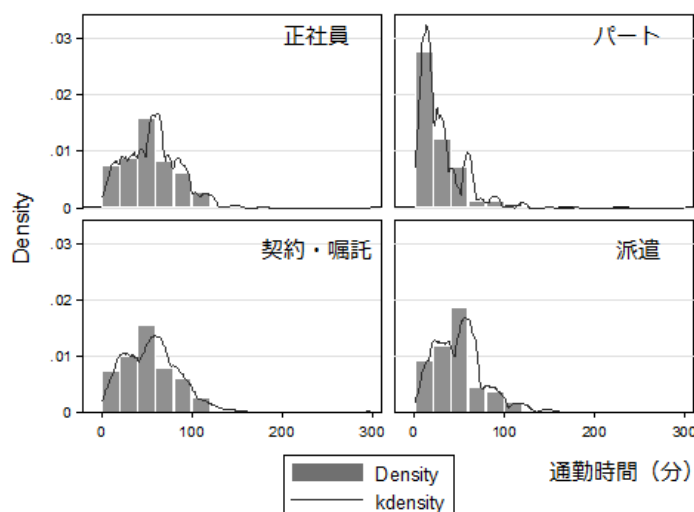
図表 5-4-1 居住地が県境に近いか否か別・最賃越境率 (%)

(2015 年以降の入職者に限定して推計)



県境居住か否か別 2015 年以降入職者のうちの最賃越境者
/ 県境居住か否か別 2015 年以降入職者

図表 5-4-2 雇用形態別・通勤時間の分布

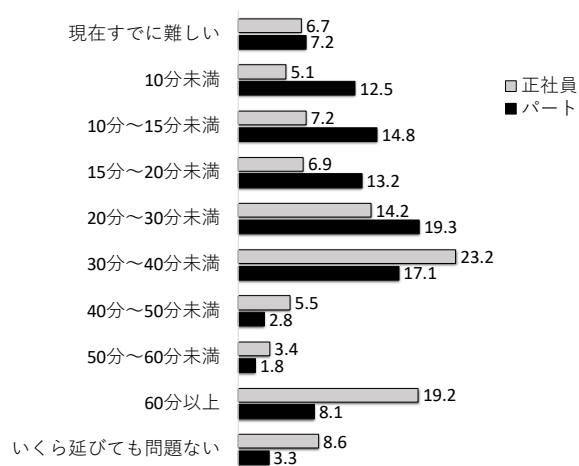


注: kdensity はカーネル密度関数である。通勤時間のような連続変数の分布がどのような形状しているか示すために用いられる推定方法である。サンプリング調査では観測されなかったデータの密度も推定できるという利点がある。

また、パートタイマーについては、図表5-2-1で県外就業者に占める割合が小さく、図表5-3-4で最賃越境率も低いことを確認したが、これはパートタイマーには他の雇用形態よりも強い通勤時間制約があるために他ならない。図表5-4-2は、雇用形態別の通勤時間の分布である。パートタイマーの通勤時間だけ分布が異なっており、短いところに多く分布している。

図表5-4-3に、正社員とパートタイマーの通勤時間制約の比較を示している。本調査では、「通勤時間が現在よりも何分伸びると働くことが難しくなりますか」という設問で通勤時間制約を尋ねている。正社員の最頻値は30～40分未満であるのに対し、パートタイマーは20～30分である。また、パートタイマーの通勤時間制約は正社員よりも短い方に分布しており、制約が厳しい者が多いことが見て取れる。つまり、最低賃金水準近傍の時給で働くパートタイマーの多くは最低賃金の都道府県間格差に最も影響を受けるはずであるが、通勤時間制約によって多少の時給のギャップでは県外就業を選択しにくいのである。

図表5-4-3 正社員とパートタイマーの通勤時間の制約



ただし、図表5-4-2、図表5-4-3から、同じ雇用形態でも通勤時間制約は個人によって大きな差があり、通勤時間制約の厳しい正社員もいれば、通勤時間が現在よりも1時間以上かかっても問題ないと考えるパートタイマーもいることがわかる。最低賃金の都道府県間格差が県外就業を促すのか、また通勤時間をどの程度増加させる効果を持つのかは、計量分析によって性別や年齢などの個人属性や雇用形態など複数の要因を制御して検証する必要がある。

5. 最賃越境と通勤時間

1) 推定モデル

最低賃金の都道府県間格差が雇用者の県外就業を促すかについて検証するため、以下の(1)式で示したモデルを推定する。

$$\Pr(CB_i = 1) = F(\beta_0 + \sum_{p,q} \beta_{1,p,q} GAP_{i,p,q,t} + \sum_j \beta_{2,j} w_{i,j} + \beta_3 \theta_i + \beta_4 boundary_i + \sum_p \beta_{5,p} prefec_{i,p} + \varepsilon_i) \quad (1)$$

CB_i は個人*i*が最賃越境している場合に1、最低賃金地域間格差以外を理由とする県外就業もしくは県内就業している場合には0を取る二値変数である。 $GAP_{i,p,q,t}$ は居住県*p*と勤務県*q*の間に存在する最低賃金格差（ $GAP_{i,p,q,t} = \min_{i,q,t} - \min_{i,p,t}$ 、以下、最賃ギャップとする）であり、個人の入職年*t*年ごとに異なる値を取る。共変量は時給水準ダミー $w_{i,j}$ ($j = 1, \dots, 6$)、雇用形態や性別、年齢など観察可能な個人属性 θ_i 、 $boundary_i$ は県境近くに居住しているかを表すダミー変数、 $prefec_{i,p}$ は個人の居住する都道府県の交通事情等の情報を含む県ダミー ($p = 1, \dots, 18$ 、レファレンスは東京) である。 ε_i は誤差項であり正規分布を仮定する。なお、 $GAP_{i,p,q,t}$ の拡大は最賃越境を促すと考えられ、 $\beta_{1,p,q}$ の符号は正が予想される⁶。

次に、最賃越境することによる通勤時間の平均的な増分 α_1 を計測する。

$$Co_i = \alpha_0 + \alpha_1 CB_i + u_i \quad (2)$$

添字*i*は個人を表すインデックス、 Co_i を通勤時間、 CB_i は最賃越境をしていれば1の値を取る最賃越境ダミー、 u_i は誤差項とする。係数 α_1 は最賃越境が通勤時間への影響の大きさを示し、個人の通勤時間は最賃越境している場合の方が長いと考えられるため、符号は正と予想される。

ただし、最賃越境は最低賃金ギャップに反応しやすい性質の者、すなわち、通勤時間の制約の緩慢な者ほど行う可能性が高く、このようなサンプル・セレクション・バイアスを考慮しなければ、通勤時間に対する効果を過大に推定する可能性がある。そこで、傾向スコア加重法 (inverse propensity weighting: IPW) を推定方法として用い、最賃越境するか否かが個人の通勤時間制約等に依存せず、ランダムに割当てられる仮想の状態に近づけた上で、最賃越境者と非越境者の通勤時間の平均値の差 τ を推定する。

$$\tau = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{Z_i Co_i}{p_i}}{\sum_{i=1}^N \frac{Z_i}{p_i}} - \frac{\sum_{i=1}^N \frac{(1-Z_i) Co_i}{1-p_i}}{\sum_{i=1}^N \frac{1-Z_i}{1-p_i}} \quad (3)$$

両者の通勤時間の平均値の差が、最賃ギャップを考慮して最賃越境することによる通

⁶ 図表3-5-1の時給水準に示した階級区分のうち、700円未満を $j = 1$ 、700円台を $j = 2$ 、…、1100円台を $j = 6$ とし、1200円以上をレファレンスとする。

勤時間の増分である。なお、 N はサンプルサイズ、 z_i は最賃越境をするか否かの割付を表し、傾向スコア p_i は3節で紹介した雇用形態等の観察可能な個人属性等によって決定される最賃越境確率であり、ここでは最賃越境をしたか否かのダミー変数を最賃ギャップや観察可能な属性などの共変量に回帰する非線形確率モデル(1)式を推定した結果得られる予測値を用いる。

2) 記述統計

図表5-5-1は、(1)式の推定に用いるデータの記述統計を示している。入職期間ごとに全期間、入職年が2007年以降、2015年以降に分けて示している。調査から得られた全標本10000を利用する予定であったが、通勤時間が1分未満である標本(回答者が通勤時間0と回答)が100、自分が県境近隣に住んでいるか判断がつかなかった標本(回答者が「わからない」を選択)が357存在したため、計452の標本を推定に利用しなかった(5標本は重複している)。

図表5-5-1 記述統計

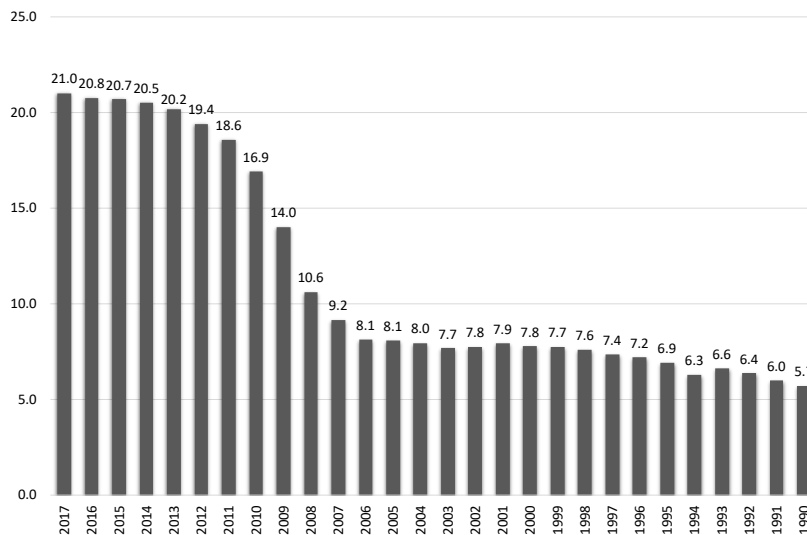
	入職期間計		2007年以降の入職		2015年以降の入職	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
最賃越境	0.026	0.16	0.027	0.16	0.032	0.18
地域間最低賃金ギャップ	4.20	21.02	4.83	23.11	5.86	25.91
時給水準						
700円未満	0.04	0.21	0.04	0.21	0.04	0.20
700円台	0.03	0.16	0.03	0.16	0.03	0.16
800円台	0.11	0.31	0.12	0.33	0.14	0.34
900円台	0.16	0.37	0.17	0.38	0.19	0.39
1000円台	0.12	0.33	0.14	0.34	0.14	0.35
1100円台	0.07	0.26	0.07	0.26	0.08	0.27
1200円以上	0.46	0.50	0.42	0.49	0.39	0.49
雇用形態						
正社員	0.49	0.50	0.43	0.50	0.37	0.48
パートタイマー	0.36	0.48	0.40	0.49	0.43	0.50
契約社員・嘱託	0.11	0.31	0.12	0.32	0.12	0.32
派遣労働者	0.05	0.21	0.05	0.22	0.08	0.27
性別						
男性	0.42	0.49	0.38	0.49	0.35	0.48
年齢	45.41	11.06	44.15	11.41	42.64	11.84
世帯主	0.49	0.50	0.47	0.50	0.47	0.50
結婚	0.56	0.50	0.56	0.50	0.57	0.50
子あり	0.28	0.45	0.30	0.46	0.32	0.47
持ち家	0.80	0.40	0.77	0.42	0.73	0.44
県境近隣居住	0.27	0.44	0.26	0.44	0.28	0.45
サンプルサイズ	3,884		3,005		1,479	

また、図表5-2-7で確認した通り、本調査には結婚を機に住宅を購入するなど、居住地を選択した結果として県外就業することとなった者も含まれる。本分析の趣旨は、最低賃金の地域差が県外への就業を促すかを確認することであることから、居住地が就業地より先に決まっており、後で就業地を選択した者に限定した推定を行う必要が

ある。以上から、分析に用いるサンプルサイズは、入職期間計で 3884、2007 年以降は 3005、2015 年以降は 1479 である。

「最賃越境」は最低賃金考慮による県外就業ダミーである。平均値を見ると、入職期間計は 0.026、2007 年以降は 0.027、2015 年以降は 0.032 であり、最賃越境する比率は次第に高くなっている。地域間最低賃金ギャップも 4.20、4.83、5.86 と次第に高くなっている。入職年を最近に限定することで推定サンプル全体の平均年齢が若くなり、正社員比率は 0.49、0.43、0.37 と低下、つまりかわりに非正規労働者の比率は高くなる。同様に男性の比率も低下する。

図表 5-5-2 地域間の最賃ギャップの平均値の推移 (円)



図表 5-5-2 は、本調査の対象県の最賃ギャップの平均値の推移である。1990 年から 2007 年まではギャップの平均値は 5.7~9.2 円と 1 桁であったが、2008 年に 10.6 円、2009 年に 14.0 円、2013 年に 20.2 円と拡大している。

図表 5-5-3 東京・愛知・大阪への就業と都道府県間の最賃ギャップ (円)

*最低賃金は 2017 年 10 月の改定値

東京に就業		愛知に就業		大阪に就業	
居住県	最賃 ギャップ (円)	居住県	最賃 ギャップ (円)	居住県	最賃 ギャップ (円)
群馬	175	奈良	85	和歌山	132
山梨	174	岐阜	71	奈良	123
茨城	162	三重	51	滋賀	96
栃木	158	静岡	39	三重	89
静岡	126	兵庫	27	兵庫	65
千葉	90	京都	15	京都	53
埼玉	87			愛知	38
神奈川	2				

図表 5-5-3 は、2017 年 10 月改定による東京、愛知、大阪の 3 県への就業を例とした場合の最賃ギャップを示している。東京の隣（近）接県で最も大きなギャップは群馬の居住者が東京に就業する場合で 175 円である。愛知への就業の場合、奈良との最賃ギャップが最大であり、85 円である。大阪への就業の場合は和歌山との差が最も大きく 132 円である。

図表 5-5-4 は (2) 式の推定に用いるデータの記述統計である。入職期間計で見ると、通勤時間は 51.4 分、2007 年以降は 69.1 分と約 20 分長い。2015 年以降では 68.0 分であり、2007 年以降の値との差は小さい。最賃越境確率は 0.09 から 0.26、0.30 と増加している。

図表 5-5-4 記述統計

	入職期間計		2007年以降の入職		2015年以降の入職	
	全ての都道府県		全ての都道府県		全ての都道府県	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
通勤時間	51.4	33.1	69.1	29.5	68.0	28.4
最賃越境確率	0.09	0.28	0.26	0.44	0.30	0.46
サンプルサイズ	3,884		3,005		1,479	

3) 最賃越境の推定結果

図表 5-5-5 は、最賃越境についての非線形確率モデル (1) 式の推定結果である。全期間、2007 年以降、2015 年以降の期間に分け、それぞれの限界効果を示している。2015 年以降の入職の地域間最低賃金ギャップの係数は 0.0011 と有意に正であり、最賃ギャップ 10 円は約 1%ポイント最賃越境を促す効果を持っている。時給の係数を見ると、700 円台、800 円台、900 円台の係数は負であり、最低賃金近傍の賃金で働く雇用者は、レファレンスグループである 1200 円台の雇用者に比べて最賃越境しない傾向がある⁷。ただし、雇用形態をみると 2015 年以降の推定においては非正規労働者の係数がいずれも有意に正であり、正社員に比べて最賃越境する傾向が確認できる。そして、県境近隣居住の係数の符号は有意に正であり、県境近くに住んでいると最賃越境しやすいという傾向がある。

⁷ 時給は本来は過去（入職時）の時給を用いるべきであるが、ここでの時給は 2017 年 10 月時点の時給である。(1)の入職期間計の推定では、最低賃金越境の意思決定を、現在の時給水準で説明することになり問題がある。同様に、持ち家ダミーや結婚などの変数も 2017 年 11 月の状態であり、入職時と現在では持ち家の所有状況、婚姻状態が異なることの方が多いだろう。(1) (2) の推定結果については参考として示すが本文中では言及しない。

図表 5-5-5 最低賃金県外就業の推定・限界効果
(居住地が就業地より先に決まっていた者に限定)

		(1)	(2)	(3)
		入職期間計	2007年以降の入職	2015年以降の入職
地域間最低賃金ギャップ		0.0008*** (0.0000)	0.0009*** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)
時給水準	700円未満	0.0017 (0.0057)	0.0016 (0.0066)	0.0017 (0.0097)
	700円台	-0.0285** (0.0126)	-0.0374** (0.0153)	-0.0689** (0.0272)
	800円台	-0.0197*** (0.0065)	-0.0201*** (0.0075)	-0.0388*** (0.0129)
	900円台	-0.0156*** (0.0050)	-0.0149*** (0.0056)	-0.0144* (0.0076)
	1000円台	0.0015 (0.0052)	0.0004 (0.0058)	-0.0054 (0.0073)
	1100円台	-0.0034 (0.0047)	-0.0069 (0.0055)	-0.0164* (0.0092)
雇用形態	パートタイマー	0.0018 (0.0044)	0.0034 (0.0049)	0.0139* (0.0072)
	契約社員・嘱託	0.0060 (0.0040)	0.0082* (0.0044)	0.0183*** (0.0065)
	派遣労働者	0.0085 (0.0061)	0.0089 (0.0067)	0.0176* (0.0091)
性別	男性	-0.0010 (0.0033)	-0.0020 (0.0039)	0.0010 (0.0060)
年齢		0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
世帯主		-0.0010 (0.0035)	-0.0002 (0.0041)	-0.0008 (0.0061)
結婚		-0.0010 (0.0034)	-0.0017 (0.0040)	-0.0047 (0.0060)
子あり		-0.0009 (0.0037)	-0.0023 (0.0044)	-0.0002 (0.0067)
持ち家		-0.0013 (0.0033)	-0.0012 (0.0037)	-0.0061 (0.0055)
県境近隣居住		0.0155*** (0.0032)	0.0176*** (0.0037)	0.0134*** (0.0051)
都道府県ダミー		yes	yes	yes
サンプルサイズ		3,884	3,005	1,479
決定係数		0.3129	0.341	0.3812

Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

4) 通勤時間の推定結果

3) 節では最賃ギャップが最賃越境を促進することを確認したが、本節では最賃ギャップを考慮して越境すれば、どの程度通勤時間が伸びるか検証するために、本章第1節で示した(2)式を推定した。

図表5-5-6 最賃越境と通勤時間の推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	入職期間計		2007年以降の入職		2015年以降の入職							
	OLS	IPW	OLS	IPW	OLS	IPW	OLS	IPW	OLS	IPW	OLS	IPW
最賃越境	19.05*** (1.51)	2.58 (2.33)	19.13*** (1.67)	1.90 (2.56)	21.38*** (2.35)	7.52** (3.60)						
定数項	49.82*** (0.56)	68.08*** (1.05)	48.84*** (0.63)	68.07*** (1.16)	48.08*** (0.90)	65.74*** (1.43)						
サンプルサイズ	3,884	3,884	3,005	3,005	1,479	1,479						
修正済決定係数	0.03	0.00	0.03	0.00	0.04	0.01						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表5-5-6は、最賃越境と通勤時間の推定結果を示している。OLSの推定結果は入職期間別に(1)(3)(5)に示されおり、最賃越境の係数は19~21であり、最賃越境する者の方がしない者よりも通勤時間が20分程度長いことを意味する。一方、傾向スコア加重法を用いて推定した結果は(2)(4)(6)に示されている。(2)(4)の最賃越境の係数は有意でなく、最賃越境は個人の通勤時間を引き延ばす程の効果を持たなかったことを意味する。しかし、入職期間を2015年以降に限定した(6)では、最賃越境の係数は7.52であり、最賃越境者の方が7分半程度通勤時間が長いことを示している。

以上をまとめると、地域間最賃ギャップ10円は最賃越境を1%ポイント促す効果を持っているが、個人の通勤時間を長くする程の効果を持つことが確認できるのは、2015年以降のデータを用いた場合である。そしてその通勤時間の伸長効果は約7分半程度であることが示された。

6. まとめ

本章の分析結果を以下にまとめるが、3節冒頭で説明した通り、最賃越境者が実態よりも過大推計されている可能性があることへの留意をここで改めて記したい。

- ・ 国勢調査から居住地とは異なる都道府県への就業の多い首都圏、中京圏、近畿圏の3地域に限定し、18県を調査対象にウェブアンケート調査を実施した結果、居住する都

道府県よりも最低賃金が高いことを理由に他県に就業する雇用者は、3地域の全雇用者のうち0.7%程度であることがわかった。

- ・雇用者に占める最低賃金を理由とする県外就業率は、都道府県によって異なり、埼玉、群馬、千葉、奈良で相対的に高い。一方、栃木や静岡、三重、滋賀、兵庫などは近隣に最低賃金の高い都道府県があるが、最低賃金による県外就業率は低い。最低賃金を理由とする県外就業率の多寡は各県の交通事情や通勤可能県内における産業立地等に依存すると考えられる。
- ・通常の県外就業は正社員が8割を占めるのに対し、最低賃金差を理由とする県外就業率は、正社員よりも派遣労働者や契約社員・嘱託で高い傾向がある。
- ・最低賃金水準近傍の時給で働く雇用者にはパートタイマーが多いが、パートタイマーは他の雇用形態に比べて最低賃金差を理由とする県外就業比率が低い。これは、パートタイマーの通勤時間制約が厳しいことに起因すると考えられる。
- ・2017年11月に実施した本調査を用いて分析した結果、最低賃金の都道府県格差が県外就業を促す効果を持つことがわかったが、その影響は決して大きなものではなかった。
- ・最低賃金の影響を最も受ける雇用形態であろうパートタイマーの通勤時間制約は大きく、最低賃金の都道府県間格差の大きさがパートタイマーの通勤時間を伸ばす誘引とはなっていないと考えられる。なお、最低賃金差を理由とする県外就業が通勤時間を引き伸ばす効果は、2015年以降の推定結果においてのみ確認され、その伸長効果は約7.5分である。

第6章 賃金と学業

1. 問題意識

経済学における最低賃金に関する研究は、その殆どが最低賃金の雇用に与える影響に焦点が当てられていると言っても過言ではない。北米、ヨーロッパ、中南米を含む世界の100以上の研究を整理した Neumark and Wascher (2008) によれば、そのうちのおよそ3分の2の研究において、最低賃金が若年労働者などの低熟練労働者の雇用機会を減少させるという結果が示されている。

最低賃金研究の第一人者であり、特に若年の雇用に関して最低賃金が負の影響を持つと主張する Neumark 教授らの比較的新しい研究では、アメリカにおける最低賃金の上昇は10代の若者の雇用に1.5%減少させるという結果を得ている (Neumark, Salas, Washer 2014)。しかし、2010年代には Dube 教授らの研究に代表されるように、最低賃金の上昇は10代の雇用に減らしていないという結果を示す研究も現れ (例えば Dube, Lester, Reich 2010、Allegretto, Dube, Reich 2011)、両研究グループ間で推定方法を巡り闊達な議論が行われている⁸。

EUの研究においても、アメリカ同様、最低賃金は若年雇用に減少させるという結果と、影響を与えないという結果が併存している。EUにおける最低賃金の若年雇用への影響を包括的に分析した Christl, Turyna, Kucsera (2018) は、その効果は国によって異なり、ヨーロッパのうち東欧諸国においては最低賃金の引き上げは若年の雇用率を低下させないが、ベルギー、フランス、オランダ、アイルランドなどはすでに最低賃金水準が賃金水準に比して十分に高く、若年の雇用率に悪影響を及ぼす可能性がある⁹と指摘する⁹。

日本では、川口・森 (2013) が若年に特化して最低賃金の雇用への影響を検証した代表的な研究である¹⁰。彼らはリーマン・ショック後の景気後退期を含む2007年から2010年の「労働力調査」と「賃金構造基本統計調査」を組み合わせ、4年分の県別パネルデータを作成し、最低賃金の上昇が16～19歳男女労働者に対し雇用減少効果をもつことを示した。その効果の大きさは、最低賃金が10%上昇すると下位分位の賃金を2.8～3.9%引き上げ、10代男女の就業率を5.25%ポイント減少させるという大きなものである。

また、日本のデータを用いて若年者に焦点を当てた研究に北條 (2017) がある。北條 (2017) は、日本の地域別最低賃金と高校新卒者の進路決定の関係を検証した研究である。2004年から2013年の県別パネルデータを用いて、最低賃金の上昇の大きい都道府県

⁸ Dubeらは、隣接する郡は、地理的条件等によって同様の産業構造を持っており、雇用の動きなどに空間的相関を考慮して分析すべきだと主張している。

⁹ Christlらは、東ヨーロッパ諸国に限っては、ある一定水準までの最低賃金の上昇は、若い個人の雇用率の上昇は若年の雇用率上昇にさえつながらる可能性がある⁹と指摘している。

¹⁰ Higuchi (2013) は、2004～2010年の慶応パネルデータを用いて、最賃上昇は失業・無業者の新規就業確率、非正規労働者の離職確率に対して、ともに影響なしという結果を示している。

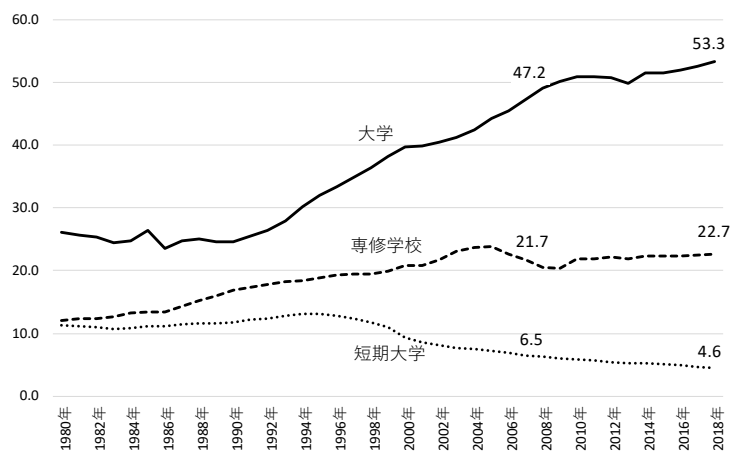
ほど、高卒新卒者の専修学校専門課程進学率が低下した結果、就職率が上昇したことを示している。最低賃金の上昇が短期的に高校生の進学の世界費用（放棄所得）を増大させ、就職を選択させたと考えられる。また、最低賃金の上昇は、女子よりも男子新卒者に大きな影響を与えていたという。

川口・森（2013）と、北條（2017）は、同時期のデータを用い、かつ同年代を対象とした分析であるが、一方では最低賃金の上昇が労働需要を低下させ、その結果、就業率を低下させるが、他方では労働供給側の要因によって就職率（就業率）が上昇するというもので、最低賃金が就業率に反対の効果を持つことが示されている。

北條（2017）は、川口・森（2013）との分析結果の違いは、都道府県固有トレンドの制御の有無に起因するものであると説明している。北條（2017）は県固有トレンドを制御しない推定も行っており、その場合に最低賃金の上昇はむしろ大学進学率を高め、就職率を低下させる。これは川口・森（2013）の結果と整合する。推定モデルによって最低賃金が就業率に与える係数の符号が逆になるため、どちらのモデルが実態を適切に示すのか、再び検証される必要があるだろう。ただし、いずれにせよ北條（2017）の分析が優れている点は、最低賃金の上昇と同時点の需給の変化を実証する研究が多い中で、最低賃金が将来の労働供給に与える影響を検証している点である。

川口・森（2013）では、最低賃金の上昇に伴い企業が若年雇用者を解雇・雇止めするか、採用を抑制した結果、就業率が低下したと考える。しかし、分析期間である2007年～2010年の10代の完全失業率は大きくは上昇していない。そのため、最低賃金の上昇が若年者の労働供給を抑制し、就業率を下げた可能性もある。例えば、長期に最低賃金の上昇が続くと予想される場合、企業は最低賃金以下の生産性しか持たない労働者を雇おうとはしないため、若年者は企業の労働需要がより高学歴・高スキルの労働者に移ると予想して、自身の学歴を高めようと進学し、就業率が下がったと考えることもできる。

図表6-1-1 高等教育機関への進学率（%）



出所) 学校基本調査より作成

図表 6-1-2 男女別・大学進学率 (%)

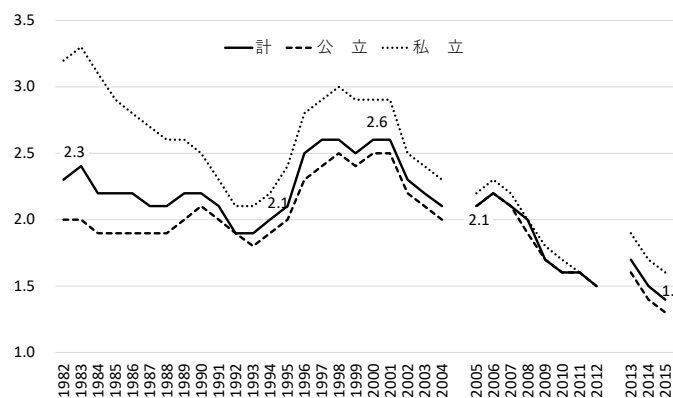


出所) 学校基本調査より作成

もちろん進学率の上昇の全てを最低賃金の影響として説明できるわけではないが、日本の高等教育機関への進学率は上昇し続けている。図表 6-1-1 は、学校基本調査から作成した、大学、短期大学、専修学校への進学率である。大学進学率は直近 10 年で 6% ポイント上昇し、専修学校も 1% ポイント上昇している。短期大学への進学率は 2% ポイント減少しているが、図表 6-1-2 に示した男女別の大学進学率をみると、女性の進学率の伸びは男性より著しく、女性は進学先を短期大学ではなく大学に変更している。

また、高学歴な労働者への需要シフトを予想する若年者は、中退も控えるに違いない。図表 6-1-3 は、文部科学省「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」から作成した高校中退率の推移である。高校生の中退率は 2000 年代以降、低下し続けている^{11,12}。

図表 6-1-3 高校中退率 (%)



出所) 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査より作成

¹¹ 中途退学率とは、在籍者数に占める中途退学者数の割合である。中退率は期間によって調査対象が異なり、平成 16 年度までは公立高等学校を調査し、平成 17 年度から国立高等学校、平成 25 年度から高等学校通信制課程が調査されるようになった。

¹² 1990 年代の高校中退率の上昇を受け、1993 年文部省から高校生の中退を抑制する取り組みを求める通知が都道府県教育委員会等に出された。これを受けて、高校は生徒を中退させない指導方針を強化させ、その結果、2000 年代の中退率の低下につながったことについて小杉礼子氏からご指摘頂いた。

本章では、上記のように高学歴化が進む中、賃金の上昇が若年者の労働供給にどのような影響を与えるかについて分析する。北條（2017）では、最低賃金の上昇によって、高校生が、専門学校に入学した際の、つまり将来の機会費用の増大を予想して、専門学校進学を取りやめて就職することが示された。一方、本章では、最低賃金水準で働く若年者の在学中のアルバイトについて分析し、賃金の上昇が若年の労働供給に与える影響について分析する。具体的には、最低賃金と労働時間、勉強時間との関係を検証する。

賃金の上昇がアルバイトの時給を上昇させると、勉強に費やす時間の機会費用は増え、学生はアルバイトの時間を増やして、勉強時間を減らすかもしれない。しかし一方で、先述の通り、最低賃金のコンスタントな上昇を観察した若年者は、将来、企業の労働需要が高学歴・高スキル労働者へシフトすることを予想して、将来所得の減少を防ぐために現在のアルバイト時間を減少させ、学習時間を増やすとも予想できる。若年者が賃金の上昇にどのような反応を示すのか予想することは難しく、実証分析の結果から明らかにしたい。

以下の各節では、本調査の結果や政府統計を利用し、賃金の上昇と高校生・大学生のアルバイト就業、勉強時間への影響について検証する。

2. 生徒・学生の就労環境と労働条件

本節では、「学業に関する実態調査」の集計結果や各種政府統計を用いて、生徒・学生の就労環境と労働条件を概観する。また、第3章3節で説明したように、本調査における生徒・学生の男女比等は学校基本調査に揃える補正を行っていることから、就業比率をはじめとする本調査の集計値を労働力調査等の政府統計の水準と比較することで、本調査のデータの妥当性を確認する。

1) 就業比率

図表6-2-1 生徒・学生の就業比率（％）

	普通科	工業高校	商業高校	その他	高校計	大学
男	15.3	19.4	10.2	28.5	17.2	81.0
女	28.3	42.1	53.3	48.9	33.8	85.4
男女計	21.9	21.7	40.2	40.1	25.4	83.0

図表6-2-1は、本調査から集計した学科別、性別の就業比率である。男女計で見ると、普通科21.9％、工業高校21.7％、商業高校40.2％、その他高校40.1％、大学生は83.0％である。男女別にみると、高校生、大学生ともに女性の方が就業比率が高い。図表は省略するが、高校生の95.0％、大学生の97.5％の雇用形態はアルバイトである。

図表6-2-2は2017年の総務省統計局「就業構造基本調査」による、年齢階級別、通学者の有業率である。15～19歳の通学者を高校生、20～24歳を主に大学生に相当すると考えて本調査の値と比較すると、男女計の高校生の有業比率は12.0％、大学生

は 38.0%である。本調査の男女計・高校生の有業率 25.4%、大学生の 83.0%であり、本調査の就業率はかなり高い水準にある¹³。

図表 6-2-2 就調による通学者の有業率（人、%）

		人口	通学者 (無業者)	通学が主な者 (有業者)	通学者計	通学者比率	通学者 有業比率
男	15~19歳	3,070,600	2,475,000	284,300	2,759,300	89.9	10.3
	20~24歳	3,169,700	815,600	491,100	1,306,700	41.2	37.6
女	15~19歳	2,917,700	2,330,500	373,800	2,704,300	92.7	13.8
	20~24歳	3,015,000	662,800	415,600	1,078,400	35.8	38.5
男女計	15~19歳	5,988,300	4,805,600	658,200	5,463,800	91.2	12.0
	20~24歳	6,184,700	1,478,400	906,700	2,385,100	38.6	38.0

出所) 2017年就業構造基本調査より作成

図表 6-2-3 国調による通学者の就業率（人、%）

		人口	通学者 (仕事を一切 していない)	通学の かたわら仕事	通学者計	通学者比率	通学者 就業比率
男	15~19歳	3,085,416	2,541,964	178,282	2,363,682	82.4	7.0
	20~24歳	3,046,392	1,039,007	285,697	753,310	34.1	27.5
女	15~19歳	2,922,972	2,475,868	218,277	2,257,591	84.7	8.8
	20~24歳	2,921,735	864,437	247,664	616,773	29.6	28.7
男女計	15~19歳	6,008,388	5,017,832	396,559	4,621,273	83.5	7.9
	20~24歳	5,968,127	1,903,444	533,361	1,370,083	31.9	28.0

出所) 2015年国勢調査より作成

図表 6-2-4 労調による通学者の就業率（万人、%）

		人口	通学者 (仕事を一切 していない)	通学の かたわら仕事	通学者計	通学者比率	通学者 就業比率
男	15~19歳	309	253	26	279	90.3	9.3
	15~17歳	190	179	5	184	96.8	2.7
	18・19歳	119	73	21	94	79.0	22.3
	20~24歳	319	82	45	127	39.8	35.4
	20・21歳	130	49	30	79	60.8	38.0
	22~24歳	189	33	15	48	25.4	31.3
女	15~19歳	293	237	31	268	91.5	11.6
	15~17歳	178	167	8	175	98.3	4.6
	18・19歳	114	69	23	92	80.7	25.0
	20~24歳	301	64	37	101	33.6	36.6
	20・21歳	127	45	28	73	57.5	38.4
	22~24歳	174	19	9	28	16.1	32.1
男女計	15~19歳	601	489	57	546	90.8	10.4
	15~17歳	368	347	13	360	97.8	3.6
	18・19歳	233	143	44	187	80.3	23.5
	20~24歳	620	146	83	229	36.9	36.2
	20・21歳	256	95	58	153	59.8	37.9
	22~24歳	364	52	25	77	21.2	32.5

出所) 労働力調査 2017年平均より作成

¹³ なお、就業構造基本調査は、ふだん（およそ半年から1年の間）の就業状態を尋ねる usual 方式の調査であり、国勢調査や労働力調査のような、調査期間内の就業状態を尋ねる actual 方式の調査よりも有業率（就業率）が高いことが知られている。本調査は、就業の有無を「あなたはふだん、少しでも収入のある仕事をしていますか」と尋ねており、就業構造基本調査と同様の usual 方式の調査である。つまり、本調査と就業構造基本調査の乖離は usual か actual かという調査方式の違いではないということになる。

図表 6-2-3、図表 6-2-4 には、総務省統計局「2015 年国勢調査」、総務省統計局「労働力調査」の 2017 年暦年平均の年齢階級別、通学者の就業比率を示している。図表 4-2-3 によれば、高校生に相当する 15~19 歳の就業比率は 7.9%、大学生に相当する 20~24 歳は 28.0%と政府統計の中で最も低い水準である¹⁴。

図表 6-2-4 に示したように、労働力調査では、高校生に相当する 15~19 歳の就業比率は 10.4%、大学生に相当する 20~24 歳は 36.2%と就業構造基本調査に近い値である。さらに労働力調査は、他の統計より細かい年齢区分で就業率を計算可能である。まさしく高校生に相当する 15~17 歳の通学者の就業率はわずか 3.6%である。22~24 歳の通学・就業者は大学生に相当するが、32.5%である。

以上の 3 つの政府統計による通学者の就業率は実態よりも少ない可能性はないだろうか¹⁵。日本学生支援機構「学生生活調査」は、大学生を対象とした大規模なサンプリング調査であり、大学生のアルバイト就業状況を調べている¹⁶。この調査は毎年 11 月に行われ、最近 1 年間のアルバイトの状況を尋ねているので usual 方式の調査である。

図表 6-2-5 大学生・性別アルバイト従事比率 (%)

	アルバイト 非従事者	アルバイト 従事者	計
男	19.3	80.7	100
女	13.5	86.5	100
男女計	16.4	83.6	100

出所) 2016 年日本学生支援機構「学生生活調査」より作成

図表 6-2-5 は、同調査の大学生のアルバイト就業比率を示している。最近 1 年間にアルバイトをした者の比率は 83.6%であり、本調査の大学生のアルバイト就業率 83.0%とほぼ一致する。ただし、大学生は夏休み等、まとまった休みにだけアルバイトをする者がいるため、国勢調査や労働力調査と比較するためには、恒常的にアルバイトをする者の比率と比較する必要がある。

¹⁴ 2015 年国勢調査は 2015 年の 9 月 24 日 (日) から 9 月 30 日 (土) の 1 週間の就労状況を調査しており、大学によっては夏休み期間中であることが影響している可能性はある。

¹⁵ 労働力調査等の就業率が低いのではないかと指摘はこれまでもいくつか行われている。梅村 (1988) は、1970 年代半ばから 1980 年代の事業所統計と労働力調査の卸売小売業・飲食店における就業者の差の拡大は、労働力調査における副業と学生アルバイトの調査漏れが関係していると指摘する。学生アルバイトについては「世帯調査の際、学生は通学の項目をマークするだけで、アルバイトの就業の方は無記入のままにしておくケースが多い」ことを理由としてあげている。古郡 (1985) は、就業構造基本調査、労働力調査特別調査とリクルートが大学生に行った調査を比較し、全国で 36 万人程度のアルバイト従事者の不足を指摘している。小山・金色 (1988) は、学生援護会編『アルバイト白書』により、大学生のアルバイト比率 59.3%、高校生 20.5%を用いて、1986 年の労働力調査の学生アルバイト捕捉率は 22.1%と計算している。

¹⁶ 全国の大学生 2,940,992 人のうち 96,696 人を調査対象としている。(回収率 45.7%、有効回答数 44,169 人)。

図表6-2-6は授業期間中、長期休暇中に分け、大学生のアルバイトの頻度を示している。授業期間中に定期的にアルバイトをしている学生の比率は、週1～2日が37.9%、週3日以上が47.8%、合計85.7%である。

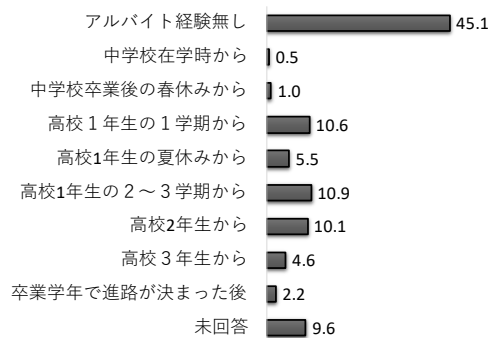
ただし、この公表集計値の分母はアルバイトをしている学生であるため、分母を学生全体に修正する必要がある。授業期間中に恒常的にアルバイトをしていた者の比率は岩田（2018）によれば82.4%であり、この値を利用して計算すると、全学生のうち授業期間中に週1日以上アルバイトをする者の比率（恒常的アルバイト従事比率）は59.0%である¹⁷。このように厳しい定義で大学生の就業比率を計算しても、大学生の約6割は恒常的に働いていると考えられる。

図表6-2-6 授業期間か否か別アルバイト頻度（%）

	授業期間中	長期休暇中
不定期的にした	14.3	18.0
週に1～2日した	37.9	16.5
週に3日以上した	47.8	65.5
合計	100.0	100.0
週1日以上	85.7	82.0

出所) 2016年日本学生支援機構「学生生活調査」より作成

図表6-2-7 高校生アルバイト経験（%）



出所) 厚生労働省「高校生に対するアルバイトに関する意識等調査」

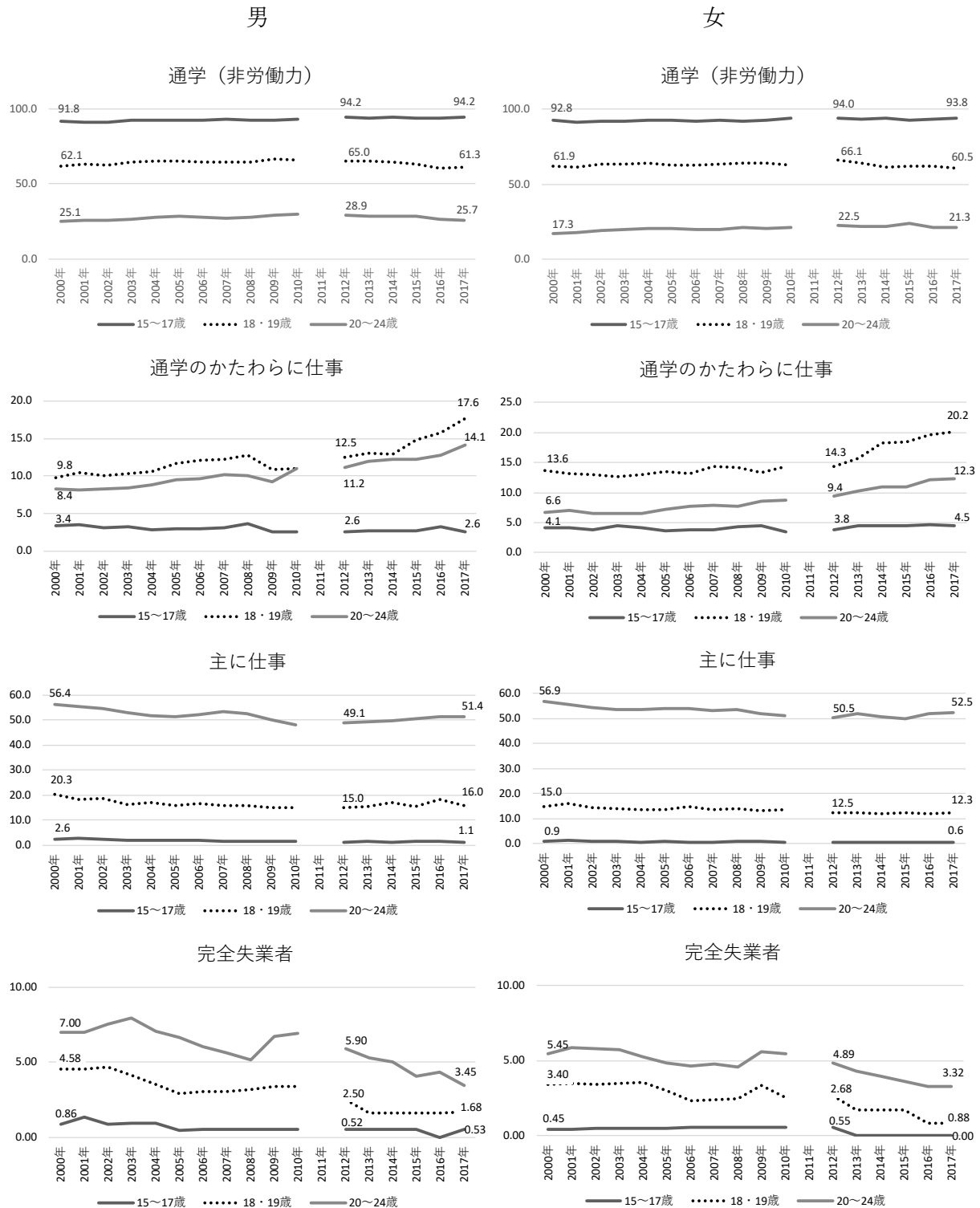
高校生の就業比率は、大学生に関する学生生活調査のような精緻な統計調査がないため、数少ない調査から推測するしかない。厚生労働省「高校生に対するアルバイトに関する意識等調査」は、高校生にアルバイト経験をたずねている¹⁸。高校生4,016人のう

¹⁷ 岩田（2018）は、学生生活調査の個票データを使い、アルバイト従事者の授業期間中のアルバイト比率を82.4%と計算している。学生アルバイト比率83.6%に、授業期間中のアルバイト比率82.4%を掛け、さらに授業期間中週1日以上アルバイトをしていた比率85.7%を掛けたのが、恒常的アルバイト比率であり59.0%である。

¹⁸ 平成27年度に厚生労働省が委託事業において高校生に対し労働基準関係法令等の知識の周知・啓発を図るために行われた労働法セミナーの参加者を対象に実施された調査である。セミナー参加者は4016人であった。

ち、アルバイト経験が有ると回答した人は 1,854 人 (46.1%) であった。図表 6-2-7 に示すように、夏休みだけでなく、高校 1 年生の 1 学期から早速アルバイトを始めた者が 10.6% いる。

図表 6-2-8 性別、就業状態別 15-24 歳の就業率・失業率等の推移 (%)



出所) 労働力調査より作成

図表 6-2-8 は、労働力調査から作成した性別、15～24 歳の 2000 年以降の非労働力率（通学者）、通学のかたわら仕事をしている者の比率、主に仕事をしている者の比率、完全失業率の推移である。各比率の分母は各年齢階層の人口である。まず、非労働力の 18～19 歳（点線）をみると、図表 6-1-1 で確認したように進学率が上昇しているにもかかわらず、2010 年代の通学者の比率は低下している。20～24 歳（灰色）も、低下幅は小さいが低下傾向にある。

一方で、上昇傾向にあるのは通学のかたわら仕事をしている者の比率である。18～19 歳（点線）は、2012 年からの 5 年間で 5%ポイント上昇し、20～24 歳（灰色）も同様に約 3%ポイント上昇している。

次に、主に仕事をしている者をみると、18～19 歳、20～24 歳共に 2000 年以降緩やかな低下傾向にあったが、2012 年以降は、18～19 歳の男性（点線）は 1%ポイントの上昇、20～24 歳男性（灰色）は 2.3%ポイント上昇している。20～24 歳女性（灰色）も 2.0%ポイント上昇している。

完全失業者は 2000 年以降低下傾向にあり、2012 年以降をみると 18～19 歳男性（点線）は 0.82%ポイント改善、20～24 歳男性（灰色）は 2.45%ポイント改善している。女性も 18～19 歳（点線）は 1.57%ポイント改善、20～24 歳（灰色）は 1.80%ポイント改善している。

以上から、大学生に相当する 18～24 歳人口においては、2000 年以降の 15 年程度の間には失業率が改善し、就業するか、もしくは通学のかたわら仕事をする者に振り分けられたと考えられる。就業率の上昇以上に、通学のかたわら仕事する者の比率が高まっており、失業率が改善し職に就きやすい状況において、仕事だけするという選択ではなく、職に就きながら学費を稼ぎ、学歴を高める行動を取っていると解釈することができる。

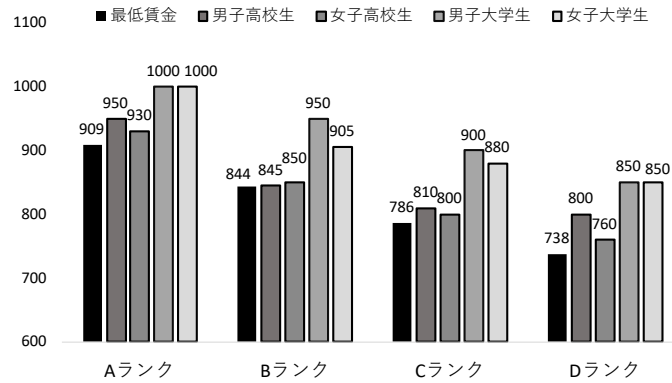
高校生に相当する 15～17 歳人口は、20～24 歳に比べて変化が小さいが、完全失業率は改善し、主に仕事の者が 1%減少し、非労働力（通学）が僅かに増えている。通学のかたわら仕事をする者は、男性で減少し、女性は微増と逆の動きを示している。

2) 時給の水準

以下では、本調査の「学業に関する実態調査」を用い、生徒・学生のアルバイトの労働条件や就労環境を紹介する。図表 6-2-9 は、最低賃金の目安ランクごとに、生徒・学生の時給の中央値を示している。棒グラフの黒色は、最低賃金目安ランクごとの最低賃金の地域平均値である。この図から、最低賃金が高い地域ほど生徒・学生の時給が高い傾向が見てとれる。A ランクの最低賃金額の地域平均値は 909 円であるのに対し、男子高校生の時給の中央値は 950 円、女子高校生は 930 円であり、その差は 20～30 円である。B ランクはより差が小さく、最低賃金の地域平均値 844 円に対し、男子高校生の時給の中央値は 845 円、女子高校生の時給の中央値は 850 円であり、高校生はまさしく最低賃金

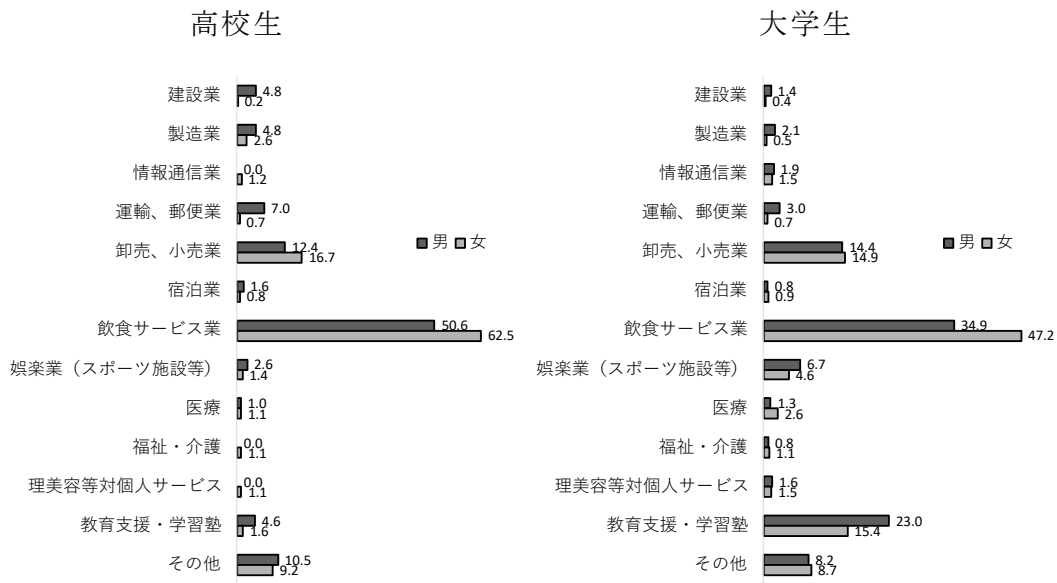
水準の労働者が多いことが推測される。一方、大学生の時給の中央値は最低賃金よりも100円程度高い水準にある。

図表6-2-9 最低賃金の目安ランクと時給（中央値）



3) 産業

図表6-2-10 高校生・大学生が就業する産業（%）



図表6-2-10は、生徒・学生の就業先産業である。高校生、大学生とも飲食サービス業と卸売、小売業で半数以上を占めている。本調査では、生徒・学生の具体的な仕事内容を自由記述に記入してもらった。飲食サービス業では、ファミリーレストランや喫茶店等のホールスタッフとして働く者が多かった。大学生は、居酒屋などアルコールを提供する店舗で働く者も多いが、本調査において高校生の就業先として居酒屋等は1件も確認されなかった。卸売、小売業における主な仕事は、スーパーのレジ打ちとコンビニエンスストアのレジ・品出しの仕事であった。その他に目立つ点としては、高校生と比較して、大学生は教育・学習支援業や娯楽業（スポーツ施設の受付）の比率が高いことが挙げられよう。

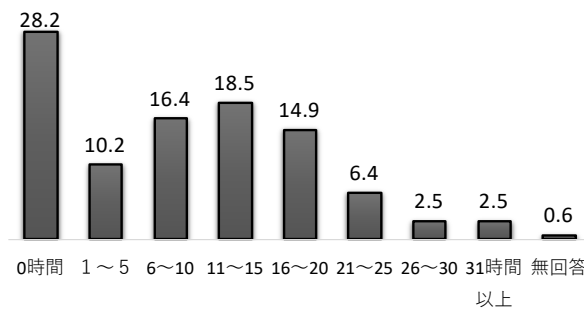
4) 労働時間

図表6-2-1 1は、生徒・学生の1ヶ月の労働時間の平均値、中央値である。高校生の労働時間を男女計の平均値で比較すると、高校普通科38.5時間、工業高校33.2時間、商業高校38.6時間、その他43.4時間である。図表中の空欄は、サンプルサイズが小さく集計に耐えないと判断して値を示さなかった。大学生の平均労働時間を学年別にみると、1年生39.1時間、2年生42.9時間、3年生45.7時間、4年生48.4時間と、学年を追うごとに労働時間は長くなる。男女別にみると、高校生は女性の方が長い、大学生は男女で差は小さい。

図表6-2-1 1 生徒・学生の月労働時間

	男			女			男女計		
	平均値	中央値	サンプル サイズ	平均値	中央値	サンプル サイズ	平均値	中央値	サンプル サイズ
高校普通科	37.0	24	70	39.4	30	326	38.5	30	396
工業高校			9			7	33.2	40	16
商業高校			4	39.5	37	65	38.6	37	69
その他			11	47.7	44	93	43.4	44	104
高校計	35.7	25	94	41.0	35	491	39.2	30	585
大学1年	37.1	38	225	41.9	40	393	39.1	38	618
大学2年	44.4	40	264	41.0	40	519	42.9	40	783
大学3年	44.2	36	283	47.6	48	577	45.7	40	860
大学4年	46.1	40	368	50.8	45	926	48.4	40	1294
大学計	43.5	40	1140	46.5	40	2415	44.9	40	3555

図表6-2-1 2 大学生の労働時間 (%)



出所) 平成2016年度「学生生活調査結果」(大学昼間部)より作成

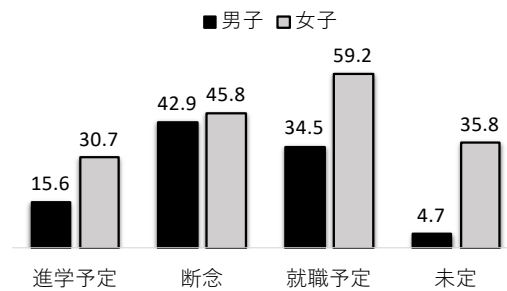
図表6-2-1 2は、前出の日本学生支援機構「大学生生活調査」による大学生のアルバイトの労働時間の分布を示している¹⁹。1時間未満の労働時間の者、もしくはアルバイトをしていない者の比率が最も高く28.2%、次いで高いのは、週11~15時間働く者で

¹⁹ 図表6-2-1 2の「1~5」「6~10」時間などの労働時間の階級は、日本学生支援機構「大学生生活調査結果」からの引用である。例えば5.5時間は「1~5」、「6~10」のいずれに入るのか明確でない。再集計にはこの調査の個票データが必要であるため、そのまま掲載している。

18.5%、その前後の階級である6～10時間が16.4%、16～20時間が14.9%である。31時間以上働く者は2.5%と少数である。この階級値から大学生の就労者・男女計の週間平均労働時間を計算すると13.52時間であり、これを単純に4倍した値を月間労働時間と考えると54時間となる。本調査の大学生の平均月労働時間は44.9時間であるので、大学生生活調査よりも5時間程度短いということになる。

生徒・学生の労働時間の長短は何によって決まるのだろうか。高校生についてみると、まず、学科による違いがあり、普通科よりは商業高校、その他高校で労働時間が長い。また女性の方が長く働く傾向がある。その他、進路の予定も労働時間と関係している。図表6-2-1-3は、高校生の性別、進路別、月平均労働時間である。進学予定の者、進学するか決めかねている者（未定）の労働時間は短く、男性はそれぞれ15.6時間、4.7時間、女性はそれぞれ30.7時間、35.8時間である。進学する予定であったが断念した者の労働時間は、男性42.9時間、女性45.8時間である。進学する予定であったが断念した者の労働時間は、男性42.9時間、女性45.8時間である。最初から就職する予定であった者は、男性34.5時間と進学を断念した者より短い、女性は59.2時間と各属性の中で最も長い。

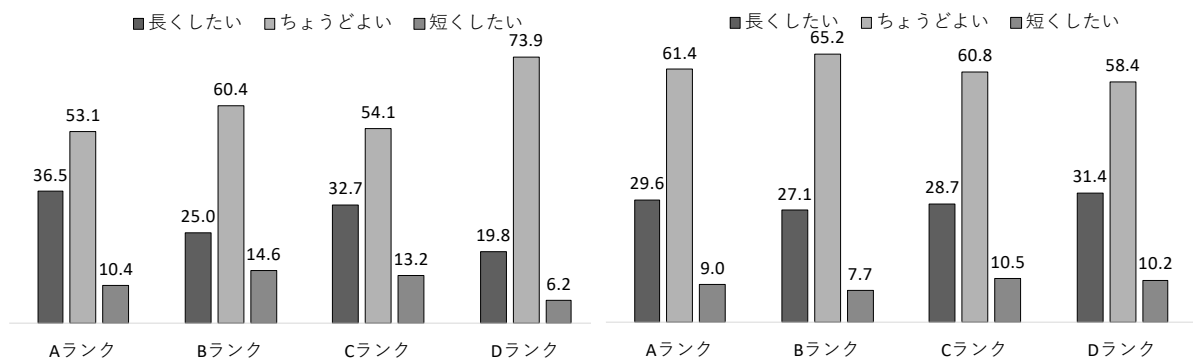
図表6-2-1-3 本人の進路予定と労働時間（高校生）



図表6-2-1-4 最低賃金目安ランクと労働時間の希望

高校生

大学生

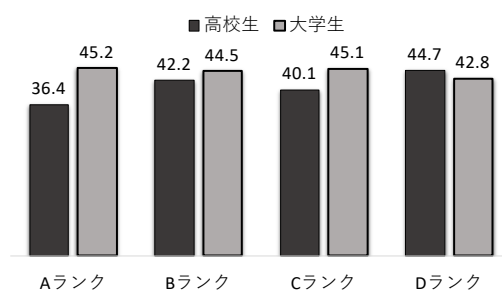


その他、労働条件も高校生、大学生の労働時間の決定に影響を与えるだろう。図表6-2-1-4は、最低賃金の目安ランク別の希望労働時間である。どの地域においても、

高校生、大学生共に労働時間は今の長さがちょうどいいと考える者が半数以上を占める。一方、高校生はAランクの地域で労働時間を長くしたいと希望する比率が最も高く36.5%、Dランクでは長くしたいという希望は19.8%である。大学生については、地域による分布の差は確認できない。

図表6-2-15には、目安ランクごとの高校生・大学生の実際の月間労働時間を示している。高校生はAランクの地域で労働時間が最も短く36.4時間、Dランクで44.7時間と、Dランクの方がむしろ8時間程労働時間が長い。一方、大学生はランクによる労働時間の差は小さい。このことから、最低賃金の水準が労働時間の長さに影響を与えているというよりは、最低賃金の水準が高い都市部では大学生が多く、高校生と競合しているが、地方には大学が少ないため、高校生がその地域の重要な労働力となっていることが推察される。

図表6-2-15 最低賃金目安ランクと1ヶ月の平均労働時間



図表6-2-16 勤務先の人手不足の状況と平均労働時間

	高校生			大学生		
	平均値	中央値	N	平均値	中央値	N
かなり足りていない	40.5	40	260	49.9	50	520
やや足りていない	39.6	30	180	47.6	40	1688
足りている	31.7	25	23	41.3	36	1069
むしろ人が余っている	22.6	15	28	40.8	30	175

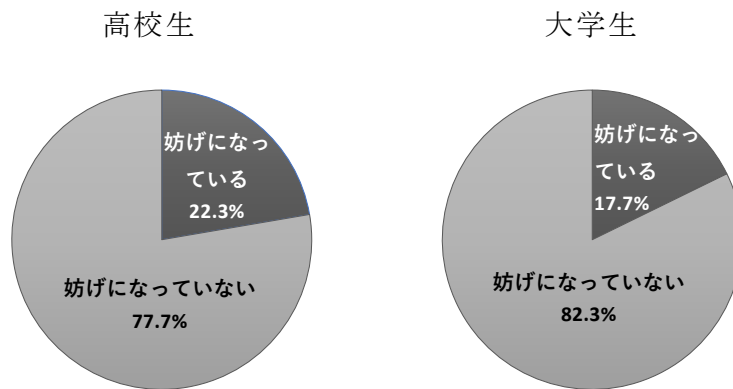
図表6-2-16は、勤務先の人手不足の状況を、生徒・学生の主観に基づいて「かなり足りていない」、「やや足りていない」、「足りている」、「むしろ人が余っている」の4段階で評価してもらい、勤務先の人手不足の状況ごとに労働時間を集計した結果である。高校生も大学生も、人手不足感のある職場で働く者の方が労働時間は長い。労働時間は自分で選択できる要素だけではなく、重要な労働力として認識されているかどうかもその長さを決定する要因となる。

3. 生徒・学生の勉強時間

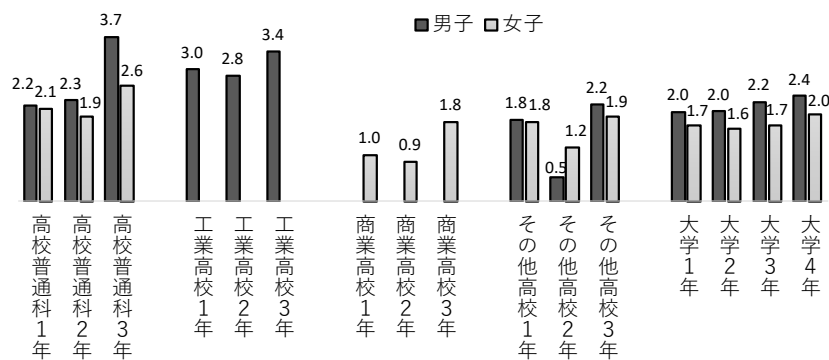
前節では、生徒・学生の就労状況や労働条件について確認した。特に高校生は、働くか否か、また何時間働くかは、自身の進路と強く関係している。そこで、本節では、生徒・学生の労働と勉強時間の関係性について明らかにする。

図表6-3-1は、アルバイトをしている生徒・学生に、アルバイトは勉強の妨げになっているかたずねた結果である。アルバイトが勉強の妨げになっていると自覚する高校生は22.3%、大学生は17.7%である。特に高校生のアルバイトに関しては、これまで通り校則等を通じて学業に影響を与えないよう注視していく必要があるだろう。

図表6-3-1 アルバイトが勉強の妨げになっている (%)



図表6-3-2 平日1日の平均勉強時間 (時間)



図表6-3-2は、生徒・学生の学年ごとの平日の勉強時間である。全般的に男性の勉強時間が長い。高校生はどの学科においても3年生の勉強時間が長くなり、受験勉強と関係していると考えられる。大学生は僅かだが学年とともに勉強時間は長くなる。なお、図表6-3-3は、図表6-3-2のバックデータであり、平均値の他、中央値、サンプルサイズを示している。

図表 6-3-3 平日 1 日の勉強時間 (時間)

	平均値		中央値		サンプルサイズ	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子
高校普通科 1 年	2.2	2.1	2	1	144	247
高校普通科 2 年	2.3	1.9	2	2	139	361
高校普通科 3 年	3.7	2.6	3	2	166	486
工業高校 1 年	3.0		2	2	22	5
工業高校 2 年	2.8		1	1	11	7
工業高校 3 年	3.4		1	0.5	22	4
商業高校 1 年		1.0	2	1	3	28
商業高校 2 年		0.9	2	1	5	32
商業高校 3 年		1.8	1	1	13	60
その他高校 1 年	1.8	1.8	2	1	12	37
その他高校 2 年	0.5	1.2	0	1	11	67
その他高校 3 年	2.2	1.9	1	1	17	83
大学 1 年	2.0	1.7	1	1	301	514
大学 2 年	2.0	1.7	1	1	317	613
大学 3 年	2.1	1.7	1	1	343	666
大学 4 年	2.4	2.0	2	1	443	1047
高校生計	2.6	2.0	2	1	565	1417
大学生計	2.2	1.8	1	1	1404	2840

図表 6-3-4 15~24 歳の平日 1 日の平均学習時間 (学校の授業を除く)

	男性	女性
計	2.2	2.1
通学	3.4	3.5
通学のかたわらに仕事	2.4	2.6

出所) 2016 年社会生活基本調査より作成

本調査における勉強時間のデータの妥当性を確かめるため、2016 年総務省「社会生活基本調査」の 15~24 歳の平均学習時間を示したのが図表 6-3-4 である。平日 1 日の平均学習時間は、男性が 2.2 時間、女性が 2.1 時間であり、本調査の勉強時間と大きく異ならない。このうち、通学しており働いていない場合、男性は 3.4 時間、女性は 3.5 時間勉強している。通学のかたわらに仕事をしている場合、男女ともに、1 時間勉強時間が短い。

図表 6-3-5 は、本調査から集計した、働いているか否か別の勉強時間である。男子高校生で、働いていない場合の平均勉強時間は 2.80 時間、働いている場合は 1.88 時間とおおよそ 1 時間勉強時間が短い。女子高校生も働いている方が 45 分程度勉強時間が短い。大学生は働いている方が、男性で 24.6 分、女性で 39 分勉強時間が短い。

図表 6-3-5 働いているか否か別、一日の勉強時間（時間）

		高校生			大学生		
		平均値	中央値	n	平均値	中央値	n
男性	働いている	1.88	1	94	2.08	1	1140
	一切働いていない	2.80	2	471	2.49	1	264
女性	働いている	1.50	1	491	1.70	1	2415
	一切働いていない	2.26	2	926	2.35	2	425

4. 推定モデル

3節ではアルバイトをする生徒・学生ほど勉強時間が少ないという関係が観察された。ただし、これは、例えば女子の方がアルバイト就業率が高く、また男子よりも女子の方が勉強時間が短いため、アルバイト就業と勉強時間の間にあたかも負の関係が存在するように見える、みせかけの関係である可能性もある。そのため、性別などの属性等をコントロールし、アルバイト時給と勉強時間の関係を見直す必要がある。

本節では、生徒・学生の賃金、労働供給と勉強時間の関係について検証する。ここでは、次のような簡単な労働供給モデルを考える。学生は余暇時間 L と消費財 C から効用 $U(L, C)$ を得ている。学生は総時間 T を余暇と労働に自由に配分する²⁰。余暇時間は L であり、アルバイト時間 $(T - L)$ である。余暇時間はアルバイト時間以外の時間であり、食事や睡眠時間が含まれる。また、勉強時間も余暇時間に含まれ、つまり、学生は勉強によって効用を高めると考える。学生はアルバイト時給 w 、非労働所得 A （＝両親からの仕送りや小遣い）で定義される予算制約式 $C \leq w(T - L) + A$ の下で、効用 $U(L, C)$ を最大化する余暇時間 L と消費財 C を選択する。 $T - L > 0$ が選択されるのは、 w が学生個人の消費の余暇に対する限界代替率を上回る時、すなわちアルバイト時給が留保賃金率を上回る時である。

この時、次のような労働供給モデルを推定する。

$$X_i = \beta_0 + \beta_1 \ln w_i + \beta_2 A_i + \beta_3 \theta_i + u_i \quad (1)$$

X_i はアルバイト時間 $(T_i - L_i)$ の対数値)、 w_i は市場で決まるアルバイト時給、 A_i はお小遣い、 θ_i は性別や学年などの観察可能な個人属性、観察不能な能力や選好などの個人属性は誤差項 u_i に含まれる。

アルバイト時給の上昇はアルバイト時間を増加させると考えられるので β_1 の符号は正、小遣いは就労意欲を低めるので β_2 の符号は負であることが予想される。

また、働いていない学生の労働時間が観察されないというサンプル・セレクションから生じるバイアスに対処するために、ヘックマン2段階推定を行い、非労働学生の期

²⁰ ここで総時間は24時間ではなく、学生が自由に配分できる時間である。学校の授業時間は学生が自分で自由に配分できないと考え、総時間 T から控除している。

待賃金率の予測値を推定し、(1)式の賃金として利用する。

まず、下記の(4)式の就業選択モデルを推定する。 H_i^* は*i*がアルバイト就業を選択する確率であり、 $H_i^* > 0$ であれば就業し、 $H_i^* \leq 0$ であれば就業しない。 $mini_{p,i}$ は最低賃金の目安ランクであり地域ダミーである。 A_i は仕送り小遣い、 θ_i は観察可能な個人属性 θ_i 、 ε_i は誤差項である。

2段階目は(2)式の賃金関数を推定する。説明変数は女性ダミー $female_i$ 、勤続年数の代わりとして昨年と同一事業所で働いているか否かを示すダミー変数 $same_i$ 、地域ダミーとしての最低賃金ランクダミー、サンプル・セレクションによる歪みを補正するために(4)式の推定から得た逆ミルズ比 λ_i を含む。分析対象は生徒・学生であり、教育投資の過程にあるため、学歴の変数は含まれない。しかし人的資本理論の示す通り学校教育に労働者としての技能を高める効果があるのであれば、教育を1年受けるごとに人的資本は蓄積される。ここではその効果を測るために学年ダミー $year_i$ を含めており、1年生は負、3年生は正であることが予想される。また高校生については同様の理由から学校の種類 $type_i$ も含めているが係数の符号は予想できない。

$$Y_i^* = \ln w_i = \alpha_0 + \alpha_1 female_i + \alpha_2 same_i + \alpha_3 mini_{p,i} + \alpha_4 year_i + \alpha_5 type_i + \alpha_6 \lambda_i + v_i \quad (2)$$

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^* & \text{if } H_i^* = 1 \\ . & \text{if } H_i^* = 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$H_i^* = \gamma_0 + \gamma_2 A_i + \gamma_3 \theta_i + \gamma_4 mini_{p,i} + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$H_i = \begin{cases} 1 & \text{if } H_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } H_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

そして、時給の上昇に伴い、生徒・学生が勉強時間を変化させるかを(6)式で検証する。全く勉強しない(勉強時間0時間)という選択をする学生も多数存在するため、トービットモデルを推定する。なお、非労働学生のアルバイトの時給 $\ln(w_i)$ には(1)式と同様に期待賃金率の予測値を利用する。

$$S_i^* = \ln(s_i) = \eta_0 + \eta_1 \ln w_i + \eta_2 mini_{p,i} + \eta_3 \theta_i + \omega_i \quad (6)$$

$$S_i = \begin{cases} S_i^* & \text{if } S_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } S_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

勉強しているからこそ塾の講師などの時給の高い職に就くことができるなど、勉強時間が増えると時給が高くなるという内生性の有無を確認するため、操作変数トービットモデルを推定する。時給に対する操作変数には、両親の学歴、通学する学校の偏差値、性別、最低賃金目安ランクを利用する。

5. データと記述統計

分析には本調査のうち「生徒・学生調査」を利用する。 y_i は月間のアルバイト時間、 w_i

はアルバイト時給、 s_i は平日1日の勉強時間であり、それぞれ対数を取っている。 $mini_{p,i}$ は最低賃金目安ランクごとのダミー、 θ_i は通学する学校の学科や、学校の偏差値、進路の予定や、通塾しているかなどの個人の能力等を表すダミー変数である。本調査には A_i に相当する仕送り・小遣い額が含まれないため、父親・母親の学歴を代理変数とする。父親・母親の学歴が高いほど世帯収入が高く、仕送り・小遣い額が多いと考える。

分析に利用するデータの記述統計は図表6-5-1に示している。働いてはいるが雇用はされていないと回答した標本が、高校生28、大学生は103含まれており、推定から除外した。

図表6-5-1 記述統計

		高校生		大学生	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差
時給		906.49	185.52	994.80	202.87
月間労働時間		11.76	29.58	38.35	40.15
勉強時間		2.27	2.64	1.92	2.26
時給 (対数)		6.76	0.10	6.89	0.16
月間労働時間 (対数)		3.26	1.06	3.47	0.97
勉強時間 (対数)		0.61	0.71	0.48	0.65
就業率		0.29	0.45	0.83	0.37
女性		0.71	0.45	0.67	0.47
学年	1年生	0.25	0.43	0.19	0.39
	2年生	0.32	0.47	0.22	0.41
	3年生	0.43	0.50	0.24	0.43
	4年生			0.35	0.48
高校	普通科	0.78	0.41		
	工業高校	0.04	0.19		
	商業高校	0.07	0.26		
	その他高校	0.11	0.32		
偏差値	70台	0.07	0.26	0.08	0.27
	60台	0.24	0.42	0.32	0.47
	50台	0.35	0.48	0.43	0.50
	40台	0.24	0.43	0.13	0.34
	30台	0.10	0.29	0.03	0.18
進路	進学予定	0.76	0.43		
	進学を断念	0.02	0.12		
	就職予定	0.10	0.31		
	未定	0.12	0.33		
通塾		0.25	0.44		
父親の教育年数		13.76	2.40	14.43	2.13
母親の教育年数		13.59	1.94	13.88	1.68
昨年と同じ事業所に就業		0.12	0.33	0.52	0.50
最低賃金目安ランク	Aランク	0.46	0.50	0.53	0.50
	Bランク	0.22	0.41	0.19	0.39
	Cランク	0.22	0.41	0.19	0.39
	Dランク	0.10	0.31	0.09	0.28
サンプルサイズ		1,954		4,141	

時給は働いている人のみのサンプルサイズ (高校生557、大学生3452)

時給 (対数) は就労していない人の期待賃金の予測値を含んだ値

高校生の時給の平均値は906.49円、大学生は994.80円で、大学生の方が90円ほど高い。また、労働時間は大学生の方が3倍以上長い。これは、高校生は全く働かない労

働時間 0 時間の者が多くいるためである。1 日の勉強時間は高校生の方が長く、就業率は大学生の方が高い。通学する学校の偏差値は、高校生、大学生ともに偏差値 50 台が最も多い。また父親と母親の教育年数は、高校生よりも大学生の方が、父親について 0.7 年長く、母親については 0.3 年長い。

6. 推定結果

1) 就業選択関数、賃金関数の推定

推定結果は図表 6-6-1 に示している。(1)～(3)は、高校生の推定結果、(4)～(6)は大学生の推定結果である。

(3)は高校生の就業選択関数の推定結果を示している。女子生徒の就業確率は男性より高く、1年生はレファレンスグループである2年生よりも就業確率が低い。その他、高校の学科は、商業高校、その他の高校はレファレンスグループである普通高校よりも就業確率が高い。また偏差値をみると、偏差値 70 台、60 台は、レファレンスグループである偏差値 50 台よりも就業確率が低く、偏差値 40 台は高く、30 台は差がない。父親の教育年数、母親の教育年数は、非就労所得の代理変数として推定式に追加しているが、父親の学歴が高いと就業確率は低いという労働供給モデルが想定する通りの符号を示している。一方で、母親の学歴は有意でない。最低賃金の地域別ランクが A ランクの都道府県では、レファレンスグループである C ランクよりも有意に就業確率が高く、賃金の高い都道府県で就業確率が高まることを示している。

(6)は、大学生の就業選択関数の推定結果であり、高校生同様、女子学生の方が就業確率が高い。1年生は他学年よりも就業確率が低く、1年目は大学生活に慣れることに時間がかかったり、履修すべき科目数が多いなどの理由が考えられる。高校生と異なり、大学生の場合、偏差値の低い大学に通う学生の方が就業確率が低い。偏差値 40 台、30 台は 50 台に比べて就業しない。父親の教育年数は統計学的にゼロと異ならず、母親の教育年数が長いほど、就業確率は低い。高校生と同様に、最低賃金ランクが A ランク、B ランクの都道府県では有意に就業確率が高い。

次に、賃金関数の推定結果 (2)、(5)をみると、逆ミルズ比は高校生、大学生の推定ともに有意であり、いずれもサンプル・セレクションを考慮し推定すべきであることを示している。逆ミルズ比の符号は高校生に関しては有意に正であり、つまり働いていない高校生の方が稼得能力が高いことを示している。一方、大学生に関しては、逆ミルズ比の符号は有意に負であり、働いていない大学生の方が稼得能力が低いことを示している。

高校生は、1年目の時給は他学年よりも低く、1年目の教育が賃金を高める効果を持つ可能性があるが、2年生と3年生の間に差は無い。また通学する高校の種類によっても差はない。親の教育は (2) 式においては、家庭環境指標の代理指標として推定式に含めて

いるが、母親の教育年数のみが時給を高める²¹。勤続年数の代理としての「前年と同一の事業所勤務」は、時給を低めているように見える。これは、昨年と同じ事業所で勤務しているアルバイト高校生の賃金がそうでないアルバイト高校生の賃金よりも低いことを示していると解釈できる。最低賃金の目安ランク A の都道府県において、他のランクよりも時給は高い。大学生は女子の時給が低く、また学年が上がっても賃金は増加しない。母親の教育年数は高校生と同様時給を引き上げている。

図表 6-6-1 賃金関数のヘックマン推定

被説明変数 推定モデル		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		時給 (対数) OLS	高校生 時給 (対数) hekit 2段階	就業の有無 hekit 1段階	時給 (対数) OLS	大学生 時給 (対数) hekit 2段階	就業の有無 hekit 1段階
性別	女性	-0.05*** (0.02)	-0.03 (0.02)	0.45*** (0.08)	-0.02*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	0.15*** (0.05)
学年	1年生	-0.03* (0.02)	-0.05** (0.02)	-0.32*** (0.09)	-0.02** (0.01)	0.02 (0.02)	-0.30*** (0.07)
	3年生	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.07)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.03 (0.07)
	4年生				-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.10 (0.07)
高校	工業高校	-0.04 (0.04)	-0.04 (0.04)	-0.13 (0.19)			
	商業高校	-0.02 (0.02)	0.00 (0.02)	0.31** (0.13)			
	その他高校	-0.02 (0.02)	0.00 (0.02)	0.34*** (0.10)			
偏差値	70台			-0.36** (0.15)			0.06 (0.09)
	60台			-0.17* (0.09)			0.06 (0.06)
	40台			0.39*** (0.08)			-0.35*** (0.07)
	30台			0.06 (0.12)			-0.50*** (0.12)
	進学断念			0.44* (0.24)			
	就職予定			0.43*** (0.11)			
親の教育年数	父親	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.05*** (0.02)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)
	母親	0.01** (0.00)	0.01* (0.00)	-0.02 (0.02)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	-0.03* (0.02)
前年と同一事業所勤務		-0.02 (0.01)	-0.02* (0.01)		0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	
最低賃金目安ランク	A	0.11*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.25*** (0.08)	0.11*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.24*** (0.06)
	B	0.03 (0.02)	0.03 (0.02)	-0.01 (0.10)	0.04*** (0.01)	0.01 (0.02)	0.28*** (0.08)
	D	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.21* (0.12)	-0.03** (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.08 (0.09)
逆ミルズ比			0.07** (0.03)		-0.28*** (0.07)		
定数項		6.78*** (0.02)	6.70*** (0.03)	-0.17 (0.28)	6.70*** (0.03)	6.78*** (0.05)	1.28*** (0.23)
サンプルサイズ		557	1,954	1,954	3,452	4,141	4,141
修正済決定係数		0.174			0.113		
Wald chi2(5)			120.11			140.14	
Prob > chi2			0.0000			0.0000	

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²¹ 教育投資のリターンの計測において、両親の学歴を制御しない場合に、教育年数の係数が過大に推定させることを、日本のデータを用いて示した研究に安井・佐野（2009）がある。

2) 労働時間の推定

次に、労働時間関数の推定結果を図表6-6-2に示している。(1)、(2)は高校生のOLS、ヘックマン2段階推定の結果である。時給はいずれも統計学的にゼロと異ならない。一方、大学生の推定結果(5)をみると、時給の1%上昇は大学生の労働時間を0.41%減少させる。時給の上昇は代替効果を通じて労働供給を増やすが、高校生については労働供給は増えず、大学生は代替効果よりも所得効果の方が大きく、時給の上昇が労働供給を減少させると考えられる。

図表6-6-2 時給と高校生・大学生の労働時間

推定モデル 被説明変数	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)		(6)
	OLS 労働時間(対数)	高校生 hekit 2段階 労働時間(対数)	hekit 1段階 就業の有無	就業の有無	OLS 労働時間(対数)	大学生 hekit 2段階 労働時間(対数)	hekit 1段階 就業の有無	就業の有無
時給(対数)	-0.04 (0.44)	-0.01 (0.33)			-0.40*** (0.10)	-0.41*** (0.10)		
性別 女性	0.35** (0.14)	0.26 (0.17)	0.46*** (0.08)		0.06 (0.04)	0.05 (0.04)	0.15*** (0.05)	
学年 1年生	0.13 (0.13)	0.18 (0.16)	-0.31*** (0.09)		-0.07 (0.05)	-0.06 (0.06)	-0.28*** (0.07)	
3年生	-0.01 (0.10)	-0.01 (0.10)	0.02 (0.07)		0.09* (0.05)	0.08* (0.05)	0.05 (0.07)	
4年生					0.12*** (0.04)	0.11** (0.05)	0.11* (0.07)	
高校 工業高校	0.05 (0.31)	0.07 (0.29)	-0.12 (0.19)					
商業高校	0.19 (0.14)	0.12 (0.17)	0.32** (0.13)					
その他高校	0.24* (0.13)	0.18 (0.15)	0.35*** (0.10)					
偏差値 70台			-0.35** (0.15)				0.06 (0.09)	
60台			-0.16* (0.09)				0.07 (0.06)	
40台			0.40*** (0.08)				-0.33*** (0.07)	
30台			0.05 (0.12)				-0.48*** (0.12)	
進学断念	-0.17 (0.32)	-0.24 (0.30)	0.44* (0.24)					
就職予定	-0.02 (0.13)	-0.10 (0.16)	0.43*** (0.11)					
未定	-0.29* (0.16)	-0.28* (0.15)	-0.16 (0.11)					
親の教育年数 父親	0.04** (0.02)	0.05** (0.03)	-0.04*** (0.02)		-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	
母親	-0.03 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.02)		-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03 (0.02)	
前年と同一事業所勤務	0.00 (0.10)	0.01 (0.10)						
最低賃金目安ランク A	-0.01 (0.13)	-0.05 (0.13)	0.25*** (0.08)		0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	0.22*** (0.06)	
B	0.08 (0.14)	0.08 (0.14)	-0.02 (0.10)		-0.02 (0.05)	-0.02 (0.06)	0.28*** (0.08)	
D	0.01 (0.20)	0.05 (0.19)	-0.21* (0.12)		-0.15** (0.07)	-0.15** (0.07)	-0.08 (0.09)	
逆ミルズ比		-0.25 (0.29)				-0.07 (0.28)		
定数項	3.00 (2.96)	2.96 (2.24)	-0.18 (0.28)		6.82*** (0.71)	6.87*** (0.72)	1.22*** (0.23)	
サンプルサイズ	555	1,954	1,954		3,441	4,141	4,141	
修正済み決定係数	0.04				0.02			
Wald chi2		18.19				295.24		
Prob > chi2		0.313				0.000		

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) 勉強時間の推定

最後に時給と勉強時間の推定結果をみる。高校生の推定結果は図表6-6-3(1)～(3)である。OLS、tobitでは賃金と勉強時間は有意でない。勉強時間が時給を高める内生性を考慮した操作変数tobit(ivtobit)の結果において時給の係数は負に有意であり、時給の1%上昇は勉強時間を3.67%減少させる。大学生の推定結果は(4)～(6)である。OLS、tobit、ivtobitの時給の係数は全て有意に正である。ivtobitの結果によれば、時給の1%上昇は大学生の勉強時間を4.39%増加させる。

図表6-6-3 時給と高校生・大学生の勉強時間

推定モデル	(1) 高校生			(4) 大学生		
	OLS	tobit	ivtobit	OLS	tobit	ivtobit
時給(対数)	0.19 (0.23)	0.15 (0.34)	-3.67* (1.94)	0.20*** (0.07)	0.45*** (0.15)	4.39*** (1.40)
性別	女性	-0.08** (0.03)	-0.14** (0.06)	-0.24*** (0.08)	-0.11*** (0.02)	-0.23*** (0.05)
学年	1年生	0.02 (0.04)	0.07 (0.08)	-0.11 (0.12)	-0.01 (0.03)	-0.06 (0.07)
	3年生	0.27*** (0.03)	0.45*** (0.07)	0.51*** (0.07)	0.03 (0.03)	0.06 (0.07)
	4年生			0.11*** (0.03)	0.21*** (0.06)	0.25*** (0.07)
高校	工業高校	0.09 (0.10)	0.15 (0.16)	-0.01 (0.18)		
	商業高校	-0.14** (0.06)	-0.34*** (0.13)	-0.34*** (0.13)		
	その他高校	-0.05 (0.05)	-0.13 (0.10)	-0.12 (0.10)		
偏差値	70台	0.32*** (0.07)	0.50*** (0.11)	0.52*** (0.11)	0.26*** (0.04)	0.54*** (0.08)
	60台	0.23*** (0.04)	0.41*** (0.07)	0.39*** (0.07)	0.10*** (0.02)	0.25*** (0.05)
	40台	-0.14*** (0.04)	-0.35*** (0.08)	-0.35*** (0.08)	-0.01 (0.03)	-0.05 (0.07)
	30台	-0.16*** (0.05)	-0.39*** (0.11)	-0.42*** (0.12)	-0.11* (0.06)	-0.35** (0.14)
進路	進学断念	0.14 (0.14)	0.15 (0.22)	0.23 (0.23)		
	就職予定	-0.11** (0.05)	-0.33*** (0.11)	-0.31*** (0.11)		
	未定	0.12** (0.05)	0.21** (0.09)	0.22** (0.10)		
塾通い		0.37*** (0.04)	0.63*** (0.06)	0.64*** (0.07)		
最低賃金目安ランク	A	-0.12** (0.05)	-0.23*** (0.08)	0.24 (0.25)	-0.07*** (0.03)	-0.16*** (0.06)
	B	-0.08* (0.04)	-0.17** (0.08)	-0.05 (0.11)	-0.04 (0.03)	-0.21** (0.07)
	D	0.02 (0.06)	-0.00 (0.10)	-0.09 (0.12)	0.02 (0.04)	0.10 (0.09)
定数項		-0.81 (1.57)	-0.94 (2.26)	24.69* (13.05)	-0.87* (0.46)	-3.14*** (1.01)
sigma			1.09*** (0.03)			1.26*** (0.02)
サンプルサイズ		1,954	1,954	1,954	4,141	4,141
修正済決定係数		0.190	0.09	0.39	0.031	0.016
Wald chi2			366.31	377.61		142.46
Prob > chi2			0.00	0.00		0.000
Log likelihood			-2125.90			-4441.70

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

推定結果をまとめると、時給の上昇の効果は高校生と大学生で異なっている。時給の上昇は大学生の労働時間を減少させ、勉強時間を増やすよう促す。これは、大学生が将来所得を重視し、勉強によって自身の稼得能力を高めようとする行動と考えられる。一方、高校生に関しては、時給の上昇は労働時間を変化させないが、所得を増やすため、勉強時間以外の余暇時間を増やし、勉強時間を減らすと考えられる。高校生は、大学生に比べて、若いゆえに近視眼的行動をとる可能性がある。

図表6-6-1の推定結果では、最低賃金ランクの高い地域で、高校生、大学生ともに就業確率が上昇している。また、最低賃金水準で働く高校生は多く、最低賃金の引き上げが高校生の就業率を引き上げ、労働時間は変化させずとも、勉強時間を減らす可能性がある。

北條（2017）は、最低賃金の上昇が専門学校進学率を低下させ、就業率を高めたという結果を示し、その理由を、最低賃金上昇によって将来の機会費用が増大するため、高校生は進学ではなく就職を選択すると説明したが、本章の分析結果から、最低賃金の上昇が、アルバイトをする一部高校生の所得を増やし、勉強時間が減ったために、進学の見切りをつなげた可能性もある。最低賃金の上昇は、労働需要の高学歴者へのシフトを予想させるので、多くの若者はより勉強に励むようになる。その一方で、アルバイトによる短期の所得の上昇が一部高校生の進路に影響を与えるとするならば、高校生については現状行われているような学校の校則等を通じた保護・指導の強化が必要となるだろう。

本章で用いた調査データでは、大学生が親と同居しているか、それとも親元を離れて生活をしているのか、親の所得水準、仕送り・お小遣い額、高校生の場合には学校の校則でアルバイトが禁止させているかなどの情報が得られなかった。これらは若年者の就労や労働時間の決定に重要な変数であり、今後はこのような情報を含んだデータを用いて同様の実証研究が行われるべきであり、今後の課題としたい。

7. まとめ

以下に、6章の分析結果をまとめる。

- ・ 高校生の就業率は学科によって異なり、普通科 21.9%、工業高校 21.7%、商業高校 40.2%、その他高校 40.1%である。高校計は 25.4%、大学生は 83.0%である。女性の就業率が高い。
- ・ 政府統計による若年通学者の就業率は低い。actual 方式に比べて就業率が高い傾向を示す usual 方式の就業構造基本調査の有業率でも 15～19 歳は 12.0%、20～24 歳は 38.0%である。実際にはより多くの高校生、大学生等が就業している可能性があり、政府統計における「通学のかたわら仕事」という選択肢が正確に選択されているのか改めて検討する必要があるだろう。

- ・労働力調査によれば、2010年代に通学のかたわら仕事をする学生は急増している。
- ・最低賃金の目安ランクごとに高校生と大学生の時給（中央値）をみると、高校生の時給はまさに最低賃金水準の近傍にあり、大学生の時給は最低賃金水準より100円程度高い。
- ・最低賃金の目安ランクの高い地域ほど、高校生はアルバイト時間を長くしたいと希望しているが、実際には最低賃金ランクの低い地域の方が高校生の労働時間は相対的に長い。AランクとDランクでは、月に8時間程度の差がある。これは地方には大学生が少なく、競争相手が少ないことから、高校生の労働時間が長くなると推測される。
- ・高校普通科の生徒は、授業時間以外に平日1日2時間程度自分で勉強し、工業高校は3時間勉強する。商業高校の生徒の勉強時間は1～2時間程度と他の学科に比べて短い。いずれの学科においても、受験のある3年生において最も平均勉強時間が長くなる。大学生の勉強時間は2時間程度であり、学年の上昇と共に勉強時間は長くなる。生徒・学生全体として、男性の方が女性よりも平均的に長く勉強している。
- ・最低賃金は生徒・学生の時給を引き上げ、また就業確率も高める。
- ・時給の上昇に伴い、高校生は労働時間を変化させず、大学生は労働時間を減少させる。また1%の賃金の上昇は、高校生の勉強時間を3.67%減らし、大学生は4.39%増加させる。高校生は時給の上昇により余暇時間を増加させるのに対し、大学生は労働時間を短くし、その時間を勉強に当てる。高校生については、時給の上昇による勉強時間の減少を防ぐよう、家庭や学校における指導が必要だろう。

参考文献

- 岩田弘三（2018）「アルバイト状況」『平成28年度学生生活調査結果報告書』独立行政法人日本学生支援機構（JASSO） pp. 30－35
- 梅村又次「世帯と事業所」梅村又次・赤坂敬子・南亮進・新居玄武・伊藤繁・高松信清（1988）『長期経済統計—推計と分析（2）労働力』第6章、東洋経済新報社 pp. 45－50
- 川口大司・森悠子（2013）「最低賃金と若年雇用：2007年最低賃金法改正の影響」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』第2章、日本評論社
- 小山義雄・金色敬子（1988）「学生アルバイトの現状分析」『日本労働協会雑誌』No. 345 pp. 46－53 日本労働協会
- 古郡鞆子（1985）「労働力統計とアルバイト労働」大蔵省大臣官房調査企画課財政金融研究室編『経済のソフト化と労働市場』第10章、pp. 135－146
- 北條雅一（2017）「高校新卒者の進学行動と最低賃金高校新卒者の進学行動と最低賃金」『日本経済研究』No. 75 pp. 1－20

- 安井健吾・佐野晋平 (2009) 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな推定」 No. 588 pp. 16-33
- 労働政策研究・研修機構 (2016) 「2007 年の最低賃金法改正後の労働者の賃金の状況」資料シリーズ No. 177
- Christl, Michael. Monika Koppl Turyna, and Denes Kucsera (2018) “Revisiting the Employment Effects of Minimum Wages in Europe” *German Economic Review*. Vol. 19(4), pp. 426-465
- Higuchi, Yoshio. (2013) “The dynamics of poverty and the promotion of transition from non-regular to regular Employment in Japan: Economic effects of minimum wage revision and job training support.” *Japanese Economic Review*, No. 64(2), pp. 147-200.
- Kabayashi, Ryo. Daiji Kawaguchi, and Ken Yamada (2013), “The Minimum Wage in a Deflationary Economy: The Japanese Experience, 1994-2003,” *Labor Economics*, Vol. 24, pp. 264-276,
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2009) “Is minimum wage an effective anti-poverty policy in Japan?” *Pacific Economic Review*. Vol. 14(4), pp. 532-554.
- Neumark, David and William Wascher (2008) *Minimum Wages*. The MIT Press.
- Neumark, David. J. M. Ian Salas and William Wascher (2014) “Revisiting the Minimum Wage? Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?” *ILR Review*, 67(3), pp. 608-648.
- Dube, Arindrajit, T. William Lester and Michael Reich (2010) “Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties” *The Review of Economics and Statistics* Vol. 92, pp. 945-964
- Allegretto, Sylvia A., Arindrajit Dube and Michael Reich (2011) “Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data.” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, Vol. 50, (2), pp. 205-240