

2018 年度

公共経営大学院 リサーチペーパー

労働者のストレスにおける実証分析——建設労働者を中心として

主査：川村 顕 准教授

副査：藤井 浩司 教授

早稲田大学公共経営大学院

学籍番号：31172201-2

氏名：阿尾 基史

目次

要旨

序論

第1章	現状分析と問題意識	1
第1節	日本の労働者の労働時間	1
第2節	労働時間の原則	3
第3節	日本の労働者のストレス	4
第4節	建設労働者を取り巻く環境	5
第2章	リサーチクエスションと仮説ならびに先行研究	7
第1節	リサーチクエスションと仮説	7
第2節	先行研究	7
第3章	データと推計モデル	9
第1節	データの概要	9
第2節	分析方法	9
第3節	記述統計	12
第4章	仮説検定	17
第1節	仮説検定—傾向スコアマッチングと順序ロジット分析（長時間労働 ダミー①[80時間]の場合）	17
第1項	傾向スコアマッチング	17
第2項	順序ロジット分析	22
第2節	仮説検定—傾向スコアマッチングと順序ロジット分析（長時間労働 ダミー②[100時間]）の場合	24
第1項	傾向スコアマッチング	24
第2項	順序ロジット分析	29
第5章	結論	31
第1節	推定結果の考察	31
第2節	政策的含意	32
第6章	本稿の課題	33
	参考文献	34
	付録	37
	付録における参考文献	48

要旨

ここ数年、長時間労働に対する社会の姿勢が厳しくなっている。厚生労働省の「平成 29 年度 我が国における過労死等の概要及び政府が過労死等の防止のために講じた施策の状況」によれば、一般労働者の年間総実労働時間は 2,000 時間強でほとんど変化がない。特に、「毎月勤労統計調査—結果確報（平成 25-29 年）」によれば、建設労働者の年間総実労働時間は一般労働者の年間総実労働時間よりも長い。さらに厚生労働省「就労条件総合調査の概況（平成 28-30）」を見ると、建設労働者の年休の取得日数は他産業の労働者と比べてみても少ない。

建設産業は社会インフラを支える重要な産業である。とはいっても、労働時間の長さや年休の取得日数においては建設産業が厳しい環境に置かれていることは間違いない。2017 年には東京オリンピックに向けた新国立競技場の建設工事で、前途ある若者が違法残業の末に過労自殺もしている。

しかし、過労自殺などを非難するだけでは問題の根本的な解決にはならない。それは、そのような非難が一部の事件に焦点を当てたものであり、長時間労働が労働者に与える影響を一般化できていないからである。

よって、このような問題意識のもと、長時間労働が建設労働者の心身に与える影響を実証するため、次のようなリサーチクエスションを立てる。すなわち、「長時間労働は建設労働者のストレスを（どの程度）強めるか」である。また、リサーチクエスションに基づき、以下のような仮説も立てる。第一に、長時間労働によりストレスが強まったとしても、年収が高ければストレスは減殺される。第二に、年休の取得日数を増やすことがストレスの減殺につながるという仮説である。これら仮説の検証を通じ、ストレスを減殺させるための政策的含意を導く。また、働き方に大きな影響を与えかねない家族構造において、超高齢化社会に突入しつつある日本の現状と併せ、介護を必要とする家族の存在が建設労働者のストレスを（どの程度）強めるのかも実証する。

実証分析の枠組みは、二段階構成である。第一に、傾向スコアマッチングによって **Common Support** に含まれるサンプルを抽出する。第二に、**Common Support** に入ったサンプルを用い、アウトカムであるストレスダミーの選択確率を順序ロジットモデルで計算する。

結果、年収が 600 万以上～750 万未満ないしは 750 万以上の場合に、建設労働者のストレスが有意に減殺されることが示された。また、現在介護をしている場合や近い将来に介護をする場合には、建設労働者のストレスを有意に強めることが示された。

最終的に、残業代の未払い分などを年収に充てること、また介護システムの構築などを政策的含意として提言した。

序論

近年、長時間労働に対する社会の姿勢が厳しくなっている。2016年には大手広告代理店電通で再び過労自殺が発生したことが白日の下にさらされ、社会的な注目を集めることになった。

この事件以降、政府は働き方改革に乗り出し、それまで看過されてきた長時間労働に対する規制が本格化することになった。いわゆる働き方改革関連法案は、2019年4月から施行されることになった。

しかし、このような潮流にあっても懸念が1つある。それは、一部の過労死などに焦点が当たるあまり、労働者全体の置かれている状況が明らかにされていないのではないかという懸念である。

本稿はこうした問題意識に立ちつつ、労働者が置かれている平均的な状況を明らかにするため、実証分析を試みる。

分析対象は建設労働者である。それは、建設産業は社会インフラの維持や災害対策において最も重要な産業の1つに位置づけられるからである。

分析にあたっては以下のリサーチクエスチョンを立てる。つまり、「長時間労働は建設労働者のストレスを(どの程度)強めるか」である。また同時に、以下のような仮説も立てる。第一に、長時間労働によりストレスが強まったとしても、年収が高ければストレスは減殺される。第二に、年休の取得日数を増やすことがストレスの減殺につながるという仮説である。これら仮説を通じ、ストレスを減殺させるための政策的含意を導きたい。また、現在超高齢社会に突入しつつある我が国において、働き方に大きな影響を与えかねない家族構造に照らし、介護を必要とする家族の存在が建設労働者のストレスを(どの程度)強めるかも検証する。

分析方法は二段階で構成される。第一段階が傾向スコアマッチングである。傾向スコアマッチングにより、**Common Support**に入るサンプルを抽出する。その後、第二段階の分析として**Common Support**に含まれるサンプルを用い、順序ロジットモデル分析を行う。アウトカムであるストレスダミーの選択確率を計算する。

最終的に、分析結果を踏まえ、建設労働者のストレスを減殺するための政策提言を行う。

第1章 現状分析と問題意識

第1節 日本の労働者の労働時間

日本の労働者の労働時間は、ここ数年で高止まりの状況にある。図1において、青い折れ線グラフに注目すると、平成5年時点での一般労働者¹の年間総実労働時間は2,045時間である。直近3年で見ると、平成27年は2,026時間、28年は2,024時間、そして29年は2,026時間である。このように、日本の一般労働者の年間総実労働時間は2,000時間強で、高止まりの様相を見せている。

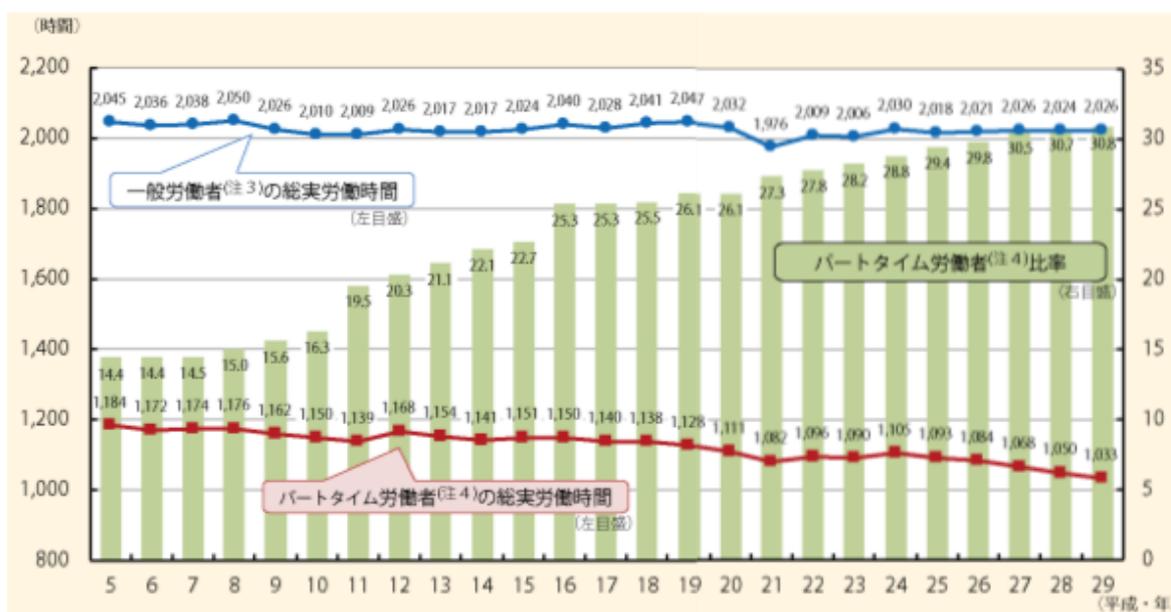


図1 就業形態別年間総実労働時間及びパートタイム労働者比率の推移

出所：厚生労働省(2018)「平成29年度我が国における過労死等の概要及び政府が過労死等の防止のために講じた施策の状況」より引用 <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/karoushi/17/dl/17-1-1.pdf> (閲覧日：2018年12月13日)

ただし、図1は事業所統計である厚生労働者の「毎月勤労統計調査」に基づいており、世帯調査である総務省の「労働力調査」の方が「毎月勤労統計調査」よりも週当たりの労働時間が5時間ほど長い点には留意する必要がある²。

¹ 労働政策研究・研修機構(JILPT)「統計情報Q&A:一般労働者、標準労働者」、<https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/qa/a02.html> (閲覧日2018年12月3日)。JILPTによれば、ここにいる「一般労働者」とは、「短時間労働者」以外の労働者である。また、「短時間労働者」とは、1日の所定労働時間が一般の労働者よりも短いまたは1日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも1週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者を指す。

² 鈴木宏昌(2016)「主要先進国の労働時間—多様化する労働時間と働き方」『日本労働研究雑誌』No. 677, p. 5。鈴木(2016)は、「労働力調査」の方が「毎月勤労統計調査」よりも週当たり労働時間が5時間ほど長い要因について、サービス残業ないしは回答者の記入ミスの可能性を示唆している。

続いて、図 2 は産業別年間総実労働時間の推移³を示している。建設業の年間総実労働時間は 2,000 時間強で高止まりしている。これはまず、従事する従業員に占めるパートタイム労働者の比率が低く、一般労働者に絞った推計ができていたためであると思われる（図 3）。なお、ここ数年の労働時間について、図 2 における建設労働者の労働時間はパートタイム労働者を含んでいるのにもかかわらず、図 1 の一般労働者の労働時間より長い。これは次のような考察が可能である。つまり、建設労働者の労働時間が長い要因については、現場作業従事者の労務報酬計算方法が多くの場合においては月給制ではなく日給制あるいは出来高給制であり、かつ支払総額が一般の労働者と比較して高くないため、現場作業従事者は労働時間と労働日数を長くすることにより収入を確保せざるを得ず、労働時間短縮を要求する声が出ないという考察である⁶。

(単位：時間)					
産 業	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
	年間総実労働時間	年間総実労働時間	年間総実労働時間	年間総実労働時間	年間総実労働時間
調査産業計	1,746	1,741	1,734	1,724	1,721
鉱業・採石業等	2,008	2,034	2,020	1,963	1,957
建設業	2,066	2,078	2,058	2,056	2,063
製造業	1,949	1,958	1,958	1,954	1,963
電気・ガス業	1,856	1,853	1,871	1,884	1,872
情報通信業	1,956	1,963	1,955	1,933	1,922
運輸業・郵便業	2,082	2,082	2,063	2,054	2,078
卸売業・小売業	1,661	1,656	1,640	1,636	1,624
金融業・保険業	1,793	1,769	1,772	1,776	1,775
不動産・物品賃貸業	1,829	1,847	1,840	1,829	1,829
学術研究等	1,918	1,894	1,860	1,852	1,866
飲食サービス業等	1,247	1,234	1,237	1,223	1,192
生活関連サービス等	1,675	1,658	1,640	1,595	1,585
教育、学習支援業	1,522	1,519	1,514	1,502	1,529
医療・福祉	1,626	1,621	1,625	1,622	1,625
複合サービス事業	1,771	1,783	1,807	1,810	1,820
その他のサービス業	1,736	1,726	1,735	1,738	1,726

図 2 産業別年間総実労働時間の推移

出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査 結果確報」（平成 25-29 年）より筆者作成

³ 「産業別年間総実労働時間の推移」の年換算値の算出については、各産業の平均月間実労働時間を 12 倍して小数点第 1 位以下を四捨五入している。なお、ここでの「産業別年間総実労働時間の推移」は、「一般労働者」と「短時間労働者」を含んでいる。これは、産業別の一般労働者の月間平均労働時間の推計が、毎月勤労統計調査においては平成 29 年からしか存在していないためである。

⁶ 古川景一「建設業における長時間労働の現状と課題」『季刊労働法』261 号、p. 29。

(事業所規模5人以上、平成29年確報)

産 業	労働者総数				入 職 率		離 職 率	
	前年比		パートタイム労働者比率		前年差		前年差	
			%	ポイント				
就業形態計	千人	%	%	ポイント	%	ポイント	%	ポイント
調査産業計	50,031	2.5	30.77	0.06	2.15	0.00	2.04	0.00
鉱業、採石業等	20	-5.4	7.39	-1.25	1.10	-0.25	1.74	0.18
建設業	3,023	4.7	6.00	0.43	1.34	-0.06	1.23	-0.08
製造業	8,108	0.7	13.35	-0.79	1.17	0.00	1.11	-0.04
電気・ガス業	279	-0.4	3.57	-0.66	1.25	-0.30	1.31	-0.24
情報通信業	1,550	2.7	4.83	-0.17	1.80	0.06	1.68	0.06
運輸業、郵便業	3,381	1.7	17.33	-1.38	1.55	-0.15	1.54	-0.15
卸売業、小売業	9,039	1.5	44.28	0.12	2.07	-0.01	2.02	0.00
金融業、保険業	1,429	-0.1	12.64	0.48	1.70	-0.11	1.76	-0.01
不動産・物品賃貸業	754	3.1	23.27	0.62	2.16	-0.03	2.09	0.09
学術研究等	1,430	3.1	11.03	-0.44	1.54	-0.11	1.50	-0.01
飲食サービス業等	4,864	5.8	77.35	0.59	4.41	-0.13	4.24	-0.04
生活関連サービス等	1,821	3.8	48.91	-0.44	3.18	0.09	3.01	0.06
教育、学習支援業	3,259	6.2	30.49	-0.17	3.22	0.32	2.78	0.20
医療、福祉	6,808	2.4	30.23	-0.41	1.90	0.00	1.78	0.04
複合サービス事業	340	0.0	14.26	0.77	1.85	-0.06	1.88	-0.06
その他のサービス業	3,926	3.0	30.27	1.11	2.51	0.03	2.33	-0.03

図3 常用雇用及び労働異動率

出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査 平成29年結果確報」より引用

<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/29/29r/29r.html> (閲覧日：2018年12月13日)

第2節 労働時間の原則

第1節で日本の労働者の労働時間を総覧したが、本節では労働時間の原則について、法的根拠をもとに見ていくことにする。

労働時間の基本的な法的規制は、1週および1日の最長労働時間の設定であり、「法定労働時間」と呼ばれている⁷。法定労働時間は労働時間の長さの絶対的な上限ではなく、それを超える労働を一定の要件のもとに例外的に許容するという意味での原則的上限である⁸。労働基準法32条1項(以下、労基法)により1週の法定労働時間は40時間とされ、また労基法32条2項により1日の法定労働時間は8時間に定められている⁹。

このような現行規定の下で存在している時間外労働や休日労働の主たるものは、労基法36条を根拠とした労使協定に基づいている(いわゆる三六協定)¹⁰。三六協定の締結や届け出に関しては割愛するが、締結および届け出がなされると事実上、時間外労働に関する上限は青天井になる。この問題は従来から指摘されており、長時間労働を生む原因であるとされた¹¹。

⁷ 菅野和夫(2017)『労働法(第十一版補正版)』弘文堂、p.460。

⁸ 同上。

⁹ このような労働時間の規制が適用されない労働者の最たる例は管理監督者である(労基法41条2号)。また、法定労働時間を弾力化させるものとしては裁量労働制(労基法38条の3、4)などが挙げられる。

¹⁰ 菅野(2017)。

¹¹ 荒木尚志(2016)『労働法(第3版)』有斐閣、p.161。なお、荒木(2016)は三六協定が長時

三六協定締結によって時間外労働が青天井になることに対処するため、1998年の労基法改正により時間外労働の限度基準が設けられることになった。具体的には、改正後の労基法 32 条 2 項により、厚生労働大臣は時間外労働の限度基準を定めることができるようになった¹²。また、三六協定で定められる時間外労働の限度基準はこの限度基準に適合するようにしなければならず（同 3 項）、さらに労働基準監督署長は必要な助言および指導を行うことが可能になった（同 4 項）。

しかしながら、限度基準が設けられても三六協定で特別条項を結べば限度基準を超えることが許容されるなどの問題も依然として残っており、時間外労働が青天井になる問題は完全には払拭されなかった。

最終的に、時間外労働に実質的な歯止めをかけるため、2019 年 4 月 1 日（中小企業は 2020 年 4 月 1 日）から施行されるいわゆる働き方改革関連法により、時間外労働の上限は月 45 時間、年 360 時間を原則とし、臨時的な特別な事情がある場合でも年 720 時間、単月 100 時間未満（休日労働含む）、複数月平均 80 時間（休日労働含む）に定められた¹³。

第 3 節 日本の労働者のストレス

本節では日本の労働者のストレスについて、データを踏まえながらその状況について考察する。図 4 は仕事や職業生活に関してストレスを感じている全労働者の割合および建設業労働者、運輸・郵便業労働者、鉱業・採石業等労働者の割合である。

間労働を生む要因であるとする一方、時間外労働について「好況時の需要増大に、人を雇い入れるのではなく、現雇用労働者の時間外労働で対応し、不況時の需要減退には時間外労働削減で対応し、余剰人員解雇という事態が生ずるのを避けるのが一般的だった」（荒木 2016、p. 161）とし、時間外労働が日本の雇用システムにおいて解雇回避の手段になってきたことも指摘している。

¹² この改正による時間外労働の限度基準は、1 カ月単位で 45 時間、また 1 年単位では 360 時間である。

¹³ 厚生労働省(2018)「働き方改革を推進するための関係法律の整備に関する法律（平成 30 年法律第 71 号）の概要」、<https://www.mhlw.go.jp/content/000332869.pdf>（閲覧日：2018 年 12 月 20 日）。

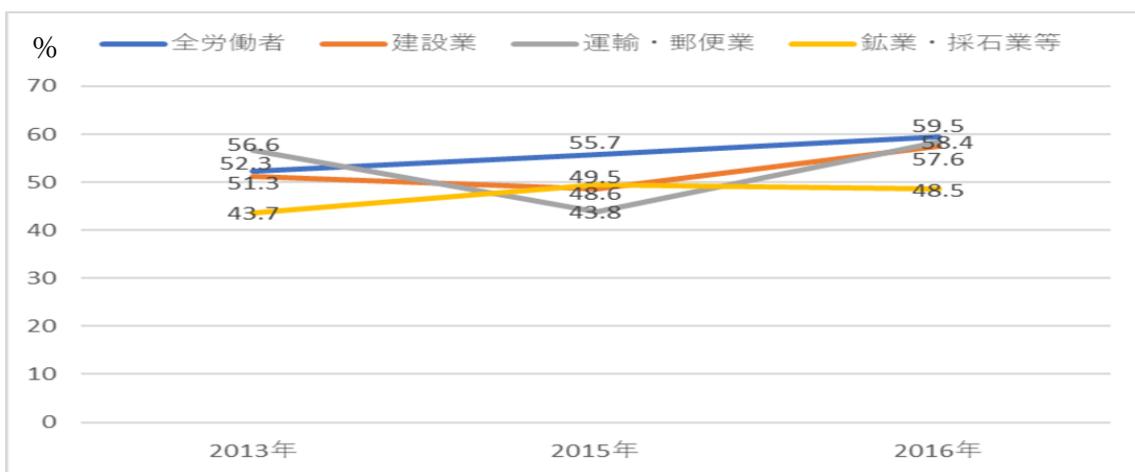


図4 仕事や職業生活に関してストレスを感じている全労働者、運輸・郵便業労働者、鉱業・採石労働者、および建設労働者の割合

出所：厚生労働省「労働安全衛生調査(実態調査)」(平成 25、27-28 年)より筆者作成¹⁴

全労働者においてストレスを感じている労働者の割合を見てみると、2013 年には 52.3%の労働者がストレスを感じている。その割合は上昇傾向にあり、2015 年には 55.7%、2016 年には 59.5%の労働者がストレスを感じている。

では、建設業においてストレスを感じている労働者の割合はどうか。その割合は、2013 年は 51.3%で、2015 年は 49.5%だったが、2016 年は急上昇して 57.6%になっている。建設業はここ最近人手不であり、ゆえに現在働く建設労働者の業務負担が重くなってストレスにつながっている可能性がある。

なお、比較のために他の産業においてストレスを感じている労働者の割合も見てみることにする。2013 年においては、運輸・郵便業に従事する労働者うち 56.6%がストレスを感じている。2015 年にはその割合は 43.8%まで下がったが、2016 年には 58.4%に急上昇している。一方、鉱業・採石業等に従事する労働者は、2013 年には 43.7%がストレスを感じていたが、2015 年に 49.5%に上昇し、その後再び 48.5%に下がっている。

第4節 建設労働者を取り巻く環境

本節では、建設労働者を取り巻く環境について総覧していく。図5は、労働者1人平均の年間の年休取得日数(全労働者、建設業、鉱業・採石業・砂利採取業、運輸業・郵便業)を示している。

¹⁴ 「労働安全衛生調査(実態調査)」は、平成26年は未実施である。

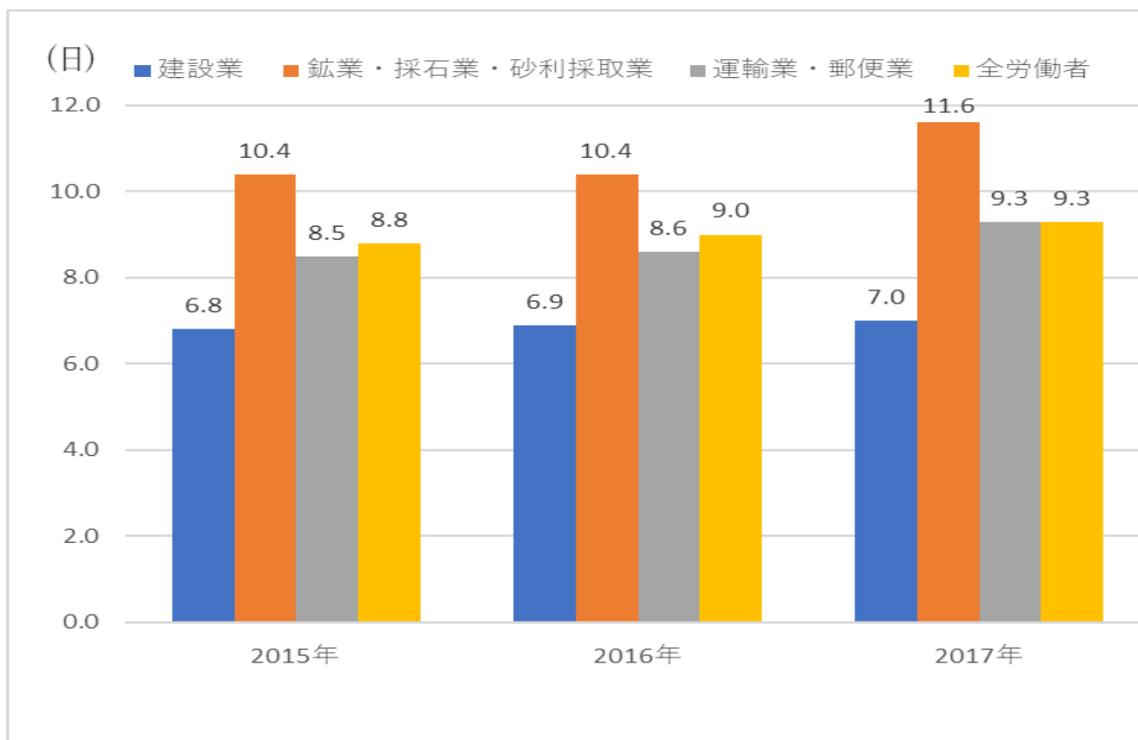


図5 労働者1人平均の年間の年休取得日数（全労働者、建設業、鉱業・採石業・砂利採取業、運輸業・郵便業）

出所：厚生労働省「就労条件総合調査の概況」（平成28-30）年より筆者作成

まず、全労働者において、2015年から2017年にかけては年休の取得日数はおおむね9日前後で推移している。一方、建設労働者は、2015年から2017年にかけての年休取得日数は約7日であり、少ない印象を受ける。また、鉱業・採石業・砂利採取業労働者および運輸・郵便業労働者と比べてみても、その少なさは明らかである。

なお、建設業は社会インフラを支える基幹産業であるため、行政も本格的な支援に乗り出している。2018年3月20日に、国土交通省から「建設業働き方改革加速化プログラム」が発表された。これは、建設業において今後の団塊世代の大量離職が危惧されているが、インフラ整備や災害対応の要にもなる建設産業の担い手維持するための施策である¹⁶。とはいえ、建設労働者は労働時間や年休の取得日数において厳しい現状にある。

¹⁶ 国土交通省(2018)「建設業働き方改革加速化プログラム」を策定 ～官民一体となって建設業の働き方改革を加速～」、<http://www.mlit.go.jp/common/001226491.pdf> (閲覧日：2019年1月5日)。

第2章 リサーチクエスチョンと仮説ならびに先行研究

第1節 リサーチクエスチョンと仮説

第1章で見てきたとおり、社会インフラや災害対策を支える建設労働者を取り巻く環境は、依然として厳しい。また、2017年には東京オリンピックに向けた新国立競技場の建設工事で、長時間労働の末に自殺をした建設労働者がいたことも判明した³⁹。建設労働者ではないが、2016年に大手広告代理店電通で再び過労自殺が発覚し、世論が紛糾したことも記憶に新しい。

しかし、長時間労働が原因で過労自殺が起こったことを非難するだけでは、問題の解決にはならない。なぜならば、このような事件はごく一部の労働者に焦点を当てたものであり、長時間労働が労働者に与える影響を一般化できないからである。したがって、長時間労働が労働者のストレスの感じ方に与える平均的影響を明らかにするため、次のようなリサーチクエスチョンを立てる。つまり、「長時間労働は建設労働者のストレスを（どの程度）強めるか」⁴⁰である。さらに、このリサーチクエスチョンに基づき、以下のような仮説を立てる。第一に、長時間労働によりストレスを感じた場合でも、年収が高ければストレスは減殺される。第二に、年休の取得日数を増やせば、ストレスは減殺されるという仮説である。これらの仮説を通じ、現実的にストレスを減殺するための政策的含意を考察する。さらに、働き方に大きな影響を与えると思われる家族構造について、特に超高齢社会に直面している我が国の現状を踏まえ、介護を必要とする家族の存在が建設労働者のストレスを（どの程度）強めるかも検証する。以上が本研究のリサーチクエスチョンと仮説である。

第2節 先行研究

労働時間などがストレスに与える影響における実証研究は、国内外でも蓄積されつつある。安田(2008)は、労働政策研究・研修機構が2004年に実施した「労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査」の個票データを用い、60歳未満の正規従業員を対象として、労働時間などの要因がストレスにどのような影響を与えるのか、また一方でストレスを緩和する要因について、順序プロビ

³⁹ 「新国立工事 81 社は正勧告 違法残業など月 150 時間超も」『読売新聞』2017 年 9 月 30 日朝刊、p.30。

⁴⁰ 本稿では、長時間労働の定義を、長時間働くと過労死につながることを見据え、厚生労働省が定める過労死基準を参考にする。厚生労働省の通達（平 13・12・12 基発 1063 号）によれば、過労死基準は過労死（脳・心疾患）が起こる 1 カ月前における時間外労働が 100 時間、ないしは発症前 2～6 か月における時間外労働が 80 時間の場合を基準に定められる。

ットモデルを用いて実証分析を行った。この研究で用いられているデータはクロスセクションでありながら、「仕事のストレス（現在）」と「仕事のストレス（3年前からの変化）」を被説明変数として用いることができ、経年的なストレスの変化を考察できるようになっている。結果的に、「週平均労働時間」「会社の業績の下降」が、「仕事のストレス（現在）」を強めることが統計的に有意に示されている。一方、会社が「正規従業員を中心とした長期雇用の維持」と「仕事と生活の調和に配慮した働き方」を行っている場合、「仕事のストレス（現在）」が緩和されることが有意に示されている。また、「労働時間の増加」「(同世代間の)賃金格差の拡大」「担当している仕事量の増加」「仕事に対する責任の増加」「仕事の成果が厳しく問われるようになった」が、「仕事のストレス（3年前からの変化）」を強めることが有意に示されている。他方、「労働時間の柔軟性の高まり」「仕事の分担・役割の明確化」が、「仕事のストレス（3年前からの変化）」を緩和することが有意に示されている。ただし、この研究は、順序プロビットモデルの分析結果における係数の符号および有意性の解釈のみにとどまっている。したがって、限界効果の解釈ができない点においては、推定結果における解釈の妥当性がこの研究においては担保されていない。

黒田・山本(2014)は、経済産業研究所が2012年から2013年にかけて実施した「人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査」の個票データを用い、労働時間の長さでメンタルヘルスの関係について、パネルデータ分析を行った。この研究は、メンタルヘルスというアウトカムにおいてGHQ(General Health Questionnaire)を用いている点が特徴的である。GHQは、ストレスや感情に関する詳細な設問によって構成されている。それぞれの設問に対する回答を点数化することによって、より精緻に労働時間の長さなどがメンタルヘルスに与える影響を考察することが可能になっている。固定効果モデルによる推計の結果、全サンプルを対象にした場合、総労働時間の長さがメンタルヘルスを悪化させることが有意に示された。また、手当の支払われた残業時間と手当の支払われなかった残業時間における推計においては、後者がストレスを強めることが有意に示されている。黒田・山本(2014)は、この結果が努力報酬不均衡モデルに合致すると考察している⁴²。一方、メンタルヘルスを改善させる要因についても推計を行っており、年収が高くなるとメンタルヘルスが改善することが有意に示されている。さらに、業務内容が明確化されている場合や仕事の手順を自分で決められる場合にも、メンタルヘルスが改善されることが有意に示されている。なお、黒田・山本(2014)は、データがクロスセクシ

⁴² これは、努力の結果と報酬が釣り合っていない、つまり努力の結果が正当に評価されず見返りが不十分である場合には、ストレスが強まることを示唆するモデルである。詳しくは Siegrist(1996)を参照されたい。

ヨンの場合、労働時間の長さがメンタルヘルスを悪化させるという関係について、逆の因果関係を指摘している。メンタルヘルスの悪化によってパフォーマンスが悪化したために、それを取り戻そうと長時間労働をする場合などである。

第3章 データと推計モデル

第1節 データの概要

本研究において用いるデータは、日本建設産業職員労働組合協議会（日建協）が実施した「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」である。なお、このデータは日建協が東京大学社会科学研究所のデータアーカイブに寄託したものである。この調査の目的は、「日本建設産業職員労働組合協議会（日建協）加盟組合員の労働時間や生活実態及び意識面の実態を詳細に把握し、その結果を日建協および加盟組合の時短活動にフィードバックすることによって、総合的労働条件の向上に役立てていくこと」⁴³である。特に、当該調査は組合員約1万人を対象に行っており、建設産業で働くブルーカラーだけではなくホワイトカラー層に対しても幅広くかつ定期的継続的に調査しているものが他にはない点で特徴的である⁴⁴。

今回の調査は13,515人を対象に行われ、有効回答数は12,121人である。この調査は、12,121もの標本数を誇る点でも特徴的である。また、調査における設問数は63であり、性別、年齢、結婚の有無といった個人の基本的属性から、1カ月の残業時間、年休の取得日数までも網羅している。特に、介護が必要な家族の有無についての設問もある点で、長時間労働だけではなく、家庭の要因が建設労働者のストレスの感じ方に与える影響を見ることが可能になっている。

第2節 分析手法

本稿では、長時間労働が建設労働者のストレスに与える影響を実証分析する一方、年収や年休の取得日数がストレスを減殺するか否かも考察する。また超高齢社会に突入している現在、介護の必要性が声高に叫ばれているが、介護を必要とする家族の存在が建設労働者のストレスに与える影響も分析する。

⁴³ 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブセンター、<https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=1093>（閲覧日：2019年1月2日）。

⁴⁴ 日本建設産業職員労働組合協議会（2016）「2015時短アンケートの概要 生活実態・意識調査 調査年報 No. 275 ダイジェスト」、http://nikkenkyo.jp/download/jitan_digest/2015jitan_digest.pdf#search=%27%E6%97%A5%E5%BB%BA%E5%8D%94+%E6%99%82%E7%9F%AD%E3%82%A2%E3%83%B3%E3%82%B1%E3%83%BC%E3%83%88%27（閲覧日：2019年1月2日）。

なお、分析前にアンケートに対する回答が「不明」ないしは「無回答」となっている場合においては、これらを欠損値として処理してある。また、アンケートの設問「Q7:2014年の税込年収」に対する回答が「収入なし」になっているサンプルは、分析以前に除外している⁴⁵。これは、年収がストレスを減殺するという仮説が検証できなくなることを避けるためである。

本稿の分析は二段階で構成される。まず、第一段階の分析として傾向スコアマッチングを行う。傾向スコアマッチングは Rosenbaum and Rubin (1983) によって提唱されたマッチング法である。傾向スコアマッチング法は、あるプログラムへの参加確率を推定し、トリートメントグループとコントロールグループのユニットにおいて参加確率が一致（もしくは近い）するサンプルをマッチングさせるものである⁴⁶。マッチング後は、プログラムに参加するか否かという条件以外は2群において平均的にバランスしている。もし、2群間のアウトカムに違いが生じるのであれば、それはプログラムの効果以外に他ならない。

本研究では、長時間労働ダミーにおいて、長時間労働と定義する方をトリートメントグループ、また長時間労働と定義しない方をコントロールグループとする。2群のアウトカムはストレスに関する選択肢(①～⑤)の平均値であり、両群のアウトカムの違いは長時間労働か否かに依存する。したがって、アウトカムであるストレスの平均値に2群で違いがあるとすれば、それは長時間労働による影響と考えることができる。しかしながら、アウトカムのストレスは順序変数であり、その平均値自体は意味を持たないため、後述する順序ロジット分析の結果を踏まえてアウトカムの解釈を行う。したがって、本研究での傾向スコアマッチングは Common Support に入るサンプルを選出し、後の分析においてバイアスを削減することに主眼を置く。傾向スコアの算出においては、プロビットモデルを用いる。 p_{ij} を個人*i*の長時間労働ダミー*j*の選択確率、また Φ を正規分布関数、 x_i を年収ダミー、年休の取得日数、介護ダミー、種々の説明変数とおけば、プロビットモデルは

$$p_{ij} = \Phi(\alpha + \beta x_i) \cdots (1)$$

とおくことができる。

⁴⁵ なお、日本建設産業職員労働組合協議会の担当者に、2015年のアンケートの年収における設問で、「年収なし」と答えた人たちはどのような属性かヒアリングを行ったところ、「設問で聞いているのが、2014年の税込年収なので、2015年4月に入社した新卒社員は、当然に『年収なし』と答えるでしょう」とのことであった。

⁴⁶ ただし、傾向スコアマッチングでは推定に用いられる変数のみが考慮される。したがって、観察されない潜在変数に関してはマッチングがされない点に注意する必要がある。

第二段階の分析としては、順序ロジット分析を行う。具体的には、傾向スコアマッチングにおいて、**Common Support** に入ったサンプルを用いて仮説検証を行う。ただし、順序ロジットモデルは非線形であり、係数の符号の解釈および有意性の解釈は可能であるが、係数そのものを限界効果として解釈することはできない⁵⁰。したがって、限界効果を計算するため、被説明変数を説明変数で微分する処理も行う。なお、 p_{ij} を個人*i*のストレスに関するカテゴリー *j* (①～⑤) の選択確率、また x_i を長時間労働ダミー、年休の取得日数、介護ダミー、種々の説明変数と考えれば、ロジットモデルは

$$P_{ij} = p_r(y_j = i) = p_r(k_{i-1} < x_j\beta + u \leq k_i) \\ = \frac{1}{1 + \exp(-k_i + x_j\beta)} - \frac{1}{1 + \exp(-k_{i-1} + x_j\beta)} \cdots (2)$$

と表すことができる。

⁵⁰ 山本勲(2015)『実証分析のための計量経済学 正しい手法と結果の読み方』中央経済社、p. 110。

第3節 記述統計

本節では、基本統計量およびヒストグラムと箱ひげ図を中心として記述統計について述べる。以下、まず基本統計量⁵¹を載せている。

表1 基本統計量

変数	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ストレス(1:非常に感じている、2:やや感じている、3:どちらともいえない、4:あまり感じていない、5:感じていない)	11,713	2.260	0.959	1	5
ストレスダミー					
ストレスダミー1(非常に感じている)	11,713	0.200	0.400	0	1
ストレスダミー2(やや感じている)	11,713	0.486	0.500	0	1
ストレスダミー3(どちらともいえない)	11,713	0.184	0.387	0	1
ストレスダミー4(あまり感じていない)	11,713	0.112	0.316	0	1
ストレスダミー5(感じていない)	11,713	0.017	0.130	0	1
男性ダミー	11,834	0.900	0.300	0	1
女性ダミー	11,834	0.100	0.300	0	1
年齢	11,839	38.819	9.654	18	63
未婚ダミー	11,868	0.362	0.480	0	1
既婚ダミー	11,868	0.638	0.480	0	1
家族の人数	11,752	3.071	1.487	1	9
時間外手当支給対象者ダミー	10,145	0.672	0.470	0	1
時間外手当非支給対象者ダミー	10,145	0.328	0.470	0	1
年休の取得日数	11,593	3.362	5.074	0	42
1カ月の残業時間	11,341	58.896	42.994	0	292
長時間労働ダミー①(1:1カ月の残業時間が80時間以上)	11,341	0.297	0.457	0	1
長時間労働ダミー②(1:1カ月の残業時間が100時間以上)	11,341	0.180	0.384	0	1
介護ダミー					
現在介護中	11,682	0.042	0.201	0	1
近い将来(5年以内)に介護が必要になりそう	11,682	0.176	0.381	0	1
当面先(5年以上先)だが介護は必要になりそう	11,682	0.250	0.433	0	1
いない	11,682	0.532	0.499	0	1
住宅の種類ダミー					
社宅	11,736	0.044	0.204	0	1
借上げ社宅・代用社宅	11,736	0.126	0.332	0	1
賃貸住宅・借家	11,736	0.179	0.383	0	1
親元住居	11,736	0.085	0.279	0	1
持ち家一戸建て(ローン返済済み)	11,736	0.047	0.212	0	1
持ち家一戸建て(ローン返済中)	11,736	0.226	0.419	0	1
持ち家マンション(ローン返済済み)	11,736	0.032	0.175	0	1
持ち家マンション(ローン返済中)	11,736	0.121	0.326	0	1
独身寮	11,736	0.101	0.302	0	1
作業所宿舍	11,736	0.034	0.181	0	1
その他	11,736	0.005	0.068	0	1

⁵¹ 1カ月の残業時間は、2015年11月の残業時間である。この残業時間から長時間労働ダミー①・②を作成している。年休の取得日数は、2014年12月から2015年11月までの取得日数。また、年収は2014年の税込年収。

勤務地ダミー					
北海道	11,760	0.030	0.170	0	1
東北	11,760	0.100	0.300	0	1
北関東	11,760	0.026	0.159	0	1
南関東	11,760	0.429	0.495	0	1
中部	11,760	0.097	0.296	0	1
北陸	11,760	0.028	0.165	0	1
関西	11,760	0.145	0.352	0	1
中国	11,760	0.041	0.198	0	1
四国	11,760	0.021	0.145	0	1
九州・沖縄	11,760	0.056	0.229	0	1
海外	11,760	0.028	0.164	0	1
職務（役職）ダミー					
部課長、営業所長、出張所長、作業所長級	11,678	0.255	0.436	0	1
係長、作業所副所長、主任等の次席級	11,678	0.310	0.462	0	1
課員、係員等、特に役職のない者	11,678	0.420	0.494	0	1
オペレーター等技能職の者	11,678	0.002	0.040	0	1
その他	11,678	0.013	0.114	0	1
職種ダミー					
内勤建築	11,803	0.155	0.362	0	1
内勤土木	11,803	0.058	0.235	0	1
外勤建築	11,803	0.272	0.445	0	1
外勤土木	11,803	0.278	0.448	0	1
技術研究	11,803	0.013	0.114	0	1
内勤事務	11,803	0.132	0.338	0	1
外勤事務	11,803	0.021	0.144	0	1
営業	11,803	0.052	0.223	0	1
内勤その他	11,803	0.015	0.121	0	1
外勤その他	11,803	0.002	0.050	0	1
年収ダミー					
450万未満(年収0を除く)	11,597	0.239	0.427	0	1
450万以上～600万未満	11,597	0.218	0.413	0	1
600万以上～750万未満	11,597	0.268	0.443	0	1
750万以上	11,597	0.274	0.446	0	1
貯蓄ダミー					
100万未満	11,545	0.225	0.418	0	1
100万以上～300万未満	11,545	0.300	0.458	0	1
300万以上～700万未満	11,545	0.267	0.443	0	1
700万以上	11,545	0.207	0.405	0	1

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

表 1 の基本統計量から、建設労働者のストレスの感じ方はカテゴリーで 5 段階に分類される。平均値は 2.26 であり、やや感じている場合が平均値に該当しよう。性別に関するダミー変数では、男性ダミーに該当するサンプルが 9 割存在している。建設業における職務の特性から、男性がそのほとんどを占めるのは自然といえよう。

年休の取得日数の平均値は約 3.3 日であり、あまり多くない印象を受ける。1 か月の残業時間は、連続変数の場合はおよそ 59 時間である。一方、長時間労働ダミー①を見ると、約 30%の労働者が 1 か月の残業時間が 80 時間以上であることがわかる。また、長時間労働ダミー②において、約 19%の労働者が 1 か月に 100 時間以上の残業をしている。これは、約 5 人に 1 人が 1 か月に 100 時間以上の残業をしていることになる。

介護ダミーにおいては、現在介護中の建設労働者は 4.2%存在している。一方、近い将来(5 年以内)と当面先(5 年以上先)に介護を必要とする家族がいる建設労働者は、合わせて約 43%になる。少子高齢化が本格化している中で、介護の必要性が顕在化しつつあるといえよう⁵²。

住宅の種類ダミーでは、持ち家一戸建て(ローン返済中)に住む建設労働者の割合が約 23%になっており、一番高い割合である。また、勤務地ダミーにおいては、勤務地が南関東の建設労働者が約 43%存在している。建設労働者の勤務地が南関東に偏っている。

職務(役職)においては、「課員、係員等、特に役職のない者」に該当する労働者が一番多い。また、職種に関しては、外勤建築と外勤土木で全体の 5 割超を占めている。

最後に年収ダミー⁵³に関しては、750 万以上の建設労働者が約 27%存在している。この点、高年収の建設労働者は比較的多いと直感的に感じる。

⁵² 本研究で用いるデータの特性上、サンプルのほとんどが男性であることは指摘したとおりだが、介護を必要とする家族のいる男性労働者が多いこともここでは容易に想像がつく。なお、斎藤(2015)は、男性介護者の問題について詳細に検討している。

⁵³ 年収は 16 のカテゴリー、また貯蓄は 13 のカテゴリーから構成されていたため、それぞれおおよそ 25%ずつに区切ることで変数を少なくすることにした。

続いて、図 6 は、1 カ月の残業時間を年収別で見た場合の箱ひげ図である。

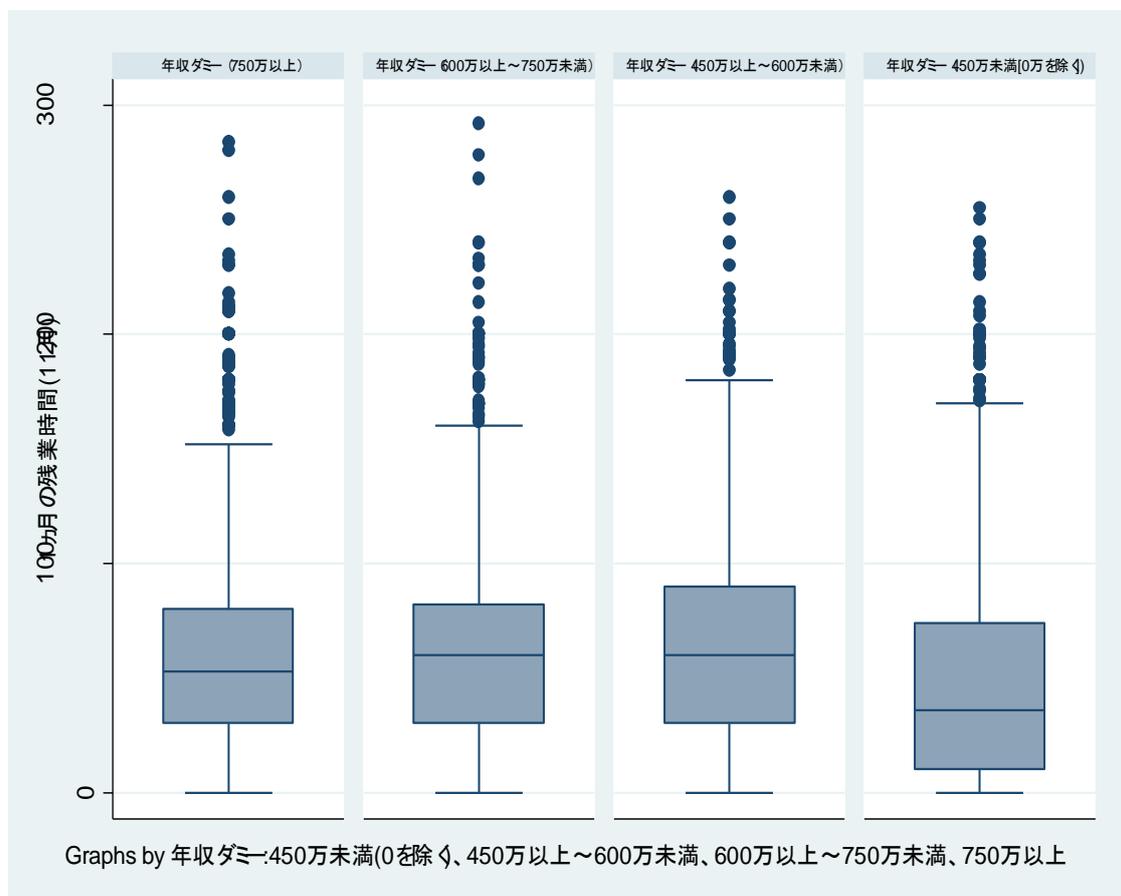


図 6 箱ひげ図 (1 カ月の残業時間を年収別で見た場合)

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

年収が 450 万未満(0 を除く)の労働者における 1 カ月の残業時間の中央値は、他の年収における 1 カ月の残業時間の中央値よりも低い。これは、450 万未満(0 を除く)のカテゴリーにいる労働者は最も残業をしていないと考えることができる。他方、年収が 450 万以上~600 万未満と年収が 600 万以上~700 万未満の場合において、両者は中央値が同じで、かつその値が一番大きい。ただし年収が 450 万以上~600 万未満の方が、四分位範囲が大きく、また最大値が一番大きい。したがって、年収が 450 万以上~600 万未満の労働者は最も残業をしていると考えることができる。

また、図7は労働者のストレスの感じ方を年収別で見たときのヒストグラムである。

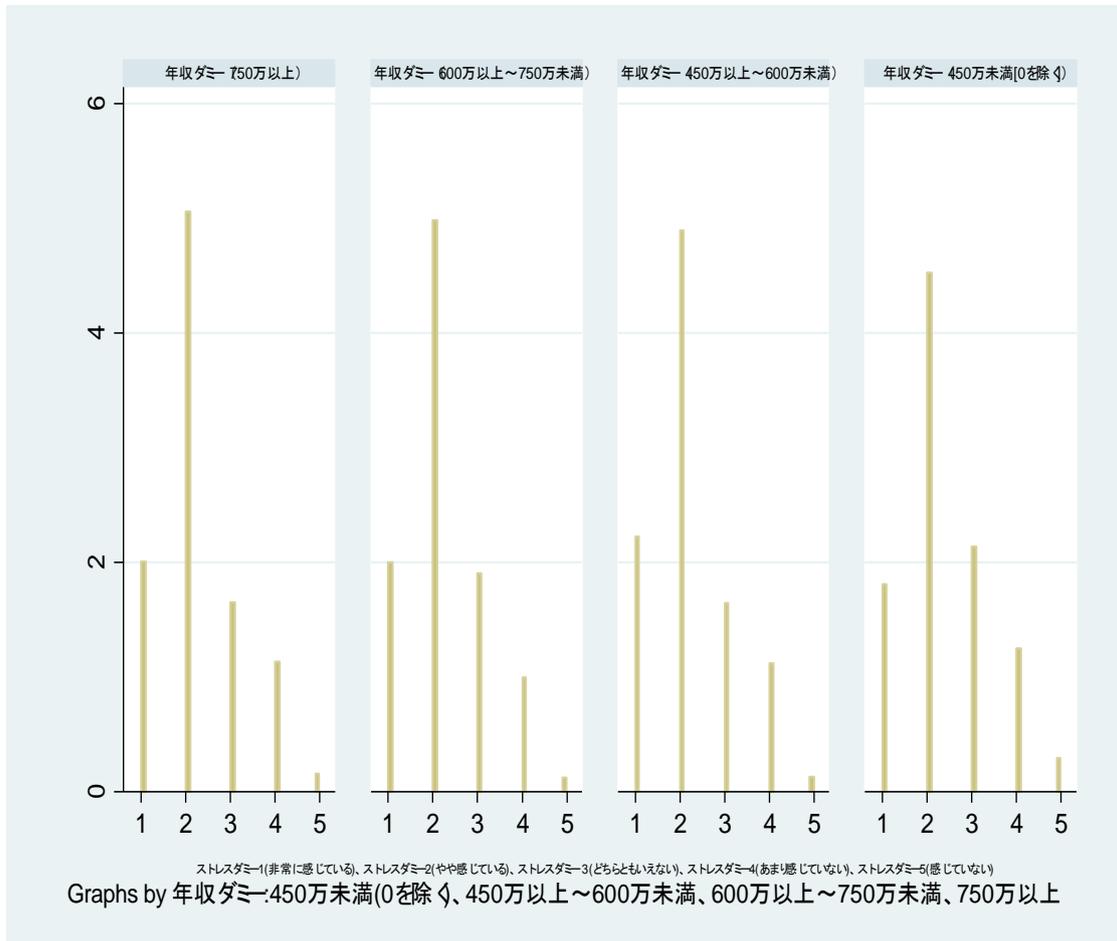


図7 ヒストグラム (ストレスの感じ方を年収ダミーごとに見た場合)
出所:「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

ストレスダミー1 (非常に感じている) の場合の密度は年収が 450 万以上~600 万未満のときが一番高い。ストレスダミーが 2 (やや感じている) の場合の密度は、年収が増えれば高まる。ただし、その程度は微小である。これらをふまえれば、年収 450 万以上~600 万未満の労働者が、一番ストレスを感じていると考えることができる。一方、ストレスダミー1 およびストレスダミー2 (やや感じている) の密度は、年収が 450 万未満の労働者が一番低い。したがって、年収が 450 万未満の労働者が、一番ストレスを感じていないと推察することができる。

第4章 仮説検定

第1節 仮説検定—傾向スコアマッチングと順序ロジットモデル（長時間労働ダミー①[80時間]の場合）

第1項 傾向スコアマッチング

まず、本項では傾向スコアマッチングを行い、**Common Support**に含まれるサンプルを用いることで予想される値から外れるというバイアスを削減する。以下の表2は、傾向スコアマッチング後のプロビットモデルによる推定結果である。

男性ダミーが有意になっており、男性ダミーと長時間労働ダミー①(1:1カ月の残業時間が80時間以上)の相関が示されている。建設業を支えるのは基本的に男性であるのが現状であるため、男性がより働かなければならないと考えることができる。

他方、家族の人数が増え、また未婚であると長時間労働ダミー①に対してネガティブな相関、つまり長時間労働をしにくいことが統計的に有意に示されている。

職務(役職)ダミーにおいては、係長、作業所副所長、主任等の次席級の場合長時間労働になることが有意に示されている。さらに、職種ダミーにおいては、ほとんどの職種が1カ月の残業時間ダミーに対してネガティブな相関であることが有意に示されている。これは、ダミー変数のベースラインにした外勤土木の職種である労働者が一番残業をしていると考えることもできる。

表2 プロビット分析の推計表（長時間労働ダミー①[80時間]の場合）

被説明変数=長時間労働ダミー①（1：1カ月の残業時間が80時間以上）	
	係数
男性ダミー	0.780** (0.397)
年齢	-0.019 (0.013)
男性ダミー*年齢	-0.002 (0.013)
家族の人数	-0.034**** (0.013)
時間外手当支給対象者ダミー	-0.017**** (0.048)
未婚ダミー	-0.141**** (0.050)
貯蓄ダミー（100万以上～300万未満ベース）	
100万未満	-0.044 (0.043)
300万以上～700万未満	0.036 (0.042)
700万以上	0.040 (0.049)
住宅の種類ダミー（賃貸住宅・借家ベース）	
社宅	0.042 (0.080)
借上げ社宅・代用社宅	0.099* (0.057)
親元住居	0.033 (0.077)
持ち家一戸建て（ローン返済済み）	0.035 (0.089)
持ち家一戸建て（ローン返済中）	-0.048 (0.056)
持ち家マンション（ローン返済済み）	-0.108 (0.108)
持ち家マンション（ローン返済中）	-0.056 (0.066)
独身寮	0.131** (0.067)
作業所宿舎	0.317**** (0.093)
その他	0.149 (0.242)
職務（役職）ダミー（課員、係員等、特に役職のない者ベース）	
部課長、営業所長、出張所長、作業所長級	0.082 (0.064)
係長、作業所副所長、主任等の次席級	0.210**** (0.047)
オペレーター等技能職の者	-0.496 (0.409)
その他	-0.201 (0.192)

職種ダミー（外勤土木ベース）	
内勤建築	-1.049*** (0.053)
内勤土木	-1.235*** (0.080)
外勤建築	0.012 (0.037)
技術研究	-1.625*** (0.213)
内勤事務	-1.660*** (0.088)
外勤事務	-0.622*** (0.103)
営業	-2.018*** (0.152)
内勤その他	-1.683*** (0.229)
外勤その他	-0.503 (0.311)
勤務地ダミー（東北ベース）	
北海道	0.237** (0.096)
北関東	0.030 (0.106)
南関東	0.036 (0.057)
中部	0.150** (0.069)
北陸	-0.077 (0.101)
関西	0.064 (0.063)
中国	0.162* (0.088)
四国	0.252** (0.117)
九州・沖縄	0.104 (0.082)
海外	0.337*** (0.103)
定数項	-0.086 (0.410)
標本数	9234
疑似決定係数	0.215
対数尤度	-4394.795
※備考：（ ）内は標準誤差である。また、表中の*、**、***はそれぞれp値が10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表している。	

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

以下には図 8 として、傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80 時間]の場合）によるバイアスの削減率を示している。

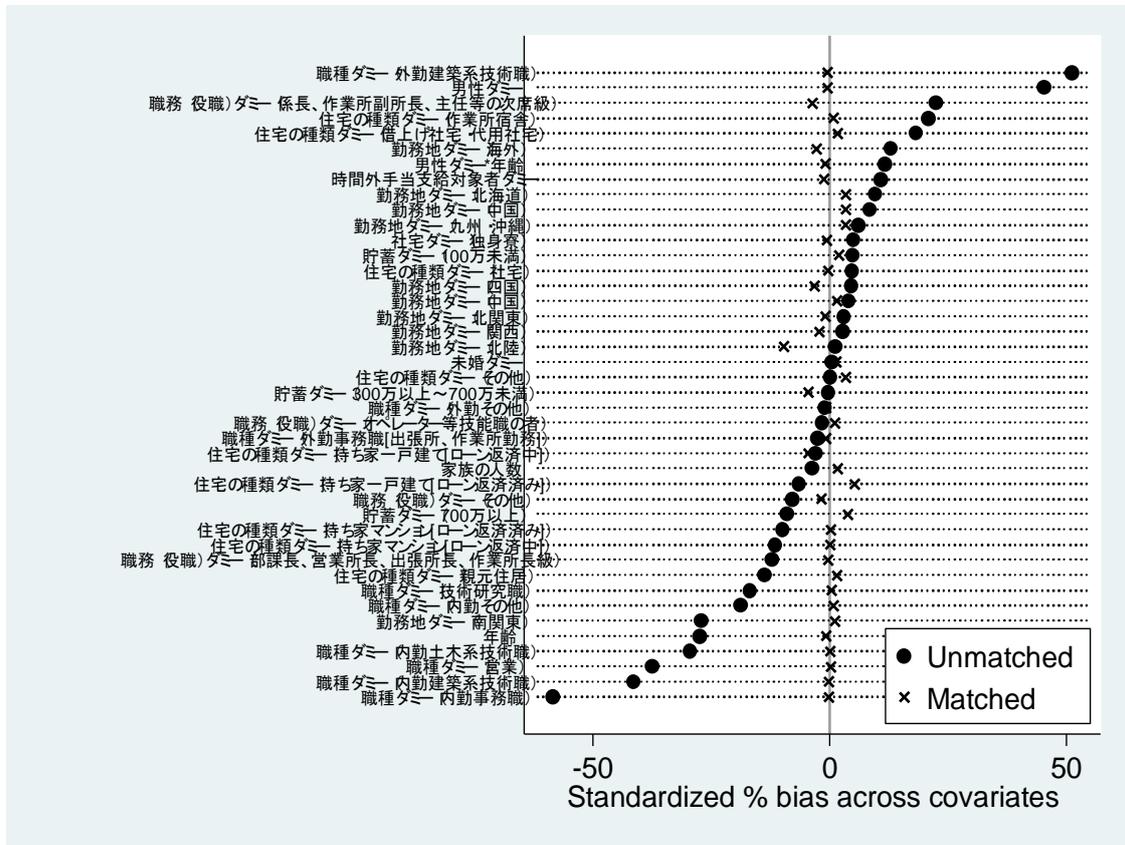


図 8 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80 時間]の場合）によるバイアスの削減率

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

傾向スコアマッチングにより、バイアスが大きく削減されたことが示された。大きくバイアスが削減された変数を列記していく。職種ダミー（外勤建築系技術職）、男性ダミー、職務（役職）ダミー（係長、作業所副所長、主任等の次席級）、住宅の種類ダミー（作業所宿舎）、住宅の種類ダミー（借り上げ社宅・代用社宅）、職種ダミー（技術研究職）、職種ダミー（内勤その他）、勤務地ダミー（南関東）、年齢、職種ダミー（内勤土木系技術職）、職種ダミー（営業職）、職種ダミー（内勤建築系技術職）、職種ダミー（内勤事務職）は傾向スコアマッチングにより大きくバイアスが削減された。

なお、バイアスを大きく削減することと部分的にバイアスが増加することはトレードオフの関係にある。したがって、部分的にバイアスが増加するサンプルが生じるのは致し方ない。

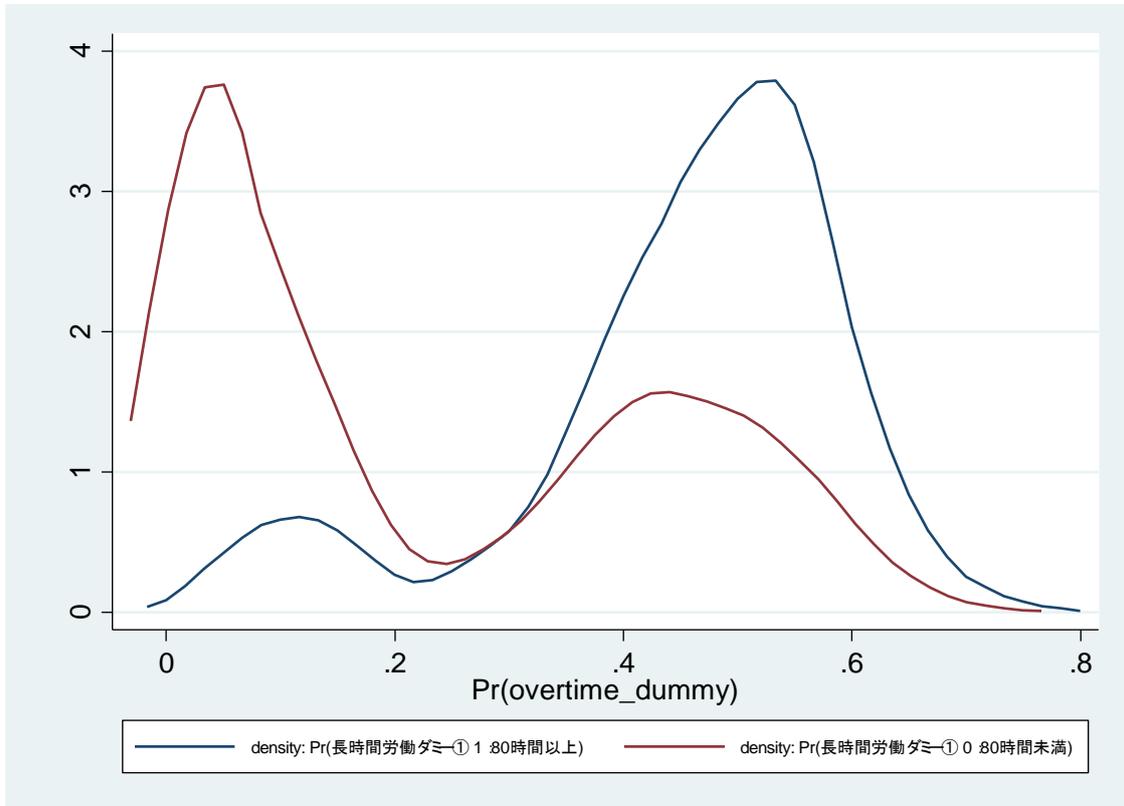


図 9 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80 時間]の場合）における Common Support（カーネル密度関数）

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

第2項 順序ロジット分析

本項では、傾向スコアマッチングで **Common Support** に入ったサンプルを用いて順序ロジット分析を行い、仮説の検証を行う。以下が推計結果である。なお、プロビットモデルは非線形モデルであり、係数そのものを限界効果として解釈できないため、別途算出した限界効果を並記し、ここでは主にその解釈を述べることにする。

表3 順序ロジット分析の推計表（長時間労働ダミー①[80時間]の場合）

被説明変数：ストレスの感じ方(1:非常に感じている、2:やや感じている、3:どちらともいえない、4:あまり感じていない、5:感じていない)	係数	限界効果：ストレスダミー1(非常に感じている)	限界効果：ストレスダミー2(やや感じている)	限界効果：ストレスダミー3(どちらともいえない)	限界効果：ストレスダミー4(あまり感じていない)	限界効果：ストレスダミー5(感じていない)
長時間労働ダミー①(1：1カ月の残業時間が80時間以上)	-0.925*** (0.054)	0.164*** (0.010)	0.017*** (0.005)	-0.097*** (0.006)	-0.073*** (0.005)	-0.011*** (0.001)
年収ダミー (450万以上～600万未満ベース)						
450万未満(年収0を除く)	0.130 (0.086)	-0.023 (0.015)	-0.002 (0.002)	0.014 (0.009)	0.010 (0.007)	0.002 (0.001)
600万以上～750万未満	0.176** (0.079)	-0.031** (0.014)	-0.003* (0.002)	0.019** (0.008)	0.014** (0.006)	0.002** (0.001)
750万以上	0.113 (0.089)	-0.020 (0.016)	-0.002 (0.002)	0.012 (0.009)	0.009 (0.007)	0.001 (0.001)
年休の取得日数	0.010 (0.006)	-0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)
男性ダミー	-1.465 (1.055)	0.260 (0.187)	0.028 (0.021)	-0.154 (0.111)	-0.116 (0.084)	-0.018 (0.013)
年齢	-0.071** (0.037)	0.013** (0.006)	0.001* (0.001)	-0.008* (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.001* (0.000)
男性ダミー*年齢	0.066* (0.037)	-0.012* (0.006)	-0.001* (0.001)	0.007* (0.004)	0.005* (0.003)	0.001* (0.000)
未婚ダミー	-0.068 (0.073)	0.012 (0.013)	0.001 (0.001)	-0.007 (0.008)	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.001)
家族の人数	0.006 (0.021)	-0.001 (0.004)	0.000 (0.000)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.000)
介護ダミー (当面先[5年以上先]だが介護は必要になりそうベース)						
現在介護中	-0.215 (0.154)	0.038 (0.027)	0.004 (0.003)	-0.023 (0.016)	-0.017 (0.012)	-0.003 (0.002)
近い将来(5年以内)に介護が必要になりそう	-0.212** (0.086)	0.038** (0.015)	0.004** (0.002)	-0.022** (0.009)	-0.017** (0.007)	-0.003** (0.001)
いない	0.149** (0.061)	-0.026** (0.011)	-0.003** (0.001)	0.016** (0.006)	0.012** (0.005)	0.002** (0.001)
標本数	5267	5267	5267	5267	5267	5267
疑似決定係数	0.027					
対数尤度	-6574.032					

※備考：()内は標準誤差である。また、表中の*、**、***はそれぞれp値が10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表している。

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

長時間労働ダミー①(1:1カ月の残業時間が80時間以上)が、どのストレスダミーに対しても有意になっている。長時間労働になると、ストレスダミー1(非常に感じている)を選択する確率は約16%上がる。また、ストレスダミー2(やや感じている)を選択する確率は1.7%上がる。他方、ストレスダミー3(どちらともいえない)を選択する確率は約10%下がり、ストレスダミー4(あまり感じていない)を選択する確率は7.3%下がる。さらに、ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は1.1%下がる。つまり、ストレスダミー3から5で減少する分、ストレスダミー1および2において増加していると推察される。

ストレスを緩和する要因を考察すると、年収が600万以上~750万未満の場合、年収が450万以上~600万未満の場合と比べて有意にストレスを減殺することが示されている。年収が600万以上~750万未満の場合、ストレスダミー1(非常に感じている)を選択する確率は3.1%だけ下がり、またストレスダミー2(やや感じている)を選択する確率は0.3%下がる。一方、ストレスダミー3(どちらともいえない)を選択する確率は約2%、ストレスダミー4(あまり感じていない)を選択する確率は1.4%上がる。さらに、ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は0.2%上がる。

年休の取得日数を見た場合は、どのストレスの感じ方に対しても有意になっていない。

介護ダミーに関しては、近い将来(5年以内)に介護予定の場合、ストレスダミー1(非常に感じている)を選択する確率は3.8%上がるのが有意に示されている。またこの場合、ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は0.3%だけ下がる。他方、介護を必要とする家族がいない場合、ストレスダミー1(非常に感じている)を選択する確率は2.6%下がるのが有意に示されている。また、ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は、0.2%だけ上がるのが有意に示されている。

第2節 仮説検定—傾向スコアマッチングと順序ロジット分析（長時間労働ダミー②[100時間]の場合）

第1項 傾向スコアマッチング

ここでの傾向スコアマッチングも、あくまでサンプルのバイアスを削減することを目的とするものである。長時間労働ダミー②(1:1カ月の残業時間が100時間以上)においても、男性ダミーは有意になっている。建設労働者のほとんどは男性であり、したがって必然的に長時間労働になるのも男性であるといえよう。一方、家族の人数が増え、また未婚の場合は、長時間労働ダミー②との関係においてはネガティブな相関が有意に示されている。

職務（役職）ダミーにおいては、係長、作業所副所長、主任等の次席級の場合、長時間労働になることが有意に示されている。やはり、このような職務に就いている労働者は、現場の責任者として相当程度の長時間労働を強いられていると考えることができる。また、職種ダミーにおいては、ほとんどの職種が長時間労働ダミー②に対してネガティブな相関を持つことが有意に示されている。つまり、ダミー変数のベースラインにした外勤土木労働者が一番働いていると考えることができる。

表4 プロビット分析の推計表（長時間労働ダミー②[100時間]の場合）

被説明変数=長時間労働ダミー②（1：1カ月の残業時間が100時間以上）	
	係数
男性ダミー	0.882* (0.519)
年齢	-0.016 (0.017)
男性ダミー*年齢	-0.011 (0.017)
家族の人数	-0.044*** (0.014)
時間外手当支給対象者ダミー	-0.078 (0.053)
未婚ダミー	-0.142*** (0.055)
貯蓄ダミー（100万以上～300万未満ベース）	
100万未満	-0.077 (0.047)
300万以上～700万未満	-0.017 (0.046)
700万以上	-0.003 (0.054)
住宅の種類ダミー（賃貸住宅・借家ベース）	
社宅	-0.028 (0.088)
借上げ社宅・代用社宅	0.075 (0.061)
親元住居	0.088 (0.084)
持ち家一戸建て（ローン返済済み）	0.071 (0.100)
持ち家一戸建て（ローン返済中）	-0.047 (0.063)
持ち家マンション（ローン返済済み）	-0.107 (0.126)
持ち家マンション（ローン返済中）	-0.046 (0.074)
独身寮	0.095 (0.073)
作業所宿舍	0.218** (0.097)
その他	0.118 (0.272)

職務（役職）ダミー（課員、係員等、特に役職のない者ベース）	
部課長、営業所長、出張所長、作業所長級	0.064 (0.071)
係長、作業所副所長、主任等の次席級	0.222*** (0.052)
オペレーター等技能職の者	-0.394 (0.449)
その他	-0.137 (0.214)
職種ダミー（外勤土木ベース）	
内勤建築	-0.960*** (0.062)
内勤土木	-1.027*** (0.093)
外勤建築	-0.010 (0.039)
技術研究	-1.471*** (0.260)
内勤事務	-1.853*** (0.146)
外勤事務	-0.705*** (0.123)
営業	-1.764*** (0.189)
内勤その他	-1.771*** (0.372)
外勤その他	-1.032** (0.495)
勤務地ダミー（東北ベース）	
北海道	0.144 (0.103)
北関東	0.128 (0.113)
南関東	0.035 (0.063)
中部	0.225*** (0.074)
北陸	-0.068 (0.112)
関西	-0.038 (0.070)
中国	-0.084 (0.099)
四国	0.217* (0.125)
九州・沖縄	0.142 (0.087)
海外	0.238** (0.110)
定数項	-0.315 (0.532)
標本数	9234
疑似決定係数	0.180
対数尤度	-3546.322
※備考：（ ）内は標準誤差である。また、表中の*、**、***はそれぞれp値が10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表している。	

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

以下には同様に図 10 として、傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100 時間]の場合）によるバイアスの削減率を示している。

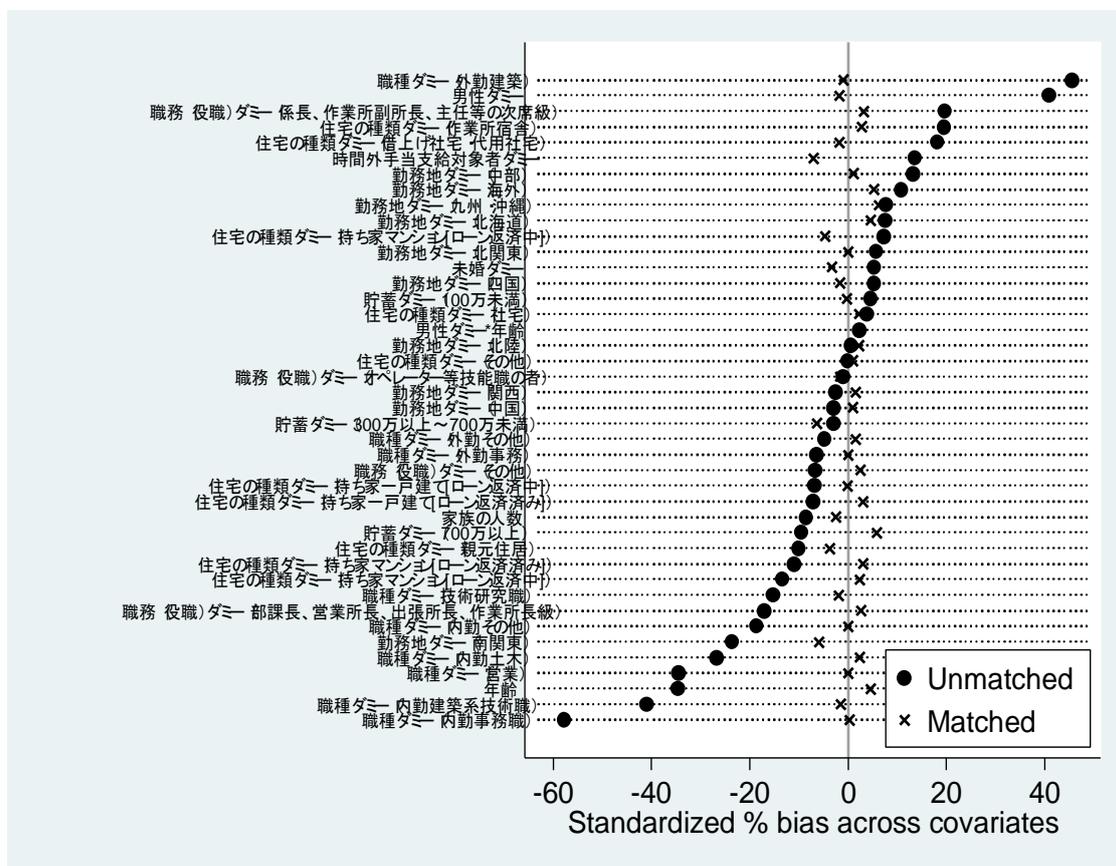


図 10 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100 時間]の場合）によるバイアスの削減率

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

ここでもバイアスが大きく削減されたことが明らかになっている。バイアスが大きく削減された変数を列記していく。職種ダミー（外勤建築）、男性ダミー、職務（役職）ダミー（係長、作業所副所長、主任等の次席級）、住宅の種類ダミー（作業所宿舎）、住宅の種類ダミー（借り上げ社宅・代用社宅）、職種ダミー（技術研究職）、職務（役職）ダミー（部課長、営業所長、出張所長、作業所長級）、職種ダミー（内勤その他）、勤務地ダミー（南関東）、年齢、職種ダミー（内勤土木系技術職）、職種ダミー（営業）、職種ダミー（内勤建築系技術職）、職種ダミー（内勤事務職）は大きくバイアスが削減されている。

なお、バイアスを大きく削減することと、部分的にバイアスが増加することがトレードオフの関係にあるのはここでも同じである点を指摘しておく。

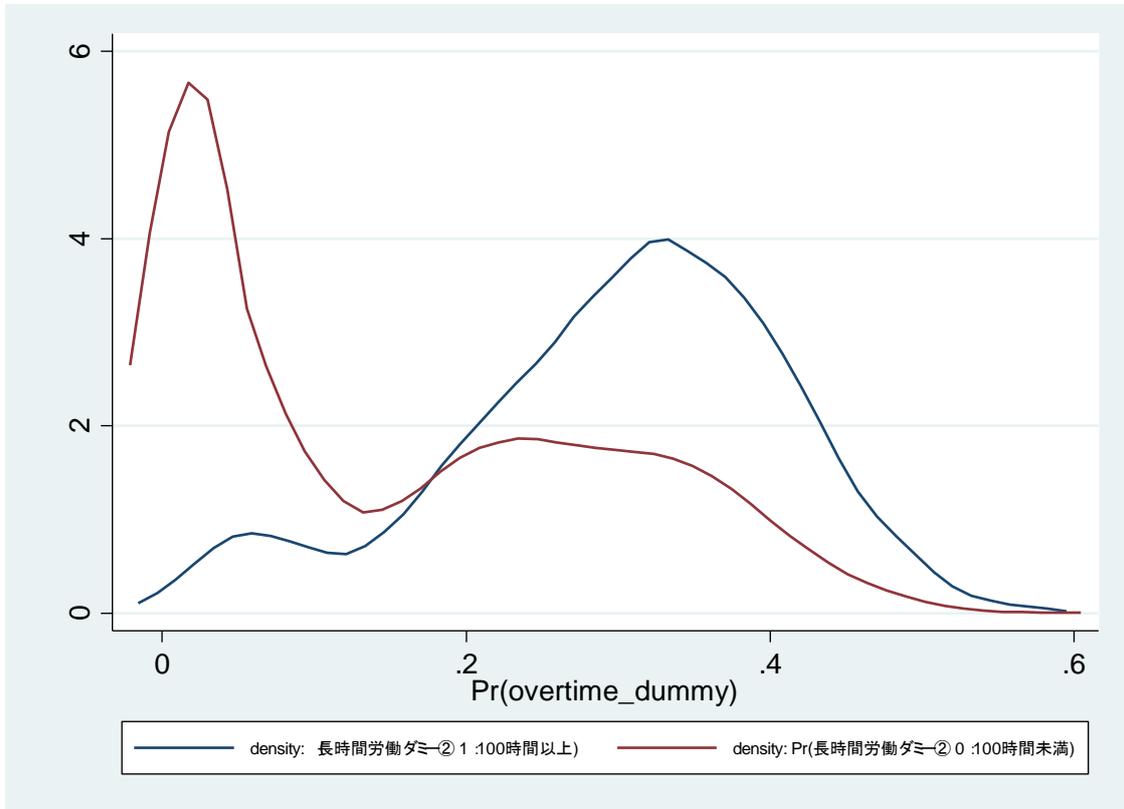


図 11 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100 時間]の場合）における Common Support（カーネル密度関数）

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

第2項 順序ロジット分析

同じく傾向スコアマッチングで **Common Support** に入ったサンプルを用いて順序ロジット分析を行い、仮説を検証する。なお、繰り返しになるが、プロビットモデルは非線形モデルであり、係数そのものを限界効果として解釈できないため、別途算出した限界効果も並記してある。

表5 順序ロジット分析の推計表（長時間労働ダミー②[100時間]の場合）

ストレスの感じ方(1:非常に感じている、2:やや感じている、3:どちらともいえない、4:あまり感じていない、5:感じていない)	係数	限界効果: ストレスダミー1(非常に感じている)	限界効果: ストレスダミー2(やや感じている)	限界効果: ストレスダミー3(どちらともいえない)	限界効果: ストレスダミー4(あまり感じていない)	限界効果: ストレスダミー5(感じていない)
長時間労働ダミー②(1:1カ月の残業時間が100時間以上)	-0.963*** (0.070)	0.190*** (0.014)	-0.022*** (0.006)	-0.093*** (0.008)	-0.063*** (0.005)	-0.012*** (0.002)
年取ダミー(450万以上~600万未満ベース)						
450万未満(年取0を除く)	0.158 (0.109)	-0.031 (0.022)	0.004 (0.003)	0.015 (0.011)	0.010 (0.007)	0.002 (0.001)
600万以上~750万未満	0.342*** (0.102)	-0.067*** (0.020)	0.008** (0.003)	0.033*** (0.010)	0.022*** (0.007)	0.004*** (0.001)
750万以上	0.417*** (0.119)	-0.082*** (0.023)	0.009** (0.004)	0.040*** (0.012)	0.027*** (0.008)	0.005*** (0.002)
年休の取得日数	0.011 (0.008)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
男性ダミー	0.563 (1.487)	-0.111 (0.293)	0.013 (0.034)	0.054 (0.144)	0.037 (0.098)	0.007 (0.018)
年齢	-0.005 (0.051)	0.001 (0.010)	0.000 (0.001)	0.000 (0.005)	0.000 (0.003)	0.000 (0.001)
男性ダミー*年齢	-0.017 (0.051)	0.003 (0.010)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.003)	0.000 (0.001)
未婚ダミー	-0.077 (0.096)	0.015 (0.019)	-0.002 (0.002)	-0.007 (0.009)	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.001)
家族の人数	-0.031 (0.026)	0.006 (0.005)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.000)
介護ダミー(当面先[5年以上先]だが介護は必要になりそうベース)						
現在介護中	-0.414** (0.202)	0.082** (0.040)	-0.009* (0.005)	-0.040** (0.020)	-0.027** (0.013)	-0.005** (0.003)
近い将来(5年以内)に介護が必要になりそう	-0.395*** (0.113)	0.078*** (0.022)	-0.009** (0.004)	-0.038*** (0.011)	-0.026*** (0.007)	-0.005*** (0.002)
いない	0.019 (0.081)	-0.004 (0.016)	0.000 (0.002)	0.002 (0.008)	0.001 (0.005)	0.000 (0.001)
標本数	3180	3180	3180	3180	3180	3180
疑似決定係数	0.033					
対数尤度	-3856.638					

※備考:()内は標準誤差である。また、表中の*、**、***はそれぞれp値が10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表している。

出所:「時短アンケート兼生活実態・意識調査2015」の分析結果より筆者作成

長時間労働ダミー②(1 : 1カ月の残業時間が100時間以上)が、どのストレスダミーに対しても有意になっている。1カ月の残業時間が100時間になると、ストレスの感じ方ダミー1(非常に感じている)を選択する確率は、19%上がる。なお、1カ月の残業時間が100時間になると、ストレスの感じ方ダミー2(やや感じている)を選択する確率は約2%下がる。これは100時間の残業で感じるストレスが、ストレスの感じ方ダミー1(非常に感じている)に偏っていると考えられる。つまり、ストレスの感じ方ダミー2(やや感じている)は、1カ月の残業時間が100時間の場合においては、ストレスを感じたために選択するカテゴリーにはなっていないと考えられる。ストレスダミー3(どちらともいえない)を選択する確率は9.3%下がり、またストレスダミー4(あまり感じていない)を選択する確率は6.3%下がる。さらに、ストレスダミー5を選択する確率は1.2%下がる。

一方、ストレスを減殺する要因について注目すると、年収が600万以上~750万未満と750万以上の場合がどのストレスの感じ方に対しても有意になっている。年収が600万以上~750万未満の場合、ストレスの感じ方ダミー1(非常に感じている)を選択する確率は6.7%下がる。他方、ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は0.4%上がる。年収が750万以上の場合、ストレスの感じ方ダミー1(非常に感じている)を選択する確率は8.2%だけ下がる。一方でストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は0.5%だけ上がる。

ただ、年休の取得日数に注目した場合は、どのストレスの感じ方に対しても有意になっていない。

介護ダミーは、現在介護中の場合と、近い将来(5年以内)に必要になりそうな場合において、すべて有意になっている。現在介護中の場合、ストレスダミー1(非常に感じている)を選択する確率は8.2%上がる。ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は0.5%下がる。また、介護が近い将来(5年以内)に必要になりそうな場合、ストレスダミー1(非常に感じている)を選択する確率は2.2%だけ上昇する。ストレスダミー5(感じていない)を選択する確率は0.5%下がる。

第5章 結論

第1節 推定結果の考察

長時間労働ダミー①(1:1 カ月の残業時間が 80 時間以上)の考察を最初に行っていく。順序ロジット分析の結果から、1 カ月の残業時間が 80 時間以上になった場合は、ストレスダミー5 (非常に感じている) を選択する確率が約 16%上昇することが統計的に有意に示された。これは、労働時間が長くなると少なからずストレスを感じるという直感的感覚と一致している。長時間労働がストレスを増加させることは確かなようである。またここではストレスダミー5 (全く感じていない) を選択する確率が 1.1%下がることも、有意に示されている。他方、年収が 600 万以上～750 万未満の場合に、年収が 450 万以上～600 万未満と比べてストレスが減殺されることも有意に示されている。年収が 600 万以上～750 万以下の場合は、ストレスダミー5 (非常に感じている) を選択する確率が 3.1%下がることも分かった。

長時間労働ダミー①(1:1 カ月の残業時間が 80 時間以上)において、年休の取得日数が有意にならなかったのは、逆の因果関係による可能性が考えられる。つまり、年休の取得でストレスを緩和するという方向と、ストレスを感じたために年休を取得するという逆の方向とが相殺しあった結果とも考えられる。年休取得によるストレス緩和という因果関係をより精緻に示すためには、個人単位のストレス変動に関するパネルデータが必要である。

さらに、介護ダミーに着目した場合、近い将来 (5 年以内) に介護が必要になりそうな場合は、ストレスを強めることが有意に示されている。潜在的な介護の必要性が、建設労働者のストレスを強めると考えられる。他方、介護が必要ではない場合、ストレスが感じにくくなることも有意に示された。なお、現在介護中の場合が有意になっておらず、帰無仮説が棄却できないのはそもそものサンプル数が少ないためだと思われる⁵⁴。総じて、本研究は労働時間以外に、介護を必要とする家族の存在という家庭的環境が、ストレスを強めるという結果を導いたといえる。

次に、長時間労働ダミー②(1:1 カ月の残業時間が 100 時間以上)の考察を行っていく。順序ロジット分析の結果から、長時間労働になるとストレスダミー1 (非常に感じている) を選択する確率がおよそ 19%上昇することが有意に示された。その選択確率は、長時間労働ダミー①(1:1 カ月の残業時間が 80 時間以上)場合と比べて 3%ほど高い。長時間労働でも、長時間労働ダミー②(1:1 カ月の残業時間が 100 時間以上)の方がよりストレスを感じることを示された。

⁵⁴ 介護ダミー (現在介護中) のサンプル数は 482 で、またその割合は全体の 4.1%である。

一方で長時間労働ダミー②(1:1カ月の残業時間が100時間以上)においてストレスを減殺する要因を分析すると、年収ダミーにおいて、600万以上～750万未満、そして750万以上の場合は、ストレスが減殺されることが有意に示された。より長時間労働をしている場合でも、正当な評価の下で適切な報酬を受け取っていればストレスが緩和されると考えることができる。

ただし、年休の取得日数はここでも有意になっていない。やはり、逆の因果関係が存在していると考えられる。

介護ダミーに注目すると、現在介護中の場合および近い将来(5年以内)に必要な場合に、ストレスが強まることが有意に示された。特に、現在介護中の場合については、長時間労働ダミー②(1:1カ月の残業時間が100時間以上)において有意である。したがって、100時間以上の残業と現在の介護は、ストレスを強めるという点で互いに補完関係にあると考える。また、当然ながら現在の介護と潜在的な介護の可能性がストレスを強めるともいえる。

第2節 政策的含意

本研究では、年収の高さがストレスを減殺することが明らかになった。長時間労働ダミー①(1:1カ月の残業時間が80時間以上)においては年収が600万以上～750万未満の場合に、また長時間労働ダミー②(1:1カ月の残業時間が100時間以上)においては年収が600万以上～750万未満および750万以上の場合にストレスが減殺されることが有意に示された。つまり、年収が高くなるとストレスが減殺されることが有意に示された。年収を増加させるためには、企業が残業代の未払いをなくすことがまず必要だと考えられる。また年休の取得日数とストレスダミーとの内生性がコントロールされ、かつその因果関係が有意でないならば、年休の買い上げ⁵⁵が有効である可能性が示唆される。

さらに、本研究は介護を必要とする家族の有無がストレスに影響を与えることを明らかにした。仕事と介護をいかにして両立させるかについては、働き方の支援と介護体制づくりが肝要である⁵⁶。働き方の支援においては、法定の介護休業以外にも企業独自の取り組みを押し広げていくことが必要である。また、介護体制づくりにおいては、行政の支援などを通じてより堅牢でアクセスのしやすい介護システムの構築がされるべきである。

⁵⁵ 年休の買い上げとは、使いきれなかった年休を使用者が買い取る制度である。なお、使いきれなかった年休が生じるのは、年休が2年で消滅時効にかかるためである。

⁵⁶ 矢島洋子(2015)「仕事と介護における『両立の形』と『企業に求められる両立支援』」『日本労働研究雑誌』No.658、p.63。

第6章 本稿の限界

本稿の限界としては、逆の因果関係に対処しきれていない点がまず挙げられる。分析の結果、長時間労働ダミー①および長時間労働ダミー②において年休の取得日数は有意にならなかった。ここに逆の因果関係の可能性があることは指摘したとおりである。年休取得によってストレスが減殺されるという因果関係をより精緻に示すためには、個人単位のストレス変動に関するパネルデータが必要なというまでもない。

次の課題は政策的含意をいかにして実効的なものにするかである。政策的含意で年収の増加施策(未払い解消、年休買い上げ制度)がストレス減殺に有効である可能性を指摘したが、実数値としての年収や年休の詳細情報がデータから得られなかったため、年収がどれだけ増加すればそれぞれのストレスダミーの選択確率が変化するかは本稿では検証できていない。政策的含意の妥当性の検証は今後の課題である。

さらに、本稿では長時間労働が建設労働者のストレスを増加させることが有意に示されたが、ストレスを感じたことでうつ病などを発症することが示されたわけではない⁵⁷。ストレスを感じたことで労働者の心身にどのような影響が出るのかを明らかにすることも、今後の課題としたい。

⁵⁷ M. Virtanen et al. (2011)では、週当たり55時間以上働く公務員は週当たり35時間～40時間働く公務員と比べ、抑うつ症状の発症リスクが1.66倍、また精神不安症状の発症リスクが1.77倍高いことが統計的に有意に示されている。

参考文献

- 荒木尚志(2016)『労働法(第3版)』有斐閣。
- 黒田祥子・山本勲(2014)「従業員のメンタルヘルスと労働時間—従業員パネルデータを用いた検証—」『Rieti Discussion Paper Series』14-J-020。
- 厚生労働省(2001)「脳血管疾患及び虚血性心疾患等(負傷に起因するものを除く)の認定基準について(平13・12・12基発1063号)」、https://www.mhlw.go.jp/web/t_doc?dataId=00tb3629&dataType=1&pageNo=1(閲覧日:2019年1月9日)。
- 厚生労働省(2018)「平成30年就労条件統合調査の概況」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/18/dl/gaikyou.pdf>(閲覧日:2019年1月8日)。
- 厚生労働省(2017)「平成29年就労条件統合調査の概況」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/17/dl/gaikyou.pdf>(閲覧日:2019年1月8日)。
- 厚生労働省(2016)「平成28年就労条件統合調査の概況」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/16/dl/gaikyou.pdf>(閲覧日:2019年1月8日)。
- 厚生労働省(2018)「働き方改革を推進するための関係法律の整備に関する法律(平成30年法律第71号)の概要」、<https://www.mhlw.go.jp/content/000332869.pdf>(閲覧日:2018年12月20日)。
- 厚生労働省(2018)「平成29年度我が国における過労死等の概要及び政府が過労死等の防止のために講じた施策の状況」p.3、<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/karoushi/17/dl/17-1-1.pdf>(閲覧日:2018年12月13日)。
- 厚生労働省(2018)「平成28年労働安全衛生調査(実態調査)」、<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450110&tstat=000001069310&cycle=0&tclass1=000001107395&tclass2=000001107399&second2=1>(閲覧日:2019年1月8日)。
- 厚生労働省(2017)「平成27年労働安全衛生調査(実態調査)」、<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450110&tstat=000001069310&cycle=0&tclass1=000001096395&tclass2=00000109656&second2=1>(閲覧日:2019年1月8日)。
- 厚生労働省(2015)「平成25年労働安全衛生調査(実態調査)」、<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450110&tstat=000001069310&cycle=0&tclass1=000001069311&tclass2=000001069313&second2=1>(閲覧日:2019年1月8日)。

- 厚生労働省(2018)「毎月勤労統計調査 平成29年分結果確報」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/29/29r/29r.html> (閲覧日:2018年12月13日)。
- 厚生労働省(2017)「毎月勤労統計調査 平成28年分結果確報」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/28/28r/28r.html> (閲覧日:2018年12月13日)。
- 厚生労働省(2016)「毎月勤労統計調査 平成27年分結果確報」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/27/27r/27r.html> (閲覧日:2018年12月13日)。
- 厚生労働省(2015)「毎月勤労統計調査 平成26年分結果確報」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/26/26r/26r.html> (閲覧日:2018年12月13日)。
- 厚生労働省(2014)「毎月勤労統計調査 平成25年分結果確報」、<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/25/25r/25r.html> 閲覧日:2018年12月13日)。
- 国土交通省(2018)「建設業働き方改革加速化プログラム」を策定 ～官民一体となって建設業の働き方改革を加速～」、<http://www.mlit.go.jp/common/001226491.pdf> (閲覧日:2019年1月5日)。
- 斎藤真緒(2015)「家族介護とジェンダー平等をめぐる今日的課題 ―男性介護者が問いかけるもの」『日本労務研究雑誌』No. 658、pp. 35-46。
- 菅野和夫(2018)『労働法(第十一版補正版)』弘文堂。
- 鈴木宏昌(2016)「主要先進国の労働時間―多様化する労働時間と働き方」『日本労働研究雑誌』No. 677、p. 5。
- 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブセンター、<https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=1093> (閲覧日:2019年1月2日)。
- 日本建設産業職員労働組合協議会(2016)「2015時短アンケートの概要 生活実態・意識調査 調査年報 No. 275 ダイジェスト」、http://nikkenkyo.jp/download/jitan_digest/2015jitan_digest.pdf#search=%27%E6%97%A5%E5%BB%BA%E5%8D%94+%E6%99%82%E7%9F%AD%E3%82%A2%E3%83%B3%E3%82%B1%E3%83%BC%E3%83%88%27 (閲覧日:2019年1月2日)。
- 古川景一(2018)「建設業における長時間労働の現状と課題」『季刊労働法』261号、p. 29。
- 矢島洋子(2015)「仕事と介護における『両立の形』と『企業に求められる両立支援』」『日本労働研究雑誌』No. 658、p. 63。
- 安田宏樹(2008)「職場環境の変化とストレス―仕事における希望―」『社会科学研究』59(2)、pp. 121-147。

- 山本勲(2015)『実証分析のための計量経済学 正しい手法と結果の読み方』中央経済社、p. 110。
- 読売新聞(2017)「新国立工事 81 社 是正勧告 違法残業など月 150 時間超も」『読売新聞』2017 年 9 月 30 日朝刊、p. 30。
- 労働政策研究・研修機構(JILPT)「統計情報 Q&A:一般労働者、標準労働者」、<https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/qa/a02.html> (閲覧日 2018 年 12 月 3 日)。
- Johannes Siegrist(1996),“*Adverse Health Effects of High-Effort/low-Reward Conditions*” *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol.1 ,No. 1, pp. 27–41.
- M. Virtanen, J.E. Ferrie, A. Singh-Manoux, M.Jshinpley, S.A. Stanfeld, M.G Marmot, K. Ahola, J. Vahtera and M. Kivimaki(2011) “*Long Working Hours and Symptoms of Anxiety and Depression: A5-Year Follow-up of the Whitehall II Study*” *Psychological Medicine*, 41, pp.2485-2494.
- Paul R. Rosenbaum, Donald B. Rubin(1983) “*The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*” *Biometrika*, Vol.70, No.1,pp. 41-55.

付録

<補足説明>

1. ストレスチェック
2. 労災保険制度
3. 労災民訴
4. 企業による労働時間削減に向けた取り組み

<図表>

- 図表 1 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80 時間]の場合）によるバイアスの削減率
- 図表 2 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80 時間]の場合）における **Common Support**（ヒストグラム）
- 図表 3 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80 時間]の場合）におけるマッチング回数
- 図表 4 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100 時間]の場合）によるバイアスの削減率
- 図表 5 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100 時間]の場合）における **Common Support**（ヒストグラム）
- 図表 6 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100 時間]の場合）におけるマッチング回数

<補足説明>

1. ストレスチェック

図4で見た通り、ストレスを感じる労働者の割合は経年的に増加傾向にあり、また産業によってはその割合が急増している。同時に、社会的にも労働者のストレス対策への機運が高まった。ここでは法的に定められたストレス対策として、参考程度にストレスチェックを紹介する。

2014年に労働安全衛生法（以下、労安衛法）が改正され、ストレスチェックが導入されることになった。ストレスチェックの基本的な意義は、「定期的に労働者のストレスの状況について検査を行い、本人にその結果を通知して自らのストレスの状況について気付きを促し、個人のメンタルヘルス不調のリスクを低減させるとともに、検査結果を集団的に分析し、職場におけるストレス要因を評価し、職場環境の改善につなげることで、リスクの要因そのものも低減させるものであり、さらにその中で、メンタルヘルス不調のリスクの高い者を早期に発見し、医師による面接指導につなげることで、労働者のメンタルヘルス不調を未然に防止しようとする国を挙げた取組である」⁵⁸とされる。なお、ストレスチェックは、労安衛法 66 条の 10 によれば、医師や保健師等によって実施されることになっている。

ただし、ストレスチェックにはいくつか問題が存在する点に留意する必要がある。まず労働者の視点からは、ストレスチェック制度の結果に基づく不利益取扱いが指摘される。ストレスチェックの結果は医師などの実施者から労働者に通知され、実施者は労働者の同意なく事業者はその結果を通達してはならない(労安衛法 66 条の 10 第 2 項)。しかし、ストレスチェックの結果のみによる差別は、条文に規定がなく⁵⁹、したがってそのような差別が起こる可能性は否定できない。また、ストレスチェックの実施については1年以内ごとに1回(50人未満の事業場は当面は努力義務)と定められているのみであり、実施時期によってはストレスによるメンタルヘルスの不調(うつなど)を既に訴えるものがある可能性がある。よって、ストレスチェックの意義である「一次予防」の概念が形骸化していることは否定できない。

他方、使用者の側からは、ストレスチェックの受検は任意であるため、労働者のストレスの蓄積による不調を知り得ないという問題などが指摘される⁶⁰。

⁵⁸ 厚生労働省(2014)「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度に関する検討会報告書」pp. 4、<https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11201250-Roudoukijunkyouk-u-Roudoujoukenseisakuka/0000069012.pdf> (閲覧日: 2018年12月21日)。

⁵⁹ 鈴木俊晴(2015)「ストレスチェック制度の意義と問題点」『季刊労働法』250号、p. 24。

⁶⁰ 岡村光男(2015)「使用者側から見たストレスチェックの課題」『季刊労働法』250号、pp. 48-49。

2. 労災保険制度

本研究は建設労働者を対象とした実証分析を行ったが、建設労働者の業務は常に業務災害と隣り合わせである。ここでは、そのような災害による損害を填補する制度として、労災保険について参考程度に紹介する。

日本の労災補償制度は、労基法による補償と労災保険法による給付の2種類で成り立っている。

労基法による補償は、労働者の業務上の災害や死亡について、使用者の補償責任を定めている。さらに、補償額を（療養補償を除いて）平均賃金を基礎として定立的に定めることで、被災労働者側の立証の困難さを克服するものになっている⁶¹。しかし、労基法上の補償においては、使用者が被災労働者の治療費等を負担しなければならない。したがって、使用者に資力がない場合、労災補償の実効性が担保されないという問題がある⁶²。

一方、労災保険法による給付は、業務上の傷病・死亡および通勤による傷病・死亡について、使用者の過失の有無にかかわらず、法律に定められた定型的な給付を行うことで、被災労働者の立証の困難さを克服するものになっている⁶³。また、労災保険は社会保険制度の仕組みに則っており、使用者側から保険料を徴収することで、政府が被災労働者らに給付を行うことになっている。

現在は、労災保険法による給付が一般的になってきており、労基法による補償はほとんど形骸化している。

3. 労災民訴

労災保険を補う労災民訴をここでは参考に紹介する。また、それに付随して判例も紹介する。

まず、労災保険は社会保険によって運営されているため、労基法上の補償と比べた場合、給付が確実になされる。しかし、労災保険による給付であっても完全なものにはなっていない。つまり、労災保険給付は法によって定められた定型的な給付であるがゆえに、被災労働者が労災に遭わなければ得られたであろう利益、また遺族などの心の痛み（慰謝料）⁶⁴などをカバーしているわけではない。

労災保険でカバーできないそのような損害を補償する方法が、いわゆる労災民訴である。労災民訴は、民事訴訟に基づく損害賠償請求のことを指し、主に

⁶¹ 水町勇一郎(2018)『労働法（第7版）』有斐閣、p. 296。

⁶² 土田道夫(2014)『労働法（第3版）』弘文堂、p. 210。

⁶³ 水町(2018)。

⁶⁴ 労災保険による給付が完全ではない問題は、いわゆる過労自殺や過労死において特に顕著になる。

民法に基づいて損賠賠償を請求することになる。

労災民訴が大きな争点となった判例は数多くあるが、特に大きな影響を与えた判例が2000年の電通事件最高裁判決⁶⁵である。この事件は1990年4月にY(株式会社電通)に入社したAが、過重な長時間労働などが原因でうつ病に罹患し、1991年8月27日に自宅で自殺したものである。

この事件は最高裁まで争われた。原審(高裁)は、Aの性格なども自殺に影響したとして、その事情を斟酌して賠償額を減額した(過失相殺)。しかし、最高裁は被害者の性格などを賠償額の減額の要素として考慮することに大きな制限を設け、原告X(Aの両親ら)の敗訴部分を破棄差戻しとした(差戻審で両者和解)。最終的に、この判決は過労自殺におけるリーディングケースになった⁶⁶。また、社会的にも大きな反響を呼ぶことになった⁶⁷。

4. 企業による労働時間削減に向けた取り組み

本文では長時間労働がメンタルヘルスに与える影響について考察したが、企業による労働時間削減施策も始まっている。ここではその1例を紹介する。代表的な例の1つが、勤務時間インターバル制度である。これは、勤務終了から翌日の勤務までの間に一定のインターバル(休息时间)を設け、労働者の睡眠時間といった生活時間を確保する制度である。この制度は、EUの労働時間指令に起源を持つ。EUでは1993年に制定され、さらに2000年に一部が改正された「EU労働時間指令」においてインターバル制度が導入され、24時間において最低でも連続で11時間の休息を労働者に取らせることが企業に義務付けられた⁶⁸。

日本においては、まだ勤務時間インターバル制度は法制化されていない⁶⁹が、労使合意を皮切りに企業単位での導入は進んでいる。KDDIは2015年春闘における労使交渉の結果、8時間の勤務時間インターバルを就業規則に明記することにした。しかし、KDDIでは9時始業、17時半終業であるため、8時間のインターバルを念頭に置いたとしても、25時までは残業が可能になっている。結局、8時間のインターバルの実効性は乏しいともいえるのである。この点についてKDDIの担当者は、「通信障害で朝6時に終わったら9時に始業しないといけな

⁶⁵ 最二小判平12・3・24民集54巻3号1155頁。

⁶⁶ 長時間労働や業務過多などによって脳疾患や心疾患を発症し、過労死に至った判例としては、最一小判平20・3・27集民第227号554頁(NTT東日本事件)など。これは、業務上の過重負荷などを抱えたAが墓参りに出かけた際に急性心筋虚血を発症し、墓の前で死亡しているのが発見され、その後Aの相続人であるXらが損害賠償を求めた事案である。

⁶⁷ 当該判決に対する社会の反響に言及したものとしては、大村(2011)を参照されたい。

⁶⁸ 島貫智行・佐藤博樹(2017)「勤務時間インターバルが労働者のワーク・ライフ・バランスに与える効果」『季刊労働法』258号、p.169。

⁶⁹ 2019年4月1日から施行されるいわゆる働き方改革案関連法案には、努力義務ではあるが、勤務時間インターバル制度が明記されることになった。

くなる。そこで8時間を就業規則で取ることを最低ラインとしている」⁷⁰と説明している。

ただ、それでも勤務時間インターバル制度が労働者の生活時間の確保、さらに長時間労働削減につながるかは疑わしい。それは、勤務時間インターバル制度の運用においては統一された概念がなく、したがってその解釈次第では制度の形骸化が起こり得るからである。ここで、その例を1つ取り上げてみることにする。ある企業Xは始業が9時、また終業が18時で11時間の勤務時間インターバルを置いているとする。労働者Aが24時まで残業した場合は翌日の始業は11時からになるが、ここで問題になるのは、勤務時間インターバルが2時間分本来の勤務時間に食い込んでいる点である。この場合の解釈は主に2つある。1つ目は2時間後ろ倒しになった分を既に働いたとみなす解釈である。2つ目は、2時間分は就労したとみなさず、11時から始業したとする解釈である。ここでは後者が問題になる。つまり、始業が2時間遅くなった分、残業をせずとも当然にその日の終業時間は遅くなる。したがって、勤務時間インターバルが翌日の勤務時間に食い込むほど終業時間が遅くなる可能性は否定できない。

結局、勤務時間インターバル制度はインターバルを設けてもギリギリまで残業できる余地がある点、さらには制度の定義の不明確さという点においては十分に機能していないのが現状である。

⁷⁰ 新井栄三(2015)「特集 労働時間管理と多様な働き方—ワークスタイルの変革に向けて」『Business Labor Trend』2015年11月号、p.15。

<図表>

図表1 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80時間]の場合）によるバイアスの削減率

変数	Unmatched	Mean		%reduct		t-test		V(T/)
	Matched	Treated	Control	%bias	bias	t	p> t	V(C)
男性ダミー	U	0.988	0.876	45.30		17.220	0.000	.
	M	0.988	0.989	-0.60	98.7	-0.500	0.615	.
年齢	U	36.852	39.457	-27.50		-11.870	0.000	0.87*
	M	36.852	36.936	-0.90	96.8	-0.340	0.736	0.97
男性ダミー*年齢	U	36.492	34.942	11.70		4.700	0.000	0.39*
	M	36.492	36.624	-1.00	91.5	-0.490	0.627	0.99
家族の人数	U	2.978	3.032	-3.70		-1.650	0.100	1.06
	M	2.978	2.954	1.60	56.5	0.590	0.554	1.01
時間外手当支給対象者ダミー	U	0.708	0.658	10.70		4.650	0.000	.
	M	0.708	0.713	-1.20	88.9	-0.450	0.654	.
未婚ダミー	U	0.360	0.357	0.50		0.200	0.840	.
	M	0.360	0.353	1.30	-183.1	0.480	0.630	.
貯蓄ダミー（100万未満）	U	0.236	0.215	4.90		2.170	0.030	.
	M	0.236	0.228	1.90	60.6	0.710	0.480	.
貯蓄ダミー（300万以上～700万未満）	U	0.264	0.266	-0.30		-0.140	0.889	.
	M	0.264	0.284	-4.50	-1305.9	-1.640	0.101	.
貯蓄ダミー（700万以上）	U	0.186	0.223	-9.10		-3.930	0.000	.
	M	0.186	0.171	3.70	58.9	1.450	0.147	.
住宅の種類ダミー（社宅）	U	0.054	0.044	4.80		2.140	0.032	.
	M	0.054	0.055	-0.30	92.9	-0.120	0.905	.
住宅の種類ダミー（借り上げ社宅・代用社宅）	U	0.185	0.120	18.30		8.320	0.000	.
	M	0.185	0.179	1.60	91	0.560	0.574	.
住宅の種類ダミー（親元住居）	U	0.058	0.094	-13.90		-5.810	0.000	.
	M	0.058	0.054	1.50	89	0.650	0.516	.
住宅の種類ダミー（持ち家一戸建て[ローン返済済み]）	U	0.037	0.050	-6.50		-2.750	0.006	.
	M	0.037	0.026	5.20	19.2	2.240	0.025	.
住宅の種類ダミー（持ち家一戸建て[ローン返済中]）	U	0.224	0.236	-3.00		-1.310	0.191	.
	M	0.224	0.243	-4.50	-51.6	-1.670	0.095	.
住宅の種類ダミー（持ち家マンション[ローン返済済み]）	U	0.020	0.036	-9.90		-4.110	0.000	.
	M	0.020	0.019	0.20	97.8	0.100	0.922	.
住宅の種類ダミー（持ち家マンション[ローン返済中]）	U	0.092	0.128	-11.50		-4.890	0.000	.
	M	0.092	0.092	0.00	100	0.000	1.000	.
住宅の種類ダミー（独身寮）	U	0.120	0.104	5.00		2.200	0.028	.
	M	0.120	0.122	-0.70	85.9	-0.250	0.803	.
住宅の種類ダミー（作業所宿舎）	U	0.057	0.018	20.80		10.230	0.000	.
	M	0.057	0.056	0.80	96.2	0.240	0.814	.
住宅の種類ダミー（その他）	U	0.004	0.004	0.20		0.080	0.939	.
	M	0.004	0.002	3.40	-1808.7	1.420	0.157	.
職務（役職）ダミー（部課長、営業所長、出張所長、作業所長級）	U	0.214	0.266	-12.20		-5.270	0.000	.
	M	0.214	0.215	-0.30	97.2	-0.130	0.895	.
職務（役職）ダミー（係長、作業所副所長、主任等の次席級）	U	0.382	0.277	22.40		9.970	0.000	.
	M	0.382	0.399	-3.60	83.8	-1.280	0.201	.
職務（役職）ダミー（オペレーター等技能職の者）	U	0.001	0.002	-1.60		-0.660	0.510	.
	M	0.001	0.001	1.00	37.1	0.450	0.655	.
職務（役職）ダミー（その他）	U	0.006	0.014	-7.90		-3.210	0.001	.
	M	0.006	0.008	-1.90	76.4	-0.820	0.410	.

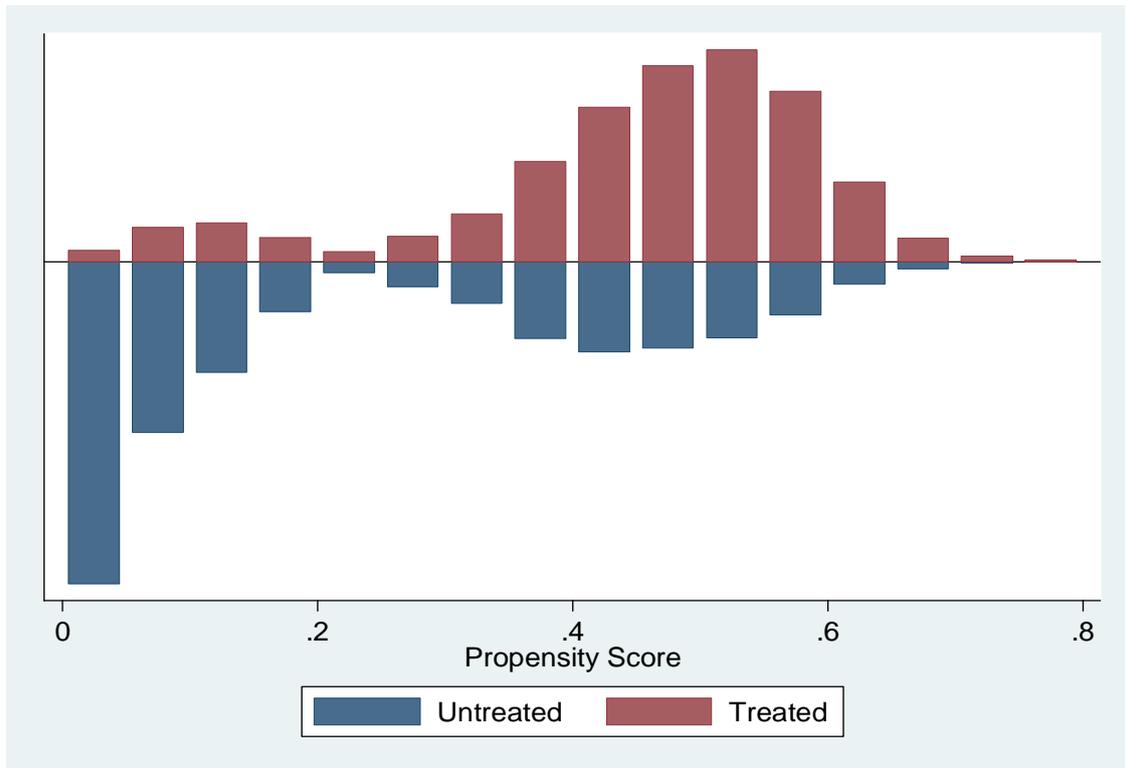
職種ダミー (内勤建築)	U	0.061	0.196	-41.40		-16.610	0.000	.
	M	0.061	0.061	-0.20	99.5	-0.110	0.910	.
職種ダミー (内勤土木)	U	0.019	0.083	-29.50		-11.540	0.000	.
	M	0.019	0.019	0.00	100	0.000	1.000	.
職種ダミー (外勤建築)	U	0.418	0.190	51.10		23.520	0.000	.
	M	0.418	0.420	-0.60	98.9	-0.190	0.847	.
職種ダミー (技術研究)	U	0.002	0.019	-16.80		-6.360	0.000	.
	M	0.002	0.001	0.40	97.8	0.330	0.739	.
職種ダミー (内勤事務)	U	0.012	0.175	-58.50		-22.070	0.000	.
	M	0.012	0.013	-0.30	99.6	-0.250	0.804	.
職種ダミー (外勤事務)	U	0.018	0.022	-2.60		-1.130	0.257	.
	M	0.018	0.019	-0.80	70.3	-0.300	0.765	.
職種ダミー (営業)	U	0.003	0.073	-37.60		-14.010	0.000	.
	M	0.003	0.002	0.20	99.5	0.280	0.781	.
職種ダミー (内勤その他)	U	0.001	0.021	-18.80		-7.060	0.000	.
	M	0.001	0.001	0.70	96.3	0.820	0.414	.
職種ダミー (外勤その他)	U	0.002	0.002	-1.00		-0.440	0.662	.
	M	0.002	0.002	-0.80	20.6	-0.300	0.763	.
勤務地ダミー (北海道)	U	0.044	0.026	9.60		4.440	0.000	.
	M	0.044	0.038	3.40	64.7	1.160	0.245	.
勤務地ダミー (北関東)	U	0.028	0.024	2.90		1.310	0.189	.
	M	0.028	0.030	-0.90	68.6	-0.320	0.747	.
勤務地ダミー (南関東)	U	0.341	0.473	-27.20		-11.770	0.000	.
	M	0.341	0.335	1.10	96.1	0.400	0.688	.
勤務地ダミー (中部)	U	0.116	0.090	8.40		3.780	0.000	.
	M	0.116	0.106	3.40	59.8	1.210	0.226	.
勤務地ダミー (北陸)	U	0.028	0.027	1.10		0.480	0.634	.
	M	0.028	0.044	-9.70	-795.9	-3.120	0.002	.
勤務地ダミー (関西)	U	0.162	0.152	2.70		1.190	0.232	.
	M	0.162	0.170	-2.20	18	-0.800	0.423	.
勤務地ダミー (中国)	U	0.050	0.041	4.00		1.790	0.073	.
	M	0.050	0.047	1.40	64.8	0.510	0.613	.
勤務地ダミー (四国)	U	0.025	0.018	4.60		2.100	0.036	.
	M	0.025	0.030	-3.30	29.1	-1.080	0.280	.
勤務地ダミー (九州・沖縄)	U	0.064	0.050	6.10		2.730	0.006	.
	M	0.064	0.056	3.30	45	1.200	0.230	.
勤務地ダミー (海外)	U	0.040	0.018	12.90		6.110	0.000	.
	M	0.040	0.045	-2.80	77.9	-0.870	0.382	.

* if variance ratio outside [0.93; 1.08] for U and [0.93; 1.08] for M

Sample	Ps R2	LR chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Unmatched	0.215	2403.73	0.000	14.0	9.4	124.6*	0.25*	67
Matched	0.005	38.04	0.645	1.8	1.1	16.7	1.03	0

* if B>25%, R outside [0.5; 2]

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成



図表2 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80時間]の場合）における Common Support（ヒストグラム）

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

図表3 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー①[80時間]の場合）におけるマッチング回数

psmatch2: weight of matched controls	Freq.	Percent	Cum.
1	972	60.52	60.52
2	371	23.10	83.62
3	148	9.22	92.84
4	65	4.05	96.89
5	23	1.43	98.32
6	11	0.68	99.00
7	10	0.62	99.63
8	4	0.25	99.88
9	2	0.12	100.00
Total	1,606	100.00	

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

図表4 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100時間]の場合）によるバイアスの削減率

変数	Unmatched	Mean		%reduct		t-test		V(T/)
	Matched	Treated	Control	%bias	bias	t	p> t	V(C)
男性ダミー	U	0.987	0.892	40.80		12.27	0.000	.
	M	0.987	0.991	-1.80	95.5	-1.19	0.234	.
年齢	U	36.015	39.269	-34.70		-12.45	0.000	0.86*
	M	36.015	35.593	4.50	87	1.34	0.182	0.98
男性ダミー*年齢	U	35.646	35.345	2.30		0.76	0.444	0.41*
	M	35.646	35.364	2.20	6.3	0.83	0.406	1.04
家族の人数	U	2.914	3.038	-8.50		-3.18	0.001	1.09
	M	2.914	2.950	-2.50	70.7	-0.70	0.485	0.98
時間外手当支給対象者ダミー	U	0.724	0.661	13.60		4.92	0.000	.
	M	0.724	0.757	-7.10	47.6	-2.15	0.032	.
未婚ダミー	U	0.379	0.354	5.40		1.98	0.048	.
	M	0.379	0.395	-3.30	38.7	-0.93	0.352	.
貯蓄ダミー（100万未満）	U	0.237	0.218	4.60		1.71	0.088	.
	M	0.237	0.238	-0.30	93.7	-0.08	0.935	.
貯蓄ダミー（300万以上～700万未満）	U	0.255	0.268	-3.00		-1.09	0.277	.
	M	0.255	0.283	-6.40	-114.4	-1.81	0.070	.
貯蓄ダミー（700万以上）	U	0.181	0.219	-9.50		-3.42	0.001	.
	M	0.181	0.158	5.80	39.2	1.77	0.078	.
住宅の種類ダミー（社宅）	U	0.054	0.045	3.80		1.42	0.155	.
	M	0.054	0.049	2.20	40.5	0.63	0.526	.
住宅の種類ダミー（借り上げ社宅・代用社宅）	U	0.193	0.127	18.10		7.07	0.000	.
	M	0.193	0.200	-1.80	89.9	-0.48	0.630	.
住宅の種類ダミー（親元同居）	U	0.062	0.088	-10.00		-3.49	0.000	.
	M	0.062	0.072	-3.70	63	-1.12	0.264	.
住宅の種類ダミー（持ち家一戸建て[ローン返済済み]）	U	0.035	0.049	-7.20		-2.51	0.012	.
	M	0.035	0.029	3.00	57.7	1.00	0.319	.
住宅の種類ダミー（持ち家一戸建て[ローン返済中]）	U	0.209	0.238	-6.80		-2.48	0.013	.
	M	0.209	0.210	-0.10	97.9	-0.04	0.966	.
住宅の種類ダミー（持ち家マンション[ローン返済済み]）	U	0.017	0.035	-11.10		-3.69	0.000	.
	M	0.017	0.012	3.10	72.2	1.16	0.245	.
住宅の種類ダミー（持ち家マンション[ローン返済中]）	U	0.084	0.125	-13.30		-4.65	0.000	.
	M	0.084	0.077	2.40	82	0.77	0.441	.
住宅の種類ダミー（独身寮）	U	0.128	0.104	7.30		2.76	0.006	.
	M	0.128	0.143	-4.70	34.8	-1.27	0.203	.
住宅の種類ダミー（作業所宿舎）	U	0.061	0.022	19.60		8.53	0.000	.
	M	0.061	0.056	2.70	86	0.67	0.504	.
住宅の種類ダミー（その他）	U	0.004	0.004	-0.10		-0.05	0.958	.
	M	0.004	0.004	0.90	-553.1	0.28	0.781	.
職務（役職）ダミー（部課長、営業所長、出張所長、作業所長級）	U	0.191	0.263	-17.20		-6.09	0.000	.
	M	0.191	0.181	2.60	84.7	0.81	0.420	.
職務（役職）ダミー（係長、作業所副所長、主任等の次席級）	U	0.384	0.291	19.70		7.41	0.000	.
	M	0.384	0.369	3.20	83.6	0.90	0.369	.
職務（役職）ダミー（オペレーター等技能職の者）	U	0.001	0.002	-1.00		-0.35	0.730	.
	M	0.001	0.002	-1.60	-66.4	-0.45	0.655	.

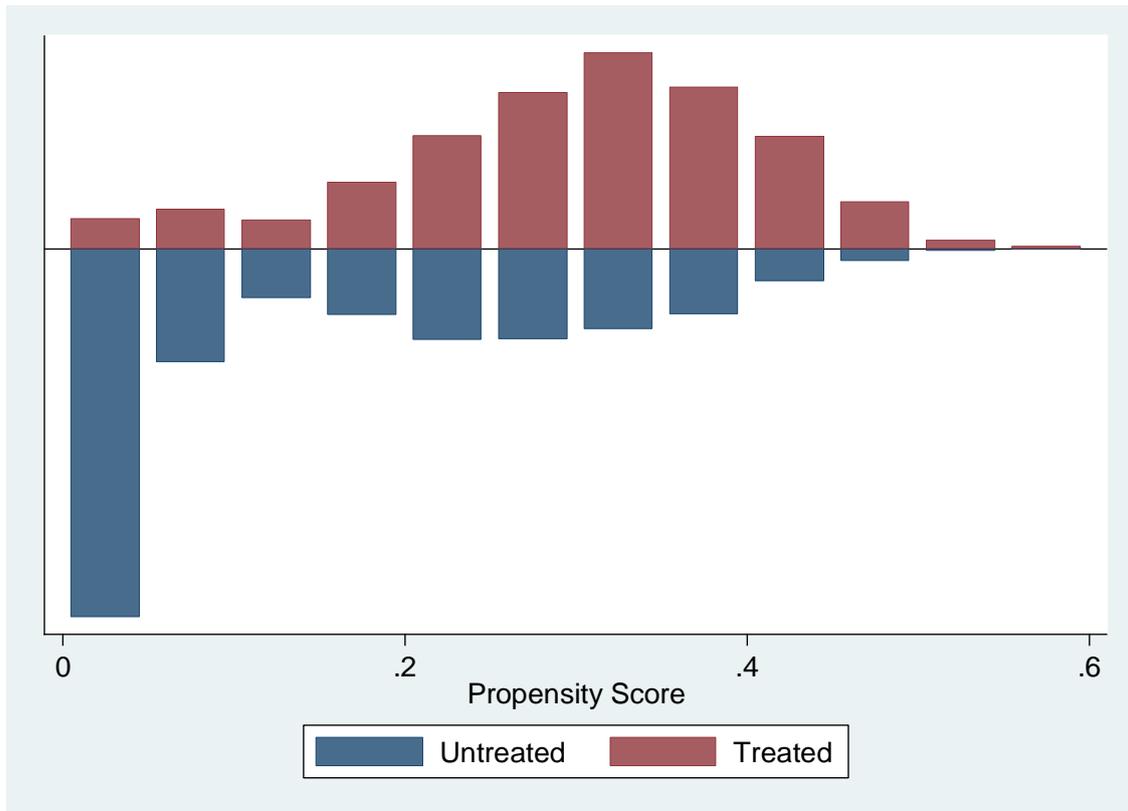
職種ダミー (内勤建築)	U	0.051	0.179	-41.00		-13.10	0.000	.
	M	0.051	0.056	-1.60	96.2	-0.62	0.536	.
職種ダミー (内勤土木)	U	0.018	0.074	-26.70		-8.38	0.000	.
	M	0.018	0.013	2.30	91.2	1.12	0.264	.
職種ダミー (外勤建築)	U	0.428	0.220	45.60		17.80	0.000	.
	M	0.428	0.432	-0.90	98	-0.25	0.805	.
職種ダミー (技術研究)	U	0.002	0.016	-15.30		-4.59	0.000	.
	M	0.002	0.004	-1.90	87.4	-1.00	0.317	.
職種ダミー (内勤事務)	U	0.004	0.154	-57.70		-16.76	0.000	.
	M	0.004	0.004	0.20	99.6	0.28	0.781	.
職種ダミー (外勤事務)	U	0.014	0.023	-6.40		-2.19	0.028	.
	M	0.014	0.014	0.00	100	0.00	1.000	.
職種ダミー (営業)	U	0.002	0.063	-34.60		-10.08	0.000	.
	M	0.002	0.002	0.00	100	0.00	1.000	.
職種ダミー (内勤その他)	U	0.001	0.019	-18.60		-5.40	0.000	.
	M	0.001	0.001	0.00	100	0.00	1.000	.
職種ダミー (外勤その他)	U	0.001	0.003	-4.80		-1.50	0.134	.
	M	0.001	0.000	1.50	67.9	1.00	0.317	.
勤務地ダミー (北海道)	U	0.043	0.029	7.50		2.95	0.003	.
	M	0.043	0.035	4.60	39.4	1.26	0.207	.
勤務地ダミー (北関東)	U	0.033	0.023	5.80		2.24	0.025	.
	M	0.033	0.033	0.00	100	0.00	1.000	.
勤務地ダミー (南関東)	U	0.340	0.454	-23.50		-8.52	0.000	.
	M	0.340	0.369	-6.00	74.5	-1.75	0.080	.
勤務地ダミー (中部)	U	0.132	0.090	13.20		5.15	0.000	.
	M	0.132	0.128	1.20	91.2	0.31	0.756	.
勤務地ダミー (北陸)	U	0.028	0.027	0.70		0.25	0.806	.
	M	0.028	0.024	2.20	-236.9	0.66	0.512	.
勤務地ダミー (関西)	U	0.147	0.157	-2.60		-0.96	0.338	.
	M	0.147	0.142	1.50	42	0.45	0.655	.
勤務地ダミー (中国)	U	0.039	0.045	-2.90		-1.06	0.289	.
	M	0.039	0.037	0.90	69.1	0.27	0.784	.
勤務地ダミー (四国)	U	0.027	0.019	5.30		2.06	0.039	.
	M	0.027	0.029	-1.60	69.2	-0.42	0.672	.
勤務地ダミー (九州・沖縄)	U	0.069	0.050	7.70		2.97	0.003	.
	M	0.069	0.054	6.20	19.9	1.74	0.081	.
勤務地ダミー (海外)	U	0.040	0.021	10.80		4.41	0.000	.
	M	0.040	0.031	5.30	51.1	1.41	0.158	.

* if variance ratio outside [0.91; 1.10] for U and [0.91; 1.10] for M

Sample	Ps R2	LR chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Unmatched	0.180	1560.92	0.000	14.2	9.0	118.0*	0.21*	67
Matched	0.007	33.93	0.775	2.5	2.2	20.3	1.27	0

* if B>25%, R outside [0.5; 2]

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成



図表5 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100時間]の場合）における Common Support（ヒストグラム）

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

図表6 傾向スコアマッチング（長時間労働ダミー②[100時間]の場合）におけるマッチング回数

psmatch2: weight of matched controls	Freq.	Percent	Cum.
1	901	74.96	74.96
2	198	16.47	91.43
3	76	6.32	97.75
4	18	1.50	99.25
5	6	0.50	99.75
6	3	0.25	100.00
Total	1,202	100.00	

出所：「時短アンケート兼生活実態・意識調査 2015」の分析結果より筆者作成

付録における参考文献

- 新井栄三(2015)「特集 労働時間管理と多様な働き方—ワークスタイルの変革に向けて」『Business Labor Trend』2015年11月号、p.15。
- 大村敦志(2011)「電通過労死事件—労働環境の再編(2)」『法学教室』No.364、pp.117-124。
- 岡村光男(2015)「使用者側から見たストレスチェックの課題」『季刊労働法』250号、pp.48-49。
- 厚生労働省(2014)「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度に関する検討会報告書」p.4、<https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11201250-Roudoukijunkyoku-Roudoujoukenseisakuka/0000069012.pdf> (閲覧日：2018年12月21日)。
- 最高裁判所「最高裁判所民事判例集」54巻3号、p.1155。
- 最高裁判所「最高裁裁判集.民事」第227号、p.554。
- 島貫智行・佐藤博樹(2017)「勤務時間インターバルが労働者のワーク・ライフ・バランスに与える効果」『季刊労働法』258号、p.169。
- 鈴木俊晴(2015)「ストレスチェック制度の意義と問題点」『季刊労働法』250号、p.24。
- 土田道夫(2014)『労働法(第3版)』弘文堂。
- 水町勇一郎(2018)『労働法(第7版)』有斐閣。

修正該当箇所	誤	正
5 頁、本文 11 行目	<u>人手不</u> であり	<u>人手不足</u> であり
11 頁、本文 10～11 行目	$x_j\beta$	$x_i\beta$
18 頁、時間外手当支給対象者ダミーの係数の箇所	-0.017***	-0.017
31 頁、本文 12 行目	ストレスダミー <u>5</u>	ストレスダミー <u>1</u>