

大阪商業大学学術情報リポジトリ

労働者の職場の連帯感、ゆとり感が孤独感及び職務満足感に及ぼす影響－JGSS-2010を用いた分析－

メタデータ	言語: ja 出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点 大阪商業大学JGSS研究センター 公開日: 2019-07-17 キーワード (Ja): キーワード (En): JGSS, group solidarity, peace of mind 作成者: メールアドレス: 所属:
URL	https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/764

This work is licensed under a Creative Commons
Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0
International License.



労働者の職場の連帯感、ゆとり感が孤独感及び職務満足感に及ぼす影響 —JGSS-2010 を用いた分析—

松本 みゆき

名古屋大学評価企画室

Group Solidarity and Peace of Mind Mediate Effects of Social Situation and Work Environment
on Loneliness and Job Satisfaction from the Data of JGSS-2010

Miyuki MATSUMOTO

Office of Planning and Evaluation, Nagoya University

The perceived changes in today's work environment with regard to group solidarity and peace of mind have an impact on workers' mental health. This study examines the relationship between individual factors (demographic, economic, and work environment), loneliness, and job satisfaction, and investigates whether group solidarity (coworkers, an individual) and peace of mind (temporal, psychological) modify this relationship. The data analyzed in this paper were acquired from the JGSS-2010 that was administered to 550 men and 535 women. Hierarchical multiple regression was used to analyze the data. Longer work experience was associated with higher group solidarity (an individual), whereas higher group solidarity was associated with decreased loneliness. Older people were associated with lower peace of mind (temporal), and lower peace of mind was associated with increased loneliness. Group solidarity and peace of mind did not show a significant mediation effect on the relationship between individual factors and job satisfaction. In conclusion, the mediation effects of group solidarity and peace of mind influenced the perceived changes in the work environment with regard to workers' mental health.

Key Words: JGSS, group solidarity, peace of mind

今日の職場環境の変化は労働者の精神的健康に影響を与えている。そのような職場環境をとらえる概念として、労働者の職場の連帯感とゆとり感に着目した。本研究は、個人要因（個人属性、経済的地位、労働環境）と孤独感、職務満足感との関連について、職場の連帯感（私の職場、私自身）とゆとり感（時間的、心理的）は、個人要因が孤独感、職務満足感へ与える影響の媒介要因となるか検討した。対象者はJGSS-2010で得られた男性550名と女性535名であった。階層的重回帰分析を実施した結果、勤続年数の長い者ほど職場の連帯感（私自身）が強く、その結果、孤独感が減少していた。また、年齢が高くなるほど時間的ゆとり感が低いと孤独感が増加していた。職場の連帯感とゆとり感の媒介効果の検討から、職場環境の認識が労働者の精神的健康に影響を与えていることが示された。

キーワード：JGSS、職場の連帯感、ゆとり感

1. 目的

現在の社会状況は、さまざまな産業での市場競争の激化や、顧客のニーズの高まりなどが著しく、これらに応えるために、企業組織では経営戦略の変革が求められ、それに伴い、労働者は職場環境の急激で大きな変化にさらされているといえる。このような変化は、人びとにとってストレスとなり、抑うつや怒りなどのストレス反応を生じさせる可能性があることが指摘されている（Hobfoll & Lilly, 1993, Schmitt & Maes, 1998, Shteyn, Schumm, Vodopianova, Hobfoll, Lilly, 2003, Slone, Kaminer, Durrheim, 2002）。

どのような職場環境の変化がストレス反応に影響を及ぼすのかについて、さまざまな議論がある。加藤（2007）は精神医学の立場から、『われわれ』という感情の希薄化と「労働時間の延長」といった職場環境の変化が労働者の精神的健康に悪影響を及ぼしていることを指摘している。『われわれ』という感情の希薄化は、職場において従業員の間での連帯感、あるいは相手を一個の人格として真摯に尊重する態度が希薄になっていることを示し、このことが職場の人間関係の困難さを生み、労働者の精神的健康の悪化の一因となっていることが指摘されている。また、安田（2008）によると、仕事の成果が厳しく問われるようになったという変化や同世代間の賃金格差の拡大も仕事のストレスを強める要因であることが示されている。仕事の成果が厳しく問われることや、同世代間の賃金格差が拡大していることは、職場の連帯感を希薄化させる要因とも考えられる。このような職場環境の変化も、労働者の精神的健康に影響を及ぼしていることが予測される。

次に、加藤（2007）は「労働時間の延長」として、近年特に、経済のグローバル化に伴い、人びとの間のそして国同士の競争が激化していることに加え、科学技術の発達が人びとに安楽な生活への要求を増加させ、産業や福祉の需要が増し、そうした需要に応えるために労働時間が増加している点について指摘した。また、仕事のストレスに影響を与えている職場環境の変化について、安田（2008）は、より労働時間が長くなったという職場環境の変化が仕事のストレスを強めていることを明らかにしている。このような「労働時間の延長」によって職場で人びとが時間的なゆとりや心のゆとりを感じる機会が少なくなり、精神的健康に影響を及ぼしていることが考えられる。

これまでに、労働者の精神的健康に影響を与える労働環境要因として、労働時間、勤続年数、職種、産業分類、業種、企業規模、雇用形態などさまざまなものが挙げられている。このなかでも労働時間は多くの職場において共通に明示することが可能であるため、政策的介入のための指標のひとつとして取り上げられることが多い。平成 16 年には厚生労働省が、「過重労働・メンタルヘルス対策の在り方に係る検討会」報告書で、職場におけるメンタルヘルス対策において、長時間の時間外労働を行ったことをひとつの基準として対象者を選定し、メンタルヘルス面でのチェックを行う仕組みが推奨されている。しかし、このような長時間労働の基準は、企業・産業保健現場での実践性に基いたものであり、労働時間と精神的負担との関連性は一致した知見が得られていないことが指摘されている（藤野・堀江・寶珠山・筒井・田中, 2006）。このことは、労働時間が労働者の精神的健康に直接影響を与えるというよりも、労働時間が長いと感じるかという、そのストレスの評価を媒介して精神的健康に影響を与えているというモデルを支持するものである（Hobson & Beach, 2000）。また、勤続年数について米原・小杉（2002）は、勤続年数の短い者は長い者よりも質的な職務ストレスを多く自覚し、勤続年数の長い者は短い者よりも量的な職務ストレスを多く自覚していることを明らかにしている。また、加藤・鈴木・坪田・上野（2007）によると、勤続年数が長くなるほど仕事のストレスに対する対処法が身に付いたり、職場内で得られるソーシャル・サポートが増えたりするため、ストレス反応が減少することが示されている。しかし、先行研究において勤続年数と精神的健康の直接的な関連はほとんど報告されていない（米原・小杉, 2002, 鷺見・早川・塹江, 1996）。これらのことから、労働時間や勤続年数は、職場環境のとらえ方に影響を与え、職場環境のとらえ方が精神的健康に影響を及ぼしていると考えられることができる。

一方、労働環境要因の他にも、労働者の精神的健康に影響を与える個人要因として、性別、年齢、婚姻状況、学歴などが挙げられる。さらに、経済的要因として世帯収入なども労働者の精神的健康に

影響を与える要因として考えられる。これらの要因も労働環境要因と同じように、労働者の職場環境のとらえ方に影響を与え、職場環境のとらえ方が精神的健康に影響を及ぼしていると考えられることができる。

職場環境の急激で大きな変化のなかで、労働者が職場環境をどのようにとらえ、その認識が精神的健康とどのように関連するのかについて検討されたものはあまり多くない。仮説として、労働者の個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因は職場環境のとらえ方を媒介し、精神的健康に影響を及ぼすことが考えられる。そこで本研究では、労働者の職場環境の認知として加藤（2007）、安田（2008）の知見を踏まえ、職場において従業員の間での連帯感を感じているかについて「職場の連帯感」を測定する。また、労働時間が自分の能力的・精神的許容量を超えていないことについての認知である「ゆとり感」を測定する。本研究の第一の目的として、それらが労働者の個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因によってどのように異なるか検討する。また、労働者の精神的健康を示すものとして、孤独感及び職務満足度を測定し、それらと「職場の連帯感」、「ゆとり感」との関連を検討する。「職場の連帯感」及び「ゆとり感」はいずれも孤独感と負の関連があり、職務満足感と正の関連があると考えられる。第二の目的として、仮説を検証するため、「職場の連帯感」及び「ゆとり感」を媒介要因とし、労働者の個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因と精神的健康との関連について検討する。

2. 方法

2.1 データ

本研究では、JGSS-2010 のデータを用いた。JGSS-2010 は、全国の 20 歳～89 歳の男女 9,000 名を層化二段無作為抽出によって選定して実施された調査であり、A 票（4,500 名）と B 票（4,500 名）に分かれている。本研究で用いた B 票の有効回答数は 2,496 名であり、回収率は 62.14%であった。分析には、20 歳から 60 歳の先週の就労経験についてたずねた問いで、「仕事をもっているが、病気、休暇などで先週は仕事を休んだ」、「仕事をしていない」と答えたものを除いたもののうち欠損値のない男性 550 名、女性 535 名のデータを用いた。これらの人びとの平均年齢は 41.98 歳（ $SD=10.84$ ）、週当たりの平均労働時間数は 40.69 時間（ $SD=15.58$ ）、平均勤続年数は 11.39 年（ $SD=10.41$ ）であった。

2.2 変数

職場の連帯感とは、「私の職場では、人々の連帯感が強い」あるいは、「私は職場の人々との連帯感を強くもっている」という意見について「そう思う」から「そう思わない」までの 4 件法でたずねたものである。これらの問いについて、「働いていない／同僚はいない」という選択肢ももうけられていたが、この選択肢を選んだ回答については欠損値として扱った。本研究では、それぞれの意識が強いほど評定値が高くなるように変換した。ゆとり感および孤独感とは、「時間的なゆとり」、「心のゆとり」、「孤独感」についてそれぞれ日頃の生活でどのくらい感じているかを、「とても感じている」から「まったく感じていない」の 4 件法でたずねたものである。本研究では、これらの意識を強く持つほど評定値が高くなるように変換した。

また、職場の連帯感、ゆとり感、孤独感と関連があると考えられる個人属性として、性別、年齢、婚姻状況（既婚、未婚、離・死別）、学歴（中卒、高卒、大卒以上）を用いた。さらに、経済的地位として、世帯収入（250 万円未満、250 万円以上 550 万円未満、550 万円以上 850 万円未満、850 万円以上 1200 万円未満、1200 万円以上 1600 万円未満、1600 万円以上）を用いた。労働環境として、労働時間数、勤続年数、産業分類（第一次産業、第二次産業、第三次産業）、職種（専門技術職、管理職、事務職、営業販売職、サービス職、保安職、農林漁業職、運輸通信職、生産労務職）、企業規模（小企業、中企業、大企業、官公庁）、雇用形態（正規雇用、非正規雇用、自営・家族従業者）を用いた⁽¹⁾。

本研究では、労働者の精神的健康を示す変数として職務満足感も分析項目として採用した。職務満足感の指標としては、「現在の仕事にどのくらい満足していますか」という問いに対し、「満足してい

る」から「不満である」の5件法で評定を求めたものを採用した。「わからない」という回答は欠損値とし、得点が高いほど職務満足感が高くなるように変換した。

2.3 分析法とモデル

まず、職場の連帯感とゆとり感、孤独感、職務満足感と個人属性、経済的地位、労働環境の各変数との関係性について探索するために、各変数の水準ごとに職場の連帯感とゆとり感、孤独感、職務満足感の平均値と標準偏差を算出するとともに、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数、職場の連帯感とゆとり感、孤独感、職務満足感を従属変数とする t 検定あるいは一元配置分散分析を実施した。次に、本研究では職場の連帯感及びゆとり感は孤独感と負の関連があり、職務満足感と正の関連があると想定したが、このことについて検討するため各変数間の相関分析を行った。本研究では、労働者の個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因と孤独感、職務満足といった精神的健康との関連をとらえるうえで、職場の連帯感とゆとり感を媒介要因として検討を行うため、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数から孤独感への影響を職場の連帯感及びゆとり感が媒介するモデル、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数から職務満足感への影響を職場の連帯感及びゆとり感が媒介するモデルを想定し、それぞれについて階層的重回帰分析を実施した。

3. 結果

3.1 個人要因と職場の連帯感、ゆとり感、孤独感、職務満足感との関係性

本研究では、職場の連帯感とゆとり感が労働者の個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因によってどのように異なるか検討することを目的としたため、職場の連帯感とゆとり感を従属変数、個人要因の各変数を独立変数とする t 検定あるいは一元配置分散分析を行った。なお、孤独感と職務満足感についても本研究の対象者がどのようにとらえているかを知るため同様に分析を行った。表1には個人要因の各水準における、職場の連帯感、ゆとり感、孤独感、職務満足感の平均値と標準偏差、 t 検定あるいは一元配置分散分析の検定結果を示す⁽²⁾。

まず、個人要因と「職場の連帯感（私の職場）」の関係性についてみると、経済的地位について世帯収入は1600万円以上の者は、850万円以上1200万円未満の者よりも強く感じていた ($p < .10$)。労働環境について、勤続年数が長期間の者は、中期間の者よりも強く感じていた ($p < .05$)。産業分類が第一次産業の者は、第二次産業及び第三次産業の者よりも強く感じていた ($p < .01$)。職種ではサービス職の者は、生産労務職の者よりも強く感じていた ($p < .01$)。企業規模は小企業及び官公庁の者は、中企業及び大企業の者よりも強く感じていた ($p < .05$)。雇用形態では自営・家族従業者は、正規雇用及び非正規雇用者よりも強く感じていた ($p < .01$)。

次に、個人要因と「職場の連帯感（私自身）」との関係性についてみると、個人属性では婚姻状況について既婚者は未婚者よりも強く感じていた ($p < .01$)。労働環境について、勤続年数が長期間の者は、短、中期間の者よりも強く感じていた ($p < .01$)。産業分類が第一次産業の者は、第二次産業及び第三次産業の者よりも強く感じていた ($p < .001$)。職種では農林漁業職の者は、事務職及び生産労務職の者よりも強く感じていた ($p < .01$)。企業規模は官公庁の者は、中企業、大企業の者よりも強く感じており ($p < .05$)、小企業の者は中企業の者よりも強く感じていた ($p < .05$)。雇用形態では自営・家族従業者は、正規雇用及び非正規雇用者よりも強く感じていた ($p < .001$)。

個人要因と「時間的ゆとり感」との関係性についてみると、個人属性について年齢は50代以上の人は30代、40代の人よりも強く感じていた ($p < .001$)。学歴は高卒の者は大卒以上の者よりも強く感じていた ($p < .01$)。労働環境について、労働時間数が短、中時間の者は、長時間の者よりも強く感じていた ($p < .001$)。職種では生産労務職の者は、専門技術職の者よりも強く感じていた ($p < .05$)。

個人要因と「心のゆとり感」との関係性についてみると、個人属性について年齢が50代以上の者は40代の者よりも強く感じていた ($p < .05$)。労働環境について労働時間数が短、中時間の者は、長時間の者よりも強く感じていた ($p < .001$)。

表1 個人要因と職場の連帯感、ゆとり感、孤独感、職務満足感との関係性

	職場の連帯感 (私の職場)		職場の連帯感 (私自身)		時間的 ゆとり感		心のゆとり感		孤独感		職務満足感		N	(%)
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
性別														
男性	2.53	.94	2.67	.90	2.36	.75	2.47	.68	1.98	.78	3.70	1.00	550	50.7
女性	2.59	.91	2.61	.87	2.34	.79	2.47	.72	1.97	.76	3.85	.95	535	49.3
<i>t</i> 値(df=1083)	-1.09	<i>n.s.</i>	1.12	<i>n.s.</i>	0.42	<i>n.s.</i>	-0.09	<i>n.s.</i>	0.17	<i>n.s.</i>	-2.57	<i>p</i> <.05		
年齢														
20代	2.62	.98	2.55	.88	2.37	.83	2.46	.76	2.04	.83	3.65	1.10	170	15.7
30代	2.48	.91	2.57	.84	2.25	.81	2.45	.70	1.96	.76	3.76	.96	285	26.3
40代	2.54	.90	2.65	.89	2.26	.71	2.40	.69	2.00	.77	3.76	.94	318	29.3
50代以上	2.60	.94	2.73	.91	2.54	.73	2.56	.67	1.92	.75	3.86	.96	312	28.8
<i>F</i> 値 (3, 1084)	1.13	<i>n.s.</i>	2.38	<i>n.s.</i>	9.66	<i>p</i> <.001	3.03	<i>p</i> <.05	1.06	<i>n.s.</i>	1.71	<i>n.s.</i>		
婚姻状況														
既婚	2.58	.91	2.69	.88	2.32	.74	2.47	.70	1.86	.75	3.83	.96	759	70.0
未婚	2.48	.95	2.51	.85	2.44	.82	2.50	.71	2.22	.78	3.63	.99	272	25.1
離・死別	2.57	.99	2.53	.95	2.34	.85	2.38	.74	2.28	.77	3.68	1.12	53	4.9
<i>F</i> 値 (2, 1083)	1.18	<i>n.s.</i>	4.91	<i>p</i> <.01	2.38	<i>n.s.</i>	0.71	<i>n.s.</i>	26.54	<i>p</i> <.001	4.53	<i>p</i> <.05		
学歴														
中卒	2.64	.96	2.71	.99	2.40	.66	2.31	.68	1.90	.69	3.60	1.04	42	3.9
高卒	2.57	.93	2.64	.89	2.43	.77	2.49	.73	1.94	.79	3.68	1.01	526	48.7
大卒以上	2.53	.92	2.62	.86	2.27	.76	2.46	.67	2.01	.77	3.87	.93	513	47.5
<i>F</i> 値 (2, 1080)	0.43	<i>n.s.</i>	0.26	<i>n.s.</i>	6.23	<i>p</i> <.01	1.32	<i>n.s.</i>	1.03	<i>n.s.</i>	5.69	<i>p</i> <.01		
世帯収入														
250万円未満	2.80	.98	2.59	.96	2.41	.91	2.39	.76	2.24	.90	3.71	1.06	49	6.2
250万円以上550万円未満	2.55	.96	2.60	.88	2.38	.77	2.44	.73	2.03	.80	3.63	1.04	252	32.1
550万円以上850万円未満	2.49	.94	2.66	.90	2.32	.77	2.49	.68	1.95	.75	3.74	.88	281	35.8
850万円以上1200万円未満	2.45	.93	2.58	.92	2.23	.74	2.45	.59	1.94	.70	3.93	1.00	125	15.9
1200万円以上1600万円未満	2.70	.76	2.75	.81	2.20	.79	2.41	.69	1.68	.71	4.20	.82	44	5.6
1600万円以上	2.91	.92	2.97	.92	2.34	.84	2.60	.74	1.80	.72	4.29	.83	35	4.5
<i>F</i> 値 (5, 785)	2.46	<i>p</i> <.05	1.35	<i>n.s.</i>	0.90	<i>n.s.</i>	0.63	<i>n.s.</i>	3.25	<i>p</i> <.01	5.51	<i>p</i> <.001		
労働時間数(週当たり)														
短時間 (1~39時間)	2.56	.91	2.57	.87	2.49	.76	2.53	.69	1.94	.73	3.82	1.01	349	32.17
中時間 (40~54時間)	2.51	.95	2.63	.89	2.43	.72	2.53	.66	1.97	.80	3.72	.99	432	39.82
長時間 (55時間以上)	2.62	.91	2.73	.88	2.09	.78	2.33	.75	2.02	.79	3.79	.92	304	28.02
<i>F</i> 値 (2, 1084)	1.19	<i>n.s.</i>	2.74	<i>n.s.</i>	26.97	<i>p</i> <.001	8.80	<i>p</i> <.001	0.81	<i>n.s.</i>	1.00	<i>n.s.</i>		
勤続年数														
短期間 (0~3年)	2.61	.93	2.59	.87	2.31	.77	2.40	.73	2.08	.79	3.64	1.07	306	28.2
中期間 (4~15年)	2.46	.93	2.57	.90	2.36	.80	2.49	.68	1.98	.77	3.80	.92	468	43.13
長期間 (16年以上)	2.64	.91	2.79	.85	2.39	.73	2.51	.69	1.85	.75	3.86	.94	311	28.66
<i>F</i> 値 (2, 1084)	4.13	<i>p</i> <.05	6.70	<i>p</i> <.01	0.74	<i>n.s.</i>	2.16	<i>n.s.</i>	7.56	<i>p</i> <.001	3.97	<i>p</i> <.05		
産業分類														
第一次産業	3.29	.59	3.47	.51	2.06	.66	2.29	.59	1.94	.83	3.88	.99	17	1.6
第二次産業	2.45	.92	2.57	.88	2.42	.73	2.50	.69	1.98	.76	3.66	1.04	294	27.3
第三次産業	2.58	.93	2.65	.88	2.34	.79	2.47	.71	1.97	.78	3.82	.95	767	71.2
<i>F</i> 値 (2, 1077)	7.91	<i>p</i> <.001	8.68	<i>p</i> <.001	2.63	<i>n.s.</i>	0.75	<i>n.s.</i>	0.02	<i>n.s.</i>	0.02	<i>n.s.</i>		
職種														
専門技術職	2.62	.83	2.70	.80	2.19	.77	2.42	.67	1.97	.80	4.07	.84	192	17.8
管理職	2.73	.91	2.94	.90	2.58	.75	2.70	.68	1.91	.80	4.09	.95	33	3.1
事務職	2.51	.94	2.55	.89	2.37	.75	2.47	.70	1.97	.79	3.78	.95	267	24.7
営業販売職	2.63	.96	2.68	.89	2.34	.83	2.45	.70	1.96	.76	3.67	1.03	163	15.1
サービス職	2.79	.84	2.78	.83	2.42	.78	2.55	.80	2.09	.76	3.76	1.02	99	9.2
保安職	2.50	1.00	2.67	.89	2.83	.83	2.75	.87	2.08	.79	3.75	.87	12	1.1
農林漁業職	3.13	.83	3.40	.63	2.07	.70	2.27	.59	1.87	.83	3.87	.83	15	1.4
運輸通信職	2.43	.91	2.60	.80	2.19	.67	2.31	.64	2.10	.82	3.48	.92	42	3.9
生産労務職	2.40	.97	2.53	.93	2.44	.74	2.50	.68	1.93	.74	3.62	1.03	258	23.9
<i>F</i> 値 (8, 1080)	3.10	<i>p</i> <.01	3.24	<i>p</i> <.01	3.09	<i>p</i> <.01	1.43	<i>n.s.</i>	0.62	<i>n.s.</i>	4.24	<i>p</i> <.001		
企業規模														
小企業	2.68	.91	2.72	.92	2.37	.77	2.48	.71	1.92	.78	3.75	1.04	352	34.0
中企業	2.40	.94	2.52	.88	2.38	.77	2.47	.71	2.06	.78	3.72	.96	388	37.5
大企業	2.46	.93	2.57	.86	2.31	.80	2.46	.66	1.95	.77	3.79	.91	189	18.3
官公庁	2.79	.80	2.87	.79	2.27	.74	2.45	.75	1.85	.72	4.02	.91	105	10.2
<i>F</i> 値 (3, 1033)	8.76	<i>p</i> <.001	5.96	<i>p</i> <.001	0.91	<i>n.s.</i>	0.07	<i>n.s.</i>	3.09	<i>p</i> <.05	2.70	<i>p</i> <.05		
雇用形態														
正規雇用	2.51	.94	2.62	.89	2.32	.77	2.45	.72	1.99	.79	3.77	.98	699	64.5
非正規雇用	2.55	.90	2.54	.87	2.45	.76	2.53	.66	1.98	.74	3.72	.96	283	26.1
自営・家族従業者	2.88	.84	2.98	.81	2.36	.81	2.44	.70	1.85	.78	3.94	.99	102	9.4
<i>F</i> 値 (2, 1083)	7.36	<i>p</i> <.001	9.54	<i>p</i> <.001	2.85	<i>n.s.</i>	1.20	<i>n.s.</i>	1.35	<i>n.s.</i>	1.98	<i>n.s.</i>		

個人要因と「孤独感」との関係性についてみると、個人属性について婚姻状況は未婚者及び離・死別者は、既婚者よりも高かった ($p < .001$)。経済的地位について、世帯収入の250万円未満の者は、1200万円以上1600万円以下の者より高く感じていた ($p < .01$)。労働環境について勤続年数が短、中期間の者は長期間の者よりも高く感じていた ($p < .05$)。企業規模では、中企業の者は小企業の者よりも高かった ($p < .05$)。

個人要因と「職務満足感」との関係性についてみると、個人属性について性別では男性よりも女性で高かった ($p < .05$)。婚姻状況では既婚者は、未婚者よりも高かった ($p < .05$)。また、学歴は大卒以上の者は、高卒の者よりも高く感じていた ($p < .01$)。経済的地位について、世帯収入の 1200 万円以上の者は、250 万円以上 850 万円未満の者よりも高く感じていた ($p < .001$)。労働環境について勤続年数が長期間の者は短期間のものよりも高く感じていた ($p < .05$)。職種は専門技術職の者は、事務職、営業販売職、運輸通信職、生産労務職の者よりも高く感じていた ($p < .05$)。企業規模は、官公庁の者は中企業の者よりも高かった ($p < .05$)。

3.2 職場の連帯感、ゆとり感、孤独感及び職務満足感の間の相関

表 2 に職場の連帯感、ゆとり感、孤独感及び職務満足感の平均値と標準偏差、及び各変数間の相関係数を示した。結果から、「職場の連帯感 (私の職場)」と「孤独感」との間には負の相関がみられ ($r = -.17, p < .001$)、「職務満足感」との間には正の相関がみられた ($r = .27, p < .001$)。「職場の連帯感 (私自身)」と「孤独感」との間には負の相関がみられ ($r = -.18, p < .001$)、「職務満足感」との間には正の相関がみられた ($r = .24, p < .001$)。また、「時間的ゆとり感」と「孤独感」との間には負の相関がみられ ($r = -.06, p < .05$)、「職務満足感」との間には正の相関がみられた ($r = .10, p < .01$)。「心のゆとり感」と「孤独感」との間には負の相関がみられ ($r = -.26, p < .001$)、「職務満足感」との間には正の相関がみられた ($r = .20, p < .001$)。なお、「職場の連帯感 (私の職場)」と「職場の連帯感 (私自身)」の間には .80 という高い相関がみられた。このため、以下の分析では職場の連帯感を示す変数として「職場の連帯感 (私自身)」のみを使用した。

表 2 各変数の平均値と標準偏差、及び各変数間の相関

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5
1 職場の連帯感(私の職場)	2.56	.93	-				
2 職場の連帯感(私自身)	2.64	.88	.80 ***	-			
3 時間的ゆとり感	2.35	.77	.05	.04	-		
4 心のゆとり感	2.47	.70	.13 ***	.11 ***	.64 ***	-	
5 孤独感	1.97	.77	-.17 ***	-.18 ***	-.06 *	-.26 ***	-
6 職務満足感	3.77	.98	.27 ***	.24 ***	.10 **	.20 ***	-.18 ***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

3.3 孤独感と職場の連帯感、ゆとり感との関係性

仮説を検証するため、職場の連帯感、時間的ゆとり感、心のゆとり感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数とする重回帰分析を行い、さらに、孤独感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数、職場の連帯感、時間的ゆとり感、心のゆとり感を媒介変数とする階層的重回帰分析を行った (表 3)。ここで、女性ダミーは、女性である場合を 1 としたダミー変数である。既婚ダミーは、現在結婚している場合を 1 としたダミー変数である。大卒ダミーは、最終学歴が大卒以上の場合を 1 としたダミー変数である。世帯収入については、選択肢の中央値を与えたうえで、分布の歪みを補正するために対数変換した値を用いることとした。第三次産業ダミーは、第一次産業及び第二次産業を 0 とし、第三次産業を 1 としたダミー変数である。職種は「ホワイトカラー (専門技術職、管理職、事務職、営業販売職、サービス職)」を 1 としたダミー変数を用いることとした。企業規模は、「小企業」を基準カテゴリーとして、「中企業」、「大企業」及び「官公庁」のダミー変数を用いることとした。正規雇用ダミーは、正規雇用の場合を 1 としたダミー変数である。年齢、労働時間数、勤続年数は実数を用いた。

職場の連帯感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数とする重回帰分析

(Model 1) では、婚姻状況、勤続年数、企業規模の影響がみられた。職場の連帯感が高くなるのは、結婚しており、勤続年数が長く、大企業、中企業よりも小企業で働く場合である可能性が示された。時間的ゆとり感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数とする重回帰分析

(Model 2) では、性別、年齢、婚姻状況、学歴、労働時間数の影響がみられた。時間的ゆとり感が高くなるのは、男性でその傾向があり、年齢が高いほど同様の傾向があることが示された。また、現在結婚しておらず、中卒、高卒のほうが大卒よりも時間的ゆとり感が高い傾向がみられた。さらに、労働時間数が短いほど時間的ゆとり感が高い傾向がみられた。心のゆとり感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数とする重回帰分析 (Model 3) では、婚姻状況、労働時間数の影響がみられた。現在結婚していない場合に心のゆとり感が高く、労働時間が短いほど心のゆとり感が高い傾向が示された。

孤独感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数とする重回帰分析 (Model 4) では、年齢、婚姻状況、世帯収入、勤続年数の影響がみられた。孤独感が高くなるのは、年齢が高く、現在結婚していない場合である可能性が示された。また、世帯収入が低いほど孤独感が高く、勤続年数が短いほど孤独感が高くなる傾向が示された。職場の連帯感、時間的ゆとり感、心のゆとり感を投入した階層的重回帰分析 (Model 5) の結果、職場の連帯感、時間的ゆとり感、心のゆとり感の影響がみられた。

個人属性、経済的地位、労働環境の各変数から孤独感への影響を職場の連帯感及びゆとり感が媒介するモデルについて検討するため、Baron & Kenny (1986) の媒介関係を証明するための条件を確認したところ、Model 1 において勤続年数から職場の連帯感への影響がみられ、Model 5 において職場の連帯感から孤独感への影響がみられた。さらに、Model 4 において勤続年数から孤独感への影響がみられたことから、媒介関係を証明するための条件が満たされた。Sobel test (Sobel, 1982) によっても媒介関係は確認された (Sobel test = -2.33, $p < .05$)。これらのことから、職場の連帯感、ゆとり感を投入した時も、勤続年数から孤独感への影響が減少してはいるものの有意であったため、部分的な媒介関係であるが、勤続年数は職場の連帯感を媒介して孤独感に影響を及ぼしていた。勤続年数が長くなるほど、自分自身が持つ職場の連帯感が強くなり、その結果孤独感が減少していた。一方、Model 1 において婚姻状況から職場の連帯感への影響がみられ、Model 4 において婚姻状況から孤独感への影響がみられたものの、職場の連帯感を投入した Model 5 でも婚姻状況から孤独感への影響が減少していなかったため、婚姻状況から孤独感への影響について媒介関係は見出されなかった。

次に、Model 2 において年齢から時間的ゆとり感への影響がみられ、Model 5 において時間的ゆとり感から孤独感への影響がみられた。Model 4 において年齢から孤独感への影響がみられたことから、媒介関係を証明するための条件が満たされた。Sobel test (Sobel, 1982) によっても媒介関係は確認された (Sobel test = -2.37, $p < .001$)。これらのことから、職場の連帯感、ゆとり感を投入した時も、年齢から孤独感への影響が減少してはいるものの有意であったため、部分的な媒介関係であるが、年齢は時間的ゆとり感を媒介して孤独感に影響を及ぼしていた。年齢が高いほど、時間的ゆとり感を感じる機会が多くなり、その結果孤独感が増加していた。

次に、Model 3 において婚姻状況から心のゆとり感への影響がみられ、Model 4 において婚姻状況から孤独感への影響がみられたものの、心のゆとり感を投入した Model 5 でも婚姻状況から孤独感への影響が減少していなかったため、婚姻状況から孤独感への心のゆとり感の媒介効果は見出されなかった。

3.4 職務満足感と職場の連帯感、ゆとり感との関係性

仮説を検証するため、職務満足感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数、時間的ゆとり感、心のゆとり感、職場の連帯感（私自身）を媒介変数とする重回帰分析を行った (表 3)。

職務満足感を従属変数、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数を独立変数とする重回帰分析

(Model 6) では、性別、学歴、世帯収入の影響がみられた。職務満足感は、女性のほうが男性よりも高くなる傾向があり、中卒、高卒よりも大卒で高くなる傾向が示された。また、世帯収入が高いほど職務満足感が高くなる傾向があった。さらに、職場の連帯感、時間的ゆとり感、心のゆとり感を投入した階層的重回帰分析の結果 (Model 7)、職場の連帯感、心のゆとり感からの影響は有意であったが、時間的ゆとり感からの影響は有意ではなかった。このことから、時間的ゆとり感については、媒介関係を証明するための条件が満たされず (Baron & Kenny, 1986)、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数から時間的ゆとり感を媒介とした職務満足感への影響は認められなかった。また、個人属性、経済的地位、労働環境の各変数から職場の連帯感あるいは心のゆとり感を媒介した職務満足感への影響について検討した結果、いずれの変数においても媒介関係を証明するための条件が満たされず、職場の連帯感、時間的ゆとり感、心のゆとり感個人属性、経済的地位、労働環境の各変数から職務満足感への影響を媒介していなかった。

表 3 媒介モデル検証のための重回帰分析結果

	職場の連帯感	時間的ゆとり感	心のゆとり感	孤独感		職務満足感	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
	b	b	b	b	b	b	b
個人属性							
女性ダミー	-.049	-.196 **	-.069	-.085	-.092	.254 **	.281 **
年齢	-.003	.011 ***	.002	.008 *	.007 *	-.001	-.001
既婚ダミー	.166 *	-.247 ***	-.137 *	-.349 ***	-.349 ***	.008	.009
大卒ダミー	-.005	-.162 **	-.036	.089	.093	.184 *	.195 **
経済的地位							
世帯収入	.007	-.003	.008	-.017 *	-.014 *	.032 ***	.029 ***
労働環境							
労働時間数	.001	-.016 ***	-.010 ***	-.002	-.003	-.002	.000
勤続年数	.010 *	.002	.005	-.009 **	-.007 *	.006	.003
第三次産業ダミー	-.027	-.039	.013	-.052	-.048	.042	.045
ホワイトカラーダミー	.048	.057	.017	.093	.098	.017	.003
大企業ダミー	-.245 **	-.060	-.017	-.037	-.061	.022	.073
中企業ダミー	-.173 *	-.028	-.031	.095	.072	-.030	.011
官公庁ダミー	.085	-.077	-.115	-.072	-.089	.051	.061
正規雇用ダミー	-.125	.126	.101	.075	.080	.075	.076
R^2	.029 ***	.101 ***	.029 ***	.058 ***	.058 ***	.040 ***	.040 ***
媒介変数							
職場の連帯感					-.101 ***		.191 ***
時間的ゆとり感					.091 *		.013
心のゆとり感					-.282 ***		.219 ***
定数	2.612 ***	2.826 ***	2.750 ***	2.103 ***	2.884 ***	3.282 ***	2.145 ***
R^2					.116 ***		.098 ***
ΔR^2					.060 ***		.060 ***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ (注) 数値は最終ステップでの値

3.5 職場の同僚から得られるソーシャル・サポートの有無についての検討

分析から、勤続年数が長くなるほど、自分自身が持つ職場の連帯感が強くなり、このことによって孤独感が減少するという結果が得られた。このことについて、勤続年数が長くなるほど、職場で周囲からソーシャル・サポートを得やすくなるため、孤独感が減少する可能性も考えられる。そこで、勤続年数の長さによって、職場の人がサポートの提供者として、選択された頻度が異なるか分析を行った。使用した項目は、JGSS-2010 の過去 1 年間に「心配事を聞いてくれた人」の有無と、その心配事を聞いてくれた人について当てはまる人を選択する項目であった⁽³⁾。そのなかで、「心配事を聞いてくれた人」が有ったと回答した者のうち、「職場の人」を選択した場合を、職場の同僚からのソーシャル・サポート有り、選択しなかった場合を無しとして分析に用いた。

勤続年数の短期間、中期間、長期間によって、職場の同僚からのソーシャル・サポートの有無に違いがあるか χ^2 検定を行ったところ、有意差はみられなかった ($\chi^2 = 1.40$, $df = 2$, $n.s.$)。

表 4 職場の同僚からのソーシャル・サポートの有無と勤続年数のクロス表

		勤続年数						合計	
		短期間		中期間		長期間			
職場の同僚からの ソーシャル・サポート	有	79	(32.4%)	134	(36.7%)	71	(33.3%)	284	(34.5%)
	無	165	(67.6%)	231	(63.3%)	142	(66.7%)	538	(65.5%)
	合計	244		365		213		822	

一方、職場の同僚からのソーシャル・サポートの有無によって、職場の連帯感やゆとり感、孤独感、職務満足感に違いがあるか検定を行ったところ、職場の連帯感（私の職場）（ $t = -3.86$, $d\neq 642.13$, $p < .001$ ）、職場の連帯感（私自身）（ $t = -4.62$, $d\neq 671.74$, $p < .001$ ）、職務満足感（ $t = -2.62$, $d\neq 614.38$, $p < .01$ ）で、職場の同僚からのサポート有りとした群が無しとした群よりも高かった。

4. 考察

本研究は、近年の職場環境を労働者自身がどのようにとらえているかについて、「職場の連帯感」及び「ゆとり感」に着目し、それらが個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因によってどのように異なるかを明らかにし、孤独感、職務満足感といった労働者の精神的健康に係る要因との関連について検討した。さらに、労働者の個人属性、経済的地位、労働環境といった個人要因が、「職場の連帯感」、「ゆとり感」を媒介して、孤独感及び職務満足感に影響を及ぼすという仮説について検討した。

本研究の結果から、「職場の連帯感」は自分自身の職場の連帯感と自分自身の持つ職場の連帯感のいずれも、企業規模では官公庁の人びとにおいて他の企業規模の人びとより強く、産業分類では第一次産業の人びとにおいて他の産業分類の人びとより強く、雇用形態では自営・家族従業者の人びとにおいて他の雇用形態の人びとより強い傾向が示された。職場の連帯感が強いと感じている人びとは、その組織への関与が強く、その組織風土や文化を強く意識している人びとであり、その組織では成員間に価値観や態度、規範、行動パターンなどが共有され、かつ浸透している程度が高いと考えることができる。組織成員間での共有度が高く、浸透度が強い組織風土あるいは文化を持つ組織では、コミュニケーションの円滑化や確信をもった判断、モチベーションの向上など、組織にとって有益なさまざまな機能が働くことが指摘されている（山浦, 2009）。このような職場の連帯感が強い人びとの職場環境でも、同様の機能が働いていると考えられる。また、「職場の連帯感」は「孤独感」と負の関連がみられ、「職務満足感」と正の関連がみられた。このことから、「職場の連帯感」は労働者にとって働きやすい職場や職場の雰囲気と関連がある要因であると思われる。

本研究では、勤続年数が長くなるほど、自分自身の持つ職場の連帯感が強くなり、結果として孤独感が減少するという結果が得られ、職場の連帯感が勤続年数から孤独感への影響を媒介している可能性が示された。先行研究では、勤続年数が長くなるほど仕事のストレスに対する対処法が身に付いたり、職場内で得られるソーシャル・サポートが増えたりするため、ストレス反応が減少することが示されているが（加藤・鈴木・坪田・上野, 2007）、本研究では、勤続年数によって職場の同僚からのソーシャル・サポートの有無に違いは見られなかった。勤続年数が長くなるほど、職場で利用できるソーシャル・サポート資源が増えるものの、実際にソーシャル・サポートを受ける場面は減ると考えられるため、実際に受けたソーシャル・サポートの有無では勤続年数による違いが示されなかったと考えられる。しかし、職場の同僚からのソーシャル・サポートを得ている人のほうが、職場の連帯感を強く感じており、職務満足感も高かった。労働者の精神的健康を高めるためには、勤続年数が職場の連帯感を介して孤独感へ影響を与えていることから、勤続年数に応じ職場の連帯感のような労働者の職場に対する肯定的な認識を高めるよう、職場で同僚からのソーシャル・サポートを受ける機会を増やすことや、そのようなサポートを受けやすい職場環境の整備が有効な手段のひとつであると言える。

また「ゆとり感」について、50 代以上の人は、30 代、40 代よりも時間的ゆとり感を強く感じており、40 代と比べて心のゆとり感も強く感じていた。時間的ゆとり感と心のゆとり感は孤独感と負の関連があり、職務満足感と正の関連がみられ、労働者の働きやすい環境作りのためには、労働時間が長くなり過ぎないように配慮し業務を適切に振り分けるなどのゆとり感を増加させるような施策が必要である。一方で、年齢が高くなるほど時間的ゆとり感が高くなり、その結果、孤独感が増加するという可能性も示唆された。年齢が高くなるほど勤続年数も長くなる傾向があるため、業務を効率よくこなしたり振り分けたりすることなどの仕事のスキルが向上し、仕事で時間的ゆとり感や心のゆとり感を感じる機会が増える可能性が考えられる。また、30 代、40 代の人に比べて 50 代以上の世代では子育てが終わる人が増えると予測でき、家庭で時間的ゆとり感や心のゆとり感を感じる機会が増える可能性も考えられる。しかし、それまで仕事や家庭に多くの時間を割いて取り組んできた人にとって、時間ができたことが暇になり何をすればよいか分からないなどネガティブに捉えられ、時間的ゆとり感が孤独感の増加にもつながる可能性が示唆された。時間的ゆとり感への介入は、労働者の生活状況などへの配慮が必要となり慎重に取り入れられる必要があることも示された。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

[注]

- (1) 企業規模は、単独事業所の人はその事業所の規模を、単独事業所でない人は会社・組織全体の従業員規模を用いて、それぞれ小企業（1～29 人）、中企業（30～999 人）、大企業（1000 人以上）に再カテゴリー化し、これに官公庁を加えた変数を作成し企業規模変数とした。
- (2) 労働時間数は、1 から 39 時間を短時間群、40 から 54 時間を中時間群、55 時間以上を長時間群とした。勤続年数は、3 年以下を短期間群、4 年以上 15 年以下を中期間群、16 年以上を長期間群とした。
- (3) 「心配事を聞いてくれた人」の他に、「経済的な面で助けてくれた人」、「その他の手助けをしてくれた人」について尋ねる項目もあったが、それぞれの項目で「職場の人」を選択した人の数が少なかったため（「経済的」14 名、2.1%；「その他」15 名、1.4%）、本研究では使用しなかった。

[参考文献]

- Baron, R. M., and Kenny, D. A., 1986, “The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 51:1173-1182.
- 藤野善久・堀江正知・寶珠山務・筒井隆夫・田中弥生, 2006, 「労働時間と精神的負担との関連についての体系的文献レビュー」『産業衛生学雑誌』48(4):87-97.
- Hobfoll, S. E., and Lilly, R., 1993, “Resource conservation as a strategy for community psychology,” *Journal of Community Psychology*, 21:128-148.
- Hobson, J., and Beach, JR., 2000, “An investigation of the relationship between psychological health and workload among managers,” *Occupational Medicine*, 50:518-22.
- 加藤麻衣・鈴木敦子・坪田恵子・上野栄一, 2007, 「看護師のストレス要因とコーピングとの関連：日本版 GHQ30 とコーピング尺度を用いて」『富山大学看護学会誌』6:37-46.
- 加藤敏, 2007, 「現代の仕事, 社会の問題はどのように精神障害に影響を与えているか」『精神科治療学』22:121-131.
- Schmitt, M., and Maes, J., 1998, “Perceived injustice in unified Germany and mental health,” *Social Justice*

Research, 11:59-78.

Shteyn, M., Schmm, J. A., Vodopianova, N., Hobfoll, S. E., and Lilly, R., 2003, “The impact of the Russian transition on psychosocial resources and psychological distress,” *Journal of Community Psychology*, 31:113-127.

Slone, M., Kaminer, D., and Durrheim, K., 2002, “Appraisal of sociopolitical change among South African youth: The relation to psychopathology,” *Journal of Applied Social Psychology*, 32:318-341.

Sobel, M. E., 1982, “Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equations models,” S. Leinhardt [ed.], *Sociological methodology*, San Francisco: Jossey-Bass, 290-312.

鷺見克典・早川清一・塹江清志, 1996, 「精神のおよび身体的健康に及ぼす職務関与と職場におけるソーシャル・サポートの効果について」『日本経営工学会誌』46:605-613.

山浦一保, 2009, 「組織文化」産業・組織心理学会編『産業・組織心理学ハンドブック』224-227.

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):121-147.

米原奈緒・小杉正太郎, 2002, 「勤続年数が従業員の精神的健康状態に及ぼす影響」『産業衛生学雑誌』44:252.