

原子力産業従業員の安全風土評価における年齢差

Age Differences in Safety Climate Assessment of Nuclear Industry Employees

寺口 司 (Tsukasa Teraguchi) *1

要約 安全風土とは従業員を安全行動に導く組織環境に対する、従業員間で共有する知覚である。原子力産業において安全風土は職務の安全性を維持する上で重要な要因の1つとなっている。そのため、各従業員が安全風土を一様に高く認知できる職場環境が望ましい。しかし、これまでの研究においても従業員の年齢によってその評価が異なる可能性が示唆されており、その傾向は一貫していない。そこで本研究では職場の安全風土の評価が年齢によって変わるのか、またその調整要因を探索的に検討した。その結果、安全風土は20歳代以下が他の年齢よりも評定値が高いことが示された。一方で職場モラルでは20歳代以下が最も高く、30歳代で最も低くなり、その後高くなっていくことが示された。ただし、年齢と安全風土の評定値との関係を調整する有意な要因は示されなかった。さらなる検討が必要と言える。

キーワード 安全風土, 安全文化, 世代差

Abstract Safety climate is the shared perception among employees of an organizational environment that leads them to safe actions. In the nuclear industry, safety climate is one of the key factors in maintaining job safety. Therefore, it is desirable to have a work environment in which each employee has a uniformly positive perception of the safety climate. However, previous studies have suggested that this perception may differ depending on the age of the employees, and the trend has not been consistent. Therefore, this study explored whether evaluations of the workplace safety climate vary with age and what are the moderating factors. The results showed that safety climate evaluations were higher for employees in their 20s and younger than for other age groups. On the other hand, workplace morale was highest for workers in their 20s and under, lowest in the 30s and then increased. However, no significant factors were identified that moderated the relationship between age and safety climate evaluation. Further studies are needed to understand the relationship.

Keywords safety climate, safety culture, generational difference

1. はじめに

事故の発生を防ぐうえでは機器自体の性能やエラーといった技術要因、機器を扱う人間による判断の誤りや操作ミスなどの人的要因のみならず、組織がどのように運営されているかという組織要因も検討されるべきである(原子力安全システム研究所, 2019)。中でもメンバーを安全への配慮や行動に導く組織環境である安全風土(safety climate)は注目されており、実際に事故を低減させる可能性が示されている(e.g., Morrow, Koves, & Barnes, 2014; Nahrgang, Morgeson, & Hofman, 2010; 寺口, 2022)。組織はこの安全風土を高い水準で維持する必要がある。

しかし、組織の安全風土に対する見方は必ずしも従業員間で一致している訳ではない。同じ組織を対象としていたとしても、ある基準を十分に安全であると考え人もい

れば安全には程遠いと考え人もいる。またある業務の担当が見えている範囲では安全であっても、別の業務担当が見えている範囲では安全が維持されていない場合もあるだろう。どの視点からも安全風土が高い職場であると評価される状態が望ましいものの、その状態を維持することは困難である。そこで本研究では組織内での安全風土の評価の違いが何によって生まれるのかを検討すべく、年齢差に着目した検討を行う。

2. 問題

2.1 安全風土と年齢の関係

安全風土とは組織成員を安全の配慮や安全行動に導く組織環境であり、従業員間で共有するその知覚を集約し測

*1 (株)原子力安全システム研究所 社会システム研究所

定可能にした特性を指す (e.g., 福井, 2012; Zohar, 1980) . なお, 同様の概念で国際原子力機関 (International Atomic Energy Agency; IAEA) が提唱した「安全文化」 (INSAG, 1991) がある. これは「原子力の安全の問題には, その重要性にふさわしい注意が最優先で払われなければならない. 安全文化とは, そうした組織や個人の特性と姿勢の総体である。」とされており, 特に安全文化が顕在化したものが安全風土であるとも言われている (西田, 2017) . これらを弁別した検討も多く行われているものの, 本稿内では同一のものとして検討を行う.

この安全風土は「共有された知覚」とされてはいるものの, 同じ職場について回答したとしても安全風土への評価が異なる場合があることが指摘されている. その要因の1つが年齢である. 例えばイギリスのセラフィールド原子力発電所職員について調査を行った Lee (1998) の研究では, 年齢が高くなるほどリスクに対する警戒心などの安全風土がよりポジティブな評価になることが示されている. また, 国内の原子力発電所を対象とした研究では, 「組織の安全姿勢」や「安全配慮行動」などの安全風土評価が 40 歳代までは年齢とともに低下していくことが示されている (福井, 2012) .

このように安全風土の評価が年齢によって異なる例は原子力発電分野以外でも確認がされている. 例えばオーストリアの看護師・助産師約 700 名を対象とした Glarcher, Kaiser, Kutschar, & Nestler (2022) の調査では, 自身の職場の安全風土について尋ねたところ, 年齢が 50 歳以上の参加者は 30 歳未満の参加者に比べて安全風土をよりポジティブに評価していることが示された. また, Jiang et al. (2019) では中国の医療従事者 650 名を対象とした調査を行っており, チームワークや組織のマネジメント能力などの安全風土への評価が年齢とともにポジティブになることを示している. 一方でアメリカの消防隊員約 8500 名を対象とした調査 (Taylor et al., 2019) では年齢が高くなるとともに自身の職場への安全風土の評価がよりネガティブになることが示されている.

以上の通り年齢と安全風土の評価との関係は研究間で一貫していない. 年齢が高くなるほど安全風土への評価がポジティブになる場合もあれば, ネガティブになる場合もあり, 曲線的な関係になる場合もありうる. さらにこれら関係が同じ業種内でも職種によって変わる可能性が指摘されている. Lee & Harrison (2000) の原子力発電所従業員を対象とした研究では, 現場作業員は年齢が上がるほどに安全風土への評価がポジティブになるものの, プラント運転員の場合には 30 歳代で一度評価が低下し, その後 40 歳代, 50 歳代で上昇していく傾向が示されている.

これだけではなく, そもそも年齢の影響が確認できなかった研究も見受けられる. ノルウェーのトラック運送会社のドライバー約 500 名を対象とした調査 (Nævestad, Blom, & Philips, 2020) やオーストラリアの炭鉱業従事者 230 名を対象とした調査 (Rubin, Giacomini, Allen, Turner, & Kelly, 2020) , アメリカの金属加工業企業に勤める従業員約 2000 名を対象とした調査 (Parker et al., 2017) などではいずれも安全風土への評価に対して年齢間での相違が確認できていない. Nævestad et al. (2020) や Rubin et al. (2020) では年齢との直線関係のみを検討しているものの, Parker et al. (2017) では 25 歳未満, 25~40 歳, 41~54 歳, 55 歳以上の 4 段階に分けた中で安全風土の評価の差異を検討している. しかし, いずれの研究においても安全風土への評価に差異は認められなかった.

また, 実際に年齢による差異が認められた場合でもなぜそのような差が生まれたのか, 多くの検討は行われていない. 年齢以外の説明可能性についても検討をすべきであると考えられる. 例外的に Lee (1998) では年齢と同時に勤続年数を検討している. 結果, 年齢に関係なく勤続 5 年で安全風土への評価がネガティブになり, 年数が進むにつれて回復する傾向が示された. 一方で勤続年数に関係なく年齢が高いほど安全風土評価がポジティブであることも示されている. 勤続年数以外では世代による説明可能性についても検討をすべきであると考えられる. つまり, 年齢を重ねた結果ではなく特定の社会的事実・事件などを経験することによって評価が変わっている可能性は捨てきれない. その場合, 20 歳代, 30 歳代, 40 歳代とで安全風土の認知が変わっているのではなく, 例えば 1980 年代生まれ, 1990 年代生まれ, 2000 年代生まれで認知が変わっている可能性がある.

2.2 本研究の目的

本研究の目的は日本国内の原子力関連産業従業員の職場の安全風土の評価に対する年齢の影響を検討すること, そしてその違いを生み出す要因 (i.e., 年齢と安全風土評定との影響に対する調整要因) について検討を行うことであった. これまでの研究では安全風土評定に対する年齢の影響について一貫した結果が示されておらず (e.g., Lee, 1998; Parker et al., 2017; Taylor et al., 2019) , またなぜ年齢による違いが生まれるかについても検討されてきていない. そこで 2021 年度の質問紙調査結果を再分析し, 年齢が職場の安全風土評価に影響するかどうか, そしてその影響に対してどの要因が調整要因となりうるのかを探索的に検討した. 本研究では職位と職務 (職種, 業種) , 世

代を調整要因として検討している。例えば年齢による安全風土評定の差異が特定の状況 (e.g., 管理職, 現場職) でのみ示されるのであれば, その結果から年齢が安全風土評定に影響を及ぼす心理プロセスを推定することが出来るだろう。特に, 年齢による違いについて別の説明可能性を探るべく, 9年前の調査結果と比較することで年齢による違いなのか, 世代による違いなのかを検討した。

3. 方法

3.1 参加者

本研究では原子力安全推進協会が3年に一度実施している「安全文化アンケート」の二次分析を行った。安全文化アンケートは2002年以降から継続して行われており, 日本国内の原子力関連産業の従業員に対して自身の職場の安全風土について回答を求めている。今回の分析では2021年度の調査データ, その比較として2012年度の調査データを用いた。

この調査の回答者は事業所間で差異はあるものの, 原則として課長職相当以下は従業員全員が回答対象となっており, 有効回答率は総計で9割を超えている。2021年度では32社103事業部25,388人, 2012年度では32社95事業部16,832人が対象となっていた。なお2012年度で対象となった事業部の57.425%は2021年度でも調査対象となっていた。

これらの回答者を所属部署ごとにその職務内容から現場部門職, 管理部門職の2つに分類している。それぞれの人数は2021年度では現場部門職16947人と管理部門職8441人, 2012年度では現場部門職12362人と管理部門職4470人であった。

3.2 質問項目

安全文化アンケートでは各年度において安全風土に関する様々な設問を尋ねている。設問内容は調査年度によって異なり, 約80項目で構成されている。ただし, これらのうち, 福井 (2012), 河合 (2021), 寺口 (2022) でも使用している安全風土尺度の「組織の安全姿勢」, 「直属上司の姿勢」, 「安全の職場内啓発」, 「安全配慮行動」, 「モラル」, 「仲間意識」, 「意思疎通」, 「精神衛生」の計8要因32項目 (Table 1) については各調査を通して継続的に計測されている。これらの設問への回答はすべて1(そう思わない)~5(そう思う)の5件法であった。なおこの8要因のうち, 「組織の安全姿勢」, 「直属上司の姿勢」, 「安全の職場

内啓発」, 「安全配慮行動」, 「モラル」は福井 (2012) の安全風土尺度を, 「仲間意識」, 「意思疎通」, 「精神衛生」は三隅 (1984) のモラル尺度を元にしたものである。本研究ではこの2つの因子群をそれぞれ「安全風土」「職場モラル」と呼称する。分析では各要因の評定値にはその要因に含まれるすべての項目の得点の平均値を使用し, 総合指標として安全風土 (2021年度: $\alpha = .944$; 2012年度: $\alpha = .937$) および職場モラル (2021年度: $\alpha = .885$; 2012年度: $\alpha = .882$) についても評定値を算出した。

また, デモグラフィック変数として年齢と職位について尋ねている。年齢については2021年度では「29歳以下」, 「30歳代」, 「40歳代」, 「50歳代」, 「60歳以上」の5段階で, 2012年度では「29歳以下」, 「30歳代」, 「40歳代」, 「50歳以上」の4段階で測定していた。本研究での分析ではこれらを統合し, 「20歳代以下」, 「30歳代」, 「40歳代」, 「50歳代以上」の4段階とした。

職位については事業所間, 企業間で尋ね方に差異があるものの, その内容から大きく一般社員, 管理職の2つに分けて分析を行った。

4. 結果

分析はすべてR 4.1.2で行われた。なお本研究では主に分散分析による検討を行う。その際, 水元・竹内 (2008) に

Table 1. 安全風土尺度の項目例

要因名	項目例	信頼性係数	
		2021年度	2012年度
安全風土 組織の安全姿勢	安全の取り組みに対する発電所幹部の熱意・意気込みが伝わってくる	.853	.840
	安全に対する姿勢や取り組みを発電所の幹部は認めてくれる		
直属上司の姿勢	あなたの職場では, 直属上司から仕事(業務)の内容について納得のいく説明がなされている	.855	.842
	あなたの直属上司は, 部下の能力や状況を十分把握した上で, 業務の責任分担を決めている		
安全の職場内啓発	あなたの職場では, 安全について難しいことも話し合うという雰囲気がある	.872	.865
	あなたの職場では, 安全確保のための意見やアイデアが活かされている		
安全配慮行動	職場の仲間は, 能率の良い作業方法を思い付いた場合でも実行する前に安全性を確認している	.860	.882
	職場の仲間は, 仕事量の多い時期でも安全性の確保を優先している		
モラル	あなたの職場では, 組織の常識に捉われず, 一般市民の視点も重視して仕事することが大切と思っている人が多い	.628	.608
	あなたの職場では, 手間のかかる規則・ルールよりも容易な方法を選択する場面がある (逆転項目)		
職場モラル	あなたの職場の仲間はチームワークがとれている	.873	.889
	あなたは今の職場の仲間の一員でいたい		
意思疎通	あなたの直属上司は, その直属上司と連絡をうまくとっている	.731	.756
	あなたの意見やアイデアが途中でたち消えてしまったり, 上の方まで届いていないと思われるような場面がある (逆転項目)		
精神衛生	あなたは今の会社をやめてしまいたいと思うことがある (逆転項目)	.713	.716
	一般的にいつか, あなたは直属上司から無理な圧力を感じることもある (逆転項目)		

Table 2. 安全風土評価の要約統計量

	20歳代以下			30歳代			40歳代			50歳代以上		
	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD
A 組織の安全姿勢	4678	4.240	0.727	5903	4.045	0.801	6645	4.162	0.757	8042	4.243	0.708
B 直属上司の姿勢	4692	4.145	0.785	5919	3.882	0.863	6667	3.985	0.813	8067	4.042	0.758
C 安全の職場内容差	4672	4.227	0.680	5888	4.009	0.733	6625	4.034	0.719	8011	4.068	0.710
D 安全配慮行動	4659	4.300	0.619	5886	4.069	0.674	6620	4.112	0.658	7990	4.138	0.649
E モラル	4680	3.765	0.734	5904	3.651	0.769	6651	3.815	0.743	8045	3.948	0.723
G 仲間意識	4695	4.127	0.782	5917	3.913	0.852	6662	3.996	0.809	8062	4.036	0.765
H 意思疎通	4683	3.904	0.784	5908	3.717	0.797	6654	3.838	0.781	8043	3.935	0.771
I 精神衛生	4690	3.251	0.956	5911	3.160	0.939	6662	3.415	0.926	8070	3.635	0.924
安全風土	4697	4.162	0.589	5922	3.949	0.650	6668	4.033	0.635	8073	4.092	0.618
職場モラル	4697	3.745	0.704	5920	3.588	0.721	6669	3.746	0.710	8076	3.874	0.697

従い、効果量 ω^2 については $\omega^2 > .01$ を効果量小、 $\omega^2 > .09$ を効果量中、 $\omega^2 > .25$ を効果量大として解釈する。

4.1 要約統計量

安全風土尺度の各要因について、年齢別の平均値や標準偏差は Table 2 の通りであった。まず各年代において平均値が 5 点中 4 点を超える要因が過半数に見られ、比較的高水準にあると言える。また全体的に 20 歳代以下が最も評定値が高く、30 歳代で最も低い値を示す傾向にある (Table 2)。

4.2 職位での比較

次に職位による年齢の影響の違いを検討するため、一般社員と管理職とに分けて年齢間の変動を検討した。このとき、管理職はすべて 30 歳代以上と回答していたため、30 歳代以上からの比較とした。分析には職位 (一般社員・管理職) と年齢 (30 歳代・40 歳代・50 歳代以上) とを独立変数、安全風土と職場モラルとを従属変数とする参加者間 2 要因分散分析を用いた (Figure 1)。

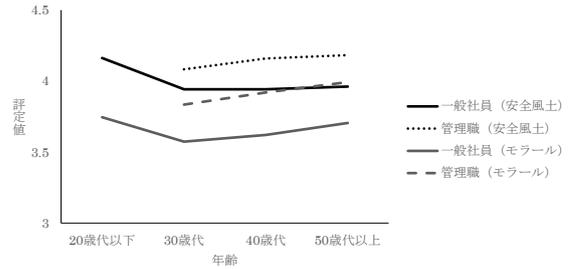


Figure 1. 安全風土評価に職位と年齢が与える影響

その結果、安全風土、職場モラルともに職位と年齢の主効果が認められ、職位に関しては一般社員よりも管理職の方が安全風土 ($F(1, 20468) = 199.976, p < .001, \omega^2 = .010$)、職場モラル ($F(1, 20650) = 345.539, p < .001, \omega^2 = .016$) の評定値が高いことが示された。また年齢についてそれぞれ Holm 法による多重比較を行ったところ、安全風土 ($F(1, 20468) = 5.956, p < .01, \omega^2 = .001$) では 30 歳代 ($M = 4.012, SD = 0.650$) よりも 50 歳代以上 ($M = 4.072, SD = 0.618$) の方が有意に高く ($p < .01$)、職場モラル ($F(1, 20650) = 36.990, p < .001, \omega^2 = .003$) では、30 歳代 ($M = 3.704, SD = 0.721$)、40 歳代 ($M = 3.770, SD = 0.710$)、50 歳代以上 ($M = 3.849, SD = 0.697$) の順に評定値が有意に高かった。ただし、職位、年齢ともに効果量は小さい。なお、有意な交互作用はいずれも認められなかった。

4.3 職務での比較

職務内容による年齢の影響の違いを検討するため、職種 (現場部門職・管理部門職)、業種 (電力会社・電力会社以外) の影響を検討した。なお、先ほどの職位間での差異を踏まえると、一般社員に比べて管理職の方が安全風土評定値が高いものの、年齢間で一般社員と管理職との人数

Table 3. 各比較における安全風土評価の要約統計量

		20歳代以下			30歳代			40歳代			50歳代以上			
		N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	
安全風土	職位	一般社員	4694	4.162	0.589	5584	3.941	0.651	3859	3.942	0.656	3303	3.962	0.651
		管理職	.	.	.	336	4.082	0.610	2807	4.159	0.583	4765	4.183	0.577
	職種	現場部門職	3683	4.181	0.580	3479	3.945	0.654	2761	3.957	0.638	2290	3.959	0.653
		管理部門職	1011	4.095	0.616	2105	3.936	0.647	1098	3.903	0.696	1013	3.968	0.649
	業種	電力	2573	4.197	0.561	2827	3.985	0.633	2236	4.004	0.600	1690	4.014	0.625
		電力以外	2121	4.121	0.619	2757	3.897	0.667	1623	3.855	0.716	1613	3.907	0.674
年度	2021年度	4694	4.162	0.589	5584	3.941	0.651	3859	3.942	0.656	3303	3.962	0.651	
	2012年度	4037	4.025	0.585	4284	3.877	0.644	2584	3.892	0.620	1251	3.894	0.652	
職場モラル	職位	一般社員	4694	3.745	0.704	5582	3.574	0.721	3859	3.620	0.720	3305	3.705	0.712
		管理職	.	.	.	336	3.834	0.676	2808	3.919	0.659	4766	3.993	0.661
	職種	現場部門職	3684	3.738	0.695	3478	3.538	0.718	2762	3.608	0.708	2291	3.677	0.700
		管理部門職	1010	3.769	0.735	2104	3.632	0.721	1097	3.651	0.748	1014	3.766	0.736
	業種	電力	2574	3.773	0.680	2826	3.614	0.719	2235	3.668	0.691	1690	3.738	0.700
		電力以外	2120	3.711	0.732	2756	3.532	0.720	1624	3.554	0.752	1615	3.670	0.724
年度	2021年度	4694	3.745	0.704	5582	3.574	0.721	3859	3.620	0.720	3305	3.705	0.712	
	2012年度	4037	3.726	0.667	4284	3.611	0.700	2584	3.618	0.674	1251	3.652	0.672	

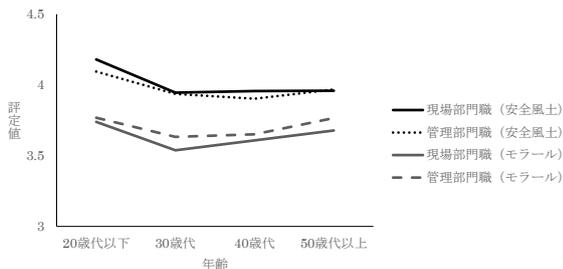


Figure 2. 安全風土評価に職種と年齢が与える影響

比率が異なり職位の影響の偏りが生じてしまう。そこでここでは一般社員のみを分析の対象とした (Figure 2)。

まず職種について、独立変数を職種 (現場部門職・管理部門職) と年齢 (20 歳代以下・30 歳代・40 歳代・50 歳代以上)、従属変数を安全風土と職場モラルとする参加者間 2 要因分散分析を行った。その結果、安全風土では職種 ($F(1, 17432) = 10.391, p < .01, \omega^2 = .000$)・年齢 ($F(3, 17432) = 78.631, p < .001, \omega^2 = .013$) の主効果が認められ、Holm 法による多重比較の結果、30 歳代 ($M = 3.940, SD = 0.651$)・40 歳代 ($M = 3.930, SD = 0.656$)・50 歳代以上 ($M = 3.963, SD = 0.651$) と比べて 20 歳代以下 ($M = 4.138, SD = 0.589$) で評定値が高いことが示された。また、交互作用 ($F(3, 17432) = 3.832, p < .01, \omega^2 = .001$) が認められ、20 歳代以下と 40 歳代では現場部門職よりも管理部門職の方が安全風土が有意に低いことが示された。ただし、職種の主効果や交互作用についてはいずれも効果量が十分でないと言える。

一方、職場モラルでは職種 ($F(1, 17432) = 27.255, p < .001, \omega^2 = .002$)・年齢 ($F(3, 17432) = 46.205, p < .001, \omega^2 = .008$) の主効果が認められ、Holm 法による多重比較の結果、20 歳代以下 ($M = 3.753, SD = 0.704$) から 30 歳代 ($M = 3.585, SD = 0.721$) で有意に評定値が下がり、40 歳代 ($M = 3.629, SD = 0.720$)、50 歳代以上 ($M = 3.722, SD = 0.712$) で評定値が上がっていく傾向が示された。ただし、有意な交互作用は認められず、主効果はいずれも効果量が小さいと言える。

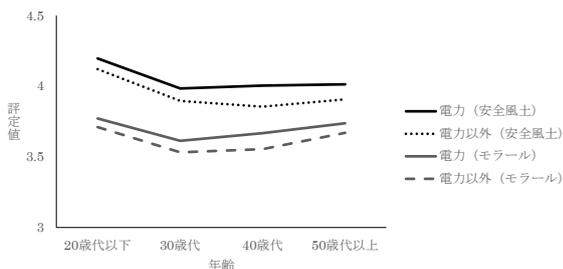


Figure 3. 安全風土評価に業種と年齢が与える影響

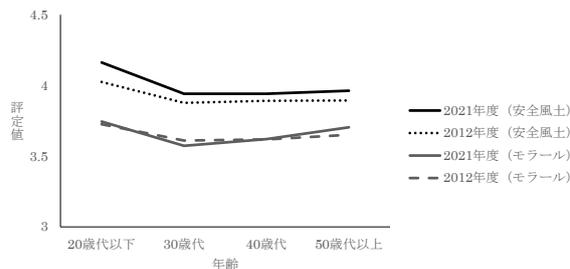


Figure 4. 安全風土評価に年度と年齢が与える影響

次に業種の影響を検討するため、独立変数を業種 (電力会社・電力会社以外) と年齢 (20 歳代以下・30 歳代・40 歳代・50 歳代以上)、従属変数を安全風土と職場モラルとする参加者間 2 要因分散分析を行った (Figure 3)。

その結果、安全風土、職場モラルともに業種 (安全風土: $F(1, 17432) = 114.228, p < .001, \omega^2 = .006$; 職場モラル: $F(1, 17432) = 53.914, p < .001, \omega^2 = .003$)・年齢 (安全風土: $F(3, 17432) = 133.041, p < .001, \omega^2 = .022$; 職場モラル: $F(3, 17432) = 57.171, p < .001, \omega^2 = .010$) の主効果が認められ、有意な交互作用は認められなかった (安全風土: $F(3, 17432) = 2.589, p < .10, \omega^2 = .000$; 職場モラル: $F(3, 17432) = 1.048, n.s., \omega^2 = .000$)。Holm 法による多重比較の結果、安全風土では 20 歳以下が他の年齢よりも評定値が有意に高く、職場モラルでは 30 歳代、40 歳代、50 歳代以上、20 歳代以下の順に評定値が高いことが示された。

4.4 世代の影響の検討

年齢間における評定値の違いが世代の影響によるものか年齢の影響によるものかを検討するため、2012 年度調査と 2021 年度調査とのデータを用いて比較を行った。具体的には独立変数を年度 (2021 年度・2012 年度) と年齢 (20 歳代以下・30 歳代・40 歳代・50 歳代以上)、従属変数を安全風土と職場モラルとする参加者間 2 要因分散分析を行った (Figure 4)。

まず安全風土については年度 ($F(1, 29588) = 98.040, p < .001, \omega^2 = .003$)・年齢 ($F(3, 29588) = 161.743, p < .001, \omega^2 = .016$) の主効果が認められ、Holm 法による多重比較の結果、30 歳代 ($M = 3.909, SD = 0.649$)、40 歳代 ($M = 3.917, SD = 0.642$)、50 歳代以上 ($M = 3.928, SD = 0.652$) に比べて 20 歳代以下 ($M = 4.094, SD = 0.591$) で評定値が高いことが示された。また有意な交互作用 ($F(3, 29588) = 7.765, p < .001, \omega^2 = .000$) が認められているものの、効果量は極めて小さい。

職場モラルでは年齢 ($F(3, 29588) = 70.722, p < .001, \omega^2 = .007$) の主効果が認められ、Holm 法による多重比較

の結果, 30 歳代 ($M = 3.592, SD = 0.711$), 40 歳代 ($M = 3.619, SD = 0.702$), 50 歳代以上 ($M = 3.678, SD = 0.702$), 20 歳代以下 ($M = 3.736, SD = 0.687$) の順に評定値が高かった. また有意な交互作用 ($F(3, 29588) = 4.476, p < .01, \omega^2 = .000$) が認められているものの, 効果量は極めて小さい.

5. 考察

本研究の目的は原子力関連産業従業員の職場の安全風土の評価に対する年齢の影響を検討すること, そしてその調整要因について検討を行うことであった. 安全風土と職場モラルについて検討を行ったところ, 安全風土では他の年齢に比べて 20 歳代以下の評定値が高い傾向にあった. 一方, 職場モラルについては 20 歳代以下での評定値が最も高く, 30 歳代で最も低くなり, 40 歳代, 50 歳代以上で評定値が高くなっていった. また年齢と安全風土評価との関係の調整要因として職位, 職種, 業種, 世代について検討を行ったものの, 十分な効果量の調整要因は示されなかった.

5.1 年齢が安全風土評価に与える影響

本研究の結果から, 日本国内の原子力関連産業一般においても安全風土の年齢差は認められることが示された. 日本国内の原子力発電所においても安全風土評価の年齢差が認められることは指摘されていたものの (福井, 2012), その研究では 1 つの企業を対象に検討が行われていた. 本研究では日本国内 32 社を対象を広げており, より一般化された対象においても年齢の効果が確認できている. 効果量は一貫して小さい値ではあるものの, 原子力発電所職員の研究 (e.g., 福井, 2012; Lee, 1998) や医療関係者への研究 (e.g., Glarcher et al., 2022) と同じく年齢の効果が確認できている. 安全風土については 20 歳代以下から 30 歳代までの間で安全風土評定が低くなり, その後上昇しないという傾向, 職場モラルについては 30 歳代で一度評定が下がった後, 年齢とともに評定が上昇している傾向であったが, 福井 (2012) では 40 歳代まで年齢とともに評定が低下するという近い傾向を示している. 少なくとも 20 歳代から 30 歳代にかけて安全風土評価が低下するという結果の信頼性は高まったと言えるだろう.

また, 本研究では 2021 年度での調査結果と 2012 年度での調査結果とを比較したものの, 年齢による影響には大きな差は認められていない. 仮に年齢による評定差が年齢そのもの (i.e., 20 歳代, 30 歳代, 40 歳代) ではなく, ある特定の社会事象を経験した世代 (i.e., 2000 年代生まれ,

1990 年代生まれ, 1980 年代生まれ) によるものなのであれば, 2021 年度での 30 歳代から 50 歳代以上の評定傾向は 2012 年度での 20 歳代以下から 40 歳代での評定傾向に近くなるはずである. しかし本研究の結果ではそのような傾向は認められていない. そのため世代による影響ではなく, 世代に関係なく存在する年齢による影響であると考えられる. 少なくともこれにより別の説明可能性を 1 つ排除することが出来たと言えるだろう.

ただし, 本研究から年齢の違いによって安全風土評定に違いは認められたものの, その傾向の一貫性については議論の余地がある. 本研究と同じように原子力発電所関係を対象とした研究の中では, 国内の電力会社 1 社を対象とした福井 (2012) の研究とは似た傾向が得られたものの, 他の研究では年齢が高いほど評定が高くなる (e.g., Lee, 1998; Lee & Harrison, 2000), もしくは 30 歳代までは低下し 40 歳代, 50 歳代とで評定値が上昇していく U 字型の関係が認められる (e.g., Lee & Harrison, 2000). 他の業種を含めれば, 消防士を対象とした研究 (Taylor et al., 2019) において年齢との負の関係が認められており近い傾向ではあるものの, 本研究と共通する要因は乏しい.

これまでの研究も含めて年齢と安全風土評定との関係は一貫性が認められない. この原因の 1 つに考えられるのは安全風土尺度の内容である. 安全風土とは「組織成員を安全の配慮や安全行動に導く組織環境であり, 従業員間で共有するその知覚を集約し測定可能にした特性を指す (e.g., 福井, 2012; Zohar, 1980)」と定義されるものの, 各研究において尋ねている安全風土の構成要素はそれぞれ異なる. 例えば Lee & Harrison (2000) では職務満足度や組織のリスクレベルなど多様な文脈で職場の安全風土を尋ねており, 全体的に 20 歳代から 30 歳代にかけて評定が低下し, その後年齢とともに上昇する傾向にはあるものの, それらすべての要因で傾向が一致している訳ではない. 例えば職務満足度や個人のリスク選択については年齢とともに評定が上昇する傾向を示している. このように安全風土に対する年齢の影響は安全風土のどの側面, どの因子かによって変わる可能性がある. 本研究では信頼性係数が十分高いことが確認されたため「組織の安全姿勢」「直属上司の姿勢」「安全の職場内啓発」「モラル」の 5 つを合わせて「安全風土」, 「仲間意識」, 「意思疎通」, 「精神衛生」の 3 つを合わせて「職場モラル」の 2 因子群で分析を行っているが, 下位 8 因子間で異なる傾向が示されることも考えられる. 分析の繰り返しによる第一種の過誤の可能性, また分析の複雑性の観点から本研究では避けたものの, それぞれの要因に分けた上で年齢との関係を検討する手法は考えられるだろう.

以上より、評定者の年齢によって安全風土評価が異なってくることは示されたものの、安全風土のこういった側面の評定なのかをさらに検討していくことが必要と考えられる。

5.2 調整要因の検証による年齢の影響プロセスの検討

以上の評定傾向を検討する上で、本研究では探索的に職位、職種、業種を調整要因として検討した。しかし、統計学上十分な効果量を持つ交互作用は認められず、年齢が安全風土評定に及ぼす影響を説明する心理プロセスは示唆されなかった。Lee & Harrison (2000) では職種と年齢の交互作用が一部の安全風土、態度で確認できてはいたものの、本研究では極めて小さい効果量でしか確認できていない。少なくとも本研究で取り上げた安全風土においては、職種によって年齢の影響が異なる過程は認められなかった。年齢と安全風土評定との関連を調整する要因の検討はほとんど行われておらず、あらためて検討を積み上げる必要があると言えるだろう。

一方、調整要因として用いた職位は主効果としては十分な効果量を有していた。つまり、一般社員に比べて管理職の方が安全風土を有意に高く評価していた。職位、地位が高いほど職場の安全風土を高く評価することはこれまでも示されており(e.g., 福井, 2012; Lee & Harrison, 2000; Parker et al., 2017; Rubin et al., 2020), 例えば Parker et al. (2017) では従業員とオーナー・マネージャー職とを比較した際、従業員よりもオーナー・マネージャー職の方が安全風土を高く評価していることを示している。高い職位が安全風土評価を高めるプロセスの1つには、職位が上がることで待遇や立場が良くなった結果、職務満足度が向上し、その波及効果により安全風土評定がポジティブになったという可能性が考えられる。この点は本研究の結果で言えば、職場モラルでの30歳代から50歳代以上での変化を説明する可能性があるだろう。本研究では職位の比較以外では職位の影響を排除するために一般社員（非管理職）のみを対象とした分析を行ってきた。しかし、同じく一般社員であったとしても立場の差、待遇の差は存在する。そしてそれは年齢に応じて上がる可能性は十分に考えられる。

では、20歳代以下から30歳代にかけての安全風土評定値の低下は何によってもたらされるものだろうか。例えば福井 (2012) では「若い世代では経験が浅いために現状を受け入れるものの、世代が高くなれば視野が広がることで期待水準が上がり、相対的に評定値が下がる」ことが原因

であると指摘している。また Lee (1998) では内集団を特徴づける規範に初めの5年ほどで同化していくことで安全に対する意識をポジティブに評価しなくなると予測している。これらの他にはダニング・クルーガー効果 (Dunning - Kruger effect; e.g., Kruger & Dunning, 1999; 高沢, 2017) による影響が考えられる。ダニング・クルーガー効果とはスキルが未熟であると自己の能力に対するメタ認知能力が十分でなく、そのために平均よりも高く評価してしまう認知バイアスを指す。これが安全風土への評定にも起きている可能性がある。つまり、仕事に就いたばかりで業務に慣れていない場合には安全に対する認知能力も育っておらず、「自身の職場は十分に安全である」と過剰に高く評定する可能性がある。そして30歳代以降、業務内容を理解しスキルが身につくときに正しい基準で職場に対する評価ができるため、相対的に30歳代以降で安全風土評定が下がると考えられる。これは年齢の違いによる影響ではなく勤続年数の違いによる影響という予測である。特に日本では終身雇用である例が多く、年齢の高低と勤続年数の高低が連動するケースが多いため、説明要因の1つとしてありうるだろう。

以上より、年齢の違いにより待遇や勤続年数、スキルの違いが生まれ、その結果として安全風土評定に変化が見られると推測される。ただし、Lee (1998) では同じ勤続年数内で比較した場合でも年齢が上がるほど安全風土評定がポジティブになることが示されている。さらなる検討は必要であろう。

5.3 限界と展望

本研究にはいくつかの課題点がある。まず、本研究では年齢による安全風土評価の違いを説明する上で有力な心理プロセスを示せなかった。これを解明すべく、さらなる調整要因、もしくは媒介要因を検討する必要がある。例えば Lee (1998) では年齢と同時に勤続年数について検討を行っており、勤続年数によっても安全風土への評価が変わることが示されている。本研究結果が年齢によるものか、勤続年数によるものなのかを示すうえでは検討すべきであろう。このほかにも年齢、もしくは勤続年数が増えることによって職場環境が変わったことが原因であるとするのであれば、個人の職場満足度や待遇、業務量などを同時に測定することが考えられる。

また、職場の安全風土評定のデータには階層性がある可能性が指摘されている (e.g., 藤田, 2018; 寺口, 2022)。データの階層性とは複数のデータ (i.e., 各従業員の安全風土評定値) が1つのグループ変数 (i.e., 各事業部) によ

ってまとめ、グループ変数内で相互に似通ったデータになるという特徴を持つことを指す。この安全風土評価の場合、同じ職場内の従業員については同じ組織・同じ職場について尋ねているため、各回答が似通った回答になりうる。こういった場合、グループ変数を考慮するマルチレベルアプローチを用いなければ評価が歪む場合がある(清水, 2014)。本研究では先行研究 (e.g., 福井, 2012; Lee & Harrison, 2000) から年齢と安全風土評価とが線形関係にないと予測される以上、モデルが過度に複雑になる。そのためにマルチレベルアプローチの使用は避けたものの、事業部を変量効果としたマルチレベルアプローチを用いれば、より正確な形で年齢と安全風土評価との関係を見ることが出来るだろう。

このマルチレベルアプローチを使う上で、集団レベルの特徴、つまり職場の特徴から検討することも可能である。こういった職務内容なのか、どれくらいの人数がいる職場なのか、こういった職場の特徴によって業務量やリスクが変わり、安全風土の評価が異なる可能性もあるだろう。さらに、本研究では十分な効果量は認められなかったものの、職種が調整要因として働くことも示されている。研究間で年齢と安全風土との関係が一貫しないことから、こういった集団レベルの調整要因が存在する可能性は十分に考えられるだろう。

最後に、世代の影響を検討する上で本研究では2012年度と2021年度との質問紙調査結果を比較した。しかし、2012年度調査は2011年の福島第一原子力発電所事故から1年しか経っていない時期の調査である。この事故が各原子力関連事業での安全風土評価に与えた影響は予測がつかず、比較として不適切であった可能性はある。この影響を回避するためにも2015年度と2024年度、2018年度と2027年度との調査結果を繰り返し比較していくことで、年齢と世代との影響について検討することが必要となってくるだろう。

以上より、年齢による影響を解明する上で、今後は調整要因のみならず媒介要因にも着目したマルチレベルアプローチなどのさらなる検討が必要であると考えられる。

5.4 結論

以上より、本研究から評価者の世代ではなく年齢によって、自身の職場への安全風土評価が異なってくることが示された。本研究内では一貫して20歳代以下が他の年齢よりも安全風土評価が高い傾向にはある。加えて職場モラルの側面については、30歳代で低下した後、年齢とともに評価が上昇する傾向にあった。ただし、他の研究との

一貫性にはいまだ乏しく、今回探索的に検討した職位や職務では年齢による違いを説明することが出来なかった。年齢によって待遇やスキルなどが異なる影響である可能性は示唆されるため、調整要因・媒介要因をさらに検討しつつ、安全風土についても様々な因子を多角的に検討していくことが必要であろう。今後の検討が待たれる。

謝辞

本研究は一般社団法人原子力安全推進協会 (JANSI) と各事業所のご協力のもとに実施できたものである。厚く感謝申し上げる。

引用文献

- 藤田 智博 (2018). 原子力産業の安全風土調査へのマルチレベル分析の適用 INSS Journal, 25, 17-24.
- 福井 宏和 (2012). 原子力発電所の安全風土に関する質問紙調査 集団力学, 29, 71-88.
- 原子力安全システム研究所 (編) (2019). 安全文化をつくる: 新たな行動の実践 日本電気協会新聞部
- Glarcher, M., Kaiser, K., Kutschar, P., & Nestler, N. (2022). Safety climate in hospitals: A cross-sectional study on the perspectives of nurses and midwives. *Journal of Nursing Management*, 30, 742–749.
- International Nuclear Safety Advisory Group (1991). *Safety culture*. (International Atomic Energy Agency, Series Ed.) *Safety Series*. No 75 - INSAG-4. Vienna: International Atomic Energy Agency (IAEA).
- Jiang, K., Tian, L., Yan, C., Li, Y., Fang, H., Peihang, S., et al. (2019). A cross-sectional survey on patient safety culture in secondary hospitals of Northeast China. *PLoS ONE* 14(3): e0213055.
- 河合 学 (2021). 安全志向的モチベーションと安全風土の関連についての考察 INSS Journal, 28, 11-16.
- Kruger, J. & Dunning, D. (1999). Unskilled and unaware of it: How difficulties in recognizing one's own incompetence lead to inflated self-assessments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1121-1134.
- 水元 篤・竹内 理 (2008). 研究論文における効果量の報告のために —基礎的概念と注意点— 英語教育研究, 31, 57-66.
- Lee, T. (1998). Assessment of safety culture at a nuclear reprocessing plant. *Work and Stress*, 12, 217–237.

- Lee, T. & Harrison, K. (2000). Assessing safety culture in nuclear power stations. *Safety Science*, 34, 61–97.
- 三隅 二不二 (1984). リーダーシップ行動の科学 改訂版
有斐閣
- Morrow, S. L., Koves, G. K., & Barnes, V. E. (2014). Exploring the relationship between safety culture and safety performance in U.S. nuclear power operations. *Safety Science*, 69, 37-47.
- Nahrgang, J. D., Morgeson, F. P., & Hofmann, D. A. (2011). Safety at work: A meta-analytic investigation of the link between job demands, job resources, burnout, engagement, and safety outcomes. *Journal of Applied Psychology*, 96, 71-94.
- Nævestad, T., Blom, J., & Phillips, R. O. (2020). Safety culture, safety management and accident risk in trucking companies. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 73, 325-347.
- 西田 豊 (2017). 安全風土と安全文化 - 概念, 測定と理論, 醸成について - INSS Journal, 24, 21-31.
- Parker, D. L., Yamin, S., Xi, M., Gordon, R., Most, I., & Stanley, R. (2017). Findings from the National Machine Guarding Program: Safety climate, hazard assessment, and safety leadership in small metal fabrication businesses. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 59, 1172-1179.
- Rubin, M., Giacomini, A., Allen, R., Turner, R., & Kelly, B. (2020). Identifying safety culture and safety climate variables that predict reported risk-taking among Australian coal miners: An exploratory longitudinal study. *Safety Science*, 123, 104564.
- 清水 裕士 (2014). 個人と集団のマルチレベル分析 ナカニシヤ出版.
- 高沢 佳司 (2017). 社会人基礎力の知覚, 社会的望ましさ, およびダニング・クルーガー効果 愛知学泉大学・短期大学紀要, 52, 17-26.
- Taylor, J. A., Davis, A. L., Shepler, L. J., Lee, J., Cannuscio, C., Zohar, D., & Resick, C. (2019). Development and validation of the fire service safety climate scale. *Safety Science*, 118, 126-144.
- 寺口 司 (2022). 原子力発電所の安全風土が事故件数に与える影響：一般化線形混合モデルによる検討 INSS Journal, 29, 39-48.
- Zohar, D. (1980). Safety climate in industrial organizations: Theoretical and applied implications. *Journal of Applied Psychology*, 65, 96-102.