

## II. 分担研究報告書

2024 年度厚生労働科学研究費（労働安全衛生総合研究事業）  
「ナッジ」等の行動経済学的アプローチによる労働災害防止の取り組み促進に資する研究  
分担研究報告書

加齢に伴う静的バランス機能と日常的な歩行習慣との関連

研究協力者 渡辺 一彦 産業医科大学 高年齢労働者産業保健研究センター  
研究協力者 津島 沙輝 産業医科大学 高年齢労働者産業保健研究センター  
研究協力者 廣橋 聰良 産業医科大学 高年齢労働者産業保健研究センター  
研究協力者 吉見 友弘 産業医科大学 高年齢労働者産業保健研究センター  
研究代表者 財津 將嘉 産業医科大学 高年齢労働者産業保健研究センター

**研究要旨**

【目的】静的バランスの指標である閉眼片脚立位時間における加齢に伴う短縮と、その短縮に対する日常的な歩行習慣の緩和効果を明らかにすることを目的とした。

【方法】本研究は、2017 年から 2019 年にかけて実施された健康診断および閉眼片脚立位時間のパネルデータを用いた縦断観察研究である。研究対象は、20 から 66 歳の輸送機械組立従事者 249 名（女性 7 名を含む）である。アウトカムは、30 秒を上限とした閉眼片脚立位時間とした。加齢に対する閉眼片脚立位時間の回帰係数（ $\beta$ ）および 95% 信頼区間（CI）は、個人のランダム切片を用いたマルチレベル線形回帰モデルにより交絡因子を調整し推定した。また、1 日 1 時間以上の歩行習慣の影響についても同様に推定した。

【結果】二次スプライン曲線により、年齢と閉眼片脚立位時間との間にほぼ直線的な関係が観察された。1 歳の加齢に伴い、閉眼片脚立位時間は有意に短縮する ( $\beta : -0.22$ 、95% CI :  $-0.31$ ,  $-0.14$ ) 一方で、歩行習慣は立位時間の低下を抑制する効果を示した ( $\beta : 1.76$ 、95% CI :  $0.49$ ,  $3.04$ )。

【結論】現役労働者における加齢に伴う静的バランス機能の低下は、日常的な歩行習慣によって緩和される可能性が示唆された。

**A. 研究目的**

日本においては、高齢者が労働力の重要な構成要素であり、高年齢労働者における労働災害の予防が急務となっている。なかでも転

倒は最も多い労働災害の型であり、年々増加傾向にある。休業 4 日以上の転倒災害発生件数は、30 歳以降から漸増することが報告されており [1]、中高年齢層における転倒リ

スクは、比較的若い段階から身体機能の維持・強化を図ることで軽減できる可能性がある。

職場における転倒予防対策は、これまで主に環境要因に焦点が当てられてきたが、個人要因、特に内的要因（運動機能や視覚機能の障害、身体的・精神的疾患、服薬状況など）や、障害増幅因子（筋力や体力、俊敏性、骨強度、内臓の耐久性など）についてはあまり注目されていない [2]（補足図 1）。

静的バランス機能は、個人レベルの内的転倒リスク因子であり、閉眼での片脚立位検査が静的バランス機能の評価法として広く用いられている [3]。この方法は、転倒リスク評価のスクリーニングとして再現性・精度とともに高く、横断研究では、加齢に伴って片脚立位時間が短縮する傾向が報告されている [4]。また、修正可能な行動因子の中では、歩行が静的バランス機能を改善する可能性が示唆されている [5]。しかし、片脚立位時間の経年変化を捉えた縦断研究は少なく、日常的な運動習慣、特に歩行習慣が静的バランス機能に与える影響は不明な点が多い。

そこで本研究は、閉眼片脚立位時間の加齢に伴う短縮と、日常的な歩行習慣がその短縮を緩和するのかどうかを明らかにすることを目的とした。

## B. 研究方法

### 1. 研究デザインおよび対象者

本縦断研究は、神奈川県に所在する公益財団法人神奈川県予防医学協会において実

施された、健康診断のデータを用いて行った。対象は、航空機および関連機械の製造業に従事する単一企業の輸送機械組立従事者 249 名（女性 7 名 [2.8%]）であり、年齢は 20 から 66 歳（平均 38.6 歳、標準偏差 10.4 歳）である。

対象者は、健康診断とともに、閉眼での片脚立位検査（以下、片脚立位検査）を追加で実施した。2017 年 6 月から 2019 年 7 月の期間中、249 名全員が少なくとも 1 回の片脚立位検査を行った。年齢、性、運動習慣に関する情報に欠損がある者は含まれておらず、全員が医師による健康診断を受診し、インフォームド・コンセントを取得した。

本研究はヘルシンキ宣言に準拠して実施され、産業医科大学倫理審査委員会の承認を受けて実施された（承認番号：R4-054）。

### 2. 閉眼片脚立位時間

片脚立位検査は、2017 年から 2019 年の各年に実施された。249 名のうち、66 名が 1 回、40 名が 2 回、143 名が 3 回の測定を受け、合計 575 件のデータ（2017 年：218 件、2018 年：183 件、2019 年：174 件）が得られた（補足表 1）。片脚立位検査は、参加者が選択した利き足を用いて、看護師の監視のもとで実施された。測定時には、両上肢を自由な肢位に保ち、非支持脚が床に接触しないように、閉眼状態を維持するよう指示した [6]。検査は 2 回繰り返し、より長く保持できた値を記録した。目標時間は 30 秒と設定し、30 秒間保持できた場合には 30 秒と記

録された。測定者は、デジタルストップウォッチを用い、非支持脚が床に触れるか、30秒が経過した時点で計測を終了した。

### 3. 年齢、歩行習慣および共変量

対象者の年齢は、各年の健康診断を受診した時点での値を用いた。歩行習慣については、「歩行や同等の身体活動を 1 日 1 時間以上行っていますか?」という質問（回答：はい/いいえ）を用いて評価した。

その他に、喫煙習慣（非喫煙、過去の喫煙、現在の喫煙）、飲酒習慣（なし、過去の飲酒、時々[週 3 日以下]、しばしば[週 4~5 日]、毎日[ほぼ毎日]）、体格指數を健康診断時に収集した。また、聴覚機能低下（1kHz または 4kHz における日常会話での異常所見）などを含めたすべての測定変数は補足表 2 に示す。

### 4. 統計解析

横断的な分析として、初回測定時に得られた 249 件のデータを用い、年齢と閉眼片脚立位時間の関係を二次スプライン曲線により可視化した。さらに、年齢階級別（10 歳刻み）に閉眼片脚立位時間の平均値を記述した。次に、縦断的分析として 3 年分の 575 件すべてのデータを用い、因果経路を次のように定義した：曝露因子として年齢、アウトカムとして閉眼片脚立位時間、交絡因子として性（モデル 1）。モデル 2 では、修正可能な行動因子（歩行習慣、喫煙習慣、飲酒習慣、体格指數）を媒介因子として追加した（補足

図 2）。

年齢および歩行習慣に対する閉眼片脚立位時間の推定は、2 階層のマルチレベル線形回帰モデルを用いて実施し、個々の閉眼片脚立位時間（レベル 1）が 249 名の個人（レベル 2）にネストされた構造とし、個人ごとのランダム切片を用いた。各変数に対する回帰係数（ $\beta$ ）および 95% 信頼区間を算出した。

感度分析として、3 年間すべての片脚立位検査を完了した 143 名に限定した分析、および男性に限定した解析を実施した。また、初回測定時に得られた 249 件のデータを用いた横断的解析や、すべての共変量を投入した線形回帰分析も実施した。

有意水準は  $\alpha = 0.05$  とし、P 値は両側検定で算出した。すべての解析は STATA/MP17 (StataCorp LLC, College Station, TX, USA) を用いて行った。

### C. 研究結果

表 1 に片脚立位時間の初回測定時の対象者の背景を示す。平均年齢（標準偏差）は 38.6 歳（10.4）、閉眼片脚立位時間は平均 25.2 秒（8.6）であった。全対象者のうち、日常的に歩行習慣があると回答した者は 65.5% であり、喫煙経験者は 52.6%、週に 4 日以上飲酒する者は 21.3% であった。高年齢層（40-66 歳）は、若年層（20-39 歳）と比較して片脚立位時間が短かった（補足表 S2）。初回測定時の横断的な分析では、閉眼片脚立位時間は年齢とともにほぼ直線的に減少した（図 1）。

575件の全てのデータを用いたマルチレベル線形回帰モデルによる縦断的解析では、年齢に伴う閉眼片脚立位時間の有意な短縮が認められた（表2）。性で調整したモデル1において、年齢と片脚立位時間との関連は $\beta = -0.29$ であり、1歳年齢が上昇するごとに0.29秒の短縮が観察された。さらに、歩行習慣、喫煙、飲酒、体格指数で調整したモデル2においても、有意な関連が持続し（ $\beta = -0.22$ ）、年齢を1歳重ねるごとに閉眼片脚立位時間が0.22秒短くなることが示された。一方で、日常的な歩行習慣は閉眼片脚立位時間の延長と有意に関連しており、モデル2では $\beta = 1.76$ であった（表2）。これらの結果は、日常的な歩行習慣を有する者では閉眼片脚立位時間が、平均して1.76秒長いことを示している。

感度解析においても、これらの解析結果と同様の傾向が確認され（表3）、さらに、飲酒習慣および聴覚機能低下は閉眼片脚立位時間の短縮と関連していた（補足表3）。

#### D. 考察

本研究では、日本の労働者コホートを用いた縦断的分析により、静的バランス機能の指標である閉眼片脚立位時間が、比較的若い年齢階級から直線的に短縮することを確認した。具体的には、年齢を1歳重ねるごとに、閉眼片脚立位時間は約0.2秒短縮していた。この結果は、就労中の転倒リスクの増加が、30歳代という早い段階から始まっている可能性を示唆している。また、日常的な

歩行習慣が、静的バランス機能の維持・向上に有益であることも明らかになった。特に注目すべきは、日常の歩行習慣による閉眼片脚立位時間の延長効果（約+2秒）が、加齢による低下効果（約-0.2秒）の約10倍であった点である。加齢に伴う身体機能の低下は自然な現象であるが、本研究は「歩行」という身近な習慣が静的バランス機能の改善に寄与得ることを初めて明らかにした。

これらの結果は、片脚立位時間や姿勢安定性が加齢とともに低下することが報告されているこれまでの研究結果と一致している[4, 6]。バランスの維持には、視覚、前庭感覚、体性感覚の3つの感覚系が重要であり、加齢に伴うこれらの感覚機能の低下が片脚立位時間の短縮に影響を与えるとされている。30～80歳の健康な男性を対象とした先行研究では、60歳代から姿勢安定性および感覚機能の低下が認められ、閉眼片脚立位時の身体の動搖は、30歳代と比較して40～50歳代でも有意に低下していた[7]。したがって、閉眼片脚立位テストは、就労世代における加齢による身体機能の変化を把握するうえで、有用な指標となりうる。

本研究で得られた、日常的な歩行習慣がバランス機能を改善しうるという知見は、特に高所からの転落事故が重大な労働災害につながりうる高所作業労働者にとって重要である。身体活動レベルが高いことが姿勢安定性の維持に寄与すること[8]、速歩が片脚立位バランス機能を改善することも[5]、本研究結果と一致する。さらに、閉眼片脚立位

時間の短縮は骨折とも関連していることから[9]、片脚立位バランスの評価は、重篤な労働災害のリスクが高い者をスクリーニングする手段として有用である可能性がある。

本研究にはいくつかの限界がある。第一に、サンプルサイズが小さく、特定の産業に限定されたデータであるため、一般化可能性には制限がある。第二に、転倒歴や労働災害に関する情報が得られていない。また、閉眼片脚立位時間の測定上限を30秒としたことにより天井効果の影響を受けた可能性がある。今後は、代替的な評価指標を用いた検証が求められる。第三に、高所作業に従事する健康な労働者はバランス機能が高い傾向にあり[10]、加齢による影響が過小評価された可能性がある。ただし、片脚立位検査は転倒リスクを示す有用な指標である[3]。第四に、運動やスポーツの種目およびその運動強度に関する情報は収集していない[11]。したがって、今後は静的バランス機能に影響を与える具体的な運動・スポーツ種目の特定が課題となる。一方で、本研究では、歩行という簡便で実践しやすい行動が静的バランスの維持に有効であることが示された。加えて、飲酒習慣や聴覚機能低下といった他の要因も静的バランス機能低下のリスク要因であることが明らかとなった。第五に、職業経験（勤続年数）[12]と姿勢安定性との関連は評価しておらず、今後の検討課題である。しかしながら、本研究結果は、静的バランス機能が、比較的若い段階から徐々に低下する傾向にあることを示した。

これらの限界はあるものの、本研究は、日本の労働者コホートを対象とし、縦断的分析により加齢によるバランス機能低下および歩行習慣によるそれらの予防効果を同時に明らかにした初めての研究である。本研究のような、定期健康診断時に得られた信頼性の高いデータを用いて、航空機等を製造する輸送機械組立従事者を対象とした同様の研究は限られている。

## E. 結論

労働者の静的バランス機能は比較的若い世代から直線的に短縮する傾向がある。その一方で、日常的な歩行習慣は、加齢に伴う職業性転倒リスクの軽減に寄与する有用な介入手段となり得ることが示唆された。これまでの日本における労働災害対策は、主に環境要因の改善に焦点を当ててきたが、今後はバランス機能を含む個人要因を介入の対象とすべきである。今後の研究では、自然環境を活用した介入法の検討[13, 14]および若年労働者に対する運動習慣の促進を通じた転倒予防戦略の構築が求められる。

## F. 研究発表

### 1. 論文発表

Watanabe K, Iizuka S, Kobayashi T,  
Tsushima S, Hirohashi S, Yoshimi T,  
Zaitsu M. Daily walking habits can  
mitigate age-related decline in static  
balance: a longitudinal study among  
aircraft assemblers. *Sci Rep.*

2025;15(1):2207. Published Jan 16, 2025.  
doi:10.1038/s41598-025-86514-w

## 2. 学会発表

渡辺 一彦, 飯塚 晶子, 津島 沙輝, 廣橋 聰良, 吉見 友弘, 財津 將嘉. 労働者の加齢に伴う閉眼片脚立位時間の短縮と歩行習慣の予防効果. 口演. 第 83 回日本公衆衛生学会総会. 札幌. 2024 年 10 月 29 日

## G. 知的財産権の出願・登録状況

### 1. 特許取得

なし

### 2. 実用新案登録

なし

### 3. その他

なし

## 文献

[1] 厚生労働省. 令和 5 年労働災害発生状況 の 分 析 等 .  
<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisaku-00001099504.pdf>.

[2] 川越 隆, 転倒災害の現状と対策, 日本転倒予防学会誌, 2019, 6 卷, 3 号, p. 9-14

[3] Blodgett, J. M. et al. One-legged balance performance and fall risk in mid and later life: Longitudinal evidence from a British birth cohort. Am. J. Prev. Med. 63, 997-1006 (2022).

[4] Springer, B. A., Marin, R., Cyhan,

T., Roberts, H. & Gill, N. W. Normative values for the unipedal stance test with eyes open and closed. J. Geriatr. Phys. Ther. 30, 8-15 (2007).

[5] Sun, W. et al. Effects of tai chi chuan and brisk walking exercise on balance ability in elderly women: A randomized controlled trial. Motor Control 23, 100-114 (2019).

[6] Bohannon, R. W., Larkin, P. A., Cook, A. C., Gear, J. & Singer, J. Decrease in timed balance test scores with aging. Phys. Ther. 64, 1067-1070 (1984).

[7] Illing, S., Choy, N. L., Nitz, J. & Nolan, M. Sensory system function and postural stability in men aged 30-80 years. Aging Male 13, 202-210 (2010).

[8] Prioli, A. C., Freitas Júnior, P. B. & Barela, J. A. Physical activity and postural control in the elderly: Coupling between visual information and body sway. Gerontology 51, 145-148 (2005).

[9] Lim, Y., Ha, J., Yoon, K. H., Baek, K. H. & Kang, M. I. Measures of physical performance as a predictor of fracture risk independent of BMD: The Chungju metabolic disease cohort study. Bone 145, 115878; 10.1016/j.bone.2021.115878 (2021).

[10] Cyma, M., Marcinia, K., Tomczak, M. & Stemplewski, R. Postural stability

and physical activity of workers working at height. *Am. J. Mens Health* 12, 1068-1073 (2018).

[11] Hahn, T., Foldspang, A., Vestergaard, E. & Ingemann-Hansen, T. One-leg standing balance and sports activity. *Scand. J. Med. Sci. Sports* 9, 15-18 (1999).

[12] Min, S. N., Kim, J. Y. & Parnianpour, M. The effects of safety handrails and the heights of scaffolds on the subjective and objective evaluation of postural stability and cardiovascular stress in novice and expert construction workers. *Appl. Ergon.* 43, 574-581 (2012).

[13] Sun, Y. et al. Association between urban green space and postpartum depression, and the role of physical activity: A retrospective cohort study in Southern California. *Lancet Reg Health Am* 21, 100462; 10.1016/j.lana.2023.100462 (2023).

[14] Garside, R., Lovell, R., Husk, K., Sowman, G. & Chapman, E. Nature prescribing. *BMJ* 383, 2745; 10.1136/bmj.p2745 (2023).

[30] Coventry, P. A. et al. Nature-based outdoor activities for mental and physical health: Systematic review and meta-analysis. *SSM Popul. Health* 16, 100934; 10.1016/j.ssmph.2021.100934

表 1. 研究対象者 249 名の背景

変数	N (%) または平均 (標準偏差)
閉眼片脚立位時間, 秒, 平均 (標準偏差)	25.2 (8.6)
女性	7 (2.8%)
年齢, 歳, 平均 (標準偏差)	38.6 (10.4)
歩行習慣	163 (65.5%)
喫煙習慣	
非喫煙者	118 (47.4%)
過去喫煙者	44 (17.7%)
現喫煙者	87 (34.9%)
飲酒習慣	
非飲酒者	61 (24.5%)
過去飲酒者	8 (3.2%)
時々 (週に 3 日以下)	127 (51.0%)
しばしば (週に 4, 5 日)	23 (9.2%)
ほとんど毎日	30 (12.1%)
体格指数, kg/m <sup>2</sup> , 平均 (標準偏差)	23.0 (3.6)

表2. マルチレベル線形回帰モデルを用いて推定した閉眼片脚立位時間に対する回帰係数および95%信頼区間

変数	回帰係数および95%信頼区間 <sup>a</sup>		
	Crude	Model 1 <sup>b</sup>	Model 2 <sup>c</sup>
年齢	-0.29 (-0.37, -0.21)	-0.29 (-0.37, -0.20)	-0.22 (-0.31, -0.14)
歩行習慣	<b>2.19 (0.88, 3.50)</b>		1.76 (0.49, 3.04)
女性	3.99 (-1.74, 9.72)	1.34 (-4.01, 6.69)	0.65 (-4.48, 5.79)
喫煙習慣（対 非喫煙者）			
過去喫煙者	<b>-3.60 (-6.15, -1.06)</b>		-1.10 (-3.52, 1.32)
現喫煙者	<b>-2.11 (-4.15, -0.06)</b>		-0.85 (-2.73, 1.04)
飲酒歴（対 非飲酒者）			
過去飲酒者	0.51 (-3.29, 4.31)		-0.55 (-4.15, 3.06)
時々（週に3日以下）	0.87 (-1.20, 2.93)		0.42 (-1.52, 2.37)
しばしば（週に4, 5日）	<b>-3.24 (-6.32, -0.16)</b>		-2.93 (-5.91, 0.05)
毎日（ほとんど毎日）	<b>-4.53 (-7.61, -1.45)</b>		-2.90 (-5.86, 0.06)
体格指数	<b>-0.46 (-0.71, -0.21)</b>		-0.31 (-0.54, -0.08)

<sup>a</sup> 回帰係数は二階層の線形回帰モデルを用いて推定した。全575件の閉眼片脚立位時間の縦断観察データ（レベル1）は、249名の個人（レベル2）にネストされ、個人にランダム切片を設定した。太字は P < 0.05 を示す。

<sup>b</sup> 性（交絡因子）で調整した。

<sup>c</sup> さらに、修正可能な行動因子（媒介因子）として、歩行習慣、喫煙習慣、飲酒習慣、体格指数を調整した。

表 3. 閉眼片脚立位時間における加齢に伴う短縮および日常的な歩行習慣の影響に関する感度分析

変数	回帰係数および95%信頼区間		
	Crude	Model 1 <sup>b</sup>	Model 2 <sup>c</sup>

片脚立位テストを3回測定した143人の対象者

年齢 <sup>a</sup>	<b>-0.28</b> (-0.39, -0.17)	<b>-0.27</b> (-0.38, -0.17)	-0.22 (-0.33, -0.11)
歩行習慣 <sup>a</sup>	<b>2.23</b> (0.75, 3.70)		<b>1.85</b> (0.39, 3.30)

242人の男性

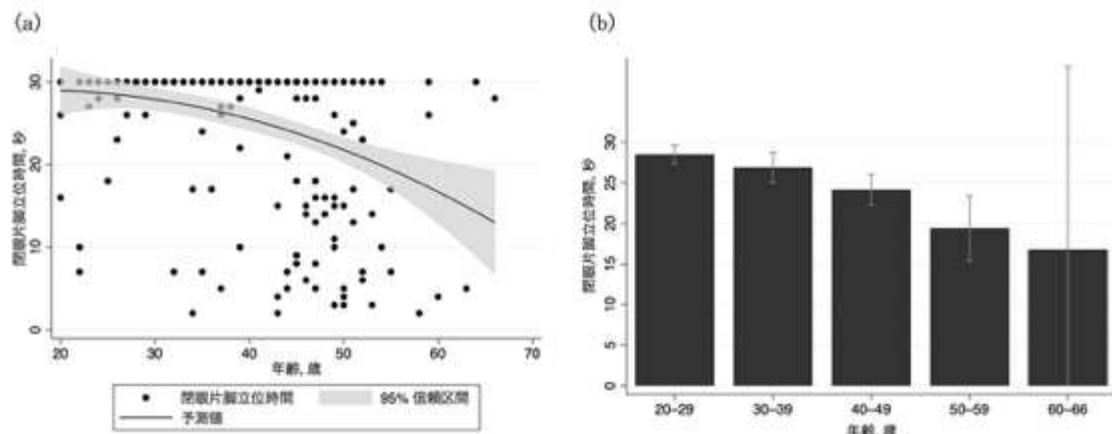
年齢 <sup>a</sup>	<b>-0.29</b> (-0.37, -0.20)	<b>-0.29</b> (-0.37, -0.20)	-0.22 (-0.31, -0.14)
歩行習慣 <sup>a</sup>	<b>2.26</b> (0.91, 3.60)		<b>1.80</b> (0.50, 3.11)

249件の初回測定時のデータを用いた横断的な回帰分析

年齢	<b>-0.29</b> (-0.38, -0.19)	<b>-0.28</b> (-0.38, -0.19)	-0.20 (-0.30, -0.10)
歩行習慣	<b>2.31</b> (0.07, 4.55)		1.33 (-0.72, 3.38)

<sup>a</sup> 回帰係数は二階層の線形回帰モデルを用いて推定した。閉眼片脚立位時間のデータ（レベル1）は、対象者（レベル2）にネストされており、個人ごとにランダム切片を設定した。太字は P < 0.05 を示す。<sup>b</sup> 性で調整した。<sup>c</sup> 歩行習慣、喫煙、飲酒、体格指数を追加調整した。

図 1. 249 名の輸送機械組立従事者のベースライン時における異なる年齢層での閉眼片脚立位時間の分布



(a) 各個人のデータポイントと年齢に応じた直線的な低下傾向を、散布図と二次スプライン曲線により示す。

30 秒の閉眼片脚立位保持を達成した対象者数は、20～29 歳で 51 名、30～39 歳で 47 名、40～49 歳で 59 名、50～59 歳で 12 名、60～66 歳で 1 名であった。

(b) 年齢階級 10 歳区分での平均閉眼片脚立位時間棒グラフで示す。

加齢に伴う閉眼片脚立位時間の短縮傾向を示した（傾向検定による P 値 <0.001）。各年齢階級の平均保持時間（標準偏差）は、20～29 歳（n=62）で 28.5（4.5）秒、30～39 歳（n=61）で 26.9（7.2）秒、40～49 歳（n=92）で 24.1（9.1）秒、50～59 歳（n=30）で 19.4（10.9）秒、60～66 歳（n=4）で 16.8（14.2）秒であった。グラフ中のエラーバーは 95% 信頼区間を示す。

補足表 1. 片脚立位テストの測定回数別・各年のデータ数

片脚立位テストの測定回数	合計	年		
		2017	2018	2019
1回 (66人 <sup>a)</sup>	66	47	1	18
2回 (40人 <sup>b)</sup>	80	28	39	13
3回 (143人 <sup>a)</sup>	429	143	143	143
<b>データ総数</b>	<b>575</b>	<b>218</b>	<b>183</b>	<b>174</b>

<sup>a</sup> 参加者数

<sup>b</sup> 2017年および2018年、2018年および2019年、2017年および2019年に片脚立位テストを測定した対象者数は、それぞれ27人、12人、および1人であった。

補足表 2. 年齢別の研究対象者の背景

変数	計	年齢カテゴリー		P 値 <sup>a</sup>
		20-39 歳	40-66 歳	
N	249	123	126	
閉眼片脚立位時間, 秒*	25.2 (8.6)	27.7 (6.0)	22.8 (9.9)	<0.001
女性	7 (2.8%)	7 (5.7%)	0 (0.0%)	0.007
年齢*	38.6 (10.4)	29.7 (5.7)	47.3 (5.2)	<0.001
歩行習慣	163 (65.5%)	85 (69.1%)	78 (61.9%)	0.232
喫煙歴				
非喫煙者	118 (47.4%)	66 (53.7%)	52 (41.3%)	0.045
過去喫煙者	44 (17.7%)	15 (12.2%)	29 (23.0%)	
現喫煙者	87 (34.9%)	42 (34.1%)	45 (35.7%)	
飲酒歴				
非飲酒者	61 (24.5%)	30 (24.4%)	31 (24.6%)	0.006
過去飲酒者	8 (3.2%)	7 (5.7%)	1 (0.8%)	
時々 (週に 3 日以下)	127 (51.0%)	69 (56.1%)	58 (46.0%)	
しばしば (週に 4, 5 日)	23 (9.2%)	10 (8.1%)	13 (10.3%)	
ほとんど毎日	30 (12.1%)	7 (5.7%)	23 (18.3%)	
体格指數, kg/m <sup>2</sup> *	23.0 (3.6)	22.4 (3.7)	23.7 (3.4)	0.002
体重, kg*	67.7 (11.0)	66.0 (11.9)	69.3 (9.8)	0.009
身長, cm*	171.5 (6.1)	171.7 (5.9)	171.3 (6.2)	0.605
聴覚機能低下	14 (5.6%)	0 (0.0%)	14 (11.1%)	<0.001
高血圧症	13 (5.2%)	1 (0.8%)	12 (9.5%)	0.002
糖尿病	2 (0.8%)	0 (0.0%)	2 (1.6%)	0.161
脂質異常症	13 (5.2%)	0 (0.0%)	13 (10.3%)	<0.001
握力, kg*	42.5 (6.2)	42.2 (6.5)	42.8 (5.9)	0.448
腹囲, cm*	n=174 83.3 (10.3)	n=48 82.0 (11.8)	n=126 83.8 (9.7)	0.309
ヘモグロビン A1c*	n=248 5.5 (0.4)	n=123 5.3 (0.3)	n=125 5.6 (0.5)	<0.001
血清クレアチニン値*	n=248 0.9 (0.1)	n=123 0.9 (0.1)	n=125 0.9 (0.1)	0.012

\* 平均値および標準偏差として示す。

<sup>a</sup> P 値は t 検定またはカイ二乗検定により推定した。<sup>b</sup> 聴覚機能低下は、日常会話または 1 kHz/4 kHz のいずれかで異常所見が認められた場合と定義した。<sup>c</sup> 握力は両側を測定し、いずれか高い方の値を解析に用いた。

補足表 3. 全ての共変量を投入したマルチレベルの線形回帰モデルによる感度分析 (n=248)

変数	回帰係数および95%信頼区間 <sup>a</sup>		
	Crude	性と年齢を調整	全変数を投入
年齢	-0.28 (-0.36, -0.20)	-0.28 (-0.36, -0.19)	-0.19 (-0.28, -0.10)
歩行習慣	<b>2.11 (0.79, 3.42)</b>		<b>1.62 (0.35, 2.90)</b>
女性	3.91 (-1.75, 9.57)	1.38 (-3.94, 6.70)	1.68 (-3.81, 7.17)
喫煙習慣（対 非喫煙者）			
過去喫煙者	<b>-3.57 (-6.09, -1.05)</b>		-0.99 (-3.36, 1.38)
現喫煙者	-1.91 (-3.94, 0.12)		-0.63 (-2.51, 1.24)
飲酒歴（対 非飲酒者）			
過去飲酒者	0.52 (-3.27, 4.31)		-0.32 (-3.93, 3.29)
時々（週に3日以下）	0.87 (-1.18, 2.93)		0.35 (-1.57, 2.27)
しばしば（週に4, 5日）	<b>-3.22 (-6.29, -0.15)</b>		<b>-3.28 (-6.25, -0.30)</b>
毎日（ほとんど毎日）	<b>-4.05 (-7.15, -0.95)</b>		<b>-3.05 (-6.03, -0.07)</b>
体格指数	-0.48 (-0.73, -0.23)		-0.36 (-0.60, -0.12)
聴覚機能低下	<b>-4.90 (-8.00, -1.80)</b>		<b>-3.36 (-6.32, -0.40)</b>
高血圧症	-2.92 (-6.80, 0.95)		1.39 (-2.24, 5.02)
糖尿病	-1.59 (-8.09, 4.91)		-0.32 (-6.89, 6.25)
脂質異常症	<b>-3.79 (-6.97, -0.61)</b>		<b>-2.32 (-5.51, 0.87)</b>
握力	-0.02 (-0.15, 0.11)		0.05 (-0.08, 0.19)
ヘモグロビン A1c	-0.96 (-2.70, 0.78)		0.59 (-1.23, 2.41)
血清クレアチニン	-0.64 (-8.03, 6.75)		1.02 (-6.08, 8.13)

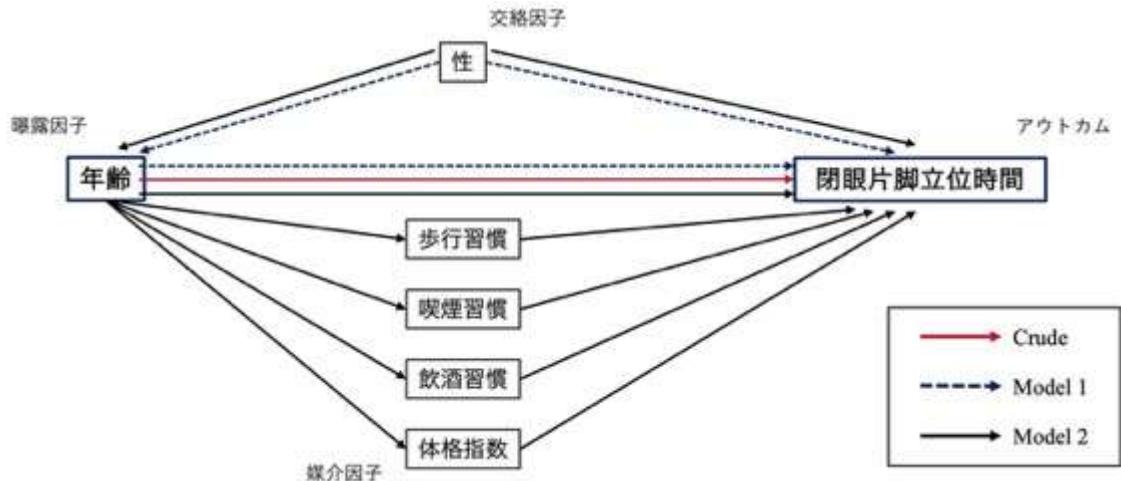
<sup>a</sup> 全ての共変量が揃っていた 248 名の参加者から得られた合計 573 件のデータを用いて、二階層のマルチレベル線形回帰モデルを実施した。閉眼片脚立位時間のデータ（レベル 1）は個人（レベル 2）にネストされ、個人ごとにランダム切片を設定した。太字は P < 0.05 を示す。

補足図 1. 職場での転倒労働災害における 4 つのリスク因子

転倒災害のリスク要因			
環境要因		個人要因	
社会管理的要因	外的要因	内的要因	障害増幅要因
整理・整頓 焦り・規則違反 職場風土	床面摩擦 凹凸・段差 手すり、照明 通路幅	運動機能低下 視覚機能低下 身体・精神的疾患 服薬状況 その他	身体強度・耐性 回避能力（敏捷性） 骨強度 内臓耐性

引用：川越 隆, 転倒災害の現状と対策, 日本転倒予防学会誌, 2019, 6 卷, 3 号, p. 9-14. (著者により引用改変して作図)

補足図 2. 因果経路



回帰分析における因果経路を以下のように定義した:年齢を曝露因子、閉眼片脚立位時間をアウトカム、性を交絡因子（モデル1）。モデル2では、日常的な歩行習慣、喫煙習慣、飲酒習慣、体格指數といった修正可能な行動因子を媒介変数として追加した。