特　集

健康格差社会と転倒予防

近藤　克則

千葉大学予防医学センター社会予防医学研究部門
国立長寿医療研究センター老年学・社会科学研究センター老年学評価研究部

要　旨

「健康日本 21（第 2 次）」で「健康格差の縮小」が政策目標になった。転倒やその関連要因における健康格差を紹介し，環境への介入による対策の可能性を示したい。

健康格差とは，「地域や社会経済状況の違いによる集団間の健康状態の差」のことである。転倒についても，都市に比べて農村，高所得・高学歴者に比べて低所得・低学歴者に多いという健康格差がある。その生成プロセスは，地域レベルの因子や社会階層，社会参加，ネットワーク・サポートなどの社会経済的因子が，うつや歩行量などに影響を及ぼし，それらが転倒を増減するものである。

社会参加を促す地域介入を試みると，社会参加は増え，参加群で認定率が低かった。今後，どのような環境への介入で，人々の行動がどのように変わり，健康指標まで改善するのかを検証し，効果的なゼロ次予防策を蓄積していく必要がある。

キーワード　健康格差社会　健康の社会的決定要因　環境要因　社会参加　ゼロ次予防

Ⅰ　はじめに

日本が「健康格差社会」[1] であることが徐々に浸透し，NHK スペシャルで「健康格差」が取り上げられるなど広く認知されるようになった。そして「健康日本 21（第 2 次）」[2] では，「健康格差の縮小」が政策目標になった。しかし，健康格差が転倒者割合にまでみられること，身体機能のみならず社会環境要因も転倒のリスクであること，社会環境要因から転倒に至るプロセス，そしてそれらに対して，どのような対策があり得るのかという論議がさほど深まっているようにはみえない。

そこで小論では，拙著『健康格差社会への処方箋』（医学書院，2017）[3] などをもとに，転倒やその関連要因に関する地域間の健康格差やその生成メカニズムを紹介し，環境への介入による転倒予防対策の可能性を考えたい。

Ⅱ　健康格差社会とは何か―転倒が多いまちがある

健康格差とは，「地域や社会経済状況の違いによる集団間の健康状態の差」[2] のことである。転倒についても，2 ～ 4 倍の地域間格差があることが分かってきた。

われわれは，要介護認定を受けていない 65 歳以上の高齢者を対象にした自記式調査による日本老年学的評価研究（Japan Gerontological Evaluation Study，JAGES）[4] に取り組んでいる。その中では「過去 1 年間に転んだ経験はありますか」と尋ね，「何度もある」「1 度ある」「ない」の 3 つの選択肢から回答してもらっている [5]。

まず同じ A 県内の 7 つの市町間（n = 8,943 人）で比較してみると，転倒が「何度もある」と回答した者の割合（以下，転倒者割合）は，8.3（8.0 ～ 10.1）％であった。ロジスティック回帰分析で，転倒と関連する 26 変数（年齢・性別の 2 変数，疾患・ADL など 14 変数，歩

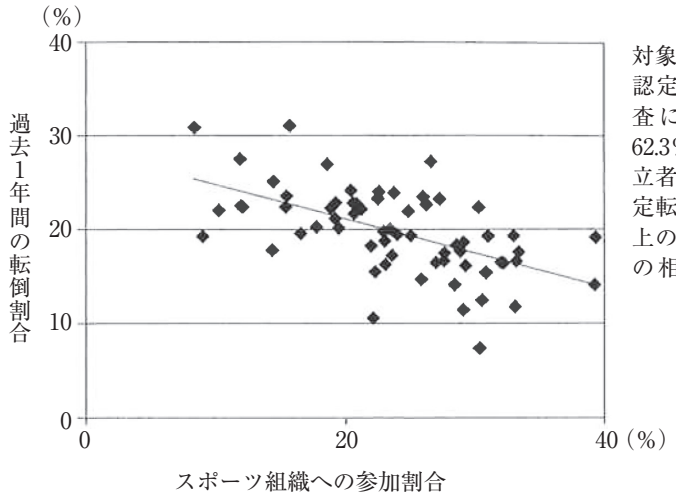
連絡先：千葉大学予防医学センター社会予防医学研究部門　近藤克則
〒 260-8670　千葉県千葉市中央区亥鼻 1-8-1（医学部本館）
TEL：043-226-2016　　E-mail：kkondo@chiba-u.jp
受付日：2019. 4. 8　　受理日：2019. 4. 8

行・運動の 2 変数，心理・社会的要因 4 変数，環境因子 4 変数）を調整しても，3 割以上（オッズ比 0.673）転倒が少ない市町があった[6]。

過去 1 年間の転倒が「何度もある」「1 度ある」と回答した人の割合を 9 市町の 64 小学校区間（n = 16,102 人）で比較すると，転倒者割合における地域間の健康格差は拡大した（図 1 縦軸）[7]。小学校区間の人口高齢化の違いの影響を除くために，前期高齢者でかつ，転倒リスクである「ADL 低下」や「うつ」がない者に限定しても，転倒者割合は小学校区間で 7.4 ～ 31.1 %と 4 倍以上の差があった。どのような地域に多いのか，関連要因を探ってみると中・高所得が少ない地域（Spearman 順位相関係数 = − 0.54），高学歴者が少ない地域（− 0.41）ほど転倒者割合は有意に高かった。またスポーツグループへの参加割合（図 1 横軸）との関連を検討すると，それが高い小学校区ほど転倒者割合が有意に少なかった（− 0.60）。転倒においても，このような地域間や社会経済的に異なる集団間に健康格差が認められる。

Ⅲ　個人レベルにおける健康格差と関連要因

図 1 は地域相関分析なので，個人レベルでも必ずしも同じ関連がみられるとは限らない。そこで，個人レベルを分析単位として，多変量解析をした結果を図 2[8] に示す。対象は，全国 31 市町村の高齢者のうち，要介護認定を受けておらず，かつ日常生活動作自立者で，分析に用いたデータに欠損のない 90,610 人で，年齢や性



対象：6 保険者（9 市町）の要介護認定を受けていない人で，郵送調査に回答した 29,117 人（回答率 62.3%）のうち 65～74 歳，ADL 自立者，うつなしの者 16,102 人に限定転倒率：7.4 ～ 31.1 %と 4 倍以上の差スポーツ組織参加率と負の相関（− 0.60）

注：小学校区（n=64）の前期高齢者における割合

図 1　過去 1 年間の転倒割合とスポーツ組織への参加（週 1 回以上）割合との関係

林尊弘・近藤克則ほか，厚生の指標 61（7）：2014, p.4

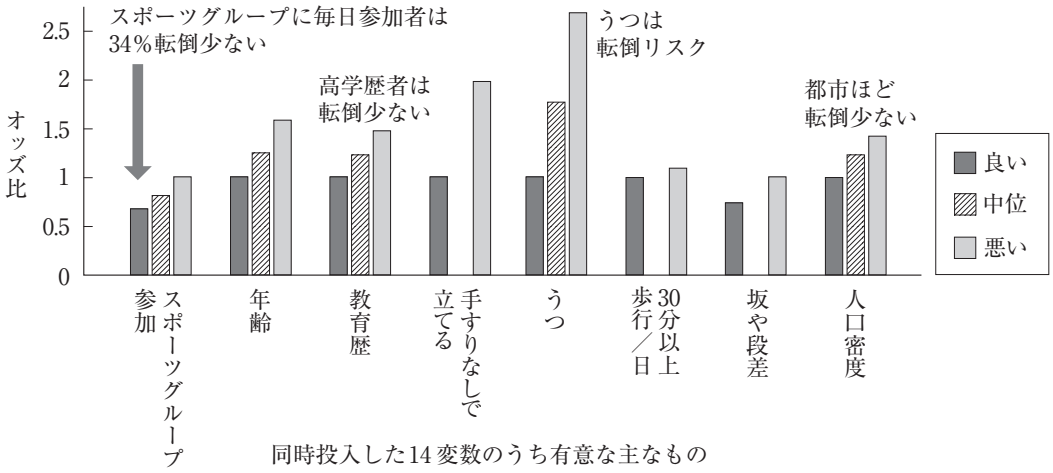
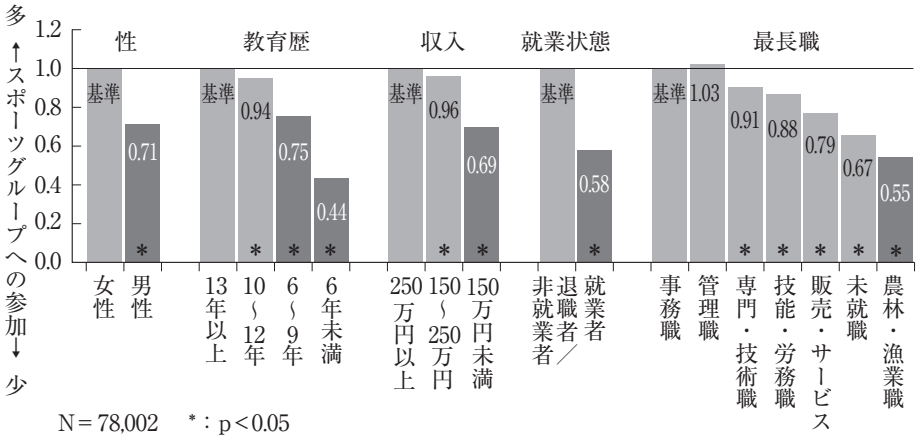


図 2　転倒の主なリスク因子

Hayashi T, Kondo K, Suzuki K, Yamada M, Matsumoto D：Factors Associated with Falls in Community-Dwelling Older People with Focus on Participation in Sport Organizations：The Japan Gerontological Evaluation Study Project,“BioMed Research International 2014 ; 2014 : 537614. doi : 10.1155/2014/537614. Epub 2014 May 13. から作成



出所：JAGES Press Release No : 065-15-10. https : //www. jages.net/pressroom

図3　スポーツグループ参加と社会経済的要因

Yamakita M, Kanamori S, Kondo N, Kondo K. Correlates of Regular Participation in Sports Groups among Japanese Older Adults : JAGES Cross-Sectional Study. PLoS One. 10 : e0141638. 2015. doi : 10.1371/journal. pone. 0141638. PMID : 26512895から作成

別，社会経済的地位（教育年数，等価所得），身体機能（歩行時間や外出時間など），周辺環境など計14変数を説明変数とするロジスティック回帰分析を行った。その結果，スポーツグループに参加していない者に比べ，スポーツグループ参加者では，参加頻度が増えるにつれて転倒経験が「何度もある」のオッズ比が小さくなっていた（週1回程度：オッズ比 0.82，週2～3回程度：0.81，ほとんど毎日：0.67）。

このようにスポーツグループへの参加は転倒リスクを抑制するが，どのような人でスポーツグループ参加割合は高いのか。要介護認定を受けていない78,002人の高齢者を対象に出現割合比（Prevalence Ratio：PR）を求めた（図3）[9]。すると，教育年数が短い者，低所得者，就業者，最長職が農林・漁業職で有意に低かった。つまり，社会経済的な集団間には，スポーツグループへの参加など健康に望ましい行動における格差もみられることが分かる。

Ⅳ　環境要因と転倒

紹介したような個人レベルの転倒関連要因に着目した分析では見落とされがちな要因がある。それは環境要因である。例えば，図2をみると，人口密度の高低で3つに分けた都市的地域に比べ農村的地域では転倒者割合が高い。これを図3で示したように農林・漁業職という個人属性だけが原因であると解釈してしまいがちである。しかし，その人の職業に依らず，暮らしている農村的な地域環境要因や地域の持つ性質によってもたらされている面もある。

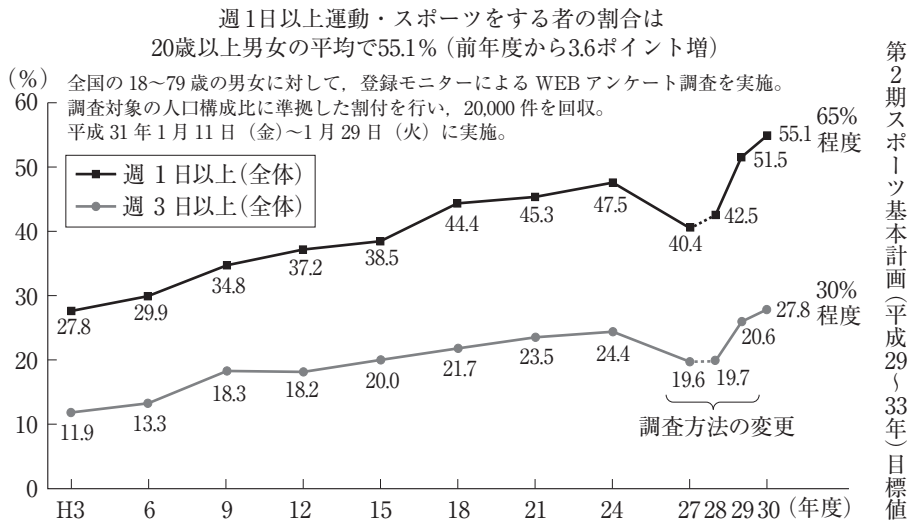
例えば，転倒予防に有効な運動・スポーツの実施頻度は，公園の近くに住む人ではおよそ2割多い[10]など，暮らしている環境の影響を受けている。また図4[11]に示すように，30年ほどの間に，運動・スポーツを週3日以上する人の割合は3倍近くに増えている。これほどの差は，この30年間に運動好きな遺伝子などを持つ個人が3倍に増えたというよりは，社会環境の変化の影響を受けたとみるほうが自然だろう。

スポーツグループに参加している人が多い地域で転倒が少ないという現象も，スポーツをしている個人が多いからという面以外に，スポーツグループに参加している人が多い地域がもつ性質による波及効果があることが分かってきている。個人レベルと地域環境レベルの両方の独立した関連を検証するマルチレベル分析をしてみると，その人自身がスポーツグループに参加しているか否かに関わらず，スポーツグループに参加する人が多い地域では，うつと判定される人の割合が少ないことが横断分析[12]のみならず縦断分析[13]でも確認された。プロスポーツやワールドカップなどでも，本拠地・母国での試合のほうが，アウェー（遠征地）での試合よりも，同じ選手（たち）であるにも関わらず，存分に力を発揮できるのは，声援・環境の影響だろう。

つまり，転倒リスクにも，個人の持つ属性というミクロの要因に加えて，暮らしている環境というマクロの要因も関与しているとみることができる。

Ⅴ　社会・環境要因から転倒に至るプロセス

数多くの横断および縦断研究を重ね，図5[1]に示すような関連やプロセスがあることを検証してきた[4]。左手にある都市的/農村的環境や，所得格差の大きさ，ソー



出典：「体力・スポーツに関する世論調査（平成24年度まで）および「東京オリンピック・パラリンピックに関する世論調査（平成27年度）」，「スポーツの実施状況に関する世論調査（平成28年度から）」

出所：スポーツ庁：平成30年度「スポーツの実施状況等に関する世論調査」の概要について
http : //www. mext. go. jp/sports/b_menu/shingi/001_index/bunkabukai002/shiryo/__icsFiles/afieldfile/2019/04/03/1414971_02.pdf

図4　運動・スポーツ実施率は増加

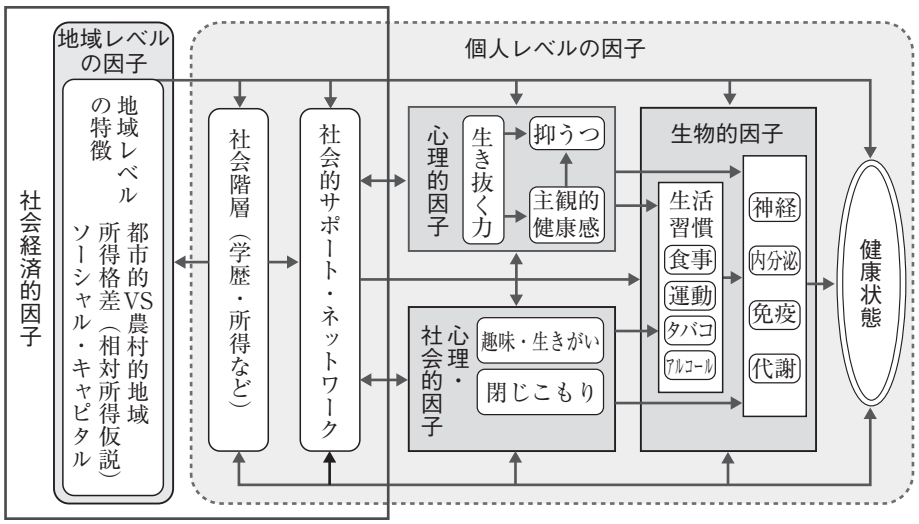


図5　社会・環境要因から健康に至るプロセス

近藤克則．健康格差社会－何が心と健康を蝕むのか．医学書院，2005, p28.

シャル・キャピタル（人々のつながり）の豊かさなど地域レベルの社会経済的因子から，学歴や所得などの社会階層，社会参加とそこから得られる社会的サポート・ネットワーク，うつなどの心理的因子や趣味・生きがいなど外出目的や機会の多さなどを通じて，歩行量や運動習慣に影響を及ぼし，それらが転倒を増減するというプロセスである。一例を加えれば，同じ運動でも，一人でしている人よりもグループで運動している人のほうが，転倒リスクが25％（オッズ比0.75）も低い[14]。つまり，健康（行動）や転倒を，個人の行動（選択）によってのみ規定されているという個人主義的な健康観を超えて，地域環境や社会経済的要因，人間関係や社会参加のしやすさの影響も受けているという生態学的な健康観，言い換えれば「木だけでなく森を見る」健康観が必要である。

Ⅵ　なぜ転倒予防教室は見直しを迫られたのか？

2006年の介護保険法改正により予防重視型システムへの転換が図られ，転倒予防教室などの介護予防事業が全国で取り組まれた。そこでは要支援・要介護に陥るリスクの高い特定高齢者を基本チェックリストなどで選別し，介護予防教室の対象とする二次予防事業が中心であった。しかし，それはうまく行かず，2015年度から

住民主体の通いの場を増やすなど「地域づくりによる介護予防」へと見直された。

その理由は，以下のように説明できる。ハイリスク戦略による二次予防事業がうまく機能するには，少なくとも次の 4 条件が必要である[3]。①リスクが比較的少数の特定の異常者に限ってみられ，②ハイリスク者を見つける方法が確立し，③ほとんどのハイリスク者に対する長期間にわたり有効な治療法も確立しており，④それが現実的にほとんどの人に提供可能な場合である。それに対し，介護予防事業の対象者を早期発見する基本チェックリストは開発され妥当性も検証されたものの，2014 年時点の高齢者人口約 3,200 万人のうち，基本チェックリストを送付されたのは約半数で，回答者のうちハイリスク者該当率は 3 割にのぼり 300 万人を超えた。これには約 3 割の無回答者や基本チェックリストを送付していない 1,500 万人の中のハイリスク者は含まれていない。これでは条件①，②を満たしているとは言いがたい。またハイリスク者と判定された人たちを誘っても多くはプログラムに参加せず，目標に掲げられた高齢者人口の 5 % に対し 0.8 % に留まった。さらに 2007 年までの転倒予防プログラムの効果を検証した 19 編の無作為化対照比較試験（RCT）をシステマティックレビューとメタ分析した Gates ら[15]によれば，介入群の転倒リスクは 1 割抑えられていたが，統計学的には有意でなかったという。参加して身体機能が向上しても 3 か月間などのプログラムが終了した後に再び機能が低下することが指摘された。つまり 2006 年度から導入された二次予防事業には，①〜④の 4 条件すべてにおいて限界があることが明らかになってきた。

言い換えれば個人の身体機能など生物医学的な側面のみに着目したハイリスク戦略偏重の限界が明らかになった。そのために，国際生活機能分類（ICF）の「心身機能」だけでなく，「活動」や「参加」，「環境因子」も視野に入れる，より包括的・生態学的なアプローチの重要性が再認識された。また介護予防教室終了後に継続参加できる「通いの場」づくりなど，ポピュレーション戦略による「転倒が少ない地域づくり」を志向した介護予防事業へと見直しが図られたことを意味する。

Ⅶ　地域づくりによる介護予防とはどのようなものか

筆者が「健康格差社会」（2005）[1] を出版したのは，予防重視システムが導入された 2006 年の前年のことであった。出版前に，導入される介護予防事業がハイリスク戦略による二次予防事業偏重だと分かってきたので，同書の p18 に，ハイリスク戦略の取り組みだけでは「期待したほどにはうまく行かないことが明らかになり，戦略を見直すときがいずれ来る」と書いた。

その時，見直す方向は，ハイリスクな個人の生物医学的要因にのみ介入する戦略でなく，地域レベルの環境要因も含めた社会的要因にアプローチするポピュレーション戦略だろうと推論できた。それには，どのようなアプローチがあって，果たして介護予防効果はあるのか。それを確かめるには，実際に地域介入をして検証する必要があった。

そこで愛知県武豊町（人口約 4 万人）において，町と共同して，高齢者が集まり，楽しみ，交流できる「憩いのサロン」を開設する地域介入研究に取り組んできた[3) 16) 17)]。住民ボランティアを募って企画を考えてもらったところ，健康体操に限らず，手工芸や音楽演奏などの趣味活動や，運動会などの季節行事，保育園児や大学生との交流まで，多彩なメニューを考え，参加型の活動を運営してくれた。そこで，高齢者が歩いて参加できるよう「憩いのサロン」を町のあちこちに作り，すべての高齢者が社会参加しやすい環境づくりをめざした。町は運営費や広報などの側面で支援をし，研究者は相談に乗るとともに評価を担当した[18]。

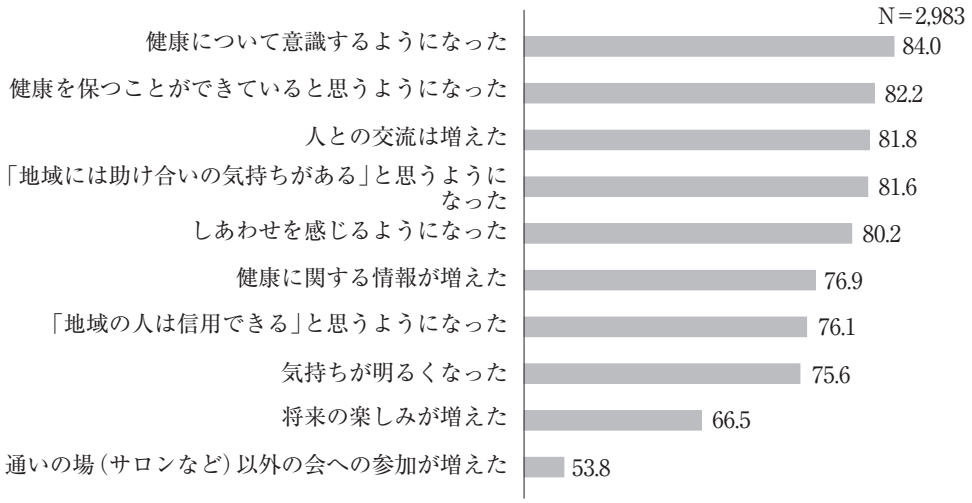
プロセス評価として，参加者に調査をしてみると，うつの予防をはじめ健康によいと分かっている社会的サポートの授受が増えたと回答する人がサロン参加者の 35.0 〜 87.5 % おり[19) 20)]，健康情報の授受の場にもなっていた[21]。また非参加群に比べ参加群には，新たにスポーツの会などに参加を始めた者が多かった[22]。

武豊町以外を含む JAGES 参加 7 市町の通いの場 109 か所を利用している 2,983 人（回収率 90.3 %）の回答（図 6）によると，「しあわせを感じるようになった」が 80.2 %，「気持ちが明るくなった」が 75.6 %，「通いの場（サロンなど）以外の会への参加増えた」が 53.8 % など，心理社会的な変化や波及効果が珍しくない。

うつの抑制効果は，非専門職のピアサポートによっても認められるというメタ分析[23]もあるので，通いの場への参加群では，うつの軽減なども期待できる。

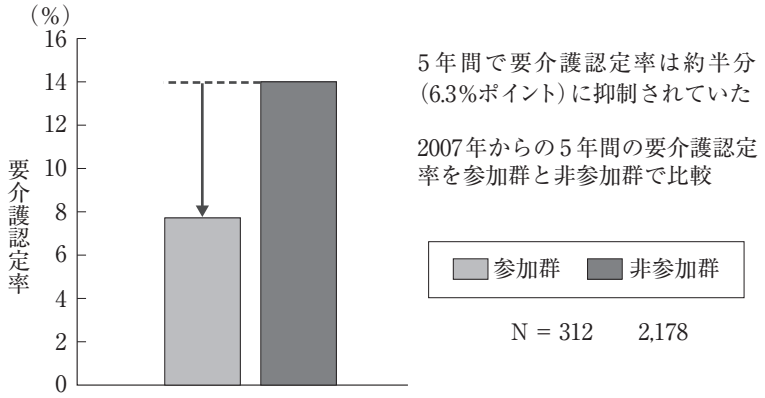
参加すると楽しいからと，ボランティアとして参加する人が徐々に増えて 300 人を超え，サロンの数も現在 13 か所まで増えている。武豊町のサロンは，1 か所 1 回あたりの参加者が平均でも 60 人を超えるのが特徴である。一般参加者数も増えて，今では町の高齢者の 1 割が参加するようになった。

環境への介入によるポピュレーション戦略を意図した地域介入研究によって，高齢者の社会参加を増やすことができること，また，期待された「健康に望ましい変



JAGES 参加 7 市町の通いの場 109 か所の参加者 3,305 人のうち 2,983 人（回収率 90.3％）
※通いの場参加後の心理社会的変化の設問 10 項目に対し，「はい」と回答した者の場合

図 6　通いの場参加後の心理社会的な変化
厚生労働科学研究費補助金（H27－認知症－一般001）平成 28 年度総括・分担研究報告書，p56.



Hikichi, H., Kondo, N., Kondo, K., Aida, J., Takeda, T., & Kawachi, I. Effect of community intervention program promoting social interactions on functional disability prevention for older adults：propensity score matching and instrumental variable analyses, JAGES Taketoyo study. Journal of Epidemiology and CommunityHealth（doi : 10.1136/jech-2014-205345）から作成
武豊プロジェクト

図 7　サロン参加群で要介護認定率は半減

化」が観察されることを確認できた。

Ⅷ　介護予防効果はあるか

武豊町での介入前の健康状態をサロン参加群と非参加群で比べると，参加群に，より健康な人が多かった。つまり単純に参加群と非参加群の数年後の健康状態を比べて，参加群がよかったとしても，参加による効果でなく，参加前の健康状態が優れていたことによる可能性を否定できない。

参加群の特徴を調べてみると，サロンの開催場所の近くに住んでいる者ほど参加率が高かった。つまり，たまたまサロンが近くにできた人たちが参加群，遠くに住んで居る人たちが非参加群に無作為に振り分けられていることが分かった。そこで，参加者の住まいの町丁字からサロンまでの距離や 500 m 圏内のサロンの数を測定した。これらを操作変数として用いて，擬似的な無作為化対照比較研究とされる高度な分析手法「操作変数法」を用いて解析した。

その結果，サロン参加群においては 8 か月後の主観的健康感の改善が 2.5 倍多く[24]，5 年間の要介護認定率でも非参加群の 14.0 %に対し参加群では 7.7 %と約半分（図 7）で，操作変数法を用いた分析でも要介護認定を受ける確率は半分に抑えられていた[25]。7 年後の追跡では認知機能低下リスクが，参加者では非参加者に比べ約 3 割低いことが判明した[26]。意訳すれば，開設されたサロンの近くに住んでいる人ほど要介護認定や認知機能低

表　多様な健康格差対策

レベル	介入対象	介入戦略例
マクロ	社会保障	社会保障の拡充（所得保障，医療の自己負担軽減など）
	税制度	累進課税や相続税などによる所得の再分配の強化
	労働・経済	失業対策，公共事業，雇用支援，非正規雇用者の保護
メゾ	地方自治体	地方分権支援，独自の保健医療福祉政策づくりなどの支援
	地域	安心・安全なまちづくり，運動できる環境づくり，ボランティア育成，ソーシャル・キャピタル醸成支援，コミュニティ政策などの支援
	職域・職場	長労働時間の規制，職業性ストレス緩和策
	学校	健康教育，給食，身体運動の機会，安心な居場所づくり
ミクロ	家庭	子育て支援，教育費用の軽減，住宅政策
	高齢者	閉じこもり対策，所得保障，雇用希望者の就労，社会参加
	労働者	職業訓練，就労支援，フリーター対策
	子ども	いじめ対策，引きこもり対策，教育保障
	個人	健康教育，禁煙支援，食生活・栄養改善

近藤克則：健康格差社会への処方箋．医学書院，2017．p104.

下のリスクが抑えられていたことを意味する。

しかも，低所得者や教育年数の短い方の参加率が，そうでない人たちよりも高かったことから，健康格差の縮小効果も期待できることが分かってきた。

Ⅸ　多様な健康格差対策群

生活習慣の重要性が理解されるにつれて，予防においては健康教育に力が注がれるようになってきた。しかし「運動しましょう」とか「健康によいので歩きましょう」などといわれて「初めて知りました」という人は，今の日本にはほとんどいないだろう。健康を損なう「原因」を知らないから行動できないのではない。運動不足など転倒や生活習慣病の直接的な「原因」に目を奪われていると，健康教育や自己責任論に傾きがちである。しかし社会的に不利な層ほど，健康を気遣う余裕や行動に必要な資源が不足していて「わかっていても（継続）できない」層が多いのだ。実際，システマティックレビューでも，生活習慣に関する情報を提供して健康行動の変容を引き出そうという方法は，病気のない一般集団に対してはほとんど効果がみられなかったと報告されている[27]。

これから強化されるべきは，生活習慣という「原因」の背景にある「原因の原因」にまで掘り下げて理解し，「原因の原因」に迫る研究や実践・政策である。つまり，暮らしているだけで健康に望ましい選択がされやすく，本人がさほど努力しなくても健康的な行動をとってしまうような環境づくりをめざす「ゼロ次予防」（WHO）[28]である。

「健康格差社会への処方箋」においても，個人へのアプローチだけでなく，社会環境への介入による「社会環境の整備」[2]が重要になる。図5に示したような複雑な健康格差の生成経路を踏まえると，「健康格差社会への処方箋」（表[3]）には，医療や地域づくりに留まらない広範な社会政策が必要である。

その一例が，スポーツ庁のスポーツ基本計画に基づく地方公共団体における「地方スポーツ推進計画」の策定や遂行である。図4に示すように，成人の運動・スポーツ実施率は徐々に増え，約30年間で2～3倍になっている。運動・スポーツは健康のためだけに行う訳ではない。運動・スポーツ担当部局とも連携し，かつ実施割合が低い集団や地域を特定して重点的に支援する「健康格差の縮小」をめざした取り組みが期待される。

Ⅹ　おわりに

健康格差は，一般に思われているよりも大きく，それは転倒にも及んでいる。低所得や教育を受ける機会が得られなかった社会的に不利な人たちや，運動・スポーツを実施していない人が多い地域で転倒者割合は高い。運動頻度や強度を調整しても，一人でのみ運動している人は，グループで運動している人に比べ転倒リスクが高い[14]。転倒リスクが高い集団の背景には，個人レベルの要因を超える地域・社会・環境レベルの要因も関与している。そして，それらの環境要因に介入し変える「健康格差社会への処方箋」[3]を開発し，その効果を検証することは，簡単ではないが，不可能でもないことを，小論では紹介してきた。

そこに暮らしていれば，本人がさほどの努力や我慢をせずとも，健康になってしまうような社会・地域環境づくり，それがWHOの提唱する「ゼロ次予防」[28]である。今後，どのような環境への介入で，人々の行動がどのように変わり，健康指標まで改善するのかが検証さ

れ，効果的な転倒予防のための「ゼロ次予防」策が，本学会などで蓄積されていくことを期待している。

引用文献

1）近藤克則．健康格差社会～何が心と健康を蝕むのか～．医学書院，東京，2005.

2）厚生労働大臣：国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針．http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/kenkounippon21_01.pdf, 2012.

3）近藤克則．健康格差社会への処方箋．医学書院，東京，2017.

4）Kondo K, et al. eds.：Advancing universal health coverage through knowledge translation for healthy ageing：lessons learnt from the Japan Gerontological Evaluation Study. World Health Organization, Geneva, 2018.

5）近藤克則編．検証『健康格差社会』～介護予防に向けた社会疫学的大規模調査～．医学書院，東京，2007.

6）山田実ほか．転倒発生の少ない市町はあるか．AGES プロジェクト．厚生の指標 59：1-7，2012 .

7）林　尊弘ほか．転倒者が少ない地域はあるか　地域間格差と関連要因の検討　JAGES プロジェクト．厚生の指標 61 (7)：1-7, 2014.

8）Hayashi T, et al. Factors Associated with Falls in Community-Dwelling Older People with Focus on Participation in Sport Organizations：The Japan Gerontological Evaluation Study Project. Biomed Res Int 2014：10, 2014.

9）Yamakita M, et al. Correlates of Regular Participation in Sports Groups among Japanese Older Adults：JAGES Cross-Sectional Study. PloS one 10：e0141638, 2015.

10）Hanibuchi T, et al. Neighborhood built environment and physical activity of Japanese older adults：results from the Aichi Gerontological Evaluation Study（AGES）. BMC Public Health 11：657, 2011.

11）スポーツ庁：平成 30 年度「スポーツの実施状況等に関する世論調査」の概要について．http://www.mext.go.jp/sports/b_menu/shingi/001_index/bunkabukai002/shiryo/__icsFiles/afieldfile/2019/04/03/1414971_02.pdf, 2019.

12）Tsuji T, et al. Community-Level Sports Group Participation and Older Individuals' Depressive Symptoms. Med Sci Sports Exerc 2018.

13）Yamaguchi M, et al. Community Social Capital and Depressive Symptoms Among Older People in Japan：A Multilevel Longitudinal Study. J Epidemiol 2018.

14）Hayashi T, et al. Differences in Falls between Older Adult Participants in Group Exercise and Those Who Exercise Alone：A Cross-Sectional Study Using Japan Gerontological Evaluation Study（JAGES）Data. Int J Environ Res Public Health 15：2018.

15）Gates S, et al. Multifactorial assessment and targeted intervention for preventing falls and injuries among older people in community and emergency care settings：systematic review and meta-analysis. BMJ 336：130-133, 2008.

16）平井　寛.「介護予防におけるポピュレーションアプローチの試み―武豊町における地域サロン事業の計画と実施（第 4 回 事業の具体化に向けた住民ボランティアによる協議）」．地域リハ．4：348-352, 2009.

17）平井　寛ほか．住民ボランティア運営型地域サロンによる介護予防事業のプロジェクト評価．社保障研．46：249-263, 2010.

18）小林美紀．楽しく・無理なく・介護予防－地域と協働で進める「憩いのサロン」．保健師ジャーナル 69：386-392, 2013.

19）竹田徳則．地域介入による介護予防効果検証　武豊プロジェクト．総合リハ．42：623-629, 2014.

20）竹田徳則ほか．心理社会的因子に着目した認知症予防のための介入研究　ポピュレーション戦略に基づく介入プログラム理論と中間アウトカム評価．作業療法 28：178-186, 2009.

21）大浦智子ほか．調査報告「憩いのサロン」参加者の健康情報源と情報の授受　サロンは情報の授受の場になっているか？　保健師ジャーナル 69：712-719, 2013.

22）平井　寛．高齢者サロン事業参加者の個人レベルのソーシャル・キャピタル指標の変化．農村計画学会誌 28：201-206, 2010.

23）Pfeiffer PN, et al. Efficacy of peer support interventions for depression：a meta-analysis. General hospital psychiatry 33：29-36, 2011.

24）Ichida Y, et al. Does social participation improve self-rated health in the older population? A quasi-experimental intervention study. Social Science & Medicine 94：83-90, 2013.
25）Hikichi H, et al. Effect of a community intervention programme promoting social interactions on functional disability prevention for older adults：propensity score matching and instrumental variable analyses, JAGES Taketoyo study. J Epidemiol Community Health 69：905-910, 2015.
26）Hikichi H, et al. Social interaction and cognitive decline: Results of a 7-year community intervention. Alzheimer's & Dementia：Translational Research & Clinical Interventions 3：23-32, 2017.
27）Ebrahim S, et al. Multiple risk factor interventions for primary prevention of coronary heart disease. Cochrane Database Syst Rev CD001561, 2011.
28）R. Bonita, et al. Basic epidemiology. 2nd edition. World Health Organization 2006.

特　集

転倒予防指導士としての新しい活動を作ろう！

阿部　邦彦

ID-Lab 合同会社
同朋大学社会福祉学部

要　約

第 5 回日本転倒予防学会学術集会で転倒予防指導士ワークショップを行ったので，報告する（図 1）。ワークショップに先立ち，日本転倒予防学会より，転倒予防指導士に対して発信いただき，Web アンケートを実施した。ここでは，転倒予防指導士の活動実施状況と転倒予防指導士ワークショップへの期待について回答を得た。今回の転倒予防指導士ワークショップでは，アンケート結果も踏まえ，転倒予防指導士が転倒予防活動を企画することを目的に，さらに地域での転倒予防指導士どうしの交流も狙いとした。

〈Web アンケートの設問内容〉
実施期間：2018 年 4 月 20 日～ 5 月 14 日

Q 1 ～ Q 5 回答者の個人属性	Q12 転倒予防活動が実施できていない，困難な理由
Q 6 同じ職場の転倒予防指導士の有無・人数	Q13 第 5 回学術集会の転倒予防指導士ワークショップへの参加
Q 7 現在の転倒予防活動実施状況	Q14 ワークショップに期待すること
Q 8 今後の転倒予防活動の実施場所	Q15 転倒予防学会から，転倒予防指導士へ必要なサポート
Q 9 今後の転倒予防活動の目的	Q16 地域での交流・意見交換などのニーズ
Q10 今後の転倒予防活動の頻度	
Q11 転倒予防活動を実施する上での課題	

図 1　座長奥泉宏康氏

キーワード

I　アンケート結果の報告

ワークショップの始めにアンケート結果をファシリテーターの鈴木美佳氏より報告した（図 2）。今回の調査は，メールで転倒予防指導士に呼びかけ任意で回答を得ており，転倒予防活動に関わっている回答者が多い可能性があったが，結果をそのまま集計し，報告された。

現在，転倒予防活動を行っている割合は 62 %，実施内容としては，「健康増進・介護予防」「在宅生活継続のための転倒予防」「認知症・せん妄による転倒予防」「医療事故の発生予防・従業員の負担軽減」が多いことが明らかとなった。

今後行いたい転倒予防活動について，「健康増進・介護予防」「在宅生活の維持」「認知症・せん妄による転倒予防」に多くの回答が寄せられ，医療・介

図 2　アンケート結果報告
鈴木美佳氏

連絡先：同朋大学社会福祉学部　阿部邦彦
〒 453-8540　愛知県名古屋市中村区稲葉地町 7-1
TEL：052-411-1113　E-mail：kuni29@gmail.com
受付日：2019. 5. 8　　受理日：2019. 5. 8

護分野以外の回答もみられた（図3）。

今後行いたい転倒予防活動での目的は健康増進・介護予防をはじめ，グラフの様な傾向がみられた（図4）。また，そこで期待される効果をカテゴリー化したところ，「機能・能力低下フレイル・ロコモの予防・改善による転倒予防」，「事故・インシデント報告の減少・転倒予防取り組みの向上」，「再転倒･再骨折の予防，医療費･介護費の削減・健康寿命の延伸疾患の予防」，「地域住民の健康増進・意識改革」，「スタッフの意識向上・啓発」，「身体拘束の廃止，各専門職の資質向上」とまとめられた（図4）。

転倒予防活動が困難な理由として多くあげられたのは，「転倒予防指導士と活動に参加するスタッフの時間確保」と「周囲の転倒予防活動に対する理解･問題意識」であった。さらに地域への転倒予防活動の周知や産業界への認知度の向上などの課題もあげられた（図5）。

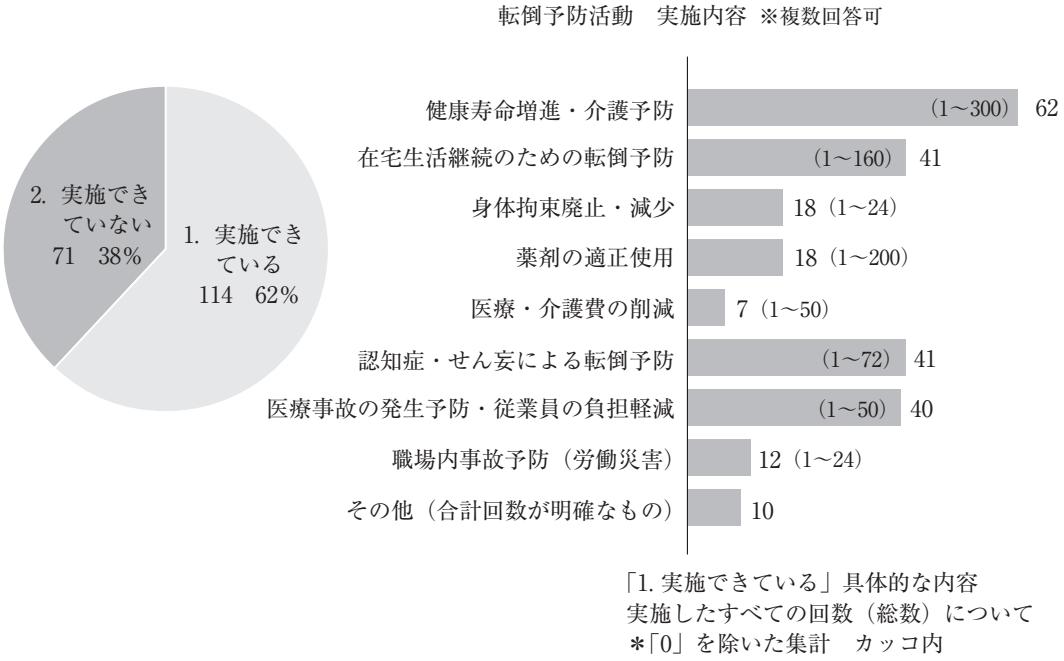


図3　アンケート集計結果　現在の転倒予防活動の目的

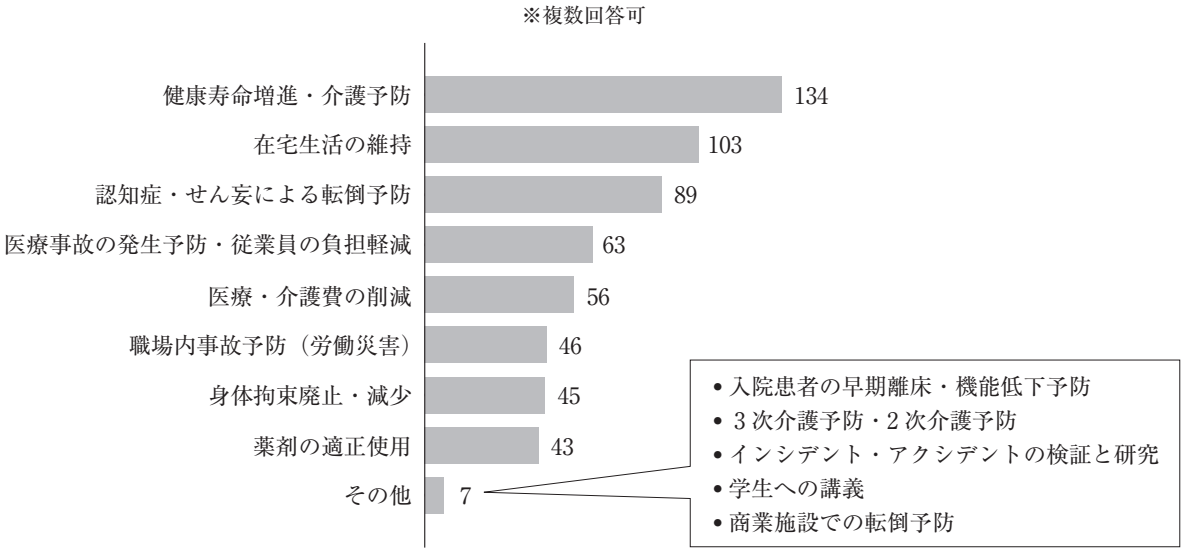


図4　アンケート集計結果　今後行いたい転倒予防活動の目的

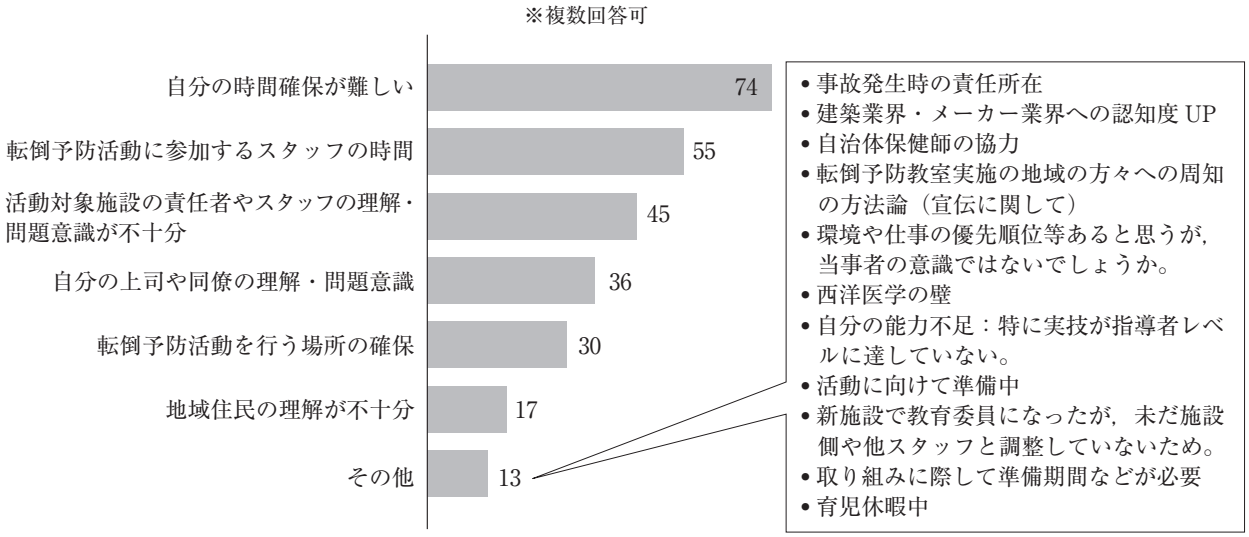


図 5　アンケート集計結果　転倒予防活動が困難な理由

Ⅱ　地域で活動する転倒予防指導士からの報告

活動報告として，まず，徳増知子氏より報告がなされた。

地域住民（素人）に対して転倒予防についての知識を広めるため，転倒予防指導士（看護師，介護福祉士，作業療法士，管理栄養士，1 級建築士）による「転倒予防サポーター養成講座」が開催され，そこで十分な知識を身につけた「転倒予防サポーター」たちが，転倒予防活動をどのように行うとよいかを検討し，市民に働きかけを行う「転倒無し（てんとうむし）」を結成した。その活動内容は，転倒予防についての紙芝居を作成し，それを用いて地域住民に対し転倒予防活動を行うというものである。

この報告からは，転倒予防指導士から地域住民へ，そしてさらに地域住民へと転倒予防活動の広がりが期待できた。

続いて，永江浩史氏より，転倒予防指導士としての知識を活かし，問題点を抽出し，現状の課題をみつけ，より効果的な転倒予防活動を行うという，PDCA サイクルを意識した取り組みについて報告された。ここで強調されたのは「何らかのスケールで評価をとっておくこと」で，その結果が，ケア内容や業務体制の見直しの動機になると話された。ご自身で行われた調査結果についてもご紹介いただき，そこでは，フレイルインデックス，鳥羽式転倒スコア，LUTS（下部尿路症状）関連指標を用いることで，フレイルの状態により転倒リスクが高いこと，さらに下部尿路症状があることで転倒リスクが増すことなどが示され，得られたデータを示しながらの地域住民への啓発活動が必要であると示された。実際に地域での啓発活動を行う際には，歌を歌いながら全体をサマライズされていると話され，実際に行っているという牧伸二氏の「あ～あぁ　やんなっちゃった」の替え歌をカツラを取り出して歌い始めた際には，ワークショップ会場全体が歌のリズムにのせられ，ワークショップ前のアイスブレイクとなった。

Ⅲ　ワークショップ

ワークショップでは，地域ごとに転倒予防指導士の交流を促すこと，それぞれの転倒予防指導士の活動を同じ地域の転倒予防指導士から助言を得ながら具体化することを目的として，まずアンケート結果の報告，２例の転倒予防活動を紹介した。それを踏まえて，地域ごとの転倒予防指導士 5 ～ 6 名のグループで参加者自身の転倒予防活動について企画し，企画内容の検討を行った。

ワークショップシートは，大会誌にもあらかじめ掲載いただいたが，ワークショップ冒頭にまず参加者それぞれが現在考えている転倒予防活動について，個人で検討し企画をシートに記入する時間を設けた。それをグループ内で共有し，企画に対してそれを実現可能とするための意見交換を促し，ディスカッションをしていただいた。

グループでのディスカッションを経て，検討の結果を各グループより会場全体に向けて発表いただき，検討の結果を共有することができた。さらに 25 名から了解を得て作成したワークショップシートを学会会場内で掲示させていただいた（図 6）。

日本転倒予防学会第５回学術集会　転倒予防指導士ワークショップ　シート

転倒予防指導士　氏名＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿　都道府県＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿

活動の種類 ○をする	地域活動　（どんな地域か＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿） 病院内活動　（急性期、回復期、療養型、他＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿科） 高齢者施設活動　老健　特養　グループホーム　サ高住　小規模多機能 その他（産業・事業所、障害者施設＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿）
なぜ行うか 転倒予防活動が必要な理由（課題）を具体的に書く 課題はなるべく細分化し、実現可能性のある課題について取り組む	
目標・期待する結果 何を結果とするか具体的に考える 数値化できる 客観的指標で評価できる Before After が明確	

図６　ワークショップシート

Ⅳ　ワークショップの課題

今回のワークショップは，90 分という短い時間の中で，アンケート結果報告，事例紹介と活動の検討を行っており，それぞれの参加者が自身の活動計画を実施可能なレベルにまで組み立てるには，時間が少なかった。今回の内容でワークショップを行う場合には，十分な時間を確保して腰を据えて検討できる環境が望ましいと感じた。

Ⅴ　ワークショップの成果

ワークショップでは，地域が近い参加者同士のグループでディスカッションを行うことができ，期待以上に盛り上がり，熱心な議論が行われた（図 7）。これをきっかけに地域での転倒予防指導士どうしの交流が生まれることに期待したい。終了後には，ワークショップで検討された，ワークショップシートが転倒予防指導士コーナーに掲示され，学術大会参加者の関心を集めることができた（図 8）。（掲載の了解を得ていないので，掲載は控えさせていただく。）

図７　ワークショップ

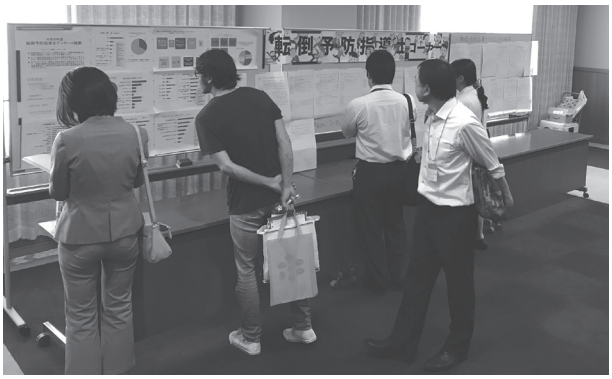


図８　転倒予防指導士コーナー

最後に，転倒予防指導士アンケートの実施，並びにワークショップの開催にあたり，日本転倒予防学会の皆様，特に鈴木みずえ大会長，座長を務めていただいた奥泉宏康氏，ファシリテーターの方々（永江浩史氏　前堀直美氏　徳増知子氏　鈴木智子氏　鈴木美佳氏　村山拓也氏），そしてご参加いただいた皆様に，この場をお借りして深く感謝を申し上げます。

特　集

転倒予防の介入研究に必要な統計学

金森　雅夫

立命館大学スポーツ健康科学部

要　旨

転倒の介入研究を行う際の統計学的指標について論じた。発生率は対象者数と観察期間（時間）を考慮した人年法による評価が重要である。介入群と非介入群とのリスクの差を表す相対危険率，オッズ比，およびリスクの人口の占める割合を考慮した人口寄与危険割合を紹介した。転倒予防の介入研究として多要因で多職種による介入が最も効果的である。多要因の解析には生命表による比例ハザードモデルが重要である。介入研究の成果についての評価では，Effect Size の意味を紹介し，研究評価としてアウトカム評価のみならずプロセス評価の重要性を強調した。

キーワード　発生率　相対危険率　評価　Effect Size　介入研究

Ⅰ　はじめに

1854 年ロンドンのコレラ流行での疫学研究において原因の究明が追求された。この研究を行ったジョン・スノーは，当時の水道会社によってコレラの死亡率が異なることから水道会社の給水場の川の上流への移転を行った。この介入によって死亡率が低下するか否の検証を行ったのである。予測は見事に的中したといえる。当時，コレラ菌は発見されていなかったが，都市衛生の改善によって疾病の予防ができたことは，公衆衛生対策の方法として疫学，その中でも介入研究による成果が最も有望視される要因となったといえよう[1) 2)]。本稿では，転倒率のリスクは多要因であると考察されることから臨床に応用できる統計学的指標を述べた。

Ⅱ　疫学に必要な統計学

1.　発生率 Incidence，Incidence Rate と人年法 person-year Athlete-Exposure

発生率は時期や季節などによって変化するので，1 時点の発生件数をみたのではばらつきがある。そこで調査間での発生率を比較する統計手法として人年法（person-year）を用いる。人年法でいう人年とは対象者の数（人数）に観察期間（月や年）をかけた数値である。人年法による発生率は以下のように算出される。表 1 では，対象者 A，B，C，D，E の 5 人を 2015 年 4 月から 2018 年 4 月までの 3 年間観察した結果を示してある。A は観察開始後 1 年で転倒した。E は観察開始後 2 年で転出した。B，C，D の 3 人は健康で推移した。こ

表 1　人年の計算

観察期間	スタート1年		2年	3年	転倒なしの人年
年月	2015年4月	2016年4月	2017年4月	2018年4月	
A氏	なし	転倒			1
B氏	なし	なし	なし	なし	3
C氏	なし	なし	なし	なし	3
D氏	なし	なし	なし	なし	3
E氏	なし	なし	なし	なし	2
				観察総人年	12

連絡先：立命館大学スポーツ健康科学部　金森雅夫
〒 525-8577　滋賀県草津市野路東 1-1-1
TEL：077-599-4133　E-mail：mkanamori1203@gmail.com
受付日：2019. 4. 8　受理日：2019. 4. 8

の観察人年は，A が 1，B，C，D はそれぞれ 3，E は 2 である。観察総人年は 12 となる。すると転倒の発生頻度は，以下のようになる。

Incidence（転倒の発生率）=（発生数）÷（総人年）
= 1 ÷ 12 = 0.083

発生率は 0.083 で，これは 100 人が施設にいるとすると 1 年間で 0.083 × 100（人）= 8.3，つまり年間 8 ～ 9 人転倒するという予測になる。また，入居者 50 人の施設では 5 年間で 0.083 × 50 × 5 = 20.75，20 ～ 21 人の転倒患者が発生することが予想される。転倒の発生率などのように発生率がまれである事象について人年法の単位は，100 人年当（100 person-year），1,000 人年当（1,000 person-year）などで表されることが多い。

このように人年法による計算の特徴は，入居者，患者数，観察年数が違っても転倒や骨折率を比較することが可能になり，介入をした場合の成果を表すことができる。

実際の研究例を表 2 に示した。表 2 はスポーツ脳振とうの発生率（Sport Concussion）についての研究で，3 年間スポーツ競技での脳振とうの 100 person-year 当たりの発生率である [3]。フットボールは，100 person-year 当たり 3.9 回発症したとある。これはクラブ在籍者 100 人とすると 1 年間で 3.9 回発症することを意味する。バスケットやサッカーはフットボールより脳振とうの発生率は低いが，女は男より脳振とうの発生率は高いことが分かる。

スポーツでは試合か練習かのどちらで脳振とうが多いかを議論する場合があるが，この場合はアスリート暴露 Athlete Exposure といってシーズン中の脳振とうなどの外傷の発生数を試合日数，練習日数（一定の練習時間を 1 単位）で除して発生率を求めている。発生率を人年法で観察することによってアメリカのカレッジフットボールは年間の試合数を制限し，スポーツの安全管理に役立てている。

2. 相対危険率（RR），オッズ比（Odds），人口寄与割合（PAF：Population Attributable Fraction）

危険因子の暴露の有無によるリスクを算出する指標として相対危険率（RR），オッズ比（Odds）がある。

相対危険率（RR：Relative Risk）とは，「危険因子の暴露を受けた疾病罹患リスク（R1）を危険因子の暴露を受けなかった疾病罹患リスク（R0）で割った率（RR = R1/R0）。暴露群が非暴露群に比べて何倍疾病になりやすいかを示す。」指標である。

オッズ比（Odds Ratio）とは，「ケースコントロール研究においてケース群とコントロール群とを比較する場合の近似的相対危険度を示す。コントロール群に対して何倍ケースではリスクが大きいかを示す。」指標である。

表 2　スポーツ関連脳振とうの発生率 [3]

スポーツ	男	女
フットボール	3.9（3.7-4.1）	-
バスケット	1.0（0.9-1.1）	2.5（2.2-2.7）
サッカー	1.4（1.3-1.6）	2.4（2.1-2.6）

USA
（調査地　USA）＊100person-year 当たり
Bretzin et al., American J. Sport Medicine 46(9), 2018

表 3　認知健康人での9～17年後に聴力損失の認知症発生率への影響 [4]

研究	相対危険率RR（95%CI）
Linら（2011）	2.32（1.32-4.07）
Gallacherら（2012）	2.65（1.38-5.17）
Dealら（2016）	1.55（1.10-2.19）
メタルアナリシス（ランダムエフェクトモデル）	1.94（1.38-2.73）

（Lancet 390：2673-2734，2017より改変）

表 3 では，相対危険率（RR）の表として，認知健康人での 9 ～ 17 年後に聴力損失の認知症発生率への影響をみた。聴力損失の有無が未来の認知症に罹患する確率が最も高い RR を出したのは Gallacher らの研究で 2.65，最も低いのは Deal らで 1.55 であった。これらをまとめたものがメタアナリシスと呼ばれ，RR は 1.94 であると推計されている。このように RR またはオッズ比で表すと暴露がない群と暴露がある群での危険率が分かる。臨床では「○○のリスクは一般と比べて何倍の危険性がありますので，その危険性を避ける行動を選択したほうがよいでしょう」など患者家族に対し分かりやすい説明が可能となる。Lancet 誌 [4] では認知症の特集を組んで，聴力損失の認知症へのリスクを述べている。これによると聴力損失のある群のほうが，ない群に比べて 9 ～ 17 年後には認知症の発生が 1.94 倍（約 2 倍）増加するという驚きの結果となった。高齢者の認知症対策として聴力がクローズアップされ，認知症の予防に補聴器などの対策が叫ばれている。

このように疫学的リスクの算出は具体的な対策に向けた具体的な指針づくりに有用である。

3. 人口寄与割合（PAF：Population Attributable Fraction）

さらに，人口に対してリスクの占める割合を考慮した指標が，人口寄与割合（PAF：Population Attributable

Fraction）である。相対危険率（RR）の他，人口集団全体の暴露の割合（p）が必要である。一般には広まっていないが，リスクの大きさに暴露人口の割合を考慮したもので経済的損失などの効果費用分析などの際に重要となってくる。その人口集団のなかで危険因子の暴露の公衆衛生重要性を表す指標である。

人口集団全体の暴露の割合（p），相対危険率（RRe）のとき，

$$PAF = p(RRe\text{-}1) / \{(1 + p(RRe\text{-}1)\}$$

で求められる。

PAF の例を述べる。たばこのように男 30 %が喫煙している状況ではアルツハイマー型認知症の危険因子であるアポリポ蛋白 E の変異が数%であることと比較すると，RR が違っても喫煙がリスクである脳血管系疾患（CVD）を経由しての認知症患者数はたばこ由来のほうが大きいと推計される。PAF は一般にはリスクが小さくても多くの人が暴露する因子の対策をおろそかにすることはできないことを示すのには重要な指標である。

認知症者の転倒をリサーチする場合，認知症の危険因子と転倒の危険因子の 2 つのカテゴリーを別々に考察することを薦める。認知症発症のリスクを将来の予防・ケア・治療の発展で変更可能と考えられる割合は 35% と考えられている。運動･禁煙などの生活習慣改善，肥満･高血圧・糖尿病などの NCD（生活習慣病）の改善に加えて聴力の保持，うつ病の克服，社会的孤立に象徴される社会環境の改善が認知症発症の予防にとって重要と考えられている。ただし，PAF の大きさはメタアナリシスによる人口集団の結果であって，個々人のリスクではない。高血圧や糖尿病の寄与率は小さいが，当該疾患に罹患している人は治療・重症化予防に専念することが重要であるといえよう。

4.　コックス比例ハザード分析（生存率解析）

複数のリスクの解析について生存率解析を紹介する。生存率解析は手術後の 5 年生存率や 40 歳代の平均余命といった生命表を基盤とする解析に用いられてきた。

ここで 2 つ以上の変数が生存・死亡に関連するのかをみる多変量解析であるコックス比例ハザードモデルを例にとる。

ハザード比，つまり t 年目におけるハザード h (t) 瞬間死亡率は，

$$h(t) = ((-dS(t) / dt) / S(t))$$

と表現できる。

ハザード比は，ある事象が起こった群と起こらない群を比較するのはオッズ比と同じであるが，時間的要素を考慮する点が違う。ハザード比を用いて 累積生存曲線 S (t) を表す。累積生存曲線 S (t) は，指数関数的に生存率が下がることが知られている。h (t) は，グラフでは，t 年目の死亡率の傾きを意味している。ここで，S (t) で割っているのは標準化するための技法である。多変量のハザードモデルは，

$$\log_e \{h(t) / h_0(t)\} = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + h_0(t)$$

は，すべての独立変数が 0 のときのハザードで表現される。

比例ハザードモデルによる生命表法を使った解析の例[5] を紹介する。図 1 は，この方法を用いた，大腿骨折患者の再骨折の頻度調査の自験例である。観察期間が長くなると再骨折者の頻度（発生率）が低くなることを表している（図 1-1）。初回の大腿骨折を起こして 1 年以内に再骨折は 22 例，発生率 0.038，1 ～ 2 年では 13 例，発生率 0.028，2 ～ 3 年では 0.018 と，骨折してから 1 年以内に再骨折する危険性が 2.1 倍（0.038 ／ 0.018=2.11）高いことが明らかとなった。図 1-2 は再骨折までの期間を詳しくみたもので，3 か月後から 8 か月後まで高いことが分かる。そして，上述した cox の比例ハザードモデルによって，初回の骨折からの 2 回目までの発生率について時間を関数としてみたのが図 1-3 である（生存曲線）。縦軸は観察会開始時点での再骨折していない者の率を示し，横軸は時間を示している。これで，観察開始時を 1 として 200 日後，400 日後，――の変化を示し，男より女のほうが再骨折の期間が短いことが分かる。図 1-4 では女で 65 ～ 74 歳，75 ～ 84 歳，85 歳以上の年齢群を比較したが有意な差は検出できなかった。

このように比例ハザードモデルを用いて，性別･年齢･認知症の有無などの変数を調整（adjust）して介入群と非介入群とを比較することによって介入効果と年齢，薬物など修飾する変数のリスクが明らかとなる。ぜひ転倒予防や転倒後の経過観察に役立てていただきたい。

Ⅲ　最近の介入研究の知見と評価―多職種の介入と評価

1.　アウトカム評価とプロセス評価

臨床応用の介入研究ではアクションリサーチと呼ばれる多職種介入が一般的になっている。アクションリサーチを行うための手順をまとめたのが図 2 のフローチャートである。介入研究を行うリサーチ課題・目的を明らかにすることが最初の課題である。そのためにはリサーチクエスチョンを明確にして多職種での討議を経て目的，社会的有用性が明確になる。転倒率は，室内環境，気候，四季などの環境要因，不眠，うつなどの人的要因，

	数	観察人年	発生率
最初の1年間	22	578.9	0.038
2年目	13	464.3	0.028
3年目	5	277.8	0.018

図 1-1　再骨折の期間

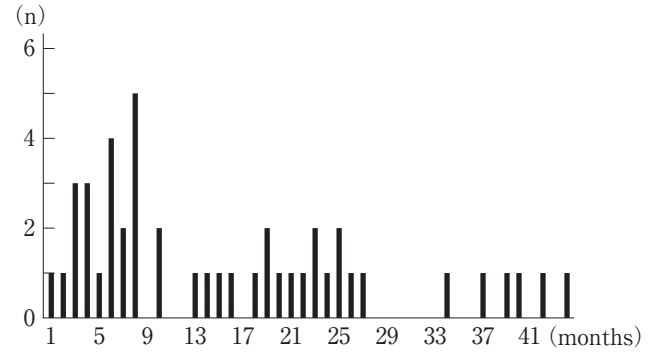


図 1-2　再骨折の期間

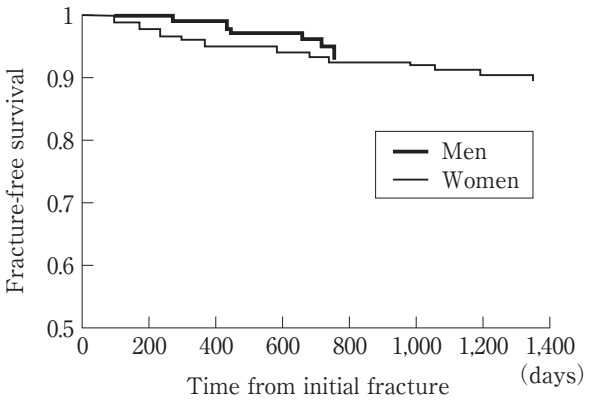


図 1-3　男女の再骨折率

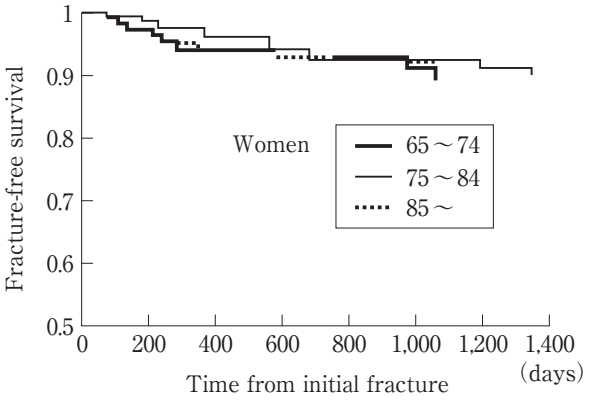


図 1-4　年齢別再骨折率（女）

図 1　比例ハザードモデルによる生命表法を使った解析の例[5]（Yamanashi A, et al. 2005 より）

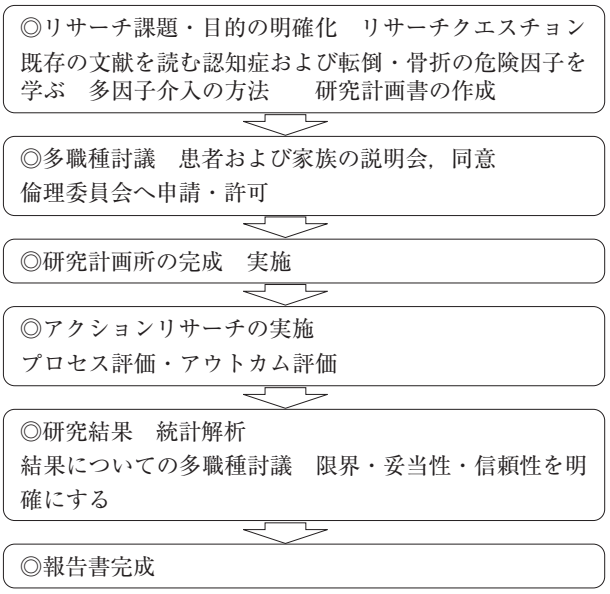


図 2　アクションリサーチのためのフローチャート

表 4　多職種介入の研究結果[6]

プロセス評価	アウトカム評価
転倒予防トレーニングの研修会	転倒発生率
○全スタッフ対象　30分 プロトコールの説明 ロール・プレイ ○転倒予防コーディネータ， 転倒予防チーム対象　4時間／研究者がスタッフに患者への説明，モニタリングの実際をグループ学習によって理解する／教育ビデオ	介入群と非介入群で有意差はなかった。
(同意しない，研修会不参加，途中拒否，追跡不能)が多数	
スタッフが徐々に関心を持ってきた。	

ケア，リハビリテーション，薬物などの医療の要因，偶発的事故などで変化する。それで，介入研究の目標を立てる場合に転倒率の変化のみを追求する研究では，多職種で一生懸命努力しても転倒率の減少につながらなかった場合には参加者が落胆する場合が生じる。それを避けるために転倒率以外の目標を持つことを薦める。表 4 はナーシングホームでの研究結果[6]である。転倒率では統計学的有意差はみられなかったが研究会などの参加が徐々に高まったとしている。その他のプロセス評価としては，照明を明るくするだけでなく，美しく飾り，室内

表 5　システマティックレビューでの運動介入の効果：介入群 vs 通常群（Cochran Library）[7]

	アウトカム	研究数・参加人数	統計手法	Effect Size
	転倒率	10	2,002 Rate ratio	0.93（0.72, 1.20）
運動の種類	歩行・バランス・機能的トレーニング	4	1,347 Rate ratio	0.96（0.69, 1.33）
	運動の組み合わせ	6	683 Rate ratio	0.94（0.60, 1.47）
	太極拳	2	159 Risk ratio	0.60（0.19, 1.87）
施設（ナーシングケア）	高度レベル	2	210 Rate ratio	1.79（0.89, 3.60）
	中間レベル	5	1,315 Rate ratio	0.70（0.47, 1.04）
	混合レベル	3	477 Rate ratio	1.08（0.92, 1.28）

（Cameron ID, et al, 2018より改変）

に花を飾るなどの室内環境改善，各職種での職能の強化，例えば①ピア・エデュケーションや行動変容理論であるトランスセオレティカルモデル，②転倒の際の衝撃の緩和方法の学習会の機会を得て最新情報を得るなどの各職場のセルフ・エフィカシー（自己効力感）を高めることが自己の発展にとって重要である。

研究の評価には①アウトカム評価，②プロセス評価がある。アウトカム評価は，転倒率の低下，再骨折率の低下，QOL の向上などがこれに相当する。プロセス評価は，職員の意欲向上，家族会での説明会参加者数の増加，転倒や認知症などの関連知識の増加，患者の満足度の向上などアクションリサーチを組むことによる二次的産物である。後者は研究成果といったものとは別のものとして評価される必要がある。研究の成果がどのようなものであれ，報告書や市民向けのパンプレット，ホームページ公開が重要であり，その施設のイメージ向上につながると思われる。なお，倫理委員会の承認を得たのちリサーチを開始することや，最初に患者および家族の説明会を実施することを忘れてはいけない。

2.　現在の転倒予防の介入効果の検証

1）両群間の比較の方法としての Effect size

施設・病院での運動の転倒への予防効果のシステマティックレビューを Cochran Library から検討してみる（表 5）[7]。ここで Effect Size の専門用語が登場する。Effect Size の 1 つである Hedges'g の定義は，以下の通りである。

- $Hedges'g = \dfrac{M1 - M2}{SD}$
- $SD^2 = \dfrac{(n1-1)S1^2 + (n2-1)S2^2}{n1 + n2 - 2}$

$M1$，$M2$ はそれぞれの平均，SD は標準偏差

Effect size の数値の意味するところは，2 つの集団の各測定値について，どれくらいの割合で一方の測定値が含まれるかを推計したものといえる。表 6 は求められた Effect Size の数値と介入群での平均値の人よりも低くなるコントロール群の割合を示す一種の早見表である。Effect Size 0.0 の場合，50 %つまり介入群でも 50 %が非介入群の平均値より高く，50 %が平均値より低い。Effect Size 1.0 の場合，コントロール群の測定値の 84 %が介入群の平均値より低い，Effect Size 3.0 に至っては，99.9 %低いと推計される。つまり有意確率の p 値と違って，確率でなく，影響の大きさを表す一つの指標であるといえる。確率分布の P 値は影響が存在するのか否かについて，影響の大きさを明らかにしない。研究を説明するには Effect Size と P 値の双方を基本的な結果として報告する必要があるといえる。

表 6　Effect Size と 2 群の差 [7]

Effect Size	介入群での平均値の人よりも低くなるコントロール群の割合
0.0	50%
0.5	69%
1.0	84%
1.6	95%
2.0	98%
3.0	99.9%

Cochran Library のメタアナリシスでは Effect Size を用いてリスクの大きさが表現されている。P 値は 0 ～ 1 の値をとり 0 に近い程，2 群の差は大きいと考えられるが，Effect Size はその逆で数字が大きい程，2 群の差は大きいことに留意する必要がある。

2）両群間の比較

表 5 において，運動については歩行・バランス・機能的トレーニングの介入群と非介入群の Effect Size は

0.96，運動の組み合わせの効果の Effect Size は 0.94，太極拳の Effect Size は 0.60 であった。これは，1 より小さく，Effect Size 表 6 から介入群での平均値より低い値が非介入群で 80 %以下と考えられ，運動の影響はないとはいえないが，弱いと考えられる。それに対して，ナーシングケアでの高度なレベルでの多職種介入結果の Effect Size は 1.79 と大きいと考えられる。このように転倒の介入効果は運動などの単一因子の効果では顕著な介入効果は認められず，運動，健康教育（予防教育），ケアなど多因子介入が最も効果的であるとされている[8]。

Ⅳ　まとめ

1. 転倒率の評価には，時間を考慮した人年法，生命表法による発生率の評価が妥当である。
2. 現在の介入研究の方法としては多因子多職種介入が最も有効である。
3. 研究の評価にはプロセス評価も重要である。

引用文献

1）金森雅夫ほか編．統計学．（系統看護学講座；基礎 4）医学書院，東京，2002.

2）東京大学教養学部統計学教室編．人文・社会科学の統計学．東大出版会，東京，2015.

3）Bretzin AC, et al. Sex differences in the clinical incidence of concussions, missed school days, and time loss in high school student-athletes：Part 1. Am J Sports Med. 46 (9)：2263-2269, 2018.

4）Livingston G, et al. Dementia prevention, intervention, and care. Lancet. 390：2673-2734, 2017.

5）Yamanashi A, et al. Assessment of risk factors for second hip fractures in Japanese elderly. Osteoporos Int. 16 (10)：1239-1246, 2005.

6）Colon-Emeric CS, et al. CONNECT for better fall prevention in nursing homes：Results from a pilot intervention study. J Am Geriatr Soc. 61 (12)：2150-2159, 2013.

7）Cameron ID, et al. Interventions for preventing falls in older people in care facilities and hospitals (Review). Cochrane Database of Systematic Reviews. DOI：10.1002/14651858. CD005465.pub4, 2018.

8）鈴木みずえ編．認知症 plus 転倒予防．日本看護協会出版会，東京，2019.

原　著

小売業勤労者における就業中の転倒に関連する要因 ～横断研究～

原田　和弘　　岡田　修一

神戸大学大学院人間発達環境学研究科

要　約

【目的】本研究は，小売業に従事する勤労者を対象に，就業中の転倒に関連する要因を明らかにすることを目的とした。

【方法】主として飲食料品を小売する業者（生活協同組合コープこうべ）の小売店舗 3 か所と配送センター 3 か所に勤務する者に協力を依頼し，397 名（男性 167 名，女性 230 名，平均 47.8 歳）から，質問紙調査への回答と生活協同組合コープこうべが実施した健康診断データの利用承諾を得た。質問紙調査では，過去 1 年間の就業中および就業外の転倒の有無，転倒リスク要因（転倒リスクアセスメント票：身体機能，疾病・身体症状，環境，行動・性格），および基本属性（性別，年齢，運動・スポーツ頻度，メガネ・コンタクトの使用）を質問した。健康診断のデータからは，喫煙習慣，握力，体格指数，矯正視力，血圧，尿酸値，糖尿病の診断に関するデータの提供を受けた。就業中の転倒の有無を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った。

【結果】対象者 397 名のうち，26 名（6.5 %）が，就業中に転倒していた。ロジスティック回帰分析の結果，配送センターに勤務している者（調整オッズ比 15.13［95% 信頼区間 3.12 ～ 73.46］，p＝0.001）と，就業外で転倒している者（調整オッズ比 3.11［95 %信頼区間 1.07 ～ 9.07］，p＝0.038）は，就業中に転倒している傾向にある一方，握力が平均以上の者（調整オッズ比 0.34［95% 信頼区間 0.13 ～ 0.87］，p＝0.024）は就業中に転倒していない傾向にあることが明らかとなった。なお，その他の要因と就業中の転倒との間には，有意な関連性が示されなかった。

【結論】小売業に従事する勤労者における勤務中の転倒には，勤務外にも転倒していること，配送センターに勤務していること，および，握力が平均よりも低いことが関連していることが明らかとなった。

キーワード　労働災害　転倒・転落　体力　握力

Ⅰ　はじめに

転倒は，患者や高齢者だけでなく，勤労者にも悪影響を及ぼし得る。労働災害対策の重点的な取り組み事項を定めた中期計画である，第 13 次労働災害防止計画[1]では，2018 年度から 2022 年度までの 5 年間に，休業 4 日以上の死傷災害数を 5 %以上減少させることが，主要な目標の 1 つに掲げられている。一方，2017 年に生じた労働災害の発生状況をまとめた厚生労働省の資料[2]によると，休業 4 日以上の死傷災害の 23.5 %（120,460 名のうち 28,310 名）は転倒が原因で発生しており，転倒は，死傷災害の原因の第一位である[2]。厚生労働省は，勤労者の転倒災害の減少を目指し，2015 年より，「STOP！　転倒災害プロジェクト」[3]を推進しているものの，2015 年から 2017 年にかけて，休業 4 日以上の死傷災害の件数は増加しつづけている[2]。したがって，適切な転倒予防対策を構築することは，勤労者の労働災

連絡先：神戸大学大学院人間発達環境学研究科　原田和弘
〒 657-8501　神戸市灘区鶴甲 3-11
TEL：078-803-7886　FAX：078-803-7886　E-mail：harada@harbor.kobe-u.ac.jp
受付日：2019. 1. 9　受理日：2019. 2. 23

害の減少に直結する重要な課題である。

勤労者の効果的な転倒予防対策を構築するためには，勤労者の転倒に関連する要因を同定する必要がある。関連要因を同定することで，転倒リスクの高い勤労者はどのような特性を持っているのか，また，転倒予防介入においてはどのような要因に働きかけるべきかを把握できる。高齢者については，転倒の関連要因に関する多くの研究成果[4) 5)]がすでに蓄積されている。また，転倒の関連要因についての知見に基づき，高齢者の転倒リスクを包括的に把握する評価票を開発する研究[6)-8)]や，高齢者に対する転倒予防介入の効果検証を行う研究も広く行われている[9) 10)]。しかし，高齢者と比較すると，勤労者の転倒の関連要因に注目した研究は極めて限定的である。勤労者の転倒の関連要因について，わが国では，体力は清掃業に従事する勤労者の転倒事故発生に関係している[11)]一方，体力や高齢者向けの転倒リスク評価票は製造業従事者の転倒を予測しないこと[12)]や，事務に従事する勤労者の転倒と年代との間に有意な関連性は示されないこと[13)]が報告されているに過ぎない。諸外国でも，建築従事者の屋根からの転落[14)]や，漁師の転倒[15)]に着目した研究などが散見されるに止まる。したがって，勤労者の効果的な転倒予防対策の構築を目指すには，高齢者を対象とした研究と同様に，勤労者の転倒の関連要因についての知見の蓄積を進めていくことが求められる。

本研究は，小売業に従事する勤労者を対象に，就業中の転倒に関連する要因を明らかにすることを目的とした。小売業はわが国における主要な産業分野の１つであり，744 万人が従事している[16)]。小売業における休業４日以上の死傷災害のうち，転倒を原因とする災害の割合は 35.2%（13,881 名の災害のうち 4,881 名が該当）である[2)]。産業別に見ると，小売業は，警備業（37.4 %：1,603 名の災害のうち 600 名が該当）に次いで，転倒を原因とする災害の割合が高い産業である[2)]。そのため，小売業は，効果的な転倒予防対策の構築が求められる必要性の高い産業分野の１つと位置付けられる。

Ⅱ　方法

1.　研究デザイン

本研究は，横断研究である。

2.　対象者と手続き

主として飲食料品を小売する業者である生活協同組合コープこうべに勤務する者を対象とした。生活協同組合コープこうべが兵庫県内に構える事業所の中から，6 か所の事業所（小売店舗 3 か所，配送センター 3 か所）を抽出した。なお，生活協同組合コープこうべは兵庫県内で広く事業展開を行っており，小売店舗・配送センターともに多くの事業所数を構えているが，本研究では，同社を通じた実現可能性を考慮し，3 か所ずつと設定した。6 か所の事業所の抽出は，本研究への協力が得られやすいと予想される箇所という観点から，生活協同組合コープこうべの健康管理部門の担当者 2 名が行った。

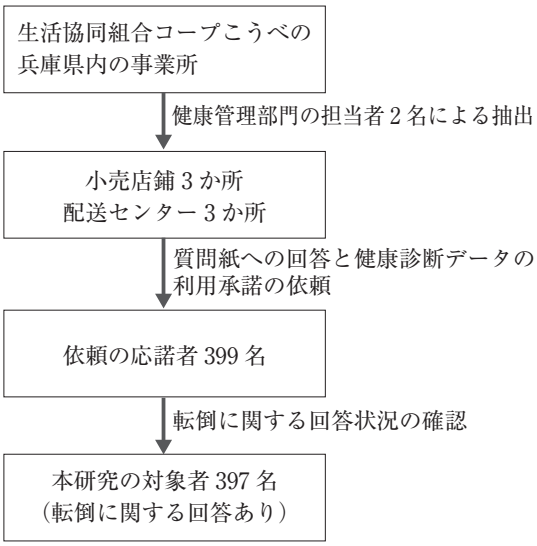


図 1　対象者と手続きの流れ

6 か所の事業所に勤務する従業員に対して，質問紙調査への回答と，生活協同組合コープこうべが 2017 年度に実施した健康診断データの利用承諾を依頼した。質問紙調査は，2017 年 10 月に実施した。その結果，399 名（1 か所の事業所あたり 44 ～ 82 名）から，質問紙調査への回答と，健康診断データの利用承諾が得られた。このうち，質問紙調査の転倒に関する回答に欠損があった 2 名を除外した 397 名を本研究の対象者とした。対象者のうち，男性は 167 名，女性は 230 名であり，平均年齢は 47.8 歳（標準偏差 11.9 歳，範囲 20 ～ 68 歳）であった。これらの流れを，図 1 にまとめた。

3.　調査項目

1）転倒

質問紙調査において，過去 1 年間に，就業中，就業外にそれぞれ転倒したことがあるかどうかを質問した。

2）身体・健康状況

転倒に関連する可能性のある身体・健康状況要因として，生活協同組合コープこうべが実施した健康診断データの中から，現在の喫煙習慣（なし，あり），握力，体格指数（Body Mass Index），矯正視力，血圧，尿酸値，糖尿病の診断（正常，要受診・治療中）に関するデータの提供を受けた。データの抽出と提供は，生活協同組合コープこうべの健康管理部門の担当者 2 名によって行わ

れた。

握力は，両腕の測定が行われており，本研究では，左右どちらか高い方の値を採用し，男女別の平均値（男性 41.5 kg，女性 26.0 kg）をカットオフ値として，対象者を 2 群に分類した。体格指数は，25 kg/m^2 以上と 25 kg/m^2 未満の 2 群に，矯正視力は，両眼とも視力 0.7 以上の群といずれかの目の視力が 0.7 未満の群の 2 群に，血圧は，収縮期 140 mmHg 未満 / 拡張期 90 mmHg 未満の群と収縮期 140 mmHg 以上 / 拡張期 90 mmHg 以上の群の 2 群に，また，尿酸値は，7 mg/dL 未満の群と 7 mg/dL 以上の群の 2 群に，それぞれ分類した。

3）転倒リスク要因

高齢者向けに開発された転倒リスクの包括的な評価票（転倒リスクアセスメント票）[7) 8)] を質問紙調査に導入し，転倒リスク要因を質問した。この評価票は，身体機能（筋力，下肢筋力，バランス能力，歩行能力，昇降能力，起居能力，上肢機能，歩容），疾病・身体症状（めまい・失神，服薬，認知・視聴力，脳血管疾患，関節・骨疾患，代謝系疾患），環境（周辺環境，着衣），行動・性格（不活動性，トイレ行動，転倒不安，危険行動）からなる。これらの 4 つの要因に関する質問へは，「はい」または「いいえ」の 2 段階で回答する形式である。本研究では，4 つの各要因の得点を算出した上で，佐藤ら [8)] が示す転倒リスクが 20 % を超える得点をカットオフ値として，各要因について，それぞれリスクが高い群と低い群の 2 群に分類した。なお，高齢者を対象とした佐藤ら [8)] では，高リスクのカットオフ値として 28 % が採用されている。しかし，本研究の対象者において，カットオフ値を 20 % から 28 % へ引き上げた場合，疾病・身体症状が高リスクと判定される者の人数は変わらないものの，身体機能が高リスクと判定される者は 33 名から 3 名へ，環境が高リスクと判定される者は 11 名から 1 名へ，また，行動・性格が高リスクと判定される者は 169 名から 72 名へと，高リスクと判定される者の人数が大幅に減少した。そのため，本研究での転倒者（就業中・就業外を問わず）の割合は 14.4 % であった点を踏まえ，20 % をカットオフ値とした。

4）基本属性

質問紙調査において，性別（男性，女性），年齢，運動・スポーツ頻度（なしまたは週 2 日未満，週 2 日以上），メガネ・コンタクトの使用（使用なし，使用あり）を質問した。また，事業所の種類（小売店舗，配送センター）も基本属性の 1 つと位置付けた。

4. 統計分析

単変量解析として，就業中または就業外の転倒と，基本属性，身体・健康状況，および転倒リスク要因との関連性を χ^2 検定で検証した。

次に，本研究の主要解析として，就業中および就業外の転倒をそれぞれ従属変数としたロジスティック回帰分析を行った。独立変数には，単変量解析（χ^2 検定）において，$p < 0.20$ の水準 [17) 18)] で転倒と関連していた変数を投入した。独立変数の投入法は，強制投入法とした。

その後，主要解析から得られた結果に基づき，就業中の転倒に関連する要因について副次解析を行った。主要解析において，連続した値を群分けした変数が就業中の転倒と有意に関連した場合は，感度分析として，連続した値を独立変数としたロジスティック回帰分析を行った。また，独立変数間の交絡状況を確認するため，主要解析で就業中の転倒と有意に関連していた独立変数について，いずれかの独立変数を 1 つずつ取り除いたモデルを検証した。

各項目の欠損値は，ペアワイズ法で対応した。いずれの検定も，統計学的有意水準は 5 % とした。統計解析には，SPSS ver.21.0 を使用した。

5. 倫理的配慮

本研究は，神戸大学大学院人間発達環境学研究科内に設置された研究倫理審査委員会の承認（承認番号 No.290）と，生活協同組合コープこうべの役員および顧問弁護士の承認を経て実施された。対象者へは本研究の趣旨を文書で説明し，署名にて同意を得た。

Ⅲ　結果

1. 対象者の特徴

対象者の特徴を表 1 に示した。小売店舗の勤務者は 193 名であり，配送センターの勤務者は 204 名であった。対象者のうち，13.7 % が週 2 日以上運動・スポーツを行っており，59.4 % がメガネ・コンタクトを使用し，21.7 % が喫煙習慣を有し，19.4 % が体格指数 25 kg/m^2 以上であり，18.9 % がいずれかの眼の視力が 0.7 未満であり，18.1 % が血圧 140 mmHg/90 mmHg 以上であり，3.9 % が尿酸値 7 mg/dL であり，6.0 % が糖尿病要受診または治療中と診断されていた。転倒リスク要因について，対象者の 8.6 % が身体機能によるリスクが高く，2.3 % が疾病・身体症状によるリスクが高く，2.8 % が環境によるリスクが高く，43.9 % が行動・性格によるリスクが高かった。

単変量解析（χ^2 検定）において，就業中の転倒と有意に関連していた要因は，就業外の転倒（転倒あり），勤務先（配送センター），転倒リスク要因の疾病・身体

表1　対象者の特徴と就業中および就業外の転倒と関連する要因（χ^2 検定による単変量解析）

	過去 1 年の就業中の転倒			過去 1 年の就業外の転倒		
	なし, n（%）	あり, n（%）	p値*	なし, n（%）	あり, n（%）	p値*
過去 1 年の就業外の転倒			0.002			—
なし	340（94.7%）	19（5.3%）		—	—	
あり	31（81.6%）	7（18.4%）		—	—	
過去 1 年の就業中の転倒			—			0.002
なし	—	—		340（91.6%）	31（8.4%）	
あり	—	—		19（73.1%）	7（26.4%）	
勤務先			<0.001			0.062
小売店舗	190（98.4%）	3（1.6%）		180（93.3%）	13（6.7%）	
配送センター	181（88.7%）	23（11.3%）		179（87.7%）	25（12.3%）	
性別			0.095			0.726
男性	152（91.0%）	15（9.0%）		150（89.8%）	17（10.2%）	
女性	219（95.2%）	11（4.8%）		209（90.9%）	21（9.1%）	
年代			0.674			0.267
20～39歳	90（93.8%）	6（6.3%）		86（89.6%）	10（10.4%）	
40～59歳	215（92.7%）	17（7.3%）		207（89.2%）	25（10.8%）	
60歳以上	66（95.7%）	3（4.3%）		66（95.7%）	3（4.3%）	
運動・スポーツの実施頻度			0.359			0.923
なし・週 2日未満	317（93.0%）	24（7.0%）		308（90.3%）	33（9.7%）	
週2日以上	52（96.3%）	2（3.7%）		49（90.7%）	5（9.3%）	
めがね・コンタクトの使用			0.523			0.887
使用なし	152（94.4%）	9（5.6%）		146（90.7%）	15（9.3%）	
使用あり	219（92.8%）	17（7.2%）		213（90.3%）	23（9.7%）	
現在の喫煙習慣			0.756			0.048
なし	290（93.2%）	21（6.8%）		286（92.0%）	25（8.0%）	
あり	81（94.2%）	5（5.8%）		73（84.9%）	13（15.1%）	
握力			0.160			0.857
平均未満	165（91.7%）	15（8.3%）		163（90.6%）	17（9.4%）	
平均以上	181（95.3%）	9（4.7%）		171（90.0%）	19（10.0%）	
Body Mass Index			0.295			0.257
25kg/m²未満	297（92.8%）	23（7.2%）		292（91.3%）	28（8.8%）	
25kg/m²以上	74（96.1%）	3（3.9%）		67（87.0%）	10（13.0%）	
視力（矯正）			0.322			0.607
両眼とも0.7以上	299（92.9%）	23（7.1%）		290（90.1%）	32（9.9%）	
いずれの眼が 0.7未満	72（96.0%）	3（4.0%）		69（92.0%）	6（8.0%）	
血圧			0.499			0.169
140/90mmHg未満	305（93.8%）	20（6.2%）		297（91.4%）	28（8.6%）	
140/90mmHg以上	66（91.7%）	6（8.3%）		62（86.1%）	10（13.9%）	
尿酸値			0.341			0.868
7mg/dL未満	300（93.5%）	21（6.5%）		292（91.0%）	29（9.0%）	
7mg/dL以上	13（100.0%）	0（0.0%）		12（92.3%）	1（7.7%）	
糖尿病			0.232			0.870
正常	293（93.3%）	21（6.7%）		286（91.1%）	28（8.9%）	
要受診／治療中	20（100.0%）	0（0.0%）		18（90.0%）	2（10.0%）	
転倒リスク要因：身体機能			0.199			0.259
低リスク	330（93.8%）	22（6.3%）		320（90.9%）	32（9.1%）	
高リスク	29（87.9%）	4（12.1%）		28（84.8%）	5（15.2%）	
転倒リスク要因：疾病・身体症状			0.001			0.014
低リスク	354（93.9%）	23（6.1%）		343（91.0%）	34（9.0%）	
高リスク	6（66.7%）	3（33.3%）		6（66.7%）	3（33.3%）	
転倒リスク要因：環境			0.366			0.002
低リスク	349（93.1%）	26（6.9%）		342（91.2%）	33（8.8%）	
高リスク	11（100.0%）	0（0.0%）		7（63.6%）	4（36.4%）	
転倒リスク要因：行動・性格			0.290			0.097
低リスク	204（94.4%）	12（5.6%）		200（92.6%）	16（7.4%）	
高リスク	155（91.7%）	14（8.3%）		148（87.6%）	21（12.4%）	

* χ^2検定
欠損を含むため，変数によって対象者数は異なる。

症状（高リスク）であった。一方，就業外の転倒には，就業中の転倒（転倒あり），喫煙習慣（あり），転倒リスク要因の疾病・身体症状（高リスク），転倒リスク要因の環境（高リスク）が有意に関連していた。

2. 転倒の状況

対象者のうち，6.5 %が就業中に，また，9.6 %が就業外に転倒していた。過去 1 年間に，就業中・就業外いずれかの場面で転倒していた者の割合は，対象者の 14.4 %であった。

3. 就業中および就業外の転倒の関連要因に関する主要解析結果

主要解析として，単変量解析で転倒との関連性の p 値が 0.20 未満であった要因を独立変数とした多変量解析（ロジスティック回帰分析）を行った。その結果（表 2），就業外で転倒している者（調整オッズ比 3.11［95 %信頼区間 1.07 ～ 9.07］，p＝0.038）と，配送センター勤務者（調整オッズ比 15.13［95% 信頼区間 3.12 ～ 73.46］，p＝0.001）は，就業中に転倒している傾向にあること，および，握力が平均以上の者（調整オッズ比 0.34［95% 信頼区間 0.13 ～ 0.87］，p＝0.024）は，就業中に転倒していない傾向にあることが確認された。

また，多変量解析の結果，就業外の転倒と有意に関連する要因は，就業中の転倒（転倒ありの調整オッズ比 3.86［95 %信頼区間 1.36 ～ 10.91］，p＝0.011）と，転倒リスクの環境（高リスクの調整オッズ比 6.65［95 %信頼区間 1.73 ～ 25.54］，p＝0.006）であった。

4. 就労中の転倒の関連要因に関する副次解析結果

主要解析において，連続値を持つ変数である握力が，就業中の転倒に関連していることが示された。そこで，感度分析として，握力の男女別標準得点，就業外の転倒，および勤務先を独立変数としたロジスティック回帰分析を行った（表 3）。その結果，勤務先（配送センターの調整オッズ比 13.70［95 %信頼区間 3.02 ～ 62.09］，p＝0.001）が，就業中の転倒と有意に関連していた。一方，就業中の転倒と就業外の転倒（転倒ありの調整オッズ比 2.61［95 %信頼区間 0.92 ～ 7.40］，p＝0.071）およ

表2　就業中および就業外の転倒と関連する要因（ロジスティック回帰分析による主要解析）

	過去1年の就業中の転倒		過去1年の就業外の転倒	
	AOR（95%CI）	p値	AOR（95%CI）	p値
過去 1 年の就業外の転倒				
なし	1.00		—	
あり	3.11（1.07～9.07）	0.038	—	
過去1年の就業中の転倒				
なし	—		1.00	
あり	—		3.86（1.36～10.91）	0.011
勤務先				
小売店舗	1.00		1.00	
配送センター	15.13（3.12～73.46）	0.001	1.22（0.56～2.66）	0.610
性別				
男性	1.00		—	
女性	1.08（0.42～2.78）	0.877	—	
現在の喫煙習慣				
なし	—		1.00	
あり	—		1.96（0.89～4.30）	0.093
握力				
平均未満	1.00		—	
平均以上	0.34（0.13～0.87）	0.024	—	
血圧				
140/90mmHg未満	—		1.00	
140/90mmHg以上	—		1.72（0.75～3.91）	0.199
転倒リスク要因：身体機能				
低リスク	1.00		—	
高リスク	2.39（0.58～9.80）	0.228	—	
転倒リスク要因：疾病・身体症状				
低リスク	1.00		1.00	
高リスク	3.66（0.45～29.96）	0.226	2.32（0.47～11.30）	0.299
転倒リスク要因：環境				
低リスク	—		1.00	
高リスク	—		6.65（1.73～25.53）	0.006
転倒リスク要因：行動・性格				
低リスク	—		1.00	
高リスク	—		1.47（0.71～3.06）	0.305

AOR，調整オッズ比（Adjusted Odds Ratio）
95%CI，95%信頼区間（95% Confidence Interval）

表3　就業中の転倒と関連する要因（握力を連続値とした副次解析）

	AOR （95%CI）	p値
過去1年の就業外の転倒		
なし	1.00	
あり	2.61（0.92～7.40）	0.071
勤務先		
小売店舗	1.00	
配送センター	13.70（3.02～62.09）	0.001
握力（男女別の標準得点）	0.63（0.39～1.01）	0.055

AOR，調整オッズ比（Adjusted Odds Ratio）
95%CI，95％信頼区間（95% Confidence Interval）

表4　就業中の転倒と関連する要因（独立変数の組み合わせを変えた副次解析）

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
	AOR（95%CI）	p値	AOR（95%CI）	p値	AOR（95%CI）	p値	AOR（95%CI）	p値
過去 1 年の就業外の転倒								
なし	1.00		—		1.00		1.00	
あり	3.24（1.13～9.28）	0.029	—		3.58（1.31～9.78）	0.013	3.39（1.28～8.95）	0.014
勤務先								
小売店舗	1.00		1.00		—		1.00	
配送センター	12.66（2.88～55.76）	0.001	12.95（2.97～56.55）	0.001	—		7.47（2.19～25.46）	0.001
握力								
平均未満	1.00		1.00		1.00		—	
平均以上	0.37（0.15～0.90）	0.029	0.40（0.17～0.95）	0.039	0.54（0.23～1.27）	0.155	—	

AOR，調整オッズ比（Adjusted Odds Ratio）
95%CI，95％信頼区間（95% Confidence Interval）

び握力の男女別標準得点（調整オッズ比 0.63［95 ％信頼区間 0.39 ～ 1.01］，p=0.055）との関連性に関しては，調整オッズ比の p 値が有意な水準にわずかに達していなかった。

また，握力と就業中の転倒について，主要解析では両者に有意な関連性が示されたが，単変量解析（χ^2 検定）では有意な関連性が示されなかった。この不一致を補足するため，握力（平均未満，平均以上），就業外の転倒，および勤務先の 3 つを独立変数としたモデルを作成した上で（モデル 1），そこから，3 つの変数を 1 つずつ取り除いたモデル（モデル 2 ～モデル 4）を検証した（表 4）。その結果，勤務先がモデル内に含まれていた場合（モデル 1，モデル 2），握力は就業中の転倒に対して有意に回帰していたが（モデル 1 の調整オッズ比 0.37［95 ％信頼区間 0.15 ～ 0.90］，p＝0.029：モデル 2 の調整オッズ比 0.40［95 ％信頼区間 0.17 ～ 0.95］，p＝0.039），勤務先がモデル内に含まれない場合（モデル 3），握力は就業中の転倒に対して有意に回帰していなかった（調整オッズ比 0.54［95 ％信頼区間 0.23 ～ 1.27］，p＝0.155）。なお，握力と勤務先との関連性を χ^2 検定で確認したところ，配送センター勤務者の方が（195 名のうち 115 名：59.0 ％），小売店舗勤務者（175 名のうち 75 名：42.9 ％）よりも，握力が平均以上の者の割合が有意に多かった（p＝0.002）。

Ⅳ　考察

本研究の結果，配送センターの勤務者は，小売店舗の勤務者よりも，就業中に転倒している者の割合が高く（配送センター 11.3 ％，小売店舗 1.6 ％），主要解析において，両者の関連性を示す調整オッズ比は 10 を超える数値となった。これらの結果は，小売業において，就業中の転倒発生には就業内容が密接に関係しており，配送センターでの勤務内容は小売店舗よりも転倒発生を誘発しやすいことを示唆している。配送センターの位置づけを踏まえると，配送センターの勤務は，小売店舗の勤務よりも，総じて，荷物を抱えて移動する機会や，車両や荷台等を昇降する機会が多いとみなすことができる。これらの機会が多いことが，配送センター勤務者における就業中の転倒に影響している可能性がある。

感度分析では有意な水準にわずかに達していなかったものの（p＝0.055），本研究の主要解析において，握力が低いことは，就業中の転倒の関連要因であることが示された。握力は，全身の筋力・筋肉量を反映した指標として知られている[19]。また，高齢者を対象とした研究では，筋力の低下は転倒発生のリスクを高めることが明らかとなっている[20]。したがって，本研究で示された，勤労者の握力と就業中の転倒との関連性は，高齢者に関する知見と軌を一つにする知見である。ただし，握力や筋力と勤労者の転倒との関係性についての先行研究を概観すると，清掃業従事者では握力と転倒事故との関連性

が示されているものの[11]，製造業従事者では下肢筋力と転倒との関係性が示されておらず[12]，産業によって見解が異なる。したがって，慎重に解釈すべきであるものの，本研究の結果から考えると，十分な筋力・筋肉量を保持することが，小売業における就業中の転倒予防対策となり得る可能性がある。なお，単変量解析では，握力と就業中の転倒との間に有意な関連性は示されなかった。この結果は，配送センター勤務者は握力が高い傾向にあった点や，表4において勤務先をモデルに組み込むと握力の就業中の転倒に対する回帰が有意になった点から，勤務先が，握力と就業中の転倒との関連性を交絡していたためであったと判断できる。また，感度分析で両者の関連性が有意な水準に達していなかったことから（$p=0.055$），両者の関係性はクリアな線形ではない可能性もある。

一方，握力以外の要因について，高齢者の転倒リスクを包括的に捉えることを目的に開発された評価票[7][8]の構成要因（身体機能，疾病・身体症状，環境，行動・性格）は，いずれも，主要解析において就業中の転倒と有意に関連していなかった。また，高血圧や視覚，糖尿病など，高齢者の転倒と関連するといわれている身体・健康状況[5]も，就業中の転倒との関連性は示されなかった。これらの結果は，高齢者の日常生活での転倒と，勤労者の就労中の転倒とでは，関連する要因が必ずしも一致せず，高齢者研究の知見を勤労者へ適用できない可能性を示している。高齢者と比較すると，勤労者の就労中の転倒は，解明されていない点が非常に多く，今後の研究の蓄積が期待される。また，本研究の結果に従って考えると，高齢者向けの包括的評価票では，勤労者の就労中の転倒リスクを十分に捉えられていないと予想される。高齢者向けの包括的評価票のカットオフ値についても，高齢者[8]で採用されている値（28％）を採用すると，本研究では，高リスクと判定される勤労者が極端に少なくなった。勤労者の就労中の転倒リスクを包括的に評価するには，関連要因に関する知見の蓄積を進め，就労中の転倒に独自の包括的評価票を作成することが望ましいだろう。

本研究において，就業外の転倒は，就業中の転倒と相互に関連していた。ただし，就業中の転倒と，就業外の転倒とは，関連する要因がそれぞれ異なることが示された。すなわち，主要解析において，就業中の転倒の関連要因であった勤務先と握力は，就業外の転倒とは有意に関連していなかった。その代わりに，就業外の転倒には，転倒リスクアセスメント票[7][8]で評価された環境が関連していた。これらの結果は，勤労者の効果的な転倒予防対策は，就業中と就業外とでそれぞれ異なる可能性があることを示している。このような結果が得られた理由として，転倒が発生する状況やメカニズムが，就業中と就業外では異なるためであることが考えられる。勤労者の転倒に着目した先行研究では，転倒の場面が区別されていないものも含まれる[13]。今後，勤労者の転倒に関する研究を行う際は，転倒の場面を区別して行われるべきであろう。

本研究は，転倒予防に関する従来の研究で十分に注目されていなかった集団である，勤労者の転倒予防対策の構築に寄与する研究と位置付けられる。しかし，本研究は次の限界点を含む。1点目として横断研究である点があげられる。限界の2点目は，標本設計に基づいて対象者数を設定しておらず，十分な対象者数を確保できてない点があげられる。3点目は，対象とした6か所の事業所を生活協同組合コープこうべから無作為に抽出しておらず，選択バイアスのある点があげられる。また，対象者の仕事内容や，転倒の発生状況の詳細を把握していない点が，4点目の限界点である。さらに勤労者において，過去1年間の思い出し法による転倒評価の信頼性・妥当性が十分に定まっていない点が，5点目の限界点としてあげられる。高齢者の場合，転倒評価には，カレンダー等による日常的な転倒記録法が推奨[21]されており，特に認知機能が低下した者ほど，思い出し法の転倒評価は正確性が低くなる[22]。しかし，日常的な転倒記録法は，観察期間が長期になるほど回収率が低くなり[23]，転倒の最適な評価方法は明確な結論が得られていない[22]。勤労者は，認知機能が十分保たれているとみなすことができる。そのため，勤労者は，高齢者よりも，思い出し法の転倒評価の正確性が高いと予想されるものの，勤労者の転倒の評価方法に関する知見の蓄積は進んでいない。今後は，これらの限界点を克服した検証が行われ，本研究を起点に，勤労者の効果的な転倒予防対策の構築を目指した研究が発展していくことが期待される。

対象とした生活協同組合コープこうべは主として飲食料品を小売する典型的で知名度の高い業者であることから，上述した選択バイアスを含むものの，小売業のうち，飲食料品を主に扱う業種の勤労者に対しては，一般化でき得る知見が本研究より得られた。しかし，他のものを取り扱う小売業の勤労者や，他の産業分野の勤労者にも一般化できるかどうかは不明である。

V　結論

本研究では，小売業に従事する勤労者を対象に，転倒

に関連する要因を検証した。その結果，勤務中の転倒には，勤務外にも転倒していること，配送センターに勤務していること，および，握力が平均よりも低いことが関連していることが明らかになった。

Ⅵ　利益相反

本研究において申告すべき事項はない。

Ⅶ　研究資金

本研究において，特定の資金源はない。

Ⅷ　謝辞

本研究の調査実施に多大なご協力をいただきました，生活協同組合コープこうべ健康管理室統括部長の畑祐司氏と生活協同組合コープこうべ健康管理室担当係長（当時）の植田拓浩氏に深く感謝いたします。

引用文献

1）厚生労働省．第 13 次労働災害防止計画．2018. 入手先〈https://www.mhlw.go.jp/content/11200000/000341158.pdf〉，参照 2018-12-18.
2）厚生労働省．平成 29 年における労働災害発生状況（確定）．2018.〈https://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/anzeneisei11/rousai-hassei/xls/17-kakutei.xls〉，参照 2018-12-18.
3）厚生労働省．STOP！ 転倒災害プロジェクト実施要綱．2016.〈https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11300000-Roudoukijunkyokuanzeneiseibu/0000111040.pdf〉参照 2018-12-19.
4）鈴木隆雄．転倒の疫学．日老医誌．40 (2)：85-94, 2003.
5）Ambrose AF, et al. Risk factors for falls among older adults：A review of the literature. *Maturitas*. 75 (1)：51-61, 2013.
6）鳥羽研二ほか．転倒リスク予測のための「転倒スコア」の開発と妥当性の検証．日老医誌．42 (3)：346-352, 2005.
7）Demura S, et al. Examination of useful items for the assessment of fall risk in the community-dwelling elderly Japanese population. *Environ Health Prev Med*. 15 (3)：169-179, 2010.
8）佐藤進ほか．転倒リスクプロファイル評価法の提案と地域高齢者の転倒リスク特性．体育測定評価研究．11：49-55, 2011.
9）Guirguis-Blake JM, et al. Interventions to prevent falls in older adults：Updated evidence report and systematic review for the US Preventive Services Task Force. *JAMA*. 319(16)：1705-1716, 2018.
10）金成由美子ほか．高齢者における転倒予防介入プログラムの有効性に関する文献的考察．日公衛誌．49 (4)：287-304, 2002.
11）正田浩三ほか．ビル清掃業務に従事する中高年就労者の業務災害に関する調査．日本建築学会環境系論文集．68 (568)：89-94, 2003.
12）Tsukada T, et al. Risk assessment of fall-related occupational accidents in the workplace. *J Occup Health*. 58 (6)：612-621, 2016.
13）塩満智子ほか．事務的職業に従事する壮年期・中年期労働者の運動習慣及び体力と転倒に対する意識．日健医会誌．25 (2)：107-113, 2016.
14）Kines P. Construction workers' falls through roofs：Fatal versus serious injuries. *J Safety Res*. 33 (2)：195-208, 2002.
15）Jensen OC. Non-fatal occupational fall and slip injuries among commercial fishermen analyzed by use of the NOMESCO injury registration system. *Am J Ind Med*. 37 (6)：637-644, 2000.
16）総務省統計局．労働力調査．2017 年基本集計 全都道府県「産業，従業上の地位・雇用形態（雇用者については従業者規模）別就業者数」．2018.〈https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000031667347&fileKind=0〉参照 2018-12-19.
17）Coleman AL, et al. Higher risk of multiple falls among elderly women who lose visual acuity. *Ophthalmology*. 111 (5)：857-862, 2004.
18）Katz MH. 多変量解析を準備する．木原雅子ほか監訳，医学的研究のための多変量解析：一般回帰モデルからマルチレベル解析まで．メディカル・サイエンス・インターナショナル，東京，2008, pp.77-99.
19）Kozakai R. Grip strength and healthy aging. *J Phys Fit Sport Med*. 6 (3)：145-149, 2017.
20）Moreland JD, et al. Muscle weakness and falls in older adults：a systematic review and meta-analysis. *J Am Geriatr Soc*. 52 (7)：1121-1129, 2004.
21）Lamb SE, et al. Development of a common outcome data set for fall injury prevention trials：the Prevention of Falls Network Europe

consensus. *J Am Geriatr Soc*. 53 (9) : 1618-1622, 2005.

22) Ganz DA, et al. Monitoring falls in cohort studies of community-dwelling older people : effect of the recall interval. *J Am Geriatr Soc*. 53 (12) : 2190-2194, 2005.

23) Leveille SG, et al. Chronic musculoskeletal pain and the occurrence of falls in an older population. *JAMA*. 302 (20) : 2214-2221, 2009.

Original

Correlates of Fall among Workers in the Retailing Industry : A Cross-Sectional Study

Kazuhiro HARADA　Shuichi OKADA

Graduate School of Human Development and Environment, Kobe University

Abstract

【Objective】 This study aimed to examine the correlates of fall among workers in the retailing industry.

【Methods】 This study targeted the workers of 3 shops and 3 delivery centers of the Consumer Co-operative Kobe, a grocery-retailing company. Among them, 397 workers responded to the questionnaire and agreed to the use of their health data which the company had. The questionnaire inquired about fall experience during 1 year in occupational and non-occupational settings, Demura's fall risk assessment chart (physical function, disease and physical symptoms, environment, and behavior and character), and demographic factors (gender, age, exercise habit, and use of glass). From the health data, smoking habit, grip strength, body mass index, corrected visual acuity, blood pressure, urinary acid concentration, and diagnosis of diabetes were used.

【Results】 Among participants, 6.5% fell in occupational settings. Logistic regression analysis revealed that those who worked at delivery centers (adjusted odds ratio [AOR], 15.13 ; 95% confidence interval [CI], 3.12 – 73.46 ; p = 0.001) and those who fell in non-occupational settings (AOR, 3.11 ; 95% CI, 1.07 – 9.07 ; p = 0.038) were more likely to fall in occupational settings, and that those with higher grip strength (AOR, 0.34 ; 95% CI, 0.13 – 0.87 ; p = 0.024) were less likely to fall in such settings. Other factors were not significantly correlated with fall in occupational settings.

【Conclusion】 This study found that fall in non-occupational settings, working in delivery centers, and lower status of grip strength are correlated with fall in occupational settings among workers in a retailing company.

Keywords　Accidents, Occupational, Accidental Falls, Physical Fitness, Hand Strength

Corresponding author : Kazuhiro HARADA, Graduate School of Human Development and Environment, Kobe University
3-11 Tsurukabuto, Nada, Kobe, 657-8501 Japan
TEL : +81 78803 7886　FAX : +81 78803 7886　e-mail : harada@harbor.kobe-u.ac.jp
Received : January 9, 2019　Accepted : February 23, 2019

原　著

認知機能の低下した高齢入院患者における移動能力の認識・判断過程～誤判断に伴う転倒の認知モデル～

篠﨑　未生[1)]　山本　成美[1)]　柿家　真代[1)]　梶田　真子[2)]
太田　隆二[3)]　谷本　正智[3)]　山岡　朗子[1)]　竹村　真里枝[4)]
佐竹　昭介[5)]　近藤　和泉[3)]　新畑　豊[1)]

1）国立研究開発法人国立長寿医療研究センター神経内科部
2）国立研究開発法人国立長寿医療研究センター看護部
3）国立研究開発法人国立長寿医療研究センターリハビリテーション科部
4）国立研究開発法人国立長寿医療研究センター整形外科部
5）国立研究開発法人国立長寿医療研究センターフレイル研究部

要　約

【目的】本研究では，認知機能の低下した高齢者による転倒のメカニズムの一端を解明するべく，急性期治療を終えた直後の入院中の高齢者を対象として，認知機能レベル別に移動能力の認識・判断過程のモデル化を行い，患者による移動能力の不適切な認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響について検討した。

【方法】研究対象者は地域包括ケア病棟に転入した平均年齢 82.8 ± 6.9 歳（範囲 65 ～ 97）の入院患者 304 名であった。転入時および退院時の移動能力は FIM の移動･移乗関連項目で評価し，入院前の移動能力は家族への聴き取りによって評価を行った。患者による転入時の移動能力認識は SF-8 の「PF」で，転入時の役割能力認識は SF-8 の「RP」で評価し，転入時および退院時の認知機能は MMSE によって評価を行った。さらに退院後 3 か月以内の転倒発生の有無を郵送式調査で実施した。転入時の MMSE 得点を基準とし，上位 1/3（n=104）を「H 群」（MMSE 得点 30 ～ 25 点），中位 1/3（n=94）を「M 群」（MMSE 得点 24 ～ 19 点），下位 1/3（n=106）を「L 群」（MMSE 得点 18 ～ 0 点）とする 3 群に分けて分析した。入院前および転入時の客観的な移動能力と患者による移動能力認識との関連について Spearman の順位相関係数で検討し，構造方程式モデルによる多母集団同時分析で患者の移動能力の認識・判断過程のモデル化を行った。さらに，退院時の MMSE 得点を基準とし，25 点以上を「高群」（n=96），24 点以下を「低群」（n=123）とする 2 群に分けて，二項ロジスティック回帰分析で患者による移動能力の不適切な認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響について検討した。

【結果と考察】相関分析および構造方程式モデルによる多母集団同時分析の結果より，H 群では「転入時移動能力」が「転入時移動能力認識」に影響していたのに対して，M 群，L 群では「入院前移動能力」が「転入時移動能力認識」に影響していた。また，すべての群で「転入時移動能力認識」が「転入時役割能力認識」に影響していた。さらに，二項ロジスティック回帰分析（強制選択法）の結果より，高群では「退院時移動能力」得点，「退院時移動能力差」得点ともに「退院後 3 か月以内の転倒発生」への影響は認められなかったのに対して，低群では「退院時移動能力差」得点による「退院後 3 か月以内の転倒発生」への影響が認められた。

認知機能が高く維持されている患者では，自己の移動能力を機能低下後の転入時の移動能力に基づき認識・判断していたのに対して，認知機能の低下した患者では，自己の移動能力を機能低下以前の移動能力に基づき過大評価して

連絡先：国立研究開発法人国立長寿医療研究センター神経内科部　篠﨑未生
〒 474-8511　愛知県大府市森岡町 7-430
TEL：0562-46-2311　FAX：0562-48-2373　E-mail：mio-s@umin.ac.jp
受付日：2018. 3. 22　受理日：2019. 2. 23

認識しており，そのことが誤判断につながる可能性が示された。さらに，認知機能の低下した患者が，自己の移動能力を機能低下以前の移動能力に基づき認識している場合，実際の移動能力と患者の認識との間にかい離が生じ，そのかい離が退院後の転倒リスクを高める可能性が示された。

【結論】急性期治療直後の認知機能の低下した高齢者では，機能低下以前の身体表象に基づいて自己の移動能力を不適切に認識，判断し，転倒発生に至る可能性が示された。

キーワード　認知過程　自己認識　過大評価　認知機能低下　転倒

Ⅰ　はじめに

認知機能の低下は，高齢者の転倒リスクを２倍程度高める[1) 2)]といわれており，その背景として，認知機能による移動動作の安全面への影響が指摘されている[3)-5)]。実際，高齢者医療の現場で発生する認知機能の低下と関連した転倒の中には，車いすから急に立ち上がり歩こうとするなどの高齢者自身によるリスキーな移動動作をきっかけとしたものも多くみられる。このような高齢者による転倒リスク行動は，とくに実行機能や判断力に関わる認知機能の低下によって起こるとされ，自らの身体能力の不適切な認識が誤判断やリスク認識の甘さを引き起こしているとの指摘もある[3)-5)]。一方，転倒リスク行動を繰り返す高齢者が，どのように自己の移動能力の低下を認識し，誤判断に至るのかという認知過程それ自体を詳細に検討した研究は少ない。認知機能の低下と関連した転倒に対して，より効果的な対策を講じるためにも，高齢者がどのような思考プロセスを経て，転倒リスク行動に至るのかという認知過程を明らかにすることは重要な課題である。

高齢期は移動能力が徐々に低下していく時期であるが，急性期疾患などで急激に移動能力の低下が起きた場合，高齢者はどのようにして機能低下後の移動動作に適応していくのだろうか。効果的で安全に移動動作を遂行するためには，まず，自己の移動能力の低下を適切に認識することが必要であり，さらに低下のレベルや生活環境に合わせて，手すりや杖，車いすなどのツールを適切に選択し，それらを効果的に使用するための動作の獲得が求められる。中でも，実際に動作を行うことなく動きをイメージし，動作の結果を予測する心的表象能力は，移動動作の安全な遂行において極めて重要な認知過程であるが[6)-8)]，近年では，このような心的表象能力が加齢とともに低下し，自己の動きの適切なシミュレーションが困難になることが明らかにされつつある[9)-12)]。実際，若年者と比較して高齢者では，動作の見積もり精度が悪く[13) 14)]，そのことが転倒リスク行動などにも影響することが示唆されている[15)-18)]。さらに，多くの研究において，このような高齢者の見積もり誤差は，自己の能力を楽観的に解釈し，過大評価するという一定の傾向を示すとされている[14) 17) 18)]。一方，なぜ，高齢者の見積もりが自己の身体能力を過大評価する方向に歪むのかという点については，高齢者が内部モデルの更新を失敗するためではないかという指摘[18)]もあるが，いまだ十分に解明されていない。

これらをふまえると，認知機能の低下した高齢者で観察される転倒リスク行動は，移動能力の低下自体はおおよそ認識できているものの，心的表象能力の低下により，自己の移動能力の見積もりが不正確なものとなり，動作結果の適切な予測ができず，車いすを使わずに歩くという誤判断に至った可能性もあるが，内部モデルの更新の失敗などにより，そもそも，移動能力の低下という自らの身体に起きた変化自体を自覚できず，機能低下以前の身体表象に基づいて自己の移動能力を認識することで，車いすを使わずに歩くという誤判断に至った可能性も考えられる。

とくに急性期治療直後は高齢者の転倒リスクが高まることが一般的に知られているが，急性疾患による移動能力の急激な低下に加えて，入院治療中の安静臥床などによる歩行経験の乏しさが，高齢者の移動能力の低下に対する適切な認識を難しくさせている可能性も考えられる。Lafargue ら[18)]は高齢者が加齢に伴う身体的変化に適応できなくなる背景として，運動機会の減少との関連を指摘している。Sakurai ら[19)]も自己の身体能力に対する過大評価が外出経験の乏しさと関連することを見いだしている。実際に歩くという経験の繰り返しを通して，身体能力の低下に対する高齢者の自覚が促され，自己の身体表象の更新，さらには移動能力の適切な認識やシミュレーション，結果の予測などが可能となるのかもしれない。

臨床への応用という点でも，転倒リスクがとくに高いとされる急性期治療直後の時期に，認知機能の低下した高齢者が自己の身体の変化をどの程度，適切に認識・判断しているのか，すなわち，自己の身体に関する心的表

象の更新を適切に行っているのか。また認識が不適切な場合，そのことが転倒発生に影響しうるのかを検討することは，とくにハイリスクとされる状況下での転倒発生のメカニズムを明らかにするという点で，大きな意義がある。

本研究では，認知機能の低下した高齢者による転倒のメカニズムの一端を解明するべく，急性期病棟での治療を終えた直後の入院中の高齢者を対象として，認知機能レベル別に移動能力の認識・判断過程のモデル化を行い，患者による移動能力の不適切な認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響について検討した。

Ⅱ　方法

1. 対象

2015 年 7 月から 2017 年 10 月にかけて，院内または他院の急性期病棟から国立長寿医療研究センター地域包括ケア病棟に転入した 65 歳以上の患者を対象とした。なお，入院期間が 2 週間未満の予定で転入した患者，末期がんなどの病状が極端に悪い患者，ペースメーカー埋め込み患者は除外した。入院中のすべての評価は患者の病状に配慮しながら病棟内または院内で実施した。地域包括ケア病棟の入院期間は基本的に 60 日間を上限とし，入院中は，主治医による治療の他，病棟算定要件である 1 日平均 2 単位のリハビリテーションを理学療法士，作業療法士，言語聴覚士が実施し，栄養改善が必要な患者に対しては Nutrition Support Team（栄養サポートチーム）が評価，アドバイスを行った。ただし研究を目的とした介入は行われなかった。

2. 測度

1）基本的属性

年齢，性別，急性期病棟入院中の主疾患名，急性期病棟入院日数，地域包括ケア病棟入院日数を設定した。

2）転入時／退院時認知機能評価

地域包括ケア病棟転入時および退院時に，Mini-Mental State Examination（以下 MMSE）[20] の日本語版を使用して心理士が評価した。全 11 項目（得点範囲 0 ～ 30 点）からなり，高得点ほど認知機能が高く維持されていることを示す。

3）客観的評価

入院前移動能力：急性期病棟入院直前 1 か月間程度の患者の移動能力について，地域包括ケア病棟転入時に，藤田保健衛生大学七栗サナトリウム（当時）によるフローチャート式 FIM（以下 Flow-FIM）[21] を使用して家族による評価を行った。Flow-FIM は ADL に関する全 18 項目 7 件法の尺度であるが，本研究では移動能力と関連する移乗・移動の下位項目の中から「トイレ移乗」「ベッド移乗」「歩行」の 3 項目のみを使用し，それらの合計得点（得点範囲 3 ～ 21 点）を「入院前移動能力」得点とした。なお，移乗・移動の下位項目のうち「浴槽移乗」と「階段」は，デイサービスでの入浴サービス利用や階段のない生活環境などにより家族による患者の能力評価が困難なケースも多く含まれていたため，除外した。

転入時／退院時移動能力：地域包括ケア病棟転入時および退院時に Functional Independence Measure 第 3 版の日本語版（以下 FIM）[22] を使用して，理学療法士がリハビリテーション中に評価を行った。Flow-FIM と同様，FIM も全 18 項目 7 件法の評定尺度である。入院前移動能力の評価項目と対応させて，移乗・移動に関する 3 項目（「トイレ移乗」「ベッド移乗」「歩行」）の合計得点（得点範囲 3 ～ 21 点）を「転入時移動能力」得点とした。Flow-FIM の得点と FIM の得点との一致率は高いことから[21]，本研究の分析では，Flow-FIM での評価得点と FIM での評価得点は同等のものとして扱った。

4）主観的評価

転入時移動能力認識：地域包括ケア病棟転入時に Medical Outcome Study 8-item Short Form Health Survey 日本語版（以下 SF-8）[23] の下位項目「PF」を元にした質問を読み上げ，患者による評定を行った。本研究の実施状況と患者の言語理解力に合わせて，平易な表現となるように，「過去 1 か月間」を「現在」，「体を使う日常活動（歩いたり階段を昇ったりなど）」を「歩いたりすること」，「妨げられる」を「できない」と言い換えた。「できる」から「できない」までの 5 件法で回答を求め，分析の際には自己の能力を高く評価する患者ほど高得点となるように逆転項目処理を行った（得点範囲 1 ～ 5 点）。

転入時役割能力認識：地域包括ケア病棟転入時に SF-8 の下位項目「RP」を元にした質問を読み上げ，患者による評定を行った。本研究の実施状況と患者の言語理解力に合わせて，平易な表現となるように，「過去 1 か月間」を「現在」，「いつも」を「入院前にやっていた」，「仕事（家事も含みます）をすること」は大半の患者が既に退職していること，男性患者の大半が入院前から家事をしない生活であったことを考慮し「家事や日課など」とし，「妨げられる」を「できなさそう」と言い換えた。「できそう」から「できなさそう」までの 5 件法で回答を求め，分析の際には自己の能力を高く評価する患者ほど高得点となるように逆転項目処理を行った（得点範囲 1 ～ 5 点）。

5）退院時四肢筋肉量および Body Mass Index

地域包括ケア病棟退院時に看護師が身長，体重，四肢筋肉量を測定した。四肢筋肉量は IN BODY S10（BIO SPACE 社製）を使用し，インピーダンス法で測定した。

6）退院後 3 か月以内の転倒経験

退院後 3 か月以内の転倒の有無について，「あり」（1）または「なし」（0）の 2 件法で家族または患者が評定した。調査票は郵送で回収を行った。

3. 解析方法

統計的解析は SPSS Statistics 22 と SPSS Amos 23（いずれも IBM 社製）を使用し，有意水準は 5% とした。すべての分析は認知機能レベル別に行った。自己の移動能力について，転入時に，急性期治療に伴う身体機能の低下という変化を認識していない場合は，機能低下以前の状態である入院前の身体表象に基づき認識している，変化を認識している場合は，機能低下後の状態である転入時の身体表象に基づき認識しているとの仮定のもと，どちらの身体表象に基づき自己の移動能力を認識しているのかを検討するために，認知機能レベル別に入院前および転入時の客観的な移動能力と患者による移動能力認識との関連について Spearman の順位相関係数により検討した。さらに，相関分析の結果をもとにして，構造方程式モデルで患者の移動能力の認識・判断過程のモデル化を試み，認知機能レベルの違いによって移動能力の認識・判断過程のモデルのパス係数にどのような違いがあるのかを多母集団同時分析により比較検討した。最後に，患者の移動能力認識が実際の移動能力とかい離している場合は，その認識のかい離が退院後の転倒発生に影響するか否かを二項ロジスティック回帰分析（強制選択法）により検討した。

4. 倫理的配慮

本研究は，世界医師会「ヘルシンキ宣言」および「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（2017 年 2 月 28 日改訂）」に示される倫理規範に沿って計画され，調査実施にあたって国立研究開発法人国立長寿医療研究センター倫理・利益相反委員会の承認（承認番号：830）を受けた。対象者には，地域包括ケア病棟への転入時に書面および口頭で本研究について説明し，書面での同意取得を行った。なお認知機能低下などにより十分な同意能力を有しない患者についても代諾者同意で研究参加可能とした。その場合は，家族への説明に加えて患者本人へのインフォームド・アセントを実施し，代諾者による書面での同意取得を行った。

Ⅲ 結果

地域包括ケア病棟に転入した 65 歳以上の患者（該当期間中の複数回転入による重複は除く）のうち，研究同意者 344 名，参加途中での同意撤回者 1 名であった。このうち、転入時の移動能力の認識・判断に関する分析で使用する変数での欠損がない 304 名を分析対象とした。なお，データ欠損の発生理由として，重度認知機能低下・意識レベル不良・両側高度難聴・失語などによる実施困難 22 名，回答拒否 1 名，同意取得後の病状悪化 1 名，同意取得直後の転棟・退院による実施困難 7 名，その他 8 名であった。また，退院 3 か月後の郵送式調査はこの 304 名のうち 222 名から回収され（回収率 73.0%），このうち分析で使用する変数での欠損があった 3 名を除く 219 名を退院後の転倒に関する分析対象者とした（図 1）。

転入時の移動能力の認識・判断に関する分析対象者 304 名（男性 105 名，女性 199 名）は，平均年齢 82.8 ± 6.9 歳（範囲 65 ～ 97），転入時の MMSE 得点は平均 20.1 ± 7.4 点（範囲 0 ～ 30）であった。急性期病棟入院の原因となった主疾患名は椎体骨折 91 名，大腿骨骨折 22 名，その他下肢骨折 10 名，変形性膝関節症 11 名，脳梗塞 7 名，パーキンソン病 15 名，その他疾患 148 名であった。急性期病棟入院日数は平均 30.6 ± 20.3 日（範囲 1 ～ 153），地域包括ケア病棟入院日数は平均 41.9 ± 13.9 日（範囲 8 ～ 79）であった（表 1）。

入院前，転入時，退院時の客観的移動能力評価で使用した 3 項目間の内的整合性を検討するために，Cronbach の α 係数を算出したところ，入院前は .95，転入時は .88，退院時は .91 といずれも十分に高い値が

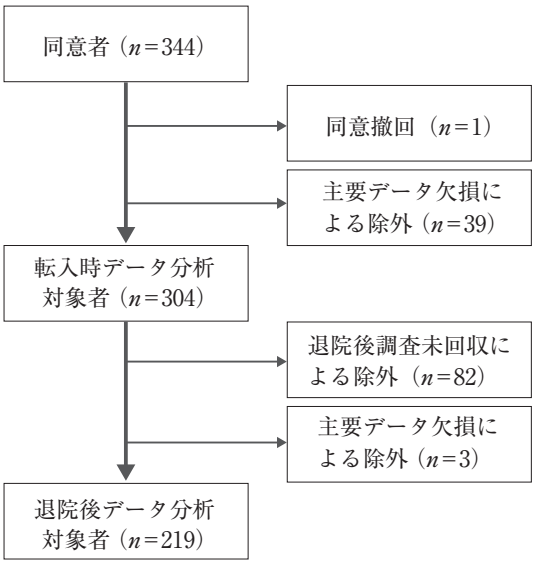


図 1 分析対象者の抽出過程

表 1　転入時データ分析対象者（n=304）の基本的属性

	N（%）	Mean ± SD	Range
年齢		82.8 ± 6.9	65～97
性別　男性	105（34.5%）		
女性	199（65.5%）		
急性期病棟入院の主疾患			
椎体骨折	91（29.9%）		
大腿骨骨折	22（7.2%）		
その他下肢骨折	10（3.3%）		
変形性膝関節症	11（3.6%）		
脳梗塞	7（2.3%）		
パーキンソン病	15（4.9%）		
その他	148（48.7%）		
急性期病棟入院日数		30.6 ± 20.3	1～153
地域包括ケア病棟入院日数		41.9 ± 13.9	8～79
転入時MMSE得点		20.1 ± 7.4	0～30

表 2　認知機能レベル別の転入時の各変数の記述統計量

		認知機能レベル					
		H群（n = 104）		M群（n = 94）		L群（n = 106）	
		M	*SD*	*M*	*SD*	*M*	*SD*
客観的評価							
（a）	入院前移動能力	18.8	2.8	17.4	4.3	15.5	5.5
（b）	転入時移動能力	14.9	4.1	12.6	4.5	9.6	4.4
（b）−（a）	転入時移動能力差	−3.9	4.2	−4.8	4.7	−5.9	5.1
主観的評価							
（c）	転入時移動能力認識	2.6	1.1	2.6	1.2	2.7	1.4
（d）	転入時役割能力認識	2.2	1.3	2.4	1.4	2.7	1.5

得られた。

以下の 1 ～ 3 の分析は，転入時の認知機能レベル別に分析を行った。自己の移動能力認識が困難となる MMSE 得点のカットオフ値についての知見がほとんど見当たらないことから，本研究では転入時の MMSE 得点を基準とし，上位 1/3（n=104）を「H 群」（MMSE 得点 30 ～ 25 点），中位 1/3（n=94）を「M 群」（MMSE 得点 24 ～ 19 点），下位 1/3（n=106）を「L 群」（MMSE 得点 18 ～ 0 点）とする 3 群に分けて分析した。

1.　認知機能レベル別の入院前と転入時の記述統計量

認知機能レベル別の入院前と転入時の各変数の記述統計量を表 2 に示す。転入時の実際の移動能力を表す「転入時移動能力」得点の平均値は，H 群が 14.9 ± 4.1 点，M 群が 12.6 ± 4.5 点，L 群が 9.6 ± 4.4 点で，群間差が認められた（$F_{2,301}$=39.21, p < .001）。Tukey HSD 法による多重比較の結果，L 群が H 群，M 群よりも低値であり（いずれも p < .001），M 群が H 群よりも低値であった（p < .01）。また，入院前と比較した転入時の移動能力低下度を表す「転入時移動能力差」得点は，「転入時移動能力」得点から「入院前移動能力」得点を引いて算出した。「転入時移動能力差」得点の平均値は，H 群が −3.9 ± 4.2 点，M 群が −4.8 ± 4.7 点，L 群が −5.9 ± 5.1 点で，群間差が認められた（$F_{2,301}$ = 4.84, p < .01）。Tukey HSD 法による多重比較の結果，L 群が H 群よりも大きく低下していた（p < .01）。一方，患者の移動能力の自己認識を表す「転入時移動能力認識」得点の平均値は，H 群が 2.6 ± 1.1 点，M 群が 2.6 ± 1.2 点，L 群が 2.7 ± 1.4 点であり，群間差は認められなかった（$F_{2,301}$=0.02, n.s.）。

2.　客観的移動能力と移動能力認識，役割能力認識との関連

入院前と比較して，転入時に身体機能が低下したことを認識していない場合，転入時の患者の移動能力認識は，入院前の移動能力により近いものとなり，一方，転入時に身体機能の低下を認識している患者の移動能力認識は，転入時の実際の移動能力に基づき認識していると考えられた。そこで，患者がいつの時点の身体に関する心的表象に基づき自己の移動能力を認識しているのかを検討するために，認知機能レベル別に入院前および転入時の客観的な移動能力と患者による移動能力認識との関連について Spearman の順位相関係数を用いて検討した。患者による移動能力に関する認識を表す「転入時移

動能力認識」得点は，H 群ではその時点の実際の移動能力である「転入時移動能力」得点と中程度の関連があり（$r_s = .45$, $p < .001$），「入院前移動能力」得点との関連は弱い関連に留まった（$r_s = .20$, $p < .05$）のに対して，M 群，L 群では，入院前の移動能力を表す「入院前移動能力」得点と弱い関連があり（M 群，L 群の順に $r_s = .22$, $p < .05$，$r_s = .32$, $p < .01$），「転入時移動能力」得点との関連は認められなかった。また，患者による役割などの日常活動能力に関する認識を表す「転入時役割能力認識」得点は，すべての群で「転入時移動能力認識」得点との間で中程度の関連が認められた（H 群，M 群，L 群の順に $r_s = .55$, $p < .001$，$r_s = .59$, $p < .001$，$r_s = .56$, $p < .001$）（表 3）。

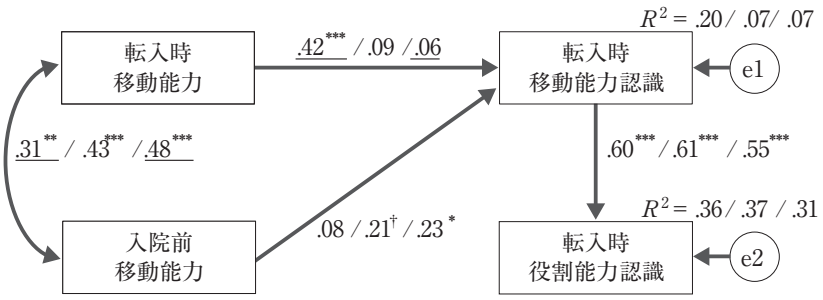
3. 移動能力の認識・判断過程に関するモデル化

認知機能レベルの違いによって移動能力の認識・判断過程のモデルのパス係数にどのような違いがあるのかを構造方程式モデルによる多母集団同時分析により比較検討した。相関分析の結果をもとに，患者による転入時の移動能力認識は，「転入時移動能力」と「入院前移動能力」の両方の身体表象による影響を受けると仮定し「転入時移動能力」と「入院前移動能力」の両方から「転入時移動能力認識」へパスを引いた。また，「転入時移動能力」と「入院前移動能力」は関連すると仮定し両者に相関関係を設定した。さらに，転入時の役割能力は転入時の移動能力認識に基づき認識されると仮定し「転入時移動能力認識」から「転入時役割能力認識」へパスを引いた。多母集団同時分析を行った結果，等値制約を置かないモデルでは，適合度指標は $\chi^2(6) = 7.387$, $p = .287$, GFI = .988, AGFI = .940, CFI = .993, RMSEA = .028 であった（図 2）。H 群と M 群との間，H 群と L 群との間で「転入時移動能力」から「転入時移動能力認識」へのパス係数に有意差があったことから，このパスに等値制約を置くモデルで多母集団同時分析を再度行った結果，適合度指標は $\chi^2(9) = 24.291$, $p = .004$, GFI = .963, AGFI = .875, CFI = .927, RMSEA = .075 となり適合度が大きく低下した。パス係数の有意差が H 群とその他 2 群との間で認められたことから H 群とその他 2 群とで異なるモデルを仮定し，それぞれのモデルで極めて小さな値を示したパスを削除しモデルの修正を行った。その結果，H 群の修正後のモデル（図 3）の適合度は $\chi^2(1) = .366$, $p = .545$, GFI = .998, AGFI = .986, CFI = 1.000,

表 3　認知機能レベル別の転入時の移動能力と移動能力認識・判断との関連

	H群（$n = 104$）			M群（$n = 94$）			L群（$n = 106$）		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
客観的評価									
(a) 入院前移動能力	—			—			—		
(b) 転入時移動能力	.28**	—		.33**	—		.50***	—	
主観的評価									
(c) 転入時移動能力認識	.20*	.45***	—	.22*	.19	—	.32**	.18	—
(d) 転入時役割能力認識	.30**	.30**	.55***	.09	.22*	.59***	.15	.15	.56***

注）すべて Spearman の順位相関で算出した。
* $p < .05$,　** $p < .01$,　*** $p < .001$

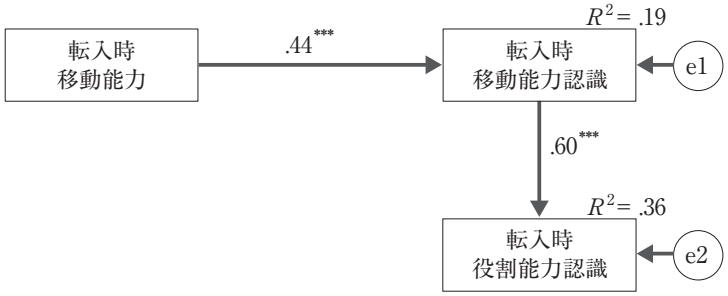


$\chi^2(6) = 7.387$, $p = .287$, GFI = .988, AGFI = .940, CFI = .993, RMSEA = .028

注）左が「H 群」（$n = 104$），中央が「M 群」（$n = 94$），右が「L 群」（$n = 106$）の値である。等値制約なし。各パス係数は標準化係数であり，下線を引いたパス係数で群間差（5%水準）が認められた。

† $p < .10$,　* $p < .05$,　** $p < .01$,　*** $p < .001$

図 2　認知機能レベル別の移動能力認識・判断過程に関するモデル

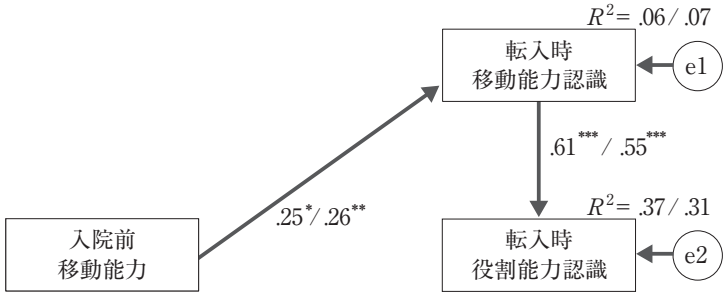


χ^2 (1) = .366, p = .545, GFI = .998, AGFI = .986, CFI = 1.000, RMSEA = .000

注)「H群」(n = 104)の値である。等値制約なし。各パス係数は標準化係数である。

$^{***}p$ < .001

図3　H群の移動能力認識・判断過程に関する修正後のモデル



χ^2 (2) = .769, p = .681, GFI = .997, AGFI = .985, CFI = 1.000, RMSEA = .000

注）左が「M群」(n = 94)，右が「L群」(n = 106) の値である。等値制約なし。各パス係数は標準化係数であり，いずれのパス係数も群間差 (5%水準) は認められなかった。

$^{*}p$ < .05, $^{**}p$ < .01, $^{***}p$ < .001

図4　M群・L群の移動能力認識・判断過程に関する修正後のモデル

RMSEA = .000 であり，M 群，L 群の修正後の等値制約を置かないモデル（図 4）の適合度は χ^2 (2) = .769, p = .681, GFI = .997, AGFI = .985, CFI = 1.000, RMSEA = .000 であり，いずれも良好な値を示した。なお修正後の M 群，L 群のモデルはすべてのパス係数で群間差はなかった。H 群では「転入時移動能力」が「転入時移動能力認識」に影響していたのに対して，M 群，L 群では「入院前移動能力」が「転入時移動能力認識」に影響していた。またすべての群で「転入時移動能力認識」が「転入時役割能力認識」に影響することが明らかとなった。

4.　実際の移動能力とかい離した移動能力認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響

機能低下以前（入院前）の身体表象に基づき自己の移動能力を認識している場合，患者の移動能力認識が実際の移動能力とかい離し，退院後の転倒発生リスクを高める可能性が考えられたことから，実際の移動能力と認識とのかい離が退院後の転倒発生に影響するか否かを二項ロジスティック回帰分析（強制選択法）により検討した。

ここまでの分析対象者 304 名のうち，退院後 3 か月以内の転倒経験に関する調査票が回収され，使用変数での欠損値がない 219 名（男性 66 名，女性 153 名）を分析対象とした。平均年齢 82.4 ± 7.1 歳（範囲 65 ～ 97），退院時の MMSE 得点は平均 21.9 ± 6.8 点（範囲 0 ～ 30），退院後 3 か月以内の転倒者は 67 名（30.6%）であった（表 4）。

構造方程式モデルでの結果をふまえ，患者による移動能力の認識・判断過程は H 群とその他 2 群とで異なると仮定し，退院時の MMSE 得点を基準とし，25 点以上を「高群」(n = 96)，24 点以下を「低群」(n = 123) とする 2 群に分けて以下の分析を行った。

退院後 3 か月以内の転倒者は高群で 29 名（30.2%），

表 4　退院後データ分析対象者（n=219）の基本的属性

	N（%）	Mean ± SD	Range
年齢		82.4 ± 7.1	65 – 97
性別　男性	66（30.1%）		
女性	153（69.9%）		
認知機能評価			
退院時MMSE得点		21.9 ± 6.8	0 – 30
退院後 3 か月以内の転倒経験			
転倒あり	67（30.6%）		
転倒なし	152（69.4%）		

表 5　認知機能レベル別の退院後 3 か月以内の転倒発生に関する分析結果

認知機能		*OR*	95%CI	*p*値	Hosmer–Lemeshow
高群（n=96）	退院時移動能力差（退院時 – 入院前）	0.928	0.769 – 1.121	0.440	0.353
	退院時移動能力	1.052	0.886 – 1.249	0.562	
低群（n=123）	退院時移動能力差（退院時 – 入院前）	0.891	0.799 – 0.993	0.037	0.859
	退院時移動能力	0.918	0.829 – 1.017	0.103	

注）二項ロジスティック回帰分析（強制選択法）の結果である。

低群で 38 名（30.9%）であった。BMI（kg/m^2）は高群が 21.08 ± 4.61，低群が 20.16 ± 3.62，四肢の筋肉量（ALM）を身長（m）の 2 乗で割った BIA 値の四肢骨格筋量の平均値（kg/m^2）は男性高群で 6.32 ± 1.10，男性低群で 6.26 ± 1.09，女性高群で 5.39 ± 1.22，女性低群で 4.83 ± 1.12 であった。また，退院時の実際の移動能力を表す「退院時移動能力」得点の平均値は，高群が 17.13 ± 3.81 点，低群が 14.63 ± 4.23 点であり，低群が高群よりも低値であった（t (212.52) = 4.59, p < .001）。また，「退院時移動能力」得点から「入院前移動能力」得点を引いて求めた「退院時移動能力差」得点の平均値は，高群が −1.55 ± 3.64 点，低群が −2.10 ± 4.13 点であり有意差は認められなかった（t (217) = 1.02, n.s.）。

退院後の転倒発生は，実際の移動能力と認識との間のかい離だけでなく，地域包括ケア病棟でのリハビリテーションを終えた退院時点の移動能力も影響する可能性があると考え，実際の移動能力と認識とのかい離の大きさを表す「退院時移動能力差」得点と，退院時点の移動能力を表す「退院時移動能力」得点を説明変数とし，「退院後 3 か月以内の転倒発生（「あり」を 1）」を目的変数とする二項ロジスティック回帰分析（強制選択法）により検討を行った。なお，「退院時移動能力差」得点と「退院時移動能力」得点の Spearman の順位相関係数は高群で r_s = .63（p < .001），L 群で r_s = .40（p < .001）であった。Hosmer–Lemeshow 検定の結果は両群とも良好であり，高群では「退院時移動能力」得点，「退院時移動能力差」得点ともに「退院後 3 か月以内の転倒発生」への影響は認められなかったのに対して，低群では「退院時移動能力差」得点による「退院後 3 か月以内の転倒発生」への影響が認められた（表 5）。

Ⅳ　考察

本研究は，急性期病棟での治療を終え，移動能力が急激に低下した直後の入院中の高齢者が自己の移動能力の低下をどの程度適切に認識しているのか，また，実際よりも楽観的に自己の移動能力を認識している場合，そのことが転倒発生に影響するのかを明らかにすることを目的として，認知機能レベル別に移動能力の認識・判断過程のモデル化を行い，移動能力の誤認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響を検討した。

1.　移動能力の認識・判断過程

相関分析および構造方程式モデルによる多母集団同時分析の結果より，認知機能が高く維持された患者の移動能力認識は，機能低下後の転入時の移動能力との間に関連がみられたのに対して，認知機能の低下した患者は，転入時の移動能力とではなく，機能低下以前の入院前の移動能力との間により強い関連がみられた。このことから，認知機能の低下した患者では，移動能力の低下という身体の変化を十分に認識せず，機能低下以前の身体表象を保持し続けている可能性が考えられた。

さらに高齢者が自己の身体能力を見積もる際に，実際よりも過大評価して認識する傾向があることを多くの先

行研究で指摘[14) 17) 18)]されているが，本研究においても，認知機能の低下した患者の移動能力認識は，入院前の移動能力とより強く関係していた。つまり，現在よりも歩けていた時期のイメージで自己の移動能力を認識し，過大評価している可能性が考えられた。さらに，役割などの日常活動を行えるか否かという判断は，実際の移動能力ではなく，患者の認識上の移動能力に基づいて行われていることが示唆され，自己の移動能力を入院前の移動能力により近いイメージで楽観的に認識している患者は，その誤った認識に基づき誤判断に至る可能性が示された。

2.　実際の移動能力とかい離した移動能力認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響

自己の移動能力を，現在よりも歩けていた入院前の身体表象に基づき過大評価して認識している患者が，入院前の移動能力まで回復せずに退院に至った場合，実際の移動能力と認識上の移動能力との間にかい離が生じ，退院後に転倒リスクを高める可能性が考えられたことから，実際の移動能力と認識上の移動能力とのかい離が退院後の転倒発生に影響するか否かを二項ロジスティック回帰分析（強制選択法）により検討した。その結果，認知機能の低下した患者では，両者のかい離の大きさを表す「退院時移動能力差」が転倒発生に影響し，実際の移動能力とかい離した認識が退院後の転倒リスクを高める可能性が示された。これは本研究の仮説とも矛盾のない結果であり，また，見積もり精度の悪化によって，実際よりも過大評価して認識することが転倒リスクを高めるとする先行研究の知見[15)-18)]とも一致する結果であった。

3.　臨床への応用

本研究の結果より，急性期治療直後の認知機能の低下した高齢者では，自己の移動能力について，現在よりも歩けていた入院前のイメージに基づき認識・判断している可能性が示された。また，機能低下以前のイメージで過大評価して認識し，その結果，実際の移動能力と認識上の移動能力との間にかい離がある患者では，転倒リスクが高まる可能性が示された。患者が自己の身体能力を適切に見積もることが困難となる背景として，運動経験の乏しさとの関連も指摘されている[18) 19)]。急性期治療後の患者は，安静臥床などにより実際に歩行を経験する機会も乏しく，自己の移動能力の低下をより自覚しづらい状況にあり，そのことが本研究の結果にも影響している可能性は十分にある。これらのことをふまえ，認知機能の低下した高齢者の転倒リスク評価では，その時点での実際の移動能力の評価だけでなく，急激な機能低下を経験する直前の移動能力についての評価も行うことが必要である。それらのギャップが大きく，短期間に大きな身体能力の変化を経験した高齢者については，より一層の転倒への注意が必要と考えられる。

4.　限界

本研究は，病棟内での日々の観察を通して得られた着想をもとにした単施設の小規模サンプルでの観察研究の結果である。認知機能低下と関連した転倒リスク行動の中でも，とくに，短期間に急激な機能低下が起こる急性期入院治療直後の高齢者に着目し，誤判断に伴う転倒リスク行動の認知過程の解明を試みた研究であり，本研究で得られたモデルは高齢者の転倒リスク行動全般を説明するものではない。また本研究は，急性期治療に伴う安静や行動制限などで歩行機会が乏しい状況下での結果である。先行研究[18) 19)]での指摘にもあるように，自らの身体能力の低下や移動能力の低下を自覚するためには，実際の歩行経験が重要な役割を果たしている可能性もあり，認知機能の低下した高齢者であっても，歩行機会が十分にある環境でのケースや，時間をかけて緩やかに機能低下が進行していくケースであれば，本研究の結果を適用できない可能性もある。さらに本研究の結果は，平均年齢 82 歳の，急性期治療直後の入院中の高齢者から得られたものであり，虚弱がそれほど進行していない高齢者では，仮に自己の移動能力を実際よりも楽観的に，過大評価して認識していたとしても，例えば筋力や握力，平衡機能などの他の身体能力が補完することで，転倒に至らない可能性は十分考えられる。

本研究では認知機能が低下した患者が自己の移動能力を認識する際に参照する身体表象として，直近の機能低下以前の状態である入院前の移動能力を想定し，患者の移動能力認識との関連を検討した。その結果，入院前の移動能力と転入時の移動能力認識との間にある程度の関連が認められたものの，パス係数は .25 程度の値に留まり，移動能力に関する患者の心的表象の測定方法については必ずしも最適な方法ではなかった可能性はある。また先行研究では，自己の能力に対する過大評価，あるいはリスクに対する過小評価がパーキンソン病などの神経疾患による影響を受ける可能性も指摘されているが[24)]，本研究では研究対象者数が少なく，疾患による影響は検討できなかった。さらに，認知機能が高く維持されている患者は，自己の移動能力の低下を認識している可能性が高いことが本研究の結果より示唆されたにもかかわらず，認知機能が低下した患者と同程度に退院後 3 か月以内での転倒は発生しており，その点についても十分な議論はできなかった。

Ⅴ　結論

本研究では，認知機能の低下した高齢者による転倒のメカニズムの一端を解明するべく，急性期治療を終えた直後の入院中の高齢者の移動能力の認識・判断過程のモデル化を行い，患者による移動能力の不適切な認識が退院後の転倒発生に及ぼす影響について検討した。本研究の結果，急性期治療直後の認知機能の低下した高齢者では，機能低下以前の身体表象に基づいて自己の移動能力を不適切に認識，判断し，転倒発生に至る可能性が示された。

Ⅵ　利益相反

本研究に関して開示すべき利益相反は存在しない。

Ⅶ　研究資金

本研究は，長寿医療研究開発費（課題番号 26-34，課題番号 29-1，課題番号 29-35）の交付を受けて行った。課題番号 26-34 および 29-1 は，主に解析装置の整備，および人件費，設備備品費で使用した。課題番号 29-35 は，主にデータベース作成費で使用した。

Ⅷ　謝辞

本研究にご協力いただきました患者様，ご家族の皆様に厚く御礼申し上げます。

引用文献

1）Tinetti ME, et al. Risk factors for falls among elderly persons living in the community. N Engl J Med. 319 (26)：1701-1707, 1988.
2）Rubenstein LZ, et al. The epidemiology of falls and syncope. Clin Geriatr Med. 18 (2)：141-158, 2002.
3）Liu-Ambrose T, et al. Older fallers with poor working memory overestimate their postural limits. Arch Phys Med Rehabil. 89 (7)：1335-1340, 2008.
4）Muir SW, et al. The role of cognitive impairment in fall risk among older adults：A systematic review and meta-analysis. Age Ageing. 41 (3)：299-308, 2012.
5）Fischer BL, et al. Declining cognition and falls：Role of risky performance of everyday mobility activities. Phys Ther. 94 (3)：355-362, 2014.
6）Jeannerod M. The representing brain：Neural correlates of motor intention and imagery. Behav Brain Sci. 17 (2)：187-202, 1994.
7）Jeannerod M. Neural simulation of action：A unifying mechanism for motor cognition. Neuroimage. 14 (1)：S103-S109, 2001.
8）Kunz BR, et al. Evidence for motor simulation in imagined locomotion. J Exp Psychol Hum Percept Perform. 35 (5)：1458-1471, 2009.
9）Skoura X, et al. Mentally represented motor actions in normal aging. I. Age effects on the temporal features of overt and covert execution of actions. Behav Brain Res. 165 (2)：229-239, 2005.
10）Mulder T, et al. Motor imagery：The relation between age and imagery capacity. Hum Mov Sci. 26 (2)：203-211, 2007.
11）Skoura X, et al. Decline in motor prediction in elderly subjects：Right versus left arm differences in mentally simulated motor actions. Cortex. 44 (9)：1271-1278, 2008.
12）Saimpont A, et al. Aging affects the mental simulation/planning of the “rising from the floor” sequence. Arch Gerontol Geriatr. 51 (3)：e41-e45, 2010.
13）杉原敏道ほか．高齢者の自己身体能力認知について．日保健科会誌．7 (4)：257-261, 2005.
14）Gabbard C, et al. Is there an advanced aging effect on the ability to mentally represent action?. Arch Gerontol Geriatr. 53 (2)：206-209, 2011.
15）Robinovitch SN, et al. Perception of postural limits in elderly nursing home and day care participants. J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 54 (3)：B124-130, 1999.
16）杉原敏道ほか．高齢者の身体能力認識と転倒について．理療科．20 (1)：13-16, 2005.
17）Sakurai R, et al. Age-related self-overestimation of step-over ability in healthy older adults and its relationship to fall risk. BMC Geriatr. 13：44, 2013.
18）Lafargue G, et al. In the elderly, failure to update internal models leads to over-optimistic predictions about upcoming actions. PLoS One. 8 (1)：e51218, 2013.
19）Sakurai R, et al. Influential factors affecting age-related self-overestimation of step-over ability：Focusing on frequency of going outdoors and executive function. Arch Gerontol Geriatr. 59 (3)：577-583, 2014.

20）Folstein MF, et al. "Mini-mental state". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. J Psychiatr Res. 12（3）：189-198, 1975.
21）青木哲也ほか．フローチャート式 FIM 質問紙（Flow-FIM）の妥当性・信頼性の検討．総合リハ．33：355-359, 2005.
22）Data Management service of the uniform data system for medical rehabilitation and the center for functional assessment research 編 . FIM；医学的リハビリテーションのための統一データセット利用の手引き．千野直一監訳．原書第 3 版，慶應義塾大学医学部リハビリテーション科，東京，1991.
23）福原俊一ほか．SF-8 日本語版マニュアル～健康関連 QOL 尺度～．特定非営利活動法人健康医療評価研究機構，京都，2004.
24）Kamata N, et al. Overestimation of stability limits leads to a high frequency of falls in patients with Parkinson's disease. Clin Rehabil. 21（4）：357-361, 2007.

Original

Self-Perception and Judgment of Mobility among Elderly Hospitalized Patients with Cognitive Decline : Cognitive Model of Falls Caused by Impaired Judgment

Mio SHINOZAKI[1] Shigemi YAMAMOTO[1] Masayo KAKIYA[1] Chikako KAJITA[2]
Ryuji OHTA[3] Masanori TANIMOTO[3] Akiko YAMAOKA[1] Marie TAKEMURA[4]
Shosuke SATAKE[5] Izumi KONDO[3] Yutaka ARAHATA[1]

1) Department of Neurology, National Center for Geriatrics and Gerontology
2) Nursing Department, National Center for Geriatrics and Gerontology
3) Department of Rehabilitation Medicine, National Center for Geriatrics and Gerontology
4) Department of Orthopedics, National Center for Geriatrics and Gerontology
5) Department of Frailty Research, National Center for Geriatrics and Gerontology

Abstract

【Objective】 We aimed to clarify the mechanism of falls associated with cognitive decline by investigating the cognitive processes through which patients perceived and judged their own mobility.

【Methods】 We assessed 304 patients with an average age of 82 (range, 65–97) years who were hospitalized in a community-based integrated care ward after acute-phase treatment. Pre-hospitalized mobility was assessed according to information from the family. Actual mobility (Functional Independence Measure [FIM] transfer and gait), perceived mobility (physical functioning subscale on SF-8), and cognitive function (Mini-Mental State Examination [MMSE]) scores for each patient were evaluated upon admission and discharge. The presence or absence of falls was assessed three months after discharge. The participants were divided into three (high, medium, and low) or two (high and low) groups according to MMSE scores. We analyzed the cognitive processes involved in the patients' perception and judgment of their mobility using structural equation modeling, and investigated whether a discrepancy between actual and perceived mobility affected the occurrence of falls after discharge using binomial logistic regression analysis.

【Results】 Structural equation modeling indicated that self-evaluated mobility was affected by actual mobility at the time of admission in the group with high MMSE scores, and was affected by pre-hospitalized mobility in the groups with medium and low MMSE scores. Binomial logistic regression results showed that a discrepancy between actual (at discharge) mobility and perceived (pre-hospitalized) mobility affected the occurrence of falls at three months after discharge in the group with low MMSE scores.

【Conclusion】 After acute-phase treatment, elderly patients with cognitive decline overestimated their mobility based on the mental representation of their pre-hospitalized mobility, and the inaccurate perception can lead to risky judgment and an increased risk of falls.

Keywords cognitive processes, self-perception, overestimation, cognitive decline, falls

Corresponding author : Mio SHINOZAKI, National Center for Geriatrics and Gerontology
7-430 Morioka-cho, Obu, Aichi 474-8511, Japan
TEL : +81 56246 2311 FAX : +81 56248 2373 e-mail : mio-s@umin.ac.jp
Received : March 22, 2018 Accepted : February 23, 2019

報告　岩手転倒予防フォーラム 2019 in 盛岡　市民公開講座

岩手転倒予防研究会世話人代表　菅栄一

5 月 26 日（日）岩手県民情報交流センター（アイーナ）で 9 時 45 分～12 時，市民公開講座として開催した。参加者は 180 名で，内 30 名が転倒予防指導士であった。

第 9 回となる今年は，講演 1 として高橋一男氏(学会評議員･岩手県スポーツ担当上席スポーツ医・科学専門員）に「転倒予防の運動・実践セミナー」と題して，健脚度紹介と転倒予防の効果的な二重課題を意識した運動について，参加者を交えた実技指導と講演をいただいた。

太極拳の基本動作を取り入れた体操には「二戸市生き生き運動サポーター」，岩手在住転倒予防指導士に指導を協力していただいた 。

講演 2 として三ケ田礼一氏（1992 年アルベールビル冬季オリンピックのノルデック複合団体で優勝，岩手県で唯一の金メダリスト）に「スキーヤー人生の転倒予防―障害と挫折からの復帰―」と題して講演をいただいた。岩手県競技スポーツ担当・主任主査として，岩手県のスポーツ振興と小林陵侑選手などの有能選手の発掘，選手強化にあたっている。3 歳から始めたスキーでの，怪我と精神的な挫折を乗り越えて頂点に立つまで自身に課した厳しいトレーニングを達成することで，競技力の向上と自信に繋がったという貴重なご経験を伺えた。講演後に参加者に金メダルに触れて写真を撮る機会をいただいた。

特別講演として日本転倒予防学会の武藤芳照理事長に「歴史と川柳から学ぶ転倒予防のコツ」と題して，歴史上の人物と有名人の転倒事例を解析して，転倒予防川柳を交えて，いつもながらのウイットに富んだご講演をいただいた。

高橋一男氏

三ケ田礼一氏

武藤芳照氏

報告　日本転倒予防学会 学術賞 発表

小林吉之氏

2018 年 10 月 7 日(日)，日本転倒予防学会第 5 回学術集会(浜松)の総会において，学術賞（優秀論文賞 1 編）の発表・授賞式が執り行われました。

本賞は，『日本転倒予防学会誌』に掲載された原著論文の中から，年度ごとに選ばれます。最も優れた論文 1 編に「優秀論文賞」が，また，論文受付時，35 歳未満の筆頭著者によるもので，最も優れた論文 1 編に「若手研究奨励賞」が，授与されます。

今回は，2017 年度の「優秀論文賞」となります。「若手研究奨励賞」は該当なしでした。

〈2017 年度〉

● **優秀論文賞**

小林 吉之（国立研究開発法人産業技術総合研究所人間情報研究部門）

※現所属：国立研究開発法人産業技術総合研究所人間拡張研究センター運動機能拡張研究チーム
主任研究員

「高齢転倒経験者における歩行中のつま先高さの軌跡の特徴」

共著者：高柳 直人，須藤 元喜，仁木 佳文，持丸 正明

※日本転倒予防学会学術賞細則に則り，顕彰されました。