

階層線形モデルに基づく主観的な住環境評価 が居住者の血管の老化に及ぼす影響

横山, 祥寛 / YOKOYAMA, Yoshihiro

(出版者 / Publisher)

法政大学大学院デザイン工学研究科

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

法政大学大学院紀要. デザイン工学研究科編 / Bulletin of graduate studies.
Art and Technology

(巻 / Volume)

12

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

8

(発行年 / Year)

2023-03-24

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00030226>

階層線形モデルに基づく主観的な住環境評価が 居住者の血管の老化に及ぼす影響

EFFECTS OF SUBJECTIVE LIVING ENVIRONMENT ASSESSMENT
BASED ON A HIERARCHICAL LINEAR MODEL ON RESIDENTS' VASCULAR AGEING

横山祥寛

Yoshihiro YOKOYAMA

主査 川久保俊

法政大学大学院デザイン工学研究科建築学専攻修士課程

In this study, actual measurements and a questionnaire survey were conducted on 501 men and women aged 20 years or older in Japan in order to clarify the effects of the living environment on the physical ageing of residents. The study analysed the effects of subjective living environment assessment on the vascular age of the residents, mainly using vascular age as a physical ageing indicator and the CASBEE residence health checklist as a living environment assessment indicator. The results showed that people who have lived in a house with a good thermal environment for a longer period of time have a lower vascular age.

Key Words : *Anti-aging, Living Environment, Vascular age, Hierarchical linear model*

1. はじめに

1990 (平成 2) 年に男性 75.9 歳、女性 81.9 歳であった日本の平均寿命は 2019 (令和元) 年には男性 81.4 歳、女性 87.5 歳と平成の約 30 年間で 5 年以上延伸している [1]。一方で、平均寿命と健康寿命 (日常生活に制限のない期間) の差、いわゆる不健康な期間は 2001 (平成 13) 年に男性 8.7 歳、女性 12.3 歳であったのに対して、2019 (令和元) 年は男性 8.7 歳、女性 12.1 歳と一向に縮まっていない [2]。加えて、日本の経済状況は危機的状況にあり、特に高齢化による医療費や介護費等の社会保障費の増大が問題となっている。国立社会保障・人口問題研究所の『令和 2 年度社会保障費用統計』によると、1990 (平成 2) 年度に 47 兆 4,238 億円だった社会保障給付費は 2019 (令和元) 年度には 123 兆 9,244 億円に達し、その内の約 66.3% を高齢者関係給付費が占めている [3]。厚生労働省の『2019 年国民基礎調査』によると、介護が必要となった主な原因の上位 3 つは認知症、脳血管疾患、高齢による衰弱といった主に加齢に伴う身体の老化が原因の疾患である [4]。そのため、平均寿命と健康寿命の差を短くし、社会保障費の増大を防ぐためには、加齢に伴う身体の老化を抑制する必要があると考えられる。そこで、近年では身体の老化予防に関する研究が多く行われ、バランスの取れた適切な量の食事や適度な運動、質の良い睡眠、飲酒や喫煙を控えるといった生活習慣による老化予防に関するエビデンスが集まりつつある。

一方で、夏の熱中症や冬のヒートショック、室内空気汚染によるシックハウス症候群等の住宅内での健康被害が増加したことから、住環境が人々の身体に及ぼす影響についても注目が集まっている。例えば、世界保健機関 (WHO) のガイドラインでは、呼吸器系疾患や心血管疾患の罹患・死亡リスク等から冬季の室温を最低でも 18℃ 以上に保つことを推奨している [5]。また、他の既往研究では、起床時の室温が低くなると収縮期血圧が高くなることや、冬季の室温が高い住宅と比較して低い住宅の居住者の血清コレステロールが基準値を超える確率が高いことが示されている [6] [7]。高血圧や血清コレステロールの増加は、血管の老化現象である動脈硬化の危険因子である [8]。そのため、これらの研究から、暖かい住宅に身を置くことで居住者の血管の老化を予防する効果があるのではないかと考えられる。しかし、住環境と居住者の身体の老化の関係に関する研究は少なく、どのような環境の住宅に身を置くことで居住者の身体の老化を予防することができるか明らかになっていない。そこで、本研究では、住環境が居住者の身体の老化に及ぼす影響を明らかにすることを目的とし、全国の 20 歳以上の男女 501 名を対象に実測及びアンケート調査を実施した。なお、本研究では、主に身体の老化指標として血管年齢、住環境の評価指標として CASBEE すまいの健康チェックリストを用いて、主観的な住環境評価が居住者の血管の老化に及ぼす影響について分析した結果を報告する。

2. 研究方法

(1) 調査概要

本研究は全国の住宅供給者の協力の元、実測及びアンケート調査を実施した。図1に本研究の調査スケジュールを示す。2020～2022年度に脳、血管、骨、筋肉、肺、皮膚等の人体要素の測定と個人属性、生活習慣、住環境等に関するアンケート調査を行うベースライン調査を実施した。なお、人体要素の測定時は、測定会場の温度、湿度、風速等の環境要素も一緒に測定した。ベースライン調査の5年後にはフォローアップ調査（追跡調査）を予定しており、5年間の経年的な身体の変化を把握する予定である。また、調査対象者の自宅の温熱環境を把握するため、ベースライン調査からフォローアップ調査までの5年間、調査対象者には自宅での温度と湿度の測定を依頼した。加えて、調査対象者の自宅の空気質環境を把握するため、ベースライン調査とフォローアップ調査を実施した後の冬季に寝室での空気質の測定を別途依頼した。表1に2020～2022年度に実施したベースライン調査の概要を示す。ベースライン調査（人体要素の測定）は、主に外気温の変動を受けにくい中間期に実施した。調査対象者数は全体で501名（303世帯）となった。

(2) 分析手法

本研究では、現段階で調査が完了している2020～2022年度ベースライン調査で得た人体要素の測定項目とアンケート調査項目のデータを用いて分析した結果を報告する。なお、本研究では、身体の老化指標として血管年齢、生活習慣の評価指標として食習慣は食品摂取の多様性得点（Dietary Variety Score、以下DVS）[9]、運動習慣は国際標準化身体活動質問票（International Physical Activity Questionnaire、以下IPAQ）[10]～[12]、睡眠習慣はピッツバーグ睡眠質問票（Pittsburg Sleep Quality Index、以下PSQI）[13]～[15]、飲酒習慣は積算飲酒量、喫煙習慣はブリンクマン指数（Brinkman Index：BI）、住環境の評価指標としてCASBEEすまいの健康チェックリスト[16]を用いた。分析手法は、クロス集計並びに階層線形モデル（Hierarchical Linear Modeling、以下HLM）を用いた。クロス集計の際には、統計的仮説検定によって群間の差が統計的に有意な差があるか確認した。HLMでは、20代、30代、・・・といった年齢集団（実年齢）ごとに切片が変動することを考慮した変量切片モデルを作成し、住環境以外の交絡因子の影響を制御した上で住環境が居住者の血管年齢に及ぼす影響を定量的に把握した。なお、本研究では統計ソフトとして、IBM SPSS Staticsバージョン28.0を用いて統計的仮説検定並びに、HLMを実施した。

3. 研究結果

(1) 基礎集計の結果

基礎集計の結果を表2に示す。血管年齢の平均±標準偏差は46.4±12.8歳、実年齢は46.5±10.6歳と同程度であった。男女比は概ね1：1で男性246名（49.2%）、女

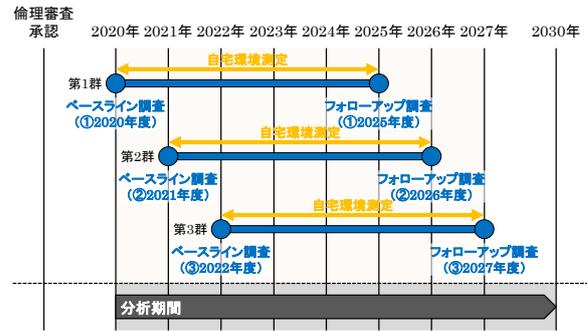


図1 調査スケジュール

表1 2020～2022年度ベースライン調査の概要

調査期間	2020年10月～2022年7月	
調査対象	20歳以上の男女501名	
調査項目	実測調査	
	脳、血管、骨、筋肉、肺、皮膚等の人体要素、測定会場の温度、湿度、風速等の環境要素	
調査項目	アンケート調査	
	個人属性、生活習慣、住環境等	
測定場所（人体要素の測定日）	人数（世帯数）	
2020年		
山口県山口市（10月10、11日）	59名（30世帯）	
熊本県熊本市（10月17、18日）	22名（15世帯）	
福岡県福岡市（10月24、25日）	32名（19世帯）	
北海道北斗市（10月31、11月1日）	56名（32世帯）	
宮城県仙台市（11月21、22日）	61名（35世帯）	
2021年		
熊本県熊本市（5月8、9日）	45名（30世帯）	
岐阜県岐阜市（11月13、14日）	52名（30世帯）	
千葉県旭市（12月18、19日）	55名（35世帯）	
2022年		
静岡県浜松市（2月26、27日）	59名（36世帯）	
東京都東村山市（7月9、10日）	60名（41世帯）	
合計	501名（303世帯）	

表2 基礎集計の結果

項目（平均±標準偏差）	
分類	度数（%）
実年齢（46.5±10.6）	
20代（20以上30歳未満）	10（2.0）
30代（30以上40歳未満）	121（24.2）
40代（40以上50歳未満）	219（43.8）
50代（50以上60歳未満）	85（17.0）
60代（60以上70歳未満）	46（9.2）
70代（70以上80歳未満）	17（3.4）
80代（80以上90歳未満）	2（0.4）
性別	
男性	246（49.2）
女性	254（50.8）
BMI（23.0±3.6）	
低体重（痩せ）（18.5kg/m ² 未満）	37（7.4）
普通体重（18.5以上25.0kg/m ² 未満）	344（68.8）
肥満（25.0kg/m ² 以上）	119（23.8）

※集合住宅の居住者1名は除く（欠損がある場合は随時除外）

性 254 名 (50.8%) であった。BMI の平均±標準偏差は 23.0±3.6kg/m² で低体重(痩せ)の対象者が 37 名 (7.4%)、普通体重の対象者が 344 名 (68.8%)、肥満の対象者が 119 名 (23.8%) と普通体重の対象者が最も多かった。DVS の平均±標準偏差は 3.2±2.0 点で既往研究[9]の平均値と比較すると低かった。総身体活動量の平均±標準偏差は 43.3±88.4METs・時間/週で、『健康づくりのための身体活動基準 2013』[17]で推奨されている 1 週間あたりの身体活動量が 23METs・時間/週以上の対象者は 211 名 (43.5%) であった。PSQI 総合得点の平均±標準偏差は 4.6 ±1.9 点で睡眠障害の疑いがある (PSQI 総合得点 6 点以上) 対象者は 139 名 (28.8%) であった。積算飲酒量の平均±標準偏差は 123.0±204.5kg で肝硬変のリスクが高まるといわれている積算飲酒量が 500kg 以上の対象者は 30 名 (6.2%) であった。ブリンクマン指数の平均±標準偏差は 115.3±251.9 で肺がんのリスクが高まるといわれているブリンクマン指数が 400 以上の対象者は 59 名 (12.1%) であった。居住年数の平均±標準偏差は 7.8±6.3 年で居住年数が 10 年未満の対象者が全体の約 8 割を占めていた。居住年数割合 (居住年数÷実年齢×100) の平均±標準偏差は 16.7±12.3% で居住年数割合が 20% 未満の対象者が全体の約 8 割を占めていた。CASBEE すまいの健康チェックリストの総合スコア (以下、CASBEE 総合スコアもしくは総合スコア) の平均±標準偏差は 103.1±15.1 点、暖かさ・涼しさに関するスコア (以下、CASBEE 温熱環境スコアもしくは温熱環境スコア) は 23.9±5.9 点で全国の戸建住宅の居住者を対象とした研究[18][19]における全国平均(総合スコア 91.1 点、温熱環境スコア 19.3 点) より高かった。

(2) クロス集計の結果

CASBEE 総合スコアの全国平均 91.1 点[18][19]を基準とし、総合スコアが 91.1 点未満の対象者を下位群、91.1 点以上の対象者を上位群に分類した場合の血管年齢に関するクロス集計結果を図 2 に示す。図 2 より、総合スコア下位群における血管年齢の平均±標準偏差は 47.5±13.4 歳、上位群は 46.0±12.6 歳であった。検定結果は非有意であったが、総合スコア下位群と比較して上位群の血管年齢が低い傾向にあった。総合スコア下位群、上位群をさらに居住年数で分類した場合の血管年齢に関するクロス集計結果を図 3 に示す。分類方法は、居住年数の本研究における標本平均 7.8 年を基準とし、居住年数が 7.8 年未満の対象者を居住年数が短い群、7.8 年以上の対象者を居住年数が長い群とした。図 3 より、総合スコア下位群における居住年数が短い群の血管年齢の平均±標準偏差は 41.1±9.8 歳、長い群は 52.8±13.8 歳であった。総合スコア上位群における居住年数が短い群の血管年齢の平均±標準偏差は 44.4±12.0 歳、長い群は 50.5±13.5 歳であった。検定結果は、総合スコア下位群、上位群ともに p<0.01 で有意な差があり、居住年数が短い群と比較して長い群の血管年齢が有意に高いことが示された。た

表 2 続き

項目 (平均±標準偏差)	
分類	度数 (%)
血管年齢 (46.4±12.8)	
10 代 (10 以上 20 歳未満)	2 (0.4)
20 代 (20 以上 30 歳未満)	21 (4.2)
30 代 (30 以上 40 歳未満)	133 (26.6)
40 代 (40 以上 50 歳未満)	191 (38.2)
50 代 (50 以上 60 歳未満)	80 (16.0)
60 代 (60 以上 70 歳未満)	38 (7.6)
70 代 (70 以上 80 歳未満)	27 (5.4)
80 代 (80 以上 90 歳未満)	6 (1.2)
90 代 (90 以上 100 歳未満)	2 (0.4)
DVS (3.2±2.0)	
低位群 (4 点未満)	288 (59.3)
中位群 (4 以上 7 点未満)	170 (35.0)
高位群 (7 点以上)	28 (5.8)
総身体活動量 (43.3±88.4)	
0Mets・時間/週	61 (12.6)
(0<) 23Mets・時間/週未満	213 (43.9)
23Mets・時間/週以上	211 (43.5)
PSQI 総合得点 (4.6±1.9)	
正常 (6 点未満)	344 (71.2)
睡眠障害の疑いあり (6 点以上)	139 (28.8)
積算飲酒量 (123.0±204.5)	
0kg	100 (20.7)
(0<) 500kg 未満	354 (73.1)
500kg 以上	30 (6.2)
ブリンクマン指数 (115.3±251.9)	
0	310 (63.5)
(0<) 400 未満	119 (24.4)
400 以上	59 (12.1)
居住年数 (7.8±6.3)	
5 年未満	129 (26.4)
5 以上 10 年未満	245 (50.2)
10 以上 15 年未満	66 (13.5)
15 以上 20 年未満	19 (3.9)
20 以上 25 年未満	18 (3.7)
25 年以上	11 (2.3)
居住年数割合 (居住年数÷実年齢×100) (16.7±12.3)	
10% 未満	124 (25.4)
10 以上 20% 未満	249 (51.0)
20 以上 30% 未満	71 (14.5)
30 以上 40% 未満	24 (4.9)
40 以上 50% 未満	8 (1.6)
50 以上 60% 未満	3 (0.6)
60 以上 70% 未満	4 (0.8)
70 以上 80% 未満	0 (0.0)
80 以上 90% 未満	4 (0.8)
90 以上 100% 未満	0 (0.0)
100%	1 (0.2)
CASBEE 総合スコア (103.1±15.1)	
下位群 (全国平均 91.1 点未満)	103 (21.9)
上位群 (全国平均 91.1 点以上)	368 (78.1)
CASBEE 温熱環境スコア (23.9±5.9)	
下位群 (全国平均 19.3 点未満)	111 (23.6)
上位群 (全国平均 19.3 点以上)	360 (76.4)

※集合住宅の居住者 1 名は除く (欠損がある場合は随時除外)

だし、居住年数が短い群と長い群の血管年齢の平均の差は、総合スコア下位群では約 11.8 歳差、上位群では約 6.1 歳差と、下位群と比較して上位群の方が小さかった。総合スコア下位群、上位群をさらに居住年数割合で分類した場合の血管年齢に関するクロス集計結果を図 4 に示す。分類方法は、居住年数割合の本研究における標本平均 16.7% を基準とし、居住年数割合が 16.7% 未満の対象者を居住年数割合が小さい群、16.7% 以上の対象者を居住年数割合が大きい群とした。図 4 より、総合スコア下位群における居住年数割合が小さい群の血管年齢の平均±標準偏差は 43.6±11.1 歳、大きい群は 51.1±14.5 歳であった。総合スコア上位群における居住年数が短い群の血管年齢の平均±標準偏差は 45.6±12.7 歳、大きい群は 47.0±12.5 歳であった。総合スコア下位群の検定結果は $p<0.01$ で有意な差があり、居住年数割合が小さい群と比較して大きい群の血管年齢が有意に高いことが示された。一方で、上位群の検定結果は非有意であったが、下位群と同様、居住年数割合が小さい群と比較して大きい群の血管年齢が高い傾向にあった。ただし、居住年数割合が小さい群と大きい群の血管年齢の平均の差は、総合スコア下位群では約 7.5 歳差、上位群では約 1.5 歳差と、下位群と比較して上位群の方が小さかった。

CASBEE 温熱環境スコアの全国平均 19.3 点[18][19]を基準とし、温熱環境スコアが 19.3 点未満の対象者を下位群、19.3 点以上の対象者を上位群に分類した場合の血管年齢に関するクロス集計結果を図 5 に示す。図 5 より、温熱環境スコア下位群における血管年齢の平均±標準偏差は 44.9±11.9 歳、上位群は 46.7±13.1 歳であった。検定結果は非有意で、温熱環境スコア下位群と比較して上位群の血管年齢が高い傾向にあった。温熱環境スコア下位群、上位群をさらに居住年数で分類した場合の血管年齢に関するクロス集計結果を図 6 に示す。図 6 より、温熱環境スコア下位群における居住年数が短い群の血管年齢の平均±標準偏差は 39.9±7.7 歳、長い群は 50.9±13.2 歳であった。温熱環境スコア上位群における居住年数が短い群の血管年齢の平均±標準偏差は 44.8±12.3 歳、長い群は 51.6±13.8 歳であった。検定結果は、温熱環境スコア下位群、上位群ともに $p<0.01$ で有意な差があり、居住年数が短い群と比較して長い群の血管年齢が有意に高いことが示された。ただし、居住年数が短い群と長い群の血管年齢の平均の差は、温熱環境スコア下位群では約 11.0 歳差、上位群では約 6.7 歳差と、下位群と比較して上位群の方が小さかった。温熱環境スコア下位群、上位群をさらに居住年数割合で分類した場合の血管年齢に関するクロス集計結果を図 7 に示す。図 7 より、温熱環境スコア下位群における居住年数割合が小さい群の血管年齢の平均±標準偏差は 41.2±8.5 歳、大きい群は 48.9±13.7 歳であった。温熱環境スコア上位群における居住年数が短い群の血管年齢の平均±標準偏差は 46.1±13.1 歳、大きい群は 48.1±13.1 歳であった。温熱環境スコア下位群

の検定結果は $p<0.01$ で有意な差があり、居住年数割合が小さい群と比較して大きい群の血管年齢が有意に高いことが示された。一方で、上位群の検定結果は非有意であったが、下位群と同様、居住年数割合が小さい群と比較して大きい群の血管年齢が高い傾向にあった。ただし、居住年数割合が小さい群と大きい群の血管年齢の平均の差は、温熱環境スコア下位群では約 7.6 歳差、上位群では約 2.0 歳差と、下位群と比較して上位群の方が小さかった。

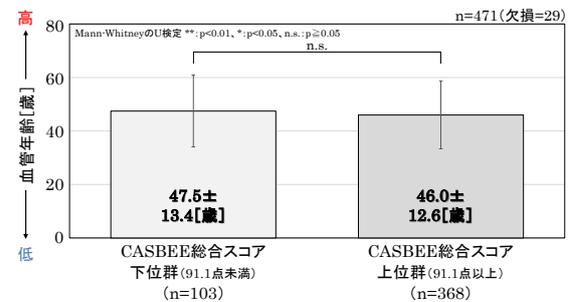


図 2 CASBEE 総合スコア下位・上位群における血管年齢

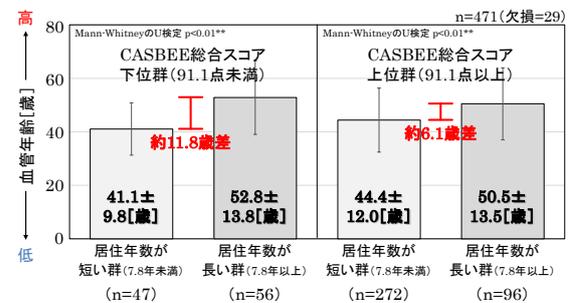


図 3 CASBEE 総合スコア下位・上位群を居住年数で分類した場合の血管年齢

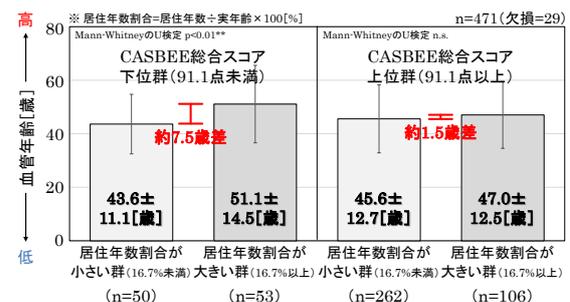


図 4 CASBEE 総合スコア下位・上位群を居住年数割合で分類した場合の血管年齢

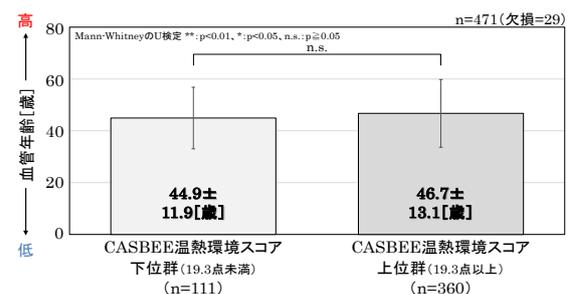


図 5 温熱環境スコア下位・上位群における血管年齢

(3) 階層線形モデル (HLM) の結果

HLM の分析対象は、2020～2022 年度ベースライン調査の対象者 501 名から、集合住宅の居住者 1 名、分析に用いる実測及びアンケート調査項目に欠損がある対象者 39 名を除外した戸建住宅の居住者 461 名とした。手始めにマルチレベルモデルを適用する必要があるか確認するため、級内相関係数 (以下、ICC) とデザインエフェクト (以下、DE) を用いて目的変数として投入する血管年齢のデータに集団内類似性が存在するか確認した。表 3 にグループ変数に年齢集団 (20 代、30 代、・・・) を表すダミー変数 (以下、年齢集団ダミー)、目的変数に血管年齢を投入した Null モデルの推定結果と ICC、DE を示す。表 3 より、ICC が 0.1 以上、DE が 2 以上であったことから、血管年齢のデータは集団内類似性が存在することが示され、マルチレベルモデルの適用が推奨されるデータであることが確認された。そのため、前述したとおり、本研究では HLM を用いて 20 代、30 代、・・・といった年齢集団 (実年齢) ごとに切片が変動することを考慮した変量切片モデルを作成し、住環境以外の交絡因子の影響を制御した上で住環境が居住者の血管年齢に及ぼす影響を定量的に把握した。HLM のモデル 1～4 の分析結果を表 4～7 に示す。モデル 1 は、グループ変数に年齢集団ダミー、目的変数に血管年齢、説明変数に性別ダミー、BMI、DVS、総身体活動量、睡眠の質ダミー、積算飲酒量、ブリンクマン指数、CASBEE 総合スコアの全国平均 91.1 点を基準としたダミー変数 (以下、CASBEE 総合ダミー)、居住年数、CASBEE 総合ダミーと居住年数の交互作用項 (以下、CASBEE 総合ダミー×居住年数) を投入したモデルである。モデル 2 は、モデル 1 の居住年数を居住年数割合として投入し、CASBEE 総合ダミー×居住年数を CASBEE 総合ダミーと居住年数割合の交互作用項 (以下、CASBEE 総合ダミー×居住年数割合) として投入したモデルである。モデル 3 は、モデル 1 の CASBEE 総合ダミーを CASBEE 温熱環境スコアの全国平均 19.3 点を基準としたダミー変数 (以下、CASBEE 温熱ダミー) として投入し、CASBEE 総合ダミー×居住年数は CASBEE 温熱ダミーと居住年数の交互作用項 (以下、CASBEE 温熱ダミー×居住年数) として投入したモデルである。モデル 4 は、モデル 3 の居住年数を居住年数割合として投入し、CASBEE 温熱ダミー×居住年数を CASBEE 温熱ダミーと居住年数割合の交互作用項 (以下、CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合) として投入したモデルである。なお、総身体活動量と積算飲酒量、ブリンクマン指数は各項目のヒストグラムが対数正規分布に似た分布で、尚且つ 0 を含むデータであることから、各データに 1 を足した後に自然対数変換を施した上で説明変数として投入した。また、目的変数だけでなく説明変数にも集団内類似性が存在した場合、推定される回帰係数に集団レベルの効果と個人レベルの効果が混在する可能性があるため、ダミー変数以外の説明変数は集団平均中

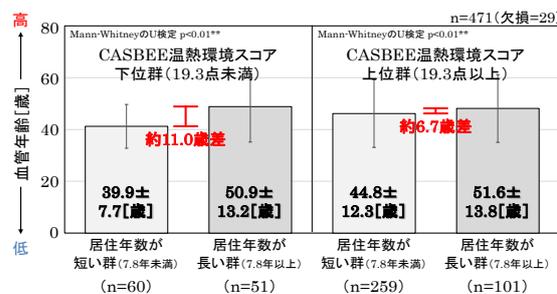


図 6 温熱環境スコア下位・上位群を居住年数で分類した場合の血管年齢

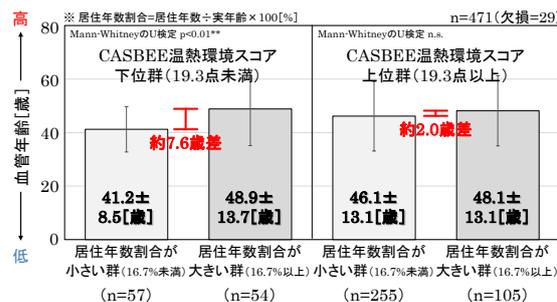


図 7 温熱環境スコア下位・上位群を居住年数割合で分類した場合の血管年齢

表 3 Null モデルと級内相関係数、デザインエフェクト

目的変数：血管年齢		推定値	有意確率	95%信頼区間	
				下限	上限
固定効果	切片	53.77	***	36.88	70.66
変量効果	残差の分散	47.16	***	41.41	53.71
	切片の分散	349.17	0.068	119.42	1020.95
赤池情報基準 (AIC)		3128.581			
ICC		0.88			
DE		58.14			

表 4 HLM モデル 1 の分析結果

目的変数	血管年齢		*** : p<0.001, ** : p<0.01, * : p<0.05			
分類/効果	説明変数		推定値	有意確率		
固定効果	偏回帰係数	-	切片	51.91	***	
		個人属性	性別	男性 ref.	-	-
			女性		0.90	0.218
		BMI [kg/m ²]		0.23	*	
		生活習慣	DVS [点]		-0.12	0.465
			LN(総身体活動量+1) [METs・時間/週]		0.25	0.242
			睡眠の質	正常 ref.	-	-
			睡眠障害の疑いあり		1.69	*
			LN(積算飲酒量+1) [kg]		0.36	*
		住環境	LN(ブリンクマン指数+1) [-]		0.25	0.075
			CASBEE 総合	下位群 (91.1 点未満) ref.	-	-
				上位群 (91.1 点以上)		1.33
			居住年数 [年]		0.05	0.700
	CASBEE 総合ダミー×居住年数		-0.08	0.583		
変量効果	残差の分散		44.02	***		
	切片の分散		361.99	0.067		

n=461、赤池情報基準 (AIC) =3117.502、決定係数 R²=0.730

心化を行う（各データから集団平均を引く）ことで集団レベルの効果を取り除いた個人レベルの変数として投入した。

作成したモデル1~4における説明変数の効果が0の時の年齢集団（実年齢）ごとの血管年齢（切片）は、モデル1が51.91±19.03歳、モデル2が52.01±19.06歳、モデル3が52.53±18.95歳、モデル4が52.68±18.98歳と、概ね実年齢の標本平均±標準偏差（46.5±10.6歳）と同程度の値であった。そのため、モデル1~4は実年齢の分布と概ね一致する形で年齢集団（実年齢）ごとに切片が変動することを考慮したモデルになったといえる。

次に、住環境に関する説明変数の偏回帰係数について、モデル1・2のCASBEE総合ダミー、モデル3・4のCASBEE温熱ダミーの偏回帰係数から、CASBEE総合スコア、温熱環境スコア下位群と比較して上位群の血管年齢が高い傾向が示された。ただし、検定結果は非有意であった。一方で、モデル1のCASBEE総合ダミー×居住年数、モデル3のCASBEE温熱ダミー×居住年数の偏回帰係数からは、CASBEE総合スコア、温熱環境スコア上位群の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢が低い傾向が示され、モデル2のCASBEE総合ダミー×居住年数割合、モデル4のCASBEE温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数からは、CASBEE総合スコア、温熱環境スコア上位群の住宅に居住している年数の割合が大きい人は血管年齢が低い傾向が示された。なお、検定結果はモデル3のCASBEE温熱ダミー×居住年数、モデル4のCASBEE温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数が有意であった。

4. 考察

(1) クロス集計の結果に関する考察

血管年齢と住環境の関係に関するクロス集計結果では、CASBEE総合スコア下位群と比較して上位群の血管年齢が低い傾向にあり、温熱環境スコア下位群と比較して上位群の血管年齢が高い傾向にあった。検定結果はどちらも非有意であった。これらの結果からは、「良好な環境の住宅に居住している人は血管年齢が低い」、「良好な温熱環境の住宅に居住している人は血管年齢が高い」と解釈できる。しかし、これらの結果は「どのような環境の住宅にどの程度の期間居住しているか」ということを考慮できていないため、結論づけるには証拠として不十分であると考えられる。そこで、CASBEE総合スコア、温熱環境スコア下位群、上位群をさらに居住年数で分類した場合の血管年齢と、居住年数割合で分類した場合の血管年齢に関するクロス集計を行った。その結果、居住年数で分類した場合は、CASBEE総合スコア、温熱環境スコア下位群、上位群ともに居住年数が短い群と比較して長い群の血管年齢が有意に高いことが示された。居住年数が短い群と長い群の血管年齢の平均の差は、CASBEE総合スコア下位群では約11.8歳差、上位群では約6.1歳差、温熱環境スコア下位群では約11.0歳差、上位群では約6.7

表5 HLMモデル2の分析結果

目的変数	血管年齢		*** : p<0.001, ** : p<0.01, * : p<0.05			
分類/効果	説明変数		推定値	有意確率		
固定効果	偏回帰係数	-	切片	52.01	***	
		個人属性	性別	男性 ref.	-	-
			性別	女性	0.91	0.216
			BMI [kg/m ²]		0.23	*
		生活習慣	DVS [点]		-0.12	0.484
			LN(総身体活動量+1) [METs・時間/週]		0.23	0.276
			睡眠の質	正常 ref.	-	-
			睡眠の質	睡眠障害の疑いあり	1.69	*
			LN(積算飲酒量+1) [kg]		0.36	*
		住環境	LN(プリンクマン指数+1) [-]		0.25	0.070
			CASBEE	下位群(91.1点未満) ref.	-	-
			総合	上位群(91.1点以上)	1.24	0.119
			居住年数割合 [%]		-0.01	0.916
		変数効果	CASBEE 総合ダミー×居住年数割合		-0.03	0.688
			残差の分散		43.95	***
切片の分散			363.11	0.067		
n=461、赤池情報基準(AIC)=3116.875、決定係数R ² =0.730						

表6 HLMモデル3の分析結果

目的変数	血管年齢		*** : p<0.001, ** : p<0.01, * : p<0.05			
分類/効果	説明変数		推定値	有意確率		
固定効果	偏回帰係数	-	切片	52.53	***	
		個人属性	性別	男性 ref.	-	-
			性別	女性	0.79	0.279
			BMI [kg/m ²]		0.22	*
		生活習慣	DVS [点]		-0.07	0.677
			LN(総身体活動量+1) [METs・時間/週]		0.28	0.190
			睡眠の質	正常 ref.	-	-
			睡眠の質	睡眠障害の疑いあり	1.52	*
			LN(積算飲酒量+1) [kg]		0.36	*
		住環境	LN(プリンクマン指数+1) [-]		0.25	0.068
			CASBEE	下位群(19.3点未満) ref.	-	-
			温熱	上位群(19.3点以上)	0.46	0.553
			居住年数 [年]		0.28	*
		変数効果	CASBEE 温熱ダミー×居住年数		-0.39	*
			残差の分散		43.69	***
切片の分散			359.14	0.067		
n=461、赤池情報基準(AIC)=3114.025、決定係数R ² =0.732						

表7 HLMモデル4の分析結果

目的変数	血管年齢		*** : p<0.001, ** : p<0.01, * : p<0.05			
分類/効果	説明変数		推定値	有意確率		
固定効果	偏回帰係数	-	切片	52.68	***	
		個人属性	性別	男性 ref.	-	-
			性別	女性	0.79	0.278
			BMI [kg/m ²]		0.22	*
		生活習慣	DVS [点]		-0.06	0.697
			LN(総身体活動量+1) [METs・時間/週]		0.25	0.232
			睡眠の質	正常 ref.	-	-
			睡眠の質	睡眠障害の疑いあり	1.53	*
			LN(積算飲酒量+1) [kg]		0.37	**
		住環境	LN(プリンクマン指数+1) [-]		0.26	0.061
			CASBEE	下位群(19.3点未満) ref.	-	-
			温熱	上位群(19.3点以上)	0.30	0.694
			居住年数割合 [%]		0.09	0.153
		変数効果	CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合		-0.15	*
			残差の分散		43.71	***
切片の分散			360.39	0.067		
n=461、赤池情報基準(AIC)=3114.331、決定係数R ² =0.731						

歳差と、下位群と比較して上位群の方が小さかった。次に、居住年数割合で分類した場合は、CASBEE 総合スコア、温熱環境スコア下位群における居住年数割合が小さい群と比較して大きい群の血管年齢が有意に高いことが示され、上位群では検定結果は非有意であったが、下位群と同様の傾向であった。居住年数割合が小さい群と大きい群の血管年齢の平均の差は CASBEE 総合スコア下位群では約 7.5 歳差、上位群では約 1.5 歳差、温熱環境スコア下位群では約 7.6 歳差、上位群では約 2.0 歳差と、下位群と比較して上位群の方が小さかった。居住年数が短い群と比較して長い群、居住年数割合が小さい群と比較して大きい群の血管年齢が高いことに関しては、実年齢が高い人は戸建住宅を建てる時期も早く、それだけ長く現在の住宅に居住していると考えられるため、妥当な結果が得られたと考える。一方で、居住年数が短い群と長い群、居住年数割合が小さい群と大きい群の血管年齢の平均の差が CASBEE 総合スコア、温熱環境スコア下位群と比較して上位群の方が小さかったことに関しては、住宅の環境性能の違いによる血管の老化スピードの違いがあったからこ生じた差ではないかと考える。そのため、これらの結果からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している人は血管の老化が抑制される可能性」が示されたのではないかと考える。

(2) 階層線形モデル (HLM) の結果に関する考察

本研究では、個人属性や生活習慣等の住環境以外の交絡因子の影響を制御した上で住環境が居住者の血管年齢に及ぼす影響を定量的に把握するため、多変量解析として HLM を用いて 20 代、30 代、・・・といった年齢集団 (実年齢) ごとに切片が変動することを考慮した変量切片モデルを作成した。モデル 1・2 の CASBEE 総合ダミー、モデル 3・4 の CASBEE 温熱ダミーの偏回帰係数から、CASBEE 総合スコア、温熱環境スコア下位群と比較して上位群の血管年齢が高い傾向が示された。ただし、検定結果は非有意であった。これらの結果からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している人は血管年齢が高い」と解釈でき、「あえて良好でない環境、温熱環境の住宅に居住することで血管の老化を抑制する効果があるのではないかと考えられる。そのため、モデル 1 の CASBEE 総合ダミー×居住年数、モデル 3 の CASBEE 温熱ダミー×居住年数の偏回帰係数からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢が高い」、モデル 2 の CASBEE 総合ダミー×居住年数割合、モデル 4 の CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数の割合が大きい人は血管年齢が高い」という結果が示されるはずである。しかし、モデル 1 の CASBEE 総合ダミー×居住年数、モデル 3 の CASBEE 温熱ダミー×居住年数の偏回帰係数からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢

低い」、モデル 2 の CASBEE 総合ダミー×居住年数割合の偏回帰係数からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数の割合が大きい人は血管年齢が高い」という結果が示された。なお、検定結果はモデル 3 の CASBEE 温熱ダミー×居住年数、モデル 4 の CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数が有意であった。CASBEE 総合ダミー、CASBEE 温熱ダミーの偏回帰係数から、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している人は血管年齢が高い」という結果が示され、CASBEE 総合ダミー×居住年数、CASBEE 温熱ダミー×居住年数、CASBEE 総合ダミー×居住年数割合、CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数から、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢が低い」、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数の割合が大きい人は血管年齢が低い」という逆の結果が示された理由は、CASBEE 総合ダミー、CASBEE 温熱ダミーの偏回帰係数では、現在の住宅より前の住宅の効果を考慮できておらず、過去と現在の住宅の効果が混同した状態で偏回帰係数として示されてしまったからではないかと考える。本研究では、居住年数割合が 20%未満の対象者が全体の約 8 割を占めており、現在より前の住宅と比較して、現在の住宅に居住している年数の割合が小さい人が多かった。たとえ、現在の住宅の環境が良好で血管の老化を抑制する効果があったとしても、現在より前の住宅が血管の老化を促進するような環境で、現在の住宅より長く居住していれば、血管年齢は高く示される可能性が高いと考える。本研究では、対象者の現在より前の住宅がどのような環境であったか調査できていないため、100%否定はできないが、過去と現在の住宅の効果が混同している CASBEE 総合ダミー、CASBEE 温熱ダミーの偏回帰係数からは、正確な効果が得られていないと考えられ、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している人は血管年齢が高い」という結果の解釈は妥当ではなかったと考える。一方で、CASBEE 総合ダミー×居住年数、CASBEE 温熱ダミー×居住年数、CASBEE 総合ダミー×居住年数割合、CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数から、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢が低い」、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数の割合が大きい人は血管年齢が低い」という結果が示されたことに関しては、妥当な結果が得られたのではないかと考える。CASBEE 総合ダミー、CASBEE 温熱ダミーの偏回帰係数では、現在と過去の効果が混同していたため、正確な効果が得られなかったが、CASBEE 総合ダミー×居住年数、CASBEE 温熱ダミー×居住年数、CASBEE 総合ダミー×居住年数割合、CASBEE 温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数は、居住年数もしくは居住年数割合との交互作用項としたことで、現在の住宅の効果のみを示すことができている。そのため、本研究の分析結果からは、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢

が低い」、「良好な環境、温熱環境の住宅に居住している年数の割合が大きい人は血管年齢が低い」ということが示されたと解釈できる。また、検定結果がモデル3のCASBEE温熱ダミー×居住年数、モデル4のCASBEE温熱ダミー×居住年数割合の偏回帰係数が有意であったことから、特に良好な温熱環境の住宅に長く居住することで、血管の老化が抑制される効果があるのではないかと考えられる。本研究の結果を説明するメカニズムとしては、良好な温熱環境の住宅に長く居住している人は、高血圧や血清コレステロールの増加と関連がある住宅内での寒冷曝露[6][7]が少ないため、血管の老化現象である動脈硬化の進行が遅のではないかと考える。

5. 結論

(1) 本研究で得られた知見

本研究では、どのような環境の住宅に身を置くことで居住者の身体の老化を予防することができるか明らかにするため、全国の20歳以上の男女501名を対象に実測及びアンケート調査を実施した。特に本研究では、身体の老化指標として血管年齢、住環境の評価指標としてCASBEE すまいの健康チェックリストを用いて主観的な住環境評価が居住者の血管の老化に及ぼす影響について分析した。その結果、良好な温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢が低いことが示された。この結果は、良好な温熱環境の住宅に長く居住することで、血管の老化が抑制される可能性があるということを示すものであると考える。また、住環境が居住者の血管の老化に及ぼす影響について調査するにあたって、調査対象者が「どのような環境の住宅に居住しているか」だけでなく、「どのような環境の住宅にどの程度の期間居住しているか」という要素も重要な影響因子であるということを示しているのではないかと考える。

(2) 今後の展望

本研究では、主観的な住環境評価が居住者の血管の老化に及ぼす影響について分析した結果を報告したが、脳、骨、筋肉、肺、皮膚等の血管以外の項目については分析できていない。本研究の最終目標は、どのような環境の住宅に居住することで身体の老化を抑制することができるか明らかにすることであるため、今後は血管以外の身体項目と住環境との関係について分析していく必要があると考える。また、本研究では良好な温熱環境の住宅に居住している年数が長い人は血管年齢が低いことを示したが、具体的にどの程度の室温もしくは湿度の住宅に居住する必要があるか示せていない。そのため、今後は室温や湿度等の客観的な指標を用いた分析も行う必要があると考える。

謝辞：本研究の遂行にあたり、多くの方々のご協力を賜りました。ここに記して全ての関係者の皆様に感謝の意を表します。

参考文献

- 1) 厚生労働省：令和元年簡易生命表, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life19/index.html> [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 2) 厚生労働省：令和4年版厚生労働省白書, <https://www.mhlw.go.jp/stf/wp/hakusyo/kousei/21/index.html> [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 3) 国立社会保障・人口問題研究所：令和2年度社会保障費用統計, https://www.ipss.go.jp/site-ad/index_Japanese/security.html [最終アクセス日：2022年11月4日]
- 4) 厚生労働省：2019年国民生活基礎調査の概況, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa19/index.html> [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 5) World Health Organization: WHO Housing and health and guidelines, <https://www.who.int/publications/i/item/9789241550376> [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 6) Umishio W et al: Cross-Sectional Analysis of the Relationship Between Home Blood Pressure and Indoor Temperature in Winter: A Nationwide Smart Wellness Housing Survey in Japan. *Hypertension*, Vol.74, No.4, pp.756-766, 2019
- 7) Umishio W et al: Association between Indoor Temperature in Winter and Serum Cholesterol: A Cross-Sectional Analysis of the Smart Wellness Housing Survey in Japan. *J Atheroscler Thromb*, Vol.29, 2022
- 8) 一般社団法人日本動脈硬化学会：動脈硬化性疾患予防ガイドライン2022年版, https://www.j-athero.org/jp/jas_g12022/ [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 9) 熊谷修他：地域在宅高齢者における食品摂取の多様性と高次生活機能低下の関連. *日本公衆衛生雑誌*, Vol.50, No.12, pp.1117-1124, 2003
- 10) 東京医科大学 公衆衛生学分野：国際標準化身体活動質問票のデータ処理及び解析に関するガイドライン-Short版・Long版, http://www.tmu-ph.ac/news/data/180327_1.pdf?t [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 11) Craig CL et al: International physical activity questionnaire: 12-country reliability and validity. *Med Sci Sports Exerc*, Vol.35, No.8, pp.1381-1395, 2003
- 12) 村瀬訓生他：身体活動量の国際標準化-IPAQ日本語版の信頼性、妥当性の評価-。厚生指標, Vol.49, No.11, 2002
- 13) Doi Y, Minowa M et al: Psychometric assessment of subjective sleep quality using the Japanese version of the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI-J) in psychiatric disordered and control subjects. *Psychiatry Res*, Vol.97, No.2-3, pp.165-172, 2000
- 14) 土井由利子他：ピッツバーグ睡眠質問票日本語版の作成. *精神科治療学*, Vol.13, No.6, pp.755-769, 1998
- 15) Buysse DJ et al: The Pittsburgh Sleep Quality Index: a new instrument for psychiatric practice and research. *Psychiatry Res*, Vol.28, No.2, pp.193-213, 1989
- 16) 一般社団法人日本サステナブル建築協会 (JSBC)：CASBEE すまいの健康チェックリスト, https://www.jsbc.or.jp/CASBEE/health_check/index.html [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 17) 厚生労働省：健康づくりのための身体活動基準2013, <https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002xple-att/2r9852000002xpqt.pdf> [最終アクセス日：2023年1月4日]
- 18) 川久保俊他：住環境が居住者の健康維持増進に与える影響に関する研究 全国の戸建住宅の環境性能と居住者の健康状態に関する実態調査. *日本建築学会環境系論文集*, Vol.79, No.700, pp.555-561, 2014
- 19) Kawakubo S et al: Influence of residential performance on residents' health status (part II): Nationwide survey of environmental performance of apartment buildings and residents' health status. *Jpn Archit Rev*, Vol.5, No.4, pp.576-591, 2022