

勤労者の身体活動量に関連する人口統計学的要因の検討

尼崎 光洋・煙山 千尋¹⁾

Association of physical activity and socio-demographic factors among Japanese workers

Mitsuhiro Amazaki, Chihiro Kemuriyama¹⁾

要約：本研究の目的は、日本人勤労者を対象に、身体活動量を増進させる要因として、人口統計学的要因を取り上げ、Health Action Process Approach（以下、HAPA）の中で、人口統計学的要因がどのように勤労者の身体活動に影響を与えるか検討することを目的とした。調査は、愛知県在住の非正規・正規雇用である日本人勤労者2200名を対象に、インターネット調査により、人口統計学的要因（雇用形態、婚姻状況、最終学歴、世帯年収）、HAPAを構成する要因、身体活動量の回答を求めた。その結果、雇用形態（正規雇用、非正規雇用）においては、「ネガティブ結果予期」から「行動意図」への負の影響性が、正規雇用の方が非正規雇用者よりも高いことが示された。また、婚姻状況（未婚、既婚）においては、「自己効力感」から「行動意図」への正の影響性が、未婚の勤労者の方が既婚者よりも高いことが示された。そして、最終学歴（大卒未満、大卒以上）においては、「自己効力感」から「行動意図」、そして「自己効力感」から「行動計画」への正の影響性が、大卒未満の勤労者の方が大卒以上の者よりも高いことが示された。最後に、世帯年収（400万円未満、400万円以上）では、「行動意図」から「行動計画」への正の影響性は、400万円以上の勤労者の方が、400万円未満の者よりも高いことが示された。一方で、「自己効力感」から「行動計画」への正の影響性は、400万円未満の勤労者の方が、400万円以上の者よりも高いことが示された。以上のことから、対象者の属する要因ごとに、身体活動促進を目的とした介入内容や時間などに重み付けを行い、対象者に適した身体活動促進のためのプログラムを提供する必要性が考えられた。

キーワード：Health Action Process Approach, 人口統計学的要因, 多母集団同時分析, 横断的研究

I. 緒言

平成25年度から「健康日本21（第二次）」が開始され、さらなる国民の健康の増進の総合的な推進が図られている。この取り組みの傘下事業として、平成23年2月から厚生労働省は、「Smart Life Project」²⁾を開始した（厚生労働省, 2011）。この取り組みの趣旨に賛同する企業・団体において、健

康寿命の延伸を目的に、その社員や職員の健康意識向上につながる啓発活動を行い、また企業活動を通じて、より多くの人々の健康づくりの意識を高め、行動変容を促す働きかけを行うことで国民の生活習慣の改善を行っている（厚生労働省, 2011）。

この取り組みの1つに「適度な運動」の促進が挙げられている。運動の効用は、心血管系と呼吸器系の機能の向上などの身体的な効果を始め、不安や

1) 岐阜聖徳学園大学教育学部

2) この取り組みは、平成20年度から実施してきた生活習慣病の予防を目的とした「すこやか生活習慣国民運動」をさらに普及、発展させるため、幅広い企業連携を主体とした取り組みである。

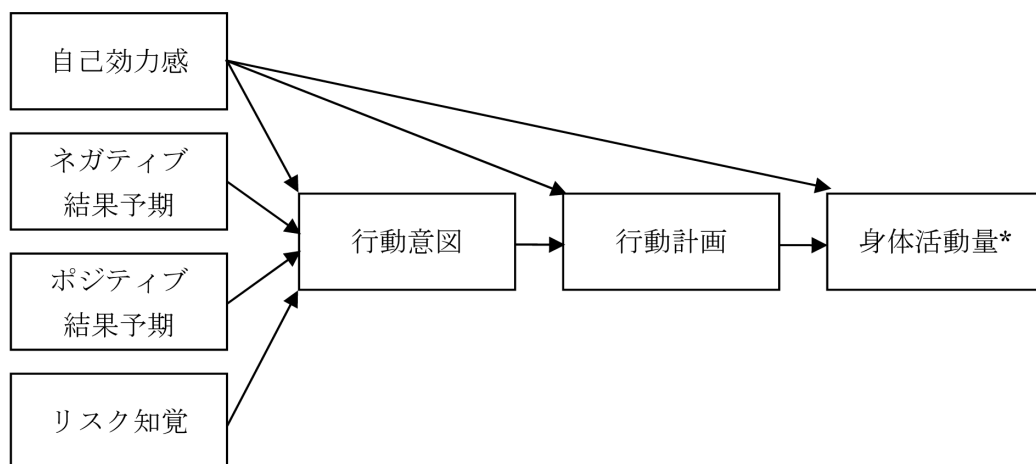


図1. 尼崎他（2014）で用いたHAPAのモデル構成

※尼崎他（2014）では、運動量と記載されているが、運動を中心とした身体活動量を測定している。

抑うつ³⁾の減少など心理的な効果があることが報告されており（American College of Sports Medicine, 2010）、運動の促進は、健康寿命の延伸に欠かせない要因だと考えられる。この運動促進に対して、これまでに、日本人勤労者の運動を始めとした身体活動が、特定の行動理論において予測・説明ができるか検討をする基礎研究が行われている。例えば、日本人勤労者の運動量を Health Action Process Approach³⁾（以下、HAPA）（Schwarzer, 1992）を用いて検討した研究（尼崎・煙山・森, 2014）では、HAPAが勤労者の運動量を予測するモデルであることが確認され、自己効力感が直接的に運動量を増進させる要因であることが確認された。尼崎他（2014）の研究では、HAPAを構成する心理的要因以外にも、性別の要因について検討されているが、その他の人口統計学的要因の情報が考慮されていなかった。

そこで、本研究では、尼崎他（2014）が検討したHAPAのモデル構成に従い（図1）、尼崎他（2014）で未検討であった人口統計学的要因（雇用形態、婚姻状況、最終学歴、世帯年収）を用いて、

これらの要因がどのように勤労者の身体活動量に影響を与えるか検討することを目的とした。

II. 方法

1. 調査時期および対象者

2012年11月にインターネット調査会社に登録している愛知県在住の20-59歳のモニター131,001名（2012年11月2日時点）を調査対象者とし、スクリーニング調査に回答の得られた25,755名の中から無作為に本調査における調査対象者を抽出した。そして、スクリーニング調査に回答した25,755名の中から本調査に回答した3025名の内、誤回答がある回答者を除いた愛知県在住の非正規・正規雇用である日本人勤労者2200名（男性1100名、女性1100名、平均年齢39.89歳、 $SD=10.44$ ）を分析対象とした。

2. 調査方法

インターネット調査会社の登録モニター（2012年8月現在で約226万人）の内、愛知県在住の20-59歳のモニター131,001名（2012年11月2日時点）に

3) HAPAは、5つの心理的変数（リスク知覚、結果予期、自己効力感、行動意図、行動計画）と従属変数となる行動から構成され、行動意図を発達させる動機づけ段階と実際の行動へと導く意図段階からなる過程を通じて、行動が実行される過程を表した行動理論である。

対して、インターネット調査会社より調査協力の依頼を e-mail にて配信し、e-mail に添付されている URL より調査画面へアクセスする方法によって調査を行った。まず、スクリーニング調査において、年齢、性別、婚姻状況、就労状況等に回答を求め、131,001名の中から本調査の対象となる回答者25,755名が無作為に抽出された。25,755名の中から目標回答者数を3000名と設定し、この設定数に近い人数が回収された時点で調査を終了する方法を採用した。その結果、25,755名の内、本調査に協力した回答者は3025名であった。本調査では、Lie Scaleとして、質問項目に回答番号を指示する設問項目を4つ設け（例：ここでは、「2：あまりそう思わない」を回答して下さい）、この設問の指示に従わなかった回答を誤回答とし、誤回答がある回答者を除いた2200名が本研究の分析対象となった。スクリーニング調査の回収率は19.66%であり、本調査の回収率は11.75%であり、本調査の有効回答率は72.73%であった。

なお、本調査では、倫理的配慮として、対象者に対して個人情報の保護が厳守される旨を web 画面上で説明し、調査の回答を持って同意することとし回答を得た。また、回答者には、インターネット調査会社が独自に発行しているポイントが贈与された。

3. 調査内容

1) 属性

年齢、性別、雇用形態、婚姻状況、最終学歴、世帯年収の回答を求めた。

2) 身体活動量

身体活動量を調べるために、Kasari (1976) の身体活動指標修正版(橋本, 2005)を用いた。本指標は、運動・スポーツ活動における運動実施頻度、運動強度、運動実施時間の積で身体活動得点が算出され、得点の範囲は0-100ポイントとなり、高得点ほどよく運動・身体活動を行なっていることを意味する。本研究では運動を実施していない調査対象者も回答できるように、運動実施頻度を「0：運動していない」「1：月1回程度」「2：月2-3回程度」「3：週1-2回程度」「4：週3-4回程度」「5：ほぼ毎日」の6段階、運動強度を「0：運動してい

ない」「1：きつくない運動」「2：適度なきつさの運動」「3：かなりきつい運動」「4：非常にきつい運動」の5段階、運動実施時間を「0：運動していない」「1：20分未満」「2：20-30分未満」「3：30-60分未満」「4：60-90分未満」「5：90分以上」の6段階とした。

3) HAPA を構成する変数

(1) 身体不活動に伴うリスク知覚

身体不活動に伴うリスク知覚を測定するために、身体不活動に伴うリスク知覚尺度(尼崎, 2012)を用いた。各項目への回答は、「1：全くそう思わない」から「5：とてもそう思う」の5件法で求めた。

(2) 運動に対する行動意図

運動に対する行動意図を測定するために、運動に対する行動意図尺度(尼崎・煙山・駒木, 2013a)を用いた。各項目への回答は、「1：全くそう思わない」から「5：とてもそう思う」の5件法で求めた。

(3) 運動に対する行動計画

運動に対する行動計画を測定するために、運動に対する計画尺度(尼崎他, 2013a)を用いた。各尺度への回答は、「1：全くそう思わない」から「5：とてもそう思う」の5件法で求めた。

(4) 運動に対する結果予期

運動に対する結果予期を測定するために、運動に対する結果予期尺度(尼崎・煙山・駒木, 2013b)を用いた。各項目への回答は、「1：全くそう思わない」から「5：とてもそう思う」の5件法で求めた。

(5) 運動に対する自己効力感

運動の実施に対する自己効力感を測定するために、運動に対する自己効力感尺度(尼崎・煙山・駒木, 2013c)の内、運動を行うことを妨げる要因に対処することに対する因子である「Coping self-efficacy」の5項目を用いた。各項目への回答は、「1：全くそう思わない」から「5：とてもそう思う」の5件法で求めた。

4. 統計処理

本調査で用いた各尺度の下位尺度に含まれる項目

表 1. 分析対象者の属性

(N=2200)

	全体 (%)	男性 (%)	女性 (%)
雇用形態			
正規雇用	1491 (67.8)	994 (90.4)	497 (45.2)
非正規雇用	709 (32.2)	106 (9.6)	603 (54.8)
婚姻状況			
未婚	898 (40.8)	433 (39.4)	465 (42.3)
既婚	1302 (59.2)	667 (60.6)	635 (57.7)
最終学歴			
大学院修了	154 (7.0)	116 (10.5)	38 (3.5)
大学卒	949 (43.1)	556 (50.5)	393 (35.7)
短期大学卒	276 (12.5)	23 (2.1)	253 (23.0)
高等専門学校・専門学校	255 (11.6)	116 (10.5)	139 (12.6)
高等学校卒	531 (24.1)	269 (24.5)	262 (23.8)
中学校卒	35 (1.6)	20 (1.8)	15 (1.4)
世帯収入			
200万円未満	553 (25.1)	72 (6.5)	481 (43.7)
200万円－400万円未満	727 (33.0)	288 (26.2)	439 (39.9)
400万円－600万円未満	475 (21.6)	351 (31.9)	124 (11.3)
600万円－800万円未満	275 (12.5)	236 (21.5)	39 (3.5)
800万円－1000万円未満	98 (4.5)	89 (8.1)	9 (0.8)
1000万円以上	72 (3.3)	64 (5.8)	8 (0.7)

※尼崎他 (2014) 再掲

得点を合計した下位尺度得点を算出し、本研究で検討する人口統計学的要因によって HAPA モデルにおける観測変数間の影響性に違いが認められるか検討するために、川端 (2007) および狩野・三浦 (2007) の分析手順に倣い、多母集団同時分析を行った。推定方法は、最尤法を用い、モデルの識別性を確保するために、誤差変数から観測変数への各パスを 1 に固定した。

本研究ではモデルの適合性を検討するために、GFI, AGFI, CFI, RMSEA を用い、モデルの比較には AIC, BCC を用いた。本研究では、GFI, AGFI 及び CFI は、.90 以上の場合、モデルの当てはまりが良いと判断し (山本・小野寺, 2002), RMSEA は、.05 未満の場合、モデルの当てはまりが十分であると判断した (田部井, 2011)。AIC および BCC は、得られた値が小さいモデルほど優れていると判断した (田部井, 2011)。なお、統計処

理には、IBM Amos 20J を用いた。

Ⅲ. 結果

1. 対象者の属性

対象者の基本的属性は、本研究の対象者全体の 67.8% が正規雇用であり、59.2% が既婚者であり、43.1% が大学卒であり、33.0% が世帯収入 200 万円－400 万円未満であった (表 1)。

表2. 雇用形態における観測変数間の標準偏回帰係数

観測変数		標準偏回帰係数		検定統計量 (z)
始点	終点	正規雇用	非正規雇用	
自己効力感	→ 行動意図	.284***	.286***	0.115 ^{ns}
リスク知覚	→ 行動意図	.156***	.164***	0.029 ^{ns}
ポジティブ結果予期	→ 行動意図	.340***	.387***	0.924 ^{ns}
ネガティブ結果予期	→ 行動意図	-.192***	-.078***	3.228***
行動意図	→ 行動計画	.253***	.211***	-1.021 ^{ns}
自己効力感	→ 行動計画	.561***	.575***	0.814 ^{ns}
行動計画	→ 身体活動量	.399***	.384***	-1.423 ^{ns}
自己効力感	→ 身体活動量	.236***	.243***	-0.39 ^{ns}

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

表中の検定統計量は、パラメーター間の差に対する検定統計量を意味する。

正規雇用：1491名，非正規雇用：709名

2. 人口統計学要因を含めた日本人勤労者の HAPA のモデルの検討⁴⁾

1) 雇用形態

本研究の対象者の雇用形態から、正規雇用者(1491名)と非正規雇用者(709名)の2母集団に分けた。各母集団にHAPAがデータに適合するか検討したところ、正規雇用者のHAPAの適合度指標は、GFI=.997, AGFI=.988, CFI=.997, RMSEA=.030であり、非正規雇用者のHAPAの適合度指標は、GFI=.997, AGFI=.989, CFI=1.000, RMSEA=.000であったことから、各母集団でのモデルの適合性が確認された。

次に、HAPAの雇用形態間での配置不変性の検討した結果、GFI=.997, AGFI=.988, CFI=.998, RMSEA=.017であったことから、HAPAの配置不変性が成り立つと判断した。

さらに、雇用形態間でHAPAにおける各パス係数の推定値の差異を検討するために、雇用形態間の推定値の差に対する検定統計量を算出した。その結果、ネガティブな結果予期から行動意図へのパス係数に対して、差があることが懸念された($z =$

3.228)。

そこで、このパスに対して等値制約を課したモデルと制約なしのモデルの比較を行った。その結果、等値制約ありモデル(AIC=115.660, BCC=116.36)より、制約なしモデル(AIC=107.279, BCC=107.997)の方がデータへの適合性が高いことが示された。このことから、雇用形態によって「ネガティブ結果予期」から「行動意図」への影響性が異なることが示された。制約モデルなしモデルにおいて、「ネガティブ結果予期」から「行動意図」へのパス係数は、正規雇用者では $\beta = -.192$ ($p < .001$)であり、非正規雇用者では $\beta = -.078$ ($p < .01$)であった(表2)。なお、行動意図に対する決定係数は $R^2 = .46$ であり、行動計画に対する決定係数は $R^2 = .52$ であり、身体活動量に対する決定係数は $R^2 = .34$ であった。

2) 婚姻状況

本研究の対象者の婚姻状況から、未婚者(898名)と既婚者(1302名)の2母集団に分けた。各母集団にHAPAがデータに適合するか検討したとこ

4) HAPAモデルを構成する各尺度の下位尺度得点の平均値および標準偏差に関しては、尼崎他(2014)を参照。また、日本人勤労者のHAPAのデータへの適合性はGFI=0.991, AGFI=0.964, CFI=0.995, RMSEA=0.037であり、身体活動量に対する説明率は28%であった(尼崎他, 2014)。

表3. 婚姻状況における観測変数間の標準偏回帰係数

観測変数		標準偏回帰係数		検定統計量 (z)
始点	終点	未婚	既婚	
自己効力感	→ 行動意図	.320***	.251***	-2.316*
リスク知覚	→ 行動意図	.133***	.171***	0.758 ^{n.s.}
ポジティブ結果予期	→ 行動意図	.371***	.344***	-1.129 ^{n.s.}
ネガティブ結果予期	→ 行動意図	-.169***	-.161***	0.683 ^{n.s.}
行動意図	→ 行動計画	.245***	.239***	0.366 ^{n.s.}
自己効力感	→ 行動計画	.558***	.568***	0.85 ^{n.s.}
行動計画	→ 身体活動量	.350***	.416***	1.251 ^{n.s.}
自己効力感	→ 身体活動量	.264***	.230***	-0.583 ^{n.s.}

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

表中の検定統計量は、パラメーター間の差に対する検定統計量を意味する。

未婚：898名、既婚：1302名

ろ、未婚者のHAPAの適合度指標は、 $GFI = .995$ 、 $AGFI = .979$ 、 $CFI = .996$ 、 $RMSEA = .039$ であり、既婚者のHAPAの適合度指標は、 $GFI = .997$ 、 $AGFI = .989$ 、 $CFI = .998$ 、 $RMSEA = .026$ であったことから、各母集団でのモデルの適合性が確認された。

次に、HAPAの婚姻状況間での配置不変性の検討した結果、 $GFI = .996$ 、 $AGFI = .985$ 、 $CFI = .997$ 、 $RMSEA = .023$ であったことから、HAPAの配置不変性が成り立つと判断した。

さらに、婚姻状況間でHAPAにおける各パス係数の推定値の差異を検討するために、婚姻状況間の推定値の差に対する検定統計量を算出した。その結果、自己効力感から行動意図へのパス係数に対して、差があることが懸念された ($z = -2.316$)。

そこで、このパスに対して等値制約を課したモデルと制約なしのモデルの比較を行った。その結果、等値制約ありモデル ($AIC = 116.971$ 、 $BCC = 117.596$) より、制約なしモデル ($AIC = 113.613$ 、 $BCC = 114.254$) の方がデータへの適合性が高いことが示された。このことから、婚姻状況によって「自己効力感」から「行動意図」への影響性が異なることが示された。制約モデルなしモデルにおいて、「自己効力感」から「行動意図」へのパス係数は、未婚者では $\beta = .320$ ($p < .001$) であり、既婚者では $\beta = .251$ ($p < .001$) であった (表3)。なお、

行動意図に対する決定係数は $R^2 = .50$ であり、行動計画に対する決定係数は $R^2 = .52$ であり、身体活動量に対する決定係数は $R^2 = .32$ であった。

3) 最終学歴

本研究の対象者の最終学歴を便宜的に、大卒未満 (1097名) と大卒以上 (1103名) の2母集団に分けた。各母集団にHAPAがデータに適合するか検討したところ、大卒未満のHAPAの適合度指標は、 $GFI = .995$ 、 $AGFI = .980$ 、 $CFI = .995$ 、 $RMSEA = .041$ であり、大卒以上のHAPAの適合度指標は、 $GFI = .998$ 、 $AGFI = .992$ 、 $CFI = 1.000$ 、 $RMSEA = .011$ であったことから、各母集団でのモデルの適合性が確認された。

次に、HAPAの最終学歴間での配置不変性の検討した結果、 $GFI = .996$ 、 $AGFI = .986$ 、 $CFI = .998$ 、 $RMSEA = .021$ であったことから、HAPAの配置不変性が成り立つと判断した。

さらに、最終学歴間でHAPAにおける各パス係数の推定値の差異を検討するために、最終学歴間の推定値の差に対する検定統計量を算出した。その結果、自己効力感から行動意図へのパス係数 ($z = -2.107$)、自己効力感から行動計画へのパス係数 ($z = -2.026$) のそれぞれに対して、差があることが懸念された。

そこで、このパスに対して等値制約を課した3つ

表4. 最終学歴における観測変数間の標準偏回帰係数

観測変数		標準偏回帰係数		検定統計量 (z)
始点	終点	大卒未満	大卒以上	
自己効力感	→ 行動意図	.300***	.260***	-2.107*
リスク知覚	→ 行動意図	.156***	.156***	-0.445 ^{ns}
ポジティブ結果予期	→ 行動意図	.318***	.396***	1.37 ^{ns}
ネガティブ結果予期	→ 行動意図	-.161***	-.156***	0.526 ^{ns}
行動意図	→ 行動計画	.222***	.260***	1.324 ^{ns}
自己効力感	→ 行動計画	.574***	.555***	-2.026*
行動計画	→ 身体活動量	.420***	.362***	-0.146 ^{ns}
自己効力感	→ 身体活動量	.225***	.254***	0.831 ^{ns}

*** $p < .001$

表中の検定統計量は、パラメーター間の差に対する検定統計量を意味する。

大卒未満：1097名, 大卒以上：1103名

のモデル (①2変数とも制約したモデル, ②自己効力感から行動意図のパスを制約したモデル, ③自己効力感から行動計画のパス係数を制約したモデル) と制約なしのモデルの比較を行った。その結果, 制約なしモデル (AIC=111.584, BCC=112.200) が最もデータへの適合性が高いことが示された。このことから, 最終学歴によって「自己効力感」から「行動意図」, 「自己効力感」から「行動計画」への影響性が異なることが示された。制約モデルなしモデルにおいて, 「自己効力感」から「行動意図」へのパス係数は, 大卒未満者では $\beta = .300$ ($p < .001$) であり, 大卒以上者では $\beta = .26$ ($p < .001$) であった。また, 「自己効力感」から「行動計画」へのパス係数は, 大卒未満者では $\beta = .574$ ($p < .001$) であり, 大卒以上者では $\beta = .555$ ($p < .001$) であった (表4)。なお, 行動意図に対する決定係数は $R^2 = .46$ であり, 行動計画に対する決定係数は $R^2 = .51$ であり, 身体活動量に対する決定係数は $R^2 = .36$ であった。

4) 世帯収入

本研究の対象者の世帯収入を便宜的に, 400万円未満 (1280名) と400万円以上 (920名) の2母集団に分けた。各母集団にHAPAがデータに適合するか検討したところ, 400万円未満のHAPAの適

合度指標は, GFI=.996, AGFI=.983, CFI=.996, RMSEA=.036であり, 400万円以上のHAPAの適合度指標は, GFI=.997, AGFI=.988, CFI=.999, RMSEA=.021であったことから, 各母集団でのモデルの適合性が確認された。

次に, HAPAの世帯収入間での配置不変性の検討した結果, GFI=.996, AGFI=.985, CFI=.997, RMSEA=.022であったことから, HAPAの配置不変性が成り立つと判断した。

さらに, 世帯収入間でHAPAにおける各パス係数の推定値の差異を検討するために, 世帯収入間の推定値の差に対する検定統計量を算出した。その結果, 行動意図から行動計画へのパス係数 ($z = 2.465$), 自己効力感から行動計画へのパス係数 ($z = -2.396$) のそれぞれに対して, 差があることが懸念された。

そこで, このパスに対して等値制約を課した3つのモデル (①2変数とも制約したモデル, ②行動意図から行動計画のパスを制約したモデル, ③自己効力感から行動計画のパス係数を制約したモデル) と制約なしのモデルの比較を行った。その結果, 制約なしモデル (AIC=112.521, BCC=113.156) が最もデータへの適合性が高いことが示された。このことから, 世帯収入によって「行動意図」から「行動計画」, 「自己効力感」から「行動計画」への影響性が異なることが示された。制約モデルなしモデル

表5. 世帯年収における観測変数間の標準偏回帰係数

観測変数		標準偏回帰係数		検定統計量 (z)
始点	終点	400万円未満	400万円以上	
自己効力感	→ 行動意図	.296***	.261***	-1.447 ^{ns}
リスク知覚	→ 行動意図	.164***	.150***	-0.435 ^{ns}
ポジティブ結果予期	→ 行動意図	.362***	.345***	-0.747 ^{ns}
ネガティブ結果予期	→ 行動意図	-.148***	-.170***	-0.67 ^{ns}
行動意図	→ 行動計画	.207***	.286***	2.465**
自己効力感	→ 行動計画	.594***	.525***	-2.396**
行動計画	→ 身体活動量	.414***	.370***	0.289 ^{ns}
自己効力感	→ 身体活動量	.212***	.268***	1.751 ^{ns}

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

表中の検定統計量は、パラメーター間の差に対する検定統計量を意味する。

400万円未満：1280名，400万円以上：920名

において、「行動意図」から「行動計画」へのパス係数は、400万円未満では $\beta = .207$ ($p < .001$)であり、400万円以上では $\beta = .286$ ($p < .001$)であった。また、「自己効力感」から「行動計画」へのパス係数は、400万円未満では $\beta = .594$ ($p < .001$)であり、400万円以上では $\beta = .525$ ($p < .001$)であった(表5)。なお、行動意図に対する決定係数は $R^2 = .42$ であり、行動計画に対する決定係数は $R^2 = .50$ であり、身体活動量に対する決定係数は $R^2 = .34$ であった。

IV. 考察

本研究では、尼崎他(2014)が検討したHAPAのモデル構成に従い(図1)、尼崎他(2014)で未検討であった人口統計学的要因を用いて、これらの要因がどのように勤労者の身体活動に影響を与えるか検討を行った。このような詳細な分析を行うことで、勤労者の身体活動の増進を目的とした介入プログラム開発において、対象者毎にプログラム内容を変えるといったセグメント化するための根拠資料に、本研究の結果がなり得ると考えられる。

本研究で取り上げた4つの人口統計学的要因(雇用形態、婚姻状況、最終学歴、世帯年収)のいずれにおいても、HAPAのモデルの適合性は良好であ

り、尼崎他(2014)と同様に、HAPAは日本人勤労者の身体活動量を予測することが可能なモデルだと判断された。

多母集団同時分析の結果、4つの観測変数(自己効力感、ネガティブ結果予期、行動意図、行動計画)のいくつかの変数間において、有意な標準偏回帰係数が認められた。具体的には、雇用形態(正規雇用、非正規雇用)においては、「ネガティブ結果予期」から「行動意図」への負の影響性が、正規雇用の方が非正規雇用者よりも高いことが示された。この結果から、正規雇用者に対しては、身体活動に対する否定的な側面を改善することを強調した介入内容が適していると考えられる。また、婚姻状況(未婚、既婚)においては、「自己効力感」から「行動意図」への正の影響性が、未婚の勤労者の方が既婚勤労者よりも高いことが示された。この結果から、未婚の勤労者に対しては、身体活動に対する自己効力感を高めることを強調した介入内容が適していると考えられる。そして、最終学歴(大卒未満、大卒以上)においては、「自己効力感」から「行動意図」、そして「自己効力感」から「行動計画」への正の影響性が、大卒未満の勤労者の方が大卒以上の者よりも高いことが示された。これらの結果から、大卒未満の勤労者に対しては、身体活動に対する自己効力感を高めることを強調した介入が適して

いると考えられる。最後に、世帯年収(400万円未満, 400万円以上)においては、「行動意図」から「行動計画」への正の影響性が、400万円以上の勤労者の方が、400万円未満の者よりも高いことが示された。一方で、「自己効力感」から「行動計画」への正の影響性は、400万円未満の勤労者の方が、400万円以上の者よりも高いことが示された。これらの結果から、400万円以上の勤労者には、身体活動に対する行動意図を高めることを強調した介入が適しており、400万円未満の勤労者に対しては、自己効力感を高めることを強調した介入が適していると考えられる。

以上のことから、対象者の属する要因ごとに、身体活動促進を目的とした介入内容や時間などに重み付けを行い、対象者に適した身体活動促進のためのプログラムを提供する必要性が考えられた。

最後に、本研究の限界を2点挙げる。1点目として、本研究で取り上げた人口統計学的要因が限定的であることが挙げられる。本研究では、日本人勤労者の身体活動の促進に影響を与える人口統計学的要因の一つとして雇用形態(正規雇用, 非正規雇用)を取り上げて、職業に関する要因を検討していた。しかしながら、「Smart Life Project」が企業ごとの取り組みであると考えた場合、1つの企業の中には、異なる職種(営業職, 事務職など)が混在する場合がある。さらに、グループ企業であれば、業種(製造業, 金融業など)や産業構造(1次産業, 2次産業, 3次産業など)の異なる勤労者が所属する場合もある。そのため、職種・業種・産業構造といった職業状況別の詳細な分析を行わなければ、企業ごとに適した運動促進プログラムの開発には至らないと考えられる。今後、職業に関する要因を詳細に検討する必要性が考えられた。2点目として、本研究で取り上げた4つの人口統計学的要因を独立した要因と見なして、要因ごとに多母集団同時分析を行っていた。しかしながら、実際には、調査対象者はすべての要因を同時に属しているので(例: 大学卒の既婚者で、世帯年収が400万円以上の正規雇用者)、今後、この点についても検討しなければならない。

附記

本研究は、財団法人シキシマ学術・文化振興財団第27回助成ならびに平成24年度愛知県豊橋市大学連携調査研究費補助のご支援を賜りました。ここに記して深謝いたします。

文献

- American College of Sports Medicine (2010). ACSM's guidelines for exercise testing and prescription. 8th ed. Philadelphia: Wolters Kluwer Health/Lippincott Williams & Wilkins.
- 尼崎光洋 (2012): 身体不活動に伴うリスク知覚尺度の開発 — リスク知覚と身体活動量の関係性の検討 —. 地域政策学ジャーナル, 2 (1), 19–24.
- 尼崎光洋・煙山千尋・駒木伸比古 (2013a) 環境要因が身体活動に与える影響 — 地理情報システムによる環境要因の測定及び Health Action Process Approach を用いた行動モデルの検討 —. 第28回健康医科学研究助成論文集, 52–64.
- 尼崎光洋・煙山千尋・駒木伸比古 (2013b) 運動に対する結果予期尺度の開発. 地域政策学ジャーナル, 2 (2), 55–64.
- 尼崎光洋・煙山千尋・駒木伸比古 (2013c) 運動における自己効力感尺度の開発. 愛知大学体育学論叢, 20. 9–16.
- 尼崎光洋・煙山千尋・森 和代 (2014) Health Action Process Approach を用いた勤労者の運動量の検討. 健康心理学研究, 27 (1), 53–62.
- 橋本公雄 (2005) Kasari の身体活動指標修正版の信頼性と妥当性. 九州スポーツ心理学研究, 17, 28–29.
- 狩野 裕・三浦麻子 (2007) AMOS, EQS, CALIS によるグラフィカル多変量解析 増補版3刷 現代数学社
- 川端一光 (2007) 多母集団分析 豊田秀樹 (編) 共分散構造分析 [Amos 編] 東京図書 pp.73–87.
- 厚生労働省 (2011) 報道発表資料: 健康寿命を延ばすための「Smart Life Project (スマート ライフ プロジェクト)」を開始 <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000012r37.html> (アクセス日: 2014年12月5日)
- Kasari D (1976) The effects of exercise and fitness on serum lipids in college women. Unpublished master's thesis, University of Montana. In Sharkey BJ (Ed.)

(1990) : Physiology of Fitness. Third Edition, 7-8,
Human Kinetics Books, Champaign, Illinois.

Schwarzer R (1992) Self-efficacy in the adoption and
maintenance of health behavior : Theoretical approaches
and a new model. In Schwarzer R (Ed.) Self-efficacy :
Thought control of action. 217-243, Hemisphere,
Washington, DC.

田部井明美 (2011) SPSS 完全活用法 共分散構造分析
(Amos) によるアンケート処理 第2版 東京図書

山本嘉一郎・小野寺孝義 (2000) 共分散構造分析とその適
用 山本嘉一郎・小野寺孝義 (編) Amos による共分散
構造分析と解析事例 ナカニシヤ出版 pp.1-22.

受稿 : 2014年12月22日

受理 : 2015年1月6日