研究資料

大学体育スポーツ学研究　16,(2019),019-026

大学生の運動有能感における相対的年齢効果の性差：体育・スポーツ実技科目の選択履修者を対象として

勝亦陽一[1)]

Gender-related differences of the relative age effect of physical competence in college students : Learners of elective classes for physical education and sports activities

Yoichi KATSUMATA[1)]

Abstract

[Introduction] The purpose of this study was to clarify the effect of gender difference on the relative age effect of physical competence among college students who enrolled in elective classes such as physical education and sports. **[Method]** The participants included 2805 college students (1327 males and 1478 females) who were divided into 16 categories based on their gender (male, female), course classification (applicants for a teacher's license, other students), and birth month (April–June, July–September, October–December, January–March). By means of a self-administered questionnaire in which a 5-point Likert scale was employed, (1: strongly disagree, 5: strongly agree), the participants were questioned about physical competence. The mean score for physical competence was calculated based on three factors, namely, perceived physical competence, feeling of control, and peer and teacher acceptance. **[Results and Discussion]** The results of a three-way (gender × course classification × birth month) factorial analysis of a variance test with the score of physical competence indicated that a first order interaction between gender and birth month of perceived physical competence was statistically significant. In females, the mean score for those born in January–March was significantly lower than that of those born in April–June, July–September, and October–December (small effect size). On the contrary, other factors did not show any interaction with the main effect of the birth month. The results of this study revealed that the gender difference has an impact on the relative age effect of positive perception about physical ability and motor skills among college students. Such results are considered beneficial for the future of university physical education and sports. A suggestion for university physical education and sports is that teachers may be required to employ different approaches based on gender and birth month when trying to enhance college students' perceived physical competence.

キーワード：相対的年齢効果，運動有能感，性差
Keywords：Relative Age Effect, Physical Competence, Gender Difference

I. 緒言

公共学校組織は，4月1日に始まり，翌年3月31日に終わることを規定している（学教法施行規則第五十九条）．また，人は誕生日の前日が終了する時（午後12時）に年を一つとる（満年齢に達する）とされている（民法第百四十三条）．すなわち，同学年には4月2日生まれから翌年4月1日生まれの者が区分される．そのため，締切り日の直後に産まれた小児は，締切り日の直前に生まれた小児よりも1つ歳をとっていることになる．このような同学年における年齢差が，体格，運動能力および運動に関する心理の発達の個人差に影響する（Musch and Grondin 2001）ことを相対的年齢効果という．

相対的年齢効果に関する研究はこれまでに数多く行

1）東京農業大学　Tokyo University of Agriculture

われており，生まれ月と疾病，健康（三浦，2000；三浦，1992），学業成績との関係（内山と丸山，1994）など様々な切り口から検討されている．その中でも一流競技者を対象に生まれ月分布を検討した例は特に多い（Cobley et al.,2009；Musch and Grondin, 2001；Nakata and Sakamoto.,2011；Nakata and Sakamoto.,2012）．例えば，日本人を対象にした研究によると，競技レベルが高い中学生男子野球選手における4-9月生まれの割合は85%（勝亦ほか，2017）であり，プロ野球選手における4-9月生まれの割合の62%（Nakata and Sakamoto.,2011）よりも高値である．また，競泳（Cobley et al.,2017），陸上（Romann and Cobley, 2015），ラグビー（Lemez et al.,2016）など他の競技種目についても同様に，相対的年齢効果は，性別を問わず年齢経過とともに小さくなることが報告されている．このような報告は，運動能力および運動を継続するという心理面において，年齢経過とともに相対的年齢効果が小さくなることを示している．一方，一流競技者を対象に相対的年齢効果の性差を検討した例によると，日本国内外を問わず，女性は男性よりも相対的年齢効果が小さい（Nakata and Sakamoto.,2012；Baxter-Jones, 1995；Cobley et al.,2009）．

一般の男女における体格および運動能力においても，相対的年齢効果には性差がある．女子の身長，体重，座高および胸囲といった体格の各測定値は，中学生期に相対的年齢効果が消失する（松原，1966；大西，1959）．一方，男子における体格の各測定値では高校3年生になってようやく相対的年齢効果が消失する（大西，1959）．同様に，運動能力の測定値は，小学生の男女および中学生の男子において相対的年齢効果が示されるが，中学生の女子では相対的年齢効果は示されない（Nakata et al.,2017；朝内ほか，2009）．このように，一般男女における体格および運動・競技能力の相対的年齢効果は，一流競技者と同じように男性より女性において低く，相対的年齢効果の消失は，男性よりも女性において早期傾向にある．

以上のような，一流競技者や体格および運動能力に着目した報告は多い．他方，運動に関する心理面の相対的年齢効果について検討した例は数が少なく，それらについても検討結果は報告間で異なる．例えば，中田・坂本（2015）は，日本人小説家に10-3月生まれの者が多かったことから，学年内において相対的に年齢が低い10-3月生まれの者は，スポーツ以外のものに興味を持ちやすいこと，相対的年齢効果が小児から成人まで持続した可能性を示唆している．一方，古田・黒坂（2010）は，大学生の運動有能感および運動参与といった心理面において相対的年齢効果はほとんど認められないことを報告している．

古田・黒坂（2010）が着目した運動有能感は，運動に関する心理指標として数多くの指標がある．小学生から大学生を対象とした岡沢ほか（1996）の報告によると，運動有能感は，自己の運動能力および技能に対する「身体的有能さの認知」，自己の努力や練習によって運動をどの程度コントロールできるかを示す「統制感」，運動場面で教師や仲間から受け入れられているかを示す「受容感」から構成されている．また，小学生では，性別を問わず運動能力と運動有能感に正の相関関係が示される（武田，2005，2006）．さらに，運動有能感を高めることで，運動の楽しさを体験できること（岡澤・諏訪，1998），運動に対する愛好度を高めることができること（岡澤・仲田，1998）が報告されている．これらの先行研究を考慮すると，運動有能感は運動能力だけでなく，スポーツにおける参加，継続および離脱に対する動機づけといった心理的要因にも影響を与えていると言える．また，大学における体育・スポーツは，初等中等教育の時期と社会人とをつなぎ，生涯にわたるスポーツ習慣を形成・定着させる観点から重要な意味を持っている（文部科学省, 1998）．それ故, 特に生涯スポーツ習慣の形成・定着において，運動の楽しさや運動の愛好度に関連のある運動有能感を高めることは重要な要素と考えられる．

大学の体育・スポーツ実技科目を履修した大学生の運動有能感を調査した中野（2017）の報告によると，運動有能感および体育における楽しさには性差があり，男子大学生は動く楽しさ，女子大学生は集う楽しさを重視する傾向がある．また, 動く楽しさが高い者は,「身体的有能さの認知」も高い．このような報告と先述の一流競技者および一般男女の体格および運動能力の相対的年齢効果における性差の報告を考慮すると，運動有能感における相対的年齢効果には性差があることが予想される．一方，教員免許状を取得するに当たっては，学校教育活動全体において体育・健康に関する指導を行うことから,「体育」を履修する必要があるが，教員免許状のために体育・スポーツ実技科目を履修した者（必修履修者）は，選択履修者よりも運動有能感が低い（中野，2017）．従って，運動有能感における相対的年齢効果は履修区分によって異なる可能性がある. それ故, 運動有能感における相対的年齢効果の性差を検討する場合には，対象者の履修区分を明確にする必要がある．しかしながら，大学生を対象に運動有能感の相対的年齢効果を報告した例（古田・黒坂，2010）では，対象者の履修区分や所属学部・学科といった属性が明らかではなく，大学生の運動有能感の相対的年齢効果の性差については未だ不明な点が多い．

大学の体育・スポーツ実技科目は，学校の教育課程にお

いて，運動有能感を高めることができる一つの機会を提供している場とも言える．運動有能感における相対的年齢効果の性差を検討することは，大学生に生涯にわたるスポーツ習慣を形成・定着させることに関して，大学の体育・スポーツ実技科目の意義，および生まれ月，性別によって異なる指導が必要かどうかを示すことができる．さらに，履修区分別に運動有能感およびその相対的年齢効果を明らかにすることで，将来的に学校教育を担う可能性のある学生の資質能力の向上に関して，選択履修者よりも運動有能感が低い教員免許状の取得希望学生（中野，2017）の「体育」必修の意義や取得希望学生への授業内容を検討する上での資料になる．

そこで本研究は，大学体育・スポーツ実技科目の履修者を対象に，運動有能感における相対的年齢効果の性差を明らかにすることを目的とした．

II. 方法

1. 対象者

スポーツ・体育実技科目を選択履修している大学生男子1360名および女子1499名（3大学12学部）を対象に質問紙調査を行った．対象者には，運動有能感が高いと予想される体育・スポーツ系の学部・学科に所属する学生は含まれていなかった．

収集した質問紙から，記入漏れや不備があった回答を除外し，男子1327名および女子1478名を分析対象とした．分析対象者の身長および体重の平均値±標準偏差は，男子では172.1±5.6cm，63.3±8.8kg，女子では158.7±5.4cm，50.8±6.0kgであった．調査時期は2016年12月から2017年1月の間であった．

本研究は，「ヘルシンキ宣言」，文部科学省および厚生労働省の「疫学研究に関する倫理指針」および東京農業大学の「人を対象とした実験・調査等の倫理委規定」の趣旨に基づき，関連法規を遵守して調査対象者の人権と安全性を最大限に尊重して実施した．また，東京農業大学の倫理審査委員会の承認を得たうえで調査を行った．調査用紙への記名は不要とすることで，個人情報保護および分析対象者個人が特定されることがないように配慮した．

2. 質問項目

対象者には，属性（4項目），運動有能感（9項目），体育・スポーツ実技の履修理由について，質問紙に回答させた（表1）．属性は，性別，身長，体重および生年月日とした．運動有能感の質問項目は，日本人の小学生から大学生を対象にした研究において，信頼性および妥当性が検証されている岡沢ほか（1996）を参考にした．この運動有能感尺度は，「身体的有能さの認知」：自己の運動能力および技能に対する肯定的認知を問う項目（第一因子，4項目），「統制感」：練習または努力すれば運動ができるようになるかを問う項目（第二因子，4項目），「受容感」：運動場面で教師や仲間から受け入れられているかを問う項目（第三因子，4項目）から構成されている．本研究では，第一および第二因子は，授業担当者およびスポーツ心理の専門家とともに，対象とした大学生が履修した大学・スポーツ実技科目の実施状況に適当と考えられる項目を3つ選択した（第一因子：質問（1），（4），（7），第二因子：質問（2），（5），（8），第三因子：質問（3），（6），（9））（表1）．なお，第一因子は，4項目のうち，「運動の上手な見本として，よく選ばれます」は，競技種目の専門家である教員やアシスタント等がいる場合に，学生の見本を必要としない可能性があることから選択しなかった．第二因子は，4項目のうち，「できない運動でも，あきらめないで運動すれればできるようになると思う」を選択しなかった．その理由は，（5）（8）の「少し難しい運動でも努力すればできる」，「努力さえすれば，たいていの運動は上手にできる」と類似していること，「できる」または「やりたい」競技種目を選択履修している学生への質問として，その他よりも適切ではないと判断したことであった．第三因子の（9）は，「運動をする時，先生が励まし

表 1．本研究における質問項目，因子分析および信頼性分析結果

質問項目	因子負荷量 1	因子負荷量 2	因子負荷量 3	クロンバック α係数
第1因子：身体的有能さの認知				
(1) 運動能力がすぐれている	0.96	−0.02	−0.07	
(4) たいていの運動は上手にできる	0.81	−0.01	0.12	0.928
(7) 運動について自信をもっている	0.90	0.06	−0.02	
第2因子：統制感				
(2) 練習をすれば、必ず技術や記録は伸びる	−0.09	0.73	0.08	
(5) 努力さえすれば、たいていの運動は上手にできる	0.26	0.68	−0.02	0.851
(8) 少し難しい運動でも、努力すればできる	0.26	0.64	0.02	
第3因子：受容感				
(3) 運動をする時、先生や友達が励まし応援してくれる	−0.03	0.24	0.42	
(6) 一緒に運動をしようと誘ってくれる友達がいる	0.06	−0.02	0.84	0.801
(9) 一緒に運動する友達がいる	−0.01	0.00	0.87	

因子抽出法: 最尤法
因子軸の回転方法:プロマックス回転

たり，応援してくれます」と「運動をする時，友達が励ましたり，応援してくれます」が類似していることから，それらを合わせて，「運動をする時，先生や友達が励まし応援してくれる」とした．

運動有能感について，調査対象者には「非常にそう思う」(5点)から「まったくそう思わない」(1点)の5段階で評価させた．体育・スポーツ実技の履修理由については，教員免許取得のための履修(教免)またはそれ以外(選択)について選択させた．

3. データ分析および統計処理

性別，履修区分および生まれ月を基準に，分析対象者を2（男子および女子）×2（選択および教免）×4（4-6月，7-9月，10-12月および1-3月(4月1日生まれを含む)）群に分けた．生まれ月の群分けは，先行研究(勝亦ほか，2017；Nakata and Sakamoto.,2011)に従った．性別に期待値(各生まれ月群の対象者数／合計対象者数×各群の対象者数)を算出，クロス集計をした後に，性別にピアソンのχ^2検定を行った．

本研究で用いた質問項目について，妥当性を因子分析により，信頼性を信頼性分析のクロンバックのα係数により確認した．因子分析(最尤法，プロマックス回転)を行ったところ，各因子の負荷量の大きい項目は，岡沢ほか(1996)と同様であり，「身体的有能さの認知」，「統制感」および「受容感」に分けられた(表1)．カイザー・マイヤー・オルキンの標本妥当性の測度は0.891であり，因子分析の妥当性が示された．また，バートレットの球面性検定の結果，近似χ^2値は18317，有意確率は$p<0.001$であり，各因子の質問項目間に共通性があることが示された．各因子について信頼性分析を行ったところ，クロンバックのα係数は，「身体的有能さの認知」において0.928，「統制感」において0.851，「受容感」において0.801であり，高い信頼性が確認された(Bland and Altman, 1997)．以上の結果から，岡沢ほか(1996)の質問項目を修正・削除した本研究の質問項目は，妥当性および信頼性があると判断した．

運動有能感は，各因子について平均値および標準偏差を算出して分析に用いた．各因子の平均値について，性別，履修区分および生まれ月間差を検討するために，3要因（性別(男子および女子)×履修区分(選択および教免)×生まれ月(4-6月，7-9月，10-12月および1-3月)）の分散分析を行い，2次および1次の交互作用の有無を確認した．分散分析の結果，F値が有意である場合は，単純主効果を検討した．単純主効果が有意である場合には，生まれ月間の差を検討するために多重比較(Bonferroni法)を用いた．

本研究は，すべての統計処理について危険率5%未満をもって統計的に有意とした．統計量の算出には，統計処理ソフト(IBM SPSS Statistics version22.0)を用いた．サンプルサイズの影響を受けない分散割合の指標である効果量をCohen（1988)に基づいて算出および評価した．効果量(η^2)が0.01未満の場合は「効果量ほとんどなし」，0.01以上，0.06未満の場合は「効果量小」，0.06以上，0.14未満の場合は「効果量中」，0.14以上の場合は「効果量大」とした．

III. 結果

性別，履修区分および生まれ月を基準に，分析対象者を2（男子および女子）×2（選択および教免）×4群(4-6月，7-9月，10-12月，1-3月)に分け，実測および期待値を示した(表2)．性別にピアソンのχ^2検定を行ったところ，男女ともに有意差は認められなかった．

表3は，運動有能感に関する各因子の平均得点を群別に示している．「身体的有能さの認知」について，3要因の分散分析を行ったところ，2次の交互作用は有意ではなかった．1次の交互作用は，性別×履修区分($F=28.5$, $p<0.001$, $\eta^2=0.010$(効果量小))，性別×生まれ月($F=4.2$,

表 2．対象者の生まれ月分布

			4-6月		7-9月		10-12月		1-3月		全体		χ^2値	p値
			n	%	Mean	%	Mean	%	Mean	%	Mean	%		
男子	選択	実測	235 (	17.7)	205 (	15.4)	258 (	19.4)	244 (	18.4)	941 (	71.0)	6.227	0.101
		期待値	245		211		241		244					
	教免	実測	111 (	8.4)	93 (	7.0)	82 (	6.2)	100 (	7.5)	386 (	29.1)		
		期待値	101		87		99		100					
	合計		346 (	26.1)	298 (	22.5)	340 (	25.6)	344 (	25.9)	1327 (	100)		
女子	選択	実測	293 (	19.8)	293 (	19.8)	314 (	21.2)	276 (	18.7)	1175 (	79.6)	0.974	0.808
		期待値	294		297		308		277					
	教免	実測	77 (	5.2)	81 (	5.5)	73 (	4.9)	72 (	4.9)	303 (	20.5)		
		期待値	76		77		79		71					
	合計		370 (	25.0)	374 (	25.3)	387 (	26.2)	348 (	23.5)	1478 (	100)		

表 3．群別における各因子の平均値＋標準偏差および分散分析結果

項目			4-6月 Mean ± SD	7-9月 Mean ± SD	10-12月 Mean ± SD	1-3月 Mean ± SD	全体 Mean ± SD	1次交互作用
第1因子 身体的有能さの認知	男子	選択	3.1 ± 1.0	3.2 ± 1.0	3.0 ± 1.1	3.0 ± 1.1	3.1 ± 1.0	性別×履修区分 F=28.5 p<0.001 η^2=0.010
		教免	3.7 ± 1.2	3.6 ± 1.1	3.6 ± 1.2	3.9 ± 1.1	3.7 ± 1.1	
		合計	3.3 ± 1.1	3.3 ± 1.0	3.2 ± 1.1	3.3 ± 1.1	3.3 ± 1.1	
	女子	選択	2.9 ± 1.0	2.8 ± 0.9	2.8 ± 1.0	2.6 ± 1.0	2.8 ± 1.0	性別×生まれ月 F=4.2 p=0.005 η^2=0.005
		教免	3.0 ± 1.2	3.0 ± 1.1	2.9 ± 1.2	2.7 ± 1.0	2.9 ± 1.1	
		合計	2.9 ± 1.1	2.9 ± 1.0	2.8 ± 1.0	2.6 ± 1.0	2.8 ± 1.0	
第2因子 統制感	男子	選択	3.6 ± 0.9	3.7 ± 0.8	3.6 ± 0.9	3.6 ± 0.8	3.6 ± 0.9	性別×履修区分 F=18.0 p<0.001 η^2=0.006
		教免	4.0 ± 1.0	3.9 ± 0.9	4.0 ± 0.9	4.2 ± 0.9	4.0 ± 0.9	
		合計	3.7 ± 0.9	3.8 ± 0.8	3.6 ± 0.9	3.8 ± 0.9	3.7 ± 0.9	
	女子	選択	3.5 ± 0.9	3.4 ± 0.8	3.4 ± 0.9	3.3 ± 0.9	3.4 ± 0.9	
		教免	3.4 ± 1.1	3.5 ± 1.0	3.6 ± 0.9	3.4 ± 0.9	3.5 ± 1.0	
		合計	3.5 ± 0.9	3.4 ± 0.9	3.4 ± 0.9	3.3 ± 0.9	3.4 ± 0.9	
第3因子 受容感	男子	選択	3.7 ± 0.8	3.8 ± 0.7	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.8	性別×履修区分 F=19.1 p<0.001 η^2=0.007
		教免	4.1 ± 0.8	4.0 ± 0.8	4.0 ± 0.7	4.1 ± 0.9	4.1 ± 0.8	
		合計	3.8 ± 0.8	3.8 ± 0.8	3.7 ± 0.8	3.8 ± 0.8	3.8 ± 0.8	
	女子	選択	3.7 ± 0.8	3.6 ± 0.7	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.7	3.7 ± 0.8	
		教免	3.8 ± 0.9	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.8	3.8 ± 0.9	3.7 ± 0.9	
		合計	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.7	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.8	3.7 ± 0.8	

多重比較の結果：女子の身体的有能さの認知において4-6月，7-9月，10-12月生まれが1-3月生まれよりも有意に高値であった（F＝6.123，p<0.001，η^2=0.012（効果量小））．

p=0.005，η^2=0.005（効果量ほとんどなし））において有意であった．性別×履修区分の単純主効果を検討したところ，男子では履修区分において有意（F=64.6, p<0.001，η^2＝0.032（効果量小））であったが，女子では有意差は示されなかった（F=3.371, p=0.066，η^2＝0.001（効果量ほとんどなし））．また，性差の単純主効果は履修区分に関わらず有意であった（選択：F=39.1, p<0.001, η^2＝0.014（効果量小），教免：F=91.6, p<0.001，η^2＝0.032（効果量小））．性別×生まれ月の単純主効果を検討したところ，男子では有意ではなかったが（F=1.08, p=0.355, η^2＝0.001（効果量ほとんどなし）），女子の生まれ月において有意であった（F=4.14, p=0.006，η^2＝0.004（効果量ほとんどなし））．多重比較の結果，4-6月，7-9月，10-12月生まれが1-3月生まれよりも有意に高値であった（F ＝6.123, p<0.001，η^2=0.012（効果量小））．性差は生まれ月に関わらず有意であった（4-6月：F=21.5, p<0.001，η^2＝0.008（効果量ほとんどなし），7-9月：F=23.9, p<0.001, η^2＝0.008（効果量ほとんどなし），10-12月：F=20.3, p<0.001，η^2＝0.007（効果量ほとんどなし），1-3月：F=76.6, p<0.001，η^2＝0.027（効果量小）．

「統制感」では，2次の交互作用は有意ではなかった．1次の交互作用は，性別×履修区分（F=18.0, p<0.001，η^2=0.006（効果量ほとんどなし））のみ有意であった．性別×履修区分の単純主効果を検討したところ，男子では履修区分において有意（F=52.3, p<0.001，η^2＝0.018（効果量小））であったが，女子では有意差は示されなかった（F=0.982, p=0.322，η^2<0.001（効果量なし））．また，性差は履修区分を問わず有意であった（選択：F=25.2, p<0.001，η^2＝0.09（効果量ほとんどなし），教免：F=59.8, p<0.001，η^2＝0.021（効果量小））．

「受容感」では，2次の交互作用は有意ではなかった．1次の交互作用は，性別×履修区分（F=19.1，p<0.001，η^2=0.007（効果量ほとんどなし））のみ有意であった．性別×履修区分の単純主効果を検討したところ，男子では履修区分において有意（F=55.3, p<0.001，η^2＝0.019（効果量小））であったが，女子では有意差は示されなかった（F=1.01, p=0.315，η^2<0.001（効果量なし））．また，性差は教免のみにおいて有意であった（選択：F=0.437, p=0.509，η^2<0.001（効果量なし），教免：F=29.2, p<0.001，η^2＝0.010（効果量小））．

IV. 考察

本研究は，大学体育・スポーツ実技科目の履修者を対象に，運動有能感における相対的年齢効果の性差を明らかにすることを目的とした．一流競技者では女子よりも男子において相対的年齢効果が小さいこと（Cobley et al.,2009；Musch and Grondin, 2001；Nakata and

Sakamoto.,2011；Nakata and Sakamoto.,2012），体格（大西，1959）および運動能力（Nakata et al.,2017；朝内ほか，2009）の相対的年齢効果が男性よりも女子において早期に消失することから，運動有能感における相対的年齢効果には性差があることが考えられた．本研究の結果，運動有能感における「身体的有能さの認知」の得点において，性別×生まれ月に交互作用が示され，多重比較の結果，女子において4-6月，7-9月，10-12月生まれが1-3月生まれよりも統計的に有意に高値であった．η^2=0.012と効果量は小さい（Cohen，1988）が，体格および運動能力の相対的年齢効果が男子よりも早期に消失する女子において，「身体的有能さの認知」に相対的年齢効果が示されたことは，一流競技者，一般男女の体格および運動能力における相対的年齢効果の性差とは異なる，これまでにない新しい知見である．また，本研究の結果は，「初等中等教育の時期と社会人とをつなぎ，生涯にわたるスポーツ習慣を形成・定着させる」（文部科学省，1998）ことを求められる大学体育・スポーツ科目の在り方を検討する上で役に立つと考えられる．すなわち，本研究の結果は，生涯スポーツの定着を狙いとして運動有能感の「身体的有能さの認知」を高めようとするのであれば，生まれ月および性別を考慮した指導が必要であることを示唆している．

本相対的年齢効果は，同学年における年齢差が，体格，運動能力および運動に関する心理の発達の個人差に影響する（Musch and Grondin 2001）ことによって生じる．古田・黒坂（2010）は，その背景について，ひとたび成功体験を得た者は，その後も成功体験を得やすいというマタイ効果（Merton，1968）と関連させて次のように説明している．すなわち，マタイ効果を少年期の学校体育に当てはめると，学年内において相対的に身体発達のアドバンテージがある者は，学校体育における成功経験を積む機会が増えることで運動有能感を高め，高まった運動有能感が運動への積極的な関わりを促進し，さらにそれが運動機会を増やして運動技能や体力を高めるという好循環を生む．一方，相対的に発達の遅れがある1-3月生まれの場合では，失敗経験が運動有能感を低下させて，運動・スポーツへの積極的な参加を阻害し，結果として運動技能を身につける機会を減少させるために運動不振になる可能性がある．

古田・黒坂（2010）の説明は，合理的かつ具体的で理解しやすいが，「身体的有能さの認知」における相対的年齢効果の性差については明らかではない．このような性差の背景には，男子学生は動く楽しさを，女子学生は集う楽しさを重視すること，および運動有能感が高い学生は体育において動く楽しさと技や力を伸ばすことを重視し，運動有能感が低い学生は集う楽しさを重視する（中野，2017）ことが影響している可能性がある．すなわち，女子と比較して運動有能感（特に「身体的有能さの認知」および「統制感」）が高い男子では，相対的に発達の遅れがある1-3月生まれにおいても，少年期に動く楽しさと技や力を伸ばすことで「身体的有能さの認知」を高めることができる．一方，男子と比較して運動有能感が低い女子，特に相対的に発達の遅れがある1-3月生まれの場合では，体格および運動能力の相対的年齢効果が男子よりも早期に消失するにも関わらず，体育において集う楽しさを重視する傾向があるため，少年期に自己の運動能力および技能に対する「身体的有能さの認知」が高まらなかった可能性が推察される．

本研究の結果および上記の考察より，大学体育・スポーツ実技科目では，「身体的有能さの認知」が低い1-3月生まれの女子に対する指導の必要性が示唆された．大学生の「身体的有能さの認知」を向上させるためには，運動技能の獲得が有効である（岡村ほか，2005；岡澤・三上，1998）．小学生を対象とした小畑ほか（2013）の報告によると，児童の跳び箱運動技能への理解を高め，「どうすればもっと上手になるか」という課題を児童自らが実践できるような授業によって「身体的有能さの認知」を高めることができる．そのためには，「跳べる」だけでなく「より雄大に，より美しく」，「かかえ込み跳びの方は体を前方に傾けたまま跳んでいる」など技能への理解を高めるような言葉がけが重要であること示唆している．他方，ベースボール型の授業において，相手の投球やボール軌道などの要因に影響されることがないように，ティーとラケットで打撃できるようルールを工夫することで，個人の運動技能の高まりを認知しやすくなる（小畑ほか，2013）．これらの報告を考慮すると，大学体育・スポーツ実技科目の担当教員は，1-3月生まれの女子学生に対して，運動技術向上に対する学生の主体的な実践を促す言葉掛けをする，チーム競技においても個人の運動技能が他者と関係なく発揮されるようにルールを工夫する，といったアプローチが必要と推察される．

本研究の結果，運動有能感における「統制感」および「受容感」には交互作用および生まれ月の主効果が示されなかった．これらの因子と「身体的有能さの認知」との結果の相違の背景については明らかではない．しかしながら，小学生では，運動能力と運動有能感に正の相関関係が示される（武田，2005，2006）．また，一般の日本人における相対的年齢効果の性差に着目した研究によると，女子の身長，体重，座高および胸囲といった体格の各測定値は，中学生期に相対的年齢効果が消失する．一方，男子における体格の各測定値では高校3年生になってようやく相対的年齢効果が消失する（大西，1959）．同様に，運動能力の測定値で

は，小学生の男女および中学生の男子では相対的年齢効果が示されるが，中学生の女子では相対的年齢効果は示されない（Nakata et al.,2017；朝内ほか，2009）．これらの先行研究を考慮すると，「統制感」および「受容感」の相対的年齢効果は，体格や運動能力と同様に，本研究で対象とした大学生よりも以前に消失した可能性が考えられる．

本研究の結果，運動有能感における相対的年齢効果には履修区分差が示されなかった．一方，「身体的有能さの認知」および「統制感」の得点において，履修区分に関わらず，性差が示されたが，「受容感」では教免のみに性差が示された．「受容感」の得点において性差が小さいことは，大学生を対象とする先行研究の結果（岡沢ほか，1996；中野，2017；古田・黒坂，2010）と同様である．一方，履修区分の得点については本研究と先行研究とで相違がみられた．すなわち，本研究では，男子ではすべての因子について履修区分に主効果が認められ，教免が選択よりも高値であったが，先行研究では，選択の学生は必修（教員免許取得のため必修）および選択必修（教員免許取得のため選択必修）の学生よりも運動有能感が高かった（中野，2017）．しかしながら，中野（2017）の調査では，対象とした大学生の数が本研究よりも少なく，女子学生に偏っている（男子76名，女子441名）．従って，本研究の結果との相違には，対象とした学生の男女比や所属学部等の偏りが影響している可能性が示唆される．今後は，教員免許取得に関連した「体育」必修の意義を明確にするためにも，履修区分と運動有能感の性差については更なる検討が必要である．

本研究の限界として調査時期と対象者が挙げられる．まず，本研究の調査時期は学期の後半であった．それ故，体育・スポーツ実技科目の履修が運動有能感の相対的年齢効果およびその性差に影響した可能性がある．また，本研究の対象者について，性別にピアソンのχ^2検定を行ったところ，男女ともに生まれ月の偏りは認められなかった．しかしながら，対象とした大学における母集団の生まれ月分布が明らかではないため，体育・スポーツ実技科目への参与（履修）に対する相対的年齢効果については明らかではない．一方，運動が不得意と感じている学生（天田・青木，2010）および普段から運動習慣のない学生（中山ほか，2012）は，体育・スポーツ実技科目を履修しない傾向にある．それ故，同年齢の異なる集団を対象とした場合，特に体育・スポーツ実技科目の未履修者では，本研究の対象者よりも運動有能感における相対的年齢効果の性差が顕著に表れる可能性もある．以上のことから，大学体育・スポーツ実技科目の意義をより明確にするために，体育・スポーツ実技科目の履修者と未履修者を対象とした運動有能感の縦断的調査が今後の検討課題として挙げられる．

V. 結論

本研究は，大学体育・スポーツ実技科目の履修者を対象に，運動有能感における相対的年齢効果の性差を明らかにすることを目的とした．運動有能感の得点について3要因（性別×履修区分×生まれ月）の分散分析を行ったところ，「有能さの認知」の「性別×生まれ月」において1次の交互作用が示された．多重比較の結果，女子では，履修区分に関わらず，1-3月生まれが4-6月，7-9月，10-12月生まれよりも有意に低値であった（効果量小）．その他の因子には生まれ月に関する交互作用および主効果は示されなかった．これらの結果は，対象とした大学生では，運動能力および運動技能に対する肯定的認知に関する相対的年齢効果に性差があることを示している．以上のことから，大学体育・スポーツ実技履修者の「身体的有能さの認知」を高める指導を行う場合，性別および生まれ月によって異なるアプローチが必要と考えられる．

付記

本研究は，平成29年度全国大学体育連合大学体育研究助成（No.79）を受けて実施されたものである．

文献

天田英彦・青木敦英 (2010) 大学体育実技の履修に関する実態調査 - スポーツ科学演習の受講状況から -. 流通科学大学論集 , 23: 87-95.

朝内大輔・石垣亨・田中望 (2009) 思春期にある男子中学生の誕生期による体格・体力および体組成の違いの検証 . 東海保健体育科学 , 31: 49-54.

Baxter-Jones, A. (1995) Growth and development of young athletes. Should competition levels be age related?. Sports Medicine, 20: 59-64.

Bland, JM., and Altman, DG.(1997) Statistical notes: Cronbach' s alpha. BMJ, 314: 572.

Cobley, S., Abbott, S., Dogramaci, S., Kable, A., Salter, J., Hintermann, M., and Romann, M. (2017) Transient Relative Age Effects across annual age groups in National level Australian Swimming. Journal of Science and Medicine in Sport, 29: S1440-2440(17)31866-2.

Cobley, S., Baker, J., Wattie, N., and Mckenna, J. (2009) Annual age-grouping and athlete development: a meta-analytical review of relative age effects in sport. Sports Medicine, 39: 235-256.

Cohen, J. (1988) Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

古田久 (2014) 運動不振学生の体育授業における「つまずき」経験 . 埼玉大学紀要 , 63(1): 375-386.

古田久・黒坂志穂 (2010) 大学生の運動有能感・運動参与・運動不振における相対的年齢効果の検討 . 埼玉大学紀要 , 59(1): 107-113.

学校教育法施行規則，第一編　総則，第四章　小学校，第三節　学年及び授業日，第百四十三条.

井上寛崇・岡澤祥訓・小畑治・石川元美 (2013) 運動有能感を高めるベースボール型ゲームの授業づくり：ティーボールの実践をもとに . 教育実践開発研究センター研究紀要 , 22: 149-156.
勝亦陽一・設楽佳世・飯田悠佳子・鳥居俊・高井洋平・平野裕一 (2017) 中学生期におけるトップ野球選手の成熟度 . 発育発達研究 , 74: 26-33.
Lemez, S., MacMahon, C., and Weir, P. (2016) Relative Age Effects in Women's Rugby Union From Developmental Leagues to World Cup Tournaments. Research Quarterly for Exercise and Sport, 87(1): 59-67.
松原達哉 (1966) 生まれ月からみた児童・生徒の心身の発達差に関する縦断的研究 , 教育心理学研究 , 14(1): 37-44.
Merton, R, K.(1968) The Matthew Effect in Science, Science, 159(3810): 56–63.
文部科学省 (1998) 我が国の文教施策 - 心と体の健康とスポーツ , 大学における体育・スポーツの充実 . 第 1 部第 3 章第 2 節 5. 民法，第一編　総則，第六章　期間の計算，暦による期間の計算，第百四十三条.
三浦悌二 (2000) 統計は語る (13) 病気は生まれ月によって決まるか . 日本医師会雑誌 , 124(2): 243-245.
三浦悌二 (1992) 生まれ月と健康・不健康 , 日本医師会雑誌 , 107(11): 1917-1920.
Musch, J., and Grondin, S. (2001) Unequal competition as an impediment to personal development: a review of the relative age effect in sport. Developmental Review, 21(2): 147-167.
中野裕史 (2017) 大学生のスポーツ実技科目の履修動機と運動有能感 . 中村学園大学短期大学部研究紀要 , 49: 97-101.
Nakata, H., and Sakamoto K. (2011) Relative age effect in Japanese male athletes. Perceptual and Motor Skills, 113(2): 570-4.
Nakata, H., and Sakamoto K. (2012) Sex differences in relative age effects among Japanese athletes. Perceptual and Motor Skills, 115(1): 179-86.
中田大貴・坂本貴和子 (2015) 相対年齢はスポーツドロップアウトに関係するのか？：日本の小説家における相対的年齢効果 . 奈良女子大学スポーツ科学研究 , 17: 21-29.
中山正剛・田原亮二・神野賢治・丸井一誠・村上郁磨 (2012) 大学体育の選択化は運動実施の二極化を助長するか：運動行動と関連する諸要因からの検討 . 体育・スポーツ教育研究 , 12 (19): 9-19.
小畑治・岡澤祥訓・井上寛崇・石川元美 (2013) 運動有能感を高める跳び箱運動の授業づくり－子どもの主体的な学びの追求をもとに－. 教育実践開発研究センター研究紀要 , 22: 315-320.
大西義男 (1959) 小学校から高等学校に至る月別の発育体力について. 体育学研究 , 4: 148.
岡村泰斗・荒木恵理・笠永恵里 (2005) 体験学習法を応用した体育授業が学習者の内発的動機付けに及ぼす効果 . 奈良教育大学紀要 , 54(1): 93-101.
岡沢祥訓・北真佐実・諏訪祐一郎 (1996) 運動有能感の構造とその発達及び性差に関する研究 . スポーツ教育学研究 , 16(2): 145-155.
岡澤祥訓・三上憲孝 (1998) 体育・スポーツにおける「内発的動機づけ」と「運動有能感」との関係 . 体育科教育 , 46(10): 47-49.
岡澤祥訓・仲田幸代 (1998) 運動嫌いと運動有能感との関係 . 体育科教育 , 46 (13): 42-44.
岡澤祥訓・諏訪祐一郎 (1998)「運動の楽しさ」と「運動有能感」との関係. 体育科教育 , 46(12): 44-46.
内山三郎・丸山圭藏 (1994) 医学部入学と早生まれとの関係 . 医学教育 , 25(6): 343-348.
Romann, M., and Cobley, S. (2015) Relative age effects in athletic sprinting and corrective adjustments as a solution for their removal. PLoS One. 10(4): e0122988.
武田正司 (2005) 児童における体力と運動有能感との関係 . 盛岡大学紀要 , 22: 41-47.
武田正司 (2006) 児童における体力と運動有能感との関係 , 第 2 報 . 盛岡大学紀要 , 23: 67-74.
徳永幹雄・城田知子・吉住笑美子 (1982) 幼児の身体発育及び運動能力の発達に関与する要因 . 健康科学 , 4: 91-103.

(2018年３月９日受付
2018年８月30日受理)

英文抄録の和訳

【目的】本研究は，大学体育・スポーツ実技科目の履修者を対象に，運動有能感における相対的年齢効果の性差を明らかにすることを目的とした．**【方法】**対象者は，大学生2805名（男子1327名および女子1478名）であり，性別（男性および女性），履修区分（教員免許状取得希望者，その他の選択履修者）および生まれ月別（4-6月，7-9月，10-12月，1-3月）に基づき分けた．調査対象者には，運動有能感について，「非常にそう思う」（5点）から「まったくそう思わない」（1点）の5段階で評価させた．運動有能感は，「身体的有能さの認知」，「統制感」および「受容感」の3因子に分けて平均値を算出した．**【結果および考察】**運動有能感に関する各因子の得点について3要因（性別×履修区分×生まれ月）の分散分析を行ったところ，「身体的有能さの認知」の「性別×生まれ月」において1次の交互作用が示された．多重比較の結果，女子では，履修区分に関わらず，1-3月生まれが4-6月，7-9月，10-12月生まれよりも有意に低値であった（効果量小）．その他の因子には生まれ月に関する交互作用および主効果は示されなかった．これらの結果は，対象とした大学生では，運動能力および運動技能に対する肯定的認知に関する相対的年齢効果に性差があることを示している．本研究の結果は，大学体育・スポーツ科目を履修した学生を指導する上で役に立つ知見と考えられる．**【大学体育・スポーツへの示唆】**大学体育・スポーツ実技履修者の「身体的有能さの認知」を高める指導を行う場合，性別および生まれ月によって異なるアプローチが必要と考えられる．