

博士論文

サッカーのゲームパフォーマンス尺度と因果構造

平成16年度

筑波大学大学院 体育科学研究科

鈴木 宏哉

## 目次

第1章	序論	1
第1節	背景及び必要性	1
第2節	目的	11
第3節	問題	12
第4節	仮説	14
第5節	研究課題	21
第6節	仮定	25
第7節	用語の定義	29
第8節	サッカー専門用語の解説	36
第9節	限界	38
第2章	関連文献の概要	40
第1節	ボールゲームにおける集団的スポーツ技能の計量に関する 研究の概観	40
第2節	ボールゲームにおけるゲームパフォーマンス分析に関する 方法論的概観	50
第3節	まとめ	57
第3章	尺度構成手続き	58
第1節	信頼性	58
第2節	妥当性	60

第4章	構造方程式モデリング	66
第1節	概要	66
第2節	モデル適合度	72
第3節	モデル修正	76
第4節	因子分析モデル	78
第5節	多重指標モデル	80
第6節	多母集団同時分析	81
第7節	平均構造分析	85
第5章	研究課題1 - 1	89
	サッカー攻撃技能尺度 ( Soccer Attacking Skill Scale: SASS ) の作成と 因果構造の解明	
第1節	目的	90
第2節	方法	92
第3節	結果	104
第4節	考察	111
第5節	結論	117
第6章	研究課題1 - 2	118
	サッカー攻撃技能尺度 ( SASS ) の交差妥当性と因果構造の再現性	
第1節	目的	119
第2節	方法	121
第3節	結果	126
第4節	考察	134

第5節 結論	138
第7章 研究課題1 - 3	139
拡張サッカー攻撃技能尺度（拡張 SASS）の因子妥当性，交差妥当性と 因果構造の再現性	
第1節 目的	140
第2節 方法	142
第3節 結果	145
第4節 考察	152
第5節 結論	158
第8章 研究課題1 - 4	159
対戦チーム間における攻撃技能比較による拡張サッカー攻撃技能 尺度（拡張 SASS）の基準関連妥当性	
第1節 目的	160
第2節 方法	161
第3節 結果	165
第4節 考察	170
第5節 結論	174
第9章 研究課題2 - 1	175
サッカー守備技能尺度（Soccer Defending Skill Scale: SDSS）の作成と 因果構造の解明	
第1節 目的	176

第2節 方法	178
第3節 結果	190
第4節 考察	203
第5節 結論	209
第10章 研究課題2 - 2	210
サッカー守備技能尺度 (SDSS) の交差妥当性と因果構造の再現性	
第1節 目的	211
第2節 方法	212
第3節 結果	216
第4節 考察	222
第5節 結論	226
第11章 研究課題2 - 3	227
対戦チーム間における守備技能比較によるサッカー守備技能尺度 (SDSS) の基準関連妥当性	
第1節 目的	228
第2節 方法	229
第3節 結果	231
第4節 考察	236
第5節 結論	239
第12章 総合討論	240
第1節 サッカー技能尺度の開発	241

第2節	サッカー技能の因果構造解明	254
第3節	研究成果の意義と応用可能性	259
第13章	総括	263
第1節	結論	263
第2節	今後の課題	267
謝辞		270
引用文献		271
付録		294
付録1	多母集団同時分析の検討手順例	294
付録2	平均構造分析の検討手順例	298
付録3	競技場縮図	305
付録4	測定に用いた映像例	306
付録5	研究調査協力依頼書（全日本クラブユースサッカー連盟）	309
付録6	研究調査協力依頼書（全日本大学サッカー連盟）	310
付録7	研究調査協力依頼書（関西学生サッカー連盟）	311
関連論文		312

#### 特記

本研究における論理展開に直接関連する事項ではないが、内容理解を深めるために特筆すべき事項は脚注として当該頁の下方に記した。

## 表目次

表 3.1	妥当性の概念分類の歴史的推移	62
表 3.2	妥当性の側面	63
表 4.1	因子構造の視覚的比較（個別分析）	81
表 4.2	因子不変性の検討手順（多母集団同時分析）	83
表 5.1	攻撃パフォーマンスの測定項目	96
表 5.2	測定項目の記述統計量	106
表 5.3	測定項目の客観性	107
表 5.4	スペースづくりの探索的因子分析：因子パターン行列	108
表 6.1	SASS 8 項目の記述統計量（標本 A）	126
表 6.2	検証的因子分析モデルの適合度（標本 A）	127
表 6.3	因果構造モデルの適合度（標本 A）	129
表 6.4	標本間の同時分析の適合度：検証的因子分析モデル	132
表 6.5	標本間の同時分析の適合度：因果構造モデル	133
表 7.1	拡張 SASS 8 項目の無作為標本別記述統計量	145
表 7.2	検証的因子分析モデルの適合度（標本 A）	146
表 7.3	因果構造モデルの適合度（標本 A）	148
表 7.4	無作為標本間の同時分析の適合度：検証的因子分析モデル	150
表 7.5	無作為標本間の同時分析の適合度：因果構造モデル	151
表 8.1	拡張 SASS 8 項目のチーム別記述統計量	165
表 8.2	対戦チーム間の同時分析のモデル適合度	166
表 8.3	対戦チーム間の分散の不変性	167
表 8.4	平均構造モデルの適合度	168

表 8.5 対戦チーム間の因子平均及び標準偏差比較	169
表 8.6 対戦チーム間の尺度得点の比較	169
表 9.1 守備パフォーマンスの測定項目	181
表 9.2 測定項目の基本統計量	192
表 9.3 測定項目の客観性	193
表 9.4 検証的因子分析による各守備局面の因子構造：標準解	195
表 9.5 各守備局面の検証的因子分析のモデル適合度	196
表 9.6 探索的因子分析による守備技能の因子構造：因子パターン行列	197
表 9.7 モデル間比較	202
表 9.8 多次元的 CFA モデルの因子構造：標準解	202
表 10.1 SDSS 9 項目の記述統計量（標本 A）	216
表 10.2 多次元的 CFA モデルの適合度（標本 A）	217
表 10.3 多次元的 CFA モデルの因果構造（標本 A）：標準解	218
表 10.4 因果構造モデルの適合度（標本 A）	219
表 10.5 因果構造モデルの構造：標準解	219
表 10.6 標本間の同時分析の適合度：多次元的 CFA モデル	220
表 10.7 標本間の同時分析の適合度：因果構造モデル	221
表 11.1 SDSS 9 項目のチーム別記述統計量	231
表 11.2 対戦チーム間の同時分析のモデル適合度	232
表 11.3 対戦チーム間の因子の分散の不変性	233
表 11.4 平均構造モデルの適合度	234
表 11.5 対戦チーム間の因子平均及び標準偏差比較	235
表 11.6 対戦チーム間の尺度得点の比較	235



## 図目次

- 図 1.1 運動技能とテストの対応関係 3
- 図 1.2 研究課題の検討手順 22
- 図 1.3 サッカーの典型的なゲーム局面 26
- 図 1.4 サッカーの攻撃局面 27
- 図 1.5 守備局面の循環構造 28
- 図 1.6 ラルソンによる運動技能の階層性の拡張とその測定方法 31
- 図 1.7 度数分布を用いたチームのサッカー技能評価の概念 34
- 図 2.1 バレーボール技能の仮説構造と測定項目 47
- 図 2.2 サッカーの記述分析専用タッチパッド 53
- 図 4.1 多重指標モデルのイメージ 67
- 図 4.2 検証的因子分析モデルのパス図表現 78
- 図 4.3 実験前後における因子平均の変化 86
- 図 4.4 男女間における因子平均の変化 86
- 図 5.1 しかけ局面におけるボール保持者と受け手の距離，又はドリブルした距離（5m 未満，5m 以上 10m 未満，10m 以上 15m 未満，15m 以上 20m 未満，20m 以上） 100
- 図 5.2 くずし局面におけるボール保持者と受け手の距離，又はドリブルした距離（5m 未満，5m 以上 10m 未満，10m 以上 15m 未満，15m 以上 20m 未満，20m 以上） 100
- 図 5.3 しかけ局面におけるボール保持者と受け手の間にいる相手の人数，又はドリブルで移動した間にいる相手の人数（1 人以下，2・3 人，4・5 人，6・7 人，8 人以上） 100

- 図 5.4 くずし局面におけるボール保持者よりもゴールに近い相手の人数(8人以上, 7・6人, 5・4人, 3・2人, 1人以下) 100
- 図 5.5 ディフェンスラインとキーパーとの距離(5m未満, 5m以上10m未満, 10m以上15m未満, 15m以上20m未満, 20m以上) 101
- 図 5.6 相手の最終ラインとそこから引き出された相手との距離(3m未満, 3m以上6m未満, 6m以上9m未満, 9m以上12m未満, 12m以上) 101
- 図 5.7 ボール保持者を挟みに行っている相手の人数(4人以上, 3人, 2人, 1人, 0人) 101
- 図 5.8 ボール保持者よりも前方にいる相手とタッチラインとの距離(15m未満, 15m以上20m未満, 20m以上25m未満, 25m以上30m未満, 30m以上) 101
- 図 5.9 攻撃パフォーマンスの構造 105
- 図 5.10 攻撃技能の検証的因子分析 109
- 図 5.11 攻撃技能の因果構造 110
- 図 6.1 SASS の初期モデル(上段: 検証的因子分析モデル, 下段: 因果構造モデル) 123
- 図 6.2 SASS の検証的因子分析モデルの最終モデル 128
- 図 6.3 攻撃技能の因果構造モデルの最終モデル 130
- 図 7.1 拡張 SASS の検証的因子分析モデルの最終モデル(標本 A) 147
- 図 7.2 拡張 SASS の多重指標モデルの最終モデル(標本 A) 149
- 図 8.1 拡張 SASS の分析モデル 162
- 図 9.1 守備パフォーマンスの測定方法(1) 186
- 図 9.2 守備パフォーマンスの測定方法(2) 187
- 図 9.3 守備パフォーマンスの構造 191

図 9.4 守備技能の検証的因子分析モデル	198
図 9.5 守備技能の因果構造モデル	199
図 9.6 守備局面と守備対象の技能から構成された守備技能の多次元 CFA モデル	201
図 10.1 多次元 CFA モデルの初期モデル	213
図 10.2 因果構造モデルの初期モデル	214
図 11.1 守備局面と守備対象の技能から構成された守備技能の初期モデル	230

## 略字・記号

GPAI: Game performance assessment instrument

SASS: Soccer Attacking Skill Scale

SDSS: Soccer Defending Skill Scale

DLT: Direct Linear Transformation

IOA: Inter-observer agreement

APA: American Psychological Association

AERA: American Educational Research Association

NCME: National Council on Measurement in Education

SEM: Structural Equation Modeling

C. R.: Critical ratio

$\chi^2$ : カイ 2 乗検定の計算値

GFI: Goodness of fit index

AGFI: Adjusted goodness of fit index

NFI: Normed fit index

TLI: Tucker-Lewis index

NNFI: Non-normed fit index

CFI: Comparative fit index

RMSEA: Root mean square error of approximation

AIC: Akaike information criterion

LM ( 検定 ): Lagrange Multiplier (test)

: 有意水準

: 因子負荷量

: 因子相関 ( 共分散 ) 係数

: 潜在変数間のパス係数

*p*: 有意確率

*df*: 自由度

*ns*: Nonsignificant

FIFA: Fédération Internationale de Football Association

MTMM ( 行列 ): Multitrait-multimethod (matrix)

CS: Communication Satellite

DF: ディフェンス

BRA: ブラジル代表チーム

GER: ドイツ代表チーム

CFA: Confirmatory factor analysis

( 以上出現順 )

## 第1章 序論

### 第1節 背景及び必要性

本研究では、これまで客観的測定が困難であったゲームパフォーマンス成就に要求されるチームに専門的な技能を測定及び評価することを目標とする。したがって、専門的な技能の測定及び評価に関する背景とその必要性、そして専門的な技能の測定及び評価が可能な尺度が満たすべき条件を述べる必要がある。

ある目標を設定し、それを達成する方策をたてる時、基本的に成すべきことは現在の状況と目標とのギャップを把握し、目標達成の方策を明確にすることであると考えられる。スポーツ指導をするうえでの評価の3大目標は、1)現在の能力を発見すること、2)進歩の度合いを把握すること、3)今後の計画づくりに役立てることである(ムーア, 1976, p. 190)。チームの状態を把握せずにトレーニングを計画することはできない。Worthington(1980)は、すべての指導者は選手の達成度を客観的に把握することによってのみ成功することができるとし、指導者に必要な能力として、1) Organizing, 2) Observing, 3) Coaching, 4) Knowing を挙げている。最近では、Franks(2002)が指導における客観的評価の重要性を“Evidence-based practice and coaching”という表現を用いて強調している。したがって、個人又はチームの状態を把握するための客観的な測定及び評価が指導者にとって重要な要素となることは明らかである。

指導者が目標とする競技成績を達成するために、個人又はチーム全体に対して処方すべきことは、競技成績に影響を与えるあらゆる要因の改善である。競技成績を構成する要因は複数存在するが(グロッサー・ノイマイヤー, 1995; ケルン, 1998; シュテラーほか, 1993), 環境などの外的要因を除く内的要因,

具体的には個人が有する能力に言及したときに、運動を遂行するための能力に関する因子を Larson & Yocom (1951) は Motor skill (運動技能) として示し、運動技能を構成する下位概念の「Organic function and structure (体格および身体機能)」、「Fundamental motor elements(基礎運動要素)」、「Fundamental motor skills (基礎運動技能)」、「Sports motor skills (スポーツ技能)」に階層性を仮定し、その最上位の概念として各スポーツ種目に専門的な運動技能であるスポーツ技能を位置づけた(松浦, 1983)。

ラルソンによって分類された各下位概念はそれに対応する多くの客観的測定法によって計量されている。体格および身体機能は形態測定・機能検査によって、基礎運動要素と基礎運動技能はそれぞれ代表的なテストとして文部省(現文部科学省)体力診断テスト及び運動能力テスト(文部省, 2000)によって、そしてスポーツ技能は各種スキルテスト(e.g., Strand & Wilson, 1993)によって測定される(図 1.1)。





チームスポーツ，特にボールゲームの指導者は技術・戦術面の指導を行うテクニカルコーチと体力面の指導を行うフィジカル（又はコンディショニング）コーチに分類されていることが多い。前述した運動技能の各概念の内，現状の把握のために，スポーツ技能を除く概念に関する測定結果をフィジカルコーチが活用し，スポーツ技能の測定結果をテクニカルコーチが活用することになる。しかしながら，技術を定められた目的のために，その状況に適した状態で遂行する能力が技能であることから，テクニカルコーチが担う役割の中で，スキルテストは技術面の指導に活用できる指標ではあるといえるが，戦術面の指導に生かすことができる客観的指標としては適切ではない。さらに，本来コーチが目標とする個人又はチームの状態は試合中のパフォーマンスを想定しているため，試合状況を最大限に類似させたスキルテストであったとしても，目まぐるしく変化する試合状況や他者との関係性を表現することは不可能であることから，スキルテストは試合の中で発揮される技能を把握するテストとして適さない。日本サッカー協会の指導教本（日本サッカー協会指導委員会，2000）では，選手に教えるべきことは「目的を達成するために，状況を把握して，必要に応じた手段を選択し，それを発揮する能力」であるとしている。指導教本の中では個人技術と個人戦術を明確に区別し，個人技術の習得を確認するテストとしてサッカースキルテストを紹介している。これらのことから，ボールを蹴る，あるいはドリブルをするといった狭義のスポーツ技能（以下，基礎的スポーツ技能とする）はスキルテストにより測定できているが，テクニカルコーチが本来向上させるべき選手の試合中の状況判断を伴う広義のスポーツ技能（以下，専門的スポーツ技能とする）の客観的指標はテストパフォーマンスからでは得ることができない。したがって，テクニカルコーチは選手及びチームの能力やトレーニングによる能力の発達を試合中の選手の動きから主観的に評価してい

るのが現状である (Hughes & Franks, 1997 ; シュテラーほか, 1993) .

個人やチームの専門的スポーツ技能は指導者による主観的評価に頼るところが大きい . しかし , 主観的である限り専門的スポーツ技能の測定評価法を方法論として体系化することはできない . 日本サッカー協会は 1998 年ワールドカップ本大会の全敗を受けて , 1999 年から日本サッカーの強化育成のために指導者養成事業を拡大し , サッカーの技術・戦術指導を体系化したことにより , 指導者の質が向上し , 2002 年ワールドカップ本大会ではベスト 16 というめざましい発展を遂げることができた (日本サッカー協会 , 2002 ; 日本サッカー協会技術委員会 , 2000) . このことから技術・戦術の指導法を体系化 (一般化) することが指導者養成に結びつき , 競技力向上に繋がると考えることは妥当な判断である . そして , 指導者養成の観点から , 個人やチームの専門的スポーツ技能を評価するための方法は優れた指導者だけが有する主観的な方法ではなく , その評価観点は客観化され , 指導者の診断技術として一般化される必要がある . 日本サッカー協会の指導教本 (日本サッカー協会指導委員会 , 2000) では個人について , それぞれの状況で有効となる戦術的な動き方とその有効な動きを指示する手がかりを理解させるための指導観点を “ key factor ” という言葉を用いて明示することで指導技術の一般化を図った . これは中川 (1996) が紹介するボール運動に関わる技能習得のために有効とされる指導方法に一致する . しかしながら , これらの質的な評価基準を定量化するには至っておらず , これらの体系化された方法による指導実践の成果を把握する方法はやはり指導者の主観に任せられている .

質的な評価基準の定量化の意義は指導の質を向上させるだけに留まらない . 指導実践の成果として個人又はチームの専門的スポーツ技能を定量的に評価することは , 指導者の指導方法を評価することに繋がる . 指導者を評価する基準

はチームの勝敗に依存していることが多い。しかし、ジュニアユース・ユース年代の指導において、指導者を評価する基準として勝敗を優先させることは試合巧者を生み、この時期に真に行われるべき専門的スポーツ技能の向上のための指導を軽視させる恐れがある。したがって、専門的スポーツ技能を客観的に測定できるようになることは、指導の質を向上させるだけでなく、指導者の指導方法を専門的スポーツ技能の発達から評価することを可能にし、ひいては指導者の指導理念にも多大な影響を与えられらる。

基礎的スポーツ技能を定量するために、1960年から1970年代に盛んにスキルテストが開発されたが、前述したような専門的スポーツ技能の客観的測定の問題点から、専門的スポーツ技能は1980年以降、テストパフォーマンスからの測定ではなく、ゲームパフォーマンスから測定する試みが行われるようになった(e.g., Hughes, 2003)。個人の専門的スポーツ技能を客観的に定量しようとする試みは、その特徴から学校体育における生徒評価の方法として多くの研究が行われてきた(Griffin et al., 1997; Mitchell & Oslin, 1999; Oslin et al., 1998)。従来、授業では戦術や作戦づくりを強調しておきながら、最終的には個人のスキル(本研究では基礎的スポーツ技能を意味する)のみを評価するというチグハグな授業実践が少なくなかった(グリフィンほか, 1999)。しかし、Griffin et al. (1997)はGame performance assessment instrument (GPAI)を開発し、ゲームパフォーマンスの構成要素を抽出し、その行為の成否から個人の専門的スポーツ技能を評価することにより指導と評価を一体化させることを可能とした。学校体育とは別に、西嶋(1990)はバレーボールの指導観点と評価観点が結びつくようにゲームパフォーマンスの構成要素から測定項目を抽出し、因子分析を用いて多変量で構成される専門的スポーツ技能測定尺度を作成した。

一方で、チームの専門的スポーツ技能(以下、集団的スポーツ技能とする)

を定量する手法について、チームのゲームパフォーマンスを評価しようとする試みは、Hughes (1996)を中心に報告されている記述分析システムを用いた研究、試合の公式記録データを用いた研究(都沢ほか, 1983; 中村, 2000; 山中ほか, 1988)などがある。また、河合ほか(1993)、大橋ほか(1989)、高木ほか(1989)は、競技場での使用を目的とした即時的分析用の分析システムを用いた分析を行っている。これらの手法は、技術の使用頻度、インプレー時間、プレーの成功数及び失敗数などのデータを用いた分析、ならびに選手の移動パターン分析やプレーのパターン分析に主眼がおかれ、現象の記述に留まっているため集団的スポーツ技能を計量するには至らなかった。一方で、Nishijima et al. (1987)はバレーボールに要求される集団的スポーツ技能をゲーム中に発揮される複数のパフォーマンスの成否データから多変量解析手法を用いて評価することによって多次元的な専門的スポーツ技能の計量を実現した。しかしながら、いずれの場合にもこれまでの評価方法に共通していることは、各々のゲームパフォーマンスを成功・失敗等の割合で評価しており、1回の攻撃(守備)ごとのゲームパフォーマンスを評価していないということである。したがって、1回の攻撃(守備)ごとの評価は成功か失敗のいずれかしかない。しかし、指導者や専門家は1回の攻撃(守備)ごとのゲームパフォーマンスを質的に観察し、その達成の程度を評価している。Hughes & Bartlett (2002)は専門家の質的な評価基準を計量化する必要があることを述べている。そうすることで、指導者の評価観点と一致した尺度を作成することが可能となる。

一方、テクニカルレポート(日本サッカー協会技術委員会, 1998)に代表されるように、専門家の視認的方法によって集団的スポーツ技能を質的に評価する方法(シュテラー, 1993)がある。これは多次元的な観点から評価が可能であるが、分析者の主観性及び恣意性を排除することはできないことが問題で

ある。出村・中（1990）は質的評価の定量化の試みとしてバレーボールにおける集団的スポーツ技能を測定するために Nishijima et al. (1987) が解明した技能構造に従い項目を導出し、項目ごとに4段階から9段階の質的な評価基準を作成した。しかしながら評価者にバレーボール経験者を用いても高い客観性を幾つかの項目で確保することができなかった。以上のことをまとめると、客観的な指標は現象の一面しか捉えることができず、専門家の質的評価は多次的ではあるが客観的でなく、一般化が困難であるということである。このような理由から、加藤（1999）、森岡ほか（1982）、坂井ほか（1982）は従来の分析手法ではこれ以上の質的な評価を求めることはゲームパフォーマンス分析の方法的限界であり、監督及びコーチにフィードバックされる情報としては不十分であることを指摘している。特に侵入型ゲーム（Almond, 1986）のサッカーにおいて、戸蒔（1990）は「ゲーム中に発揮されるプレーを評価する分析手法について、現場のコーチ達はスポーツ科学にあまり期待をしていないのが現状である。なぜならば、プレーの良否は主観が入るからであり、この面では満足のいくデータは入手できないと考えているからである」とさえ述べている。

一方で、高度に組織化された現代のサッカーにおいて組織力がより重要視されるようになっており（日本サッカー協会技術委員会，2002）、集団的スポーツ技能を評価する必要性が高まっている。また、戦術に関する球技指導が多数紹介されているにも関わらず（瀧井，1990；水上，1990）、その成果を評価する客観的測定法がない。さらに、学校体育の学習内容として集団的スポーツ技能を評価することを重視し（宇土，1986）、戦術学習を取り入れた授業の取り組みが始まっている（吉田，1997）。また、集団的技能（本研究では集団的スポーツ技能）の習得が学習の内容に含まれていることや（杉山ほか，2001）、生徒の評価ではなく教師が提供した授業の評価として、集団を集団として見たときの技能

変化を捉える必要性が述べられており（宇土，1986），体育科学が現状のニーズに応えきれていないにも関わらず，その必要性は明らかに高まっている．

それでは，集团的スポーツ技能は客観的に測定できないのであろうか．指導者養成の観点から，集团的スポーツ技能の測定尺度は技能の優劣を決定するためだけの尺度ではなく，評価法そのものが指導の観点と一致した尺度であることが望まれ，このことが球技における指導を容易にし，技能習得を促進する．Hughes & Bartlett (2002)はゲームパフォーマンス分析について，一次元的で単純な量的変数の分析ではなく，監督やコーチなどの専門家が認識している質的な多次元の指標を開発する必要性を述べている．また，佐藤(1994)，土井(1996)，長谷川(1990)は球技の指導においては，球技の構造的認識とゲームの局面を戦術的に理解することが必要であることを述べている．さらに，Wade(1967)とWorthington(1980)はゲームの技術はプレーの原理を通して教えられなければならないことを示唆している（瀧井，2003；岡出・吉永，2000）．以上のことから，集团的スポーツ技能はこれまでのゲームパフォーマンス分析で用いられていた現象の記述ではなく，専門家が認識している現象の成因的視点から運動局面に従うゲームパフォーマンスを構造化し，各要素の関連性を明示する必要があると考えられる．

各要素の関連性（因果関係）を明示することのもうひとつの意義は，指導方法の一般化に関連する．これまでの測定尺度から得られる測定値は客観的であったが，その知見をトレーニングに反映させる上では指導者の専門性が要求された．なぜならば，測定値を高めるために必要となる要素は測定値からは判断できないからである．したがって，測定値に影響を与える要素間の因果関係性を明らかにすることが指導の体系化に直結すると考えられる．

次に，指導場面での実用性を考慮した場合，測定結果は即時的にフィードバ

ックされることが望ましい。これまでのゲームパフォーマンス分析手法では得られた情報を即時的に提供することは困難であり、情報を提供するために多くの労力と時間を要した（戸苅，1990）。瀧・長谷川（1998）は最新の動画解析技術を適用してゲーム画像から選手の位置情報を自動計測する手法を開発した。したがって、選手の位置情報からゲームパフォーマンスを測定することによって即時的なフィードバックが可能となる。さらに、選手の位置情報を MKS 単位から得ることによって客観性を確保することができることが予想される。

以上のことから、チームの集団的スポーツ技能を測定及び評価する尺度は以下の条件を満たしている必要がある。

- 1) テストパフォーマンスからではなく、ゲームパフォーマンスから測定される尺度である。
- 2) 指導者が認識する質的な指導の観点と一致した尺度である。
- 3) 即時的な評価のフィードバックが可能な尺度である。
- 4) 信頼性、妥当性の高い尺度である。

そして、指導方法の体系化を考慮した場合には、現象の成因的視点から、運動局面に従うゲームパフォーマンスを構造化し、各要素の関連性（因果構造）を解明する必要がある。

## 第2節 目的

本研究では、第1節で述べられた条件を満たす尺度を完成させるために、ボールゲームの中で特にゲーム構造が複雑な侵入型ゲームのサッカーに着目した。そして画像処理技術の発展を考慮し、選手の位置情報に基づいてサッカーにおけるゲームパフォーマンスを測定し、サッカーチームの集団的スポーツ技能であるサッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度（サッカー技能尺度）を開発すること及びサッカー技能の因果構造を解明することを目的とした。



### 第3節 問題

サッカー指導者及び専門家が認識するサッカー技能（攻撃技能と守備技能）の質的（主観的，経験的）評価観点をゲームパフォーマンスから客観的に測定する尺度を開発し，サッカー技能の因果構造を解明するために，本研究で解決しなければならない一般的問題は，「試合中に発揮されるサッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度及びサッカー技能の因果構造は，どのようなものか。」であった。

一般的問題を具体的に解決するために以下の下位問題について検討を行った。

サッカー技能は攻撃技能と守備技能とに大別されるため，攻撃技能に関する下位問題と守備技能に関する下位問題に分類した。

#### 1) 攻撃技能に関する下位問題

下位問題 1 - 1：攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度及び攻撃技能を構成する下位技能は，どのようなものか。

下位問題 1 - 2：攻撃技能の下位技能間には，どのような因果関係があるのか。

下位問題 1 - 3：攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度は，どのような標本に対して適用できるのか。

下位問題 1 - 4：攻撃技能の下位技能間における因果関係は，どのような標本に対しても不変な関係性を有するのか。

下位問題 1 - 5：攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度は，その測定対象を拡張した場合にも利用でき，それはどのような標本に対しても適用できるのか。

下位問題 1 - 6 : 攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した場合の攻撃技能の下位技能間における因果関係は, どのような標本に対しても不変な関係性を有するのか .

下位問題 1 - 7 : 攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度を用いて得られた各チームの攻撃技能推定値はサッカー指導者の質的評価観点と一致するのか .

## 2) 守備技能に関する下位問題

下位問題 2 - 1 : 守備技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度及び守備技能を構成する下位技能は, どのようなものか .

下位問題 2 - 2 : 守備技能の下位技能間には, どのような因果関係があるのか .

下位問題 2 - 3 : 守備技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度は, どのような標本に対して適用できるのか .

下位問題 2 - 4 : 守備技能の下位技能間における因果関係は, どのような標本に対しても不変な関係性を有するのか .

下位問題 2 - 5 : 守備技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度を用いて得られた各チームの守備技能推定値はサッカー指導者の質的評価観点と一致するのか .

## 第4節 仮説

本研究の一般的問題及び下位問題を解決するために本研究で検討された仮説について述べる。

### 1) 攻撃技能に関する仮説

#### 仮説1 - 1

#### 攻撃技能の下位技能とその測定項目に関する仮説

攻撃技能とそれが発揮された攻撃パフォーマンスとの間の関係を実証する立場では、測定項目を設定するために、それに対応する定性的な構成概念の構造が必要不可欠である。本研究では攻撃技能をサッカー指導者が認識する質的評価観点を量的に客観化することによって測定することを目標としている。質的言語データを集約し、構造化する定性的分析手法は複数存在する（QC手法開発部会，1979）。これらの手法を応用することで内容妥当性<sup>1</sup>及び構成内容の論理的整合性を確保した上で、攻撃技能の構造化とそれに対応する測定項目を構築することが可能となる。

次に、各測定項目をMKS単位で構成することによって定性的に構造化された因果構造を直接測定可能な客観的項目で表現することができる。攻撃技能の構造を構成する各下位概念（下位技能）と量的データで測定される項目の関係は各下位技能を因子とする因子分析的アプローチによって確認でき、測定項目の因子妥当性を検証することができる。

以上のことから、攻撃技能の下位技能とその測定項目についての仮説は、次の通りであった。

---

<sup>1</sup> 妥当性に関する詳細は第3章第2節妥当性を参照。

仮説 1 - 1 : 攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度は、攻撃局面の因果関係に基づく内容妥当性、論理的整合性を満足し、客観性及び因子妥当性が高い。(客観性と因子妥当性)

仮説 1 - 2

攻撃技能の因果構造に関する仮説

攻撃は、攻撃のための移動・組立てをする「つくり局面」、攻撃する可能性の探求をする「しかけ局面」、ゴールへの攻撃をする「くずし局面」、シュートを打つ「つめ局面」に分類される(シューターほか, 1993; 山中, 1994)。各局面においてチームが達成すべき目的は異なる。すなわち、チームが発揮すべき攻撃局面における攻撃技能は局面ごとに異なり、局面ごとにチームが発揮すべき攻撃技能が成就されたときに攻撃パフォーマンスが成立する。

攻撃技能の下位技能を因子分析における因子として仮定できる場合、因子間の因果関係性は構造方程式モデリング<sup>2</sup>の多重指標モデルを用いることで定量的に検証できる。したがって、攻撃技能の因果構造についての仮説は、以下の通りであった。

仮説 1 - 2 : 下位技能を因子に持つ攻撃技能の構造は攻撃局面の推移に従った因果構造である。(因果構造)

仮説 1 - 3

攻撃技能を測定するゲームパフォーマンス尺度(攻撃技能尺度)の適用可能集

---

<sup>2</sup> 構造方程式モデリングの解説は第4章構造方程式モデリングに示した。

## 団に関する仮説

攻撃技能の構造が標本によって変化するのであれば仮説 1 - 1 , 1 - 2 で得られた妥当性は一般化できない。攻撃技能尺度は特定の集団に限らず、複数の年代集団において適用できることが望ましい。

瀧井（2003）はサッカーのゲームパフォーマンスについて、ゲームの個体発生（発育発達による様相の変化）と系統発生（戦略史からみた歴史的な様相の変化）はプレーの原則の優先順位に適合していることを示した。プレーの原則は攻撃技能の下位技能と対応する。したがって、ゲームパフォーマンスにおけるプレーの原則の要素に関して個体発生や系統発生の段階によって強調点は異なるものの、その要素（攻撃技能の下位技能）そのものは不変であることが読みとれる。したがって、攻撃技能尺度の適用可能範囲についての仮説は、以下の通りであった。

仮説 1 - 3 : 攻撃技能は異なる年代集団においても不変な下位技能を示し、  
攻撃技能尺度は複数の年代集団に対して適用可能であり、交差  
妥当性が高い。(交差妥当性)

## 仮説 1 - 4

### 攻撃技能の因果構造の不変性に関する仮説

前述した瀧井（2003）の報告から、異なる年代においても下位技能は不変であることが仮説された。加えて、攻撃技能の下位技能は攻撃局面に対応した技能発揮をしていることを考慮すると、その因果関係性においても年代間で不変であることが予想される。したがって、攻撃技能の因果構造の不変性についての仮説は、以下の通りであった。

仮説 1 - 4 : 攻撃技能の因果構造は異なる年代集団においても不変な構造を示し、再現性が高い。(再現性)

#### 仮説 1 - 5

攻撃パフォーマンスの測定対象の拡張可能性に関する仮説

シュテラーほか(1993)や山中(1994)が説明する攻撃局面は、相手からボールを奪ってからシュートを打つ、攻撃が完結するまでの流れである。しかしながら、攻撃技能のチーム評価の視点では、攻撃が完結する前に相手ボールになった攻撃を含めて検討する必要がある。攻撃が完結する前にボールを奪われた攻撃は概して攻撃パフォーマンスが十分に高くなかったことに起因すると考えることができる。したがって、このような状況を含めた攻撃パフォーマンスは攻撃技能の発揮が低いものの、攻撃の目的は同じであることから、その目的を達成させるために必要な下位技能の構造自体は変化しないと予想される。したがって、攻撃技能を測定するための攻撃パフォーマンスの対象を拡張した場合の測定項目についての仮説は、以下の通りであった。

仮説 1 - 5 : 攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した攻撃技能尺度は拡張する前の尺度と同様に因子妥当性が高く、異なる年代集団においても不変な下位技能を示し、複数の年代集団に対して適用可能であり、交差妥当性が高い。(因子妥当性と交差妥当性)

#### 仮説 1 - 6

攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した場合の因果構造に関する仮説

仮説 1 - 4 で述べたことは測定対象を拡張した場合にも適用できる。したが

って、攻撃技能を測定するための攻撃パフォーマンスの対象を拡張した場合の因果構造についての仮説は、以下の通りであった。

仮説 1 - 6 : 攻撃技能の因果構造は測定対象を拡張する前と同様に攻撃局面の推移に従った因果関係を形成しており、攻撃技能の因果構造は異なる年代集団においても不変な構造を示し、再現性が高い。  
(因果構造と再現性)

仮説 1 - 7

攻撃技能尺度を用いたチームの攻撃技能評価に関する仮説

攻撃技能尺度はサッカー指導者や専門家の意見集約、精練、構造化の定性的分析から定量化した尺度であるので、攻撃技能尺度を用いたチームの攻撃技能評価は、サッカー指導者や専門家による質的攻撃技能評価と一致していることが予想される。

因子分析的アプローチによって定量的に分析される攻撃技能は複数の測定項目から影響を受ける因子として表現され、因子得点としてチームの攻撃技能が評価される。したがって集団間における因子得点の比較を行うことで統計的に攻撃技能の優劣を判定することができる。以上のことから、攻撃技能尺度を用いたチームの攻撃技能評価についての仮説は、以下の通りであった。

仮説 1 - 7 : 攻撃技能尺度を用いて評価された比較集団間の攻撃技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的評価による攻撃技能の優劣と一致し、基準関連妥当性が高い。(基準関連妥当性)

## 2) 守備技能に関する仮説

守備技能は対象となる概念が異なるだけで攻撃技能と同様に捉えることができる。したがって、仮説が導かれる論拠は省略し、対応する仮説番号と守備技能に関する仮説を示す。

### 仮説 2 - 1

守備技能の下位技能とその測定項目に関する仮説

仮説 1 - 1 と同様である。

仮説 2 - 1 : 守備技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度は、守備局面の因果関係に基づく内容妥当性、論理的整合性を満足し、客観性及び因子妥当性が高い。(客観性と因子妥当性)

### 仮説 2 - 2

守備技能の因果構造に関する仮説

仮説 1 - 2 と同様である。

仮説 2 - 2 : 下位技能を因子に持つ守備技能の構造は守備局面の推移に従った因果構造である。(因果構造)

### 仮説 2 - 3

守備技能を測定するゲームパフォーマンス尺度(守備技能尺度)の適用可能集団に関する仮説

仮説 1 - 3 と同様である。



仮説 2 - 3 : 守備技能は異なる年代集団においても不変な下位技能を示し ,  
守備技能尺度は複数の年代集団に対して適用可能であり , 交差  
妥当性が高い . ( 交差妥当性 )

仮説 2 - 4

守備技能の因果構造の不変性に関する仮説

仮説 1 - 4 と同様である .

仮説 2 - 4 : 守備技能の因果構造は異なる年代集団においても不変な構造を  
示し , 再現性が高い . ( 再現性 )

仮説 2 - 5

守備技能尺度を用いたチームの守備技能評価に関する仮説

仮説 1 - 7 と同様である .

仮説 2 - 5 : 守備技能尺度を用いて評価された比較集団間の守備技能の優劣  
はサッカー指導者や専門家の質的評価による守備技能の優劣と  
一致し , 基準関連妥当性が高い . ( 基準関連妥当性 )

## 第5節 研究課題

前述した仮説を検証するための研究課題を以下のように設定した（図 1.2）.  
尺度構成の手続きは基本的に、

- 1) 信頼性（客観性）の検証
- 2) 因子妥当性の検証
- 3) 交差妥当性の検証
- 4) 基準関連妥当性の検証

から構成し、これらの手続きをサッカー攻撃技能尺度（Soccer Attacking Skill Scale: SASS）とサッカー守備技能尺度（Soccer Defending Skill Scale: SDSS）の尺度構成に適用した。

構成された SASS と SDSS から測定されるサッカー技能の因果構造の検証手続きは、

- 1) 因果構造モデルの検証
- 2) 因果構造モデルの再現性の検証

から構成した。



注) a: Soccer Attacking Skill Scale, b: Soccer Defending Skill Scale

図1.2 研究課題の検討手順

1) 研究課題 1 - 1 (仮説 1 - 1 , 1 - 2 ): サッカー攻撃技能尺度 ( SASS ) の  
作成と因果構造の解明

研究課題 1 - 1 では攻撃パフォーマンスの成就に要求される攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度 ( サッカー攻撃技能尺度 : SASS ) の信頼性 ( 客観性 ) と因子妥当性 , 攻撃技能を構成する下位技能の因果構造について検討した .

2) 研究課題 1 - 2 (仮説 1 - 3 , 1 - 4 ): SASS の交差妥当性と因果構造の  
再現性

研究課題 1 - 2 では SASS が異なる標本においても妥当な尺度であるか , そして研究課題 1 - 1 で得られた攻撃技能の因果構造が再現できるかについて検討した .

3) 研究課題 1 - 3 (仮説 1 - 5 , 1 - 6 ): 拡張サッカー攻撃技能尺度 ( 拡張  
SASS ) の因子妥当性 , 交差妥当性と因果構造の再現性

研究課題 1 - 3 では SASS が測定する攻撃パフォーマンスを拡張し , より多くの攻撃パフォーマンスを測定対象とした場合にも SASS が適用可能であるかを検討した .

4) 研究課題 1 - 4 (仮説 1 - 7 ): 対戦チーム間における攻撃技能比較による  
拡張 SASS の基準関連妥当性

研究課題 1 - 4 では対戦チームごとに測定された攻撃技能の優劣とサッカー指導者と専門家が評価する攻撃技能の類似性から拡張 SASS の基準関連妥当性を検討した .

5) 研究課題 2 - 1 (仮説 2 - 1 , 2 - 2 ): サッカー守備技能尺度 (SDSS) の作成と因果構造の解明

研究課題 2 - 1 では守備パフォーマンス発揮に要求される守備技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度 (サッカー守備技能尺度 : SDSS) の信頼性 (客観性) と因子妥当性, 守備技能を構成する下位技能の因果構造について検討した。

6) 研究課題 2 - 2 (仮説 2 - 3 , 2 - 4 ): SDSS の交差妥当性と因果構造の再現性

研究課題 2 - 2 では SDSS が異なる標本においても妥当な尺度であるか, そして研究課題 2 - 1 で得られた守備技能の因果構造が再現できるかについて検討した。

7) 研究課題 3 - 2 (仮説 2 - 5 ): 対戦チーム間における守備技能比較による SDSS の基準関連妥当性

研究課題 3 - 2 では対戦チームごとに測定された守備技能の優劣とサッカー指導者と専門家が評価する守備技能の類似性から SDSS の基準関連妥当性を検討した。

## 第6節 仮定

本研究の問題を解決する上で、以下の仮定を設定した。

### 1) サッカーのゲーム局面

サッカーのゲーム局面は攻撃局面と守備局面から構成されると仮定した。

### 2) 攻撃局面

サッカーの場面には、「ボールを保持しているか否かによって、攻撃と守備の2つの場面しかない」(瀧井, 1995, p. 30)。しかし, Wade (1967) は、「試合展開は、攻撃、守備、準備あるいは中盤のプレーに分けることができ、第3の局面は、どちらのチームもまだ完全なプレーの支配権を確立しておらず、攻撃に移る前の陣形の立て直しとか、守備の組立ての段階を示している。(p. 2)」と述べている。また、シュテラーほか(1993, p. 245)は、ゲームの基本状況を図1.3のように表現し、攻撃を、攻撃の組立て、ゴールを攻撃する可能性の探求、ゴールへの攻撃、シュートに分類し、シュテラーと同様の局面を山中(1994, p. 11)は、つくり局面、しかけ局面、くずし局面、つめ局面に分類している(図1.4)。

Wade が述べる第3の局面について、実際の試合場面では、Loose ball (本邦ではルーズボールと呼ばれている)という言葉が表現しているように、味方ボールでも相手ボールでもない状態が存在する。したがって、本研究では、相手からボールを奪い、一つ目のパスを行い、味方選手がボールを受け取った時点から攻撃が成立し、相手からボールを奪った後の1つ目のパスが相手に奪われた場合には、攻撃が成立していない第3の局面であると仮定した。次に、攻撃局面の小分類について、先行研究では共通して上述した4局面に分類している。

しかし、鈴木ほか（2001）はシュート（つめ）局面では個人のシュート技能が中心に関与していることを報告している。本研究ではチームの専門的スポーツ技能を測定する尺度を開発することが目的であるため、シュート（つめ）局面は測定対象から除外し、攻撃局面はつくり局面，しかけ局面，くずし局面の3局面から構成されると仮定した。

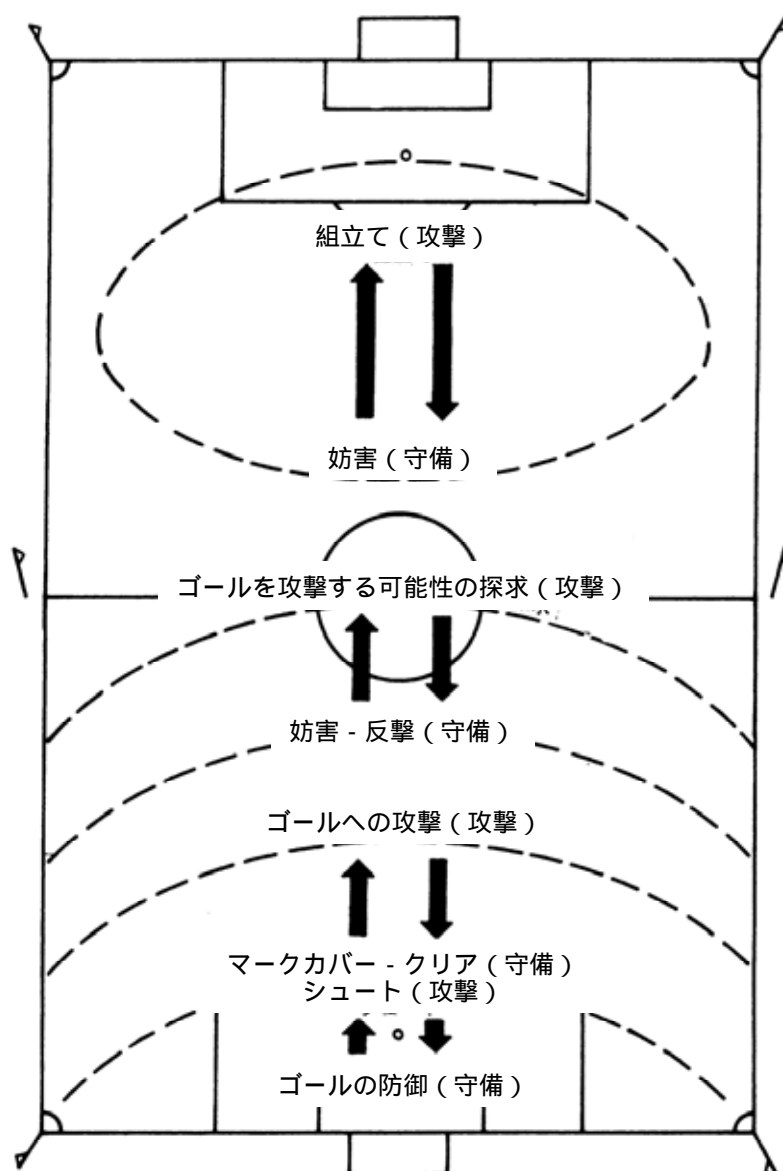


図1.3 サッカーの典型的なゲーム局面  
(シュテラーほか，1993，p.245) 著者加筆修正

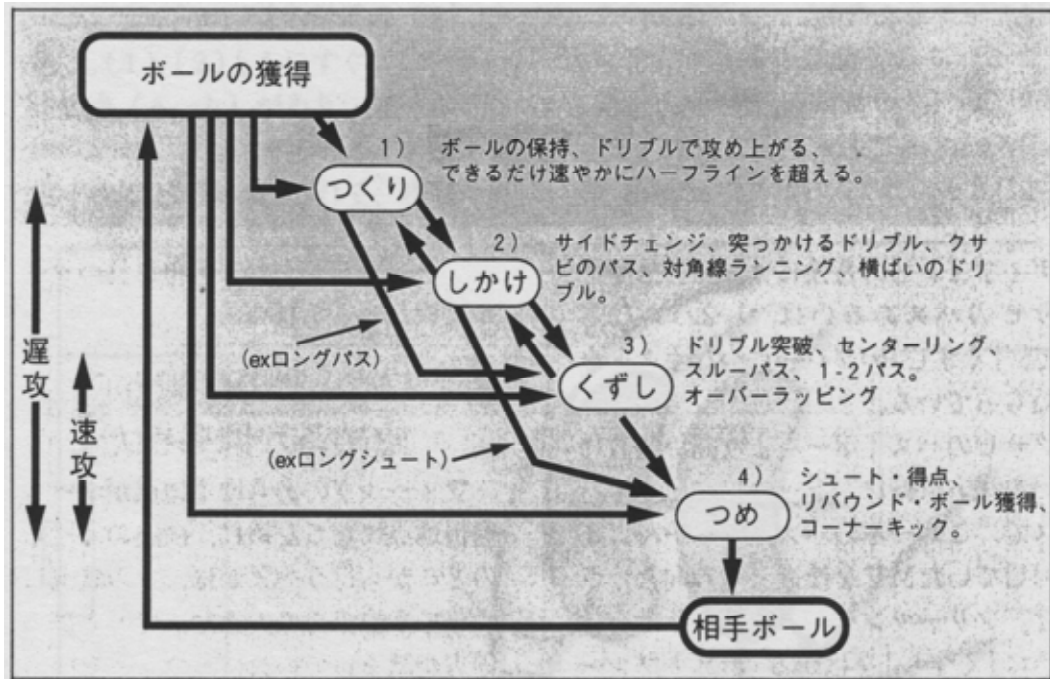


図1.4 サッカーの攻撃局面 (山中, 1994, p. 11)



### 3) 守備局面

守備局面は、攻撃局面が成立した際に、ボールを保持していない側のチームの局面であり、攻撃が成立した時点を相手側チームの守備局面開始時点と仮定した。

次に、守備局面の小分類について、Wade (1967) のチームプレーの原則、Worthington(1980)のプレーの原則、そして両者の原則を発展させた瀧井(1995)のプレーの原則を参考に、守備局面は攻撃の遅延局面、プレー方向・スペースの限定局面、スペースの削減局面の3局面から構成されると仮定した。そして守備局面が開始され、ボールを奪うまたはパスカットやアウトオブプレー<sup>3</sup>になるまで図1.5に示すように、循環的に守備局面が継続すると仮定した。

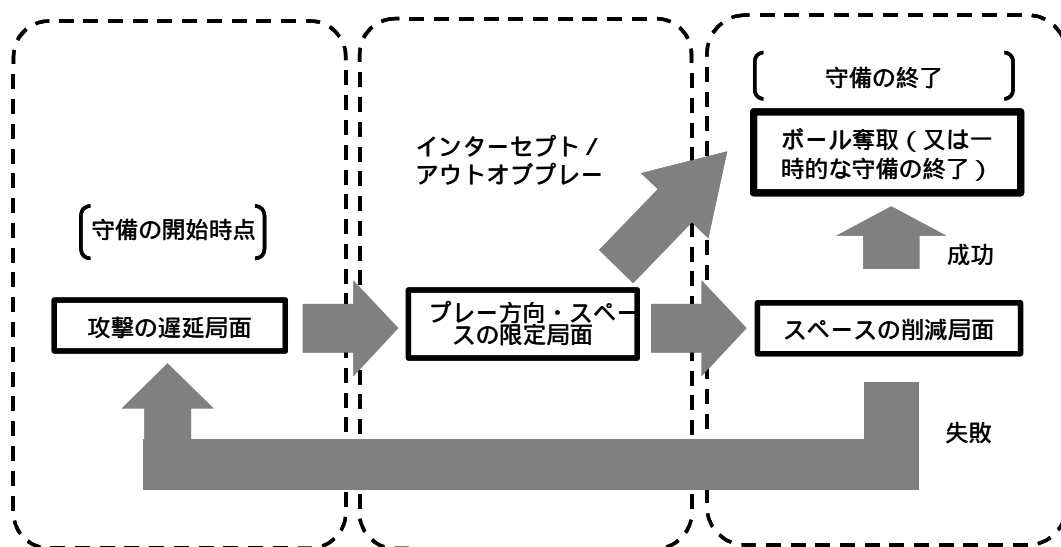


図1.5 守備局面の循環構造

<sup>3</sup> 地上、空中を問わず、ボールがゴールライン又はタッチラインを完全に越えた、あるいは、主審がプレーを停止したときにアウトオブプレーとなる(日本サッカー協会、1998)。

## 第7節 用語の定義

本節において、この論文を通じて使用される主要な用語の定義を行う。

### 1) 運動技術

ある目的に対して考えられる最も適切な運動行為を遂行するための方法、仕方であり、個人に対してのみ適用し、集団に対しては適用しない。適切な運動行為は、現在までの科学知識や実践経験に基づいて、言葉や図を用いて、バイオメカニクスや数学の用語を用いて、機能解剖学の用語を用いて、さらにはそれ以外の方法を用いて記述することができる。

### 2) 運動技能

運動技術を定められた目的のために、その状況に適した状態で遂行し、現象として運動成就（パフォーマンス）に変換する能力である。運動技術同様、個人に対してのみ適用し、集団に対しては適用しない。

### 3) ゲームパフォーマンス

試合を遂行するにあたって、個人又は集団（チーム）が成就する運動成績の総体であり、試合中の現象として表出されたものである。

### 4) 攻撃パフォーマンス

攻撃局面におけるゲームパフォーマンスである。

## 5) 守備パフォーマンス

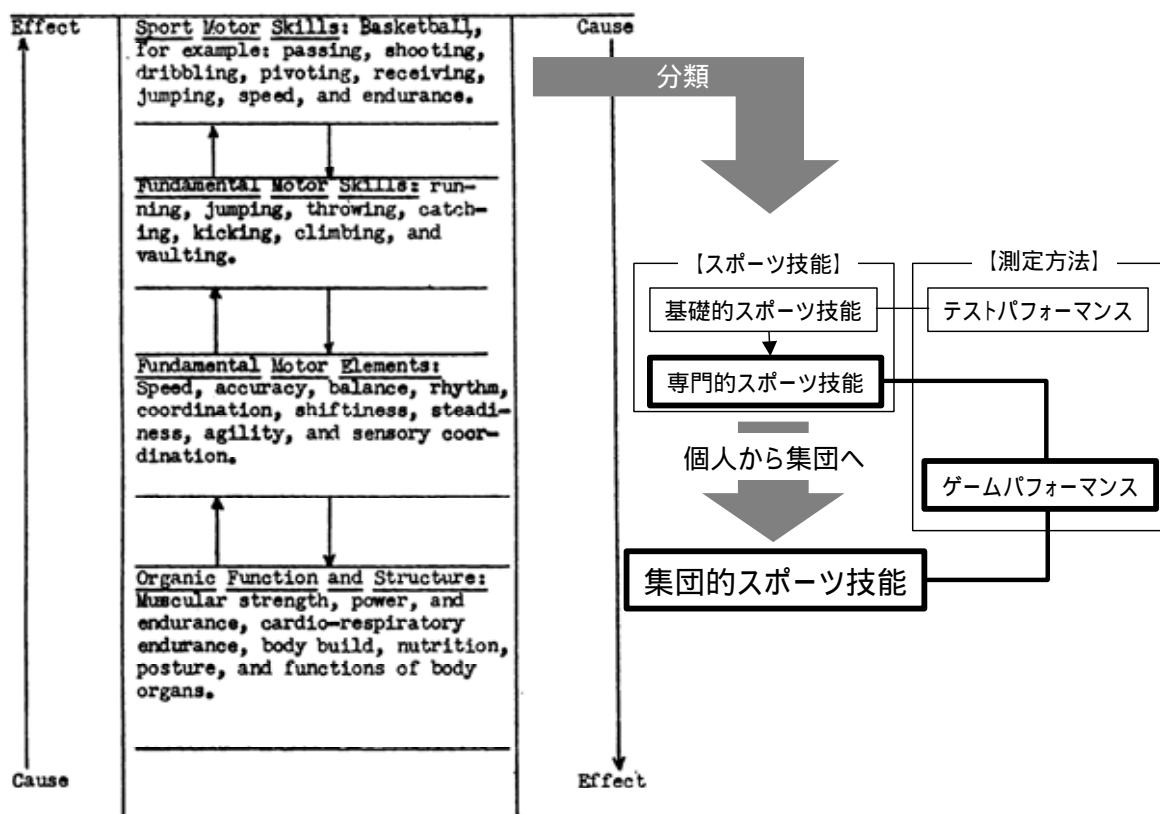
守備局面におけるゲームパフォーマンスである。

## 6) サッカー技能

運動技能から見たサッカー技能の位置づけ

ラルソンが定義する運動技能 (motor skills) の階層構造 (Larson & Yocom, 1951) における最上位の領域がスポーツ技能 (sports motor skills) である (図 1.6)。本研究ではスポーツ技能を基礎的スポーツ技能と専門的スポーツ技能に分類し、基礎的スポーツ技能の定義を各スポーツに専門的な運動技術を定められた目的のために、その状況に適した状態で遂行するための能力であるとした。基礎的スポーツ技能は各スポーツのゲームパフォーマンスの動作様式を模したテストパフォーマンス (スキルテスト) によって測定される (Strand & Wilson, 1993)。専門的スポーツ技能は基礎的スポーツ技能を基礎とし、試合中の状況判断や対戦相手との駆け引きを伴うパフォーマンスを遂行する能力であるとした。したがって、専門的スポーツ技能はテストパフォーマンスからではなく、ゲームパフォーマンスから測定される。

ラルソンが定義するスポーツ技能は個人の運動技能に限定されているが、この定義を集団 (チーム) へと拡張した概念を集団的スポーツ技能とする。したがって、サッカー技能はサッカーにおけるゲームパフォーマンスを成就するために発揮される集団的スポーツ技能であり、11 人の専門的スポーツ技能を合わせたものである。サッカー技能はテストパフォーマンスではなく、ゲームパフォーマンスによってのみ測定される (図 1.6)。サッカー技能は攻撃技能と守備技能から構成される。



(Larson & Yocom, 1951, p. 207)

図1.6 ラルソンによる運動技能の階層性の拡張とその測定方法

### サッカー技能の測定

スキルテストのようなテストパフォーマンスの場合には、再テスト法 (test-retest method) による再現性の高いテストを用いるならば、1回の測定値をもって、真の能力や技能を定義できる。このとき、測定値の変動に影響を与えると考えられる心理的要因や環境要因は測定誤差として扱われる。一方で、本研究のようにチームのゲームパフォーマンスを測定する場合には、テストパフォーマンスと異なり、その測定値は当該チームの真のサッカー技能だけでなく、対戦チームのゲームパフォーマンスの優劣にも左右される。以下に示した1.1式は、このことをモデル化したものである。

$$\chi_i = \lambda f + Opp_i + e_i \quad (1.1)$$

$i$ : 1回の攻撃(守備) $i$ における測定項目の測定値

: 真のサッカー技能が測定項目に与える影響の程度

$f$ : 真のサッカー技能の値

$Opp_i$ : 1回の攻撃(守備) $i$ の測定値に影響を与える対戦チームのゲームパフォーマンスの優劣

$e_i$ : 1回の攻撃(守備) $i$ の測定値に影響を与える $Opp_i$ 以外の要因(測定誤差など)

したがって、測定値から真のサッカー技能を推定するためには、 $Opp_i$ と $e_i$ を測定値から取り除く必要がある。テストパフォーマンスと同様に $e_i$ は測定誤差として測定値に与える影響が小さいと判断した場合でも、測定値からサッカー技能を推定するために $Opp_i$ が同定される必要がある。しかし、対戦相手のパフォーマンスの優劣は客観化されない。したがって、真のサッカー技能( $f$ )は理論上の概念であり、計量することができない。一方で、実用的には絶対的な値としての真のサッカー技能を同定することではなく、相対値としてのサッカー技能が客観化されることによって、トレーニングによる発達や他チームとの技能比較などが可能となる。したがって、実用的には、例えば対戦チームのゲームパフォーマンスが比較対象間で等質と判断される場合<sup>4</sup>に、チーム間でサッカー技能比較することが可能となる。故に、本研究において目標とするサッカー技能の測定は真のサッカー技能についての測定ではなく、実用的に比較可能であるという範囲におけるサッカー技能の測定である。

#### サッカー技能のチーム評価

本研究では、1回の攻撃及び守備パフォーマンスごとにサッカー技能の測定値を求め、1試合中に測定される複数の測定値の平均値を1標本とし、複数試

<sup>4</sup> これにより、1.1式の $Opp_i$ の要因を比較対象間で統制することができる。

合から得られる平均値の平均（大平均）をもってチームにおける真のサッカー技能を定義する（図 1.7）。したがって，平均化される基となる標本の特徴がチームにおける真のサッカー技能を評価するために重要となる．したがって，1回の攻撃（守備）パフォーマンスから当該チームの真の攻撃（守備）技能を評価することは，評価の偏りを生む．又同様に，対戦相手の守備パフォーマンスが一定の状態<sup>5</sup>からのみ得られた測定値である場合にも評価が偏ることになる．そして，測定値に影響を与える要因にはテストパフォーマンス同様に，環境要因，心理的要因，そして他にも試合展開（戦術，戦略）などがある<sup>6</sup>．このうち環境要因と心理的要因は対戦チームのパフォーマンスや試合展開と比べると，相対的に測定値に与える影響は小さいといえる．したがって，測定値の平均値からチームにおける真の攻撃（又は守備）技能を定義する場合に，元となる標本が持つべき特徴は，対戦チームの守備（又は攻撃）パフォーマンスと試合展開が考え得る様々な状態を有し，かつ大量標本であることが要求される．この条件を満たしたときにチームにおける真のサッカー技能が定義できる．しかしながら，この条件を満たしているか否かを判定することは困難であり，チームにおける真のサッカー技能についても，やはり理論上の概念である．したがって，実用的にはリーグ戦などに代表されるような対戦チームの守備（又は攻撃）パフォーマンスが比較対象間で等質と判断される場合に，その標本から得られる測定値の平均値はチームにおけるサッカー技能であると判断し，本研究において評価されるチームのサッカー技能は真にそのチームが有するサッカー技能ではない．

<sup>5</sup> 1.1 式における  $Opp_i$  の優劣に偏りがあることを意味する．例えば，弱いチームのみから得られた標本を用いたチーム評価がそれにあたる．

<sup>6</sup> 1.1 式における  $e_i$  に含まれる要因である．

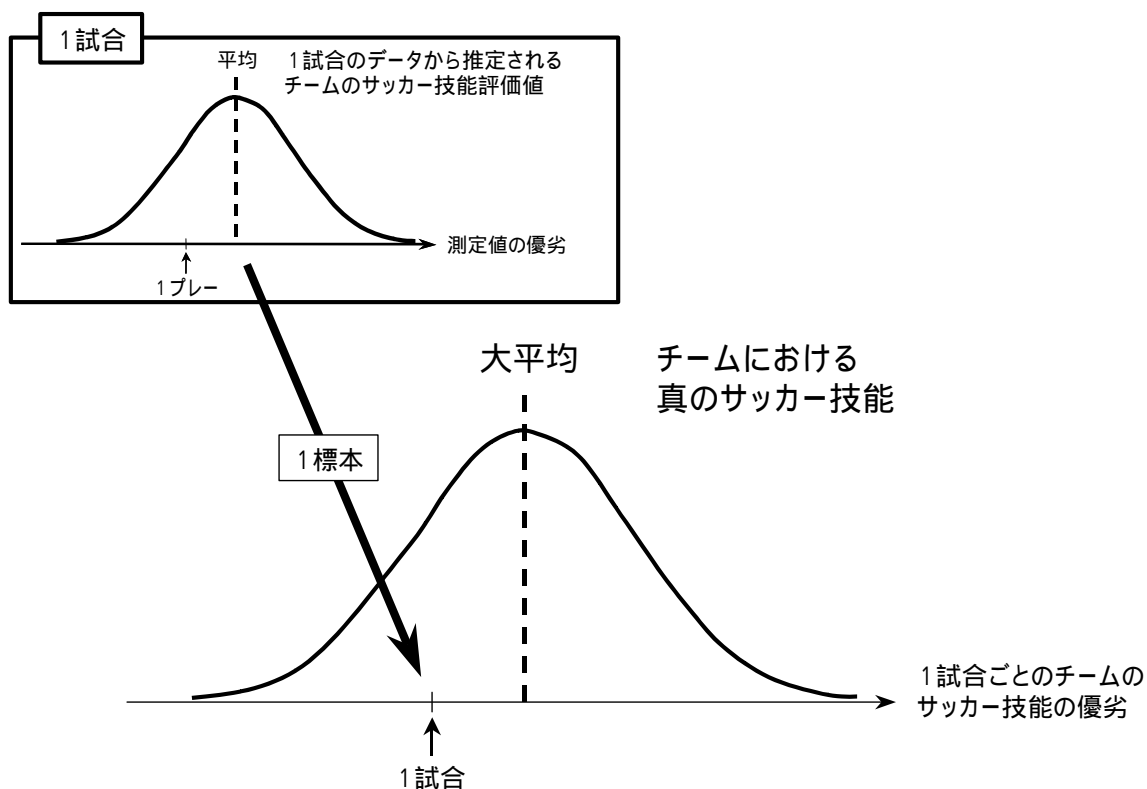


図1.7 度数分布を用いたチームのサッカー技能評価の概念

### 7) 攻撃技能

サッカーの攻撃局面におけるゲームパフォーマンスを成就するために発揮されるサッカー技能である。

### 8) 守備技能

サッカーの守備局面におけるゲームパフォーマンスを成就するために発揮されるサッカー技能である。

### 9) モデル

本研究では、構造方程式モデリングによって分析された分散共分散行列に構造を仮定したものをモデルと定義した。

## 10) 再現性

構造方程式モデリングを用いて異なる標本に対して同様のモデルを構築した際のモデルの類似している程度からモデルの再現性を判断した。類似度を示す統計量は異なる標本間における多母集団同時分析<sup>7</sup>を用いて求められた。“Replicability and stability of solution” (MacCallum et al., 1994, p.13) と同義である。尺度構成手続きに用いられる交差妥当性 (cross validity) と区別するために、異なる標本間における多母集団同時分析を行った際に、尺度の妥当性に関わる文脈で扱われる場合には交差妥当性を用い、因果構造モデルなど、その他の文脈で扱われる場合には再現性を用いた。

---

<sup>7</sup> 多母集団同時分析の解説は第4章構造方程式モデリング第6節多母集団同時分析に示した。



## 第8節 サッカー専門用語の解説

本文中で用いられるサッカー用語及び戦術用語は日本サッカー協会・日本サッカーライターズ協議会(2002), 日本サッカー協会技術委員会(2000), 日本サッカー協会(1998), 瀧井(1995)に従った。各章においてサッカー専門用語が出現した場合には各頁の脚注にその解説を示した。なお, 各頁の脚注に示したサッカー専門用語とその解説を以下にまとめたので併せて参照されたい。

- 1) アウトオブプレー：地上, 空中を問わず, ボールがゴールライン又はタッチラインを完全に越えた, あるいは, 主審がプレーを停止したときにアウトオブプレーとなる(日本サッカー協会, 1998)。
- 2) サードオブザピッチ：ゴールラインに対して平行な線を2本引くことでできる3等分されたスペースの中で, 相手ゴール方向1/3をアタッキングガード, 自陣ゴール方向1/3をディフェンディングガード, 中央をミドルガードと呼ぶ(Worthington, 1980)。
- 3) クロス(ボール): フィールドのサイドからゴール前の地域へ出すパスを表す。
- 4) 壁パス：2人の中のパスによる突破の手段を表す。
- 5) ラストパス：シュートに至るパスを表す。
- 6) フリー：守備者から攻撃者が逃れる行為を表す。
- 7) ゴールライン：フィールドを形成する外枠の内, 短い側の辺を表す。また, ゴールが接しているラインのこと。
- 8) タッチライン：フィールドを形成する外枠の内, ゴールが接していない長い側の辺を表す。

- 9) 速攻：相手の守備体制が整っていないうちに素早くしかける攻撃のこと。
- 10) ハーフウェーライン：ゴールを挟んでフィールドを2等分するラインのこと。
- 11) ワンタッチパス：ボールを止めることなしに、ファーストタッチでパスを行うこと。
- 12) ディレイ：守備の戦術のひとつで、相手の攻撃を遅らせること。
- 13) マーキング：攻撃者のポジションに合わせてポジションをとり、ボールを奪うための体勢をつくること。
- 14) カバーリング：味方の守備者が攻撃者に突破されたときに、すぐ守りに行けるポジションをとること。
- 15) 第1守備者：ボール保持者に対する守備者のこと。
- 16) ワンサイドカット：守備者が相手の攻撃の方向性を限定する為の動作のこと。
- 17) チャレンジ：ボール保持者に対してプレッシャーをかけに行く行為のこと。
- 18) 守備の集中：守備者が攻撃者の活動するスペースを規制し、ボールを奪うためのボール保持者への囲い込みのこと。
- 19) 第2守備者：第1守備者を後方からサポートする守備者全般を指す。
- 20) インターセプト：相手のパスを相手側選手が受け取る前に奪うこと。
- 21) クリア：攻撃から逃れるためにキックやヘディングなどで、ボールをできるだけゴールから遠ざけるようにすること。

## 第9節 限界

### 1) 定義による限界

本章第7節において、本研究を通じて使用される用語の定義が明確にされたが、この定義の範囲内で検討がなされ、結論が示される。

### 2) 標本による限界

本研究では、サッカーの試合中に要求されるチームの専門的スポーツ技能について検討した。そのため、結論の一般化のためには専門的にサッカーを行っている全集団（母集団）を代表している必要があるが、本研究において扱われる標本は、その母集団から無作為に抽出されたものではない。したがって、このような特徴を持つ標本から得られたサッカー技能の尺度特性は、用いられた標本におけるサッカーの競技水準の範囲内でのみ一般化が可能である。

### 3) データの統計処理による限界

本研究では、測定項目と構成概念の関係、構成概念間関係を検討するために構造方程式モデリングを用いた。測定項目と構成概念の関係を示す測定方程式、あるいは構成概念間関係を示す構造方程式の基本的な仮定は、観察された値は抽出された個々の因子（構成概念）に対する因子得点の一次結合によって表される。したがって、本研究の結果は線形性の限界のもとに検討される。

次に、標本の独立性について、本研究で用いられる標本は試合中に起こる攻撃及び守備パフォーマンスである。各パフォーマンスは同一の試合から抽出されたものを含む。本研究で用いられる構造方程式モデリングでは解析の前提として標本の独立性が要求される。標本の独立性とは、各標本の測定値が観測さ

れる確率は他の標本の測定値と無関係に決定することである。同一試合のパフォーマンスは試合開始から終了までに不連続ではあるが、時系列的に抽出されるため、標本の独立性を完全に保証するものではない。

## 第2章 関連文献の概要

本章では、本研究において扱われる中心的概念である「集団的スポーツ技能」の計量に関する研究、そして本研究におけるデータ収集の対象である「ゲームパフォーマンス」の分析に関する方法論について概観し、問題点を指摘する。

### 第1節 ボールゲームにおける集団的スポーツ技能の計量に関する研究の概観

ここでは、ゲームパフォーマンスを用いてチームの専門的スポーツ技能を評価しようとした研究について概観する。

これまで、試合中に成就するチームパフォーマンスは、様々な測定項目により測定されてきた<sup>8</sup>。しかしながら、ゲームパフォーマンスは複雑であり、選手達の運動動作が互いに影響し合った結果として表現されるために、そこから得られたデータに対して単純な分析を適用することは非常に誤解を招く可能性が高い (Hughes & Bartlett, 2002, p. 751)。本研究において中心的に扱われる集団的スポーツ技能について、先行研究ではチームの得失点及び勝敗に影響を与える要因を探索する中でその影響が認められた単変数によって定義されることがほとんどであった (e.g., Arnold, 1983a, 1983b; 浅見, 1969; Harris & Reilly, 1988; Eom & Schutz, 1992; Hughes et al., 1988; Luhtanen, 1993; Olsen, 1988; Olsen & Larsen, 1997; Sampaio & Janeira, 2003; 山中ほか, 1985, 1988, 1994)。HughesとBartlettの主張に従うならば、単変量間の関係性だけでなく、成因的視点を解明すべく多変量の関係性を分析に用いて集団的スポーツ技能を計量することが望ましい。したがって、本節では単変量のゲームパフォーマンス指標

---

<sup>8</sup> 具体的な方法は次節に示した。

のみを扱った研究については対象から除外することとし，以下，1) 公式記録から作成した合成指標を用いた評価，2) ゲームパフォーマンス指標から作成した合成指標を用いた評価，3) ゲームパフォーマンス指標間に技能構造を仮定した上での評価，に分類して先行研究を概観し，問題点を指摘する．

#### 1) 公式記録から作成した合成指標を用いた評価

都沢ほか(1983)は国内のバレーボール特別公式記録データを用いて，個人及びチーム技能の客観的な類型化及び評価を試みた．スパイク，ブロック，サーブの打数，得点，得権，失点，失権などを中心とした13項目を用いて主成分分析を適用した結果，全分散の65.3%を説明する2つの主成分が抽出され，第1主成分が攻撃力，第2主成分が攻撃準備段階におけるミスと解釈された．次にこれらの主成分得点を選手ごとに算出し，チームごとに集計することで攻撃技能を表現し，2次元の主成分空間に布置することによって他チームとの技能比較を可能にした．

中村(2000)は日本バスケットリーグの公式スコアを用いて容易に分析できるチームの攻撃力指標について検討した．攻撃力を表す指標は，攻撃回数，攻撃力指数，リバウンドポイント，ターンオーバーポイントの4つであった．攻撃回数はフィールドゴール試投数，フリースロー数，ターンオーバー数の和によって算出された．攻撃力指数は1回のボール所有であげ得る点数と定義し，1試合平均得点を攻撃回数で除すことにより算出された．リバウンドポイントは攻撃力指数と攻撃および守備におけるリバウンド回数との関数により算出された．ターンオーバーポイントは攻撃力指数とターンオーバーの1試合平均回数の積により算出された．その結果，リーグ戦の競技成績と関連が強かった指標は攻撃力指数とリバウンドポイントであったことから，これらの指標が攻撃力

指標として有効であることを示唆した。

鈴木・児玉（1988）はバスケットボールの競技力構造の解明を目的とした一連の研究を行った。1985年ユニバーシアード男子バスケットボール競技出場全18チームを対象とし、試合記録として用いられるサブスコアにあるシュート、得点、ターンオーバー、リバウンド、アシスト、ファール、スティール、ブロックショットに関する14項目を選手ごとに算出し、非計量多次元尺度構成法を用いて競技力を比較した。スクリープロット基準によって有効次元数が3であることが示された。第1次元は全分散の48%を説明する基本的攻撃能力の次元、第2次元は全分散の26%を説明する3ポイントに代表される特殊因子的な次元、第3次元は全分散の26%を説明するボールフィードイングの正確さを代表する次元、とそれぞれ解釈できた。チーム評価は、各チームに与えられた次元ごとの評価値とその値の3次元空間布置を参考にチームの特徴を考察した。

本来、公式記録を用いた分析はデータ収集が簡便であることや改めて収集する必要がない既知の情報源であることが研究の動機となっており、ゲームが行われるごとに統計資料として蓄積されるデータを有効利用するという立場では、複数項目を合成した指標から簡易に客観的なチーム評価ができることは意義がある。しかしながら、この結果を指導に活かすことを考慮した場合、改善されるべきことは、その指標を構成している項目であるにも関わらず、これらの評価方法ではなぜ失権・失点したのか、あるいはなぜターンオーバーされることが多かったのかは判断できず、それらの因果推論は指導者の専門性に依存していることが問題点として挙げられる。これは簡便性を優先するための公式記録を用いる方法論的限界であるといえる。

## 2) ゲームパフォーマンス指標から作成した合成指標を用いた評価

河村ほか(1990)はハンドボールの大学女子リーグ戦を対象に試合中の攻撃率, シュート成功率, 攻撃成功率を用いてチームの攻撃力を, 防御率, ゴールキーパー率, 防御成功率を用いてチームの防御力を評価した。各項目は0-100%の割合で表され, 杉森(1986)の手法を用いて予め各項目の平均値(Ave)と標準偏差(SD)を算出し, Ave + 2SD 以上を S, Ave + 1SD 以上 Ave + 2SD 未満を A, Ave 以上 Ave + 1SD 未満を B, Ave - 1SD 以上 Ave 未満を C, Ave - 2SD 以上 Ave - 1SD 未満を D, Ave - 2SD 未満を E にランク分けし, 各項目のランクを総合して攻撃力を求めた。防御力においても同様に各項目のランク付けを総合して求められた。なお, 防御力のランク付けの基準は攻撃力のそれと反対であり, Ave + 2SD 未満が E, Ave - 2SD 未満が A であった。チーム評価の結果はリーグ戦の成績の変動と類似していることが示された。ただし, この研究でのチーム評価は間隔尺度ではなく, 5段階の順序尺度による評価に留まった。

Pollard & Reep (1988)はサッカーワールドカップとプロリーグの試合を対象とし, 因子分析を用いてチームの攻撃能力の類型化を行った。分析に用いた項目は, 1) ロングフォワードパス: 相手ゴールラインから 50m 以上離れたところでのパスの内, 30m 以上相手ゴールラインに近づくロングパスの割合, 2) ロングゴールクリア: ゴール前でのクリアの内ゴールキーパーによるクリアの割合, 3) センタリング: 相手自陣に侵入した攻撃の内, 相手ゴールラインと成す角度が 45° 以下のパスを行った攻撃の割合, 4) 攻撃におけるボール再奪取: 相手陣内(相手ゴールラインから 35m 以内)でボールを失った攻撃の内, その地域でボールを奪い返した攻撃の割合, 5) 自陣でのボール保持: 自陣で生じた攻撃の内, 自陣で 3 回以上パスを継続させた攻撃の割合, 6) パス回し: 3 回以上パスを継続させたパスに限定したときの, 平均継続パス数, であ



った。6項目を用いた因子分析(バリマックス回転)の結果は、全分散の92.5%を説明する3因子が抽出され、第1因子はパスのスタイルに関する因子であり、短いパスで攻撃するチームが高い値を示し、ロングボールで攻撃するチームが低い値を示す。第2因子はセンタリング、第3因子は攻撃におけるボール再奪取と解釈された。これらの因子得点をチームごとに算出することで客観的に攻撃技能の特徴を示すことが可能であることが示唆された。

坂井ほか(1998)は大学女子バスケットボールの試合を対象とし、個人のチームに対する貢献度の概念と主成分分析を用いてチームの競技力構造を検討した。分析に用いた項目は得点に関する「プラス貢献プレー」3項目及び「マイナス貢献プレー」3項目、「得点以外のプラス貢献プレー」6項目及び「得点以外のマイナス貢献プレー」4項目、計16項目に対してチームに対する貢献度がどの程度あるかを予め先行研究から求め、項目ごとに異なる重み付けを行い得点化された項目であった。チーム評価の方法は2つであった。ひとつは重み付け得点を各選手ごとにすべて合計し、さらに全選手の得点を総和することによってチームの競技力得点を算出する方法であった。もうひとつは重み付けされた16項目を用いた主成分分析を前後半別々に行う方法であった。主成分分析の結果、全分散の60%以上を説明する3つの主成分が抽出されたが、その主成分を構成する項目群は前後半で異なっていた。以上のことから著者らは貢献度のチーム総得点はチームの競技力を量的に評価し、主成分分析から得られたチームにおける3つの主成分得点は競技力をより質的に評価していることを示唆したが、その競技力構造は前後半で大きく異なると結論づけた。したがって、前後半の競技力変化を捉えたい場合にはこの尺度を用いることはできないことが示唆された。また、貢献度のチーム総得点を用いた場合には、他の先行研究と異なり、選手の競技力得点をチームで平均し、チームの競技力と仮定している

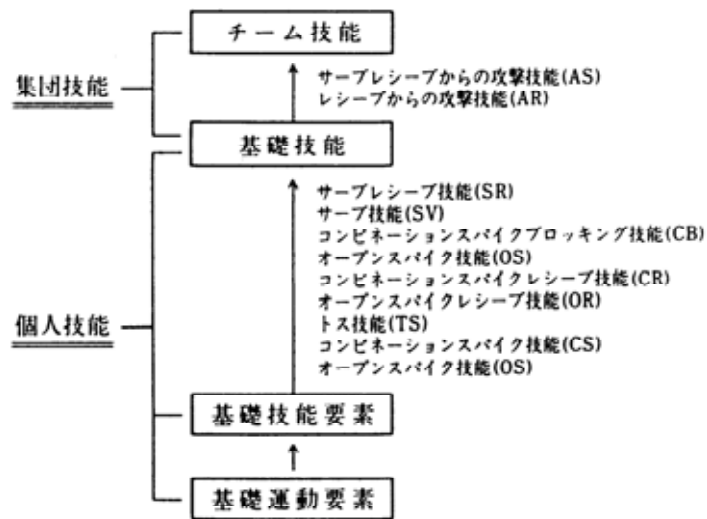
ことから、試合中における選手間の相互関連性の結果をこの指標は示すことができていない。試合結果は個人の競技力の総和であるだけでなく、協力しつつ試合を進めていく集団の協調的な相互関係の結果であるというシュテラーほか(1993)の指摘から、集団的スポーツ技能を評価する場合には、個人の専門的スポーツ技能の総和として表現することは適切でないと考えられる。

以上の先行研究をまとめると、それぞれ各指標を合成する仕方に違いはあるものの、公式記録を用いた方法と同様に客観的ではあるが、成因的視点に言及した解釈はここからはできないことが課題として挙げられる。そして、ゲームの仮説構造が不明なため、果たして用いた測定項目がゲームパフォーマンス構造をどの程度説明できているのかは判断できないことが問題である。このことに関連して、鈴木・児玉(1988)は競技力の構造的理解の不十分性による問題として取り上げ、「現在一般的に用いられている多くのスコア項目や指標類については、競技力の多次元構造との関係において意味づけがなされ、妥当性が評価された上で整理される必要がある。(p.12)」と主張し、同様の問題提起をしている。

### 3) ゲームパフォーマンス指標間に技能構造を仮定した上での評価

西嶋ほか(1985,1986),Nishijima et al.(1987),Nishijima & Matsuura(1990)の一連の研究はバレーボール技能に階層構造を仮定し、各プレーのゲームパフォーマンスから専門的技能を推定し、ゲーム中に発揮されるチーム技能とその構成要素である基礎的 skill との間の関連の程度を因子分析と重回帰分析を用いて計量した。始めにバレーボール技能の仮説構造を明確にし、バレーボール技能の下位概念に基礎運動要素,基礎技能要素,基礎技能,チーム技能の階層構造を仮定した。次にバレーボール技能の各下位概念を測定する項目を包括的に

捉えることができるようにさらに分類し、各ゲームパフォーマンス項目の成功率、失敗率、有効率で構成した(図 2.1)。この手続きによってバレーボール技能を包括的に測定する前提を満たしたうえで、因子分析(主因子解、バリマックス回転)を実施した。因子分析はチーム技能と基礎技能の両技能に対して個別に行われ、チーム技能を測定する6項目から全分散の86.5%を説明する2因子が抽出され、第1因子がサーブレシーブからの攻撃技能、第2因子がレシーブからの攻撃技能と解釈された。基礎技能を測定する27項目に対する因子分析の結果は、全分散の82.9%を説明する9因子が抽出された。各因子は、オープンスパイクレシーブ技能、コンビネーションスパイクレシーブ技能、コンビネーションスパイク技能、オープンスパイク技能、オープンスパイクブロッキング技能、サーブレシーブ技能、サーブ技能、トス技能、コンビネーションスパイクブロッキング技能と解釈された。これによって、チーム技能と基礎技能を測定する各項目群の妥当性を確保した。続いて、妥当性を確保した測定項目を用いて、チーム技能(2技能)とその下位技能である基礎技能(9技能)の関連性を検討するために、重回帰分析を行った。チームのサーブレシーブからの攻撃技能に対して基礎技能の4技能が68.0%の説明力、チームのレシーブからの攻撃技能に対して基礎技能の8技能が81.5%の説明力が認められた。以上のことから基礎技能はチーム技能の発揮の基礎をなすものであり、バレーボール技能がチーム技能と基礎技能によって階層的に構成されていることが推察された。



技能領域	測定項目			
<b>チーム技能</b>				
	サークレシーブからの攻撃成功率 サークレシーブからの攻撃失敗率 サークレシーブからの攻撃有効率 レシーブからの攻撃成功率 レシーブからの攻撃失敗率 レシーブからの攻撃有効率			
<b>基礎技能</b>				
	各ポジションのプレイヤー レフト センター ライト セッター			
サーブレシーブ成功率	×	×	×	
サーブレシーブ失敗率	×	×	×	
サーブレシーブ有効率	×	×	×	
サーブ成功率	×	×	×	×
サーブ失敗率	×	×	×	×
サーブ有効率	×	×	×	×
コンビネーションスパイクブロッキング成功率	×	×	×	×
コンビネーションスパイクブロッキング失敗率	×	×	×	×
コンビネーションスパイクブロッキング有効率	×	×	×	×
コンビネーションスパイクレシーブ成功率	×	×	×	×
コンビネーションスパイクレシーブ失敗率	×	×	×	×
コンビネーションスパイクレシーブ有効率	×	×	×	×
トス成功率				×
トス失敗率				×
トス有効率				×
コンビネーションスパイク成功率	×	×	×	×
コンビネーションスパイク失敗率	×	×	×	×
コンビネーションスパイク有効率	×	×	×	×
オープンスパイクブロッキング成功率	×	×	×	×
オープンスパイクブロッキング失敗率	×	×	×	×
オープンスパイクブロッキング有効率	×	×	×	×
オープンスパイクレシーブ成功率	×	×	×	×
オープンスパイクレシーブ失敗率	×	×	×	×
オープンスパイクレシーブ有効率	×	×	×	×
オープンスパイク成功率	×	×	×	×
オープンスパイク失敗率	×	×	×	×
オープンスパイク有効率	×	×	×	×

成功率 = 成功数 / 総数 × 100、失敗率 = 失敗数 / 総数 × 100、  
 有効率 = (成功数 - 失敗数) / 総数 × 100  
 チームパフォーマンス：各セットの得失点差

図2.1 バレーボール技能の仮説構造と測定項目 (西嶋, 1990, p.281)

これら西嶋らの研究はこれまで取り上げた集団的スポーツ技能評価の問題点の内、鈴木・児玉（1988）が指摘した競技力の構造的な理解、そして用いた項目による技能構造の説明率、及び因果関係（ゲームパフォーマンスの成因的視点）の同定を満たす尺度であったといえる。しかしながら、この分析には成功や失敗等の頻度データを扱っている。各種プレーの成否はそのプレーが行われている状況によって成否の質が同等ではない。したがって、頻度データからプレーを評価することには問題がある。

この問題点に対して、出村ほか（1988）、出村・中（1990）は「チーム内のある選手の技能発揮の結果が、他の選手の技能発揮に影響を受けたか、あるいは影響を与えたかも考察しうるような評価尺度を作成する必要がある。（出村ほか、1988、p.280）」と主張し、出現回数、成功数、失敗数等に基づく評価法から発展させ、他の選手との状況を含めた質的な判断基準によって各ゲームパフォーマンスを評価できる評価尺度の作成を試みた。用いた測定項目は西嶋らの一連の研究から得られたバレーボール技能の構造に従い、サーブ、サーブレシーブ、トス、スパイク、ブロック、レシーブ、相手チームによる攻撃の7項目に限定し、各項目を4段階から9段階の順序尺度及び名義尺度の混合によって構成した。各項目の信頼性と客観性を検討した結果、同一観察者による2回の観察値間の一致率は82.2-95.8%、異なる観察者間の観察値の一致率は73.3-94.0%であった。そして、これまでのバレーボールのスキルテストと比べると比較的高い値であったと考察している（出村・中、1990）。ところが、この研究において用いられた観察者はバレーボール経験9年、コーチ歴2年、もう一人が経験7年とバレーボールに精通した観察者であった。最も客観性の低かったトスの良否に関する評価基準の一例を挙げると「2.アタッカーが強打攻撃可能であるがあまり良くないトス（注：アタッカーが強打攻撃と軟打攻撃の両方を使えるト

ス、各々のトスの種類にあっているトス、ネットからの距離・位置、以上の3つを考慮して行う。)(出村ほか、1988、p.281)」という基準から分かるように、バレーボールを専門としない観察者の場合にどの程度の信頼性・客観性が得られるのかは明らかにされていない。加えて、このような質的評価基準は頻度データと比べ、評価の質は優れているものの、即時的データ処理の観点から捉えた場合、即時性に劣ると思われる。

## 第2節 ボールゲームにおけるゲームパフォーマンス分析に関する方法論的概観

ボールゲームにおけるゲームパフォーマンス分析の方法は大きく、1) 記述手法と2) 追跡手法に分類できる。

### 1) 記述手法

ボールゲームのゲームパフォーマンスを分析する手法を初めて体系的に紹介した論文は1959年4月にドイツ体育大学からギュンター・シュティーラー (Günther Stiehler) が教育学博士の学位を取得した論文「球技戦術論」であると思われる(谷釜・稲垣, 1980a)。その中で競技力 (Leistungsfähigkeit) の試合分析の方法として記述による観察法が紹介された(シュテラーほか, 1993; 谷釜・稲垣, 1980b)。記述による観察法は専門家による主観的な自由観察から発展させ、客観的分析を行うために観察課題を明確にし、戦術行動を数量化する方法であった。ここで扱われた観察課題とはゴール、シュート、そして様々な技術的失敗などであり、「われわれはその時々ของเกม展開に影響を及ぼしている諸要因があることを知った上で、それらを捉えようと努めねばならない。(谷釜・稲垣, 1980b, p.48)」という記述から分かるように、ゲーム展開に影響を及ぼしている諸要因を探求することが目的ではなく、指導者が必要と考える試合中に発生した現象を客観的に記録することに主眼がおかれていたことが推察される。

同様な記述手法は英国においても発展した。古くからダンスの動作を記述するための手法として用いられていた“Movement notation analysis”(Benesh & Benesh, 1956; Laban, 1975)をスポーツのゲーム分析に発展させ、初めは手作業

でその動作項目を記述する“Hand notation system”として用いられ、Downey (1973)によって初めてテニスにおける複合的スポーツ記述システムとして発表され、どこで(Place)、何を行ったか(Action)の情報を収集するシステムを示した。サッカーにおいてはシステムの構築はなかったもののDowneyより先にReep & Benjamin(1968)が試合中のパスとシュートに関するデータをHand notation 手法を用いて収集し、得点とパスの回数、ボール獲得地域の関係を明らかにした(Pollard, 2002)。しかしながら、Hand notationではスカッシュのゲームを1試合分析する場合でさえ、指導者や選手に対するフィードバックまでに40時間もの時間がかかったために(Sanderson & Way, 1977)、即時的なフィードバックツールとしては用いることができなかった(Hughes, 2003)。後に、Hand notationからコンピュータのキーボード(QWERTY keyboard)を用いたComputerized notation system が用いられるようになり(e.g., Mayhew & Wenger, 1985)、さらに専用のタッチパッド等(e.g., Church & Hughes, 1987; Franks & Goodman, 1986; Franks & Nagelkere, 1988; Franks et al., 1987; Hughes et al., 1988)を用いて、例えば、サッカーにおいては図2.2に示すような試合中に現れる各種プレーを記述することが可能となった。記述する項目の中に戦術行動を追加してより質的なパフォーマンス評価を試みた研究もあるが(Luhtanen et al., 1997)、この場合には戦術行動の定義が複雑であるために測定者の専門的な能力が要求された。Franks & Paterson(1986)、河合ほか(1993)、大橋ほか(1989, 1998)高木ほか(1989)は競技場での使用を目的とした即時的分析用の分析システムを用いてパスやシュートに関わる情報に特化して即時的測定を可能とした。いずれの記述分析においてもいつ(Time)、どこで(Place)、誰が(Player)、何を行ったか(Action)が計測され、1)動きの分析、2)戦術的評価、3)技術的評価、4)統計的資料収集が主な目的とされている。そ



してオンライン（On-line）コンピュータによる観測値のデータベース化，そしてデータの入出力方法の改善がなされることで，コーチングシステムとしての多くの発展的利用が可能となることが期待されている（Franks et al., 1988；Hughes, 1988；Hughes, 2003；Hughes & Franks, 1997）. しかしながら，記述分析の先駆的役割を果たし，英国 Centre for Performance Analysis のセンター長である Mike Hughes は記述分析について「単純な分析は単純な解釈を招き，それはスポーツにいつも適合するとは限らない．分析は常に我々がどのようにパフォーマンス指標を定義するかに依存している．（Hughes, 2003, p. 248）」と述べている．記述分析の研究の多くは，成功したチームと成功しなかったチームの頻度データを比較し，頻度及び比率の差異がゲームパフォーマンスの決定要因であることが仮定された研究デザインである（e.g., Eaves & Hughes, 2003; Hughes & Jones, 2003）. 成功したチーム・成功しなかったチームは例えば，大会ベスト4以上のチームとそれ以外のチームによって分類されており（Hughes et al., 1988），すなわち記述分析研究では勝敗に依存した考察がなされ，その現象の原因は得点との関わりで評価されているだけであり，因果を同定していない．加えて，各種プレーの成否はそのプレーが行われている状況（グラウンド内の位置，相手選手の位置）によって成否の質が同等ではないにも関わらず，頻度や比率で表現してしまえばその区別はできない（McGarry & Franks, 2003）. これらのことは監督やコーチなどの専門家がチームの状態を評価する視点との相違があることを示している．したがって，これまでのパフォーマンス指標を用いた記述分析は客観的に観察可能な指標を用いたゲーム統計としては有用であるが，本研究で扱われるようなチームや選手の技能を評価する方法として適切ではないことが分かる．

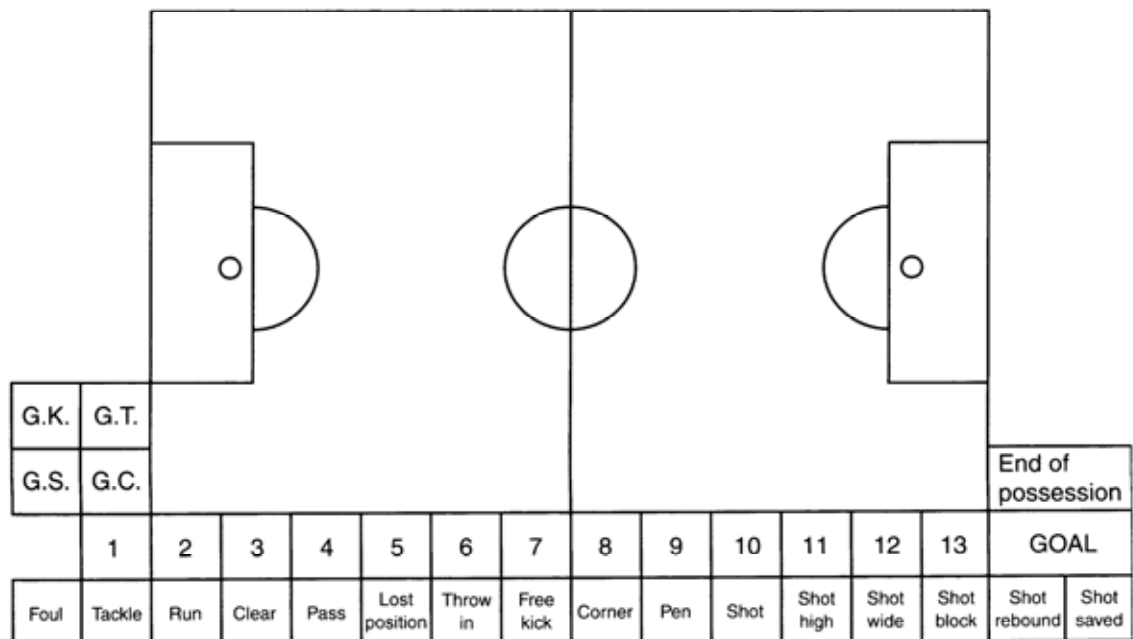


図2.2 サッカーの記述分析専用タッチパッド (Hughes, 2003)

## 2) 追跡手法

記述分析は主に頻度データを分析対象とする。一方、選手やボールの動きを分析対象とし、時間の流れに伴う連続的位置の変化などを確認する方法がある。

Winterbottom (1952)は競技場の描かれたカードにその軌跡を書き込む方法で選手の試合中の動きを歩行とランニングに分類し、各選手の移動距離を2種類の動作ごとに測定したのが最初であると考えられている(戸苅, 1986)。本邦ではメキシコオリンピックサッカーアジア予選において競技場縮図に選手の動きをトレースし、選手の移動パターンや移動距離を測定した報告が代表的ある(太田ほか, 1969)。選手の移動距離の測定は一部、目測によって測定されていたが(Reilly & Thomas, 1976)、ほとんどの追跡手法は競技場縮図上に描かれた線を

キルビメーター<sup>9</sup>により計測する方法が用いられていた。大橋（1979）は選手の移動距離だけでなく移動速度を合わせて測定するために三角測量の原理を応用した手法を用いて経時的に移動速度を算出する方法を開発した。しかし、大橋の方法では2台の照準器を用いて1人の選手を追跡するために、複数の選手を同時記録することは事実上困難であった。

記述分析の問題点の一つとして挙げられた相手選手の状況を考慮できない点を改善するために、試合中の選手全員を追跡する方法がある。バイオメカニクス研究の動作解析に広く用いられていた Direct Linear Transformation (DLT) 法 (Shapiro, 1978; 阿江ほか, 1983) を用いてカメラ映像から選手の位置情報を digitizing することで複数選手の記録が可能となり、従来の競技場縮図ヘトレースする筆記法よりもデータの正確性はかなり高くなった (石井・西山, 1990)。この手法は椿本ほか (1984, 1986) が水球, 石井ほか (1988, 1989) がバレーボール, 沖原ほか (2000), 菅ほか (2000) がサッカーに適用し、試合中の各選手の移動距離, 速度, 移動軌跡を報告した。前述した DLT 法は2次元解析であるが、ボールゲームにおいて重要な戦術となっている空中戦を考慮するために、選手とボールの軌跡を3次元空間内で捉えようとする試みも行われている (石井, 1989; 石井ほか, 1989)。

選手間の状況だけではなく、選手が関与できる領域を仮定して、ゲーム状況を再現することを試みた研究がある (Grehaigne et al., 1997a)。選手の潜在的なプレー領域をパターン化するために、予備実験として選手にいくつかの速度でスプリントさせた際の反転可能角度を計測し、その結果に基づきプレー領域を扇形に設定した。扇形は選手の速度が速い程長く、狭い扇形になり、速度が遅

---

<sup>9</sup> 既知の縮尺地図上の距離を測定するための測定器であり、ペン先に付属した円盤が地図上の線をなぞることによって回転し、そこから線の長さを計測し、地図の縮尺と長さの比から実測値を求める。マップメジャーとも呼ばれることがある。

い程短く、広い扇形を示す。そして試合中における選手の速度に対応させてそのプレー領域を描画することによって、選手の位置情報だけでなく、その時点での選手の移動可能領域を表現し、戦術的に重要な攻守における時間とスペースの概念を考慮した分析の可能性を示唆した。瀧・長谷川（1998）はさらにこの手法を発展させ、動画像解析技術を用いて試合中の全選手を自動追尾し、各選手が相手よりも早く到達可能な領域（優勢領域）をボロノイ領域の考え方を適用することで表現し、実際に撮影した映像にチームの優勢領域を合成表示させることにより、フィールド上で味方同士のボール受け渡しが可能な場所を可視化することに成功した。サッカーの試合中における選手とボールを自動追尾する手法は確立しており（大野ほか，1999；田中ほか，2000）、商業用としてシステム開発が進行している（宇佐美，2001；水上・石井，2001）。

以上の選手やボールの追跡手法について、いずれの場合にも、選手の移動特性を定量化するという点では十分な客観性を有している。しかしながら、そのデータ変動を解釈するにはサッカーに専門的な知識が必要となり、かつ恣意性が強いことが示唆された。これらの研究はゲーム状況を特定の項目に限定して再現することに主眼がおかれており、この量的情報を指導者の質的観点から解釈することになるため、量的なデータは実態を示すだけで現象の成因を示していないことが示唆された。

以上のことから、これまで述べたゲームパフォーマンス分析手法の問題点は客観的なデータを収集するための手法としてではなく、それらの手法を用いて何を測定するのかに問題点を集約することができると考えられる。

集団的スポーツ技能を測定する立場ではスキルテストが抱える問題点から、ゲームパフォーマンスを用いて測定しようとする思考にシフトしてきているが、戸荻（1980）によれば、本来ゲームパフォーマンス分析は相手チームのスカウ

ティングのために用いられたのが始まりではないかとしており、その影響からゲームパフォーマンス分析の目的がゲーム状況を忠実に再現するということから、その現象を定量化するという方向に発展していったのではないかと考えられる。さらに、高木ほか(1989)はゲームパフォーマンス分析をゲームの作戦・戦術・展開を考える上で独自の主観的分析とともに必要となる客観的分析であるとしている。このことから明らかなようにゲームの状況を客観的に記述することから何らかの法則性を見いだすことで指導者の主観的な評価を補う役割を果たそうとすることがゲームパフォーマンスを用いた研究であり、本来チームの専門的スポーツ技能を評価する視点から行われた研究ではない。

しかしながら、データ収集の方法論的な視点では選手の位置情報を即時的に収集することが可能となっており、現象として現れたゲームパフォーマンスの成因を同定した上で、測定項目を選定することでゲームパフォーマンスから集団的スポーツ技能を計量することができる可能性があると思われる。

### 第3節 まとめ

本章を通してボールゲームにおける集団的スポーツ技能の計量及びゲームパフォーマンス分析の方法論に関して先行研究を概観したことによって明らかとなった問題点を以下にまとめる。

これまで述べてきた測定尺度はすべて“ On the ball ”に関わる情報に基づいている。しかしながら，集団球技種目では1人の選手がボールを保持している時間は保持していない時間と比べ，はるかに短い。加藤（1999）は「それぞれの選手が，ボールがない時にどのような反応をしているか，ボールの位置によってどのように動きを変えているか，いつ動き出しているか，さらに，ボールを持ったときのプレーの成功をもたらした，鍵になる“ Off the ball ”の動きは何だったのか（p. 131）」などを解析できることがプレーの質の向上に寄与することを述べている。山中（1999）も同様に，ゲームパフォーマンス分析を単なる数値の意味の解釈に留まらず，フィールドの場所や相手・味方選手のポジションなどの試合状況を含んだチームとしての総合力を評価する観点で捉えることの必要性を述べている。これらが，専門家や指導者が評価する質的観点であると考えられる。

これまでの先行研究を概観し，明らかのように，1）ゲームパフォーマンスを用いて測定する，2）ボールのない状況を考慮し，指導観点に沿った質的評価観点を客観化する，3）ゲームパフォーマンスの成因的視点を考慮する，4）信頼性・妥当性を確保する，4）即時性を有する，これらのすべての条件を満たす集団的スポーツ技能尺度は，これまでに開発されていない。しかし，指導観点の一般化を通じた指導者養成の視点から開発されなければならない尺度である。

## 第3章 尺度構成手続き

本章では尺度構成手続きにおける中心的概念である信頼性と妥当性について本研究での用いられ方について説明する。

### 第1節 信頼性

信頼性 (reliability) は一般に、同一の測定対象が繰り返し測定された場合、測定値がどの程度類似した値を示すかを表す概念であり、テストの妥当性を満たすための必要条件と見なされる (Thomas & Nelson, 2001)。したがって、信頼性の概念はサッカー技能尺度が満たすべき概念のひとつである。信頼性の概念は同一被験者が複数回テストを受験した場合の信頼性と複数の測定者が同一被験者を測定した場合の信頼性に分類できる。後者は特に、客観性 (objectivity) と呼ばれる (Morrow et al., 2000)。

本研究ではゲームパフォーマンスを映像情報から測定することによってサッカー技能を計量する。したがって、前述の同一被験者とは同一ゲームパフォーマンスを意味するため、本研究において検討できる概念は複数の測定者が同一パフォーマンスを測定した場合の信頼性、すなわち客観性である。以上のことからサッカー技能尺度の信頼性は客観性の概念に基づき検討された。

客観性は測定値の安定性を意味しているため、測定者間の一致度 (inter-observer agreement: IOA) や相関係数を用いて算出される。本研究で想定する測定項目は間隔尺度水準で測定される。したがって、測定者間の評価の一致・不一致数のみを判定する一致度よりも、各々の測定値がどの程度ズレているのかを考慮できる相関係数を客観性の統計量にすることが適切であると考

えられる。特に同じ変数を用いて相関を求めることから、一般的に用いられる級間相関係数ではなく、級内相関係数を用いることが望ましい。

級内相関係数 ( $R$ ) の算出は、反復測定による一元配置の分散分析により求められた各測定項目における平均平方和 ( $MS_s$ )、測定者についての平方和 ( $SS_t$ )、残差についての平方和 ( $SS_r$ )、測定者の自由度 ( $df_t$ )、残差の自由度 ( $df_r$ ) を用いて、以下の公式によって求めることができる (Thomas & Nelson, 2001)。本研究では研究課題 1 - 1 及び研究課題 2 - 1 において客観性を検討し、3名の測定者による級内相関係数を算出した。

$$R = \frac{(MS_s - MSe)}{MS_s}$$

このとき、
$$MSe = \frac{(SS_t + SS_r)}{(df_t + df_r)}$$



## 第2節 妥当性

妥当性 ( validity ) は一般に , テストが測定しようとするもの ( 概念 , 能力 ) をどの程度適切に測定しているかを表す概念である . サッカー技能は概念であり , 直接測定することができない . このような場合 , 能力が発揮された結果を測定し , その測定値を手がかりとして能力を推定するという間接測定の方法をとらざるを得ない ( 松浦 , 1993 ) . このときテストが測定したい対象をどの程度正確に捉えているかということが重要となる . したがって , 妥当性は信頼性の概念と同様にサッカー技能尺度が満たすべき概念である .

妥当性の概念あるいは分類は歴史的に変化が激しく , 現在も議論が収束していないことは , 各々の研究者が定義する妥当性の分類の相違から読みとることができる ( American Educational Research Association et al., 1999; Chapelle, 1999; Messick, 1996 ) . したがって , ここでは本研究において用いられた妥当性の証拠を明確にするために , 妥当性の概念及び分類に関する歴史的推移と近年の議論について取り上げ , 本研究において用いられた妥当性の証拠が近年の妥当性研究においてどのような位置づけを成しているかを説明する .

表 3.1 は米国心理学会 ( American Psychological Association: APA ) , 米国教育学会 ( American Educational Research Association: AERA ) , 全米教育測定協議会 ( National Council on Measurement in Education: NCME ) が公式に刊行した教育・心理検査法の解説書における妥当性の種類についての歴史的推移を示している . 少なくとも 1950 年の初期以来 , テストの妥当性は大きく , 内容妥当性 ( content validity ) , 基準関連妥当性 ( criterion-related validity ) , 構成概念妥当性 ( construct validity ) の 3 つ又は基準関連妥当性をさらに予測妥当性 ( predictive validity ) と併存妥当性 ( concurrent validity ) に分け , 4 つの種類に分類し説明されてきた ( Messick, 1989 ) . 1954 年と 1966 年の解説書では妥当

性の概念を3又は4つの明確な種類に分けていたが、1974年には便宜上独立に論じられているものの、「論理的に関連した妥当性の側面」として性格づけ、1985年にはもはや妥当性の概念的な分類は行われず、妥当性の証拠を示すカテゴリとして表されている(Messick, 1989)。そして、これ以降妥当性の解説書は、妥当性が実際には構成概念妥当性を統一的なテーマとする統合概念であることを強調するようになった(Cronbach, 1988; Messick, 1989)。Messick(1992)はさらに、これまで議論されてきた「テストの解釈」を正当化するために必要な「内容に関連した妥当性の証拠」と「基準に関連した妥当性の証拠」を包含する概念である構成概念妥当性だけをもって妥当性を定義するのではなく、表3.2に示されるように「テストの使用」を正当化するための証拠がどれだけあるかに結び付けて妥当性を捉えようとした。テストの解釈の正しさを示す基準は構成概念妥当性であり、テストの使用の正しさを示す根拠は適切性(特定の目的に対するテストの適切さ)と効用(適用された場面でのテストの有用性)を合わせたものである(Gipps, 1994, p. 62)。さらにはテストの結果が意図した目的に役立つかどうか(価値の意味)や提案された目的に使うべきであるかどうか(社会的結果)についても含めることを提案した(Messick, 1992)。

しかし、この概念はあまりにも複合的で多岐に渡る問題を内包しているため、実際にはあまり採用、実践されなかった(Gipps, 1994, p. 169)。Messick自身の以後の論文においてもこのような概念の分類は行われていない(Messick, 1996)。

このような背景を受けて、1999年にAERA, APA, NCMEが刊行した解説書(AERA et al., 1999)ではMessick(1996)の分類を反映した形で表3.1に示した分類を行った。ここでも妥当性の分類は概念的な分類ではなく、1985年版に引き続き、証拠を示す方法的な分類として行われた。1999年版から追加された証拠は「Response process」と「Consequences of testing」であった。Response

process は回答者のテストに対する反応プロセスを意味し，回答者がどのような反応プロセスを経て回答に至ったのかを専門家による内容分析等により検討される．Consequences of testing は表 3.2 に示すテスト使用における適切性 / 効用に関連した概念であり，そのテストを使用したことによって得られる回答者の正（負）の変容等を通して検討される．本研究における尺度構成に照らし合わせた場合，回答者に対してテストを実施する方法ではないために Response process と Consequences of testing は当てはまらなないと判断された．したがって，その他の証拠を総合的に用いることによってサッカー技能尺度の妥当性を検討した．

表3.1 妥当性の概念分類の歴史的推移

年代	1950	1960-1970	1980	1990
出典	APA (1954)	APA,AERA,NCME (1966) APA,AERA,NCME (1974)	AERA,APA,NCME (1985)	AERA,APA,NCME (1999)
分類	1) Content validity	1) Content validity	1) Content-related evidence of validity	1) Evidence based on test content
	2) Construct validity	2) Construct validity	2) Construct-related evidence of validity	2) Evidence based on response process
	3) Predictive validity	3) Criterion-related validity	3) Criterion-related evidence of validity	3) Evidence based on internal structure
	4) Concurrent validity			4) Evidence based on relations to other variables 4-1 Convergent and discriminant evidence
				4-2 Test-criterion relationships 4-3 Validity generalization
			5) Evidence based on consequences of testing	

注) 1999年とそれ以前の対応関係は解説書では明示されておらず，著者が解説書の文脈から作成した．

表3.2 妥当性の側面 (Messick, 1992)

	テストの解釈 (Test Interpretation)	テストの使用 (Test Use)
証拠を基礎とするもの (Evidential Basis)	構成概念妥当性 (Construct Validity)	構成概念妥当性 + 適切性 / 効用 (Relevance/Utility)
結果を基礎とするもの (Consequential Basis)	構成概念妥当性 + 価値の意味 (Value Implications)	構成概念妥当性 + 適切性 / 効用 + 価値の意味 + 社会的結果 (Social Consequences)

以下、本研究で検証される妥当性の証拠の種類は、AERA et al. (1999) に従い、「測定項目の内容に基づく証拠 (Evidence based on test content)」、「内的構造に基づく証拠 (Evidence based on internal structure)」、「他変数との関連に基づく証拠 (Evidence based on relations to other variables)」に分類し、本研究において適用する事象、ならびに検証方法を説明する。

これまでの議論から「概念」としての妥当性はひとつに統合されていることを示したが、本研究では妥当性の「証拠」としての分類が明確になるように、妥当性という用語の接頭語として証拠の種類を示した。したがって、用語の定義上、妥当性は分類されるが、本研究で扱われる妥当性は現在の妥当性研究の動向と同様に多面的な証拠を内包する統合的な概念として用いられた。

#### 1) 測定項目の内容に基づく証拠：内容妥当性

内容妥当性は測定に用いられる内容（項目）がそれを用いて結論しようとしている内容を如何に良く反映しているか（内容適切性・内容代表性）を示すために用いられる証拠であると定義した。テストの内容妥当性を保証するには複

数の専門家による独立した評価の一致を見るのが望ましい(池田, 1973)。本研究では他の妥当性を検討する前段階として、内容適切性や内容代表性を確保するためにサッカーを専門とするコーチ及び有資格者の意見集約手続きと先行研究に基づいて、定性的にサッカーのゲームパフォーマンスを構造化し、測定項目をその構造に対応させて抽出した。

## 2) 内的構造に基づく証拠：因子妥当性

因子妥当性はそのテストがどの程度あらかじめ仮定された構成概念を測定しているかを示すために用いられる証拠であると定義した。サッカー技能のように複雑な能力要素の総合された能力を測定しようとする場合、テストは複数項目で構成されることが一般的である。このようなテストの妥当性は測定値間の相関行列に因子分析を適用することによって検討される<sup>10</sup>。因子と測定項目の関係性を示す因子負荷量を妥当性係数とし、因子負荷量の大小から因子妥当性を評価する。本研究ではサッカー技能は攻撃技能と守備技能から構成され、各技能は下位概念によって構成される。したがって、各下位概念を因子と仮定し、各下位概念とそれを測定するゲームパフォーマンス尺度の関係性から因子妥当性を検討した。

## 3) 他変数との関連に基づく証拠： 交差妥当性， 基準関連妥当性

### 交差妥当性

交差妥当性はあるひとつの場面で決定された妥当性の証拠が、他の場面でも同様に成り立つかどうかを示すために用いられる証拠であると定義した。ある研究集団の中で得られた妥当性がどこまで一般的に拡大できるかを問う妥当性

<sup>10</sup> 因子分析の詳細は第4章第4節因子分析モデルにおいて示した。

の一般化 ( Validity generalization ) の問題である。本研究では一つの標本において因子妥当性が確認された際に、他の標本においても同様に因子妥当性を満足するかについて構造方程式モデリングにおける多母集団同時分析を用いて検討した。多母集団同時分析を用いることによって標本間における因子負荷量の相違を統計的に検討することができる。

#### 基準関連妥当性

本研究では上述した複数の妥当性を検討した後に、サッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度が、評価しようとしている特徴を測定する手段として適切であるかを検討するために、因子得点を対戦チームごとに算出し、その得点によるチーム評価と専門家の評価との類似性を確認した。一般に、専門家の評価を基準変数とした場合、測定値と基準値の関連性 ( Test-criterion relationships ) は「他変数との関連に基づく証拠」に含まれる。他変数との関連に基づく証拠は実際に測定して得られたデータに基づいて計量的に検討され、測定値と基準値との相関係数などによって示される。しかし、本研究において用いられた専門家の評価 ( 基準値 ) は当該試合における複数の専門家の記述による戦評であった。したがって一般的な他変数との関連に基づく証拠には含まれない。しかしながら、妥当性の証拠として、専門家の評価という基準との比較検討を行っていることを容易に理解できることを優先して、本研究ではサッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度から得られた因子得点と専門家の評価との類似性を示す証拠は基準関連妥当性であると定義した。

## 第4章 構造方程式モデリング

本章では、本研究において中心的に用いられる統計解析手法である構造方程式モデリングについて、本研究での用いられ方を中心に概観する。

### 第1節 概要

構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling: SEM) (e.g., Bollen, 1989) は、現象に潜む因果関係を統計的に検証する手法の一つである。スポーツや健康に関する社会現象を統計的に取り扱う分野では、直接的に計測することができない多くの構成概念を計量することと、構成概念間の関係性を計量することを研究対象としているのが特徴である。構造方程式モデリングは研究者の独自の立場で自由に因果モデルを構築し、これを検証し、因果関係の程度を係数で明確に表現することを通して構成概念間の因果関係を明らかにすることができる (西嶋・鈴木, 2004)。すなわち、構造方程式モデリングは、直接観測できない潜在変数を導入し、その潜在変数と観測変数との間の因果関係を同定することにより、社会現象や自然現象を理解するための統計的アプローチである (狩野・三浦, 2002)。

これまでの多変量解析手法は、分析モデルにデータをあてはめることが分析手続きであったが、第二世代の多変量解析とも呼ばれる構造方程式モデリングはデータにモデルをあてはめ、モデルによってデータを最大限説明しようとする手続きをとる。したがって、一般的な多変量解析の場合、研究目的、独立(従属)変数の数や尺度水準に応じて異なる分析手法が選択されるが (Sharma, 1996, p.6), 構造方程式モデリングはこれまでの多変量解析の大部分を包含し、

目的や変数の特性に応じて分析モデルを構築することによりこれまでの多変量解析手法を表現することができる。

一般的に構造方程式モデリングの分析手順は、1) 研究仮説(モデル)の設定、2) パス図の描画(方程式の記述)、3) パラメータ(母数)の特定、4) 母数の推定、5) モデルの評価、モデル評価が悪い場合には5) モデルの修正を行った後、再度手続きを繰り返し、6) モデルの採択、7) パス係数と共変動の考察を行う(服部, 2002)。

ここでは、構造方程式モデリングに用いられる基本的な用語の解説を行うために、代表的な分析モデルのひとつである多重指標モデル(図4.1)を例に用いた。

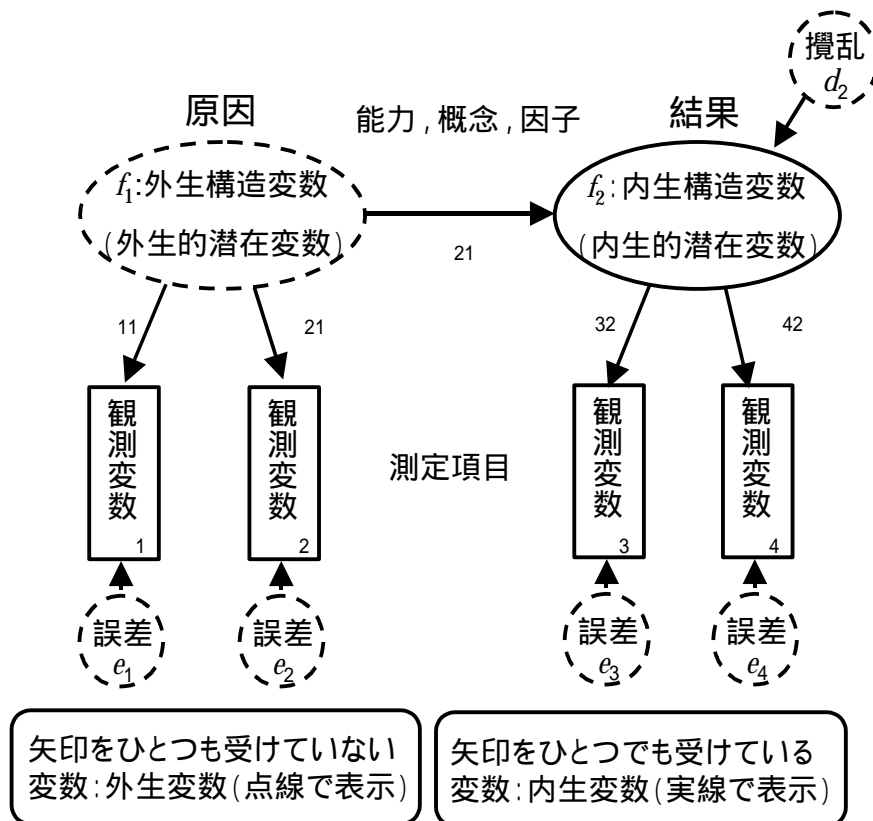


図4.1 多重指標モデルのイメージ



- 1) パス図：研究仮説を表現したモデルのことである。単方向矢印によって因果関係を表現し、双方向矢印によって共変動(相関関係)を表現する。
- 2) 観測変数：実際に測定した項目であり、パス図上では長方形で表される。
- 3) 潜在変数：直接測定されない概念であり、研究者が仮説によって想定する概念は構造変数であり、研究者が仮説によって想定していない概念は誤差変数と呼ばれる。特に、構造変数に付属する誤差変数は攪乱変数と呼ばれる。パス図上で、構造変数は楕円で表され、誤差変数は正円で表される。
- 4) 外生変数：パス図上で矢印をひとつも受けていない変数を示し、図 4.1 では点線で示されている。
- 5) 内生変数：パス図上で矢印をひとつも受けている変数を示し、図 4.1 では実線で示される。
- 6) パス係数：変数間の関係の程度を示す。特に、構造変数と観測変数の関係の程度(標準解)は因子負荷量を意味する。パス図上では単方向で表される。

構造方程式モデリングにおける最終的な計算の目的はモデルから構成される分散共分散行列(相関行列)と、実際に測定したデータから得られる分散共分散行列(相関行列)とのある種の距離を最小化して母数の推定値を求めること

である。モデルから構成される分散共分散行列は図 4.1 に示されるような研究仮説を表現したパス図から導出される。パス図における矢印と長方形、楕円、正円の関係性は各変数間の方程式を視覚化したものである。したがって、図 4.1 における実際の変数間の関係性は以下の方程式により示される。このとき、潜在変数と観測変数の関係を表す方程式を測定方程式、潜在変数間の関係を表す方程式を構造方程式と呼ぶ。ここで、 $\gamma_{11}, \gamma_{21}, \gamma_{32}, \gamma_{42}, f, e, d$  はそれぞれ図 4.1 に対応する。

測定方程式：

$$x_1 = \gamma_{11}f_1 + e_1$$

$$x_2 = \gamma_{21}f_1 + e_2$$

$$x_3 = \gamma_{32}f_2 + e_3$$

$$x_4 = \gamma_{42}f_2 + e_4$$

構造方程式：

$$f_2 = \gamma_{21}f_1 + d_2$$

モデルが表すこれらの情報を利用して、実際に測定したデータから得られる分散共分散を推定する予測式を作成し、実際に測定したデータから得られる分散共分散に近似するように母数を推定する。予測式は内生変数を外生変数によって予測する式であり、内生変数は実際に測定された観測変数の関数によって表現される。図 4.1 を用いた場合、具体的には次式のようなになる。

ここで、 $S$ ：実際に測定したデータから得られる分散共分散行列、 $\Gamma$ ：モデルから構成される分散共分散行列（共分散構造）、 $\text{Var}(X_n)$ ： $X_n$ の分散（ $n=1, 2, 3, 4$ ）、 $\text{Cov}(X_n, X_m)$ ： $X_n$ と $X_m$ の共分散（ $n=1, 2, 3, 4$ ； $m=1, 2, 3, 4$ ）、 $\sigma_{f_1}^2$ ： $F_1$ の分散、 $\sigma_{e_n}^2$ ：攪乱変数の分散、 $\sigma_{d_n}^2$ （ $n=1, 2, 3, 4$ ）：誤差変数の分散、である。

$$S = \begin{bmatrix} \text{Var}(X_1) & & & \\ \text{Cov}(X_1, X_2) & \text{Var}(X_2) & & \\ \text{Cov}(X_1, X_3) & \text{Cov}(X_2, X_3) & \text{Var}(X_3) & \\ \text{Cov}(X_1, X_4) & \text{Cov}(X_2, X_4) & \text{Cov}(X_3, X_4) & \text{Var}(X_4) \end{bmatrix}$$

$$\Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^2 \phi_1 + \psi_1 & & & \\ \lambda_{21} \lambda_{11} \phi_1 & \lambda_{21}^2 \phi_1 + \psi_2 & & \\ \lambda_{32} \lambda_{21} \lambda_{11} \phi_1 & \lambda_{32} \lambda_{21} \lambda_{11} \phi_1 & \lambda_{32}^2 \phi_1 + \lambda_{32}^2 \psi_2 + \psi_3 & \\ \lambda_{42} \lambda_{21} \lambda_{11} \phi_1 & \lambda_{42} \lambda_{21} \lambda_{11} \phi_1 & \lambda_{42} \lambda_{32} \lambda_{21}^2 \phi_1 + \lambda_{42} \lambda_{32} \psi_2 & \lambda_{42}^2 \phi_1 + \lambda_{42}^2 \psi_2 + \psi_4 \end{bmatrix}$$

$$S \xleftarrow{\text{近似}} \Sigma(\theta)$$

このとき、推定される母数（自由母数）は潜在変数と観測変数の関係（特に、構造変数と観測変数の関係は因子負荷量： $\lambda$ ）、潜在変数と潜在変数の関係（パス係数： $\psi$ ）、潜在変数の分散（ $\phi$ ）、誤差変数の分散（ $\psi$ ）、攪乱変数の分散（ $\psi$ ）である。本研究では母数の推定方法に応用的研究で広く用いられている最尤推定法を用いた（豊田，1992）。最尤推定法を用いる場合の前提条件に多変量正規分布がある。特に、尖度の影響が大きい（猪原・松浦，1991）。したがって、本研究ではAmos 5.0Jに搭載されているMardia's test of multinormality（多変量尖度の検定）（Mardia, 1970; 1974）を用いて多変量尖度を検討した。多変量尖度の検定統計量（多変量尖度の値 ÷ 標準誤差<sup>11</sup>：Critical ratio; C. R.）が±1.96以下であることが正規分布の条件とされている（Arbuckle, 2003）。したがって、本研究ではこの基準に従って、多変量正規分布を確認した。さらに、多変量正規性の検討に先立ち、単変量の尖度、歪度の確認し、極端な分布の偏りがないことを確認した。なお、明確な基準ではないが、尖度と歪度の値は±2.00以上であ

<sup>11</sup> 標準誤差（SE）=  $(8P(P+2)/N)^{0.5}$ により求められる。Pは観測変数の数、Nは標本数である。

れば統計的に有意な非正規分布であるとされる<sup>12</sup> (Fouladi, 2003).

---

<sup>12</sup> 厳密には、尖度及び歪度をそれぞれの標準誤差で除した値をZ分布に照らし合わせて有意性を検定することや (Tabachnick & Fidell, 2001), 尖度と歪度の関数によって求められる D'Agostino-Pearson検定 (Zar, 1999) などあるが、ここでは多変量尖度を重視したため、特に検定は行わなかった。

## 第2節 モデル適合度

母数の推定値は，モデルから構成される分散共分散行列が，観測データから得られる分散共分散行列に最も近くなるように計算される．したがって，図 4.1 では，残差行列が以下のようなになった場合，モデルとデータの分散共分散行列が完全に一致していることになる．

$$\text{残差行列： } S - \Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

このようにモデルとデータとの一致の程度を適合度と呼ぶ．上の式のように完全に一致している場合には問題にならないが，残差行列の一部分のみが異なるような場合，適合度の良否を判断することが困難なため，一元的な値として表現する方法がある．この値をモデル適合度指標と呼び，数多くの方法が紹介されている（e.g., Bollen & Long, 1993）．

本研究では以下に示すモデル適合度指標を用いた．モデル適合度指標は絶対値に意味がある絶対的評価指標と絶対値には意味がなく他のモデルとの比較においてのみ値に意味がある相対的評価指標とに分類して示した．

### 1) 絶対的評価指標

カイ 2 乗値 ( $\chi^2$ ) とその有意性：指標の中で唯一確率の概念を用いている．帰無仮説が「モデルの分散共分散行列 = 観測データの分散共分散行列」の適合度検定である．帰無仮説が棄却されないことを期待した検定であるため，厳密には「モデルと観測データの分散共分散行列が異なっ

ているとはいえない」という証拠を示すことしかできない。また、カイ2乗検定は標本が増加すると帰無仮説を棄却しやすくなる特徴がある (Kelloway, 1995)。特に、狩野(2001)は300-400標本以下の場合にのみ適用できるとしている。したがって、本研究ではそれ以上を上回る場合にはカイ2乗値を参考にしないこととした。

Goodness of fit index (GFI; Jöreskog & Sörbom, 1986) : カイ2乗検定の欠点を解消し、標本数に依存せずにモデルの評価が可能な指標である。回帰分析での重相関係数に対応する (狩野・三浦, 2002)。

Adjusted goodness of fit index (AGFI; Jöreskog & Sörbom, 1986) : 推定される母数の増加に影響を受ける GFI の欠点を修正し、自由母数の増加にペナルティを加える指標である。回帰分析での自由度調整済みの重相関係数に対応し (狩野・三浦, 2002), GFI AGFI の関係がある。ただし、GFI, AGFI はモデルに含まれる観測変数が30程度を超えるモデルや平均構造モデル、多母集団モデルでは参考にできないとされている (服部, 2002)。本研究では測定項目が30を超える分析はないが、平均構造モデルと多母集団モデルを用いている。したがって、平均構造モデルと多母集団モデルにおいて GFI と AGFI は結論を導くための証拠として用いないこととした。

Normed fit index (NFI; Bentler & Bonett, 1980) : 観測変数間に相関を仮定しないモデル (独立モデル) と相関の間に何の構造もないモデル (飽和モデル: 自由度ゼロの意) のカイ2乗値を比較対照としてモデルを評価する指標である。

Tucker-Lewis index (TLI; Tucker & Lewis, 1973) : Non-normed fit index (NNFI) として知られている基準であり、標本数が大きくないとき、NFI

が過小評価される欠点を自由度の考慮によって改善した指標である。他の指標と異なり、 $0 \leq \text{NNFI} \leq 1$ の値をとらない。

Comparative fit index (CFI; Bentler, 1990) : NFI と TLI の欠点を改善し、標本数に影響されず、 $0 \leq \text{CFI} \leq 1$ の値をとるように改善された指標である。

Root mean square error of approximation (RMSEA ; Browne & Cudeck, 1993) と 90%信頼区間 : モデルと真の母分散共分散行列との最小距離を自由度で除した値であり、1 自由度あたりの真のモデルとの乖離度を表現した指標である。他の指標と異なり、信頼区間を算出できることが特徴である。

GFI , AGFI , NFI , TLI , CFI は、1 に近いほど適合がよいことを示し、0.90 - 0.95 以上がモデル採択の基準となる。RMSEA は値が小さいほど適合が良いことを示す。0.05 以下であれば当てはまりがよいと判断し(Hu & Bentler, 1999) , Browne & Cudeck (1993)や MacCallum et al. ( 1996 ) によると 0.06 から 0.08 は「reasonable error」あるいは「mediocre fit」と判断する。RMSEA の信頼区間に関する採択基準はないが、狭いことが点推定値の信憑性を保証する(MacCallum et al., 1996) 。

## 2 ) 相対的評価指標

Akaike information criterion (AIC; Akaike, 1987) : カイ 2 乗値から自由度の 2 倍を減じることで算出される。AIC の値には絶対的な意味はなく、モデル比較に際し、AIC の値が小さいモデルほど優れていると判断する。カイ 2 乗値の差の検定 ( chi-square difference test ; Bentler & Bonett, 1980 ) : 比較を行いたいモデルのカイ 2 乗値の差を求め、両モデルの自由

度差のカイ2乗分布に照らし合わせて有意性を判定する。このとき、帰無仮説は「2つのモデルは等しい」であるため、帰無仮説が棄却されたときにモデル間の有意差を保証する。

モデル評価は複数の観点から総合的に判断されるべきであるために(Jöreskog, 1989), 以上に示したモデル適合度指標の特徴を考慮して, 複数の適合度指標に基づいて本研究の仮説モデルを評価した。



### 第3節 モデル修正

モデル適合度指標がモデルの採択基準を満たしていない場合、そのモデル内の係数を解釈することはできない。モデルとデータの適合が十分でない場合は、モデルを構成する母数、観測変数、方程式を個別に評価し、構成されたモデルのどの部分に問題があるかを診断する必要がある（豊田，1998）。

モデルを修正する方法には、変数間のパス及び相関を追加する方法と削除する方法がある。

変数間のパス及び相関を追加する方法には、Lagrange Multiplier test（LM 検定）と修正指標がある。これらは相関を仮定しない変数間やパスを想定していない変数間に相関やパスを仮定した場合に、カイ 2 乗値の有意な減少箇所を予測するものである。すなわち、推定すべき母数を増やした場合にモデル適合度が改善されることを示す指標である。本研究において用いられた構造方程式モデリングの分析ソフト（Amos 5.0 J；SmallWaters, Chicago, IL）では、修正指標（modification index）が利用できる。したがって、仮説モデルの適合度が採択基準を満たしていなかった場合に、修正指標を参考にし、その修正が理論的に解釈可能と判断されたときに限って修正を加えた（Sörbom, 1989）。

変数間のパス及び相関を削除する方法には、ワルド検定（多変量、一変量）がある。これはモデル内のパス係数、共分散（相関）及び分散等の自由母数の有意性検定である。パス係数や相関係数を各係数の標準誤差で除した値を用いて標準正規分布から判定する。このとき、帰無仮説は「自由母数はゼロである」であるため、棄却された場合には、統計的にそのパスや相関を引く価値があることを意味する。

しかしながら、モデルの修正において最も重要なことは統計量よりも分析者

の理論である（山本・小野寺，1999）。既に，モデル適合度指標が採択基準を満たすならば，理論的な裏付けによるモデルの解釈可能性を優先し，有意でないパスや相関を削除しないことが望ましい（豊田，2003）。Amos 5.0 Jでは一変量ワルド検定が利用できる。本研究では以上のことから一変量ワルド検定を用いた自由母数の有意性検定を行ったが，仮説モデルにより予め仮定されたパスと相関は，有意性が認められなかったとしても，モデル適合度が採択基準を満たしている場合には削除を行わなかった。

なお，統計的仮説検定における有意水準は  $\alpha = 0.05$  とした。

第4節 因子分析モデル

因子分析は観測変数間の相関関係の背後に潜む因子構造を分析する多変量解析であり、観測データから因子構造を探る探索的因子分析と構造に関する仮説を観測データから検証する検証的因子分析に分類される。潜在変数に関する仮説構造を検証するのが検証的因子分析の立場であり、因子に関する仮説を探索（構築）するのが探索的因子分析の立場である（鈴木・西嶋，2004a）。

図 4.2 は検証的因子分析のパス図表現である。本研究では予め定性的に仮説を構築したため、潜在変数（技能）と観測変数（測定項目）の関係は仮説検証型の検証的因子分析モデルを用いて検討し、攻撃技能及び守備技能を測定する項目の妥当性を検証する手続きとして用いられた。

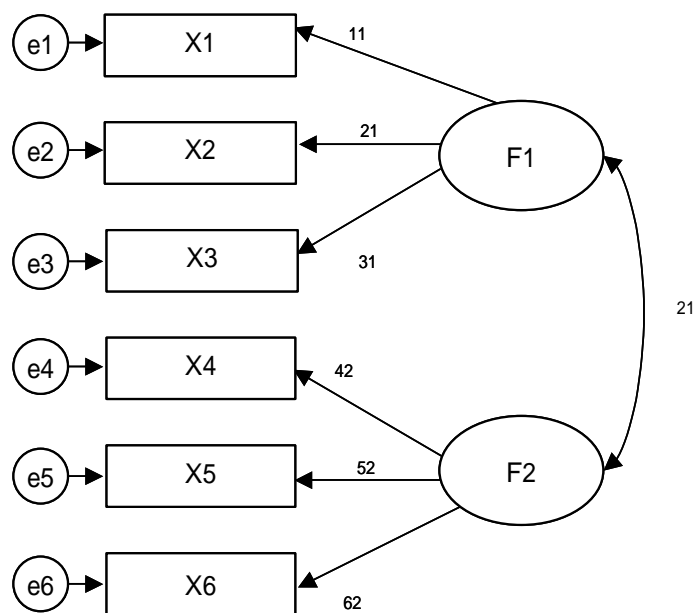


図4.2 検証的因子分析モデルのパス図表現

自由母数は技能と測定項目の関係(因子負荷量),技能と技能の共分散(相関),技能の分散,誤差変数の分散,誤差変数と測定項目の関係,であった。

自由母数の推定は第1節で示したようにモデルから構成された予測式と実測値の連立方程式を解くことであるが,連立方程式の数よりも自由母数が多い場合には解が求まらないことがある(識別不能)。したがって,識別性を確保するために,本研究では一般的に用いられている方法に従い(服部,1996),モデルに対して以下の制約を加えた。

- 1) 潜在変数(技能)の分散を1に固定。
- 2) 誤差変数から観測変数へのパスを1に固定。

## 第5節 多重指標モデル

構造方程式モデリングは構成概念を扱う因子分析と因果関係を扱う回帰分析を一体にした分析法と説明されることがある(山本・小野寺, 1999)。このことを表現したモデルが多重指標モデルである。多重指標モデルのパス図表現は第1節に示した図4.1である。

多重指標モデルは構成概念間の因果仮説を検証するために有効なモデルである。しかし、因果関係の同定には、1) 時間的先行性、2) 関連性の強さ、3) 直接的関係、4) 関連の一致性・普遍性、5) 関連の整合性、を十分に検討しなければならない(竹内, 1989)。特に、Holland (1986) や Bollen (1989) は時間的先行性の重要性を強調している。

本研究では複数の測定項目から構成される技能間の因果関係を分析する。因果仮説は関連の整合性を考慮して構築された。また、各技能は攻撃・守備局面の推移に従って発揮されると仮定されており、時間的先行性を満たす。加えて、一度検証された因果関係を他の標本を用いて再度確認すること(再現性)によって関連の一致性・普遍性を検証する手続きを本研究では実施した。したがって、本研究において構築された多重指標モデルが採択された場合には、技能間の因果関係を説明できると考えられる。多重指標モデルは攻撃局面における攻撃技能の因果構造と守備局面における守備技能の因果構造の解明に用いられた。

多重指標モデルの識別性を確保するために以下の制約を加えた。

- 1) 外生的潜在変数の分散を1に固定。
- 2) 内生的潜在変数から観測変数へのパスのうち1つを1に固定。
- 3) 誤差変数から観測変数へのパスを1に固定。

第6節 多母集団同時分析

これまで説明してきたモデルは単一の母集団を想定していた。しかし、モデルの構造や係数の相違を男性と女性，あるいは中学生と高校生などによって比較したい場合がある。多母集団とは，このように比較分析したい母集団（グループ）が複数あることを指す。例えば，前掲図 4.2 に示した因子構造を母集団Aと母集団Bで比較する初歩的な方法は，それぞれの母集団を用いた検証的因子分析によって得られた2つの因子構造の視覚的な比較である（表 4.1）<sup>13</sup>。

表4.2 配置不変

母集団A			母集団B		
観測変数	因子		観測変数	因子	
	F1	F2		F1	F2
X1	11A		X1	11B	
X2	21A		X2	21B	
X3	31A		X3	31B	
X4		42A	X4		42B
X5		52A	X5		52B
X6		62A	X6		62B

因子相関			因子相関		
F1	1.00	21A	F1	1.00	21B
F2	21A	1.00	F2	21B	1.00

しかしながら，因子の数，因子と観測変数の関係（パスの位置と因子負荷量），

<sup>13</sup> 表 4.1 は図 4.2 のパス図と同じ意味を表す。

因子相関の程度を個別に求めた結果を視覚的に比較する方法（個別分析）は、たとえ因子相関係数（ $r$ ）が母集団間で異なる値であったとしても、因子負荷量（ $f$ ）が母集団間で異なるならば、因子相関係数の違いは因子の関連性の違いを真に反映したものなのか、因子を測定する項目の関係性（因子負荷量）の違いを反映したものなのか判断できない。このような場合、多母集団同時分析では因子負荷量を母集団間で等しいという制約（等値制約）を加えることによって因子相関係数の違いを真に因子の関連性の違いとして反映させることができる。

多母集団同時分析は複数の母集団において同一の構造を想定できるか否かを統計的基準に基づいて検討する手続きである。多母集団同時分析の手続きは、議論的となる研究仮説の部分のみを対比させ、それ以外の母数が共通するように制約を加えていく場合と母集団間で尺度が同様に利用できるかどうかを検討するためにすべての母数が母集団間で異なるという制約（最も弱い条件）からすべての母数が母集団間で等しいという制約（最も厳しい条件）までを順次検討していく場合とがある。比較したい対象が明確な場合には前者の制約手順を用いる。後者の手順は、尺度の妥当性を他の母集団に対して拡張する、例えば男性でも女性でも同じように用いることができるように、因子構造が同一（因子が不変）であるかなどを確認したいような場合に用いられる。後者は特に因子不変性（Factorial invariance）の検証手続きである。

本研究では単一の母集団を用いて得られたモデルを他の母集団に対して適用した場合の一致性を確認することでサッカー技能尺度の交差妥当性を検討した。したがって、因子不変性の手続きに倣い、最も弱い条件から最も厳しい条件を順次検討していくことで、交差妥当性を検討した。表 4.1 のモデルを例に交差妥当性の証拠となる因子不変性検討の一般的手順を以下に示す（表 4.2）。

表4.2 因子不変性の検討手順（多母集団同時分析）

配置不変						測定不変						強因子不変					
母集団A			母集団B			母集団A			母集団B			母集団A			母集団B		
観測変数	因子		観測変数	因子		観測変数	因子		観測変数	因子		観測変数	因子		観測変数	因子	
	F1	F2		F1	F2		F1	F2		F1	F2		F1	F2		F1	F2
X1	11A		X1	11B		X1	11		X1	11		X1	11		X1	11	
X2	21A		X2	21B		X2	21		X2	21		X2	21		X2	21	
X3	31A		X3	31B		X3	31		X3	31		X3	31		X3	31	
X4		42A	X4		42B	X4		42	X4		42	X4		42	X4		42
X5		52A	X5		52B	X5		52	X5		52	X5		52	X5		52
X6		62A	X6		62B	X6		62	X6		62	X6		62	X6		62
因子相関			因子相関			因子相関			因子相関			因子相関			因子相関		
F1	1.00	21A	F1	1.00	21B	F1	1.00	21A	F1	1.00	21B	F1	1.00	21	F1	1.00	21
F2	21A	1.00	F2	21B	1.00	F2	21A	1.00	F2	21B	1.00	F2	21	1.00	F2	21	1.00

Step 1：個別分析（表 4.1）

母集団 A，母集団 B を別々に分析を行う。この段階では同時分析ではなく，両母集団は個別に検定される。したがって，モデル適合度は母集団ごとに算出される。

Step 2：配置不変（同時分析）

両母集団に対して，同じ因子数，同じ因子と観測変数の関係を仮定し，両母集団を同時に検定する。母数に対する制約はない。モデル適合度は両母集団共通に算出される。

Step 3：測定不変（同時分析）

配置不変に加え，因子負荷量を母集団間で等値する。

Step 4：強因子不変<sup>14</sup>（同時分析）

測定不変に加え，因子相関を母集団間で等値する。

<sup>14</sup> この制約に対する命名は狩野（2001）の表現を用いた。清水（1996）はMeredith（1993）に従い，母集団間で因子の分散共分散行列だけが異なる制約を強因子的不変性（strong factorial invariance）と呼んでいる。



狩野・三浦（2002, p. 216）は，因子不変性の成立条件について，研究の目的にもよるが測定不変は統計学的に確認したいと述べている．本研究ではサッカー技能尺度の交差妥当性を検討するために因子不変性を検討した．したがって，尺度が異なる集団に対して適用できるためには，測定項目によって説明される因子の性質が変化していないことが条件となる．ここで，因子の性質とは因子と測定項目の関係であり，因子負荷量を指す．したがって，本研究では測定不変を満たすことが交差妥当性を満足する必要条件であると判断した．

上述した多母集団同時分析の手続きは狩野・三浦（2002）の手順に基づいたが，他の研究において数多くの異なる分析手続きが用いられている．それらの手続きに共通している手順は配置不変と測定不変であり，それ以降の手順には研究の目的や研究者の立場によって異なる<sup>15</sup>．本研究では構造方程式モデリングを用いた交差検証手続きとして多母集団同時分析を用いているMacCallum et al. (1994)の手続きを参考にした．詳細は交差妥当性を検証した研究課題の方法（統計解析）の項に示した．

---

<sup>15</sup> 参考のために付録1に代表的な多母集団同時分析の手続きをまとめた．

## 第7節 平均構造分析

これまでに説明してきたモデル及び分析法における潜在変数（因子）は原点と単位を持たない構成概念であるため、特記しなかったが、平均0、分散1に便宜上標準化されていた。これは一般的な仮定である。しかしながら、同じ構成概念を介入前後や男女間などで比較したい場合がある。このようなとき潜在変数の平均（以後、因子平均とする）や分散を固定せずに、推定すべき母数として扱う方法が平均構造分析である。したがって、潜在変数の平均を導入したモデル分析、あるいは平均の構造的解析などと呼ばれることがある。

平均構造分析の手法は2つに大別できる。1つの集団を対象とする場合と2つ以上の集団を対象とする場合である<sup>16</sup>。前者の場合は、例えば図4.3に示されるように複数の項目によって測定される構成概念の平均値と分散を実験前後で測定し、効果を判定するような場合であり、多重指標モデルによって表現されることが多い。

後者の場合は、例えば、図4.4に示されるように男女間において1つ以上の構成概念の平均値と分散を比較したいような場合であり、因子分析モデルによって表現されることが多い。このとき、分析には多母集団同時分析に因子平均を導入したモデルを用いることになる。

---

<sup>16</sup> Sörbom (1974)が複数集団の同時分析モデルに対して適用したのが平均構造分析の最初の論文である（清水，2001）。

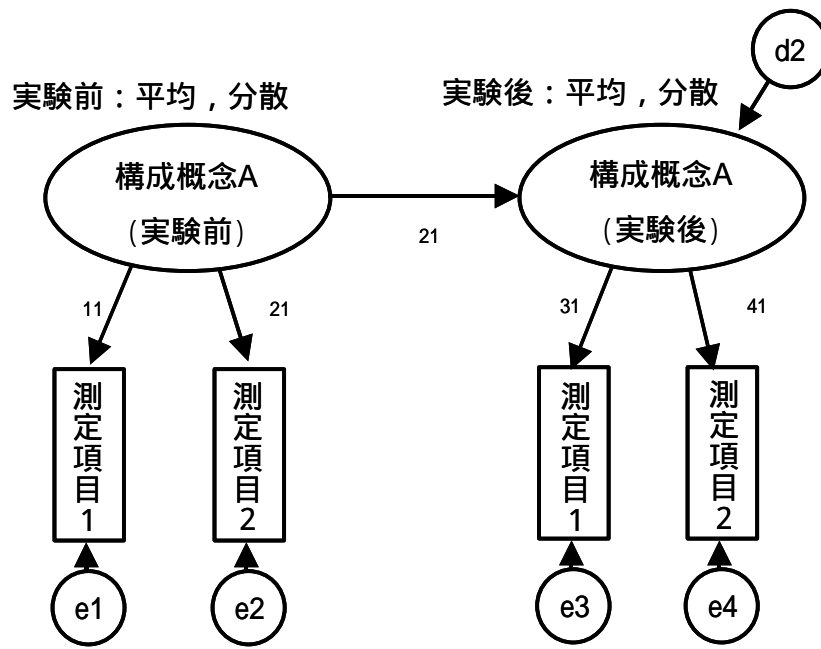


図4.3 実験前後における因子平均の変化

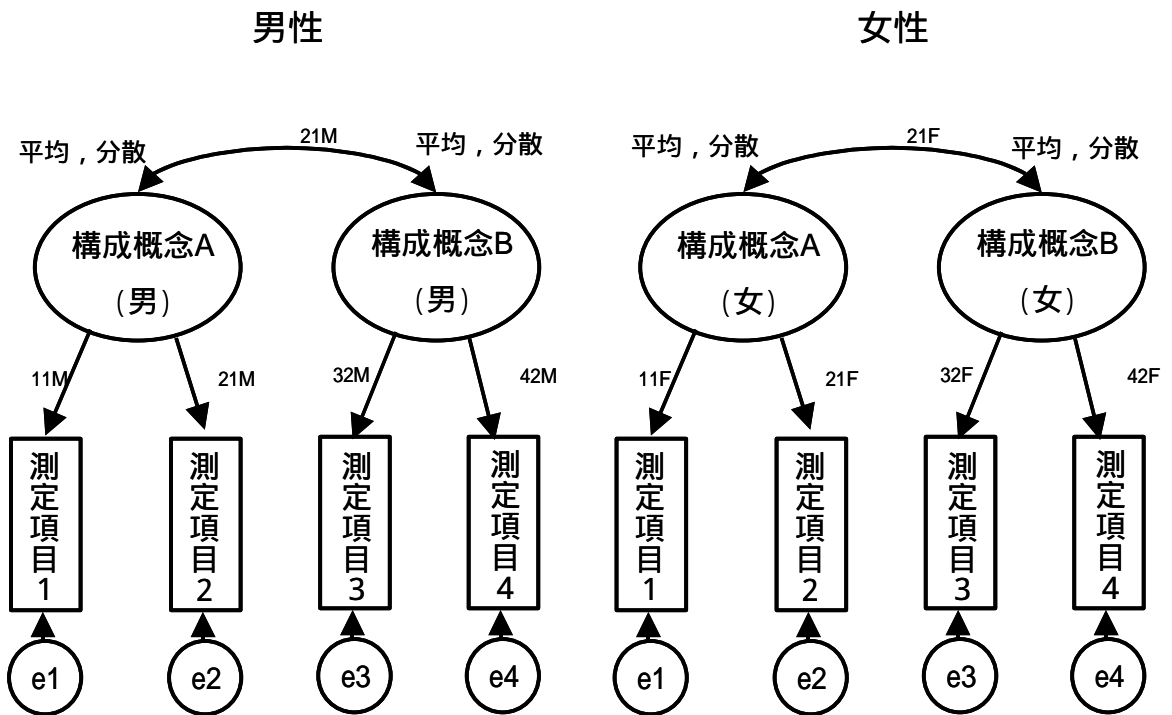


図4.4 男女間における因子平均の変化

本研究では多母集団同時分析に因子平均を導入した後者の手法を用い、対戦チーム間において、潜在変数であるサッカー技能の平均と分散（標準偏差）を比較した。

因子平均と分散を集団間で比較する場合に必要な前提がいくつかある。構造方程式モデリングの解説書等に紹介されている平均構造分析の手続きを概観した結果、共通して行われている制約が2つあった<sup>17</sup>。1つは、因子負荷量が比較集団間で等しいという制約である。図4.3の例では、 $\mu_{11} = \mu_{31}$ 、 $\mu_{21} = \mu_{41}$ 、図4.4の例では、 $\mu_{11M} = \mu_{11F}$ 、 $\mu_{21M} = \mu_{21F}$ 、 $\mu_{32M} = \mu_{32F}$ 、 $\mu_{42M} = \mu_{42F}$ という制約を意味する。これは多母集団同時分析における測定不変に相当する。潜在変数と測定項目の関係性が集団間で異なるということは潜在変数（構成概念）の質が変化していることを意味し、平均を比較する以前の問題となるからである。もう1つの前提は各観測変数の切片を集団間で等しいと課す制約である。この制約の意味は集団間で同じ測定項目を用いているのであるから集団間に平均の差異がある場合に、それは能力（因子平均）に差異があるということである<sup>18</sup>。

上述のモデルに対する制約を踏まえ、集団間の因子平均差を統計的に検定する方法が2つある。1つはワルド検定である。因子平均の原点に意味はないので、集団間で因子平均を比較したい場合には、一方の集団における因子平均をゼロに固定する。これを基準に他方の因子平均を推定し、相対的な差を推定する。推定値は「因子平均はゼロである」という帰無仮説を棄却することによ

<sup>17</sup> 平均構造分析手続きについて概観した結果を付録2に示した。

<sup>18</sup> 共分散構造モデルに平均を導入する場合、潜在変数だけではなく観測変数にも平均が導入される。因子分析モデルにおける因子（F）と測定項目（X）の関係は $X = \mu + F + e$ の測定方程式で表現される。観測変数に平均を導入するということは $X = m + F + e$ ということの意味する。このときmが切片を意味し、測定項目Xの平均値は $E[X] = m + E[F]$ のように計算できる。したがって、mを集団間で等しいとすることは、 $E[X]$ の相違を $E[F]$ （因子平均）の相違によるものであるとすることを意味している。

て有意差があると判定される。もう1つの方法はモデル比較である。1つのモデルは両集団の因子平均をゼロに固定する。他方のモデルは一方の集団の因子平均のみをゼロに固定し、他方の集団の因子平均は自由母数とする。そして両モデルのモデル適合度指標を比較して優れている方を採択する。複数の因子を持つモデルの比較では集団間において差のある因子とない因子が混在していることがある。したがって、ワルド検定とモデル比較は複合的に用いられる。ワルド検定によって有意差の検出された因子のみを自由母数とし、そのモデルの適合度が改善されることによって因子の有意差が保証される。

以上のことから、本研究では測定不変と観測変数の切片の等値制約を分析の前提とし、併せて研究目的に対応した制約をモデルに追加した。そしてワルド検定及びモデル比較を用いて因子平均の有意差を検討した。具体的な手続きの詳細は平均構造分析を適用した研究課題の方法（統計解析）の項に示した。

## 第5章 研究課題 1 - 1

### サッカー攻撃技能尺度 (Soccer Attacking Skill Scale: SASS)

#### の作成と因果構造の解明

##### 【要約】

フィールド上の選手の位置情報データからチームの攻撃技能を測定するためのサッカー攻撃技能尺度 (Soccer Attacking Skill Scale: SASS) を開発するために、SASS の信頼性及び妥当性を検証し、攻撃技能間の因果構造を解明することを目的とした。標本は 2000 年シドニーオリンピック夏季大会サッカー競技における決勝トーナメント 4 試合、計 156 の攻撃パフォーマンスであった。定性的分析及び攻撃技能を因子と仮定し構造方程式モデリングを用いて定量的に技能と測定項目の関係性を分析した結果、攻撃技能は、つくり局面におけるスペースつくり技能、しかけ局面におけるしかけ技能、くずし局面におけるくずし技能から構成され、それらの技能は攻撃局面の推移に従った逐次的な因果関係を形成していることが明らかとなった。また、攻撃技能を構成する 3 つの下位技能は、図 5.10 (後掲) に示されるようなゲームパフォーマンス尺度から測定され、これらの項目は、表 5.1 (後掲) に示される選手及びボールの位置情報から計測されることが示された。一方で、検証的因子分析モデルにおける誤差相関の値が高いことは他の因子が想定される可能性を示唆した。したがって、一般的な因子妥当性の基準を満たしているものの、さらなる検討が必要であると考えられた。

キーワード：客観性，因子妥当性，因果構造

## 第1節 目的

試合中に成就されたチームのゲームパフォーマンスを客観的に測定することを通してチームの能力を把握することは、合目的なトレーニングを構成するために必要不可欠である。しかしながら、これまでのゲームパフォーマンス分析は現象の記述に留まり、ゲームパフォーマンスの成因的視点を説明できていなかった。したがって、トレーニングプログラムに反映させるためのチームの能力評価は指導者による主観的な診断に頼るところが大きい (Hughes & Franks, 1997)。

指導者養成の観点から、チームの能力を診断するための方法は指導者や専門家だけが有する主観的な方法ではなく、客観化され、指導者の診断技術として一般化される必要がある。Hughes & Bartlett (2002)は監督やコーチなどの専門家が認識している質的な評価観点を測定できる多次元指標を開発する必要性を述べている。すなわち、ゲームパフォーマンスからチームの能力を測定する指標を開発するためには指導者や専門家が認識するゲームパフォーマンス構造を成因的視点から明確にし、各要素の因果関係性を同定することが要求される。

専門家の意見集約のための定性的分析手法にデルファイ法がある。デルファイ法は明らかにしたいことについて専門家にアンケート調査をし、その集計結果を参加した専門家にフィードバックし、再度アンケート調査をする。この手続きを数回繰り返すことにより、アンケートの意見を個々の意見の寄せ集めから集団意見へと変換させる手法である (Linstone & Turoff, 1975)。また、問題とする特性とそれに影響を及ぼしていると思われる要因との関連を整理して、魚の骨図 (Fish born diagram) に体系的にまとめる方法に特性要因分析がある (細谷, 1982; 杉山, 1988)。これらの手法に加えて指導書によって解説されて

いるゲームパフォーマンス構造を参考にすることで、指導者や専門家が認識する構造を集約し、因果関係に従った定性的な因果構造を構築することが可能となる。

定性的に構造化された因果構造を定量する尺度を構成するためには、直接測定可能な項目で表現し、尺度の信頼性と妥当性を検討する必要がある。ゲームパフォーマンス構造の各要素は成因的視点から成り立っていることから、ゲームパフォーマンスを成就するために発揮される技能であると仮定できる。技能のような直接計測することができない構成概念間の関係性を分析する多変量解析手法に構造方程式モデリングがある。各技能を構成する複数要素をゲームパフォーマンスから直接測定可能な測定項目によって構築し、構造方程式モデリングを適用することで定量的なチームの能力を測定するためのゲームパフォーマンス尺度を作成することができると考えられる。さらに各測定項目を MKS 単位で構成することでその客観性は高まる。

本研究では、サッカーゲームは攻撃と守備の2局面から構成されると仮定し、本研究課題ではサッカーの攻撃局面に着目した。試合中におけるチームの攻撃パフォーマンス成就に要求される攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度（サッカー攻撃技能尺度：Soccer Attacking Skill Scale; SASS）の信頼性と妥当性を検証し、攻撃技能を構成する下位技能の因果構造を解明することを目的とした。



## 第2節 方法

### 1) 標本

2000年シドニーオリンピック夏季大会サッカー競技における決勝トーナメントに進出した8チームの準々決勝, 計4試合における, セットプレーを除いたシュートに至る攻撃パフォーマンス, 計156であった。1チームあたりの攻撃数は $19.5 \pm 6.2$ 回であった。フィールドを3分割した時, 攻撃パフォーマンスの出現割合は, アタッキングサードが25.0%, ミドルサードが67.9%, ディフェンディングサードが7.1%であった<sup>19</sup>。

### 2) 尺度構成の手続き

シュートに至る一連の攻撃パフォーマンスは, 攻撃局面の推移に従う攻撃技能の関与の結果として成就されると仮定されることから, 攻撃パフォーマンス項目の妥当性及び攻撃技能の因果構造検証の手続きには, 1) 攻撃局面に従うパフォーマンス構造に基づいて定性的な攻撃技能の仮説構造を構成すること, 2) 攻撃パフォーマンス項目の妥当性は構成概念である因子(下位技能)と測定項目との間の関係を数理的に表現した測定方程式のモデル(検証的因子分析モデル)から検証されること(Mueller, 1996; Schutz & Gessaroli, 1993), 及び攻撃局面に従う下位技能間の因果構造を検証することが必要であると考えられる。したがって, サッカー攻撃技能尺度(SASS)の尺度構成手続き攻撃技能の因果構造の検証は以下の手順で行った。

定性的分析による測定項目の設定: デルファイ法を伴う特性要因分析を用い

---

<sup>19</sup> ゴールラインに対して平行な線を2本引くことでできる3等分されたスペースの中で, 相手ゴール方向1/3をアタッキングサード, 自陣ゴール方向1/3をディフェンディングサード, 中央をミドルサードと呼ぶ(Worthington, 1980)。

た攻撃パフォーマンスの構造化

客観性の検討：測定者間の信頼性係数（級内相関）

測定項目の選定：探索的因子分析

因子妥当性の検討：検証的因子分析

攻撃技能の因果構造の検討：構造方程式モデリングによる多重指標モデル

### 3) 攻撃パフォーマンスの仮説構造

攻撃パフォーマンスの仮説構造を構築するために、先行研究（ヒューズ，1974；大石・山中，1983；瀧井，1995；ウェイド，1973；Worthington，1980；山中，1980）から攻撃パフォーマンスを抽出した。サッカーチームの指導経験者4名によるデルファイ法（Linstone & Turoff，1975）を伴う特性要因分析（細谷，1982；杉山，1988）を用いて、攻撃局面に従うゲームパフォーマンス構造を定性的に分析し、フィッシュボーンダイアグラム（魚の骨図）に表現し、測定項目を設定した。これらの手順は複数の先行研究によって用いられた手続きであった（野崎ほか，1994；鈴木ほか，2001；高野ほか，1992；田崎ほか，1993；山田ほか，2000）。

### 4) 測定対象とした攻撃パフォーマンス

第1章第6節仮定に従い、攻撃局面はつくり局面，しかけ局面，くずし局面の3局面から構成されると仮定した。

つくり局面は、相手からボールを奪い、一つ目のパスを行い、味方選手がボールを受けた時点からボール保持者が相手チームのゴールラインに向かってディフェンダーを置き去りにする突破のドリブル，または縦パスを開始する直前

までの時点とした。しかけ局面はつくり局面の終了時点からクロス<sup>20</sup>や壁パス<sup>21</sup>などのラストパス<sup>22</sup>が蹴られる直前までの時点とした。くずし局面はラストパスが蹴られた時点からシュートを打った時点、またはシュートには至らなかったがラストパスが蹴られ、ボールが受け手に渡った時点までとした。したがって、第1章第6節仮定の中で、攻撃と仮定したプレーの中で、つくり及びしかけ局面が成立したが、くずし局面に至らない攻撃は測定対象から除外した。

## 5) 測定方法

衛星中継により放送された試合をデジタルビデオカメラレコーダー（DCR-VX2100；Sony Corporation）を用いて録画し、再生して測定した。田崎ほか（1993）、鈴木ほか（2001）の測定方法に準拠し、ビデオをゲーム局面ごとに一時停止させ、攻撃パフォーマンスを測定した。攻撃パフォーマンス測定は将来的に瀧・長谷川（1998）が開発した試合中の動画像処理技術を応用することを前提としたために、選手の位置情報から求められる距離及び人数からパフォーマンスを測定した。一方で、指導現場での活用を考慮した場合、高価な分析機器のない状況（遠征先など）において簡易に測定されることが望まれる。以上のことからビデオ映像から測定する距離及び人数を5段階の間隔尺度により構成し、各項目を測定した。この時、映像情報を元に選手の位置関係を記述する際の誤差を最小限に抑えるために、広くチームスポーツのゲーム分析に利用されてきた手法であるNotation analysis（Hughes, 1992; 1993）で使用されている競技場縮図を適用し（付録3）、競技場縮図に必要な情報を布置し、そこから距離を判断した。競技場縮図には1m<sup>2</sup>の格子が描かれており、これにより選

<sup>20</sup> フィールドのサイドからゴール前の地域へ出すパスを表す。

<sup>21</sup> 2人間のパスによる突破の手段を表す。

<sup>22</sup> シュートに至るパスを表す。

手の位置情報を布置する際の測定精度を確保できる (Grehaigine et al., 1997a). また, 尺度構成手続きで用いた分析手法の構造方程式モデリングでは4件法以上の間隔尺度水準, あるいは5件法以上のデータを用いることが望ましいとされている (Bentler & Chou, 1987; 萩生田・繁樹, 1996). 以上のことから予備調査を踏まえ, 測定項目は表 5.1 に示されるような5件法で構成された.

表5.1 攻撃パフォーマンスの測定項目

攻撃局面	測定動作	番号	測定項目	測定方法	尺度					
					1	2	3	4	5	
つくり	ディフェンスラインの背後スペースを作る	5.5	ディフェンスラインの背後スペースのギャップつくり	ディフェンスラインとキーパーとの距離	5m未満	5m以上10m未満	10m以上15m未満	15m以上20m未満	20m以上	
	ディフェンスラインのギャップを作る	5.6	ディフェンスラインのギャップつくり	相手の最終ラインとそこから引き出された相手との距離	3m未満	3m以上6m未満	6m以上9m未満	9m以上12m未満	12m以上	
	周囲のスペースを作る	5.7	周囲のスペースつくり	ボール保持者を挟みに行っている相手の人数	4人以上	3人	2人	1人	0人	
	サイドのスペースを作る	5.8	サイドのスペースつくり	ボール保持者よりも前方にいる相手とタッチラインとの距離	15m未満	15m以上20m未満	20m以上25m未満	25m以上30m未満	30m以上	
	しかけ	前方へ移動する	5.1	前方への移動	ボール保持者と受け手の距離，又は，ドリブルした距離	5m未満	5m以上10m未満	10m以上15m未満	15m以上20m未満	20m以上
		突破する	5.3	突破	ボール保持者と受け手の間にいる相手の人数，又は，ドリブルで移動した間にいる相手の人数	1人以下	2,3人	4,5人	6,7人	8人以上
		ディフェンスラインの背後スペースを作る	5.5	ディフェンスラインの背後スペースのギャップつくり	ディフェンスラインとキーパーとの距離	5m未満	5m以上10m未満	10m以上15m未満	15m以上20m未満	20m以上
		ディフェンスラインのギャップを作る	5.6	ディフェンスラインのギャップつくり	相手の最終ラインとそこから引き出された相手との距離	3m未満	3m以上6m未満	6m以上9m未満	9m以上12m未満	12m以上
くずし	前方へ移動する	5.2	前方への移動（ゴールへの接近）	ボール保持者を挟みに行っている相手の人数	4人以上	3人	2人	1人	0人	
	突破する	5.4	突破（フリーになる）	ボール保持者よりも前方にいる相手とタッチラインとの距離	15m未満	15m以上20m未満	20m以上25m未満	25m以上30m未満	30m以上	

注) 表中の番号は測定方法を示した図の番号（図5.1～図5.8）に対応している

つくり局面では、ディフェンスラインの背後のスペースづくり、ディフェンスラインのギャップづくり、周囲のスペースづくり、サイドのスペースづくりの各パフォーマンスを測定した。しかけ局面では、ディフェンスラインの背後のスペースづくり、ディフェンスラインのギャップづくり、周囲のスペースづくり、サイドのスペースづくりに加え、前方への移動、突破の各パフォーマンスを測定した。くずし局面では、前方への移動（ゴールへの接近）、突破（フリーになる<sup>23</sup>）の各パフォーマンスを測定した。ここで、攻撃をやり直すために、しかけ局面からつくり局面へ戻った場合には、最後につくり局面と確認された時点から測定した。しかけ局面においてラストパスが蹴られた場合には、しかけ局面とくずし局面が同時に成立したと仮定し、ラストパスが蹴られた時点と両局面の測定時点とした。また、相手からボールを奪った直後のシュートは測定対象から除外した。

具体的な測定方法は図 5.1 から図 5.8（pp. 100-101）に示されている。しかけ局面におけるボール保持者と受け手の距離又はボール保持者がドリブルにより前進した距離は、「前方への移動」を評価する尺度であり、5m未満から 20m以上までの 5m単位の間隔尺度により構成された。ゴールライン<sup>24</sup>に対して平行線を引いた際のボール保持者が受け手に対してパスをした位置を原点(0m)とし、受け手がボールを受けた時点におけるパスをした地点との距離を計測した（図 5.1）。ボール保持者がドリブルにより前進した場合は、ボール保持者がドリブルによる前進を終了させるまでの距離を計測した。

くずし局面におけるボール保持者と受け手の距離又はボール保持者がドリブルにより前進した距離は、「前方への移動（ゴールへの接近）」を評価する尺度

<sup>23</sup> 守備者から攻撃者が逃れる行為を表す。

<sup>24</sup> フィールドを形成する外枠の内、短い側の辺を表す。また、ゴールが接しているラインのこと。

であり、5m未満から20m以上までの5m単位の間隔尺度により構成された。ゴールの中心から5m間隔の同心円状の弧を描き、しかけ局面のこれと同様に計測した(図5.2)。

しかけ局面におけるボール保持者と受け手の間にいる相手の人数又はボール保持者がドリブルにより移動した間にいる相手の人数は、「突破」を評価する尺度であり、1人以下から8人以上までの2人単位の間隔尺度により構成された。ボール保持者の位置にゴールラインに対して平行線を引き、受け手がボールを受けた位置に同様の平行線を引いた際の、両者の間にいる相手の人数を計測した(図5.3)。ボール保持者がドリブルにより前進した場合は、ボール保持者がドリブルによる前進を終了させるまでに、その間にいた相手の人数を計測した。

くずし局面におけるボール保持者よりもゴールに近い相手の人数は、「突破(フリーになる)」を評価する尺度であり、1人以下から8人以上までの2人単位の間隔尺度により構成された。受け手がボールを受けた位置にゴールラインに対して平行線を引き、ゴールラインとその間にいる相手の人数(ゴールキーパーは除く)を計測した(図5.4)。ボール保持者がドリブルにより前進した場合は、ボール保持者がドリブルによる前進を終了させた位置とゴールラインの間にいる相手の人数を計測した。

ディフェンスラインとゴールキーパーとの距離は、つくり局面及びしかけ局面における「ディフェンスラインの背後のスペースづくり」を評価する尺度であり、5m未満から20m以上までの5m単位の間隔尺度により構成された。相手チームの最後尾にいる選手にゴールラインに対して平行な線を引き、ゴールキーパーに同様の平行線を引いた際の、両者間の距離を計測した(図5.5)。つくり局面及びしかけ局面の開始時点と測定時点とした。

相手の最終ラインとそこから引き出された相手選手との距離は、つくり局面

及びしかけ局面における「ディフェンスラインのギャップづくり」を評価する尺度である。すなわち、パスを出されたことによってディフェンスラインをくずして前方の相手選手にアプローチする選手の移動距離であり、3m未満から12m以上までの3m単位の間隔尺度により構成された。フィールドプレーヤーの最後尾に位置する選手にゴールラインに対して平行に引いた線を原点(0m)とし、その選手以外にディフェンスラインを形成する選手に同様な平行線を引いた際に、最も離れている選手との間の距離を計測した(図 5.6)。測定時点は、づくり局面及びしかけ局面におけるパスを受けた時点、またはドリブルによる前進が終了した時点とした。

ボール保持者を挟みに行っている相手選手の人数は、づくり局面及びしかけ局面における「周囲のスペースづくり」を評価する尺度であり、4人以上から0人までの1人単位の間隔尺度により構成された。ヒューズ(1974, p. 29)が、「相手から5~10ヤード(4.6m~9.1m)も離れては相手にプレッシャーをかけることは不可能である。」と述べていることから、ボール保持者自身がディフェンスプレッシャーを感じずに周囲にスペースがあると認知できる距離は、少なくとも5ヤード以上必要であると考えられる。したがって、本研究課題ではボール保持者の5m以内にいる相手の人数を計測した(図 5.7)。測定時点はづくり局面及びしかけ局面の開始時点とした。

ボール保持者よりも前方にいる相手とタッチライン<sup>25</sup>との距離は、づくり局面及びしかけ局面における「サイドのスペースづくり」を評価する尺度であり、15m未満から30m以上の5m単位の間隔尺度により構成された。タッチラインを原点(0m)とした際に、ボール保持者よりも前方に位置し、最もタッチラインに近い両側選手の中で、遠い側の選手との距離を計測した(図 5.8)。測定時

<sup>25</sup> フィールドを形成する外枠の内、ゴールが接していない長い側の辺を表す。



点はつくり局面及びしかけ局面の開始時点とした。

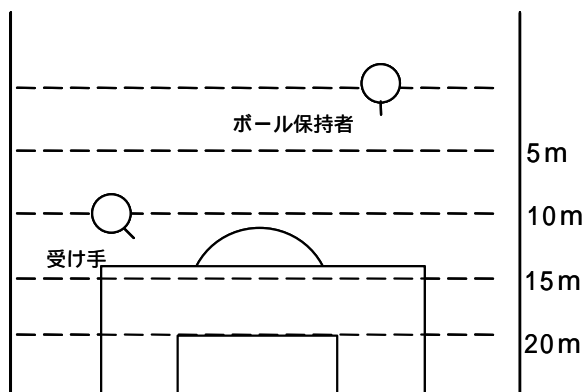


図5.1しかけ局面におけるボール保持者と受け手の距離，又はドリブルした距離  
(5m未満,5m以上10m未満,10m以上15m未満,15m以上20m未満,20m以上)

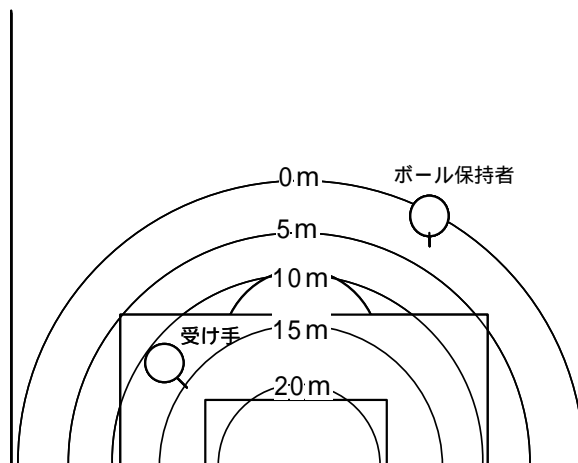


図5.2くずし局面におけるボール保持者と受け手の距離，又はドリブルした距離  
(5m未満,5m以上10m未満,10m以上15m未満,15m以上20m未満,20m以上)

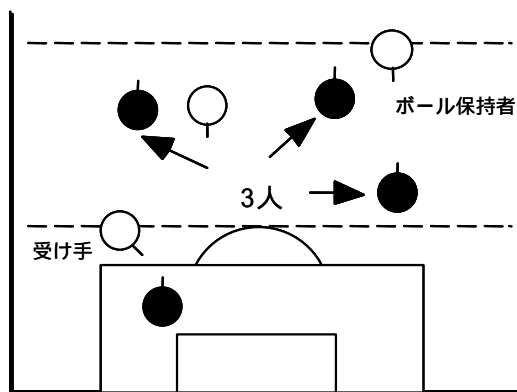


図5.3しかけ局面におけるボール保持者と受け手の間にいる相手の人数，又はドリブルで移動した間にいる相手の人数  
(1人以下,2・3人,4・5人,6・7人,8人以上)

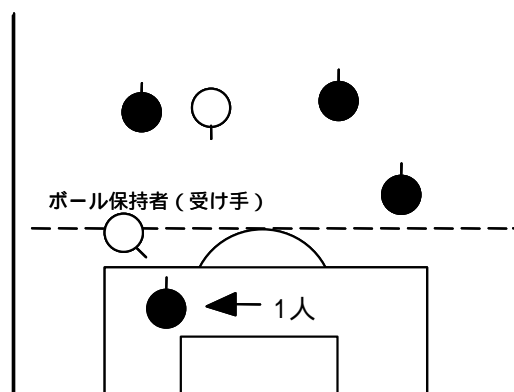


図5.4くずし局面におけるボール保持者よりもゴールに近い相手の人数  
(8人以上,6・7人,5・4人,3・2人,1人以下)

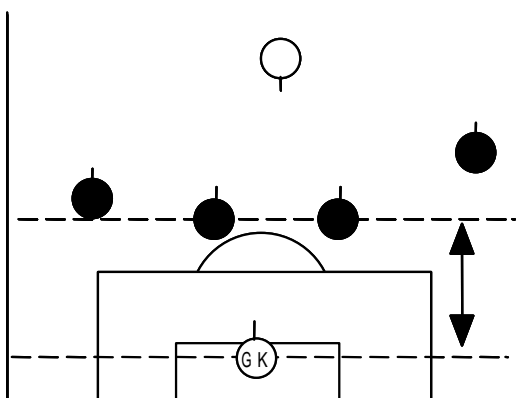


図5.5ディフェンスラインとキーパーとの距離  
 (5m未満,5m以上10m未満,10m以上15m未満,15m以上20m未満,20m以上)

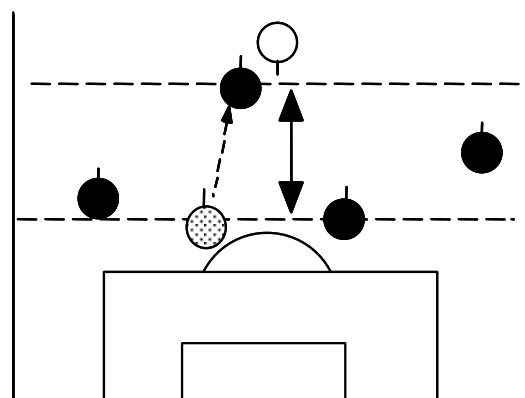


図5.6相手の最終ラインとそこから引き出された相手との距離  
 (3m未満,3m以上6m未満,6m以上9m未満,9m以上12m未満,12m以上)

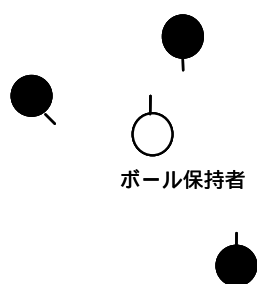


図5.7ボール保持者を挟みに行っている相手の人数  
 (4人以上,3人,2人,1人,0人)

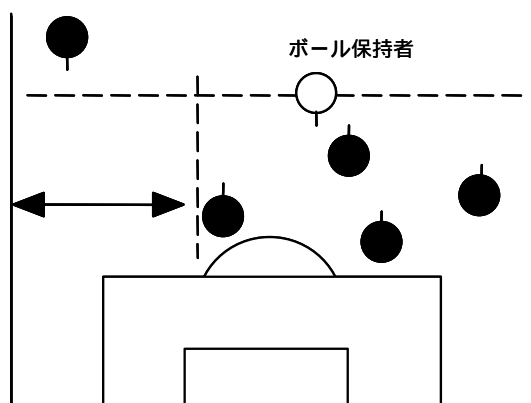


図5.8ボール保持者よりも前方にいる相手とタッチラインとの距離  
 (15m未満,15m以上20m未満,20m以上25m未満,25m以上30m未満,30m以上)

## 6) 統計解析方法

### 客観性

測定項目の客観性の検討を行うために級内相関係数を算出した。標本の一部である日本対アメリカ戦における前半45分間に出現した日本及びアメリカ両チームの攻撃パフォーマンス、計29回を標本とした。測定者は3名であった。測定はビデオ映像の一時停止及び再生を繰り返す作業であることから、それぞれ個別に測定を行った。具体的な計算方法は第3章第1節に示した通りであった。

### 探索的因子分析

実用的には利便性を考慮し、小数項目で尺度を構成する必要がある。しかけるパフォーマンスとくずすパフォーマンスを測定する項目はそれぞれ2項目であり、内容妥当性を確保するために、これ以上選定することはできないと判断された。したがって、スペースをつくるパフォーマンスを測定する8項目に対して測定値における全分散の説明率が高い項目を選定するために探索的因子分析を行った。8項目に対して、主因子法を用いて固有値1以上を説明する因子を抽出し、斜交プロマックス回転を施した(柳井ほか, 1990)。得られた第1因子に高い因子負荷量を示す測定項目群、あるいは各因子に最も高い因子負荷量を示す測定項目群の内、クロンバックの係数を基に、内的一貫性の高い測定項目群を採用した。

攻撃局面に従うパフォーマンス発揮に要求される攻撃技能はいくつかの下位技能から構成され、下位技能間には攻撃局面の推移に起因する因果関係に基づく相関関係があることが想定されることから、因子回転には因子間に相関を仮定する斜交回転を用いた(柳井, 1994; 柳井ほか, 1990)。

### 検証的因子分析

攻撃パフォーマンスの仮説構造及び探索的因子分析結果に基づいて検証的因子分析モデルを構成し、因子（下位技能）から測定項目へのパス係数（因子負荷量）に言及して、測定項目の因子妥当性を検討した。

### 構造方程式モデリング

検証的因子分析の結果に基づいて攻撃局面に従う因果関係について多重指標モデルを用いて構成した。攻撃局面の推移に従い、つくり局面ではスペースつくり技能、しかけ局面ではしかけ技能、くずし局面ではくずし技能が関与していると仮定した。

統計解析には、Windows 版 SPSS 11.5 J (SPSS, Chicago, IL)及び Amos 5.0 J(SmallWaters, Chicago, IL)を使用した。すべての統計的仮説検定における有意水準は  $\alpha = 0.05$  とした。これ以降の研究課題を通じて、統計的仮説検定における有意水準は同様であった。

### 第3節 結果

#### 1) 攻撃パフォーマンスの構造

図 5.9 は、デルファイ法を伴う特性要因分析の結果得られた攻撃パフォーマンスの定性的因果構造を示している。

攻撃局面におけるパフォーマンスは、スペースをつくる、しかける、くずすに大別された。「スペースをつくる」は、つくり局面及びしかけ局面におけるディフェンスラインの背後のスペースをつくる、サイドのスペースをつくる、周囲のスペースをつくる、そして相手ディフェンスラインのギャップをつくるから構成されていた。「しかける」は、しかけ局面における突破する、及び前方へ移動するから構成されていた。「くずす」は、くずし局面における突破する（フリーになる）、及び前方へ移動する（ゴールへの接近）から構成されていた。

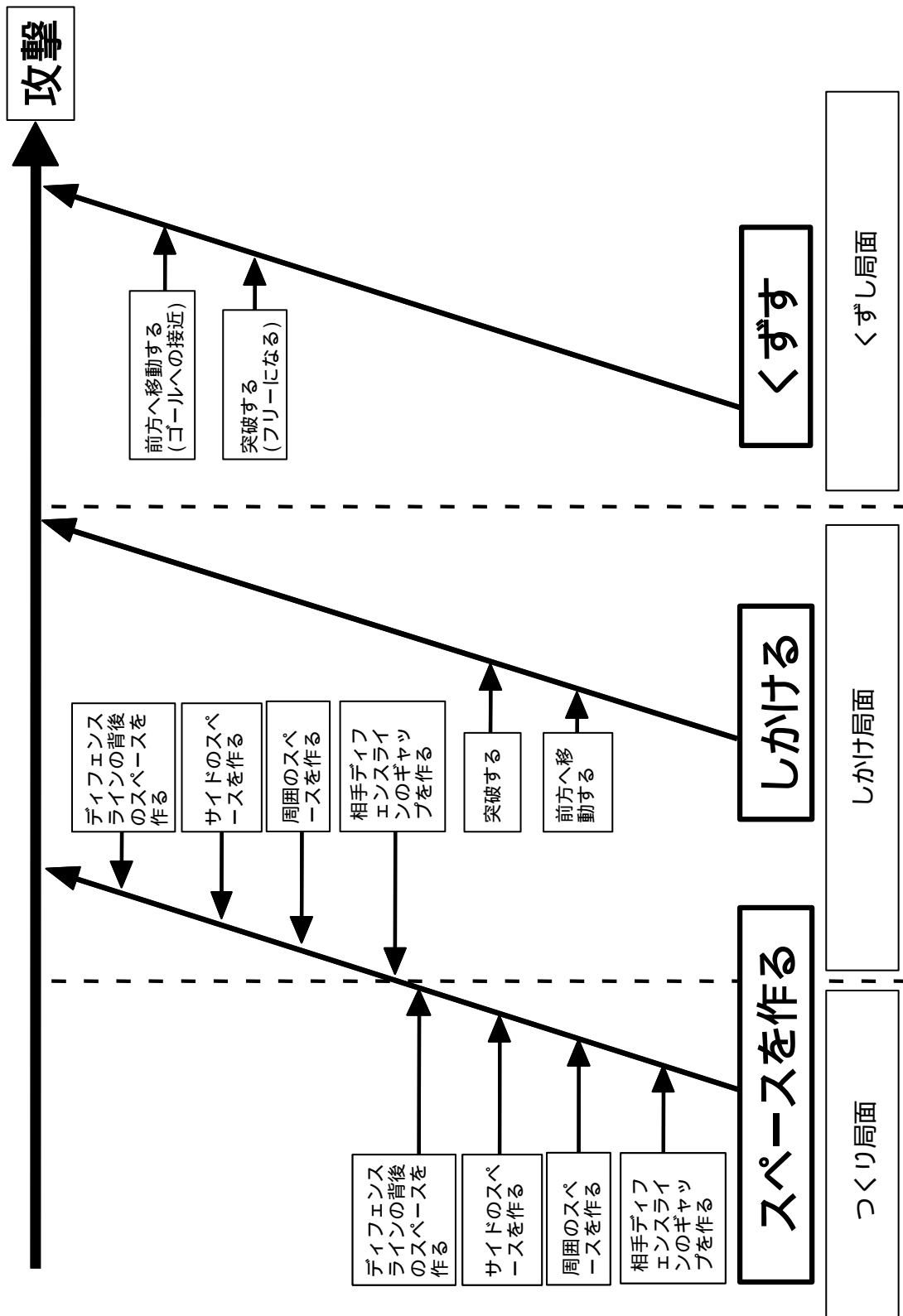


図5.9 攻撃パフォーマンスの構造

## 2) 標本の正規性

表 5.2 は分析に用いた測定項目の記述統計量を示している。各項目の分布について、尖度が-1.45 から-.07, 歪度が-.56 から 1.00 であり, 極端な正規分布からの逸脱は認められなかった。

表5.2 測定項目の記述統計量

攻撃局面	測定項目	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度
つくり	ディフェンスラインの背後のスペースづくり	2.89 ± 1.26	-.88	.23
	ディフェンスラインのギャップづくり	2.63 ± 1.30	-.70	.52
	周囲のスペースづくり	3.70 ± 1.07	-.32	-.56
	サイドのスペースづくり	2.89 ± 1.01	-.23	.49
しかけ	前方への移動	2.79 ± 1.52	-1.45	.24
	突破	3.13 ± 1.33	-1.18	-.09
	ディフェンスラインの背後のスペースづくり	2.06 ± 1.13	.23	1.00
	ディフェンスラインのギャップづくり	2.62 ± 1.27	-.66	.59
	周囲のスペースづくり	3.33 ± 1.04	-.30	-.39
	サイドのスペースづくり	3.23 ± 1.00	-.44	.22
くずし	前方への移動 (ゴールへの接近)	2.04 ± 1.31	-.07	1.08
	突破 (フリーになる)	3.53 ± 1.41	-1.05	-.55

## 3) 客観性

表 5.3 に示されるように、級内相関係数はすべての項目において、.85 から.99 の高い値であった。

表5.3 測定項目の客観性

攻撃局面	測定項目	級内相関係数
つくり	ディフェンスラインの背後のスペースづくり	.91
	ディフェンスラインのギャップづくり	.93
	周囲のスペースづくり	.91
	サイドのスペースづくり	.85
しかけ	前方への移動	.99
	突破	.93
	ディフェンスラインの背後のスペースづくり	.97
	ディフェンスラインのギャップづくり	.90
	周囲のスペースづくり	.86
	サイドのスペースづくり	.93
くずし	前方への移動 (ゴールへの接近)	.96
	突破(フリーになる)	.91



## 4) スペースをつくるパフォーマンスの因子構造

探索的因子分析をスペースをつくるパフォーマンスを測定する 8 項目に対して行った結果、全分散の 66.2%を説明する 3 因子が抽出された(表 5.4)。得られた因子負荷量は全体的に単純構造を示した。第 1 因子にのみ高い因子負荷量を示した 4 項目と各因子に最も高い因子負荷量を示した 3 項目において、それぞれ係数を算出した結果、第 1 因子にのみ高い因子負荷量を示した 4 項目が 0.71、各因子に最も高い因子負荷量を示した 3 項目が-.03 であったことから、つくり局面及びしかけ局面のディフェンスラインの背後のスペースづくり、ディフェンスラインのギャップづくりの 4 項目をスペースをつくるパフォーマンスを測定する項目として採用した。また、攻撃パフォーマンスの仮説構造に従って、しかけるパフォーマンスを測定する項目に、しかけ局面の前方への移動、突破の 2 項目、くずすパフォーマンスを測定する項目に、くずし局面の前方への移動(ゴールへの接近)、突破(フリーになる)の 2 項目を仮定し、検証的因子分析モデルを構成した。

表5.4 スペースづくりの探索的因子分析：因子パターン行列

攻撃局面	測定動作	F1	F2	F3	共通性
つくり	DFのギャップづくり	.79	-.07	-.20	.59
つくり	DFの背後のスペースづくり	.76	.01	.22	.65
しかけ	DFのギャップづくり	.73	-.09	-.33	.63
しかけ	DFの背後のスペースづくり	.64	.18	.37	.66
つくり	サイドのスペースづくり	.01	.89	-.08	.76
しかけ	サイドのスペースづくり	-.07	.88	-.07	.80
つくり	周囲のスペースづくり	-.02	-.06	.80	.64
しかけ	周囲のスペースづくり	-.08	-.09	.75	.56

## 因子相関行列

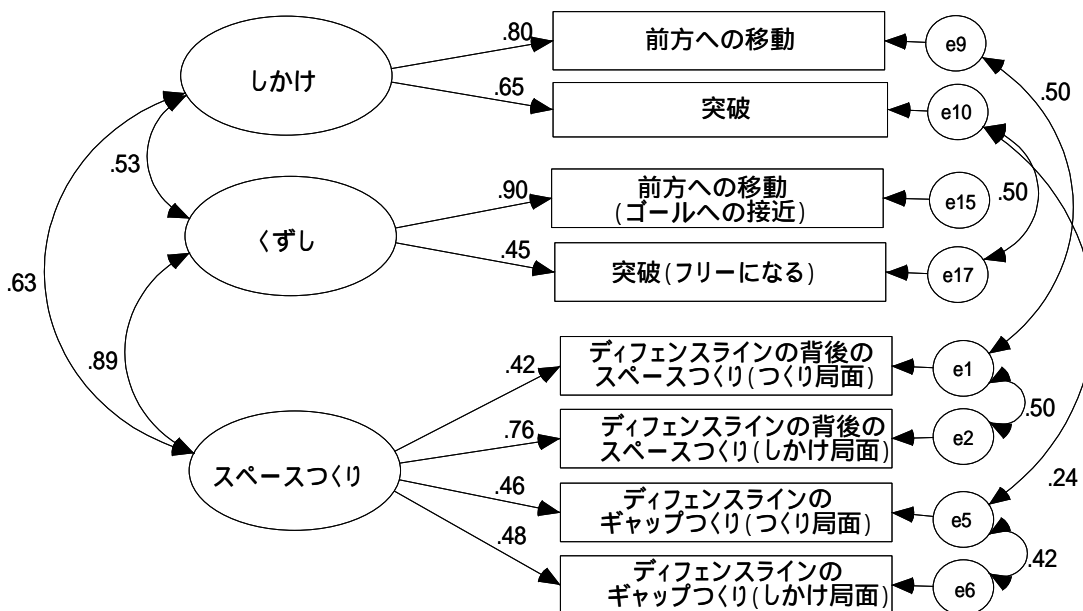
	F1	F2
F2	.12	
F3	.10	.02

因子抽出法：主因子法，回転法：斜交プロマックス。

DF：ディフェンスライン

5) 攻撃技能の因子構造

構造方程式モデリングの母数推定に最尤推定法を用いるための前提条件のひとつに多変量正規分布がある。多変量正規分布の指標である Mardia の多変量尖度は.14 (C. R. = .07,  $p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。図 5.10 は検証的因子分析の標準解を示している。初期モデルに対して修正指標により誤差変数間の共分散を仮定することでカイ 2 乗値が有意な減少を示すものの中で、内容的に解釈可能であり有意性の確認された共分散(相関)を追加したモデルを最終モデルとした。モデルの適合度指標はいずれも高い適合度を示し、モデルは良好であると判定された。因子(下位技能)から測定項目へ向かうパス係数(因子負荷量)は、0.42 から 0.90 の間の中等度から高い値が得られた。下位技能間の相関係数は、0.53 から 0.89 であった。

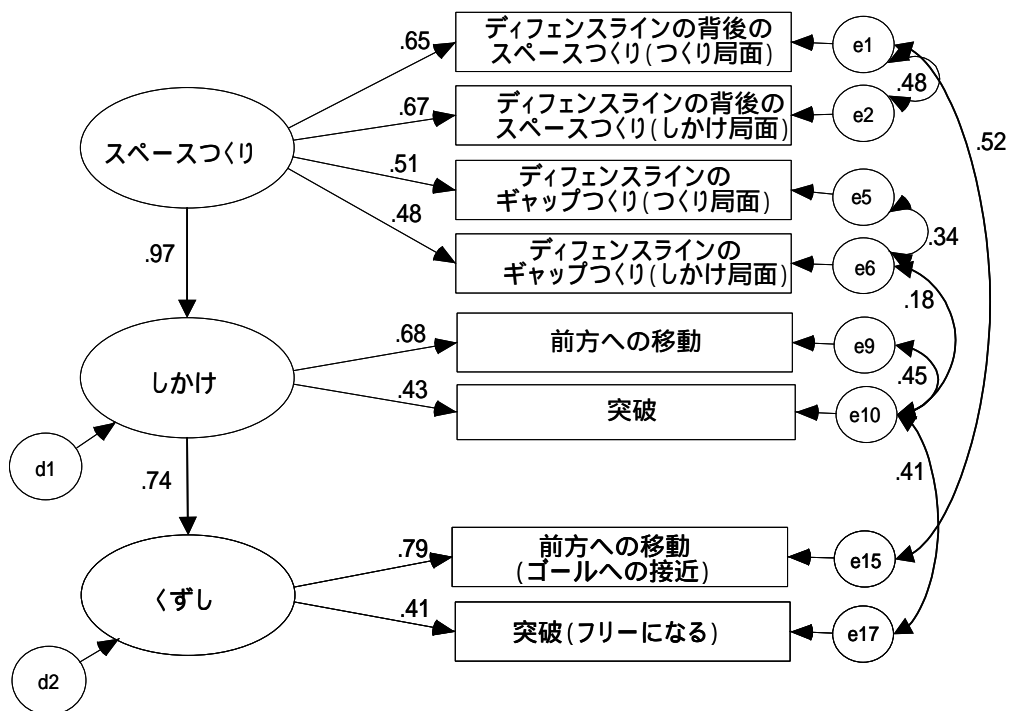


$\chi^2 = 14.713, p = .258 (df = 12)$  GFI = .987 AGFI = .962 NFI = .958  
 CFI = .992 TLI = .981 AIC = 62.713 RMSEA = .038 (90%信頼区間 = .000-.095)  
 注) パス図中の係数はすべて有意 ( $p < .05$ )

図5.10 攻撃技能の検証的因子分析

6) 攻撃技能の因果構造

図 5.11 は多重指標モデルによる攻撃局面に従う下位技能間の因果構造モデルの標準解を示している。検証的因子分析と同様に修正指標，内容妥当性を満たす誤差変数間の共分散（相関）を初期モデルに対して追加し，最終モデルとした。モデルの適合度指標は，いずれも高い適合度を示し，モデルは良好であると判定された。パス係数は，スペースづくり技能 しかけ技能間で.97，しかけ技能 くずし技能間で.74であった。



$\chi^2 = 18.508, p = .101 (df = 12) GFI = .984 AGFI = .952 NFI = .948$   
 $CFI = .980 TLI = .953 AIC = 66.508 RMSEA = .059 (90\% \text{信頼区間} = .000-.109)$   
 注)パス図中の係数はすべて有意 ( $p < .05$ )

図5.11 攻撃技能の因果構造

## 第4節 考察

### 1) 攻撃技能尺度

デルファイ法を伴う特性要因分析の結果，サッカーの攻撃局面に従うパフォーマンスの定性的因果構造が得られ（図 5.9），12 の攻撃パフォーマンス項目が設定された．

サッカーの攻撃局面に要求される攻撃技能と，それが発揮されたゲームパフォーマンスの間の実証し，尺度を構成する立場では，測定項目を設定するために準拠する定性的な構成概念の構造が必要不可欠である．例えば，体力構造と体力要素（下位領域）に対応する体力測定項目などである．文献研究だけでは攻撃局面におけるパフォーマンス構造について必要な情報が得られなかったため，デルファイ法を伴う特性要因分析を用いて攻撃局面におけるパフォーマンスを定性的に構造化した．デルファイ法は専門家の認識，意見，将来予測などを定性的に集約する技法であり，尺度構成手続きにおいてデルファイ法を適用することは，複数のサッカー専門家（指導者）が認識している攻撃局面におけるパフォーマンスを定性的に攻撃局面の因果関係に従って集約することを可能にする．同様に，尺度構成手続きにおいて特性要因分析を適用することが，特性要因図（魚の骨図）を用いて定性的に捉えた因果関係に従って構成概念間の因果構造を表現することを可能にする．デルファイ法と特性要因分析を併用することで，専門家の帰納的推論を経て，内容妥当性，構成内容の論理的整合性を確保した上で，構成概念を定性的に構造化することが可能となり，図 5.9 に示されるように，サッカーの攻撃局面に従ったパフォーマンスの定性的な構造を構築することが可能となった．このように，測定対象の構成概念の定性的構造が明示されていない場合には，尺度構成手続きの第 1 ステップとして，

デルファイ法を伴う特性要因分析を用いることが有用であると考えられる。

近年の動画解析技術の発展により、ゲーム中の選手間の距離及びある一定地域内に存在する選手数に関する情報は、ゲーム画像から即時的に自動計測することが可能である。本研究課題では、動画自動解析技術(瀧・長谷川,1998)を応用することを前提として、ビデオ映像から選手の位置情報を競技場縮図にプロットし、ゲーム中の選手間の距離や人数から5件法間隔尺度12項目を用いて攻撃パフォーマンスを測定した。観察によりゲームパフォーマンスを測定する立場では、測定者間の信頼性である客観性の検討が必要である。3名の測定者における級内相関係数はすべての項目において.85以上の高い値を示した(表5.3)。しかし、動画解析技術を用いた場合には、この尺度にとって客観性の概念は考慮する必要がなくなる。

フィールドから測定されるデータは誤差を含んでいるため、尺度構成において、テストの信頼性、妥当性を重要視するのが一般的である。サッカーの攻撃技能をゲームパフォーマンスから測定しようとする立場では、繰り返し測定が不可能であるために再テスト法による信頼性が検証できない。また、測定対象が構成概念である場合には、因子構造によって測定項目の妥当性を検証する必要がある。因子構造は因子分析によって求められるものの、探索的因子分析では測定項目に対する誤差に関する分散を測定誤差の分散と因子では説明できない独自性の分散に分離できないため、測定項目の高い信頼性を確保する必要がある。一方、構造方程式モデリングを用いた因子分析モデルでは、誤差同士の共分散(相関)をモデルに組み込むことによって測定項目に対する誤差の情報を詳細に検討することができる。

検証的因子分析の結果、すべての測定項目において中等度以上のパス係数が得られた(図5.10)。初期モデルに対して追加された共分散(相関)は5つであ

った。修正指標の値から新しいパスや共分散（相関）を導入するときは、それらに充分意味があり、解釈ができることが条件である（Cote, 2001; 狩野・三浦, 2002, p. 175）。e10 - e17, e1 - e2, e5 - e6 はそれぞれ突破、スペースづくり、ギャップづくりに関わる測定項目の誤差であると考えられる。e1 - e9, e5 - e10 は、現代サッカーの特徴であるコンパクトフィールドによる守備とシンプルに少ないパス数でゴールを目指すダイレクトプレーが本研究課題で用いたデータに表れたものと考えられる。モデルの適合性を評価する指標であるモデル適合度指標は、一般的に GFI, AGFI, NFI, CFI は、.95 以上であるときに適合性が高く、受容できるモデルであると判断され、RMSEA は.05 以下である場合に適合度が高いと判断される。図 5.10 では、GFI, AGFI, NFI, CFI が.90 以上、RMSEA が.05 以下といずれも高い適合度を示したことから、攻撃局面におけるパフォーマンスを測定する 8 項目が統計的に妥当であることが確認された。しかし、誤差変数間の共分散（相関）の中で下位技能と測定項目間のパス係数よりも高い値を示した項目があった。これらは特に測定方法が類似した項目に表れている。尺度構成の手順に多特性・多方法行列 (Multitrait-multimethod matrix: MTMM 行列) を用いて、弁別妥当性 (Discriminant validity) と収束妥当性 (Convergent validity) を検証する方法がある (Campbell & Fiske, 1959)。多特性・多方法行列とは、2 つ以上の特性を 2 種類以上の方法で測定したときの各測定値間の相関行列であり、構造方程式モデリングでは、特性と方法をそれぞれ潜在変数 (因子) に設定することで分析を行う。本研究課題においても、攻撃技能を測定する尺度を作成する立場では、スペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能の特性 (因子) だけでなく、測定方法 (因子) を仮定することで、多面的な妥当性の検討ができるものと推察された。しかしながら、本研究課題では 3 因子 (下位技能) 8 項目のモデルであることから、因子とパスを追

加することは推定しなければならない母数を増加させ、解の不安定性を招く。また、Marsh & Grayson (1995)や Marsh et al. (1992)は MTMM 行列を特性と方法をそれぞれ潜在変数(因子)に設定することで分析を行う場合には 250 以上の標本数を推奨し、測定項目が 9 項目を下回るようなモデルでは解が安定しないことを報告している(Marsh & Bailey, 1991)。したがって、今回のケースでは測定方法に関連する要因を因子と仮定せずに同一測定項目同士の誤差相関として表現することで同一測定項目であることによる見せかけの相関を取り除いた真の因子(下位技能)と測定項目の関係性の程度を示すことができていると判断した。

以上のことから、サッカーの試合中に発揮される攻撃技能は、攻撃局面の因果関係に基づく論理的整合性、内容妥当性を満たすスペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能の 3 つの下位領域から構成されており、これらを測定するゲームパフォーマンス尺度は客観性、因子妥当性が高いことが明らかとなった。一方で、誤差相関の値が高いことは他の因子が想定される可能性を示唆した。したがって、一般的な因子妥当性の基準を満たしているものの、さらなる検討が必要と考えられる。

## 2) 攻撃技能の因果構造

構造方程式モデリングを適用することにより、攻撃局面に従って発揮される攻撃技能間の因果関係を検証することができる。構造方程式モデリングにおいて構成概念間の因果関係を検討するための代表的なモデルが多重指標モデルである。多重指標モデルは構成概念間の回帰分析モデルであり、回帰分析では区別できない独立変数の測定誤差、従属変数の測定誤差、構成概念間の因果関係を記述するための誤差を区別して扱うことが可能である。したがって、攻撃局

面におけるパフォーマンスから攻撃技能を推定し、攻撃技能間の因果関係を明らかにするためには、構造方程式モデリングによる多重指標モデルを用いることが望ましいと考えられる。サッカーの攻撃局面に従う攻撃技能間の多重指標モデルは、すべての測定項目において中等度以上のパス係数が得られた(図 5.11)。モデル適合度指標は、GFI、AGFI、NFI、CFI が.95 以上と高い適合度を示した。RMSEA は.059 と.05 以下の基準に至らなかったものの、MacCallum et al.(1996)によると.06 から.08 は「mediocre fit」であるとしている。したがって、Bollen & Long (1993) が 1 つの指標だけから適合度の判定を下すのではなく、総合的に判断する必要があると提案していることを踏まえると、他の適合度指標が判定基準を満たしていることから、仮説された多重指標モデルは統計的に妥当であることを示したといえる。

以上のことから、下位技能を因子に持つ攻撃技能の構造は攻撃局面の推移に従った逐次的因果構造であり、つくり局面ではスペースつくりに関する技能が関与し、しかけ局面ではしかけに関する技能が関与し、くずし局面ではくずしに関する技能が関与していることが確認された。一方で、仮説に想定していない誤差相関が多いことから、その関連性が標本に依存したものか、あるいは一般的な因果構造の中心的役割を担うものかを、次の課題において検討する必要があると考えられる。

本研究課題において得られた攻撃技能の因果関係に関する解釈について、スペースつくり技能からしかけ技能へのパス係数が.97、しかけ技能からくずし技能へのパス係数が.74 と高い値を示した。スペースつくりを説明する観測変数はディフェンスラインの後方のスペースが広い場合に高い値を示す。また、しかけ技能はロングボールなどにより前方へ移動し、前方移動により相手ディフェンダーを追い越すほど高い値を示す。くずし技能は、ボール保持者がゴールへ



近づき、相手ゴール方向にいる相手選手数が少ない状況になるほど高い値を示す。このような状況を作りだすには、ディフェンスラインの後方のスペースを作り、そのスペースへロングボールなどによりボールを配球することが効果的であることを示していると判断された。

## 第5節 結論

本研究課題では攻撃局面に着目し、試合中におけるチームの攻撃パフォーマンス成就に要求される攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度（サッカー攻撃技能尺度：SASS）の信頼性と妥当性を検証すること、及び攻撃技能を構成する下位技能の因果構造を解明することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) サッカーの試合中に発揮される攻撃技能は、攻撃局面の因果関係に基づく論理的整合性、内容妥当性を満たすスペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能の3つの下位技能から構成されており、これらを測定するゲームパフォーマンス尺度は客観性、因子妥当性が高い。
- 2) 下位技能を因子に持つ攻撃技能の構造は攻撃局面の推移に従った因果構造であり、スペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能が逐次的因果関係を有する。

## 第6章 研究課題 1 - 2

## サッカー攻撃技能尺度(SASS)の交差妥当性と因果構造の再現性

## 【要約】

SASSの交差妥当性と攻撃技能の因果構造の再現性を検証することを目的とした。標本は研究課題1-1で用いた標本に加え、2002 FIFA World Cup Korea/Japan™決勝戦、第27回総理大臣杯全日本大学サッカートーナメント決勝戦、第18回日本クラブユースサッカー選手権(U-15: 15歳以下)大会決勝戦から得られた282回の攻撃パフォーマンスであった。検証的因子分析モデルおよび因果構造モデルを研究課題1-1で得られたモデルと比較した結果、誤差相関を除き、因子及び測定項目の関係が等しいモデルが採択された。また、多母集団同時分析の結果、因子及び測定項目の関係の強さが標本間で等しいモデルが採択されたものの、因子間の関係の強さに差異が認められた。したがって、尺度利用の一般化に必要な測定の不変性を満たすことが示されたが、SASSが測定する技能の内、しかけ技能とくずし技能を測定する項目が2項目しかないことから、群間比較におけるSASSの利用の際には因子と測定項目の関係だけでなく、因子間の関係性も等しいという仮定を満たすことが、正確な技能比較のために必要となることが示唆された。また、攻撃技能の因果構造は攻撃局面に従った逐次的因果関係を形成しており、下位技能間の関係の強さと3技能では説明できない他の要因間の関係性は標本の特徴に依存して変化することが推察されたが、その影響の程度は技能間の関係性よりも低い値であったことから、主要となる攻撃技能の因果構造は再現性が高いと判断された。

キーワード：交差妥当性，再現性

## 第1節 目的

研究課題 1 - 1 において、サッカーのゲームパフォーマンスから直接的に攻撃技能を評価するためのサッカー攻撃技能尺度 (Soccer Attacking Skill Scale : SASS) を作成し、その因子妥当性を検討した。その結果、攻撃局面に従う 3 技能を説明する 8 つの測定項目の妥当性が確認された。

Messick (1989) はテストの妥当性を確かめるために、複数の証拠を集めることを推奨している。SASS は様々な年代集団に対して適用することを念頭において作成されている。特に、ジュニアユース年代では勝敗よりも育成に主眼をおいた指導が行われる。したがって、この年代集団の攻撃技能を客観的に評価できることが SASS に求められる。研究課題 1 - 1 ではオリンピック出場チームに対して SASS を適用し、その標本の範囲内で結論が一般化された。そのためにジュニアユース年代や他の集団に対する適用可能性を検討する必要がある。

構造方程式モデリングを用いて検証された測定項目の妥当性は交差妥当化によって強調される (Cudeck & Browne, 1983)。特に、仮説モデルに対する修正が行われた場合、修正されたモデルは、その修正が分析に用いた標本に依存した (data driven) 修正か、あるいは一般的に解釈可能な修正であるかを判断する必要がある、異なる標本を用いて交差検証を行うことで結果の一般化が可能となる (Cudeck & Browne, 1983)。これまでの典型的な因子分析における交差検証の手続きは、異なる標本を用いて再分析を行った際に、因子が抽出された数、因子と測定項目の関係の類似性を視覚的に判断する方法が行われていた。この方法を Bentler (1980) は「loose cross-validation」として紹介していることから分かるように、直接的な比較に対する統計的判断基準がなく、交差検証の手続きとして厳密ではない。構成概念を測定項目の線形結合として得点化し

群間比較などを行う場合に、群間で因子負荷量が異なるということは、得点化する際の推定式が異なることを意味し、異なる推定式から得られた値では比較することができない。MacCallum et al. (1994) は多母集団同時分析を用いて統計的基準に基づいた交差検証の手続きを示し、視覚的にモデルの再現性を確認する loose cross-validation 水準からすべての推定値が群間で等しい Tight cross-validation 水準までの検討方法を紹介した。この手続きを適用することで厳密な交差妥当性を検討することができる。

次に、SASS の交差妥当性を検証することと同時に、研究課題 1 - 1 において SASS を用いて検証した攻撃技能の因果構造についても同様に因果構造の再現性を検証する必要がある。

そこで本研究課題では、構造方程式モデリングにおける多母集団同時分析を適用し、1) SASS の交差妥当性、2) 攻撃技能の因果構造の再現性を検証することを目的とした。

## 第2節 方法

### 1) 標本

対象にした試合は、研究課題 1 - 1 で用いられた試合に加えて、2002 FIFA World Cup Korea/Japan™決勝戦のブラジル代表チーム(ブラジル)対ドイツ代表チーム(ドイツ)、第 27 回総理大臣杯全日本大学サッカートーナメント決勝戦の駒沢大学(駒沢大)対阪南大学(阪南大)、第 18 回日本クラブユースサッカー選手権(U-15)大会決勝戦FC東京U-15(FC東京)対ジェフユナイテッド市原ジュニアユース舞浜(JEF市原)であった。分析に用いたデータは研究課題 1 - 1 で用いた 156 回の攻撃パフォーマンスと新たに収集した 126 回の攻撃パフォーマンスの計 282 であった。新たに収集された標本に占める各チームの攻撃パフォーマンスの割合は、ブラジルが 15.9%(20 回)、ドイツが 24.6%(31 回)、駒沢大が 18.3%(23 回)、阪南大が 14.3%(18 回)、FC東京が 18.3%(23 回)、JEF市原が 8.7%(11 回)であった。フィールドを 3 分割した時、攻撃パフォーマンスの出現割合は、アタッキングサードが 44.4%、ミドルサードが 46.8%、ディフェンディングサードが 8.7%であった。なお、各試合の結果は、ブラジル対ドイツ(2対0)、駒沢大対阪南大(1対1)、FC東京対JEF市原(1対0)、であった。

### 2) データ収集

新たに分析に用いられたのは 2002 年 6 月 30 日に Communication Satellite (CS)を用いてデジタル放送された映像、及び 2003 年 7 月 13 日(場所:長居スタジアム)と、2003 年 8 月 17 日(場所:Jヴィレッジ・スタジアム)にデジタルビデオカメラレコーダー(DCR-VX2100; Sony Corporation)を用いて録画され

た映像であった。映像はボール及びフィールド内にいるすべての選手が常に含まれていた<sup>26</sup>。

### 3) 測定対象とした攻撃パフォーマンス

第5章第2節方法に示されたものと同じの攻撃パフォーマンスを測定対象とした。

### 4) 測定方法

第5章第2節方法に示された測定方法に準拠した。

### 5) SASS の分析モデル

図 6.1 は研究課題 1 - 1 で検証された初期モデルを再現したものである。研究課題 1 - 1 ではこの初期モデルに対して測定項目の誤差相関を追加したモデルが最終モデルとして採用された。研究課題 1 - 1 ではサッカーの戦術的観点から修正の適切性を判定したが、それらの修正の一般性を統計的に検討するために、本研究課題では初期モデルを図 6.1 のように設定し、モデル修正の一般性を確認した。

---

<sup>26</sup> 付録 4 に実際に分析に用いた映像の例を示した。

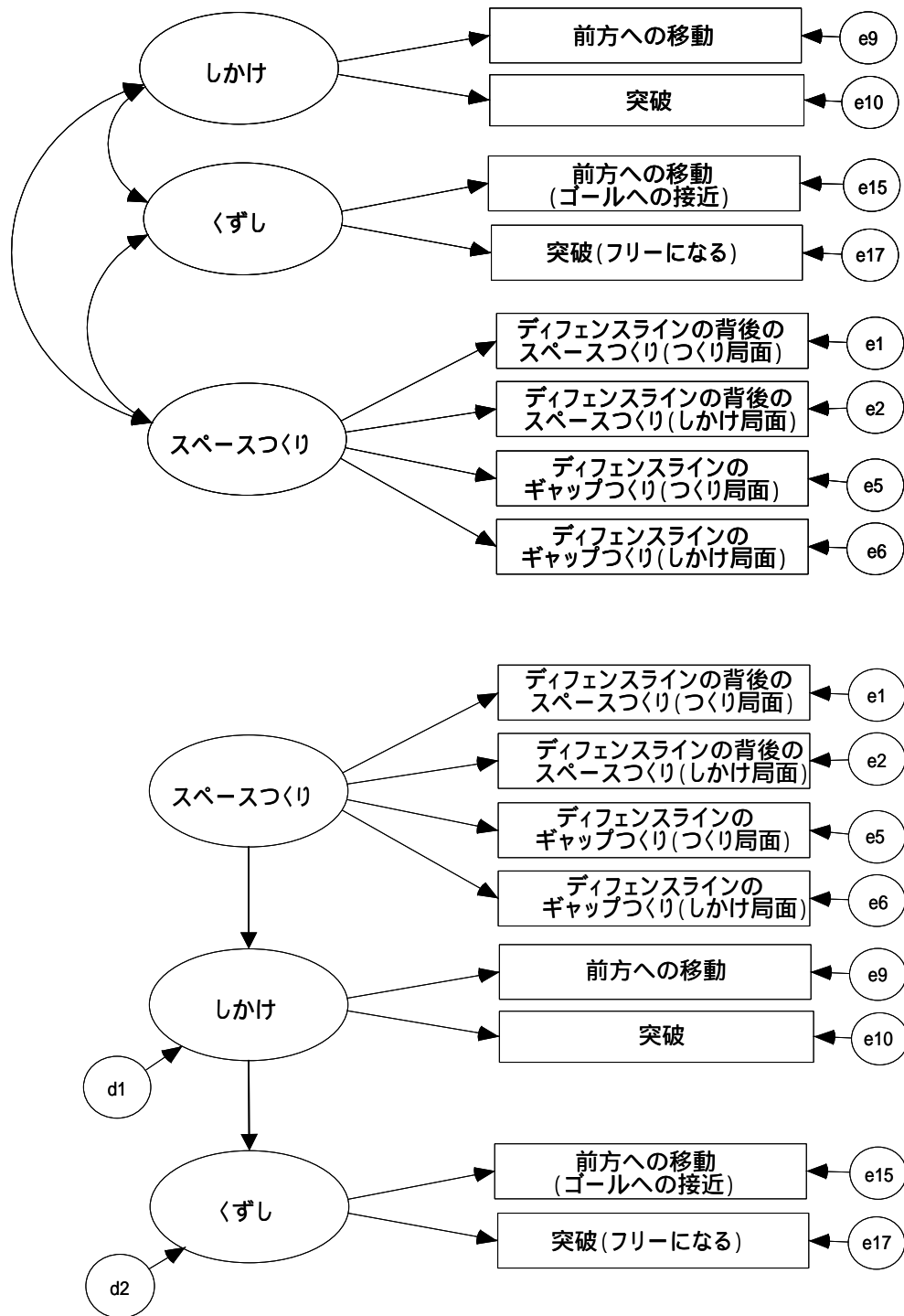


図6.1 SASSの初期モデル (上段：検証的因子分析モデル，下段：因果構造モデル)



## 6) 統計解析

SASS の交差妥当性は検証的因子分析モデルを用いて検証し、SASS から得られる攻撃技能の因果構造の再現性は多重指標モデルを用いて検証した。多母集団同時分析に先立ち、新たに収集された標本（標本 A）のみを用いて検証的因子分析モデルと多重指標モデルの適合性を検討した（予備分析；Byrne, 1989）。交差妥当性と再現性の検証は多母集団同時分析を用いて行われた。検証的因子分析モデルの多母集団同時分析による交差妥当化は MacCallum et al. (1994) の手続きを参考にし、以下の手順でモデルの検討を行った。この場合、多母集団とは標本 A と研究課題 1 - 1 で用いられた標本（標本 B）のことを意味し、等値制約はこの標本間における等値制約である。分散共分散行列の相等性の検討、配置不変モデル、因子負荷量等値モデル (Partial cross-validation)、因子負荷量等値 + 因子の共分散等値モデル (Partial cross-validation)、因子負荷量等値 + 因子の共分散等値 + 誤差分散等値モデル (Partial cross-validation)、すべての母数等値モデル (Tight cross-validation)。

因果構造モデルの再現性の検討は、分散共分散行列の相等性の検討、配置不変モデル、因子負荷量等値モデル (Partial cross-validation)、因子負荷量等値 + 因子間のパス係数等値モデル (Partial cross-validation)、因子負荷量等値 + 因子間のパス係数等値 + 誤差分散（攪乱変数の分散を含まない）等値モデル (Partial cross-validation)、因子負荷量等値 + 因子間のパス係数等値 + 誤差分散（攪乱変数の分散を含む）等値モデル (Partial cross-validation)、すべての母数等値モデル (Tight cross-validation)、の手順で行った。

Byrne (1989, p127; 2001, p175) は、著書の中で分散共分散行列の相等性の検討が不必要であることを示唆している。しかし、棄却されなかった場合には群間で同じモデルが適用できる可能性を示すし、異なった場合には、共通因子の影

響が同じであっても固有因子の影響が異なっていることを示唆する証拠の一つとなることも考えられる。これにより不変性の決定的な判断を下す訳ではないが、一つの情報として用いることができる可能性を考慮して分析手続きに加えた。

## 第3節 結果

表 6.1 は分析に用いた標本 A における SASS 8 項目の記述統計量を示している。各項目の分布について、尖度が-1.40 から.50、歪度が-1.03 から.52 であり、極端な正規分布からの逸脱は認められなかった。Mardia の多変量尖度は-.52 (C. R. = -.23,  $p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。

表6.1 SASS 8 項目の記述統計量 (標本A)

局面	測定項目	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度
	DF背後のスペースづくり (づくり局面)	3.79 ± 1.27	-.77	-.64
づくり局面	DFのGAPづくり (づくり局面)	2.67 ± 1.47	-1.23	.43
	DF背後のスペースづくり (しかけ局面)	3.12 ± 1.42	-1.31	-.25
	DFのGAPづくり (しかけ局面)	2.55 ± 1.32	-.84	.52
しかけ局面	前方への移動 (しかけ局面)	3.37 ± 1.44	-1.40	.09
	突破する (しかけ)	2.53 ± 1.12	-.52	.35
くずし局面	前方への移動 (くずし局面)	3.67 ± 1.44	-.86	-.73
	突破する (くずし)	4.18 ± 0.93	.50	-1.03

注) DF: ディフェンスライン; GAP: ギャップ

## 1) 標本 A を用いた予備分析

表 6.2 は標本 A を用いて SASS の検証的因子分析モデルを構築し、図 6.1 (上段) に示す初期モデルと初期モデルに対して修正を加えたモデルのモデル適合度を示している。初期モデルでは高い適合度が得られなかったため、修正指標に従い、モデルの修正を行った。内容的に解釈可能な誤差相関を追加したモデルが最も良いモデル適合度を示し、モデルの採択基準を満たした (表 6.2)。

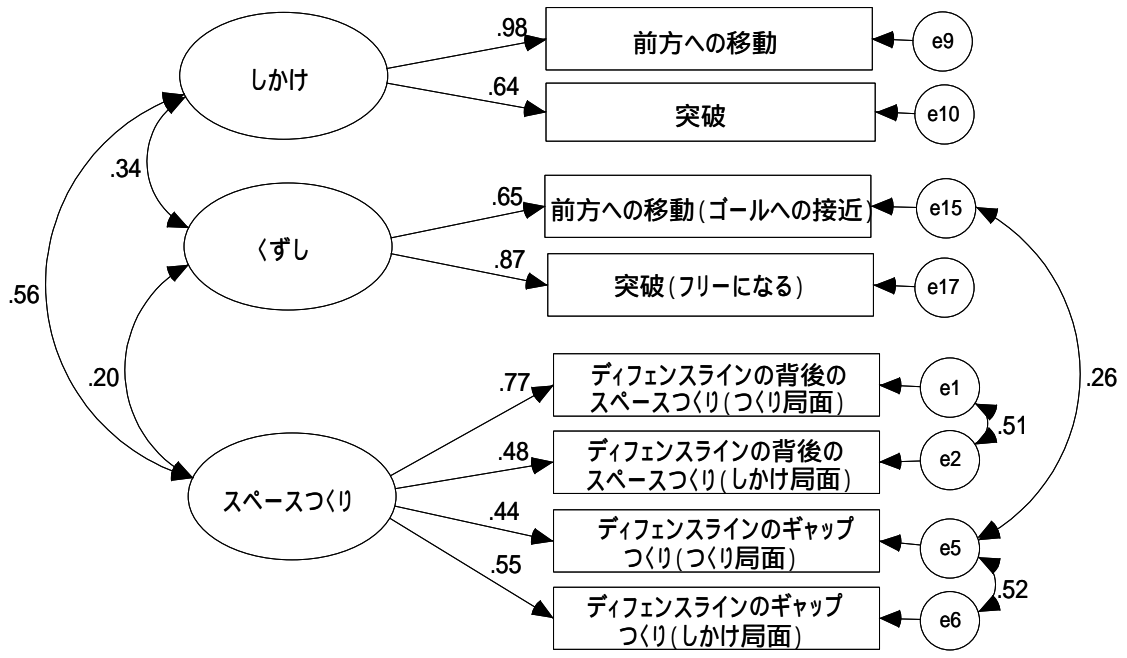
図 6.2 は検証的因子分析モデルの最終モデルを示している。研究課題 1 - 1 において分析された図 5.10 (再掲) と比較すると因子数、因子と測定項目の関係

が最終モデルと一致した。しかし、誤差の共分散（相関）に関する仮定において差異が認められた。図 5.10 のモデルで仮定されていた e9-e1, e10-e17, e10-e5 の共分散（相関）は最終モデルでは削除され、e15-e5 の共分散（相関）が新たに追加された。次に、因子と測定項目の関係性の程度について、因子から測定項目への因子負荷量は.44 から.98 と妥当性の目安となる.40 以上の値を示し、おおよそ類似した値を示した。一方で因子間の関係性の程度はスペースづくりとくずしの相関係数が図 5.10 のモデルと比べ、低い値を示した。

表6.2 検証的因子分析モデルの適合度（標本A）

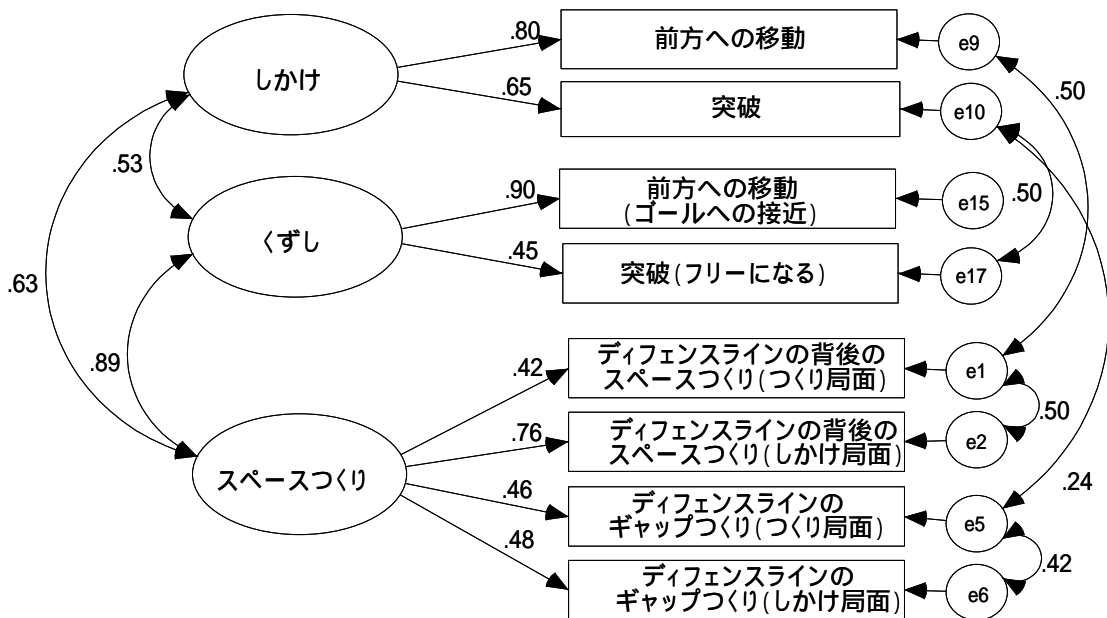
適合度	モデル	
	初期モデル	誤差相関仮定 <sup>a</sup>
$\chi^2$	78.548	23.502
( $p$ , $df$ )	(.000, 17)	(.053, 14)
GFI	.873	.958
AGFI	.731	.891
NFI	.778	.933
TLI	.688	.942
CFI	.811	.971
RMSEA	.170	.074
90%信頼区間	.133- .209	.000- .124
AIC	116.548	67.502

注) a: 最終モデル



$\chi^2 = 23.502, p = .053 (df = 14)$  GFI = .958 AGFI = .891 NFI = .933  
 CFI = .971 TLI = .944 AIC = 67.502 RMSEA = .074 (90%信頼区間 = .000-.124)  
 注)パス図中の係数はすべて有意 ( $p < .05$ )

図6.2 SASSの検証的因子分析モデルの最終モデル



$\chi^2 = 14.713, p = .258 (df = 12)$  GFI = .987 AGFI = .962 NFI = .958  
 CFI = .992 TLI = .981 AIC = 62.713 RMSEA = .038 (90%信頼区間 = .000-.095)  
 注)パス図中の係数はすべて有意 ( $p < .05$ )

図5.10 攻撃技能の検証的因子分析(再掲)

表 6.3 は標本 A における攻撃技能の因果構造モデルを構築し，図 6.1（下段）に示す初期モデルと初期モデルに対して修正を加えたモデルのモデル適合度を示している．最も良い適合度を示したモデルは検証的因子分析モデルと同様な誤差相関を仮定したモデルであった（表 6.3）．

図 6.3 は攻撃技能の因果構造モデルの最終モデルを示している．研究課題 1 - 1 において分析された図 5.11（再掲）と比較すると因子数，因子と測定項目の関係が最終モデルと一致した．しかし，誤差の共分散（相関）に関する仮定において差異が認められた．図 5.11 のモデルで仮定されていた e6-e10，e9-e10，e10-e17 の共分散（相関）は最終モデルでは削除された．次に，因子と測定項目の関係性の程度について，因子から測定項目への因子負荷量は.48 から.98 と妥当性の目安となる.40 以上の値を示し，おおよそ類似した値を示した．一方で因子間の関係性の程度はスペースづくり技能 しかけ技能，しかけ技能 くずし技能のパス係数が図 5.11 のモデルと比べ，低い値を示した．

表6.3 因果構造モデルの適合度（標本A）

適合度	モデル	
	初期モデル	誤差相関仮定 <sup>a</sup>
$\chi^2$	86.981	25.548
( $p$ , $df$ )	(.000, 18)	(.061, 15)
GFI	.927	.978
AGFI	.853	.952
NFI	.777	.935
TLI	.704	.954
CFI	.810	.974
RMSEA	.175	.069
90%信頼区間	.139-.213	.000-.117
AIC	122.981	65.548

注) a: 最終モデル

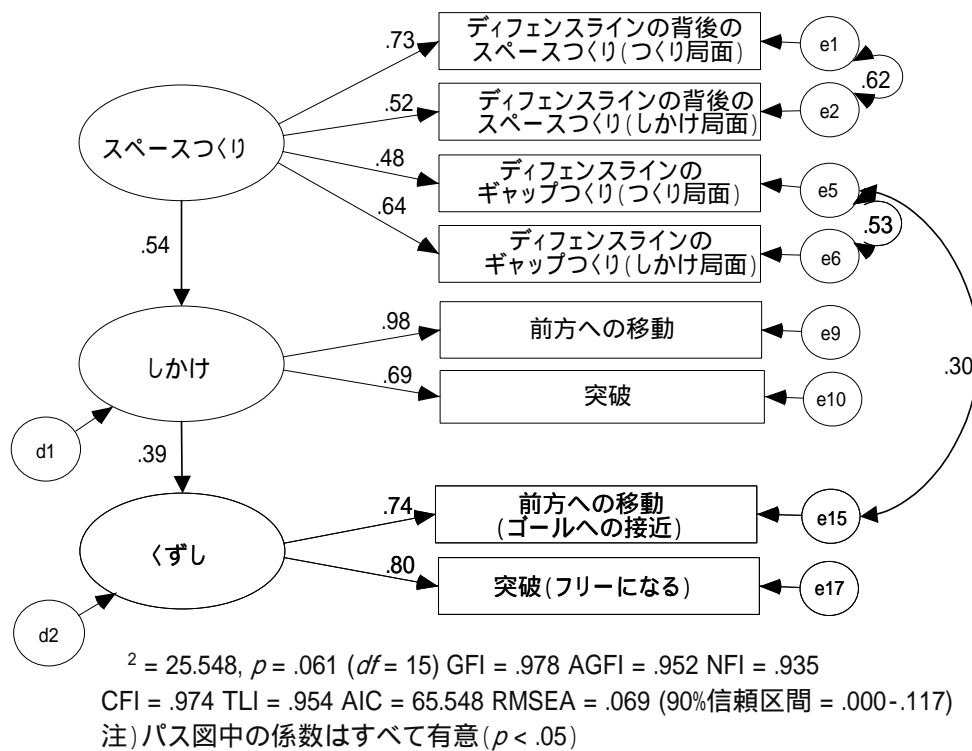


図6.3 攻撃技能の因果構造モデルの最終モデル

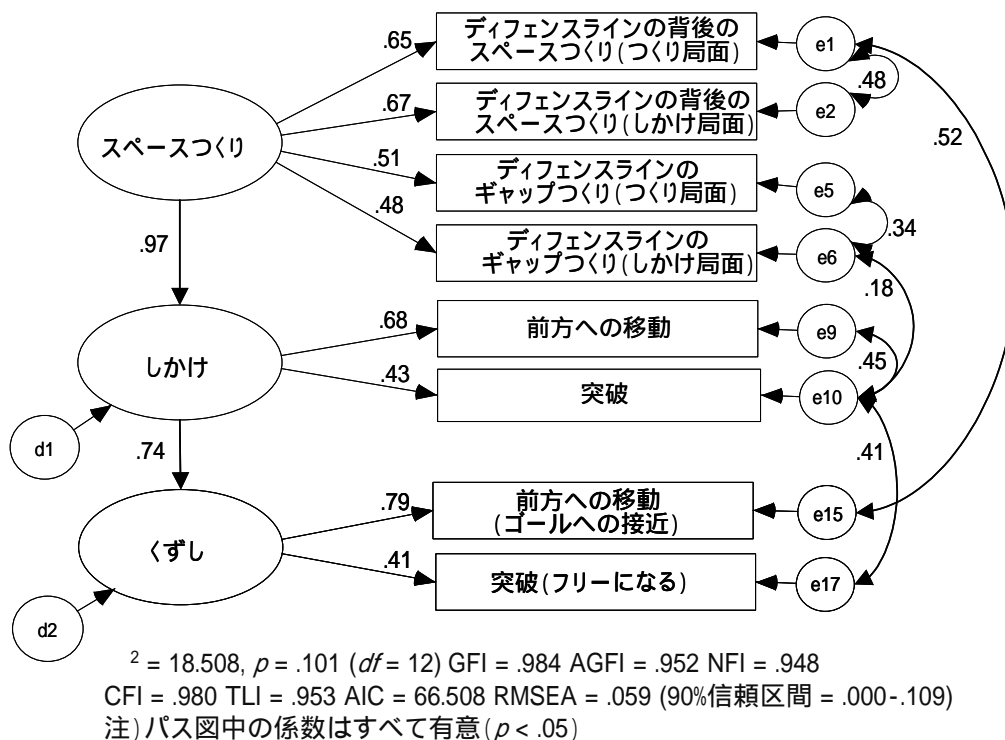


図5.11 攻撃技能の因果構造 (再掲)

## 2) 多母集団同時分析

表 6.4 は標本Aと標本Bにおける検証的因子分析モデルの交差妥当性の検証結果を示している。標本Aから得られた検証的因子分析モデルは研究課題 1 - 1 において得られたモデル(標本B)と誤差相関の追加されている部分が異なった。すなわち, loose cross-validation (Bentler, 1980) の水準を満たしていない。しかし, 標本間で同等と考えられる箇所を同定することはSASSの利用に際して貴重な情報を与える。このような場合, 「一つの集団で引いてあるパスはもう一つの集団でも引くということを行うことで, 両集団に同じ因子構造を設定することができる。」(狩野ほか, 2000, p.389)。したがって標本Aで追加されたパスに加えて, 標本Bで異なる誤差相関である $e_1-e_9$ ,  $e_{10}-e_{17}$ ,  $e_{10}-e_5$  をさらに追加したモデルを用いて標本Aと標本Bの間の同時分析を行った。その結果, モデルの採択基準を満たしたモデルは標本間で因子負荷量を等値したモデルまでであり, それよりも制約の厳しいモデルは高い適合を示さなかった。カイ 2 乗値の差の検定においても $M_F$ と $M_L$ の間に有意差は認められなかったが,  $M_L$ と $M_{LC}$ は有意差が認められ,  $M_{LC}$ のモデル適合度が著しく悪化していた。モデル比較指標であるAICは $M_L$ において最も低い値を示した。



表6.4 標本間の同時分析の適合度：検証的因子分析モデル

モデル	$\chi^2$	$p$ , $df$	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
MF：標本間の配置不変										
	23.207	.390, 22	.980	.934	.970	.996	.998	.014	.000 - .053	123.207
ML：標本間の因子負荷量等値										
	35.441	.227, 30	.970	.927	.954	.986	.992	.025	.000 - .054	119.441
MLC：標本間の因子負荷量と因子の共分散等値										
	56.495	.007, 33	.952	.896	.926	.944	.967	.050	.027 - .072	134.495
MLCU：標本間の因子負荷量，因子の共分散，誤差分散等値										
	135.029	.000, 41	.910	.841	.824	.919	.868	.091	.074 - .108	197.029
MALL：標本間のすべてのパラメータを等値										
	144.793	.000, 47	.903	.852	.811	.836	.862	.086	.070 - .102	194.793
モデル比較										
		$\chi^2$ 差				$df$ 差			$p$	
M <sub>L</sub> - M <sub>F</sub>	12.234					8			<i>ns</i>	
M <sub>LC</sub> - M <sub>L</sub>	21.054					3			$p < .05$	
M <sub>LCU</sub> - M <sub>LC</sub>	78.534					8			$p < .05$	
M <sub>ALL</sub> - M <sub>LCU</sub>	9.764					6			<i>ns</i>	

注) 分散共分散行列の相等性検討： $\chi^2(36) = 129.561$ ,  $p < .05$ .

表 6.5 は標本Aと標本Bにおける攻撃技能の因果構造モデルの再現性を検証した結果を示している。検証的因子分析モデルと同様に、標本Aと標本Bの間で同一のモデルを作成するために、標本Aで追加されたパスに加えて、e1-e15、e6-e10、e10-e17、e10-e9の誤差相関を追加し、多母集団同時分析に移行した。すべてのモデル適合度指標において標本間の配置不変モデル ( $M_F$ ) が最も良い値を示したが、 $M_F$ はモデルの採択基準を満たしていなかった。

表6.5 標本間の同時分析の適合度：因果構造モデル

モデル	$\chi^2$	$p, df$	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
$M_F$ : 標本間の配置不変	52.801	.000, 22	.959	.866	.931	.890	.957	.071	.046 - .095	152.801
$M_L$ : 標本間の因子負荷量等値	70.278	.000, 28	.943	.854	.908	.881	.940	.073	.052 - .095	158.278
$M_{LC}$ : 標本間の因子負荷量と因子間のパス係数等値	79.378	.000, 29	.935	.839	.896	.863	.929	.079	.058 - .100	165.378
$M_{LCU}$ : 標本間の因子負荷量, 因子間のパス係数, 誤差分散 (攪乱変数の分散を含まない) 等値	142.279	.000, 37	.897	.800	.814	.776	.852	.101	.084 - .119	212.279
$M_{LCUD}$ : 標本間の因子負荷量, 因子間のパス係数, 誤差分散 (攪乱変数の分散を含む) 等値	156.681	.000, 39	.893	.803	.796	.762	.834	.104	.087 - .121	222.681
$M_{ALL}$ : 標本間のすべてのパラメータを等値	171.301	.000, 46	.883	.817	.776	.789	.824	.099	.083 - .115	223.301
モデル比較	$\chi^2$ 差		$df$ 差			$p$				
$M_L - M_F$	17.478		6			$p < .05$				
$M_{LC} - M_L$	9.099		1			$p < .05$				
$M_{LCU} - M_{LC}$	62.902		8			$p < .05$				
$M_{LCUD} - M_{LCU}$	14.401		2			$p < .05$				
$M_{ALL} - M_{LCUD}$	14.620		7			$p < .05$				

## 第4節 考察

### 1) SASSの交差妥当性

研究課題1-1において客観性、因子妥当性が確認されたSASSの交差妥当性を検証するために異なる標本(標本A)を用いて検証的因子分析モデルを再構築した。標本Aを用いた分析において最終モデルとして採択されたモデルは、因子数、因子と測定項目の関係、そしてその関係性の程度についてはおおよそ研究課題1-1において採択されたモデルと類似した結果を示したが、誤差相関の仮定が異なった。誤差相関の存在は各測定項目が影響を受ける共通の因子によって説明されない測定項目独自の要因同士に関係性があることを表現している。したがって、尺度作成の観点からは誤差相関が少ないことが望ましい。今回採択されたモデルの誤差相関の数は3つであり、研究課題1-1において採択されたモデルよりも少ない。その3つの中で、共通して得られた誤差相関はe1-e2とe5-e6であった。これらに共通している要因は測定方法である。測定時点が異なるだけで測定は共通の方法を用いている。このことが影響したと考えることができる。残りの1つはディフェンスラインのギャップづくり(づくり局面)と前方への移動(ゴールの接近)の誤差相関であった。この誤差相関の追加には標本の特徴が反映されていると考えられる。今回用いた標本においてアタッキングサードから攻撃を開始した割合は44.4%であり、研究課題1-1で用いた標本の25.0%と比べて、高い傾向にあった。ゴール前での守備はディフェンスラインを形成することではなく、ゴールを中心にディフェンダーが集結することによって守備を形成することが一般的に行われる(瀧井, 1995)。そして、くずし局面におけるラストパスに対してはボールに最も近い選手がいち早くボールに対してプレッシャーをかけることが行われる。前方への移動(ゴールへの接

近)の測定は味方選手がボールを受けるまでにボールがどのくらいゴールに近づいたかを測定している。したがって、アタッキングサードからの攻撃が多い、今回のような標本ではクロスボールなどのゴールに向かうパスが頻繁に行われ、その結果、守備者がボールをクリア<sup>27</sup>するために、ディフェンスラインの陣形をくずし、前方へ引き出されるプレーが増加することが予想される。したがって、本研究課題において仮定されている攻撃局面に従った技能発揮では説明できないアタッキングサードからの攻撃に関わる要因をこの誤差相関が表現していると判断できる。このことがスペースつくりとくずしの因子相関の低さにも繋がっていると考えられる。誤差相関の解釈を総合すると、e1-e2, e5-e6 は標本に依存しない一般的な仮定であると判断され、他の誤差相関については標本の特徴を反映した修正であることが推察された。

以上に示した通り、交差検証に用いたモデルと研究課題 1 - 1 から得られたモデルにいくつかの差異があることが明らかとなった。しかしながら、多母集団同時分析の結果、因子負荷量を標本間で等値したモデルが採択されたことから、因子と測定項目の関係性は両モデルともに等しいことが明らかとなった。交差検証はテストの一般化を目的として実施される。テストの一般化を交差検証の観点から捉えた場合、一般化とは測定しようとする構成概念(技能)とそれを測定するテスト(項目)の関係性がいかなる対象においても不変であることを意味する(測定不変)。テストの一般化が成されることにより、さまざまな標本集団に対して適用可能となる。したがって、本研究課題において示された因子(構成概念:攻撃技能)と測定項目の関係性が一致していたということが SASS の一般化に必要な要件を満たしていると判断できる。

以上のことから、攻撃技能は異なる集団においても不変な下位技能を示し、

---

<sup>27</sup>攻撃から逃れるためにキックやヘディングなどで、ボールをできるだけゴールから遠ざけるようにすること。

攻撃技能尺度は異なる集団に対して適用可能であり，交差妥当性が高いことが明らかとなった．

一方で，検証的因子分析モデルにおける因子相関の差異について，SASSを用いて攻撃技能の群間比較をする場合に注意しなければならない点がある．SASSはスペースづくり技能，しかけ技能，くずし技能を測定する尺度である．各技能は4項目，2項目，2項目により測定される．数理統計学的に因子分析の場合，各因子を測定する測定項目が2つしかない時，識別性の問題から解が不安定になる（Anderson & Rubin, 1956；狩野，2002）<sup>28</sup>．言い換えると，因子と測定項目の関係の程度（因子負荷量）は他の因子から受ける影響の程度に依存して変化する．SASSはしかけ技能とくずし技能を2項目により測定されているため，このケースに該当する．本研究課題の結果から標本の特徴によって因子間の関係の強さが変化することが示唆された．したがって，今回用いた標本から得られた結果では測定不変が確保されていたが，攻撃技能の群間比較をするような場合には，群間における因子と測定項目の関係だけでなく，因子間の関係性も等しいという仮定を満たすことが，より慎重な攻撃技能の評価判断のために必要となる．

## 2) 攻撃技能の因果構造の再現性

標本 A を用いて因果構造モデルを再構築した結果，誤差相関を除くすべての関係性が研究課題 1 - 1 で得られた結果と類似した値を示した．また，誤差相関の追加は大幅に減少した．一方で因子間のパス係数は，スペースづくり技能 しかけ技能は.97から.51，しかけ技能 くずし技能は.74から.35へ低下した．この原因については検証的因子分析モデルに対する考察で述べたディフェンス

<sup>28</sup> 引用文献では，探索的因子分析における解の不定性を議論しているが，解が不定であるという意味は検証的因子分析においても同様である．

ラインのギャップづくり（づくり局面）と前方への移動（ゴールの接近）の誤差相関が追加された理由と同様にアタッキングサードからの攻撃が頻繁に行われたことによって仮説構造において仮定されている攻撃局面に従った技能発揮の因果関係が希薄化されたと考えられる。さらに、測定方法について、づくり局面終了後にラストパスが蹴られた場合、しかけ局面とくずし局面の測定は、同一時点を測定している。したがって、このようなプレーが多く出現した標本ではしかけ技能とくずし技能の因果関係は必然的に高くなる。このことが因果関係の強さの差異を生み出したと考えることができる。また、多母集団同時分析の結果は、最も制約の少ない配置不変モデルさえもモデルの採択基準を満たしていなかった。これは誤差相関に関する修正が標本間で大幅に異なることから当然の結果であった。

以上のことから、攻撃技能はスペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能が攻撃局面に従って因果関係を形成しているということが異なる標本においても示されたが、技能間の関係の程度と3技能では説明できない他の要因間の関係性は標本の特徴に依存していることが推察された。しかしながら、説明できない要因は誤差相関としてのみ表現され、その影響の程度も技能間の関係性よりも低い値であったことから、攻撃技能の因果構造は、標本に依存して、下位技能間の因果関係の程度（パス係数）と、3つの下位技能では説明できない要因の関係性（誤差相関）が異なるものの、攻撃局面に従う攻撃技能の3つの下位技能の因果関係性は再現性が高いといえる。

## 第5節 結論

本研究課題では、構造方程式モデリングにおける多母集団同時分析を適用し、1) SASSの交差妥当性、2) 攻撃技能の因果構造の再現性を検証することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) 攻撃技能は異なる集団においても不変な下位技能を示し、SASSは異なる集団に対して適用可能であり、交差妥当性が高い。
- 2) 攻撃技能の因果構造は、標本に依存して、下位技能間の因果関係の程度、及び3つの下位技能では説明できない要因の関係性が異なるものの、攻撃局面に従う攻撃技能の3つの下位技能の因果関係性は再現性が高い。

## 第7章 研究課題 1 - 3

拡張サッカー攻撃技能尺度(拡張 SASS)の  
因子妥当性, 交差妥当性と因果構造の再現性

## 【要約】

拡張 SASS の因子妥当性及び交差妥当性,そして拡張 SASS から得られる攻撃技能の因果構造及びその因果構造の再現性を検証することを目的とした。分析に用いたデータは研究課題 1 - 2 のデータに加え, シュートあるいはラストパスに至らなかった攻撃を加えた 388 回の攻撃パフォーマンスであった。全標本を無作為に 2 分割して得られた標本 A を用いた検証的因子分析モデルは誤差相関を除いて SASS と等しいモデルが採択された。パス係数は解釈可能な変化であったが, スペースづくり技能からディフェンスラインのギャップづくりを測定する 2 項目の因子負荷量が妥当性係数の目安である.40 を下回った。2 分割されたもう一方の標本 B を用いて交差検証を行った結果, すべての母数を等値したモデルまで採択基準を満たし, モデルの交差妥当性が確認された。攻撃技能の因果構造モデルにおいても検証的因子分析モデルと同様に誤差相関を除いて SASS と等しいモデルが採択され, SASS よりも誤差相関の少ないモデルであった。多母集団同時分析による再現性の検証結果は, すべての母数を等値したモデルが採択基準を満たし, loose cross-validation 水準さえも満たしていない SASS よりも優れた再現性が確認された。以上のことから, 拡張 SASS は攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度としての高い妥当性を有し, それは SASS よりも交差妥当性の観点と攻撃技能の因果構造の再現性の観点から優れていることが示された。一方で, 一般的な基準に従った場合に妥当性係数が低いと判断された項目も含まれていたことから今後, 新しい尺度を作成する立場ではそれを利用する目的に対応した妥当性の証拠を追加する必要がある。

キーワード：拡張 SASS, 因子妥当性, 交差妥当性, 因果構造, 再現性



## 第1節 目的

研究課題 1 - 1 および 1 - 2 では SASS によって測定される攻撃パフォーマンスは、シュートに至る又はシュートには至らなかったがラストパスが蹴られ、ボールが受け手に渡ったプレーであった。したがって、攻撃が開始されたと仮定したプレーの中で、つくり局面及びしかけ局面が成立したが、くずし局面に至らない攻撃は測定対象から除外されていた。例えば、味方のミスキックなどによってラストパスが攻撃者に渡らない攻撃パフォーマンスは測定対象ではない。すなわち、本研究を通して定義されている攻撃のすべてを測定することができていなかった。試合中の全攻撃パフォーマンスの一部分のみを用いて攻撃技能を測定することは評価における偏りを招く。また、自陣深く攻め込む前の中盤でのボールロストは失点と関連が深いことから、失敗した攻撃プレーを測定することが求められる。サッカーの指導場面での利用を考慮すると、くずし局面まで成立したプレーだけでなく、成立しなかったプレーも合わせて評価される尺度であることが望ましい。さらに、研究課題 1 - 1 で用いた標本は各チーム 20 ~ 30 の攻撃パフォーマンスであった。試合ごとにチームの攻撃技能の変化を確認するような場合、1 試合あたりに測定される攻撃パフォーマンスはできるだけ多い方が攻撃技能を推定する上での信頼性が高まる。

また前章までに示した通り、SASS の内、しかけ技能とくずし技能を測定する測定項目がそれぞれ 2 項目しかなく、解析上の問題から研究課題 1 - 2 で確認された測定不変水準よりも等値制約を厳しくしたモデルが採択されることが望ましい。

そこで本研究課題では、1) 攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した SASS (以下、拡張 SASS とする) の因子妥当性及び交差妥当性、そして、2) 拡張

SASS から得られる攻撃技能の因果構造および因果構造の再現性を検証することを目的とした。

## 第2節 方法

### 1) 標本

対象にした試合は研究課題1-1で用いた試合は除き，研究課題1-2において用いたものと同様であった．分析に用いたデータは研究課題1-2で収集された126回の攻撃パフォーマンスに加え，シュートあるいはラストパスに至らなかった262回の攻撃パフォーマンスを加えた388回の攻撃パフォーマンスであった．全体に占める各チームの攻撃パフォーマンスは，ブラジルが54(13.9%)回，ドイツが83(21.4%)回，駒沢大が73(18.8%)回，阪南大が52(13.4%)回，FC東京が78(20.1%)回，JEF市原が48(12.4%)回であった．フィールドを3分割した時，攻撃パフォーマンスの出現割合は，アタッキングサードが30.2%，ミドルサードが51.3%，ディフェンディングサードが18.6%であった．また，攻撃パフォーマンスの出現割合をシュートあるいはラストパスに至らなかった攻撃のみで表すと，アタッキングサードが23.3%，ミドルサードが53.4%，ディフェンディングサードが23.3%であった．

### 2) 測定対象とした攻撃パフォーマンス

第5章第2節方法において示されている測定対象に加え，くずし局面に至る前に攻撃が終了したプレーとくずし局面においてラストパスが蹴られたが，ボールが受け手に渡らなかったプレーを測定対象に追加した．これによって，第1章第6節において仮定した攻撃局面におけるすべてのパフォーマンスを測定することを可能とした．

### 3) 測定方法

第5章及び第6章において測定対象とした攻撃パフォーマンスについては、第5章第2節方法に示された測定方法に準拠した。次に、本研究課題において追加して測定された攻撃パフォーマンスの測定方法について、つくり局面において測定される項目はこれまでの測定方法に準拠した。しかけ局面において測定される2項目の測定時点は、しかけ局面が成立する前にボールが奪われた場合には、ボールが奪われる前までに最も受け手に近づいた時点の状況を測定し、しかけ局面が成立した場合にはこれまでの測定方法に準拠した。くずし局面において測定される2項目は、しかけ局面において攻撃が終了した場合には、状況にかかわらず最低測定値1とした。しかけ局面が成立し、次のくずし局面が成立する前にボールを奪われた場合には、ボールが奪われる前までに最も受け手に近づいた時点の状況を測定した。

### 4) 拡張 SASS の分析モデル

初期モデルは研究課題1-2において設定された初期モデルと同様であった。本研究課題では攻撃パフォーマンスの測定対象をこれまでよりも拡張している。このモデルが採択されることが測定対象を拡張した場合にもこれらの測定項目を用いて攻撃技能を測定することの妥当性を保証することになる。

### 5) 統計解析

拡張 SASS の因子妥当性及び交差妥当性を検証するために検証的因子分析モデルを用いた。拡張 SASS から得られた攻撃技能の因果構造の検証及び因果構造モデルの再現性を検証するために多重指標モデルを用いた。

研究課題1-2では研究課題1-1で用いた標本を calibration sample として

用い、新たに収集した標本を cross-validation sample として、各標本から得られたモデルの一致性を検討した。しかし、本研究課題では測定対象を拡張してデータが収集されたため、異なる方法から得られたこれまでの標本との比較をすることができない。拡張 SASS の因子妥当性を検証し、その検証されたモデルの交差妥当性を検証することが、拡張 SASS における適用対象の一般化に繋がる。

一方、交差妥当性の検証には2つの標本が必要となる。しかし、今回のケースのように拡張 SASS で得られた標本が1つしかない場合には、無作為割り付け (Random assignment) によって2つの標本に分割して交差妥当性を検証する方法が提案されている (Conroy & Motl, 2003)。したがって、本研究課題で用いた標本はこの方法を適用し、SPSS11.5J の Select cases function を用いて無作為に2群に分割された。分割された1つを calibration sample (標本 A) として、標本 A のみを用いて拡張 SASS の検証的因子分析モデルと多重指標モデルを構築した (個別分析)。標本 A を用いて最終的に採択された検証的因子分析モデルを拡張 SASS の交差妥当性、多重指標モデルを因果構造の再現性の検証のためのベースラインモデルに設定した。交差妥当性及び再現性検証のための多母集団同時分析の予備分析として、残りの無作為標本 (cross-validation sample: 標本 B) におけるモデルの適合性を検討した (Byrne, 1989)。多母集団同時分析による交差妥当性及び再現性の検証は研究課題 1 - 2 において用いた手続きと同様であった。

### 第3節 結果

表 7.1 は無作為に 2 等分された標本における基本統計量を示している。各項目の分布について、標本 A は尖度が-1.40 から 0.15、歪度が-1.06 から.76 であり、標本 B は尖度が-1.31 から.04、歪度が-1.11 から.45 であり、極端な正規分布からの逸脱は認められなかった。Mardia の多変量尖度 は標本 A において 2.05 (C. R. = 1.13,  $p > .05$ )、標本 B において 1.27 (C. R. = .70,  $p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。

表7.1 拡張SASS 8 項目の無作為標本別記述統計量

測定項目	標本A (n = 194)			標本B (n = 194)		
	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度
DF背後のスペースづくり (つくり局面)	4.01 ± 1.28	-.07	-1.06	4.08 ± 1.31	-.22	-1.11
DFのGAPづくり (つくり局面)	2.35 ± 1.33	-.59	.76	2.68 ± 1.41	-1.13	.42
DF背後のスペースづくり (しかけ局面)	3.48 ± 1.44	-1.22	-.42	3.75 ± 1.38	-1.07	-.60
DFのGAPづくり (しかけ局面)	2.49 ± 1.21	-.52	.58	2.66 ± 1.36	-.98	.45
前方への移動 <sup>a</sup>	3.48 ± 1.49	-1.40	-.42	3.53 ± 1.48	-1.31	-.43
突破する	2.58 ± 1.11	-.62	.30	2.52 ± 1.10	-.53	.32
前方への移動(ゴールへの接近)	3.38 ± 1.53	-1.31	-.36	3.45 ± 1.51	-1.27	-.43
突破する(フリーになる)	3.99 ± 0.85	.15	-.64	3.98 ± 0.84	.04	-.55

注) a: 角変換後の値は標本A及び標本Bで尖度が-.43, -.24, 歪度が-.94, -.99であった。  
DF: ディフェンスライン; GAP: ギャップ。

#### 1) 標本 A を用いた個別分析

表 7.2 は標本Aを用いた検証的因子分析モデルの適合度を示している。初期モデルでは前方への移動の誤差分散が負 (-0.14, 標準誤差= .32) の値となる不適解 (improper solution) を示した。この測定項目の記述統計量を見ると、尖度の絶対値が 1.40 と 8 項目の中で最も高い値を示した。単変量の正規性につい

て歪度よりも尖度において因子分析に対する影響<sup>29</sup>が大きいことが分かっている（猪原・松浦，1991）。したがって，前方への移動（しかけ局面）の分布（特に尖度）が正規分布に近づくように次のような逆正弦関数による角変換を行った。

$$\text{角変換値} = \sin^{-1} \sqrt{\frac{\text{データの値}}{\text{上限値}}}$$

ここで√内が1になる場合には便宜的比率を用い  $\sin^{-1} \sqrt{\frac{\text{上限値} - 0.25}{\text{上限値}}}$

とした（田中・山際，1992）。

上限値は今回のケースでは5件法であるため，5である。

角変換後の尖度が-.43と改善されたことを確認し，角変換した値を用いてモデルを再構築した結果，適解（proper solution）を示したが，モデル適合度指標が採択基準を満たしていなかった。最終的に，修正指標に従って内容的に解釈可能な誤差に相関を仮定したモデルが最も高い適合度を示し，すべての適合度指標が採択基準を満たした（表7.2）。

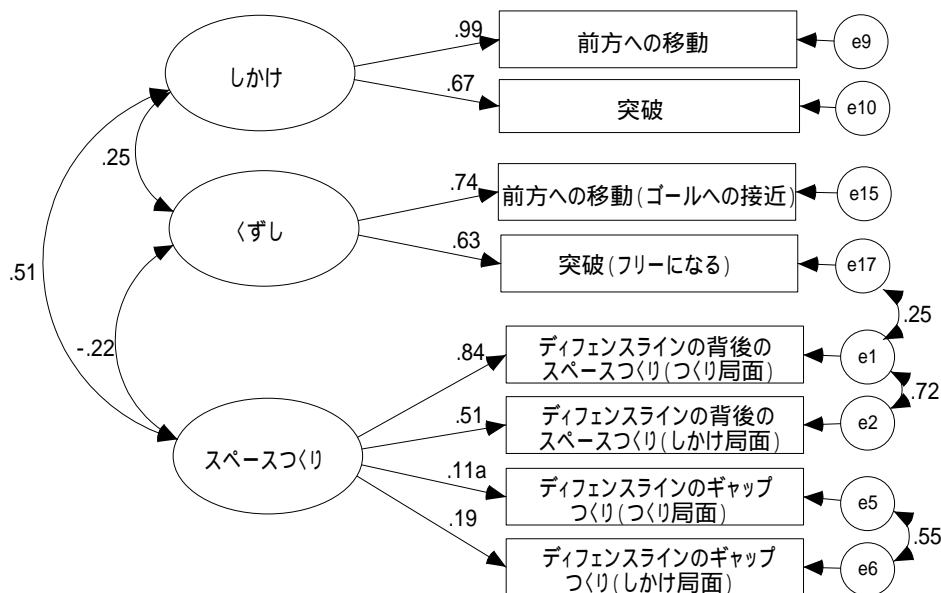
表7.2 検証的因子分析モデルの適合度（標本A）

適合度	モデル		
	初期モデル <sup>a</sup>	角変換	角変換 + 誤差相関仮定 <sup>b</sup>
$\chi^2$	90.269	90.300	15.764
( <i>p</i> , <i>df</i> )	(.000, 17)	(.000, 17)	(.328, 14)
GFI	.907	.907	.981
AGFI	.803	.803	.951
NFI	.822	.821	.969
TLI	.748	.747	.993
CFI	.847	.846	.996
RMSEA	.149	.149	.026
90%信頼区間	.120-.180	.120-.181	.000-.076
AIC	128.269	128.300	59.764

注) a: 不適解, b: 最終モデル

<sup>29</sup> 厳密には独自分散推定量と因子負荷推定量の推定誤差に対する影響である。

図 7.1 は標本 A を用いた検証的因子分析モデルの標準解を示している。初期モデルに対して同一測定方法の誤差相関であるディフェンスラインの背後のスペースづくりとディフェンスラインのギャップづくりを測定する各項目のづくり局面としかけ局面の測定項目に対する誤差分散に相関が追加された。また、研究課題 1 - 2 で得られた最終モデルでは仮定されていない突破とディフェンスラインの背後のスペースづくりの誤差分散に相関が追加された。一方、研究課題 1 - 2 で仮定されていた前方への移動とディフェンスラインのギャップづくり(づくり局面)の誤差に対する相関は削除された。パス係数に着目すると、研究課題 1 - 2 において得られた結果と異なる点は、しかけ技能とくずし技能の相関が.25 と低いこと、スペースづくり技能とくずし技能の相関が-.22 と符号が反転したこと、スペースづくり技能を測定する項目の内、ディフェンスラインのギャップづくりを測定する 2 項目に対する因子負荷量が.40 を下回る低値を示したことであった。



$\chi^2 = 15.764, p = .328 (df = 14)$  GFI = .981 AGFI = .951 NFI = .969  
 CFI = .996 TLI = .993 AIC = 59.764 RMSEA = .026 (90%信頼区間 = .000-.076)  
 注)パス図中の係数は a を除き、すべて有意 ( $p < .05$ )

図7.1 拡張SASSの検証的因子分析モデルの最終モデル (標本A)



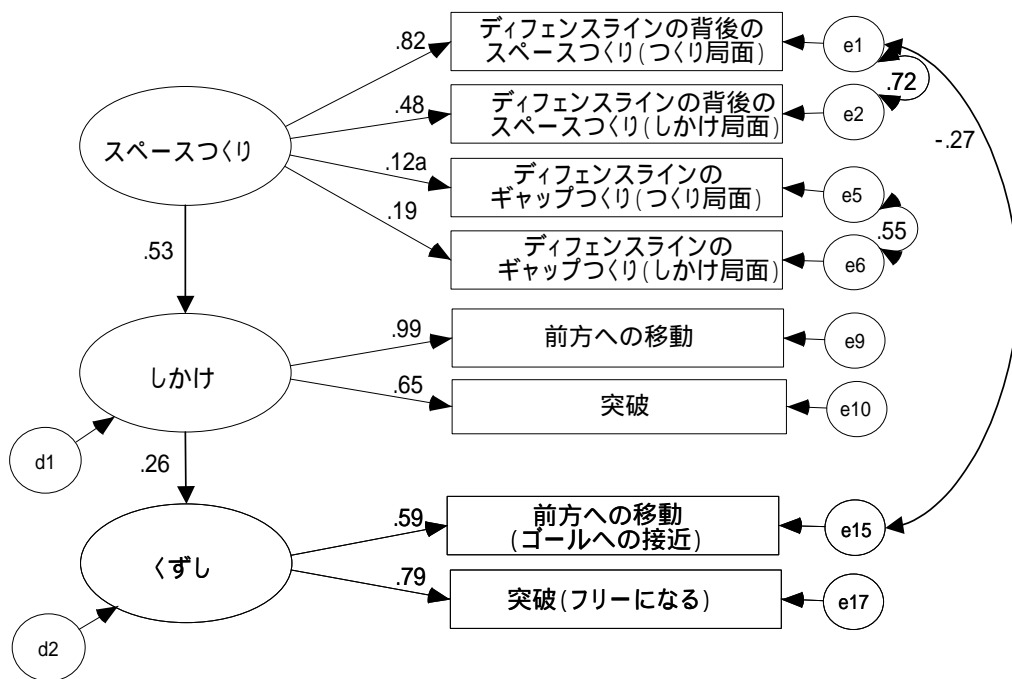
表 7.3 は標本 A を用いた攻撃技能の因果構造モデルの適合度を示している。検証的因子分析モデル同様に初期モデルにおいて前方への移動の誤差分散が負（-.30，標準誤差=.37）の値となる不適解を示したため，角変換した値を用いてモデルを再構築し，再分析を行った。角変換した項目を用いたモデルは適解を示したが，モデルの採択基準を満たしていなかったために，修正指標に基づき，検証的因子分析モデルと同様にディフェンスラインの背後のスペースづくりとディフェンスラインのギャップづくりを測定する各項目のづくり局面としかけ局面の測定項目に対する誤差分散に相関を追加した。このモデルは修正前のモデルよりも適合度指標が改善されたものの，カイ 2 乗値の有意性が未だモデルの採択基準を満たす値には至らなかったために修正指標に従って，ディフェンスラインの背後のスペースづくり（づくり局面）と前方への移動（ゴールへの接近）の誤差相関を追加した。その結果，すべての適合度指標が採択基準を満たした（表 7.3）。

表7.3 因果構造モデルの適合度（標本A）

適合度	モデル			
	初期モデル <sup>a</sup>	角変換	角変換 + 誤差相関仮定1 <sup>b</sup>	角変換 + 誤差相関仮定2 <sup>c</sup>
$\chi^2$	100.421	100.903	30.324	19.809
( $p$ , $df$ )	(.000, 18)	(.000, 18)	(.016, 16)	(.179, 15)
GFI	.897	.897	.964	.976
AGFI	.794	.793	.964	.976
NFI	.802	.800	.940	.961
TLI	.732	.730	.948	.981
CFI	.828	.826	.970	.990
RMSEA	.154	.154	.068	.041
90%信頼区間	.125-.184	.126-.185	.029-.105	.000-.084
AIC	136.421	136.903	70.324	61.809

注) a: 不適解, b: 誤差相関はe5-e6, e1-e2を追加, c: 誤差相関はbに加え, e1-e15, e2-e15を追加（最終モデル）。

図 7.2 は標本 A を用いた攻撃技能の因果構造モデルの最終モデルを示している。研究課題 1 - 2 において構築された因果構造モデルとの相違点は、スペースづくり技能を測定する項目の内、ディフェンスラインのギャップづくりを測定する 2 項目に対する因子負荷量が.40 を下回る低値を示したこと、前方への移動（ゴールへの接近）とディフェンスラインの背後のスペースづくり（づくり局面）の誤差相関が追加されたこと、しかけ技能からくずし技能に対するパス係数が.26 と低い値を示したことであった。



$\chi^2 = 19.809, p = .179 (df = 15) GFI = .976 AGFI = .941 NFI = .961$   
 $CFI = .990 TLI = .981 AIC = 61.809 RMSEA = .041 (90\%信頼区間 = .000-.084)$   
 注)パス図中の係数は a を除き、すべて有意 ( $p < .05$ )

図7.2 拡張SASSの多重指標モデルの最終モデル（標本A）

## 2) 拡張 SASS の交差妥当性

表 7.4 は標本Aと標本Bにおける検証的因子分析モデルの交差妥当性の検証結果を示している。多母集団同時分析に先立って、標本Aを用いた分析において採択された最終モデルにおける標本Bのモデル適合度を検討した。標本Aと同様に、予め前方への移動の測定項目を角変換した。その結果、標本Aと同一のモデルがモデルの採択基準を満たした。次にこのモデル(図 7.1)を用いて標本Aと標本Bの間の同時分析を行った結果、最も制約の少ないモデルから最も制約の多いモデルまでのすべてのモデルが適解を示し、モデルの採択基準を満たす高いモデル適合度を示した。モデルの絶対評価指標では誤差相関以外のすべてを標本間で等値した $M_{LCU}$ モデルが最も高い値を示した。モデル比較指標であるAICはすべての母数を標本間で等値したモデル( $M_{ALL}$ )において最も低い値を示し、2つのモデル間のカイ2乗値に有意差は認められなかった。

表7.4 無作為標本間の同時分析の適合度：検証的因子分析モデル

モデル	$\chi^2$	$p, df$	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
標本B	25.876	.056, 14	.970	.924	.961	.965	.983	.062	.011 - .102	68.229
$M_F$ : 標本間の配置不変	39.993	.066, 28	.976	.937	.964	.977	.989	.033	.000 - .055	127.993
$M_L$ : 標本間の因子負荷量等値	45.716	.129, 36	.972	.944	.959	.986	.991	.026	.000 - .047	117.716
$M_{LC}$ : 標本間の因子負荷量と因子の共分散等値	46.741	.184, 39	.972	.948	.958	.990	.993	.023	.000 - .044	112.741
$M_{LCU}$ : 標本間の因子負荷量, 因子の共分散, 誤差分散等値	50.840	.325, 47	.969	.953	.955	.996	.996	.015	.000 - .037	100.840
$M_{ALL}$ : 標本間のすべてのパラメータを等値	56.697	.239, 50	.966	.952	.949	.993	.994	.019	.000 - .039	100.697
モデル比較	$\chi^2$ 差					df差		p		
$M_L - M_F$	5.723					8		ns		
$M_{LC} - M_L$	1.025					3		ns		
$M_{LCU} - M_{LC}$	4.099					8		ns		
$M_{ALL} - M_{LCU}$	5.856					3		ns		

注) 分散共分散行列の相等性検討:  $\chi^2(36) = 22.723, p > .05$ .

## 3) 拡張 SASS による攻撃技能の因果構造の再現性

表 7.5 は標本Aと標本Bにおける攻撃技能の因果構造モデルの再現性を検証した結果を示している。標本Bに対して検証的因子分析モデルと同様の手続きを経て、前方への移動の測定項目を角変換した。その結果、標本Aと同一のモデルがモデルの採択基準を満たした。次にこのモデル(図 7.2)を用いて標本Aと標本Bの間の同時分析を行った結果、最も制約の少ないモデルから最も制約の多いモデルまでのすべてのモデルが適解を示し、モデルの採択基準を満たす高いモデル適合度を示した。モデルの絶対評価指標では誤差相関以外のすべてを標本間で等値した $M_{LCUD}$ モデルが最も高い値を示した。モデル比較指標であるAICは標本間のすべての母数を等値したモデル( $M_{ALL}$ )において最も低い値を示し、2つのモデル間のカイ2乗値に有意差は認められなかった。

表7.5 無作為標本間の同時分析の適合度：因果構造モデル

モデル	$\chi^2$	$p, df$	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
標本B	21.260	.095, 15	.974	.933	.965	.975	.988	.052	.000 - .094	65.260
$M_F$ : 標本間の配置不変	54.427	.004, 30	.967	.922	.951	.957	.977	.046	.026 - .065	138.427
$M_L$ : 標本間の因子負荷量等値	60.164	.007, 36	.964	.928	.946	.965	.977	.042	.022 - .060	132.164
$M_{LC}$ : 標本間の因子負荷量と因子間のパス係数等値	60.783	.011, 38	.964	.931	.946	.968	.979	.039	.019 - .057	128.783
$M_{LCU}$ : 標本間の因子負荷量, 因子間のパス係数, 誤差分散 (攪乱変数の分散を含まない) 等値	63.743	.043, 46	.962	.941	.943	.980	.983	.032	.006 - .049	115.743
$M_{LCUD}$ : 標本間の因子負荷量, 因子間のパス係数, 誤差分散 (攪乱変数の分散を含む) 等値	63.771	.063, 48	.962	.944	.943	.983	.985	.029	.000 - .047	111.771
$M_{ALL}$ : 標本間のすべてのパラメータを等値	69.682	.042, 51	.959	.942	.938	.981	.982	.031	.006 - .048	111.682
モデル比較	$\chi^2$ 差	$df$ 差								
$M_L - M_F$	5.738	6	<i>ns</i>							
$M_{LC} - M_L$	0.619	2	<i>ns</i>							
$M_{LCU} - M_{LC}$	2.960	8	<i>ns</i>							
$M_{LCUD} - M_{LCU}$	0.028	2	<i>ns</i>							
$M_{ALL} - M_{LCUD}$	5.910	3	<i>ns</i>							

#### 第4節 考察

これまでの SASS の測定方法に関わる問題点は、測定対象がすべての攻撃パフォーマンスを網羅していないこと、そして1試合に得られる標本が少ないことであった。研究課題1-1及び1-2において従来の測定方法によって収集されたデータから、SASS の因子妥当性と交差妥当性が確認された。攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した拡張 SASS が同様の構造を有していることを確認し、さらに SASS の交差妥当性について課題として残されていた点を改善することでサッカーに関わる現場での SASS の利用価値が向上する。また、攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張して得られた標本における SASS モデルの交差妥当性を検証することは、SASS 適用の測定対象に対する一般化を保証することになる。

##### 1) 拡張 SASS の因子妥当性

全標本を無作為に2分割して得られた標本 A を用いた検証的因子分析モデルの構造は誤差相関において研究課題1-2における分析結果と異なった。研究課題1-2では前方への移動(ゴールへの接近)とディフェンスラインのギャップづくり(づくり局面)の間に誤差相関 e5-e15 を仮定していたが、今回の標本ではその誤差相関ではなく、突破(フリーになる)とディフェンスラインの背後のスペースづくり(づくり局面)の間の誤差相関 e1-e17 が追加されたモデルが最終モデルとして採択された。誤差相関 e5-e15 の追加は全標本に占めるアタッキングサードの割合が高いことが原因であると前章において示唆していたが、今回の全標本は前章で用いた標本(44.4%)よりもその割合が30.2%と低かったために追加されなかったと考えられる。次に、e1-e17 が新たに追加された

原因は、くずし技能とスペースづくり技能間の相関が研究課題 1 - 2 の分析結果では.20 であったものが、-.22 と符号が反転したことと関連していると考えられる。符号が反転したということはスペースづくりが成される程、くずしが困難になることを意味しており、現実の競技場面に付合しない。しかし、今回用いた標本の特徴としてアタッキングサードの割合が研究課題 1 - 2 よりも減少し、ディフェンディングサードの割合が増加したことから、ディフェンディングサードから開始された攻撃パフォーマンスの占める割合が増えたこと、さらには測定方法が変更されたことが符号の反転に影響を与えていることが推察された。ディフェンディングサード（自陣）からの攻撃の場合、必然的に相手のディフェンスラインはセンターライン付近に位置し、背後のスペースは広がる。一方で自陣からの攻撃の場合、アタッキングサードに進入するためにロングパスが多く利用される。ロングパスはショートパスに比べ受け手に渡る前に守備者に奪われる確率が高い。これまでの測定方法では受け手に渡る前に守備者に奪われた場合には標本に含まなかったが、測定対象を拡張した今回の場合には標本に含まれる。受け手に渡る前に守備者に奪われた場合にはくずし局面の測定項目は最低値 1 となる。これらのことが符号の反転に影響したと考えられる。そして研究課題 1 - 2 の分析結果に表れた、現実の競技場面に付合する正の相関関係は、くずし技能を測定する突破（くずし局面）とスペースづくり技能を測定するディフェンスラインの背後のスペースづくり（づくり局面）との誤差相関（.25）として補完的に表れたと考えられる。さらに、受け手に渡る前に守備者に奪われた場合にはくずし局面の測定値を 1 にすることが、しかけ技能とくずし技能の相関係数の低下にも影響していることが推察された。研究課題 1 - 2 における分析結果と異なった最後の点はスペースづくり技能を測定するディフェンスラインのギャップづくり 2 項目の因子負荷量が因子分析を用いたテ

ストの妥当性の目安となる.40 を大きく下回ったことであった。一般的にこの結果はスペースづくり技能を測定する項目として適切ではないことを意味する。しかしながら、現実の競技場面を考えた場合、この因子負荷量の低さは十分理解できる。アタッキングサードからの攻撃を行う場合、しかけやくずしが成功するために必要なスペースづくりにはディフェンスラインの背後のスペースを作るだけでなく、ゴール前の危険なエリアから守備者を引き出す行為が有効である（ウェイド，1973）。一方でディフェンディングサードからの攻撃は、ゴール前の危険なエリアにボールを運ぶための有効手段はディフェンスラインのギャップを作ることもディフェンスラインの背後のスペースにボールを配球することが有効な手段となる。特に現代サッカーの攻撃スタイルは高度に組織化された守備を崩すために、ボールを奪ってからシュートに至るまでの時間が短く、いち早くディフェンスラインの背後のスペースにラストパスを送ることが求められている（日本サッカー協会，2002）。したがって、ディフェンディングサードからの攻撃が研究課題 1 - 2 で用いられた標本と比べて多い今回の標本から得られた結果がスペースづくり技能を構成する項目としてディフェンスラインのギャップづくりを軽視する結果となったことは納得できる。

次に、無作為に抽出された標本 A で得られた結果は無作為標本 B との交差検証により、すべての母数を等値したモデルまでモデルの採択基準を満たした。モデルの絶対的評価指標では誤差相関を除くすべての母数を等値したモデルが最も高い適合度を示した。カイ 2 乗値にモデル適合の有意差は認められなかったものの、誤差相関の相違が僅かながら存在することが示唆された。しかしながら、SASS を用いて攻撃技能を標本間で比較したいような場合には測定不変、かつ因子間の関係性も等しい水準を満たしていることから問題にならないと考えられる。

しかし、検証的因子分析モデルは因子から測定項目に対する影響と同程度の関係を誤差相関が有していた。本来、構成概念や能力を測定する尺度を開発する立場では、各概念はその概念を包括的に測定できるように、各項目が異なる要素を測定し、かつできるだけ少数項目で構成する必要がある。関連の強すぎる項目は同じ要素を測定している可能性があるからである。したがって、各項目はその概念に共通する部分以外に共通項（相関関係）ができるだけ少ないことが望ましい。しかしながら、攻撃技能を測定する SASS はゲームパフォーマンスから求められる。ゲームパフォーマンスは相手との相互作用の結果として現れるために、多くの要因が複雑に関与している (Lees & Nolan, 1998)。さらに、上述してきたように誤差相関が表現しているのは測定方法や標本の特徴に関わる要因である。したがって、これらの要因を誤差相関として表現することで、下位技能から測定項目に対する影響の程度を過大推定せずに攻撃技能を測定できると思われる。

攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張したことによって、SASS 利用において注意すべき点が明らかとなった。テストの利用範囲を拡張する場合、妥当性係数はそれが得られた状況に対して特殊であるため、交差検証を行うことが一般的である (APA et al., 1974, p. 36)。今回のケースでは測定対象を拡張したことによってディフェンスラインのギャップづくりを測定する 2 項目の妥当性係数（ここでは因子負荷量）が低下した。しかし、ここでの妥当性係数の低下は積極的に解釈可能な変化であった。妥当性係数を高めるあまりに、状況的特殊性 (situational specificity) に偏り、妥当性の普遍化（一般化）が制限されていない (Messick, 1989)。今回の分析結果では妥当性係数の低い項目を削除することも考えられた。しかし、ディフェンスラインのギャップづくりを測定する 2 項目の妥当性係数が攻撃を開始する場所によって変化することが



示唆されている。状況的特殊性と一般化は相反する概念である。しかし、尺度の利用方法によってその2つの概念の利点を生かして使い分けることができるであろう。例えば、1プレーごとに特化して評価したい場合には今回得られた知見から攻撃開始場所ごとにモデルを構築する必要があるが、攻撃開始場所の割合が類似している群間の技能平均を比較したい場合には、一般的なモデルを用いて分析することができる。加えて、数理統計学的視点から、各因子が2項目しか持たないモデルは推定に問題が生じる。以上の観点から、因子負荷量の低い項目を残したモデルを採用した。さらに、そのモデルの交差妥当性を確保することでモデルの一般化も保証することができた。しかし、因子妥当性の一般的な基準は満たしていない項目も存在するため、拡張 SASS の利用目的に対応する妥当性の検証と合わせて検討していく必要があると思われる。

以上のことから、攻撃技能の測定対象を拡張した拡張 SASS はスペースづくり技能を測定する2項目を除き、因子妥当性が高く、異なる集団においても不変な下位技能を示し、異なる集団に対して同じように適用可能であり、交差妥当性が高いと考えられる。

## 2) 攻撃技能の因果構造の再現性

標本 A を用いた因果構造モデルについて、研究課題 1 - 2 で得られた分析結果と比較すると、上述した検証的因子分析モデルと同様な相違を示した。検証的因子分析モデルと異なった点は誤差相関についてであった。検証的因子分析モデルでくずし技能とスペースづくり技能との相関関係を補完する形で追加された e1-e17 の相関は削除され、代わって e1-e15 の相関が追加された。くずし技能とスペースのづくり技能の関係性は誤差相関ではなく、しかけ技能を介した間接効果として因果関係に表現されたと考えることができる。一方でディフェ

ンスラインの背後のスペースづくり（づくり局面）と前方への移動（くずし局面）の誤差相関は-.27であり，検証的因子分析モデルにおいて因子（技能）間の関係として表現されていたものが誤差相関として表現されたと考えることができる．

因果構造モデルの多母集団同時分析の結果は，すべての母数を標本間で等値したモデルまでモデルの採択基準を満たした．研究課題 1 - 2 の結果から SASS が測定する攻撃技能の因果構造について，技能間の因果関係性は標本に依存せずに等しい関係にあったが，誤差相関の仮定が大きく異なっており，loose cross-validation の水準さえも満たしていなかった．これと比べて，拡張 SASS が測定する攻撃技能の因果構造は誤差相関の仮定も等しく，誤差相関の数も少ない．誤差相関の数が少ないことは仮定している因果関係によって説明される割合が多いことを意味し，SASS よりも拡張 SASS が研究課題 1 - 1 において定性的に導出された攻撃の因果関係性をよく説明できていた．

以上のことから攻撃技能の因果構造は測定対象を拡張する前と同様に攻撃局面の推移に従った逐次的因果関係を形成しており，攻撃技能の因果構造は異なる年代集団においても不変な構造を示し，再現性が高いことが明らかとなった．

## 第5節 結論

本研究課題では、1) 攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した SASS (拡張 SASS) の因子妥当性及び交差妥当性、そして、2) 拡張 SASS から得られる攻撃技能の因果構造および因果構造の再現性を検証することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) 攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した拡張 SASS はスペースづくり技能を測定する2項目を除き、因子妥当性が高く、異なる集団においても不変な下位技能を示し、異なる集団に対して同じように適用可能であり、交差妥当性が高い。
- 2) 攻撃技能の因果構造は測定対象を拡張する前と同様に攻撃局面の推移に従った逐次的因果関係を形成しており、攻撃技能の因果構造は異なる集団においても不変な構造を示し、再現性が高い。

## 第8章 研究課題 1 - 4

## 対戦チーム間における攻撃技能比較による

## 拡張サッカー攻撃技能尺度(拡張 SASS)の基準関連妥当性

## 【要約】

構造方程式モデリングにおける平均構造分析を適用し、拡張SASSから測定される攻撃技能得点(因子得点)を対戦チームごとに推定し、その推定値とサッカー専門家が評価する攻撃技能との類似性から、拡張SASSの基準関連妥当性を検証することを目的とした。標本はFIFA World Cup Korea/Japan 2002<sup>TM</sup>決勝戦における137の攻撃パフォーマンスであった。平均構造分析の結果、スペースづくり技能の平均値においてブラジルがドイツよりも有意に高い値を示し、スペースづくり技能とくずし技能の標準偏差(バラツキ)においてドイツがブラジルよりも有意に大きいことが明らかとなった。そして、この知見は複数の専門家によって作成されたレポートにおける質的な評価と類似していることが示されたことから、拡張SASSが基準関連妥当性の高い尺度であることが確認された。また、各攻撃パフォーマンスを測定する測定項目の尺度得点(単純和)を用いた場合にも、平均構造分析の結果と同様にチーム間差を検出することができたことによって、拡張SASSが指導場面において簡易に活用することが可能な尺度であることが示唆された。

キーワード：基準関連妥当性，攻撃技能評価，平均構造分析

## 第1節 目的

これまでの研究課題では SASS の測定者間の信頼性（客観性）、因子妥当性、交差妥当性ならびに、拡張 SASS の因子妥当性と交差妥当性を検討し、拡張 SASS が指導場面での実用性と交差妥当性の観点から SASS よりも優れていることが明らかとなった。しかしながら、それと同時に拡張 SASS がチームの攻撃パフォーマンスを測定し、攻撃技能の優劣を評価できる妥当なテストであることを断定するためには異なる視点での妥当性の証拠がさらに必要であることが明らかとなった。

AERA et al. (1985)は、「妥当性は常に、得点から成される推論がその証拠によってどの程度裏付けられているかを示すものである。」と述べている。行為についての推論の妥当性を確かめるためには、意図する目的に対するテスト得点の関連性と有用性について評価することが必要である (Messick, 1989)。拡張 SASS は専門家の質的な評価観点を計量し、勝敗に依存せずに攻撃技能を評価することを目的のひとつとしている。したがって、拡張 SASS を用いて測定された集団における攻撃技能の差異を検出し、それが専門家の質的な評価観点と一致していることが拡張 SASS の妥当性を高めることになる。特に、拡張 SASS から求められる評価値と専門家の評価観点の類似性は基準関連妥当性を意味する。

本研究課題では、構造方程式モデリングにおける平均構造分析を適用し、SASS から測定される攻撃技能得点（因子得点）を対戦チームごとに推定し、その推定値（平均値と標準偏差）とサッカー専門家のチーム評価との類似性から、拡張 SASS の基準関連妥当性を検証することを目的とした。

## 第2節 方法

### 1) 標本

本研究課題では拡張 SASS から得られたチームの攻撃技能評価と専門家の質的な評価との類似性を検証するため、専門家の質的な評価が必要であった。したがって、公式大会の中で、最も多くの専門家がその大会を評価し、テクニカルレポートとして公的機関から発行され、かつその評価の信憑性が高いと判断できる書物が多く存在する国際サッカー連盟主催のワールドカップを扱った。

対象にした試合は、2002 FIFA World Cup Korea/Japan™決勝戦のブラジル代表チーム(BRA)対ドイツ代表チーム(GER)であった。分析に用いたデータは 137 回の攻撃パフォーマンスであり、BRAが 54 (39.4%) 回、GERが 83 (60.6%) 回であった。

### 2) 測定対象とした攻撃パフォーマンス

第7章第2節方法において示されている測定対象と同一の攻撃パフォーマンスであった。

### 3) 測定方法

第7章第2節方法において示されている方法に準拠した。

### 4) 拡張 SASS の分析モデル

研究課題 1 - 3 において交差妥当性が確認されている検証的因子分析モデルを分析モデルに設定した(図 8.1)。

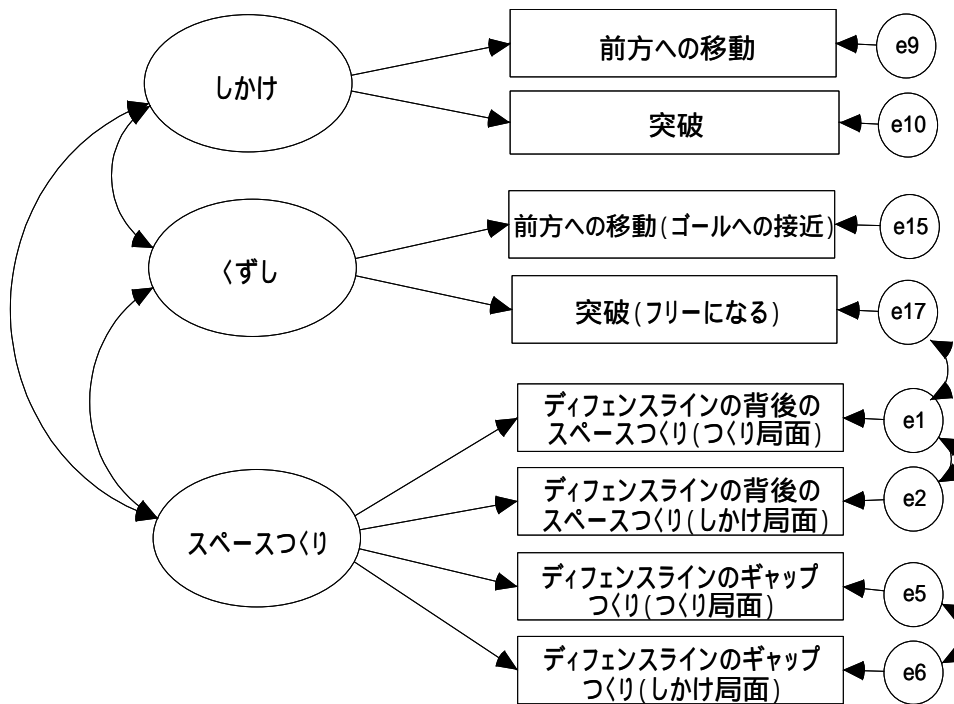


図8.1 拡張SASSの分析モデル

## 5) 統計解析

多母集団同時分析：対戦チーム間における分析モデルの因子不変性

対戦チーム間で因子平均を比較する場合には、最低因子負荷量が対戦チーム間で等値であればよい(Bollen, 1989)。しかし、積極的にチームの攻撃技能構造の相違を比較するためにはより詳細に不変性の水準を検討する必要がある。本研究課題では、詳細に構造の不変性を検討するために以下の手順で分析モデルの検討を行った。(1) 予備分析：チームごとの個別分析,(2) 分散共分散行列の相等性の検討,(3) 配置不変モデル( $M_F$ ),(4)  $M_F$  + 因子負荷量等値モデル( $M_L$ ),(5)  $M_L$  + 因子の共分散等値モデル( $M_{LC}$ ),(6)  $M_{LC}$  + 因子の分散等値モデル( $M_{LV/c}$ ),(7)  $M_{LV/c}$  + 誤差分散等値モデル( $M_{LV/cu}$ ),(8) すべての母数

等値モデル( $M_{ALL}$ ) .

加えて、拡張SASSの検証的因子分析モデルにおける因子の分散を攻撃技能のバラツキと考えると各因子の分散の等値性を検討することは意義深い。したがって、上述の制約モデルの中で、因子負荷量 + 因子間相関等値モデル( $M_{LC}$ )に対して3因子の分散の内、1つだけを等値したモデルから3因子の分散のすべてを等値したモデル( $M_{LV/C}$ と同じ)までを作成し、モデルの適合性を検討した。

ここで、モデルの識別性について、これまで検証的因子分析モデルの識別性を確保するために、因子の分散を1に固定していたが、因子の分散の等値性を検討するためにもうひとつの制約方法である因子から観測変数に対するパスの内のひとつを1に固定する方法を用いることでモデルの識別性を確保した。

#### 平均構造分析

因子平均を検討するために、事前にいくつかの制約をモデルに加える必要がある(Bentler, 1995; Jöreskog & Sörbom, 1993) .検証的因子分析モデルの因子負荷量、観測変数(測定項目)の切片、誤差変数の平均は次のように制約した。(1) 対戦チーム間における配置不変と因子負荷量の等値、(2) チーム間で測定項目の切片を等値、(3) 誤差変数の平均をすべてゼロに固定。これらの制約は対戦チーム間の攻撃技能に差があるとき、それは因子平均に現れるということを表現している。以上が一般的な因子平均を比較する際の制約条件であるが、本研究課題で用いる SASS の検証的因子分析モデルは1因子を2項目だけで測定している技能が存在するため、解を安定させることを目的に対戦チーム間における因子の共分散を等値する制約を追加した。

因子平均の比較に用いられる統計量は2つであった。一つ目の統計量は、モデル適合度であった。事前の制約に加え、両チームの因子平均をゼロに固定し



たモデル( $M_{\text{Fix}}$ )とブラジルの因子平均をゼロにし、ドイツの因子平均を自由母数としたモデル( $M_{\text{Free}}$ )を比較した。もう一方の統計量は因子平均の値の有意性(一変量ワルド検定)である。モデル比較の結果がどちらのモデルを採択したとしても、どの因子平均に違いがあるのか(あるいは違いがないのか)を判断することができない。したがって、 $M_{\text{Free}}$ モデルから推定された因子平均の値の有意性をt値(推定値を標準誤差で割った値)に基づいて検定した。

## 第3節 結果

## 1) 多母集団同時分析

表 8.1 はチームごとの基本統計量を示している。各項目の分布について、ブラジルは尖度が-1.41 から 1.91，歪度が-1.69 から.75 であり，ドイツは尖度が-1.40 から-.32，歪度が-.54 から.62 であり，両標本とも正規分布からの極端な逸脱は認められなかった。多変量正規分布の指標である Mardia の多変量尖度はブラジルにおいて 4.65 (C. R. = 1.35,  $p > .05$ )，ドイツにおいて 2.88 (C. R. = 1.04,  $p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。

表8.1 拡張SASS 8 項目のチーム別記述統計量

測定項目	ブラジル(n = 54)			ドイツ (n = 83)		
	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度
DF背後のスペースづくり (つくり局面)	4.54 ± 0.84	1.91	-1.69	3.30 ± 1.48	-1.31	-.21
DFのGAPづくり (つくり局面)	2.50 ± 1.48	-.85	.75	2.70 ± 1.42	-1.24	.37
DF背後のスペースづくり (しかけ局面)	4.02 ± 1.35	-.23	-1.08	2.93 ± 1.48	-1.34	.22
DFのGAPづくり (しかけ局面)	2.78 ± 1.37	-.94	.51	2.72 ± 1.41	-1.26	.27
前方への移動	3.39 ± 1.54	-1.41	-.37	2.99 ± 1.52	-1.40	.06
突破する	2.52 ± 1.19	-.55	.34	2.27 ± 1.11	-.33	.62
前方への移動(ゴールへの接近)	3.33 ± 1.48	-1.38	-.32	3.49 ± 1.58	-1.28	-.54
突破する(フリーになる)	4.13 ± 0.78	.45	-.73	3.82 ± 0.98	-.32	-.51

注) DF: ディフェンスライン; GAP: ギャップ。

表 8.2 は対戦チーム間における検証的因子分析モデルの因子不変性の検証結果を示している。チームごとの個別分析の結果，両チームとも採択基準を満たす高いモデル適合度を示した。両チームに同一のモデルを仮定できることが確認された後に，チーム間の多母集団同時分析を行った。すべてのモデルにおい

て適解が得られた。配置不変モデル ( $M_F$ ) から因子負荷量と因子の分散共分散等値モデル ( $M_{LV/C}$ ) までがすべての適合度指標においてモデル採択基準を満たす良い適合を示した。誤差分散の等値制約を加えた残り2つのモデル ( $M_{LV/CU}$  と  $M_{ALL}$ ) はカイ2乗値の指標についてモデル採択基準を満たしていなかった。また、分散共分散行列の相等性の検定では、対戦チーム間の有意差が認められた (表 8.2)。

表8.2 対戦チーム間の同時分析のモデル適合度

モデル	$\chi^2$	$p, df$	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
ブラジル	13.249	.507, 14	.960	1.005	1.000	.000	.00 - .127	57.249
ドイツ	14.327	.426, 14	.961	.998	.999	.017	.00 - .109	58.327
$M_F$ : チーム間の配置不変	24.265	.667, 28	.953	1.016	1.000	.000	.00 - .055	112.265
$M_L$ : チーム間の因子負荷量等値	26.655	.775, 33	.949	1.023	1.000	.000	.00 - .044	104.655
$M_{LC}$ : チーム間の因子負荷量と因子の共分散等値	35.803	.478, 36	.931	1.001	1.000	.000	.00 - .061	107.803
$M_{LV/C}$ : チーム間の因子負荷量と因子の分散共分散等値	45.986	.205, 39	.913	.978	.985	.036	.00 - .073	111.986
$M_{LV/CU}$ : チーム間の因子負荷量, 誤差分散, 因子の分散共分散等値	75.376	.005, 47	.855	.927	.939	.067	.00 - .094	125.376
$M_{ALL}$ : チーム間のすべてのパラメータを等値	81.993	.003, 50	.843	.923	.931	.069	.00 - .095	125.993
モデル比較	$\chi^2$ 差	$df$ 差	$p$					
$M_L - M_F$	2.39	5	<i>ns</i>					
$M_{LC} - M_L$	9.148	3	< .05					
$M_{LV/C} - M_{LC}$	10.183	3	< .05					
$M_{LV/CU} - M_{LV/C}$	29.390	8	< .05					
$M_{ALL} - M_{LV/CU}$	6.617	3	<i>ns</i>					

注) 分散共分散行列の相等性検定:  $\chi^2(36) = 57.073, p < .05$ .

次に、 $M_{LC}$ モデルを用いて因子の分散に関する詳細な等値条件を検討した。因子負荷量と因子の共分散を等値したベースラインモデルと比べて、適合度が改善したモデルはしかけ技能（F2）の分散のみを等値したモデルだけであり、すべての適合度指標が最も良い値を示した（表 8.3）。

表8.3 対戦チーム間の因子の分散の不変性

モデル	制約条件	$\chi^2$	$p, df$	NLI	TLI	CFI	RMSEA	90% 信頼区間	AIC
1	ベースライン <sup>a</sup>	35.803	.478, 36	.931	1.001	1.000	.000	.00 - .061	107.803
2	F1の分散のみ等値	41.350	.286, 37	.921	.986	.991	.030	.00 - .070	111.350
3	F2の分散のみ等値	35.823	.524, 37	.931	1.004	1.000	.000	.00 - .058	105.823
4	F3の分散のみ等値	39.814	.346, 37	.924	.991	.994	.024	.00 - .067	109.814
5	F1とF2の分散等値	41.531	.320, 38	.920	.989	.992	.026	.00 - .068	109.531
6	F1とF3の分散等値	45.874	.178, 38	.912	.975	.983	.039	.00 - .075	113.874
7	F2とF3の分散等値	39.821	.389, 38	.924	.994	.996	.019	.00 - .064	107.821
8	すべての分散等値	45.986	.205, 39	.912	.978	.985	.036	.00 - .073	111.986

注) F1: スペースづくり技能; F2: しかけ技能; F3: くずし技能; モデル2から8はベースラインモデルに対して各因子の分散の等値制約を追加したモデルである。

a ベースラインモデルは因子負荷量と因子の共分散を対戦チーム間で等値された。

## 2) 平均構造分析

表 8.4 は因子平均を導入したモデルの適合度指標を示している。対戦チーム間ですべての因子平均をゼロに等値したモデル( $M_{Fix}$ )とブラジルのみをゼロに等

値したモデル( $M_{Free}$ )を比較した結果, $M_{Fix}$ モデルはカイ2乗値が有意となり,モデルが棄却された.他の指標においても $M_{Free}$ モデルが $M_{Fix}$ モデルよりも優れていた. $M_{Free}$ モデルを用いて因子平均の有意性を確認したところ,ドイツのスペースづくり技能の因子平均がブラジルと比較して,有意に低い値を示した(表8.5).標準偏差に注目すると,ブラジルのスペースづくり技能とくずし技能の標準偏差がドイツに比べて小さい傾向にあった(表8.5).この情報を元にしかけ技能とくずし技能の因子平均のみをチーム間で等値したモデル( $M_{F1free}$ )を構築した結果,AICが改善し, $M_{Free}$ モデルよりも低い値を示した(表8.4).

さらに,因子平均をモデルからではなく,各因子を構成する測定項目の尺度得点(加算合計点)から算出して平均値比較を行った場合にも,平均構造モデルから得られた結果と同様にスペースづくり技能のみが有意差を示した(表8.6).

表8.4 平均構造モデルの適合度

モデル	$\chi^2$	$p, df$	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90% 信頼区間	AIC
$M_{Free}$	47.581	.222, 41	.909	.981	.986	.034	.000 - .071	141.581
$M_{Fix}$	81.915	.000, 44	.843	.896	.918	.080	.052 - .106	169.915
事後モデル								
$M_{F1free}$	50.049	.214, 43	.904	.980	.985	.035	.000 - .070	140.049
モデル比較	$\chi^2$ 差		$df$ 差		$p$			
$M_{Fix} - M_{Free}$	34.334		3		< .05			
$M_{Fix} - M_{F1free}$	31.866		1		< .05			

注) 両モデルとも因子負荷量, 因子の共分散, 項目の切片をチーム間で等値した;  $M_{Free}$ : ブラジルの因子平均をゼロに固定し, ドイツの因子平均を自由推定;  $M_{Fix}$ : 両チームの因子平均をゼロに固定;  $M_{F1free}$ : スペースづくり技能の因子平均のみドイツを自由推定.

表8.5 対戦チーム間の因子平均及び標準偏差比較

因子	ブラジル		ドイツ			因子 平均差
	固定 パラメータ <sup>a</sup>	標準 偏差	推定 パラメータ	推定値の 標準誤差	標準 偏差	$p$
スペースづくり技能	0.000	.94	-1.167	.200	1.64	< .05
しかけ技能	0.000	.38	-.111	.071	.39	<i>ns</i>
くずし技能	0.000	1.08	.017	.267	1.62	<i>ns</i>

注) a ブラジルの因子平均はゼロに固定

表8.6 対戦チーム間の尺度得点の比較

因子	ブラジル		ドイツ		平均値差
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	$p$
スペースづくり技能	13.78	3.72	11.65	4.58	< .05
しかけ技能	5.91	2.50	5.24	2.49	<i>ns</i>
くずし技能	7.46	1.95	7.31	2.32	<i>ns</i>

注) 尺度得点は各因子を構成する測定項目の単純和。

#### 第4節 考察

テストが妥当であるという証拠はそのテストが用いられる方法によって異なる (AERA et al., 1985; Moss, 1992). 客観的な指標に基づいて相手チームとの攻撃や守備技能を比較できることは、トレーニングプログラムの構築や修正に有益な示唆を与える。特にジュニアユース・ユース年代においては、1試合ごとの勝敗に依存せずに、技能発達を確認することが指導者に求められる。このような条件を満たす尺度の前提は、対戦チームとのパフォーマンス比較において検出されたチーム間差と専門家の評価観点との一致性が高いことである。拡張 SASS の検証的因子分析モデルでは技能を因子として仮定し、複数の項目を用いて因子(技能)を測定している。このような場合、因子と測定項目との関係性(因子負荷量)が比較対象間で一致していなければならない(測定不変)。表 8.2 に示されるように、対戦チーム間で因子負荷量を等値したモデルが最もよく適合したことは、対戦チーム間比較を行うための前提条件を満足していることを示し、因子負荷量と因子の分散共分散を等値したモデルまでがすべてのモデル適合度指標においてモデルの採択基準を満たしていたことから、拡張 SASS の検証的因子分析モデルが抱えていた、1因子2項目による解の不安定性の問題も解決された。一方で、誤差分散を等値することで、モデル適合度が悪化した。そして分散共分散行列の相等性も満たしていなかった。誤差分散には測定誤差に関連した分散だけではなく、共通因子で説明できない分散も含まれる。すなわち、共通因子によって説明しきれない独自因子が存在し、それはチーム間で異なることを示唆する結果であったと考えられる。したがって、攻撃パフォーマンスを成就するために必要な攻撃技能にはチームに共通な技能と各チームに独自の技能から構成されていることがこの結果から推察された。しかし、誤差

分散の等値制約は実用的に達成することが困難な制約であることがいわれており (Bentler, 1995; Conroy et al., 2003; Cunningham, 1991), 対戦チーム間の攻撃技能比較における各チームに独自の技能の影響は大きくないといえる。

対戦チーム間の攻撃技能比較について, 平均構造分析の結果, チーム間で因子平均が異なる仮定をおいたモデル ( $M_{Free}$ ) が採択され, 攻撃技能に違いがあることが明らかとなった。  $M_{Free}$  モデルから得られた各攻撃技能の因子平均はスペースづくり技能においてブラジルがドイツよりも有意に高い値を示した (表 8.5)。スペースづくり技能の因子平均のみを対戦チーム間で等値した平均構造モデル ( $M_{Free}$ ) が  $M_{Free}$  モデルよりも良いモデル適合を示したことからスペースづくり技能が対戦チーム間で異なることを証明した。日本サッカー協会技術委員会が作成したワールドカップテクニカルレポート (日本サッカー協会技術委員会, 2002) によると, ドイツの攻撃は守備側チームが形成したコンパクトな守備陣形の背後のスペースを無理に利用することはせずに, サイドチェンジなどでボールを運ぶ特徴がある。このことからドイツが積極的にディフェンスラインの背後のスペースを形成していなかったことがわかる。加えて, ブラジルのフォワード選手はボールを受ける際に頻繁に守備者を引き連れて中盤まで戻り, 他の選手がそれによって生まれたスペース (ギャップ又は背後) を利用していたという報告がある (Fédération Internationale de Football Association, 2002)。このような攻撃の特徴から, スペースづくり技能のチーム間差が現れたと考えることができる。

因子の分散は攻撃技能のバラツキを表現している。表 8.3 と表 8.5 の結果から因子の分散はスペースづくり技能とくずし技能においてチーム間で異なることが明らかとなり, 両技能はドイツにおいてバラツキが大きいことが分かった。ブラジルの特徴について, 相手陣内での攻撃からボールを奪われたときに, 中



盤のスペースができ、そこを相手に速攻<sup>30</sup>で使われ、何回か決定的なピンチを招くシーンがあった（日本サッカー協会技術委員会，2002）。相手陣内での攻撃は必然的に攻撃側ディフェンスラインがハーフウェーライン<sup>31</sup>付近まで前進しており、このときに速攻はスペースづくり技能が高い値を示す。しかし本来ドイツの攻撃スタイルは前述したとおり、背後のスペースやギャップを積極的に作ることをしない。このことが、スペースづくり技能のバラツキの大きさに影響したと考えられる。また、くずし技能においてドイツのバラツキが大きかったことについて、ドイツは中央の長身選手に向かったクロスボールを多用する攻撃スタイルであった（FIFA，2002）。拡張SASSでは、くずし局面においてボールが奪われた場合にくずし技能の測定値は最低値となる。クロスボールが成功した場合にはゴール前に向かったパスであることから前方への移動（ゴールへの接近）と突破（フリーになる）は高い値を示す。しかし、クロスボールは攻撃者と守備者が混戦したスペースへのパスのために失敗する確率が高い。したがって、成功したときには測定値が高値、失敗したときには最低値になることが、バラツキの大きさに影響したと考えられる。

拡張 SASS はサッカーの専門家による質的な評価を客観化するために作成された尺度である。今回、質的な評価の基準として用いた国際サッカー連盟や日本サッカー協会のレポートは世界各国の代表監督経験者を含めた複数のサッカー専門家によって作成されている。したがって、拡張 SASS がこれらの報告と一致した攻撃の特徴を検出できたことは、拡張 SASS が妥当性の高い尺度であることを保証する。

以上のことから、拡張 SASS を用いて評価された比較集団間の攻撃技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的な評価による攻撃の優劣と一致し、基準関連妥

<sup>30</sup> 相手の守備体制が整っていないうちに素早くしかける攻撃のこと。

<sup>31</sup> フィールドをゴールを挟んで2等分するラインのこと。

当性が高いことが明らかとなった。

拡張 SASS はサッカーの指導現場において利用することを念頭に置いている。したがって指導者が簡易に利用できる必要がある。しかし、チーム間比較のために用いた因子平均は測定項目の線形結合として表現され、モデル分析を施さなければ得ることができない。これは指導現場における利用の妨げとなる。さらに、拡張 SASS の検証的因子分析モデルは技能と測定項目の関係性に加えて、誤差変数同士の関連を仮定しており、因子平均はこの情報が考慮された値として算出される。本来尺度作成においては、仮説に想定していない誤差相関がないことが望ましい。したがって、この誤差相関を考慮せずに技能評価を行った場合に、誤差相関を考慮した因子平均の値と同様な評価が可能であることが、拡張 SASS の利用価値を高めることになる。これらの問題を解決するために本研究課題では各因子を測定する項目の単純和を用いてチーム間比較を試みた(表 8.6)。その結果、モデル分析から得られた結果と同様な平均値及び標準偏差の差異を検出することができたことから、拡張 SASS が指導場面において簡易に活用することが可能な尺度であることが示唆された。

## 第5節 結論

本研究課題では、構造方程式モデリングにおける平均構造分析を適用し、SASSから測定される攻撃技能得点を対戦チームごとに推定し、その推定値とサッカー専門家が評価する攻撃技能との類似性から、拡張 SASS の基準関連妥当性を検証することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) 拡張 SASS を用いて測定された比較集団間の攻撃技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的評価による攻撃技能の優劣と一致し、基準関連妥当性が高い。

## 第9章 研究課題 2 - 1

## サッカー守備技能尺度 (Soccer Defending Skill Scale: SDSS)

## の作成と因果構造の解明

## 【要約】

サッカーのゲームパフォーマンスからチームの守備技能を測定するためのサッカー守備技能尺度 (Soccer Defending Skill Scale: SDSS) を開発するために、研究課題 1 の尺度構成手続きに加え、多次元的CFAモデルを適用し、SDSSの信頼性及び妥当性を検証し、守備技能を構成する下位技能の因果構造を解明することを目的とした。標本はFIFA World Cup Korea/Japan 2002™決勝戦における 469 の守備パフォーマンスであった。定性的分析及び守備技能を因子と仮定し、構造方程式モデリングを用いて定量的に技能と測定項目の関係性を分析した結果、サッカーにおける守備技能は、攻撃の遅延局面における攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定局面におけるプレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減局面におけるスペースの削減技能から構成され、守備局面の推移に従って因果関係を形成していることが明らかとなった。また、多次元的CFAモデルが一般的CFAモデルよりも適合していたことから、本研究課題で用いたゲームパフォーマンス尺度は守備局面に従う3つの下位技能と守備対象の下位技能であるボール保持者に対する守備技能、非ボール保持者に対する守備技能、スペースに対する守備技能の両側面を測定する因子妥当性の高い多次元的尺度であることが検証された。

キーワード：客観性，因子妥当性，因果構造

## 第1節 目的

研究課題1では攻撃技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度の信頼性および妥当性について検討した。サッカー技能を構成するもう一つの技能は、チームの守備パフォーマンスの成就に必要な守備技能である。

サッカーの守備パフォーマンスについて、いくつかの指導書(Wade, 1967; Worthington, 1980)には、守備のパフォーマンス構造を選手の役割から説明したものと守備の局面構造から説明したものがある。このことから、これらの両方に必要な能力が関与してサッカーゲームにおけるパフォーマンスが成就されていると捉えることができる。さらに、チームの守備パフォーマンスを改善させる立場では、両方の視点からのアプローチが発育発達を考慮したトレーニング段階に応じて使い分けられている(グロッサー・ノイマイヤー, 1995)。したがって、これらの両概念を測定する尺度が望まれる。

2つ以上の方法を用いて2つ以上の特性を測定した時の各測定値間の相関行列は、多特性多方法行列と呼ばれる(Campbell & Fiske, 1959)。このとき、各測定値は特性による影響と方法による影響を同時に受けると仮定される。このような特徴のある多変量データに対する分析手法が提案されている(Marsh, 1988; Marsh, 1993a)。特性要因と方法要因をそれぞれ仮定した多次元的検証的因子分析モデル(多次元的CFA<sup>32</sup>モデル)を構築することで、得られた測定値を特性による影響と方法による影響に分離して検討することが可能となる(Marsh & Richards, 1994; Rees et al., 2000)。この手法を応用することによって、いくつかの技能が混在してパフォーマンスの成就に関与しているような現象を単純に説明することができる。サッカーのゲームパフォーマンスでは、選手の役割と守

---

<sup>32</sup> CFA: Confirmatory factor analysisの略。

備局面の両方の技能の関与を分離して、単純構造として説明することが可能である。

本研究課題では、サッカーのゲームパフォーマンスからチームの守備技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度（サッカー守備技能尺度：Soccer defending skill scale; SDSS）を開発するために、研究課題1の尺度構成手続きに加え、多次元的 CFA モデルを適用し、SDSS の信頼性及び妥当性を検証し、守備技能を構成する下位技能の因果構造を解明することを目的とした。

## 第2節 方法

### 1) 標本

標本は、FIFA World Cup Korea/Japan 2002<sup>TM</sup>決勝戦（ブラジル対ドイツ）における469の守備パフォーマンスであり、ブラジルが283（60.3%）、ドイツが186（39.7%）であった。守備パフォーマンスは、ボールを奪われてから次のパスが相手に渡る、あるいは、守備側がボールを奪うまでの一連の守備動作を1回とした。フィールドを3分割した時、守備パフォーマンスの出現割合は、アタッキングサード：17.3%、ミドルサード：67.9%、ディフェンディングサード：21.6%であった。

### 2) 尺度構成手続き

守備局面と守備対象を考慮したゲームパフォーマンスを測定するために、守備局面と守備対象の構造に基づいた定性的な守備技能構造を仮説した。守備パフォーマンス項目の因子妥当性は構成概念である因子（下位技能）と測定項目との間の関係を数理的に表現した測定方程式のモデル、守備局面に従う下位技能間の因果構造、及び守備局面と守備対象から構成される多次元的構造から検証した。守備パフォーマンスの尺度構成手続きは、

守備パフォーマンスの仮説構造の構築：特性要因分析、ブレインストーミング法、マトリクス図法、

測定項目の客観性の検討：級内相関係数、

測定項目の選択：測定項目の度数分布特性の確認、局面ごとの検証的因子分析、

予備分析：選択された項目による探索的因子分析

因子妥当性の検討：検証的因子分析（一般的 CFA モデル），  
因果構造の検討：構造方程式モデリング（多重指標モデル），  
測定項目の多次元性の検討：構造方程式モデリング（多次元的 CFA モデル  
と一般的 CFA モデルの比較），であった。

### 3) 守備パフォーマンスの仮説構造

Hughes & Bartlett (2002) は、バイオメカニクス研究に用いられる変数と同じように、ゲームパフォーマンス分析に用いられる変数がパフォーマンスの構造を明確にしたうえで選択される必要があることと、ゲームパフォーマンス分析では指導者が試合中に認識している質的な部分を測定する必要性を指摘している。したがって、分析の対象とする仮説構造を構築するために、第1に先行研究(Hughes, 1980; 大石・山中, 1983; 瀧井, 1995; Wade, 1967; Worthington, 1980; 山中, 1980)に基づいてサッカーゲームの守備局面構造を仮定した。第2に、日本サッカー協会公認の有資格者7名を対象として、ブレインストーミング(Brain Storming: BS)法(Clark, 2002)を伴うマトリクス図法と特性要因分析(細谷, 1982; QC手法開発部会, 1979)を実施し、守備局面と守備対象を考慮した定性的なゲームパフォーマンス構造を分析し、フィッシュボーンダイアグラム(魚の骨図)に表現し、測定項目を設定した(鈴木・西嶋, 2002; 鈴木ほか, 2001)。各守備局面においてボール保持者、非ボール保持者、スペースの3つの守備対象のゲームパフォーマンスを測定した。

### 4) 守備局面の測定時点

守備局面は、第1章第6節仮定に基づき、攻撃の遅延局面、プレー方向・スペースの限定局面、スペースの削減局面から構成されていると仮定した。攻撃



の遅延局面は一つ目のパスが行われてから，攻撃側選手がボールを受けるまでの時点とした．プレー方向・スペースの限定局面は攻撃側選手がボールを受けた時点からパスを行うまでとした．スペースの削減局面はプレー方向・スペースの限定局面の終了時点からボールを奪うまたはパスカットやアウトオブプレーになった時点までとし，ボールを奪うまたはパスカット，アウトオブプレーにできず相手の攻撃が終了しなかった場合には，同時に攻撃の遅延局面へと移行しているものと判断し，両局面の測定を行った．なお，ボールを受けた後にパスをせずにシュートした場合は分析から除外し，ボールを受けずにそのままワンタッチパス<sup>33</sup>を行った場合は攻撃の遅延局面とプレー方向・スペースの限定局面は同一であると仮定した．

#### 5) データ収集

研究課題 1 において用いた方法と同様な手続きで行った．

#### 6) 測定方法

測定項目は表 9.1 に示すように距離，角度などの比率尺度であるが，画像から競技場縮図に位置座標をプロットする際の測定誤差と指導現場での実用性を考慮して，間隔尺度に設定した．構造方程式モデリングでは間隔尺度を分析に用いる場合には 5 件法以上の尺度水準が望ましいとされていること (Bentler & Chou, 1987)，そして SASS の測定に用いた 5 件法では天井効果が認められたことから，尺度の間隔を 6 段階に設定した．

---

<sup>33</sup> ボールを止めることなしに，ファーストタッチでパスを行うこと．

表9.1 守備パフォーマンスの測定項目

測定時点	守備局面	守備対象	測定動作	測定項目	尺度						
					単位	1	2	3	4	5	6
レシーブ時点 (1回目)	攻撃の遅延	ボール保持者	ディレイ	1) ボール保持者に対する第1守備者の位置	角度	>=150	150>	120>	90>	60>	30>
				2) ボール保持者の攻撃方向に対する体の向き	角度	<30	60>	90>	120>	150>	>=150
		非ボール保持者	マーキング	3) フリーな攻撃者	人	>=5	4	3	2	1	0
				4) 守備者の裏をとっている攻撃者の状況	人	>=5	4	3	2	1	0
				5) 守備者のポジョニング	人	0	1	2	3	4	>=5
				6) 守備側の最終ラインの状況	距離 (m)	>=10	10>	8>	6>	4>	2>
レシーブ時点 (2回目)		ボール保持者	ワンサイドカット	7) ボール保持者の攻撃方向	角度	<30	60>	90>	120>	150>	>=150
				8) 第1守備者がふさいでいるパスコース	人	0	1	2	3	4	>=5
パス時点	プレー方向・スペースの限定	非ボール保持者	パスコースの遮断	9) 第1守備者以外がふさいでいるパスコース	人	0	1	2	3	4	>=5
				10) フリーな攻撃者	人	>=5	4	3	2	1	0
		スペース	守備のバランスコントロール	11) 守備側の最終ラインの状況	距離 (m)	>=10	10>	8>	6>	4>	2>
				12) サイドのスペース	距離 (m)	>=30	30>	25>	20>	15>	10>
				13) 第1守備者のプレッシャー	距離 (m)	>=9	9>	7>	5>	3>	1>
				14) ボール保持者の攻撃方向に対する体の向き	角度	<30	60>	90>	120>	150>	>=150
レシーブ時点 (2回目)	スペースの削減	非ボール保持者	守備の集中	15) 第2守備者のプレッシャー	距離 (m)	>=11	11>	9>	7>	5>	3>
				16) パスを受けることができる攻撃者	人	>=5	4	3	2	1	0
スペース	厚みと幅の削減			17) 攻撃側の幅	距離 (m)	>=50	50>	40>	30>	20>	10>
				18) 攻撃側の厚み	距離 (m)	>=25	25>	20>	15>	10>	5>

注)測定項目の番号は図中の番号に対応。

測定の具体的方法は表 9.1 , 図 9.1 , 図 9.2 ( pp. 186-187 ) に示されている .

攻撃の遅延局面ではボール保持者に対するディレイ<sup>34</sup>動作 ( 図中 1 , 2 ) , 非ボール保持者に対するマーキング<sup>35</sup>動作 ( 図中 3 , 4 ) , スペースに対するスペースのカバーリング<sup>36</sup>動作 ( 図中 5 , 6 ) が測定された . ディレイ動作はボール保持者に対する第 1 守備者<sup>37</sup>の位置 ( ディレイ 1 ) とボール保持者の攻撃方向に対する体の向き ( ディレイ 2 ) により測定された . ディレイ 1 ではゴール方向を基準としたときの第 1 守備者とボール保持者の成す角度を計測し , 150 ° 以上から 30 ° 未満までの 30 ° 単位の間隔尺度により構成された . ディレイ 2 では守備側ゴールの中心とボール保持者の正面方向の成す角度を計測し , 30 ° 未満から 150 ° 以上までの 30 ° 単位の間隔尺度により構成された . マーキング動作はフリーな攻撃者 ( マーキング 1 ) と守備者の裏をとっている攻撃者の状況 ( マーキング 2 ) により測定された . マーキング 1 ではボール保持者よりもゴールに近い攻撃者の中で守備者から 5 m 以上離れている選手の人数を計測し , 5 人以上から 0 人までの 1 人単位の間隔尺度により構成された . マーキング 2 ではボール保持者よりもゴールに近い攻撃者の中で守備者の視野から外れている攻撃者の人数を計測し , 5 人以上から 0 人までの 1 人単位の間隔尺度により構成された . スペースのカバーリング動作は守備者のポジショニング ( スペースのカバーリング 1 ) と守備側の最終ラインの状況 ( スペースのカバーリング 2 ) により測定された . スペースのカバーリング 1 ではボール保持者よりもゴールに近い守備者の中で自らが守るべき攻撃者よりもゴールの近くに位置している守備者の人数を計測し , 0 人から 5 人以上までの 1 人単位の間隔尺度により構成さ

<sup>34</sup> 守備の戦術のひとつで , 相手の攻撃を遅らせること .

<sup>35</sup> 攻撃者のポジションに合わせてポジションをとり , ボールを奪うための体勢をつくること .

<sup>36</sup> 味方の守備者が攻撃者に突破されたときに , すぐ守りに行けるポジションをとること .

<sup>37</sup> ボール保持者に対する守備者のこと .

れた。スペースのカバーリング 2 ではボール保持者よりもゴールに近い守備者の中で最もタッチラインに近い選手と最後尾にいる守備者との距離（ゴールラインに対する鉛直距離）を計測し，10m以上から 2 m未満までの 2 m単位の間隔尺度により構成された。

攻撃の遅延局面におけるすべての動作の測定時点は攻撃側の選手がボールを受けた時点であった。

プレー方向・スペースの限定局面ではボール保持者に対するワンサイドカット<sup>38</sup>動作（図中 7, 8）, 非ボール保持者に対するパスコースの遮断動作（図中 9, 10）, スペースに対する守備のバランスコントロール動作（図中 11, 12）が測定された。ワンサイドカット動作はボール保持者の攻撃方向（ワンサイドカット 1）と第 1 守備者がふさいでいるパスコース（ワンサイドカット 2）により測定された。ワンサイドカット 1 ではゴールの中心とパス又はドリブルした方向の成す角度を計測し，30°未満から 150°以上までの 30°単位の間隔尺度により構成された。ワンサイドカット 2 では第 1 守備者がふさいでいるパスコースの数を計測し，0 人から 5 人以上までの 1 人単位の間隔尺度により構成された。パスコースの遮断動作は第 1 守備者以外がふさいでいるパスコース（パスコースの遮断 1）とフリーな攻撃者（パスコースの遮断 2）により測定された。パスコースの遮断 1 では第 1 守備者以外がふさいでいるパスコースの数を計測し，0 人から 5 人以上までの 1 人単位の間隔尺度により構成された。パスコースの遮断 2 ではボール保持者よりもゴールに近い攻撃者の中で守備者から 5 m以上離れている選手の人数を計測し，5 人以上から 0 人までの 1 人単位の間隔尺度により構成された。守備のバランスコントロール動作は守備側の最終ラインの状況（守備のバランスコントロール 1）, サイドのスペース（守備のバランスコ

<sup>38</sup> 守備者が相手の攻撃の方向性を限定する為の動作のこと。

ントロール2)により測定された。守備のバランスコントロール1ではボール保持者よりもゴールに近い守備者の中で最もタッチラインに近い選手と最後尾にいる守備者との距離(ゴールラインに対する鉛直距離)を計測し、10m以上から2m未満までの2m単位の間隔尺度により構成された。守備のバランスコントロール2ではボール保持者よりもゴールに近い守備者の中で最もタッチラインに近い守備者とタッチラインとの距離(タッチラインに対する鉛直距離)を計測し、30m以上から10m未満までの5m単位の間隔尺度により構成された。

プレー方向・スペースの限定局面における動作の測定時点はワンサイドカット動作が攻撃側の選手がパスを終了した時点、その他の動作は攻撃側の選手がパスをした時点であった。

スペースの削減局面ではボール保持者に対するチャレンジ<sup>39</sup>動作(図中13,14)、非ボール保持者に対する守備の集中<sup>40</sup>動作(図中15,16)、スペースに対する厚みと幅の削減動作(図中17,18)が測定された。チャレンジ動作は第1守備者のプレッシャー(チャレンジ1)とボール保持者の攻撃方向に対する体の向き(チャレンジ2)により測定された。チャレンジ1ではボール保持者と第1守備者との距離を計測し、9m以上から1m未満までの2m単位の間隔尺度により構成された。チャレンジ2では守備側のゴールの中心とボール保持者の正面方向の成す角度を計測し、30°未満から150°以上までの30°単位の間隔尺度により構成された。守備の集中動作は第2守備者<sup>41</sup>のプレッシャー(守備の集中1)とパスを受けることができる攻撃者(守備の集中2)により測定された。守備の集中1ではボール保持者と第2守備者との距離を計測し、11m以上から3m未満までの2m単位の間隔尺度により構成された。守備の集中2ではボー

<sup>39</sup> ボール保持者に対してプレッシャーをかけに行く行為のこと。

<sup>40</sup> 守備者が攻撃者の活動するスペースを規制し、ボールを奪うためのボール保持者への囲い込みのこと。

<sup>41</sup> 第1守備者を後方からサポートする守備者全般を指す。

ル保持者よりもゴールに近い攻撃者の中で、パスコースがふさがれていない攻撃者の人数を計測し、5人以上から0人までの1人単位の間隔尺度により構成された。厚みと幅の削減動作は攻撃側の幅（幅の削減）と攻撃側の厚み（厚みの削減）により測定された。幅の削減では守備者の中で最も左右のタッチラインに近い選手間の距離（タッチラインに対する鉛直距離）を計測し、50m以上から10m未満までの10m単位の間隔尺度により構成された。厚みの削減では最もゴールラインに近い攻撃者とボール保持者との距離（ゴールラインに対する鉛直距離）を計測し、25m以上から5m未満の5m単位の間隔尺度により構成された。

スペースの削減局面における動作の測定時点は攻撃側の選手がパスを終了した時点であった。攻撃側選手のパスが終了せずに相手の攻撃が継続している場合には、パス終了時点を測定する動作に限り、攻撃側選手がボールを受けた時点のパフォーマンスを測定した。なお、攻撃側選手のパスが味方選手に渡る前に守備側選手によりインターセプト<sup>42</sup>された場合には、スペースの削減局面における測定値は最大の6とした。

---

<sup>42</sup> 相手のパスを相手側選手が受け取る前に奪うこと。

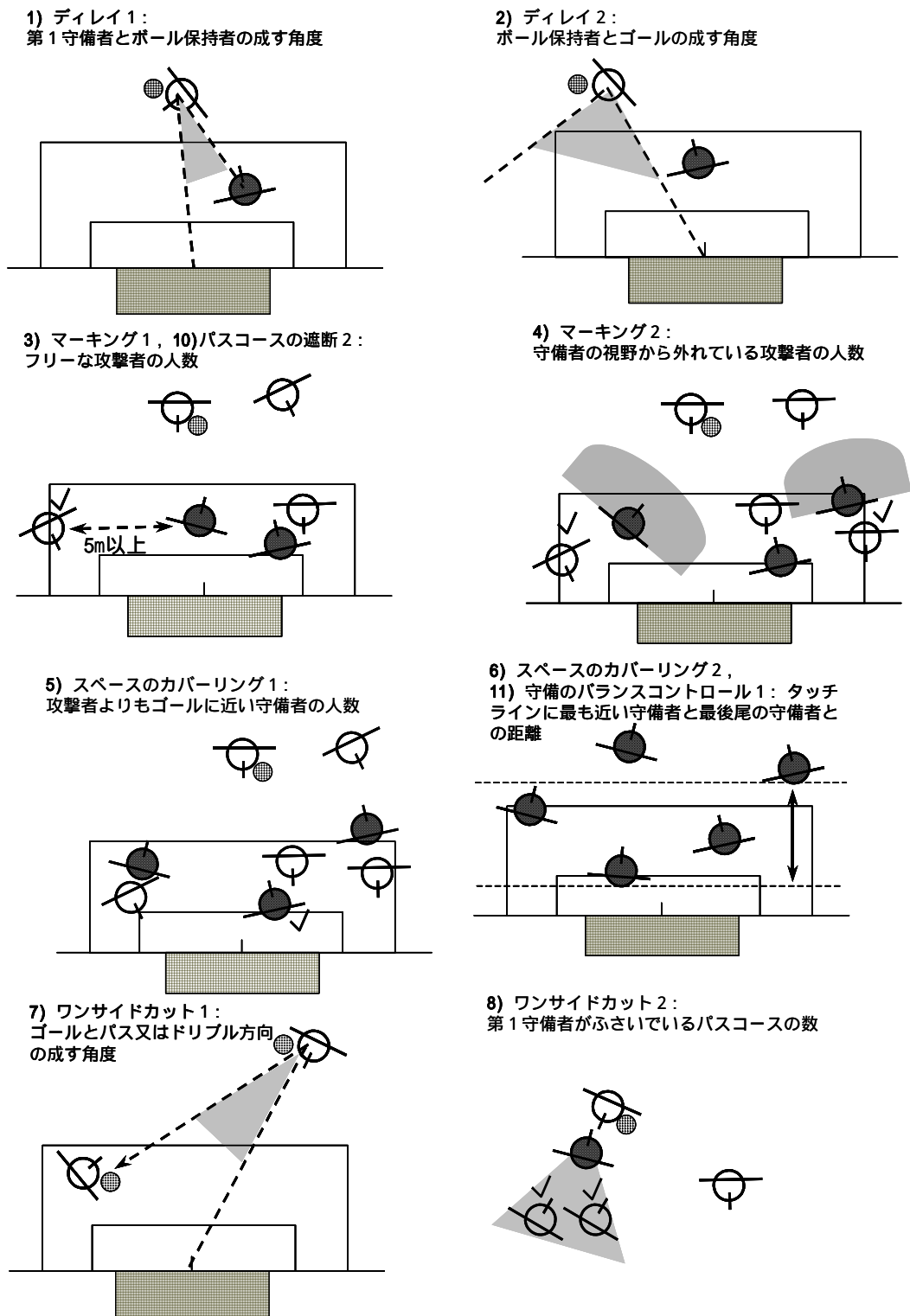
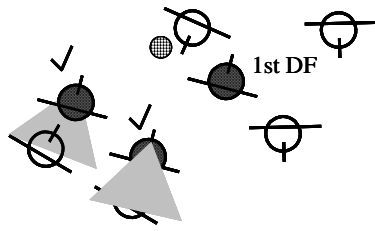
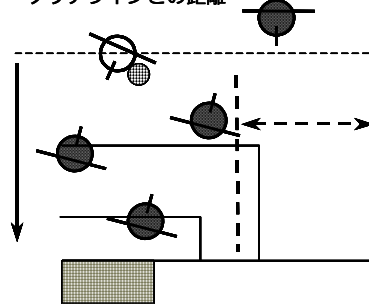


図9.1 守備パフォーマンスの測定方法 ( 1 )

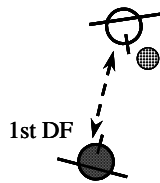
9) パスカートの遮断1：  
第1守備者以外がふさいでいるパスコースの数



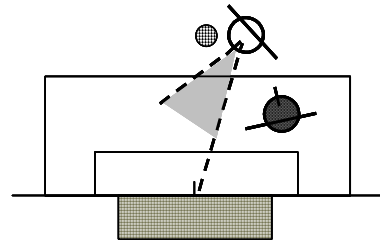
12) 守備のバランスコントロール2：  
最もタッチラインに近い守備者とタッチラインとの距離



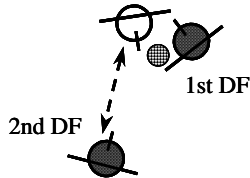
13) チャレンジ1：  
第1守備者とボール保持者の距離



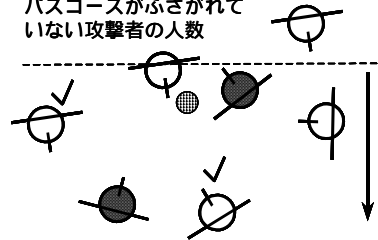
14) チャレンジ2：  
ボール保持者とゴールの成す角度



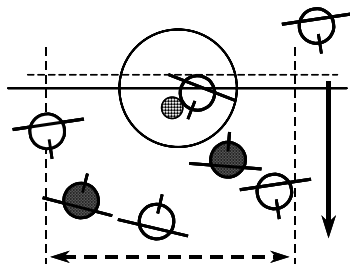
15) 守備の集中1：  
第2守備者とボール保持者の距離



16) 守備の集中2：  
パスコースがふさがれていない攻撃者の人数



17) 幅の削減：  
最も左右のタッチラインに近い攻撃者間の距離



18) 厚みの削減：  
最もゴールラインに近い攻撃者とボール保持者との距離

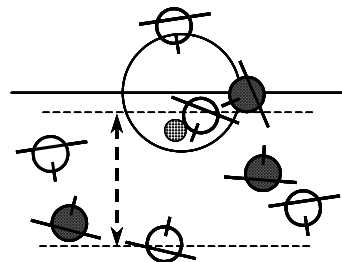


図9.2 守備パフォーマンスの測定方法(2)



## 6) 統計解析

測定項目の客観性を検討するために級内相関係数を算出した。3名の測定者は試合開始から30回の守備パフォーマンスを測定した。他者の影響を取り除くために、測定者は個別に測定を行った。

構造方程式モデリングでは標本の多変量正規分布を仮定していることから測定項目の最頻値が1または6の項目は予め分析から除外した。

18の測定項目を指導現場での利用を考慮し、少数項目に絞り込むために守備パフォーマンスの仮説構造に基づいて守備局面ごとに一般的検証的因子分析(一般的CFA)を実施し、各守備技能因子から妥当性の高い9つの測定項目を選択した。選択された測定項目を用いた一般的CFAモデルを構築し、因子(技能)と測定項目の関係を検証した。

一般的CFAの結果に基づいて、多重指標モデルによる守備局面に従う因果構造モデルを構成し、構造方程式モデリングを用いて検証した。守備局面の推移に従い、攻撃の遅延局面では攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定局面ではプレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減局面ではスペースの削減技能が関与していると仮定した。

守備パフォーマンス構造は選手の役割(守備対象)から説明される場合(Worthington, 1980)と守備の局面構造(守備局面)から説明される場合(Wade, 1967)とがあることから、技能を因子と仮定した分析を行う場合に、両側面が抽出されることが予想された。したがって、守備技能は守備局面に対応する技能と守備対象に対応する技能とに分離して測定することが適切である可能性がある。

複数の方法を用いて測定される概念(特性)が複数存在する場合に得られる相関行列は多特性多方法行列と呼ばれる(Campbell & Fiske, 1959)。この行列

を用いて検証的因子分析を行う場合の代表的なモデルに Trait-method CFA model of MTMM data (Marsh, 1993a)がある。このモデルは特性と方法を因子として仮定した検証的因子分析モデルである。本研究課題の守備技能に置き換えた場合、特性と方法ではなく、異なる2つの特性（守備局面に関する特性と守備対象に関する特性）となる。本来は、測定項目の分散を特性要因の分散と方法要因の分散とに分離して説明することが Trait-method CFA model の目的であるが、本研究課題では測定項目の分散を守備局面に関する特性と守備対象に関する特性に分離することを目的とした。このモデルをここでは多次元的 CFA モデルとした。モデルの妥当性は守備局面と守備対象を因子とする多次元的 CFA モデルと守備局面からみた守備技能だけを因子に持つ通常の CFA モデルとの比較から判断した。

なお、本研究課題では通常の検証的因子分析モデルは多次元的 CFA モデルと比較して議論されるため、Marsh (1988)に倣い、一般的 CFA モデルとした。

多次元的 CFA モデルの識別性を確保するために、モデルに対して以下の制約を加えた。

潜在変数（技能）の分散を1に固定。

誤差変数から観測変数へのパスを1に固定。

### 第3節 結果

#### 1) 守備パフォーマンスの構造

図 9.3 は、7名の有資格者によるブレインストーミング法によって得られた各パフォーマンス要素をマトリクス図法、特性要因分析、先行研究を用いてまとめた守備パフォーマンスの定性的因果構造を示している。守備パフォーマンスは守備局面に対応する攻撃の遅延、プレー方向・スペースの限定、スペースの削減の3領域に大別された。攻撃の遅延はディレイ（ボール保持者に対する守備）、マーキング（非ボール保持者に対する守備）、スペースのカバーリング（スペースに対する守備）から構成された。プレー方向・スペースの限定はワンサイドカット（ボール保持者に対する守備）、パスコースの遮断（非ボール保持者に対する守備）、守備のバランスコントロール（スペースに対する守備）から構成された。スペースの削減はチャレンジ（ボール保持者に対する守備）、守備の集中（非ボール保持者に対する守備）、厚みと幅の削減（スペースに対する守備）から構成された。

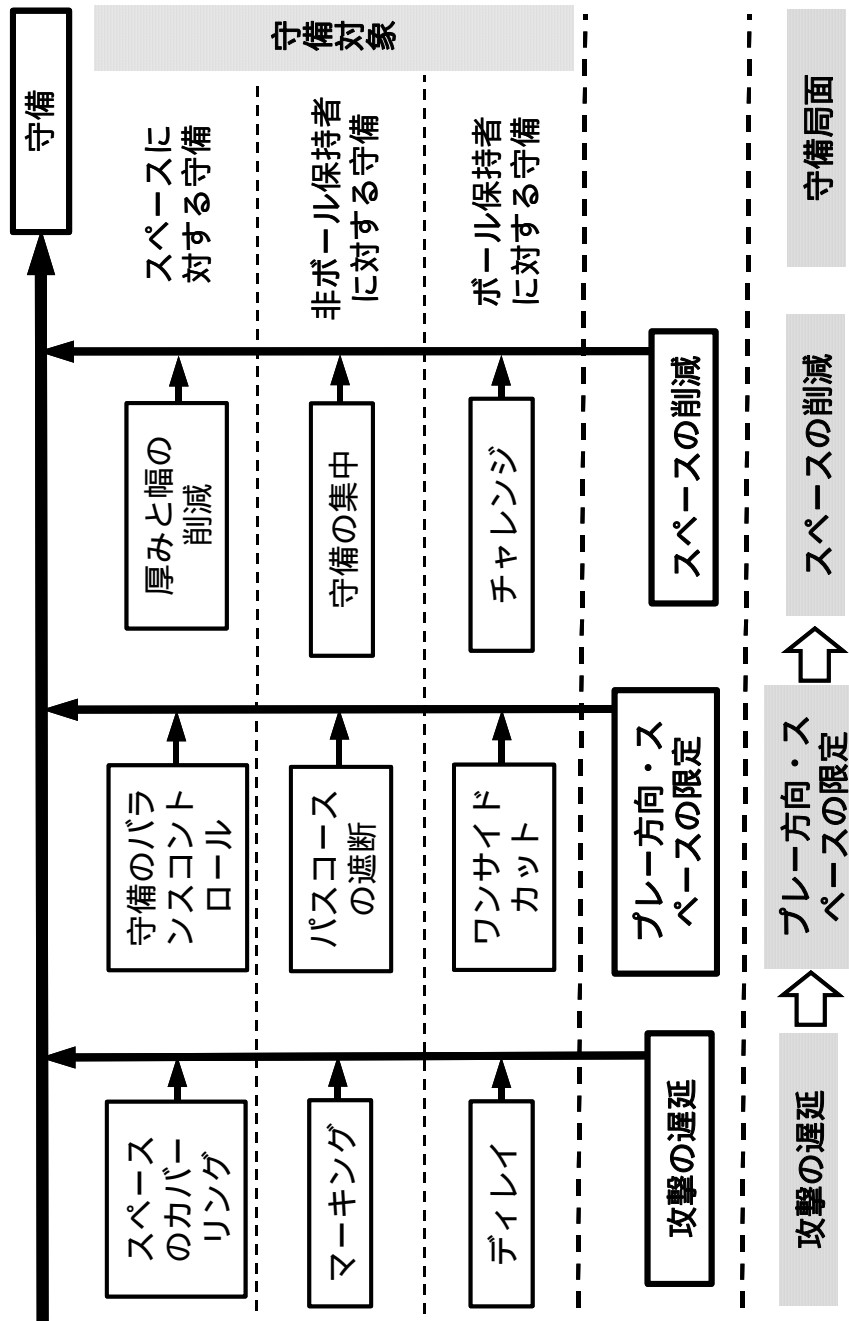


図9.3 守備パフォーマンスの構造

## 2) 測定項目の正規性

表 9.2 は測定項目の基本統計量を示している。各項目の分布について、尖度が -1.54 から 1.77、歪度が -1.64 から .91 であり、極端な正規分布からの逸脱は認められなかったが、ディレイ 1 では最頻値が 6 を示し、天井効果が認められたため、以後の分析から削除した。

表9.2 測定項目の基本統計量

守備局面	測定項目	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度	最頻値
攻撃の遅延	1) ディレイ 1	5.09 ± 1.37	1.77	-1.64	6
	2) ディレイ 2	2.96 ± 1.90	-1.28	.45	2
	3) マーキング 1	4.17 ± 1.41	-.52	-.56	5
	4) マーキング 2	2.05 ± .92	-.77	.14	2
	5) スペースのカバーリング 1	3.08 ± 1.35	.30	.70	3
	6) スペースのカバーリング 2	2.76 ± 1.65	-.54	.91	2
プレー方向・ スペースの限定	7) ワンサイドカット 1	3.17 ± 1.56	-.90	.23	3
	8) ワンサイドカット 2	2.13 ± 1.03	1.01	.97	2
	9) パスコースの遮断 1	2.97 ± 1.20	-.44	.19	3
	10) パスコースの遮断 2	2.86 ± 1.31	-.35	.56	2
	11) 守備のバランスコントロール 1	2.73 ± 1.67	-.53	.82	2
	12) 守備のバランスコントロール 2	2.96 ± 1.39	-1.21	-.06	4
スペースの削減	14) チャレンジ 1	3.79 ± 1.78	-1.27	-.27	5
	15) チャレンジ 2	3.26 ± 2.20	-1.54	.24	2
	16) 守備の集中 1	3.14 ± 1.75	-1.25	.24	2
	17) 守備の集中 2	4.48 ± 1.83	.28	-.94	5
	18) 幅の削減	3.81 ± 1.91	-1.42	-.34	5
	19) 厚みの削減	3.93 ± 1.92	-1.37	-.34	5

## 2) 客観性

表 9.3 に示されるように級内相関係数はすべての項目において、.77 以上の高い値を示した。

表9.3 測定項目の客観性

守備局面	測定項目	級内相関係数
攻撃の遅延	1) デイレイ 1	.93
	2) デイレイ 2	.88
	3) マーキング 1	.88
	4) マーキング 2	.77
	5) スペースのカバーリング 1	.77
	6) スペースのカバーリング 2	.78
プレー方向・ スペースの限定	7) ワンサイドカット 1	.81
	8) ワンサイドカット 2	.95
	9) パスコースの遮断 1	.80
	10) パスコースの遮断 2	.86
	11) 守備のバランスコントロール 1	.94
	12) 守備のバランスコントロール 2	.86
スペースの削減	14) チャレンジ 1	.95
	15) チャレンジ 2	.91
	16) 守備の集中 1	.95
	17) 守備の集中 2	.88
	18) 幅の削減	.98
	19) 厚みの削減	.98

### 3) 守備局面ごとの検証的因子分析

Mardia の多変量尖度は攻撃の遅延局面において-1.09 (C. R. = -1.72,  $p > .05$ ), プレー方向・スペースの限定局面において 2.20 (C. R. = 1.40,  $p > .05$ ), スペースの削減局面において-2.70 (C. R. = -1.71,  $p > .05$ ) とすべてにおいて多変量正規分布の条件を満たす値を示した。表 9.4 は守備局面ごとに守備対象を下位技能(因子)に仮定した検証的因子分析の結果(標準解)を示している。因子から測定項目に対するパス係数は仮説と対応する 1 又は 2 項目のみを自由母数とし, それ以外のパス係数はゼロに固定した。適合度指標はすべての局面において AGFI = .97 以上, TLI = .93 以上, CFI = .98 以上, RMSEA = .05 以下といずれの指標も高い適合度を示し, モデルを採択できる基準を満たした(表 9.5)。

表9.4 検証的因子分析による各守備局面の因子構造：標準解

変数	因子負荷量			誤差相関 <sup>b</sup>
	ボール保持者 に対する守備 (F1)	非ボール保持者 に対する守備 (F2)	スペースに 対する守備 (F3)	
<b>攻撃の遅延局面</b>				
ディレイ 2	1.00 <sup>c</sup>	0	0	.10 <sup>a</sup>
マーキング 1	0	.92	0	
マーキング 2	0	.23	0	
スペースのカバーリング 1	0	0	.99	
スペースのカバーリング 2	0	0	.28	
因子相関				
因子	F1	F2	F3	
F1	1.00			
F2	.30	1.00		
F3	.24	.44	1.00	
<b>プレー方向・スペースの限定局面</b>				
	(F1)	(F2)	(F3)	
ワンサイドカット 1	.99	0	0	.26
ワンサイドカット 2	.05	0	0	
パスコースの遮断 1	0	.17	0	
パスコースの遮断 2	0	.54	0	
守備のバランスコントロール 1	0	0	.08	
守備のバランスコントロール 2	0	0	.82	
因子相関				
因子	F1	F2	F3	
F1	1.00			
F2	.19	1.00		
F3	.62	.11	1.00	
<b>スペースの削減局面</b>				
	(F1)	(F2)	(F3)	
チャレンジ 1	.94	0	0	.36
チャレンジ 2	.64	0	0	
守備の集中 1	0	.72	0	
守備の集中 2	0	.60	0	
幅の削減	0	0	.78	
厚みの削減	0	0	.77	
因子相関				
因子	F1	F2	F3	
F1	1.00			
F2	0.97	1.00		
F3	0.95	0.82	1.00	

注) aを除くすべての係数が有意 ( $p < .05$ ) .

b: 仮定した誤差相関は以下の3つであった: マーキング2とスペースのカバーリング2; ワンサイドカット1とパスコースの遮断2; 守備の集中2と厚みの削減.

c: 誤差分散を0に固定.



表9.5 各守備局面の検証的因子分析のモデル適合度

適合度	各守備局面のモデル		
	攻撃の 遅延局面	プレー方向 ・スペースの 限定局面	スペースの 削減局面
$\chi^2$	6.862	6.821	9.915
$p$	.076	.338	.078
GFI	.994	.995	.993
AGFI	.971	.984	.971
NFI	.964	.931	.992
TLI	.929	.975	.988
CFI	.979	.990	.996
RMSEA	.052	.017	.046

## 4) 守備技能の探索的因子分析

表 9.6 は各パフォーマンスの代表項目を用いた検証的因子分析を実施する前の事前分析として行われた探索的因子分析の結果である。各パフォーマンスの代表項目には表 9.4 の分析において因子負荷量の高かった項目を用い、各パフォーマンス要素を測定する計 9 項目から構成された。分析の結果、58.0%を説明する 4 因子が抽出された。各因子とも.47 以上の因子負荷量が 1 つの因子に対してのみ高い値を示した。事前に構築された守備パフォーマンスの仮説と照らし合わせ、各因子は表に示す通りに命名した。

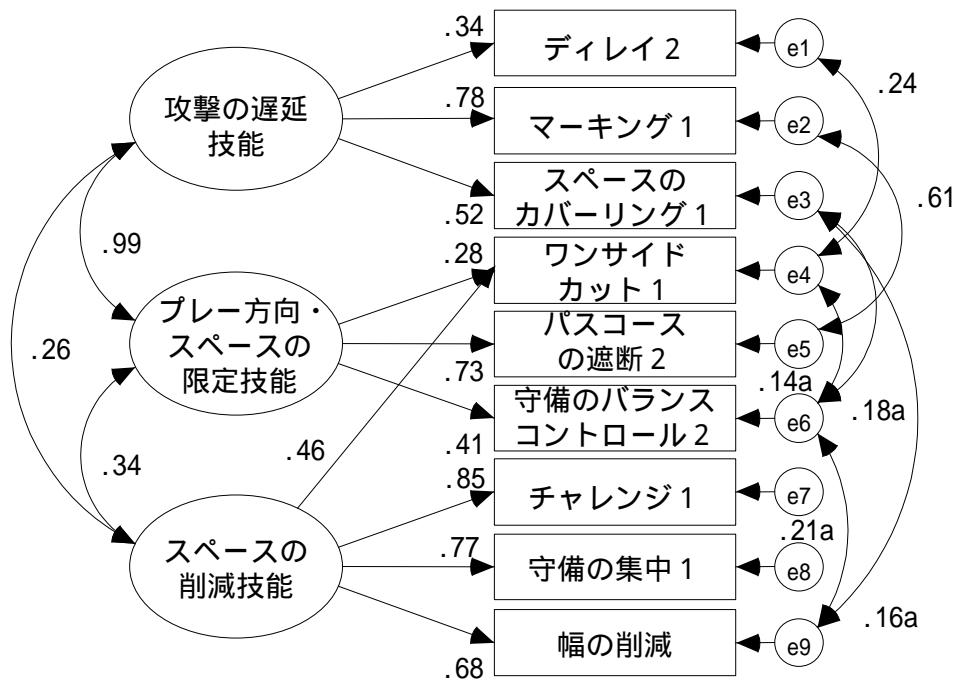
表9.6 探索的因子分析による守備技能の因子構造：因子パターン行列

変数	スペースの削減技能 (F1)	ボール保持者 に対する守備 技能 (F2)	非ボール保持 者に対する守 備技能 (F3)	スペースに 対する守備 技能 (F4)	共通性
	チャレンジ 1	.89	.04	-.09	
守備の集中 1	.86	.05	-.07	-.03	.72
幅の削減	.55	-.12	.26	.00	.42
パスコースの遮断 2	-.01	1.00	-.03	.06	.92
マーキング 1	.02	.81	.08	-.04	.76
守備のバランス コントロール 2	.01	-.01	.73	-.11	.51
スペースの カバーリング 1	-.01	.11	.47	.22	.39
ディレイ 2	-.13	.03	-.02	.65	.39
ワンサイドカット 1	.24	-.01	.08	.51	.37
因子相関					
因子	F1	F2	F3	F4	
F1	1.00				
F2	.26	1.00			
F3	.34	.45	1.00		
F4	.19	.43	.20	1.00	

注) 因子抽出法：最尤法；回転：斜交プロマックス。

5) 守備技能の検証的因子分析

Mardia の多変量尖度 は-2.18 (C. R. = -1.68,  $p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。図 9.4 は、各パフォーマンス要素を代表する 9 項目を用いて守備局面に対応した守備の下位技能を因子に仮定した検証的因子分析の標準解を示している。修正指標に従いパスを追加することによって、初期モデルに対してカイ 2 乗値の有意な減少を示すものの中で、内容的に解釈可能であり、パス係数の有意性が確認されたパスを追加したモデルを最終解とした。モデルの適合度指標は、いずれの指標も高い適合度を示し、モデルを採択できる基準を満たす値を示した。誤差相関 e2-e5 が.61 と高い値を示した。

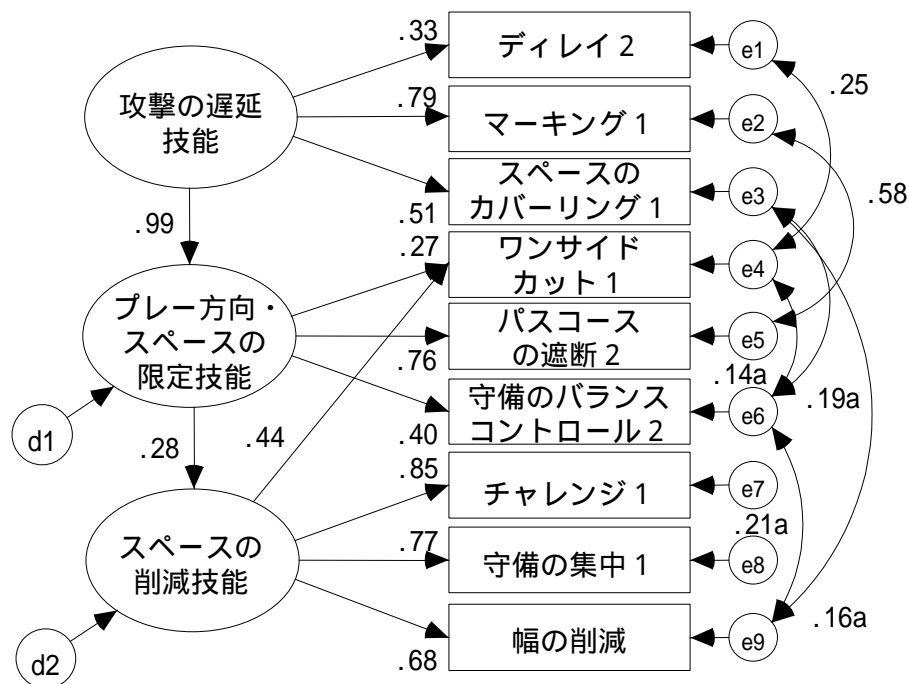


GFI=.987 AGFI=.968 NFI=.981 TLI=.988 CFI=.994  
 RMSEA=.032  $\chi^2=26.739$  ( $p = .084$ ) AIC=80.739  
 注)パス図中の係数はaを除き、すべて有意 ( $p < .05$ )

図9.4 守備技能の検証的因子分析モデル

6) 守備技能の因果構造

図 9.5 は、多重指標モデルによる守備局面に従う下位技能間の因果構造モデルの標準解を示している。モデルに対する修正は検証的因子分析と同様であった。モデル適合度指標は AGFI = .97, TLI = .98, CFI = .99, RMSEA = .04 といずれの指標も高い適合度を示し、モデルを採択できる基準を満たした。下位技能間のパス係数は攻撃の遅延 プレー方向・スペースの限定が.99, プレー方向・スペースの限定 スペースの削減が.28 であった。



GFI=.985 AGFI=.966 NFI=.978 TLI=.984 CFI=.991  
 RMSEA=.037  $\chi^2=31.061$  ( $p=.040$ ) AIC=83.061  
 注)パス図中の係数はaを除き、すべて有意( $p < .05$ )

図9.5 守備技能の因果構造モデル

### 7) 守備技能の多次元的 CFA モデルと一般的 CFA モデルの比較

多次元的CFAの基本モデルは守備局面に従う守備の下位技能と守備対象の下位技能を潜在変数とする。図 9.6 は基本モデルに修正指標と実質科学的根拠に従いスペースの削減からワンサイドカッティング 1 へのパスと  $e_2$  と  $e_5$  の共分散を追加した最終モデルである（パス係数は表 9.8 に示した）。守備局面に従う守備の下位技能のみを因子とする一般的CFAモデルと適合度を比較すると、いずれの絶対的評価指標においても多次元的CFAモデルの方が良好なモデル適合度を示した。相対的なモデル比較指標であるAICは、いずれも多次元的CFAモデルの方が低い値を示した（表 9.7）。さらに、2つのモデル間のカイ 2 乗検定が有意な差を示した（ $\chi^2=17.378, df=8, p<.05$ ）。測定項目に対するパス係数は守備局面に従う守備の下位技能、または守備対象の下位技能の両方またはいずれかひとつに対して.49 から.78 の中程度から高い値を示した（表 9.8）。

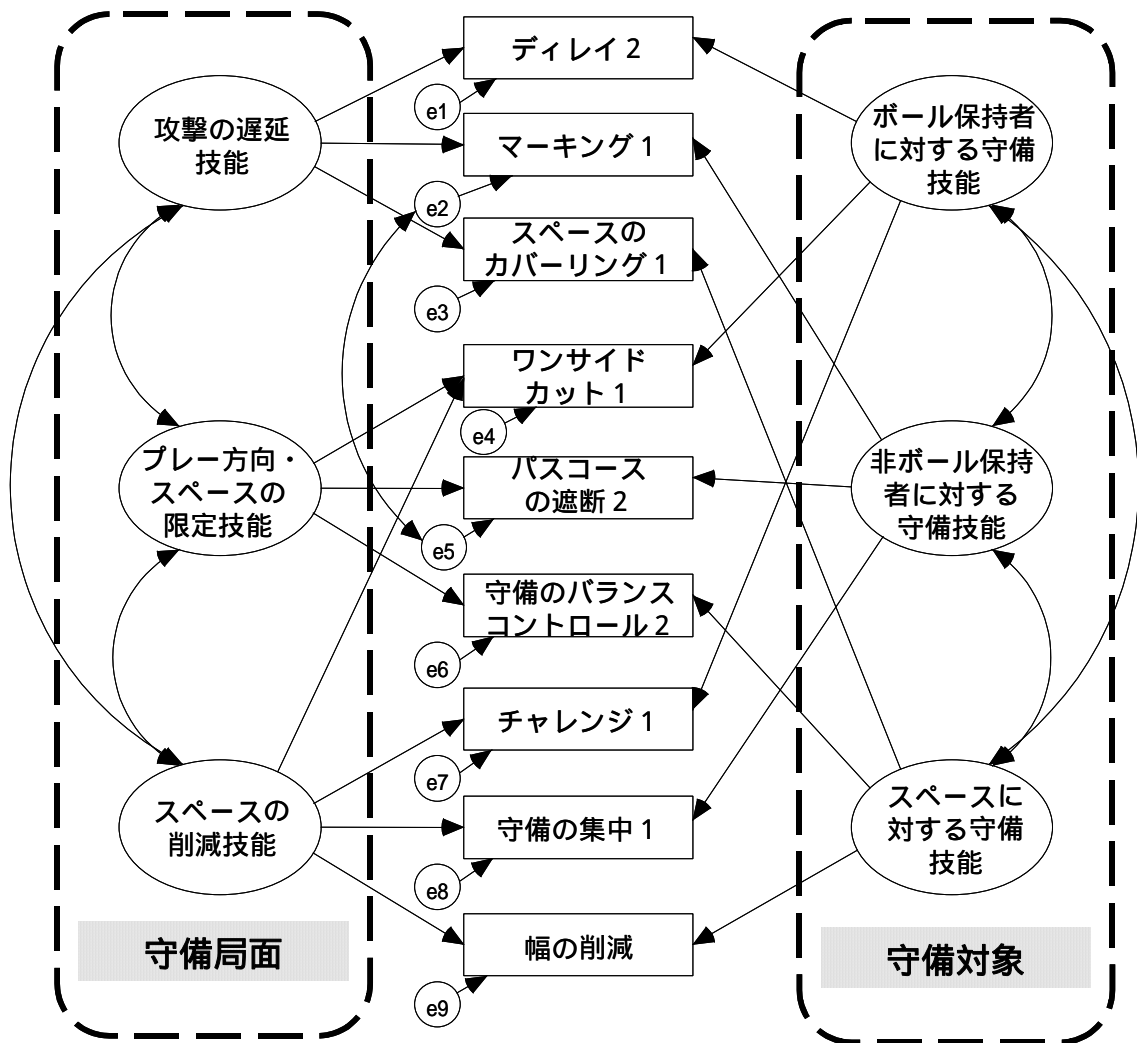


図9.6 守備局面と守備対象の技能から構成された守備技能の多次元的CFAモデル

表9.7 一般的CFAモデルと多次元的CFAモデルの適合度比較

適合度	比較モデル	
	守備局面から成る 一般的CFAモデル	守備局面と守備対象 から成る多次元的CFA モデル
$\chi^2$	26.739	9.361
$p$ 値	.084	.498
GFI	.987	.996
AGFI	.968	.980
NFI	.981	.994
TLI	.988	1.002
CFI	.994	1.000
RMSEA	.032	.000
相対的比較指標		
AIC	80.739	79.361

表9.8 多次元的CFAモデルの因子構造：標準解

	攻撃の遅 延技能 (F1)	プレー方向・ス ペース の限定技能 (F2)	スペース の削減 技能 (F3)	ボール保持者 に対する守備 技能 (F4)	非ボール保持 者に対する守 備技能 (F5)	スペースに 対する守備 技能 (F6)	誤差相関
ディレイ2	.51	0	0	.20 <sup>a</sup>	0	0	
マーキング1	.64	0	0	0	.41	0	.61 <sup>b</sup>
スペースの カバーリング1	.49	0	0	0	0	.37	
ワンサイドカット1	0	.43	.30	.49	0	0	
パスコースの遮断2	0	.59	0	0	.38	0	
守備のバランス コントロール2	0	.24 <sup>a</sup>	0	0	0	.63	
チャレンジ1	0	0	.78	.38	0	0	
守備の集中1	0	0	.70	0	.37	0	
幅の削減	0	0	.64	0	0	.38	
因子相関							
因子	F1	F2	F3	F4	F5	F6	
F1	1.00	1.00	.11 <sup>a</sup>				
F2	1.00	1.00	.18 <sup>a</sup>				
F3	.11 <sup>a</sup>	.18 <sup>a</sup>	1.00				
F4				1.00	.74	.56	
F5				.74	1.00	.61	
F6				.56	.61	1.00	

注) aを除くすべての係数が有意 ( $p < .05$ ) .

b: マーキング1とパスコースの遮断2の誤差分散に共分散(相関)を仮定した.

## 第4節 考察

### 1) 守備技能尺度の妥当性

Bartlett (2001a) や Hughes & Bartlett (2002) が指摘するように、これまでのチームパフォーマンス分析は頻度データの総数やその比率を用いてパフォーマンスを評価していたために、1プレーごとのチームパフォーマンスの良否を評価するような集団的スポーツ技能評価を行うまでには至らなかった。その歴史的背景として、チームスポーツのパフォーマンス構造が明確にされていないことがあげられる。スポーツバイオメカニクスの技能測定過程では、運動の階層的動作構造を構築した上でパフォーマンス指標を抽出するために、1動作ごとのパフォーマンスの良否を成因的視点から評価することができる。本研究課題ではサッカー指導の有資格者による定性的分析を行うことにより、図 9.3 に示すような守備パフォーマンスの階層的構造が得られ、その構造に基づいてゲームパフォーマンス測定変数を導くことにより、内容妥当性を満足するゲームパフォーマンス指標を構成することが可能となった。指導者の質的評価基準の計量化という視点からも、本研究課題で用いた手続きは集団的スポーツ技能測定における問題点のひとつを解決したといえる。

安定性に関わるテストの信頼性はテストの妥当性の必要条件である。ゲームパフォーマンス測定では、再テスト法のような繰り返し測定による信頼性の検討ができない。したがって、測定者間の信頼性である客観性を検討した。3名の測定者における級内相関係数はすべての項目において.77以上の高い値を示し(表 9.3)、用いた守備パフォーマンス指標が高い客観性を有していることが確認された。しかしながら、動画像解析技術を用いた場合には、この尺度にとって客観性の概念は考慮する必要がなくなる。



測定項目の因子妥当性を検証するために、守備パフォーマンスの仮説構造にしたがって一般的 CFA モデルを構築した(図 9.4)。測定項目は指導場面での実用性を考慮し、少数項目で構成される必要がある。まず、測定項目として用意した 19 項目から内容妥当性と因子妥当性を満足する測定項目を選択するために、守備局面ごとに検証的因子分析を行った(表 9.4)。次に、守備局面ごとの因子構造における各因子に対する因子負荷量の高い 9 つの項目を用いて検証的因子分析を行った。初期モデルに対していくつかの修正を加えたモデルがモデル採択基準を満たした。

モデル修正はスペースの削減からワンサイドカット 1 へのパスの追加以外は、誤差変数間のパスの追加であった。誤差変数間のパスは同じ守備対象を測定した項目同士に見られた。このことは守備対象の因子を仮定する必要性を示唆する結果であると考えられる。一方で、守備技能の仮説構造が守備対象に関連した下位技能を併せ持つ構造であったため、その要因を誤差相関として仮定することによってモデルの採択基準を満たすことができたと考えられる。次に、スペースの削減からワンサイドカット 1 へのパスを追加することでモデルが改善されることを修正指標が示したことは、測定方法について、ワンタッチパスの測定に際しワンサイドカット 1 がスペースの削減を測定する項目と同一時点を測定していたことが影響したと考えられる。したがって、これらの誤差相関及びパスの追加を行うことによって守備局面を説明する下位技能の測定項目に対する影響がこれらの要因を取り除いた真の値として推定することができたと考えられる。

以上のことから、サッカーにおける守備技能は、攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能から構成されており、これらを測定するためのサッカー守備技能尺度(SDSS)の 9 項目は守備局面に基づく内

容妥当性，論理的整合性を満足する守備パフォーマンス項目から構成され，客観性，因子妥当性が高いことが明らかとなった．しかしながら，関連の強い誤差相関が複数存在し，3つの下位技能だけでは説明しきれない要因の存在が推察されたため，この結果だけから因子妥当性を検証するべきではないと判断された．

## 2) 守備技能間の因果構造

検証的因子分析に用いられた9つの測定項目を用いて守備技能間の因果関係を明らかにするために多重指標モデルを構築した(図 9.5)．モデル適合度指標はカイ2乗値が帰無仮説を棄却する値を示した．標本数が300-400を越えるような場合には帰無仮説が棄却されやすくなる特徴があるため，今回の様に400を超える標本に対するモデル適合度の指標としては適切ではない(狩野, 2001)．一方，他のすべてのモデル適合度指標が判定基準を満たしていたことから，仮説された守備技能の多重指標モデルは統計的に妥当であったといえる．最終モデルとして採用されたモデルは，検証的因子分析モデルと同様に，スペースの削減技能からプレー方向・スペースの限定技能を説明する測定項目に対するパスと複数の誤差相関を追加したモデルであった．検証的因子分析モデルと同様に，これらの誤差相関及びパスの追加を行うことによって守備局面を説明する下位技能の測定項目に対する影響と下位技能間の因果関係の程度がこれらの要因を取り除いた真の値として推定することができたと考えられる．

守備技能間の因果関係は攻撃の遅延技能からプレー方向・スペースの限定技能は.99と高い値を示したが，プレー方向・スペースの限定技能からスペースの削減技能は.28と低い因果関係であった．この結果は，攻撃を遅延させる動作がプレー方向やスペースを限定する動作を成功させる上で大きな影響を与えてい

ることと、プレー方向やスペースを限定する動作の成功がスペースを削減する動作の成功に与える影響は少ないことを示す。SDSS はスペースの削減局面において、攻撃側にパスが通る前に守備側にボールを奪われた場合に測定項目のすべての値を最大値として測定している。したがって、攻撃側がキックミスをした場合などはプレー方向・スペースの限定動作の優劣にかかわらず、スペースの削減技能の測定値が高くなる。このことがプレー方向・スペースの限定技能からスペースの削減技能へのパス係数の低さに影響したと考えられる。

以上の結果から、サッカーの守備局面に従う3つの守備技能間における因果構造が確認された。しかしながら、モデル修正が複数行われたことは異なる標本を用いた検証により、その修正の再現性を確認することで因果構造をより一般化させると考えられる。

### 3) 守備技能尺度の多次元性

尺度の因子妥当性を検討する方法に探索的因子分析と検証的因子分析がある (Sharma, 1996)。Schutz & Gessaroli (1993) は探索的因子分析結果を検証的因子分析によって検証すべきであると指摘している。探索的因子分析によって得られた因子構造を検証的因子分析によって再現することで因子構造の信憑性を確認することができる。しかし、本研究課題で用いられた測定項目のような複数の特性から影響を受ける変数群に対して探索的因子分析を施した場合には、特性が混在した因子構造が得られることが予想された。事前分析として9項目の探索的因子分析を行った結果、4因子が抽出され、スペースの削減技能と守備対象に対する3つの技能と解釈できる技能が混在して現れた(表 9.6)。また、図 9.4 に示す検証的因子分析結果から3つの下位技能だけでは説明しきれない要因の存在が誤差変数間の関係から推察された。これらの結果から、本研究課

題で測定されるデータに対してこれまでの因子妥当性検証手続きをあてはめることはできないことが明らかとなった。

Marsh (1988) は特性と方法が複合した測定項目群に対する妥当性の検証手続きとして“ CFA approach to multitrait-multimethod (MTMM) data ”を提案した。この方法を適用して、守備局面におけるゲームパフォーマンスには守備技能と守備対象への技能が複合的に関与していると仮定した多次元的 CFA モデル(図 9.6)を構築し、これまでの妥当性検証手続きに用いられる一般的 CFA モデルと比較した(表 9.7)。すべてのモデル適合度指標において多次元的 CFA モデルが良い値を示し、多次元的 CFA モデルにおいて下位技能から測定項目に対する因子負荷量が守備局面の下位技能、もしくは守備対象の下位技能のいずれか一方に対して高い値を示した。これらの結果から、サッカーの守備パフォーマンスを測定する 9 項目は守備局面に従う 3 つの下位技能だけでなく、守備対象の下位技能であるボール保持者に対する守備技能、非ボール保持者に対する守備技能、スペースに対する守備技能を測定し、守備局面の下位技能と守備対象の下位技能の影響を分離して測定することができる多次元的尺度であり、SDSS が両側面を測定することが可能な、因子妥当性の高い尺度であることが明らかとなった。

このモデルでは  $e_2$  と  $e_5$  に共分散(相関)を追加した。これはこの誤差分散が付属する測定項目が同一の方法で得られた項目であることに起因すると考えられる。この共分散(相関)を追加することによって、測定方法の影響を取り除いた下位技能からの影響を推定することができたと考えられる。加えて、これまでの因子妥当性を検証する手続きとして用いられた一般的 CFA モデルでは、3 つの下位技能だけでは説明しきれない要因の存在を誤差相関によって解決していた。しかし、多次元的 CFA モデルによって、特性の影響を誤差相関として

説明するのではなく、特性分散として抽出することが可能となり、測定項目が複数の特性から受ける影響の程度を確認することができる。以上のことから、複数の特性の関与が仮定される測定項目の妥当性検証手続きとして、多次元的 CFA モデルを用いることが有効であるということがこの研究課題を通して証明された。

## 第5節 結論

本研究課題では、サッカーのゲームパフォーマンスからチームの守備技能を測定するためのサッカー守備技能尺度（SDSS）を開発するために、研究課題1の尺度構成手続きに加え、多次元的 CFA モデルを適用し、SDSS の信頼性及び妥当性を検証し、守備技能を構成する下位技能の因果構造を解明することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) 守備技能は、守備局面に従う攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能、そして守備対象に従うボール保持者に対する守備技能、非ボール保持者に対する守備技能、スペースに対する守備技能から構成されており、これらを測定するサッカー守備技能尺度(SDSS)の9項目は守備局面と守備対象に基づく内容妥当性、論理的整合性を満足する守備パフォーマンス項目から構成され、客観性、因子妥当性が高い。
- 2) 下位技能を因子に持つ守備技能の構造は守備局面の推移に従った因果構造であり、攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能が逐次的因果関係を有する。

## 第 10 章 研究課題 2 - 2

## サッカー守備技能尺度 (SDSS) の交差妥当性と因果構造の再現性

## 【要約】

SDSS の交差妥当性と守備技能の因果構造の再現性を検証することを目的とした。標本は、第 27 回総理大臣杯全日本大学サッカートーナメント決勝戦、及び第 18 回日本クラブユースサッカー選手権 (U-15) 大会決勝戦から得られた 580 回守備パフォーマンス (標本 A) に、研究課題 2 - 1 で用いた 469 回 (標本 B) の守備パフォーマンスを加えた、計 1049 の守備パフォーマンスであった。多次元的 CFA モデルを研究課題 2 - 1 で得られたモデルと比較した結果、同一の構造を仮定し、すべての母数を標本間で等値したモデルがモデルの採択基準を満たし、交差妥当性の基準となる因子負荷量を等値したモデルが最も良い適合を示した。また、守備技能の因果構造モデルは同一の構造ですべての母数を標本間で等値したモデルまでが採択され、配置不変モデルが最も良い適合を示したことから、SDSS は交差妥当性の高い尺度であることが確認され、守備技能は攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能の 3 技能が守備局面に従う因果関係性を有し、各技能と測定項目の関係、誤差相関の関係は標本に依存せず等しいという水準で再現性を満たしていたが、その関係性の強さは異なる可能性があることが判断された。

キーワード：交差妥当性，再現性

## 第 1 節 目的

研究課題 2 - 1 において、サッカーのゲームパフォーマンスから直接的に守備技能を測定するためのサッカー守備技能尺度 (SDSS) を作成し、その因子妥当性を検討した。その結果、守備局面に関連する 3 技能と守備対象に関連する 3 技能の両概念を説明する 9 つの測定項目の妥当性が確認された。研究課題 1 - 2 において SASS の交差妥当性を検証したように、SDSS においても研究課題 2 - 1 で用いた標本が高競技力集団を用いた検証であったために、他の年代や競技水準の集団を用いた交差妥当性が結論の一般化のために必要となる。特に研究課題 2 - 1 では仮説モデルに対する修正を行っており、修正の一般性を確認する必要がある。このことは守備技能の因果構造に対しても同様である。

さらに、SDSS における交差妥当性検証は、SDSS の因子妥当性を検証するために用いた分析モデルの特徴によって必要性が高まる。SDSS の因子妥当性は多次元的 CFA モデルによって検証された。Marsh & Grayson (1995) と Marsh & Bailey (1991) は研究課題 2 - 1 で扱ったモデルのように特性要因が 3 つ、方法要因が 3 つのモデルでは不適解の発生する確率が非常に高いことを述べている。研究課題 2 - 1 の分析結果はすべて適解を示し、結果に影響を及ぼすものではなかったが、不適解の発生する確率が高いモデルであったことから、さらに性質の異なるデータを追加した検討をすることにより、モデルの安定性を証明する必要がある。

本研究課題では、研究課題 1 - 2 において SASS の交差妥当性を検証した手続きを用いて、構造方程式モデリングにおける多母集団同時分析を適用し、1) SDSS の交差妥当性、2) 守備技能の因果構造の再現性を検証することを目的とした。



## 第 2 節 方法

### 1) 標本

対象にした試合は、研究課題 2 - 1 で用いられた試合に加え、第 27 回総理大臣杯全日本大学サッカートーナメント決勝戦の駒沢大学（駒沢大）対阪南大学（阪南大）、第 18 回日本クラブユースサッカー選手権（U-15）大会決勝戦 FC 東京 U-15（FC 東京）対ジェフユナイテッド市原ジュニアユース舞浜（JEF 市原）であった。分析に用いたデータは研究課題 2 - 1 で用いた 469 回の守備パフォーマンスと新たに収集した 580 回の守備パフォーマンスであった。新たに収集された標本に占める各チームの守備パフォーマンスの割合は、駒沢大が 33.6%（195 回）、阪南大が 24.7%（143 回）、FC 東京が 20.5%（119 回）、JEF 市原が 21.2%（123 回）であった。

### 2) データ収集

前章までに用いた方法と同様な手続きで行った。

### 3) 測定方法

第 9 章第 2 節方法に示された測定方法に準拠した。

### 3) SDSS の分析モデル

研究課題 2 - 1 では、初期モデルに対してスペースの削減技能からワンサイドカット項目へのパスとマーキング項目とパスコースの遮断項目との誤差相関をモデルの修正基準に従って追加し、最終モデルとした。修正されたモデルは、交差検証を行うことで一般化される（Cudeck & Browne, 1983）。したがって、本

研究課題では研究課題 2 - 1 で修正される前のモデルを初期モデルに設定し ( 図 10.1 , 図 10.2 ) , パスを追加したモデルとの適合度比較を行い , 交差検証のためのベースラインモデルを決定した .

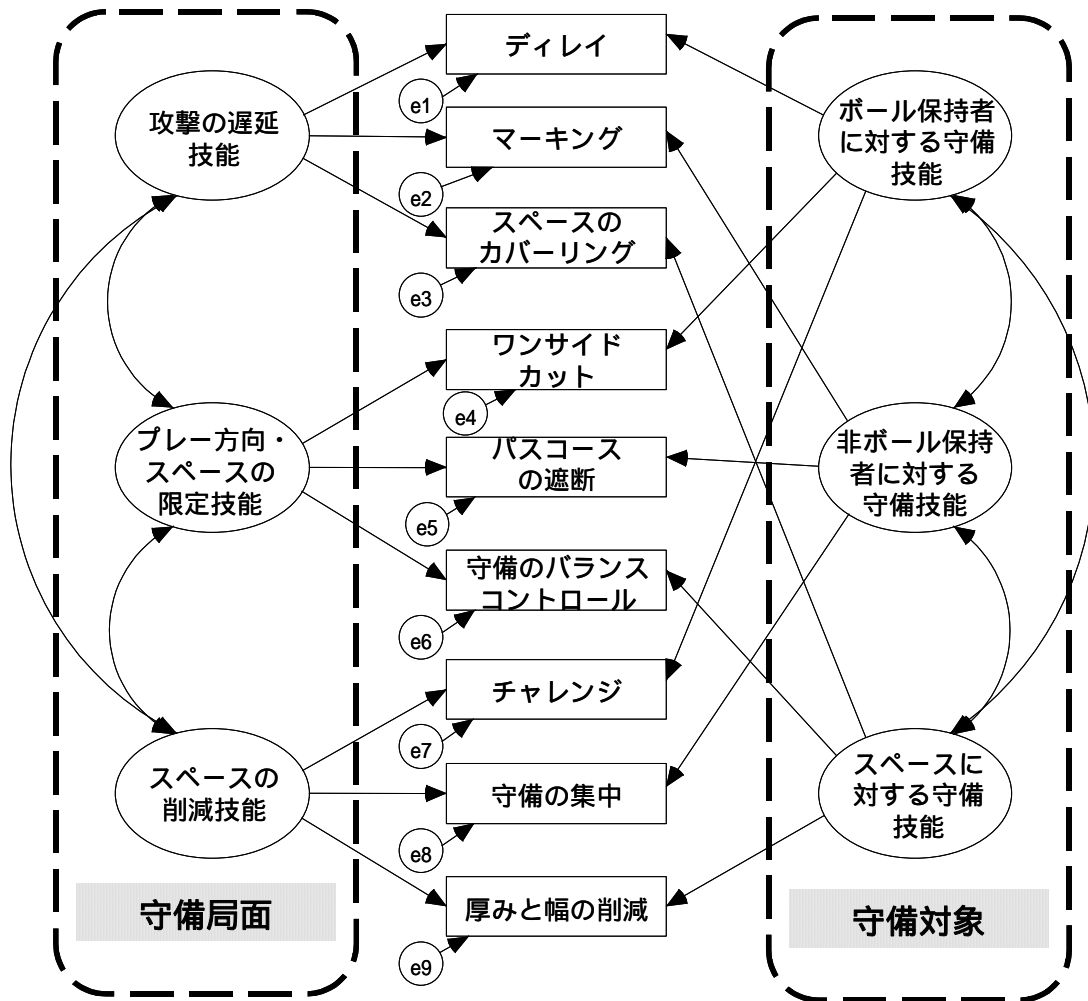


図10.1 多次元的CFAモデルの初期モデル

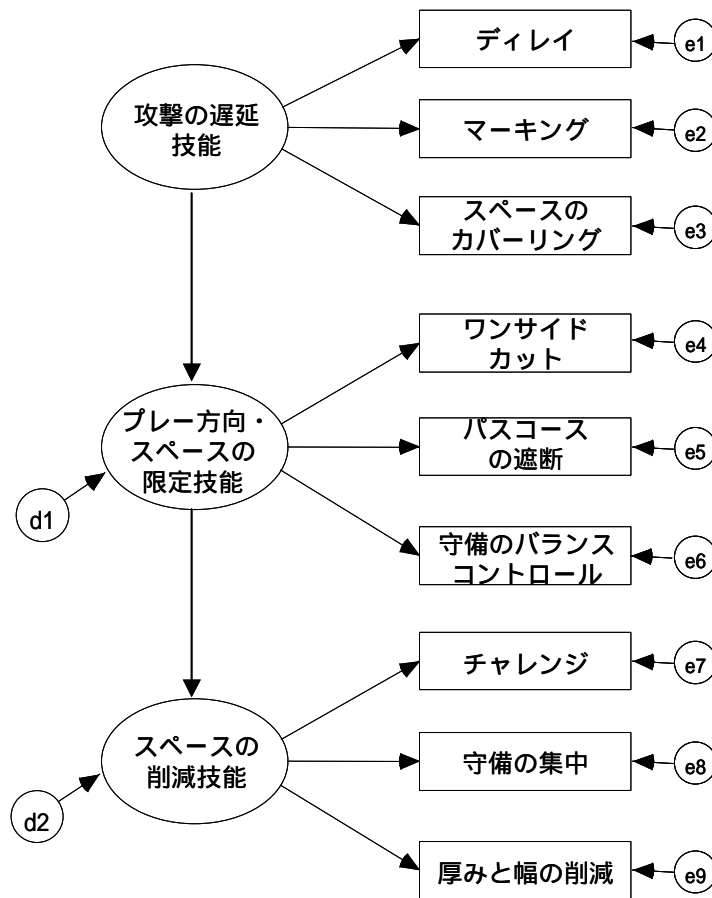


図10.2 因果構造モデルの初期モデル

#### 4) 統計解析

SDSS の交差妥当性は多次元的 CFA モデルを用いて検証し、SDSS から得られる守備技能の因果構造の再現性は多重指標モデルを用いて検証した。多母集団同時分析に先立ち、新たに収集された標本(標本 A)のみを用いて多次元的 CFA モデルと多重指標モデルの適合性を検討した(予備分析; Byrne, 1989)。交差妥当性と再現性の検証は多母集団同時分析を用いて行われた。多次元的 CFA モデル及び多重指標モデルの多母集団同時分析による交差妥当化は研究課題 1 - 2 において用いた手続きと同様であった。この場合、多母集団とは標本 A と研究

課題 2 - 1 で用いられた標本（標本 B）のことを意味する。

なお，モデル適合度指標のカイ 2 乗値について，本研究課題で用いる標本数は標本 A が 580，標本 B が 469 と 400-500 を上回っている。第 4 章第 2 節モデル適合度で述べたように 400 から 500 を超えるような標本に対するカイ 2 乗値の有意性に基づいたモデルの適合度判定は適切ではない。したがって，本研究課題ではモデルの適合度を判定する基準にカイ 2 乗値の統計量は用いなかった。

### 第 3 節 結果

表 10.1 は分析に用いた標本 A における SDSS 9 項目の記述統計量を示している。各項目の分布について、尖度が-1.42 から.25、歪度が-.81 から.86 であり、極端な正規分布からの逸脱は認められなかった。Mardia の多変量尖度は 1.44 ( $C.R. = 1.23, p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。

表10.1 SDSS9項目の記述統計量（標本A）

測定項目	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度
ディレイ	3.14 ± 1.82	-1.34	.25
マーキング	4.51 ± 1.23	.25	-.78
スペースのカバーリング	3.56 ± 1.34	-.75	.08
ワンサイドカット	3.01 ± 1.76	-1.07	.46
パスコースの遮断	4.45 ± 1.23	.03	-.66
守備のバランスコントロール	2.15 ± 1.15	.18	.86
チャレンジ	4.43 ± 1.54	-.30	-.81
守備の集中	3.51 ± 1.87	-1.42	-.04
厚みと幅の削減	3.96 ± 1.60	-1.32	-.01

#### 1) 標本 A を用いた予備分析

表 10.2 は標本 A を用いて SDSS の多次元的 CFA モデルを構築し、図 10.1 に示す初期モデルと初期モデルに対して修正を加えたモデルのモデル適合度を示している。初期モデルがモデルを採択できる基準を満たしていた。研究課題 2 - 1 において修正された箇所を初期モデルに追加したモデルはいずれも改善が

認められなかった。AIC は初期モデルが最も良い値を示した。

表10.2 多次元的CFAモデルの適合度（標本A）

適合度	モデル			
	初期モデル	因子負荷量 追加 <sup>a</sup>	e2-e5追加 <sup>b</sup>	e2-e5 + 因子負荷量追加
GFI	.993	.993	.993	.993
AGFI	.974	.972	.971	.970
NFI	.988	.989	.988	.989
TLI	.988	.985	.984	.983
CFI	.996	.995	.995	.995
RMSEA	.030	.033	.034	.036
90%信頼区間	.000-.057	.000-.060	.000-.061	.000-.063
AIC	84.398	86.022	86.390	87.281

注) a: 初期モデルに対してスペースの削減技能からワンサイドカットへのパスを追加, b: 初期モデルに対してマーキングとパスコースの遮断の誤差相関を仮定。

表 10.3 はモデルの適合度比較の結果,最も適合度が高かった多次元的 CFA モデルの初期モデルを示している。研究課題 2 - 1 で得られたモデルと異なった点はスペースの削減技能からワンサイドカットへのパス (path) と, マーキングとパスコースの遮断の誤差相関が削除されたことであった。各項目は守備局面から見た下位技能か守備対象から見た下位技能のいずれか一方に対して.40 以上の値を示した。

表10.3 多次元的CFAモデルの因子構造（標本A）：標準解

	攻撃の遅延技能 (F1)	プレー方向・スペースの限定技能 (F2)	スペースの削減技能 (F3)	ボール保持者に対する守備技能 (F4)	非ボール保持者に対する守備技能 (F5)	スペースに対する守備技能 (F6)
ディレイ	.52	0	0	.12 <sup>a</sup>	0	0
マーキング	.62	0	0	0	.75	0
スペースのカバーリング	.38	0	0	0	0	.34
ワンサイドカット	0	.60	0	.80	0	0
パスコースの遮断	0	.57	0	0	.69	0
守備のバランスコントロール	0	.20 <sup>a</sup>	0	0	0	.37
チャレンジ	0	0	.79	.25	0	0
守備の集中	0	0	.73	0	.18 <sup>a</sup>	0
厚みと幅の削減	0	0	.56	0	0	.38
因子相関						
因子	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	1.00	.96	.04 <sup>a</sup>			
F2	.96	1.00	.21			
F3	.04 <sup>a</sup>	.21	1.00			
F4				1.00	.38	.52
F5				.38	1.00	.46
F6				.52	.46	1.00

注) aを除くすべての係数が有意 ( $p < .05$ )

表 10.4 は標本 A における守備技能の因果構造モデルを構築し, 図 10.2 に示す初期モデルと初期モデルに対して修正を加えたモデルのモデル適合度を示している。初期モデルは GFI と CFI を除いて, モデルの採択基準を満たしていなかった。研究課題 2 - 1 で行った修正に倣い, スペースの削減技能からワンサイドカットへのパスの追加とマーキングとパスコースの遮断の誤差相関を追加した。その結果, 両方の追加を行ったモデルがすべての指標において最も良い値を示し, モデルの採択基準を満たした。しかし, 誤差分散のみを追加したモデル(モデル 3) はモデル 4 と比較して大きな違いは認められなかった。

表 10.5 は因果構造モデルの最終モデル(モデル 4) の標準解を示している。研究課題 2 - 1 で得られた最終モデルと同一のモデルが採択された。パス係数の値はスペースの削減技能からワンサイドカットへのパス係数が.09 と低かった

ことを除いて、研究課題2 - 1で得られた結果と類似した値を示した。

表10.4 因果構造モデルの適合度（標本A）

適合度	モデル			
	1 初期モデル	2 因子負荷量 追加 <sup>a</sup>	3 誤差相関 追加 <sup>b</sup>	4 誤差相関 + 因子負荷量 追加 <sup>c</sup>
GFI	.940	.942	.976	.978
AGFI	.892	.892	.944	.944
NFI	.889	.892	.961	.963
TLI	.860	.858	.947	.947
CFI	.903	.905	.972	.974
RMSEA	.102	.103	.063	.063
90%信頼区間	.088-.117	.089-.118	.046-.081	.045-.081
AIC	215.757	213.076	114.474	112.908

注) a: 初期モデルに対してスペースの削減技能からワンサイドカットへのパスを追加, b: 初期モデルに対して研究課題2 - 1と同一の誤差相関仮定, c: 最終モデル.

表10.5 因果構造モデルの構造：標準解

変数	因子負荷量			誤差相関
	攻撃の遅延技能 (F1)	プレー方向・ スペース の限定技能 (F2)	スペースの削減 技能 (F3)	
ディレイ	.32	0	0	.37 <sup>b</sup>
マーキング	.88	0	0	.72 <sup>c</sup>
スペースのカバーリング	.39	0	0	.09 <sup>d</sup>
ワンサイドカット	0	.19 <sup>a</sup>	.09 <sup>a</sup>	.11 <sup>e</sup>
パスコースの遮断	0	.87	0	
守備のバランスコントロール	0	.29	0	.11 <sup>f</sup>
チャレンジ	0	0	.81	
守備の集中	0	0	.73	
厚みと幅の削減	0	0	.61	.13 <sup>g</sup>
因子間のパス係数				
F1 F2				.90
F2 F3				.27

注) aを除くすべての係数が有意 ( $p < .05$ ) ; b: ディレイとワンサイドカット, c: マーキングとパスコースの遮断, d: スペースのカバーリングと守備のバランスコントロール, e: ワンサイドカットと守備のバランスコントロール, f: 守備のバランスコントロールと厚みと幅の削減, g: 厚みと幅の削減とスペースのカバーリング.



## 2) 多母集団同時分析

表10.6は多次元的CFAモデルの標本Aと標本Bにおける交差妥当性の検証結果を示している。標本Aから得られたモデルは研究課題2-1において得られたモデルと異なったため、多母集団同時分析に先立ち、標本Aのモデルに対してスペースの削減技能とワンサイドカットのパスと、マーキングとパスコースの遮断の誤差相関を追加することで標本Bと同一のモデルを構築し、標本Aと標本Bの間の同時分析を行った。最も制約の少ないモデルから最も制約の多いモデルまでがモデルの採択基準を満たす高い適合を示した。モデル比較指標であるAICは因子負荷量を標本間で等値したモデル(M<sub>L</sub>)において最も低い値を示した。

表10.6 標本間の同時分析の適合度：多次元的CFAモデル

モデル	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
M <sub>F</sub> : 標本間の配置不変	.988	.951	.981	.961	.988	.039	.027 - .052	197.352
M <sub>L</sub> : 標本間の因子負荷量等値	.986	.963	.978	.976	.989	.031	.020 - .041	179.336
M <sub>LC</sub> : 標本間の因子負荷量と因子の共分散等値	.981	.957	.970	.968	.983	.036	.026 - .045	192.612
M <sub>LCU</sub> : 標本間の因子負荷量, 因子の共分散, 誤差分散等値	.977	.957	.963	.967	.978	.036	.027 - .045	196.803
M <sub>ALL</sub> : 標本間のすべてのパラメータを等値	.975	.954	.959	.963	.975	.038	.030 - .047	206.191

注) 分散共分散行列の相等性検討:  $\chi^2(45) = 42.417, p > .05.$

表10.7は守備技能の因果構造モデルの標本Aと標本Bにおける再現性の検証

結果を示している。多母集団同時分析の結果，最も制約の少ないモデルから最も制約の多いモデルまでがモデルの採択基準を満たす高い適合を示した。モデル比較指標であるAICは配置不変モデル（ $M_F$ ）において最も低い値を示した。

表10.7 標本間の同時分析の適合度：因果構造モデル

モデル	GFI	AGFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
$M_F$ ：標本間の配置不変	.981	.954	.971	.965	.982	.037	.028 - .047	196.301
$M_L$ ：標本間の因子負荷量等値	.975	.950	.961	.959	.975	.040	.032 - .049	210.505
$M_{LC}$ ：標本間の因子負荷量と因子間のパス係数等値	.975	.951	.960	.961	.975	.039	.031 - .048	207.846
$M_{LCU}$ ：標本間の因子負荷量，因子間のパス係数，誤差分散（攪乱変数の分散を含まない）等値	.962	.938	.939	.943	.957	.047	.040 - .055	253.586
$M_{LCUD}$ ：標本間の因子負荷量，因子間のパス係数，誤差分散（攪乱変数の分散を含む）等値	.959	.935	.935	.940	.952	.049	.041 - .056	263.919
$M_{ALL}$ ：標本間のすべてのパラメータを等値	.954	.935	.926	.938	.946	.050	.043 - .057	278.250

## 第 4 節 考察

### 1) SDSS の交差妥当性

交差妥当性の検討は修正モデルの一般化可能性を評価するために必要な手続きであり (Conroy & Motl, 2003), 尺度の適用範囲を広げる手続きとして重要である (AERA et al., 1985). 特に仮説モデルの修正を行った場合などは, そのデータに依存した修正なのか否かを確認する必要がある (Bentler, 1980; Cudeck & Browne, 1983). 研究課題 2 - 1 では初期モデルに対してモデルの修正を行った. 本研究課題における標本 A を用いた多次元的 CFA モデルを比較した結果, スペースの削減技能からワンサイドカットへのパス(path)とマーキングとパスコースの遮断の誤差相関のないモデルが採択された.

近年の世界的なトップクラスのサッカースタイルはコンパクトフィールドを形成したハイプレッシャーの中での攻防である (FIFA, 2002). ワンサイドカットはプレー方向を限定するために必要な第 1 守備者の役割であるが, コンパクトフィールドでは, スペースを削減する役割を同時に担っていることが考えられる. 研究課題 2 - 1 で用いた標本は世界最高の競技水準の試合であった. 本研究課題で用いられた標本はそれと比較した場合, 劣る集団であることは明らかである. したがって, このパスの追加はサッカーの戦術的視点からトップクラスの標本を用いたモデルの場合には実質的に必要な追加であり, 標本特性に依存した修正であったことが推察された. 次に, 研究課題 2 - 1 では追加されたマーキングとパスコースの遮断の誤差相関が追加されなかった原因について, 攻撃の特徴, あるいは競技水準が影響したと考えられる. 研究課題 2 - 1 ではこの誤差相関は, 測定方法の影響であったと考察した. マーキングとパスコースの遮断は測定局面が異なるものの同一の状況を計測している. 攻撃の遅延局

面とプレー方向・スペースの限定局面は攻撃者がワンタッチパスを行った場合には同一局面となる。したがってワンタッチパスが頻繁に行われるとマーキングとパスコースの遮断の測定値は同じになる。このことから守備局面の中で相手攻撃者がワンタッチパスを多く用いる試合ではこの誤差相関が追加されると考えられる。競技水準が高ければ高い程、攻撃者は一瞬の隙を狙って守備を崩すためにワンタッチパスを多用することになる（日本サッカー協会技術委員会，2002）。研究課題 2 - 1 で用いたワールドカップの標本と比べた場合，明らかに本研究課題で用いた標本は競技水準の面で劣る。このことが，誤差相関が追加されなかった原因であると推察された。

しかしながら，スペースの削減技能からワンサイドカットへのパス（path）とマーキングとパスコースの遮断の誤差相関を追加したモデルとの適合度指標の違いは大きくない（表 10.2）。これらのパスと誤差相関を追加した研究課題 2 - 1 から得られたモデルと同一のモデルを用いた多母集団同時分析の結果はすべての母数を標本間で等しいと仮定したモデルを採択し，尺度が交差妥当性を満たすための必要条件である因子と測定項目の関係性を等値したモデルが最も高い適合を示した。以上のことから，標本に依存したモデルの相違は統計的基準と照らし合わせて大きくなく，SDSS が交差妥当性の高い尺度であることが確認された。

## 2) 守備技能の因果構造の再現性

研究課題 2 - 1 において守備技能が守備局面に従う因果関係性を有することが示された。標本 A を用いた因果構造モデルは研究課題 2 - 1 で得られた因果構造モデルと同一のモデルが採択された。研究課題 2 - 1 において仮説モデルに対して加えられた修正は本研究課題においても行われ，スペースの削減技能

からワンサイドカットへのパス及び誤差変数間の相関に関する修正の一般性が確認された。パスの追加について、標本 A を用いた多次元的 CFA モデルでは追加していないモデルが最も高い適合を示した。しかし、因果構造モデルではパスを追加することでモデルの改善が認められた（表 10.4）。多次元的 CFA モデルにおいてパスが追加されたワンサイドカットの測定項目は、守備対象から分類した時にはボール保持者に対する守備技能の 1 要素となる。特にワンサイドカットの測定項目はプレー方向・スペースの限定技能からの影響（.60）よりもボール保持者に対する守備技能からの影響（.80）を強く受けている（表 10.3）。多次元的 CFA モデルではワンサイドカットの測定項目の分散をプレー方向・スペースの限定技能とボール保持者に対する守備技能からの影響を仮定することで説明できていたが、因果構造モデルでは本来あるはずのボール保持者に対する守備技能からの影響を仮定していないため、ワンサイドカットの誤差に対する他の測定項目からの相関とスペースの削減技能からのパスを追加することで、その影響を代償したと考えられる。因果構造モデルにおけるスペースの削減技能からワンサイドカットへのパス係数は.09 と小さい。したがって、多次元的 CFA モデルではスペースの削減技能からワンサイドカットへのパス（path）をボール保持者に対する守備技能からのパス（path）を仮定することで削除することができたと考えられる。

因果構造モデルの多母集団同時分析の結果は最も制約の少ないモデルから最も制約の厳しいモデルまでモデルの採択基準を満たしていたことから守備技能の因果構造は競技水準が異なる標本であっても同一であり、因果構造の再現性が高いことが明らかとなった。

一方で、配置不変モデルが最も良い適合を示したことからパス係数の値に標本間で違いがある可能性を示唆した。言い換えると、競技水準が異なると各技

能からの影響が強い測定項目が異なる可能性がある。標本間で能力を比較評価するための尺度の交差妥当性を満足するためには標本間で因子負荷量が等しい必要があるが、因果構造の場合、因子負荷量が異なるという知見は、標本の違いによって各技能にとって重要な項目が異なり、トレーニングによって各技能の向上を試みる場合に強調すべき要素が異なることを意味し、サッカー指導場面での有益な情報となることが予想される。

以上のことから、守備技能は攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能の 3 技能が守備局面に従う逐次的因果構造を示すことが確認された。また、各技能と測定項目の関係、誤差相関の関係は標本に依存せず等しいが、その関係性の強さは異なる可能性があると判断された。

## 第 5 節 結論

本研究課題では、研究課題 1 - 2 において SASS の交差妥当性を検証した手続きを用いて、構造方程式モデリングにおける多母集団同時分析を適用し、1) SDSS の交差妥当性、2) 守備技能の因果構造の再現性を検証することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) 守備技能は異なる年代集団においても不変な下位技能を示し、SDSS は複数の年代集団に対して適用可能であり、交差妥当性が高い。
- 2) 守備技能の因果構造は異なる年代集団においても不変な構造を示し、守備局面に従う守備技能の 3 つの下位技能の因果関係性は再現性が高い。

## 第 11 章 研究課題 2 - 3

## 対戦チーム間における守備技能比較による

## サッカー守備技能尺度 (SDSS) の基準関連妥当性

## 【要約】

構造方程式モデリングにおける平均構造分析を適用し、SDSSから測定される守備技能得点（因子得点）を対戦チームごとに推定し、その推定値とサッカー専門家が評価する守備技能との類似性から、SDSSの基準関連妥当性を検証することを目的とした。標本はFIFA World Cup Korea/Japan 2002™決勝戦における 469 の守備パフォーマンスであった。平均構造分析の結果、非ボール保持者に対する守備技能の平均値においてドイツがブラジルよりも有意に高い値を示し、攻撃の遅延技能、ボール保持者に対する守備技能、非ボール保持者に対する守備技能の標準偏差（バラツキ）においてブラジルがドイツよりも有意に大きいことが明らかとなった。そして、この知見は複数の専門家によって作成されたレポートにおける質的な評価と類似していることが示されたことから、SDSSが基準関連妥当性の高い尺度であることが証明された。また、各守備技能を測定する測定項目の尺度得点（単純和）を用いた場合にも、平均構造分析の結果と同様の平均値差を検出することができたものの、標準偏差はその差が希薄化されてしまったことから、詳細な比較を行いたい場合には尺度得点が適切ではないことが明らかとなった。

キーワード：基準関連妥当性，守備技能評価，平均構造分析



## 第 1 節 目的

研究課題 2 - 1 及び 2 - 2 では SDSS の測定者間の信頼性（客観性）、因子妥当性、交差妥当性を検証し、SDSS がこれらの信頼性、妥当性の高い尺度であることが示された。しかし、それと同時に SDSS がチームの守備技能を測定し、守備技能の優劣を評価できる妥当なテストであることを示すためには異なる視点での妥当性の証拠がさらに必要である。

行為についての推論の妥当性を確かめるためには、意図する目的に対するテスト得点の関連性と有用性について評価することが必要である (Messick, 1989)。SDSS は拡張 SASS と同様に専門家の質的な評価観点を計量し、勝敗に依存せずに守備技能を評価することを目的のひとつとしている。したがって、専門家の質的な評価観点と一致していることを確かめることで SDSS を利用する際の妥当性が高まる。

本研究課題では、研究課題 1 - 4 で用いた構造方程式モデリングにおける平均構造分析を適用し、SDSS から測定される守備技能得点（因子得点）を対戦チームごとに推定し、その推定値（平均値と標準偏差）とサッカー専門家が評価する守備技能との類似性から、SDSS の基準関連妥当性を検証することを目的とした。

## 第 2 節 方法

### 1 ) 標本

対象にした試合は研究課題 1 - 4 と同じ試合であり , 2002 FIFA World Cup Korea/Japan™決勝戦のブラジル代表チーム(BRA)対ドイツ代表チーム(GER)であった . 分析に用いたデータは 469 回の守備パフォーマンスであり , BRA が 283 ( 60.3% ) 回 , GER が 186 ( 39.7% ) 回であった .

### 2 ) 測定対象とした守備パフォーマンス

第 9 章第 2 節方法において示されている測定対象と同一の守備パフォーマンスであった .

### 3 ) 測定方法

第 9 章第 2 節方法において示されている方法に準拠した .

### 4 ) 分析モデル

研究課題 2 - 2 において交差妥当性が確認されている多次元 CFA モデルを分析モデルに設定した ( 図 11.1 ) .

### 5 ) 統計解析

対戦チーム間における分析モデルの不変性及び平均構造分析の手続きは , すべて研究課題 1 - 4 の方法に従った .

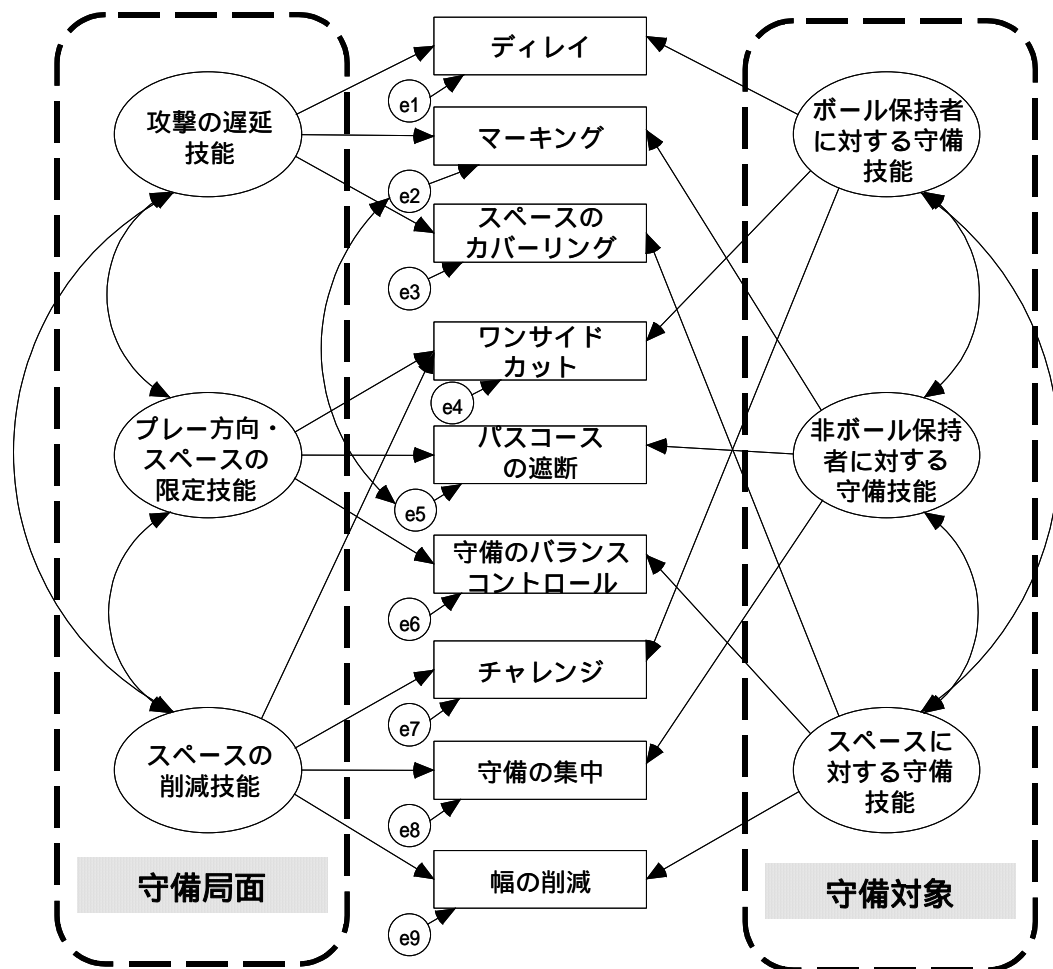


図11.1 守備局面と守備対象の技能から構成された守備技能の初期モデル

## 第 3 節 結果

## 1) 多母集団同時分析

表 11.1 はチームごとの基本統計量を示している。各項目の分布について、ブラジルは尖度が-1.39 から-.63, 歪度が-.45 から.45 であり, ドイツは尖度が-1.45 から.36, 歪度が-.82 から.47 であり, 両標本とも正規分布からの極端な逸脱は認められなかった。Mardia の多変量尖度はブラジルにおいて-.92 (C. R. = -.55,  $p > .05$ ), ドイツにおいて 1.66 (C. R. = -.80,  $p > .05$ ) と多変量正規分布の条件を満たす値を示した。

表11.1 SDSS 9 項目のチーム別記述統計量

測定項目	ブラジル(n = 283)			ドイツ (n = 186)		
	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度	平均値 ± 標準偏差	尖度	歪度
ディレイ	3.01 ± 1.88	-1.27	.45	2.89 ± 1.93	-1.30	.47
マーキング	4.05 ± 1.48	-.86	-.39	4.35 ± 1.28	.36	-.82
スペースのカバーリング	3.90 ± 1.39	-.82	-.18	3.94 ± 1.30	-.69	-.07
ワンサイドカット	3.17 ± 1.62	-1.03	.22	3.16 ± 1.47	-.63	.26
パスコースの遮断	4.05 ± 1.38	-.63	-.45	4.27 ± 1.21	.27	-.73
守備のバランスコントロール	3.01 ± 1.37	-1.10	-.04	2.90 ± 1.41	-1.39	-.08
チャレンジ	3.76 ± 1.85	-1.37	-.25	3.83 ± 1.39	-1.10	-.29
守備の集中	3.02 ± 1.80	-1.27	.34	3.33 ± 1.67	-1.14	.11
幅の削減	3.14 ± 1.92	-1.39	.39	3.26 ± 1.90	-1.45	.25

表 11.2 はブラジルとドイツにおける因子不変性の検証結果を示している。チームごとの個別分析の結果, 両チームとも採択基準を満たす高いモデル適合度を示した。両チームに同一のモデルを仮定できることが確認された後に, チ-

ム間の多母集団同時分析を行った。すべてのモデルが適解を示した。配置不変モデル ( $M_F$ ) から因子負荷量と因子の共分散等値モデル ( $M_{LC}$ ) までがすべての適合度指標においてモデル採択基準を満たす良い適合を示した。因子の分散と誤差分散の等値制約を加えた残りのモデルはカイ 2 乗値の指標についてモデル採択基準を満たしていなかった。カイ 2 乗値の差の検定では、誤差の等値制約を加えたモデルとの比較において有意差が認められた。他のモデル比較指標である AIC は因子負荷量、因子の共分散を対戦チーム間で等値したモデルにおいて最も低い値を示した。また、分散共分散行列の相等性の検定では、チーム間の有意差が認められた (表 11.2)。

表 11.2 対戦チーム間の同時分析のモデル適合度

モデル	$\chi^2$	$p, df$	TLI	TLI	CFI	RMSEA	90%信頼区間	AIC
ブラジル	12.520	.501, 10	.990	.990	.997	.027	.00 - .084	80.520
ドイツ	13.782	.245, 10	.990	.990	.997	.030	.00 - .073	81.782
$M_F$ : チーム間の配置不変	23.960	.295, 20	.984	.993	.998	.017	.00 - .044	163.960
$M_L$ : チーム間の因子負荷量等値	36.914	.293, 33	.975	.994	.997	.016	.00 - .039	150.914
$M_{LC}$ : チーム間の因子負荷量と因子の共分散等値	46.744	.184, 39	.969	.990	.995	.021	.00 - .040	148.744
$M_{LV/C}$ : チーム間の因子負荷量と因子の分散共分散等値	62.149	.046, 45	.958	.981	.988	.029	.00 - .045	152.149
$M_{LV/CU}$ : チーム間の因子負荷量, 因子の分散共分散, 誤差分散等値	94.837	.001, 54	.936	.965	.973	.039	.00 - .052	166.837
$M_{ALL}$ : チーム間のすべてのパラメータを等値	100.259	.000, 55	.932	.961	.969	.040	.00 - .053	170.259
モデル比較	$\chi^2$ 差		$df$ 差		$p$			
$M_L - M_F$	12.954		13		ns			
$M_{LC} - M_L$	9.830		6		ns			
$M_{LV/C} - M_{LC}$	15.405		6		< .05			
$M_{LV/CU} - M_{LV/C}$	32.688		9		< .05			
$M_{ALL} - M_{LV/CU}$	5.422		1		< .05			

注) 分散共分散行列の相等性検討:  $\chi^2(45) = 61.860, p < .05$ .

表 11.2 の結果から最もデータに対する適合の良かったMLCモデルを用いて因子の分散に関する詳細な等値条件を検討した。1つだけ因子の分散を等値した6つのモデルの中でモデル2, モデル5, モデル6 (モデル番号は表 11.3 中の番号に対応) が因子の分散を等値しない初期モデルとの比較において有意なモデルの悪化を示した。次に, これらの結果を基にF1, F4, F5 は自由母数とし, F2, F3, F6 をチーム間で等値したモデルを検討した結果, 他のモデルと比較して, すべてのモデル適合度指標が最も良い値を示した (表 11.3)。

表11.3 対戦チーム間の因子の分散の不变性

モデル	等値制約	$\chi^2$	$p, df$	$\chi^2$ 差 <sup>b</sup>	df差	$p$	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90% 信頼区間	AIC
1	ベース ライン <sup>a</sup>	46.744	.184, 39	-	-	-	.969	.990	.995	.021	.00 - .040	148.744
2	F1分散	82.530	.000, 40	35.786	1	< .05	.944	.953	.972	.044	.00 - .059	182.530
3	F2分散	47.557	.192, 40	0.813	1	<i>ns</i>	.968	.990	.995	.020	.00 - .039	147.557
4	F3分散	47.513	.193, 40	0.769	1	<i>ns</i>	.968	.990	.995	.020	.00 - .039	147.513
5	F4分散	51.699	.102, 40	4.955	1	< .05	.965	.985	.992	.025	.00 - .043	151.699
6	F5分散	54.484	.063, 40	7.740	1	< .05	.963	.982	.990	.028	.00 - .045	154.484
7	F6分散	46.825	.213, 40	0.081	1	<i>ns</i>	.968	.991	.995	.019	.00 - .039	145.825
8	すべての 因子の分散	62.149	.046, 45	15.405	6	< .05	.958	.981	.988	.029	.00 - .045	152.149
事後モデル												
9	F2+F3+F6 分散	48.318	.233, 42	1.574	3	<i>ns</i>	.967	.992	.996	.018	.00 - .038	144.318

注) ダッシュは統計量がないことを示す。F1: 攻撃の遅延; F2: プレー方向・スペースの限定; F3: スペースの削減; F4: ボール保持者に対する守備; F5: 非ボール保持者に対する守備; F6: スペースに対する守備; モデル2から9はベースラインモデルに対して各因子の分散の等値制約を追加したモデルである。

a ベースラインモデルは因子負荷量と因子の共分散をチーム間で等値された。

b すべてのモデルはベースラインモデルと比較された。

## 2) 平均構造分析

表 11.4 は因子平均を導入したモデルの適合度指標を示している。チーム間ですべての因子平均をゼロに等値したモデル ( $M_{\text{Fix}}$ ) と一方のチームのみをゼロに等値したモデル ( $M_{\text{Free}}$ ) を比較した結果、両モデルが良好な値を示し、カイ 2 乗値の差は有意にならなかったものの、AIC の値からは  $M_{\text{Fix}}$  モデルが  $M_{\text{Free}}$  モデルよりも良い値を示した。2 つのモデルにおける適合度指標が僅かな差であったことから、モデルの採択を保留し、 $M_{\text{Free}}$  モデルを用いて因子平均の有意性を検討した。母数の推定値は、非ボール保持者に対する守備技能においてドイツがブラジルよりも有意に高い値を示した (表 11.5)。他の技能には有意差は認められなかった。さらに、因子平均をモデルからではなく、各因子を構成する項目の尺度得点 (加算合計点) から算出して平均値比較を行った場合にも同様の結果が得られた (表 11.6)。これらの結果を基に、F5 を除く、すべての因子平均をチーム間で等値したモデル ( $M_{\text{F5free}}$ ) を作成した。このモデルは全ての適合度指標において最も良い値を示した。さらに、 $M_{\text{Fix}}$  とのカイ 2 乗値比較において有意な差を得た (表 11.4)。

表 11.4 平均構造モデルの適合度

モデル	$\chi^2$	df	NFI	TLI	CFI	RMSEA	90% 信頼区間	AIC
$M_{\text{Free}}$	35.993	37	.976	1.001	1.000	.000	.00 - .031	177.993
$M_{\text{Fix}}$	46.297	43	.969	.996	.998	.013	.00 - .035	176.297
事後モデル								
$M_{\text{F5free}}$	36.912	42	.975	1.006	1.000	.000	.00 - .025	168.912
モデル比較	$\chi^2$ 差		df 差			p		
$M_{\text{Fix}} - M_{\text{Free}}$	10.304		6			ns		
$M_{\text{Fix}} - M_{\text{F5free}}$	9.385		1			< .05		

注) 両モデルとも因子負荷量と項目の切片をチーム間で等値した;  $M_{\text{Free}}$ : ブラジルの因子平均をゼロに固定し、ドイツの因子平均を自由推定;  $M_{\text{Fix}}$ : 両チームの因子平均をゼロに固定;  $M_{\text{F5free}}$ : F5の因子平均のみブラジルをゼロ、ドイツを自由推定。

表11.5 対戦チーム間の因子平均及び標準偏差比較

因子	ブラジル		ドイツ			因子 平均差
	固定 パラメータ <sup>a</sup>	標準 偏差	推定 パラメータ	推定値の 標準誤差	標準 偏差	$\rho$
攻撃の遅延	.000	.89	-.026	.104	.55	<i>ns</i>
プレー方向・スペースの限定	.000	.55	-.027	.063	.52	<i>ns</i>
スペースの削減	.000	1.31	.113	.157	1.26	<i>ns</i>
ボール保持者に対する守備	.000	.79	.049	.117	.58	<i>ns</i>
非ボール保持者に対する守備	.000	1.10	.296	.115	.66	< .05
スペースに対する守備	.000	.77	-.037	.095	.72	<i>ns</i>

注) a ブラジルの因子平均はゼロに固定

表11.6 対戦チーム間の尺度得点の比較

因子	ブラジル		ドイツ		平均値差
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	$\rho$
攻撃の遅延	10.97	2.48	11.18	2.47	<i>ns</i>
プレー方向・スペースの限定	10.23	2.40	10.33	2.46	<i>ns</i>
スペースの削減(1) <sup>a</sup>	9.92	4.77	10.42	4.41	<i>ns</i>
スペースの削減(2) <sup>b</sup>	13.09	4.32	13.58	4.37	<i>ns</i>
ボール保持者に対する守備	9.94	3.12	9.88	2.87	<i>ns</i>
非ボール保持者に対する守備	11.12	3.61	11.95	3.11	< .05
スペースに対する守備	10.05	2.46	10.10	2.66	<i>ns</i>

注) 尺度得点は各潜在変数を構成する項目の単純和。

a チャレンジ, 守備の集中, 幅の削減の単純和。

b ワンサイドカット, チャレンジ, 守備の集中, 幅の削減の単純和。



#### 第 4 節 考察

平均構造を導入した多母集団同時分析を用いて集団間の因子平均を比較する場合、構成概念と測定項目との関係性の程度である因子負荷量が比較対象間で一致していなければならない(測定不変)。表 11.2 に示されるように、チーム間において因子負荷量と因子間の相関係数を等値したモデルが最もよく適合したことは、チーム間比較を行うための前提条件を満足していることを示した。一方で、誤差分散を等値することで、モデル適合度が悪化し、分散共分散行列の相等性も満たしていなかった。誤差分散には測定誤差に関連した分散だけではなく、共通因子で説明できない分散も含まれる。すなわち、共通因子によって説明しきれない独自因子が存在し、それはチーム間で異なることを示唆する結果であったと考えられる。したがって、ゲームパフォーマンスを成就するために必要な守備技能にはチームに共通な技能と各チームに独自の技能から構成されていることがこの結果から推察された。しかし、誤差分散の等値制約は実用的に達成することが困難な制約であることがいわれており (Bentler, 1995; Conroy et al., 2003; Cunningham, 1991)、チーム比較における各チームに独自の技能の影響は大きくないといえる。

因子平均のチーム間比較の結果、非ボール保持者に対する守備技能においてドイツがブラジルよりも高い値を示した。国際サッカー連盟の公式報告書 (FIFA, 2002)によれば、ブラジルの守備は不確実で結束に欠けるという評価である。一方のドイツの守備は相手が攻撃するためのスペースがないコンパクトな状態を維持し、守備の組織性に優れているという評価である。本研究課題で扱った決勝戦に関する報告でもドイツは中盤と守備ラインをコンパクトに維持し攻撃スペースを削減していたことを示していた。コンパクトフィールドを形成

することは、非ボール保持者に対する守備を容易にすることに繋がる。このことがチーム間の差として現れたと考えられる。因子の分散は技能発揮のバラツキを表現している。対戦チーム間における因子の分散は、F1, F4, F5 においてチーム間で有意差が認められた。また、因子平均の標準偏差は F1, F4, F5 がブラジルにおいて大きい値を示した(表 11.5)。ブラジルの組織性に欠けた個人による守備がチームディフェンスの安定性を失わせることになる。このことはブラジルにおける因子の分散の大きさとして現れ、国際サッカー連盟の報告と一致する。SDSS はサッカーの専門家による質的な評価を客観化するために作成された尺度である。国際サッカー連盟の報告書は世界各国の代表監督経験者を中心に作成されている。したがって、SDSS がサッカーの専門家の評価と一致したチーム間の技能差を検出することができたと判断することができる。

以上のことから、SDSS を用いて評価された比較集団間の守備技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的な評価による守備技能の優劣と一致し、基準関連妥当性が高いことが明らかとなった。

SDSS はサッカーの指導現場において利用することを念頭に置いている。したがって指導者が簡易に利用できることが必要となる。しかし、チーム間比較のために用いた因子平均は観測変数の線形結合として表現され、モデル分析を施さなければ得ることができない。これは指導現場における利用の妨げとなる。この問題を解決するために本研究課題では各因子を測定する項目の単純和を用いてチーム間比較を試みた(表 11.6)。その結果、モデル分析の結果と同様な平均値差を検出することができた。これは指導現場での高い実用可能性を示している。しかし、標準偏差に着目すると、本来、表 11.3 の結果に対応して F1: 攻撃の遅延, F4: ボール保持者に対する守備, F5: 非ボール保持者に対する守備の標準偏差がブラジルにおいて大きい値を示していなければならないはずが、攻

撃の遅延ではその差は僅かであった。したがって、詳細な守備パフォーマンスの比較を行いたい場合には、測定値の単純和を用いることができないと判断された。

## 第 5 節 結論

本研究課題では、研究課題 1 - 4 で用いた構造方程式モデリングにおける平均構造分析を適用し、SDSS から測定される守備技能得点を対戦チームごとに推定し、その推定値とサッカー専門家が評価する守備技能との類似性から、SDSS の基準関連妥当性を検証することを目的とし、以下の結論を得た。

- 1) SDSS を用いて測定された比較集団間の守備技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的評価による守備技能の優劣と一致し、基準関連妥当性が高い。

## 第12章 総合討論

これまでの集団的スポーツ技能の測定に関する研究は、試合の勝敗を決定する要因としての指標を探索すること、あるいは集団的スポーツ技能の優劣だけを判定するための指標を作成することに主眼がおかれていた。そのため、従来の集団的スポーツ技能の測定は技能の客観化を可能にしたものの、その技能の良否が何によってもたらされたか（因果関係）を判断できないために、指導のために必要な具体的な指針を示す指標としては不十分であった。言い換えると、技能の構成要素（因子構造）や技能要素間の因果関係は確認されていないということである。また、指導実践での実用性を高めるための即時性を考慮してしまうと、ゲームパフォーマンスの表面的な記述指標しか扱うことができず、解釈には指導者の専門性が要求されるため、一般性に乏しい測定法であった。

本研究では、研究から得られた知見の応用可能性を考慮して、ボールゲームの中で特にゲーム構造が複雑な侵入型ゲームであるサッカーに着目した。そして、画像解析技術の発展を考慮して、選手の位置情報に基づいてゲームパフォーマンスを測定し、ゲームパフォーマンス構造と指導者の質的評価観点を客観化した、サッカー技能測定のためのゲームパフォーマンス尺度（サッカー技能尺度）を開発すること及びサッカー技能の因果構造を解明することを目的とした。以下、サッカー技能尺度の開発と因果構造の解明に大別し、それぞれ攻撃と守備に関して研究課題に即した総合的考察を行う。

## 第 1 節 サッカー技能尺度の開発

サッカーの局面は攻撃と守備に大別されるため、サッカー技能尺度はサッカー攻撃技能尺度 (SASS) とサッカー守備技能尺度 (SDSS) に分類して検討された。

サッカー技能尺度開発の手続きの大綱は「尺度の信頼性と妥当性の検討」であった。これは Gipps (1994, p. 3) が述べるように、信頼性や妥当性の技術的問題に限定せず、「何のために評価するのか」を考え、目的適合性を有した評価方法を開発するための、理論的及び実証的手続きを包括的に捉えた検討であった。

### 1) サッカー攻撃技能尺度 (SASS)

研究課題 1 では SASS について検討を行った。攻撃技能を計量する信頼性 (客観性)、妥当性の高い尺度を作成するために、複数の視点から検討を行った。その結果、SASS の測定対象を拡張した拡張 SASS が高い客観性と測定項目の内容に基づく証拠 (内容妥当性)、内的構造に基づく証拠 (因子妥当性)、他変数との関連性に基づく証拠 (基準関連妥当性、交差妥当性) によって高い妥当性を保証する尺度であり、攻撃技能はスペースづくり技能を測定する 4 項目、しかけ技能を測定する 2 項目、くずし技能を測定する 2 項目の計 8 項目から測定できることが明らかとなった。

研究課題 1 - 1 では SASS の客観性、内容妥当性、因子妥当性を検討した。先行研究と専門家の意見集約による定性的分析手法を用いることで内容妥当性を確保した測定項目は、角度や距離を用いた間隔尺度で構成することによって十分な客観性を満たすことができた。しかしながら、この尺度における客観性は、今後利用を想定している映像情報からの自動解析手法を用いる場合には考慮す

る必要がなくなる。したがって、ここでの客観性は多変量解析を行うための必要条件となっており、今回の場合にはその必要条件を満足したと考えられる。

因子妥当性を満足するためには、攻撃パフォーマンスの仮説構造と一致した構成概念と測定項目の関係性を仮定したモデルが採択されることと、その構成概念を説明する測定項目の因子負荷量が高いことが条件となる。仮説構造から導出された測定項目は 12 項目であったが、そのうち 8 項目はスペースをつくるパフォーマンスを測定する項目であった。

指導実践での実用性を考慮した場合、概念的な重複を避けた小数項目で構成され、かつ内的一貫性の高い項目であることが望まれることから、事前にスペースをつくるパフォーマンスを測定する 8 項目から探索的因子分析とクロンバックの係数に基づき内的一貫性の高い 4 項目を選択し、他の 4 項目を合わせた 8 項目によって検証的因子分析を実施した。その結果、仮説に対応する 3 因子（スペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能）とそれぞれに対応する測定項目の関係を仮定したモデルが採択された。因子負荷量も一般的に妥当性が高いと判断される.40 以上の基準をすべての項目が満たしていた。

しかしながら、採択されたモデルは誤差相関の追加が行われ、それらの値が高い値を示したことから他因子の存在が示唆された。そして、研究課題 1 - 2 において異なる標本を用いた交差検証を行った。検証的因子分析モデルを再構築した結果、誤差相関の仮定が研究課題 1 - 1 で得られたモデルと異なるモデルが採択された。そしてその誤差相関は測定方法の類似性に起因した両標本において共通な仮定と各標本の特徴を反映した標本独自の仮定に区別されることが示唆された。

次に、両モデルの相違を統計的な基準から判定するために、両標本を用いて多母集団同時分析を行った。その結果、各モデルにおいて追加された誤差相関

を両モデル共通に仮定したモデルが採択基準を満たし、さらに因子負荷量を標本間で等値したモデルが最も良いモデル適合度を示した。したがって、両標本において異なる仮定がおかれた誤差相関に統計的な相違は認められず、検証的因子分析モデルによって表現される尺度の一般化の要件である測定不変（モデルと因子負荷量が標本間で等しい）を示し、SASS は交差妥当性が高いことが明らかとなった。

しかし、この尺度を用いて標本間の攻撃技能比較などを行う場合には注意しなければならない点があることが示唆された。それは攻撃技能の検証的因子分析モデルに関連したことと、攻撃パフォーマンスの測定方法に関連したことであった。第 1 に検証的因子分析では各因子に対応する測定項目が 2 つしかない場合、因子負荷量は他の因子との相関関係を介した他変数間の関係の程度から求められる。今回のモデルは尺度の一般化に必要な一般的要件（因子負荷量が標本間で等しい：測定不変）を満たしている。しかし、因子に対応する測定項目が 2 つしかない今回のモデルの場合、本質的には因子相関も標本間で等しいことが測定不変と等しい状態を表すと考えられるが、この要件を満たしていない。

第 2 に研究課題 1 - 1 及び 1 - 2 において測定された攻撃パフォーマンスは本研究を通して定義された攻撃のすべてを対象としていない。したがって、このモデルから得られる攻撃技能はすべての攻撃パフォーマンスから測定されたものではない。特に第 2 の注意点については、攻撃が完結したプレーのみを測定対象とし、攻撃が途中で遮断された（失敗した）プレーは測定対象外であるために、攻撃技能評価における偏りを招く。第 1 の注意点は内容妥当性を確保した仮説構造から予め 2 項目しか得ることができなかったことが原因であるために変更ができない。以上のことから、研究課題 1 - 3 では第 2 の注意点を改



善し、新たに測定対象を拡張して再測定を行ったデータに基づいて、これまでと同様の妥当性検証手続きを実施した。

研究課題 1 - 3 において用いられた標本は交差妥当性を検証することを前提としていたため、予め無作為に 2 等分し、一方をキャリブレーション標本、他方を交差検証標本とした。キャリブレーション標本を用いて分析した検証的因子分析モデルは測定対象を拡張する前の標本に限定して分析を行った研究課題 1 - 2 におけるモデルと異なる点が示された。モデルの構造的相違点は誤差相関に関する 2 つの仮定であった。

ひとつは研究課題 1 - 2 において標本の特徴に依存した仮定であることが指摘された誤差相関がここでは追加されなかった点である。攻撃の開始時点の偏りによって追加された誤差相関が測定対象を拡張することによって偏りが軽減され、仮説には想定していない誤差相関を追加する必要性がなくなったことは、攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張することの有効性を示す結果であると判断された。

もう一方の誤差相関の相違は測定方法の変更に起因するものであると判断された。しかし、その誤差相関は.25 と低い関連であったため、拡張 SASS を用いた攻撃技能測定における影響は大きくないと判断された。攻撃技能を測定する上で影響が大きいと考えられる相違点はスペースづくり技能を測定する項目の中で因子負荷量がテストの妥当性の基準となる.40 を下回ったことであった。

しかしながら、測定対象の拡張による標本特性の変化と現実の競技場面と照らし合わせて、それは解釈可能な低さであり、交差検証標本を用いた多母集団同時分析の結果、すべての母数を標本間で等値したモデルが採択されたことから、これらの相違には再現性があり、拡張 SASS が交差妥当性の高い尺度であることが明らかとなった。

一方で因子妥当性の一般的な基準（因子負荷量が.40以上）を満たしていない項目が存在したことは、拡張 SASS の利用に際し、注意が必要であることを示した。このような場合、妥当性の低い項目を一般的基準に従い、機械的に削除することも考えられたが、モデル全体における変数の少なさによる解の不安定性と用いた標本の特殊性に固執するあまりに妥当性の普遍化が制限されることを鑑み、妥当性係数が低い項目、すなわち、技能を評価する上で影響の少ない項目であっても削除することを保留し、利用する目的に対応した妥当性の証拠と合わせて検討する必要があると判断された。

研究課題 1 - 4 では上述した指摘を踏まえ、拡張 SASS の使用方法と照らし合わせて妥当性の証拠を示すために、拡張 SASS から算出されるチームにおける攻撃技能の推定値を算出した。拡張 SASS の利用目的のひとつに対戦チームとの攻撃技能比較がある。したがって、拡張 SASS を用いてチームごとに攻撃技能を算出した。そして、拡張 SASS は専門家が質的に捉えている評価観点を客観化することを目標としているため、算出された攻撃技能評価のチーム間差は専門家によるチーム評価と一致している必要がある。このことが拡張 SASS の妥当性を高めるための証拠となる。専門家によるチーム評価は、妥当基準としての信憑性を確保するために国際サッカー連盟と日本サッカー協会が複数の専門家を用いて作成したテクニカルレポートに基づいた。分析に用いた標本は妥当基準となる専門家の公式報告が多数存在するワールドカップ決勝戦を用いた。多母集団同時分析に平均構造を導入し、攻撃技能の平均値（因子平均）及び技能のパラツキを示す因子の分散（標準偏差）を求めた。その結果、テクニカルレポートが示す各チームの攻撃に関する特徴ならびの優劣の評価と同様な因子平均差と因子の標準偏差の相違が検出された。

さらに、指導実践における簡易性を考慮した場合、各項目の観測値の単純和

から技能を評価できることが望まれる。また、尺度作成に因子分析を適用する場合、仮説に想定していない誤差変数同士の相関関係などが無いことが望まれる。実際に拡張 SASS の因子平均は誤差相関の情報を考慮して算出されているため、誤差相関を考慮しない単純和から求められるチームの攻撃技能評価が因子平均を用いたチーム評価と異ならないという証拠が、拡張 SASS を用いた攻撃技能評価における誤差相関の影響の少なさを証明し、尺度の妥当性を高めることになる。このことを検討するために各因子を構成する測定項目の単純和をチームごとに算出した結果、モデル分析の結果と同様な値を示し、尺度の利用における妥当性が高いことを証明した。

## 2) サッカー守備技能尺度 (SDSS)

研究課題 2 では SDSS について検討した。守備技能を計量する信頼性(客観性)、妥当性の高い尺度を作成するために、複数の視点から検討を行った。その結果、SDSS が高い客観性を有し、測定項目の内容に基づく証拠(内容妥当性)、内的構造に基づく証拠(因子妥当性)、他変数との関連性に基づく証拠(基準関連妥当性、交差妥当性)によって高い妥当性を保証する尺度であり、守備技能は守備局面を構成する攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能と守備対象を構成するボール保持者に対する守備技能、非ボール保持者に対する守備技能、スペースに対する守備技能の 2 つの守備側面を測定する 9 項目によって測定できることが明らかとなった。

信頼性(客観性)及び妥当性の検討のために用いられた証拠は SASS と同様であった。SDSS では SASS において指摘された測定対象について、予め本研究で定義された守備局面における守備パフォーマンスをすべて網羅できることを考慮したため、SASS において行われた測定対象を拡張した際の検討は行われなか

った。

研究課題 2 - 1 では SDSS の信頼性 (客観性)、内容妥当性、因子妥当性を検討した。SDSS は選手の位置情報を距離や角度による間隔尺度水準で測定することによって、測定者間の信頼性係数は高い値を確保することができた。測定者間の信頼性 (客観性) は SASS と同様に映像情報からの自動解析手法を用いる場合には考慮する必要がなくなる。したがって、ここでの客観性は多変量解析を行うための必要条件となっており、今回の場合にはその必要条件を満たしていると判断された。内容妥当性は複数のサッカー指導の有資格者と先行研究を用いた定性的分析手法を用い、守備パフォーマンスの仮説構造を構築し、守備パフォーマンス構造を構成する各要素に対応した測定項目を抽出することで確保した。

定性的分析によって得られた守備パフォーマンスの構造は各守備パフォーマンス要素が守備局面から構成されるパフォーマンスと守備対象から構成されるパフォーマンスの両方に関連する構造を示した。測定項目は守備パフォーマンス要素ごとに 2 項目用意した。指導実践での実用性を考慮した少数項目から守備技能を測定する尺度を構成するために、始めに守備局面ごとに検証的因子分析を実施し、各因子 (守備パフォーマンス要素) に対して妥当性係数 (因子負荷量) の高い項目を守備パフォーマンス要素の測定項目とした。守備パフォーマンス要素は 9 つあったため、9 つの守備パフォーマンス測定項目を用いて因子妥当性を検討した。

一般的に仮説構造が明確な場合の因子妥当性検証手続きには、検証的因子分析モデルが用いられる。しかしながら、守備パフォーマンス構造は 2 つの側面から影響を受ける守備パフォーマンス要素から成り立っていた。したがって、測定項目が一つの因子に対してのみ影響を与える一般的な因子分析モデルでは

十分に測定項目の分散を説明することが困難であることが予想された。事前に探索的因子分析によって因子を抽出した結果、守備局面に関連する項目と守備対象に関する項目が混在した因子が抽出された。また、守備局面を因子に仮定した検証的因子分析モデル（一般的 CFA モデル）では、守備対象に関連する要因と考えられる誤差相関が複数追加された。したがって、特性と方法が複合的に測定された項目群に対する妥当性検証手続きとして用いられている手法（Marsh, 1988）を応用し、守備局面に関する因子と守備対象に関する因子を仮定した多次元的 CFA モデルを構築した。その結果、多次元的 CFA モデルが守備局面のみを因子に仮定した一般的 CFA モデルよりも有意に高いモデル適合度を示した。測定項目に対する両因子からの因子負荷量は、すべての項目において少なくともいずれか一方の因子から.40 以上の値を示し、一般的な妥当基準を満たす結果であったことから、SDSS の因子妥当性が確認された。

一方、多次元的 CFA モデルの初期モデルに対する修正が加えられたモデルが採択されたことから、その修正がデータに依存した修正か否かを確認し、モデルの一般性を保証するために、異なる標本を用いた交差検証を研究課題 2 - 2 において実施した。研究課題 2 - 1 では世界最高水準の試合を標本として扱った。したがって、より広範囲な標本に対する適用を保証するために U-15（15 歳以下の集団）及び大学生の試合を標本に追加した結果、修正を行わないモデルが最も高い適合度を示した。しかしながら、研究課題 2 - 1 で得られた最終モデルと同様な修正を行った場合に、統計的な有意差は認められず、交差妥当性を満たすために必要な因子負荷量を標本間で等値したモデルが採択されたことから、標本に依存したモデルの相違は統計的基準に照らし合わせて小さくなく、SDSS が交差妥当性の高い尺度であることが確認された。

研究課題 2 - 1 及び 2 - 2 では、SDSS の妥当性を示す証拠を構成概念と測定

値の関連性に基づいて示してきた。しかし、妥当性は測定値の解釈や意味に影響を与えるあらゆる証拠の統合を基礎として成り立っている (Messick, 1989)。特に、SDSS は SASS と同様に専門家が質的に捉えている評価観点を客観化することを目標としている。したがって、専門家の評価と SDSS による測定値を用いた評価が整合している必要がある。このことが SDSS の妥当性を高めることに繋がる。このことを踏まえ、研究課題 2 - 3 では SASS において用いられたものと同様の分析方法、妥当基準を用いて専門家の評価と SDSS による評価値の一致性を検討した。その結果、分析モデルから求められた守備技能の因子平均及び標準偏差 (分散) のチーム間差は妥当基準である専門家によるチームの特徴及び優劣に関する記述的評価と整合していた。

このように、これまで示してきた妥当性の証拠とは異なる側面の証拠を示したことは SDSS の妥当性の高さを強調する。一方で、本研究で使用した分析的手法を用いなければ守備技能を測定できないのであれば、指導者が簡易に利用することはできない。簡易に利用できることが SDSS の利用を促進するのであれば、簡易性を満たすことは SDSS の価値を高める。各因子を構成する測定項目の単純和を用いたチーム間の平均値比較は、分析モデルから算出された因子平均のチーム間差と同様な統計的有意差を検出する結果となった。一方、守備技能のバラツキの指標となる標準偏差については、単純和を行うことでチーム間差が希薄化されることが確認された。したがって、SDSS の簡易的な利用を行う場合には、統計的有意差を検出しにくいことが示唆された。

### 3) サッカー技能尺度における妥当性の証拠の限界

本研究ではサッカー攻撃技能尺度及びサッカー守備技能尺度の妥当性の証拠を複数の観点に基づいて検証した。しかしながら、妥当性の証拠は常に積み重

ねられていくべきであり，そのことによって，その測定尺度によって得られる測定値を用いた推論の信憑性が高まる．特に本研究では，他変数との関連に基づく妥当性の証拠（基準関連妥当性：研究課題 1 - 4 と研究課題 2 - 3）については，追加検証を行い，妥当性を更に高めることが必要となる．研究課題 1 - 4 及び研究課題 2 - 3 では妥当基準として，当該試合について専門家集団が公式にまとめたレポートの記述を用いた．これによって妥当基準の信憑性を確保した．したがって，ワールドカップの決勝戦という極めて偏った標本のみを分析に用いざるを得なかった．このことが基準関連妥当性の証拠を一般化するための制限因子となる．本研究で得られた基準関連妥当性の証拠の一般化は，同様な高競技水準の異なる試合，異なる競技水準の試合，異なる年代における試合などを標本とした検証を通して成されるべきである．

標本の特異性については，内的構造に基づく妥当性の証拠（交差妥当性）においても同様な限界を含んでいる．本研究では，U-15（15 歳以下），大学生，プロフェッショナルを代表する高競技集団を標本としたため，競技水準の低い集団を標本に用いた追加検証が必要となる．

以上のことから，サッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度から得られる測定値を用いた推論の妥当性は，一般的な基準に照らし合わせて，本研究で得られた結果は高い妥当性を示す証拠であるといえるが，今後さらなる妥当性の証拠を積み重ねていく必要がある．

#### 4) サッカー技能尺度を用いてサッカー技能のチーム評価をする上での課題

サッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度の妥当性については，前述した通り，複数の証拠を示すことができた．しかしながら，サッカー技能尺度を用いてチームのサッカー技能を評価する場合にはいくつかの解決す

べき問題ならびにチーム評価における限界が内在する。第 1 は各観測値（距離，角度，人数）が対戦チームのパフォーマンスに影響された相対的結果として得られているという問題である。第 2 は因子分析によって求められる各技能の測定値（因子得点）が分析標本に依存した相対値であるという問題である。

第 1 の問題について，第 1 章第 7 節用語の定義の中で示されたサッカー技能の測定の項（pp. 31-32）に示したように，サッカー技能尺度を用いて得られる測定値には対戦チームの守備（又は攻撃）パフォーマンスが影響する。したがって，当該チームのサッカー技能が一定であっても，対戦チームのパフォーマンスが一定でなければ得られる測定値は変動する。故に，得られた測定値からチームのサッカー技能比較を行う場合には，対戦チームのパフォーマンスを考慮しなければならない。他チームとサッカー技能の比較を行いたい場合には，サッカー技能を測定するために用いる標本の特徴が比較したいチーム間で等質であるということが求められる。このような条件が満たされる例としては，リーグ戦を行った際に得られる標本である。リーグ戦の場合にはすべてのチームがすべての相手と試合を行っており，対戦チームのパフォーマンスはおおよそ等しく，条件を満たしていると判断できる。

研究課題 1 - 4 及び研究課題 2 - 3 において検討されたサッカー技能尺度を用いた技能比較は，この条件を満たしていることが仮定されている基での比較であり，仮定における研究の限界が内在する。しかしながら，本研究で検証したこと（課題 1 - 4 又は課題 2 - 3）は，サッカー技能尺度を用いてチームのサッカー技能を評価することの可能性を示唆する結果であり，サッカー技能のチーム評価はこの測定値を基礎として推定されるため，チームにおけるサッカー技能を評価するための方法論の適切性を裏付ける結果であったことが示唆される。



以上のことから，上述した条件の確証を得た上でゲームパフォーマンス測定に基づくサッカー技能のチーム比較を行い，妥当基準（例えば，リーグ戦の成績や専門家の質的評価）との類似性を検討することがチームのサッカー技能評価の妥当性を保証するひとつの証拠となり，サッカー技能尺度を用いたチーム評価が抱える問題点を解決すると考えられる．

一方で，第 2 の問題点に関連したサッカー技能のチーム評価における方法論上の限界がある．上述の検討<sup>43</sup>を行ったとしてもゲームパフォーマンスの測定値から対戦相手のパフォーマンスを取り除くことができない限り，真のサッカー技能は測定し得ない．したがって，真のサッカー技能は確認することができない理論上の概念である．サッカー技能尺度は距離や角度などの客観的測定項目であるが，この測定項目を用いて測定できるのは，ある既知集団における相対的な位置関係であり，サッカー技能のチーム評価は相対的にのみ可能となる．これは因子分析的研究の限界である．因子分析によって得られる因子得点は分析に用いた各標本における因子得点の平均をゼロ，標準偏差を 1 に標準化して得られる．したがって，その値は標本に依存して変動する．標本に依存してサッカー技能の推定値が変化するのであれば，それは真のサッカー技能を測定できないということにはならない．しかしながら，実用場面でのチーム評価の目的から考えた場合，チームのサッカー技能がどの程度あるのか（絶対的評価）ということよりも，既知集団内の他チームとのサッカー技能の優劣比較，或いは同一チームにおけるトレーニング前後のサッカー技能比較等のような相対的評価が可能な尺度であることが求められている．故に，サッカー技能は絶対評価

---

<sup>43</sup> 上述した手続きを通して行われることは比較対象間で対戦相手のパフォーマンスを統制することであり，それによって得られた測定値に影響を与える対戦相手のパフォーマンスの程度を無視できる．しかしながらこの手続きは対戦相手のパフォーマンスを同定する手続きではなく，比較対象間で等しいと仮定しているだけで，測定値から真のサッカー技能を抽出することはできない．

における方法論上の限界を抱えるものの、実用的に大きな問題ではないと考えられる。

#### 5) サッカー技能尺度の絶対的評価指標としての価値

前述したようにサッカー技能は相対的にしか測定できない。しかし、このことはサッカー技能尺度を用いて得られるゲームパフォーマンス測定値に基づいてチームのサッカー技能を評価する場合の制限であり、ゲームパフォーマンスを評価する場合の制限ではない。サッカー技能尺度から得られるゲームパフォーマンス測定値は、絶対的評価に用いることができる可能性がある。なぜならば、ゲームパフォーマンス測定項目はフィールド上における選手間の距離や角度の比率尺度 (ratio scale) であり、原点に意味を持つ<sup>44</sup>からである。ある基準 (例えば、ボールを奪う、シュートに至る) を設定した場合に、測定値がどの程度 (距離が何m, 角度が何度) であればその基準を満たすことができるかを検討することによって、サッカー技能尺度を絶対的評価指標として用いることができると考えられる。

以上総括すると、サッカー技能尺度開発において本研究の研究課題から得られた知見の位置づけは、サッカー技能尺度を用いてチームにおけるサッカー技能の相対的評価を行うこと、そしてサッカー技能尺度を用いた絶対的評価基準を作成するための前提となるゲームパフォーマンス尺度 (SASS 及び SDSS) の尺度特性 (信頼性と妥当性) を検討し、その信頼性と妥当性の高さを多様な視点から示すことができたということである。

---

<sup>44</sup> 距離や角度が 0 (ゼロ) というとき、距離や角度がないということの意味する絶対値であるということ。一方、相対値の場合には因子得点などのようにゼロはその能力がないということの意味しておらず、ある既知集団の中で平均的な能力であることだけを意味している。

## 第 2 節 サッカー技能の因果構造解明

サッカー技能の因果構造を定量的に解明する手続きは、先行研究と専門家の意見集約による定性的分析を用いた仮説構造の構築、及び仮説構造を構成するサッカー技能を測定する尺度を作成することを前提とした。そして定性的に導出された仮説構造をサッカー技能の測定尺度を用いて定量的に分析することによってサッカー技能の因果構造を検証した。因果構造はサッカーの局面に従い、攻撃局面において発揮される攻撃技能と守備局面において発揮される守備技能に分類して検証された。

### 1) 攻撃技能の因果構造

攻撃技能は複数の下位技能から構成され、各下位技能は攻撃局面に従った逐次的な因果関係を形成していることが、研究課題 1 - 1 において行われた定性的分析により示された。各下位技能と測定項目の関係について、検証的因子分析の結果から高い妥当性を有することを確認した上で、各下位技能の因果関係性を検証した。各下位技能は因子モデルとして表現されている。因子間の因果関係は構造方程式モデリングの多重指標モデルを用いて分析することが可能である。したがって、攻撃技能の因果構造を定量的に分析するために各下位技能を因子に仮定した多重指標モデルを構築した。研究課題 1 - 1 での分析結果は、仮説構造に従って構築された逐次的因果構造モデルがモデル適合度指標の採択基準を満足したことから、モデルの統計的妥当性が確認された。しかしながら、仮説に想定していない誤差相関を追加したモデルが最終モデルとして得られたため、追加した誤差相関の妥当性は異なる標本を用いて検証される必要がある (Cudeck & Browne, 1983)。特に、標本に依存した修正か、又は仮説構造では

説明できない真の攻撃技能に関わる一般的な修正なのかを判断する必要がある。

したがって、研究課題 1 - 2 では研究課題 1 - 1 で用いられた標本特性と異なる標本を用いて攻撃技能の因果構造を表現した多重指標モデルを構築した。その結果、技能間の因果関係は同じであったが、誤差相関と因果関係の程度に相違が認められた。そしてこれらの相違は標本の特徴に依存していることが示唆された。研究課題 1 - 1 で用いられた標本を加えた多母集団同時分析を用いて比較した結果、それらは統計的に有意な差であることが明らかとなった。したがって、攻撃技能の下位技能であるスペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能が攻撃局面に従って逐次的な因果関係を形成していることは一般的に認められたが、標本の特徴に依存して 3 技能では説明できない要因を誤差相関によって個別に表す必要性が推察された。しかしながら、説明できない要因は誤差相関としてのみ表現され、その影響の程度も技能間の関係性より低い値であったことから、主要となる攻撃技能の因果構造は再現性が高いと判断された。

研究課題 1 - 1 及び 1 - 2 における攻撃技能の因果構造は攻撃パフォーマンスのすべてを分析の対象にしていなかった。研究課題 1 - 3 では攻撃が途中で遮断された（失敗した）プレーを測定対象に含め、再度因果構造の検証を行った。標本は再現性を検討するために、予め無作為に 2 分割し、はじめに一方の標本のみを用いてモデルを構築した。その結果、測定方法上の問題と判断できる誤差相関の追加のみが行われ、この誤差相関を仮定することによって技能間の真の因果関係を過大推定することなく表現できたと思われる。さらに、2 分割したもう一方の標本を追加して再現性を検討した結果、構造及び関連の程度がすべて等しいモデルが採択され、統計的にモデルの再現性が確認された。測定対象を拡張する前の研究課題 1 - 2 におけるモデルと比較した場合、特徴的な点は、スペースづくり技能を測定する項目の中で、ディフェンスラインのギ

キャップづくりを測定する項目に対する因子負荷量が低かったことであった。攻撃が途中で遮断されたプレーを測定対象に加えたことが自陣から攻撃を開始する攻撃パフォーマンスの標本を増加させた。このことから、攻撃を開始する場所によって強調される下位技能の要素が異なることを示唆する結果であったと考えられた。

以上のことから、攻撃パフォーマンスの測定対象を限定した、あるいは測定対象を拡張した因果構造のいずれの場合においても、その主要となる因果関係は不変であり、攻撃技能はスペースづくり技能、しかけ技能、くずし技能の3技能が攻撃局面の推移に従った逐次的因果関係を形成していることが明らかとなった。

## 2) 守備技能の因果構造

守備技能は複数の下位技能から構成され、各下位技能は守備局面に従った逐次的な因果関係を形成している下位技能と守備対象に関連した下位技能に分類されることが、研究課題2-1において行われた定性的分析により示された。因果構造を検証するために守備局面に焦点をあて、守備局面に関連した下位技能を因子に仮定した多重指標モデルを構築した。研究課題2-1での分析結果は、仮説構造に従って構築された逐次的因果構造モデルがモデル適合度指標の採択基準を満足したことから、モデルの統計的妥当性が確認され、守備技能が攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能から構成される逐次的因果関係を有することが明らかとなった。最終モデルとして採用されたモデルは、スペースの削減技能からプレー方向・スペースの限定技能を説明する測定項目に対するパスと複数の誤差相関を追加したモデルであった。誤差相関の追加については、守備技能の仮説構造が守備対象に関連した下

位技能を併せ持つ構造であったため、その要因を誤差相関として仮定することによってモデルの採択基準を満たすことができたと判断された。また、パスの追加においても SDSS の測定方法に起因した追加であると判断され、これらの誤差相関及びパスの追加を行うことによって守備局面を説明する下位技能の測定項目に対する影響と下位技能間の因果関係の程度がこれらの要因を取り除いた真の関係性として推定することができたと考えられた。

研究課題 2 - 2 では守備技能の因果構造モデルの再現性を検証し、研究課題 2 - 1 において行われたモデル修正が標本に依存した修正か、あるいは守備局面に対応する因果構造だけでは説明できない真の守備技能に関わる一般的な修正なのかを検討した。研究課題 2 - 1 で用いた標本の特徴を考慮して、相対的に競技水準の劣る標本を用いて因果構造モデルを構築した結果、等しいモデル修正を行ったモデルが最も高いモデル適合度を示し、修正の一般性を保証した。一方で、多母集団同時分析を用いて標本間における関係の程度の相違を統計的基準に従って検討した場合、モデルの関係性（構造）は標本間で等しいといえるが、関係性の程度（パス係数）は標本間で異なることが示唆された。しかしながら、尺度の交差妥当性の検証と異なり、モデル修正の一般性（再現性）を満たしたことが守備技能の因果構造モデルの信憑性を保証する証拠として充分であったといえる。

研究課題 2 - 1 及び 2 - 2 の結果から守備技能は攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能から構成され、守備局面の推移に従った逐次的因果関係を形成していることが明らかとなった。そして因果関係の構造は標本に依存せずに変化しないが、その関係の程度については競技水準の優劣等に影響を受けて変化する可能性が示唆された。

### 3) 因果構造解明の意義

本研究において明らかにされた下位技能間の因果関係性は先行研究 (e.g., 灌井, 1995; 山中, 1994) を中心に各々の観点から定性的に示されていた既知の関係である。本研究ではそれらの研究を統合するように因果構造を仮説し、定量的に因果構造を実証した。因果構造の解明という視点では、本研究に用いられた統計解析手法である構造方程式モデリングの特徴から、定性的に明らかな因果構造の仮説を定量的に検証(確認)することに分析の目的があるため、発見的な知識を提供するに至っていない。しかし、複数の先行研究を統合し、因果構造を包括的に実証できたことは意義深い。特に、因果関係を定量したことによって技能間の因果関係の強さ(パス係数)を示すことが可能となった。このことが標本間におけるパス係数の相違を検証することを可能にした。本研究では特に、競技水準の優劣によるパス係数の相違に注目したが、用いた標本における母集団代表性が保証されないため、本研究で得られたパス係数の相違を競技水準の優劣によるものと断定することは適切ではない。しかしながら、競技水準の優劣、年代の相違、チームの相違、トレーニングによる発達等によるパス係数の相違を確認することは、その集団の特徴を示し、各集団に個別なトレーニングへの示唆を提供できると考えられる。

### 第 3 節 研究成果の意義と応用可能性

本研究では、サッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度を開発し、運動局面に従うサッカー技能間の因果構造の解明を行った。その中で得られた知見や用いられた手法及び方法論はいくつかの意義ならびに応用性を含むと考えられる。

#### 1) 尺度構成手続きの応用

本研究では、サッカーゲームの攻守の運動局面における因果関係に基づいた測定モデル（技能と測定項目の関係）を検証することを通して、ゲームパフォーマンス指標（測定項目）の妥当性を確認した。その手続きは、

攻守の運動局面における因果構造の構築：定性的分析

ゲームパフォーマンス尺度特性の確認：信頼性（客観性）、妥当性

攻守の運動局面における技能間の因果構造の確認：構造方程式モデリングであった。

これまでの集団的スポーツ技能を測定する尺度では測定項目の妥当性を検討する際に、運動局面や技能の因果関係性は考慮されていなかった。本研究では一連の検証手続きの中で、運動局面の定性的因果構造を明確化し、構造方程式モデリングを適用することで、運動局面の定性的因果構造に基づいて因果構造を定量化した。それによって、現実の構造と作成された測定項目に隔たりがあったこれまでの妥当性検証手続きの問題を解消することができた。

さらに、この手続きは他の専門的スポーツ技能（集団及び個人）に応用可能である。本研究で用いたサッカー技能の検証手続きは、次のように一般化することができる。

運動局面におけるパフォーマンスの因果構造の構築：定性的分析



パフォーマンス尺度特性の確認：信頼性，妥当性

運動局面における技能間の因果構造の確認：構造方程式モデリング

このように，集団競技に限らず如何なる運動現象に対しても運動局面のパフォーマンス構造を明示し，その構造に沿って専門的スポーツ技能の測定尺度を作成することによって，指導と一体化した尺度を構築することが可能となると考えられる．このことが個人や集団の優劣を評価するためだけの測定ではなく，パフォーマンスの改善に必要な情報を提供するための測定へと尺度の価値を高めると考えられる．

## 2) 体育におけるサッカー技能の達成度評価

近年，体育授業における戦術学習の関心が高まっている（瀧井，2003）．教育評価の特徴からゲームパフォーマンスを用いて個人を評価する方法はいくつか開発されているが（Grehaigine et al., 1997b ; Oslin et al., 1998 ; Richard et al., 2002）, チームパフォーマンスを評価する方法は問題点が多く，用いられていない．一方，体育授業において集団的スポーツ技能を習得することが学習内容に含まれていることから（杉山ほか，2001）, 集団的スポーツ技能評価の必要性は高い．さらに，教師が提供した授業の良否を集団的スポーツ技能の発達によって評価することにより，提供する授業の質を向上させることにも繋がる（宇土，1986）．

これまでに行われてきた多くの評価方法は，プレーの成否を1試合あたりの割合として表現し，見かけ上間隔尺度として分析が行われていたが，その基礎となる評価基準は成功か失敗であった．さらに，割合として表現することで各プレーがどのような状況の中での成功（失敗）であったのかは考慮されず，平均化されるため，プレーごとの評価は行うことができなかった．指導者や専門

家はそれぞれのプレーを他の要素（味方や相手の状況やプレー地域等）との関連から質的に評価している。また、これまでの評価法ではゲームの構造的視点から測定項目が抽出されていないため、測定項目がなぜ高値（低値）を示したのかを測定値から客観的に判断することができず、その機序については指導者や専門家の恣意的な判断に委ねられていた。すなわち、測定値は客観的であっても評価は客観的ではないということである。専門家だけが良否を判断できるのでは、サッカーを専門とする教師だけではない体育授業の中で用いることはできない。

サッカー攻撃技能尺度（SASS）とサッカー守備技能尺度（SDSS）の測定項目はゲームパフォーマンスの因果構造を明示した上で抽出され、各プレーを間隔尺度で測定するため、測定値の変動を規定する要因を特定することが可能となる。これにより、指導者や専門家の質的評価観点を客観化することができたと考えられる。加えて、測定値の単純和を用いた評価においてもある程度の妥当性が確認されたことは、体育のサッカー単元における達成度評価の利用を促進すると考えられる。

### 3) 測定の自動化への応用可能性

指導実践において、評価の即時的フィードバックは必須条件である。これまでの評価では、即時性を求めれば評価の質を下げざるを得なかった。逆説的には即時的にフィードバック可能な項目のみを測定していた。本研究では、はじめに評価の質を確保するために、ゲームパフォーマンスの構造を明確にし、測定項目を構築した。特に、測定項目は自動計測できること（大野ほか、1999）を考慮して選手の位置情報から構成した。このことにより、評価の質を下げることなく、即時的フィードバックが可能な尺度を開発することができた。即時

的にフィードバックできることによる応用可能性は様々である。特に期待されることは運動学習の支援ツールとしてである。本研究で作成された尺度はこれまでと違い、1プレーごとに評価が可能な尺度である。この特徴を即時的フィードバックに活かすことで、映像上のプレーとプレー評価を同期化(synchronize)させることが可能となる。このことは学習フィードバックを促進させ、良い攻撃(守備)、悪い攻撃(守備)の理解が高まることから運動学習の支援ツールとしても利用が期待される。

#### 4) 学問的発展への寄与

パフォーマンス分析における将来の方向性について、Roger Bartlett<sup>45</sup>とMike Hughes<sup>46</sup>は2001年の国際バイオメカニクス学会シンポジウム(Bartlett, 2001a)、あるいは2001年と2002年の論文(Bartlett, 2001b; Hughes & Bartlett, 2002)において、スポーツバイオメカニクスと記述分析(Notational analysis)の融合の必要性を提案した。スポーツバイオメカニクスは個人のパフォーマンスに焦点をあて、身体運動の構造に基づき客観的測定が行われおり、集団に対しては適用例がほとんどない。記述分析は集団のゲームパフォーマンスを主に扱い、成否に関わる要因は質的に考察される。本研究で作成されたサッカー技能尺度は、チームパフォーマンスを構造的視点から捉え、チームパフォーマンスの成否を成因的視点から客観化することを可能にした尺度であり、彼らが提案した視点を具現化する研究であったといえる。

以上のことから、本研究における一連の方法論は測定評価及びパフォーマンス分析に関する学問領域の発展に寄与するものであったといえよう。

---

<sup>45</sup> 運動パフォーマンスのバイオメカニクス的研究の権威であり、Sports biomechanicsの著者(Bartlett, 1999)。

<sup>46</sup> ゲームパフォーマンスの記述分析の権威であり、Notational analysis of sportの著者(Hughes & Franks, 1997)。

## 第13章 総括

### 第1節 結論

本研究では、これまでの集団的スポーツ技能の測定評価研究が抱える問題を解決するために、以下の条件を満たす尺度を完成させること及びサッカー技能因果構造を解明することを目標とした。

#### 尺度開発

- 1) テストパフォーマンスからではなく、ゲームパフォーマンスから測定される尺度であること。
- 2) 指導者が認識する質的な指導の観点と一致した尺度であること。
- 3) 即時的な評価のフィードバックが可能な尺度であること。
- 4) 信頼性、妥当性の高い尺度であること。

#### 因果構造解明

- 1) 現象の成因的視点から運動局面に従うゲームパフォーマンスを構造化し、各要素の関連性（因果構造）を明示すること。

以上の条件を満たすために、侵入型ゲームのサッカーに着目し、画像処理技術の発展を考慮し、選手の位置情報に基づいて、サッカーにおけるゲームパフォーマンスを測定し、サッカーチームの集団的スポーツ技能であるサッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度を開発すること及びサッカー技能の因果構造を解明することを目的とした。

この目的を達成するために、サッカー技能を攻撃技能と守備技能とに分類し、それぞれに対しての尺度開発と因果構造解明について検討を行った。

尺度開発の基本的手続きは、1) 信頼性（客観性）の検証、2) 因子妥当性の

検証，3) 交差妥当性の検証，4) 基準関連妥当性の検証，から構成し，因果構造解明の基本的手続きは，1) 因果構造モデルの検証，2) 因果構造モデルの再現性の検証から構成した。

それぞれの検証は，以下に示す研究課題を通じて行われ，以下に示す結論が得られた。

#### 研究課題 1 - 1：サッカー攻撃技能尺度 (SASS) の作成と因果構造の解明

- 1) サッカーの試合中に発揮される攻撃技能は，攻撃局面に従うスペースづくり技能，しかけ技能，くずし技能から構成されており，これらを測定するサッカー攻撃技能尺度 (SASS) の 8 項目は攻撃局面に基づく内容妥当性，論理的整合性を満足する攻撃パフォーマンス項目から構成され，客観性，因子妥当性が高い。
- 2) 下位技能を因子に持つ攻撃技能の構造は攻撃局面の推移に従った因果構造であり，スペースづくり技能，しかけ技能，くずし技能が逐次的因果関係を有する。

#### 研究課題 1 - 2：サッカー攻撃技能尺度 (SASS) の交差妥当性と

##### 因果構造の再現性

- 1) 攻撃技能は異なる年代集団においても不変な下位技能を示し，SASS は複数の年代集団に対して適用可能であり，交差妥当性が高い。
- 2) 攻撃技能の因果構造は，標本に依存して，下位技能間の因果関係の程度，及び 3 つの下位技能では説明できない要因の関係性が異なるものの，攻撃局面に従う攻撃技能の 3 つの下位技能の因果関係性は再現性が高い。

**研究課題 1 - 3 : 拡張サッカー攻撃技能尺度 ( 拡張 SASS ) の因子妥当性 ,  
交差妥当性と因果構造の再現性**

- 1 ) 攻撃パフォーマンスの測定対象を拡張した拡張 SASS はスペースづくり技能を測定する 2 項目を除き , 因子妥当性が高く , 異なる集団においても不変な下位技能を示し , 複数の集団に対して同じように適用可能であり , 交差妥当性が高い .
- 2 ) 攻撃技能の因果構造は測定対象を拡張する前と同様に攻撃局面の推移に従った因果関係を形成しており , 攻撃技能の因果構造は異なる集団においても不変な構造を示し , 再現性が高い .

**研究課題 1 - 4 : 対戦チーム間における攻撃技能比較による拡張 SASS  
の基準関連妥当性**

- 1 ) 拡張 SASS を用いて測定された比較集団間の攻撃技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的評価による攻撃技能の優劣と一致し , 基準関連妥当性が高い .

**研究課題 2 - 1 : サッカー守備技能尺度 ( SDSS ) の作成と因果構造の解明**

- 1 ) サッカーにおける守備技能は , 守備局面に従う攻撃の遅延技能 , プレー方向・スペースの限定技能 , スペースの削減技能 , そして守備対象に従うボール保持者に対する守備技能 , 非ボール保持者に対する守備技能 , スペースに対する守備技能から構成されており , これらを測定するサッカー守備技能尺度 ( SDSS ) の 9 項目は守備局面と守備対象に基づく内容妥当性 , 論理的整合性を満足する守備パフォーマンス項目から構成され , 客観性 , 因子妥当性が高い .

- 2) 下位技能を因子に持つ守備技能の構造は守備局面の推移に従った因果構造であり、攻撃の遅延技能、プレー方向・スペースの限定技能、スペースの削減技能が逐次的因果関係を有する。

## 研究課題 2 - 2 : サッカー守備技能尺度 (SDSS) の交差妥当性と

### 因果構造の再現性

- 1) 守備技能は異なる年代集団においても不変な下位技能を示し、SDSS は複数の年代集団に対して適用可能であり、交差妥当性が高い。
- 2) 守備技能の因果構造は異なる年代集団においても不変な構造を示し、守備局面に従う守備技能の 3 つの下位技能の因果関係性は再現性が高い。

## 研究課題 2 - 3 : 対戦チーム間における守備技能比較による SDSS

### の基準関連妥当性

- 1) SDSS を用いて測定された比較集団間の守備技能の優劣はサッカー指導者や専門家の質的評価による守備技能の優劣と一致し、基準関連妥当性が高い。

本研究の結論を総括すると、サッカー技能を測定するためのゲームパフォーマンス尺度であるサッカー攻撃技能尺度 (SASS) 及びサッカー守備技能尺度 (SDSS) は、高い客観性と複数の証拠に基づく高い妥当性があり、サッカー技能を構成する攻撃技能及び守備技能の下位技能は攻撃局面及び守備局面に従った逐次的因果関係を有する。

## 第 2 節 今後の課題

### 1) サッカー技能のチーム評価に関連する課題

本研究で作成されたサッカー技能尺度は、チームのゲームパフォーマンスを測定及び評価することの妥当性が示されたものの、サッカー技能尺度を用いてチームのサッカー技能を評価できるかを明らかにされていない。したがって、総合討論において示された検討手続きに従い、リーグ戦の順位や専門家の評価を妥当基準として、サッカー技能尺度を用いて算出される各チームの技能評価との一致性からチームのサッカー技能評価の妥当性を示す必要がある。

### 2) サッカー技能尺度を用いた絶対評価基準の作成

サッカー技能尺度はゲームパフォーマンスを測定するための尺度としての妥当性が高いことが明らかとなった。ゲームパフォーマンスを客観的に測定できるようになったことによって、ゲームパフォーマンスと結果変数（得点・失点、シュートに至る、ボールを奪うなど）の関連性を検討することが可能となる。ゲームパフォーマンスは選手間の距離や角度などの比率尺度（ratio scale）から測定されるために、関連性を検討することによって結果変数が条件を満たすためのゲームパフォーマンス測定値の絶対評価基準を示すことができる。したがって、その絶対評価基準を作成するために、サッカー技能尺度を用いて得られる測定値と結果変数との関連性を検討する必要がある。

### 3) 実測値との一致性

サッカー技能尺度は動画像解析技術を適用し、自動計測することが念頭に置かれている。しかしながら、本研究では 5 から 6 段階の間隔尺度によって測定



している。測定者間の信頼性は保証されたが、フィールド上から実測される真の値と間隔尺度がどの程度一致しているかは明らかにされていない。また、本質的にはサッカー技能を評価することが目的であるため、実測値との一致性が得られなかったとしても、相違がサッカー技能を評価する上で影響がない程度の相違であれば、その相違は無視できる。したがって、自動計測を行うにあたり、評価値の一致性を検討する必要がある<sup>47</sup>。

#### 4) 妥当性を示す証拠の追加

尺度の妥当性について、尺度が妥当であることを示す証拠は尺度の使用目的に依存する。サッカー技能尺度はトレーニングによる技能発達を客観的に捉えることが使用目的のひとつとして挙げられる。この場合、テストの妥当性は適切なトレーニング負荷によって技能評価値が有意に発達すること、あるいはトレーニングを行わないことで技能評価値が変化しないことが妥当性の証拠となる。また、動画像解析技術の適用によってプレーごとの良否を映像から自動的に評価することが可能となった際には、個人の学習支援ツールとしての利用価値も高まる。映像上のプレーとプレーの評価がシンクロしていることで良い攻撃（守備）、悪い攻撃（守備）の理解が促進される。戦術学習ツールとしての使用が行われた場合には、Messick（1989）が提案した妥当性の概念に含まれるテスト使用の適切性/効用、すなわち、テストを用いることによって得られる効果（戦術理解力の向上等）を確認することで、尺度の妥当性が保証される。

次に、交差妥当性に関連した適用集団の拡張について、本研究では U-15、大学生、プロフェッショナルの各年代における高競技集団を標本に用いて検証したため、妥当性の一般化を促進するために、競技水準の低い集団に対する検討

---

<sup>47</sup> サッカー守備技能尺度（SDSS）については鈴木・西嶋（2004b）により一部検討され、評価値の一致性を確認している。

が必要とされる。本研究において検討された専門家の評価は、高い技能水準の中での能力差の一致性であった。そのため、高い技能水準に対してのみ鋭敏に反応する尺度である可能性がある。したがって、競技水準の低い集団における技能比較の妥当性を検討する必要がある。

以上のことを検討することによって、サッカー技能尺度の信頼性及び妥当性が高まると考えられる。加えて、本研究において用いられた尺度の開発手続きの一般化という視点では、他の運動（集団又は個人）に適用することによって手続きの一般化可能性を確認することができる。

集団的スポーツ技能の計量はサッカー以外の他のチームスポーツ（特に、ボールゲーム）においても同様に重要である。したがって、これらの残された検討課題は速やかに行われるべき課題である。

## 謝辞

博士論文の執筆を終えるにあたり、多くの方々に御指導を承り、また御支援頂きましたことに深甚なる謝意を表します。人間総合科学研究科体育科学専攻教授高松薫先生、ならびに同教授野村武男先生におきましては、快く主査及び副査を引き受けて頂いたこと、そして報告会・審査会における建設的な御意見を頂いたことによって博士論文の厳密さと実用的価値を高めることができたことを感謝致します。人間総合科学研究科心理学専攻助教授服部環先生におきましては、審査会のみならずデータ解析の専門家として多大なる影響を受け、データ解析に対する慎重な姿勢を学ばせて頂きましたことを感謝致します。

人間総合科学研究科体育科学専攻助教授であり指導教官の西嶋尚彦先生におきましては、研究者としてのあらゆる言動について御指導ならびに御鞭撻を賜り、言葉では言い表すことができないほどの影響を受けました。当たり前のことではありますが西嶋先生が指導教官でなければこの様な研究を完成させ、そして自身を成長させることができなかつたと思います。私が1999年に修士課程体育研究科へ入学し、2001年に大学院研究生を経て、2002年に博士課程体育科学研究科3年次編入学の後、2005年に博士論文を書き終えるまでの6年もの間、公私に渡り御指導頂きましたことを深謝致します。

西嶋研究室及び田中研究室の皆様にも多くの御協力と御助言を頂きました。特に、修士課程同年入学の高橋信二氏ならびに山田庸氏には公私に渡り多大なアドバイスと支えを頂きましたことを感謝致します。

最後に私の研究生活を支援してくれた家族に感謝致します。

2005年2月 鈴木宏哉

## 引用文献

- 阿江通良, 石島繁, 横山直也, 浅井武, 高橋伍郎, 宮丸凱史 (1983) VTR による動作分析システムの開発 .筑波大学体育センター 大学体育研究 5:87-94 .
- Akaike, H. (1987) Factor analysis and AIC. *Psychometrika* 52: 317-332.
- Almond, L. (1986) Reflecting on themes: A games classification. In: Thorpe, R. and Almond, L. (Eds.), *rethinking games teaching*. Loughborough University: Loughborough, pp. 71-72.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, and National Council on Measurement in Education (1985) *Standards for educational and psychological tests*. American Psychological Association: Washington, DC, pp. 9-18.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, and National Council on Measurement in Education (1999) *Standards for educational and psychological testing*. American Psychological Association: Washington, DC, pp. 9-24.
- American Psychological Association (1954) *Technical recommendations for psychological tests and diagnostic techniques*. *Psychological Bulletin* 51 (2) Supplement: 1-38.
- American Psychological Association, American Educational Research Association, and National Council on Measurement in Education (1966) *Standards for educational and psychological tests and manuals*. American Psychological Association: Washington, DC, pp. 25-48.
- American Psychological Association, American Educational Research

- Association, and National Council on Measurement in Education (1974) Standards for educational and psychological tests. American Psychological Association: Washington, DC, pp. 12-24.
- Anderson, T. W., and Rubin, H. ( 1956 ) Statistical inference in factor analysis. Proceedings of the Third Berkley symposium on mathematical statistics and probability 5. University of California Press: Berkeley, pp.111-150.
- Arbuckle, J. L. (2003) Amos 5.0 J, Amos reference guide [Computer software]. SmallWaters: Chicago.
- Arnold, R. K. (1983a) What game stats can reveal about winning. Journal of Physical Education, Recreation and Dance 54: 18-20,62.
- Arnold, R. K. (1983b) What game stats can reveal about winning part2. Journal of Physical Education, Recreation and Dance 54: 47-50.
- 浅見俊雄 ( 1969 ) サッカーの勝敗を決する要因 . 体育の科学 19 : 351-353 .
- Bartlett, R. (1999) Sports biomechanics: reducing injury and improving performance. E & FN SPON: London.
- Bartlett, R. (2001a) Performance analysis, is it the bringing together of biomechanics and notational analysis or an illusion? In: Blackwell, J. (Ed) Proceedings of Oral Sessions, 19th International Symposium on Biomechanics in Sports. University of San Francisco: San Francisco, pp. 328-331.
- Bartlett, R. (2001b) Performance analysis: Can bringing together biomechanics and notational analysis benefit coaches? International Journal of Performance Analysis in Sport 1: 122-126.
- Benesh, J., and Benesh, R. (1956) Reading dance - the birth of choreology.

- Souvenir: London.
- Bentler, P. M. (1980) Multivariate analysis with latent variables: Causal modeling. *Annual Review of Psychology* 31: 419-456.
- Bentler, P. M. (1990) Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin* 107: 238-246.
- Bentler, P. M. (1995) EQS: Structural equations program manual. Multivariate Software: Encino, pp. 165-179.
- Bentler, P. M., and Bonett, D. G. (1980) Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin* 88: 588-606.
- Bentler, P. M., and Chou, C. P. (1987) Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research* 16: 78-117.
- Bollen, K. A. (1989) Structural equations with latent variables. Wiley : New York .
- Bollen, K. A., and Long, J. S. (Eds.) ( 1993 ) Testing structural equation models . Sage : Newbury Park .
- Browne, M. W., and Cudeck, R. (1989) Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research* 24: 445-455.
- Browne, M. W., and Cudeck, R. ( 1993 ) Alternative ways of assessing model fit. In : Bollen, K. A., and Long, J. S. (Eds.) Testing structural equation models . Sage: Newbury Park, pp. 136-162 .
- Byrne, B. M. (1989) A primer of LISREL: basic applications and programming for confirmatory factor analytic models. Springer-Verlag: New York, pp. 125-155.
- Byrne, B. M. (1994) Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: basic concepts, applications, and programming. Sage: Thousand Oaks, pp.

159-190.

- Byrne, B. M. (2001) Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming. Lawrence Erlbaum Associates: Mahwah, p. 175.
- Byrne, B. M., and Shavelson, R.J. (1987) Adolescent Self-Concept: Testing the assumption of equivalent structure across gender. *American Education Research Journal* 24: 365-385.
- Byrne, B. M., Shavelson, R.J., and Muthen, B. (1989) Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin* 105: 456-466.
- Campbell, D. T. and Fiske, D. W.( 1959 )Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix . *Psychological Bulletin* 56: 81-105 .
- Chapelle, C. A. (1999) Validity in language assessment. *Annual Review of Applied Linguistics* 19: 254-272.
- Cheung, G. W., and Rensvold, R. B. (2002) Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling* 9: 233-255.
- Church, S. and Hughes, M. (1987) Patterns of play in association football - a computerized analysis. *Communication to First World Congress of Science and Football, Liverpool, 13-17 April.*
- Clark, C. (2002) *Brainstorming - How to Create Successful Ideas*. TWI Press: Indiana.
- Cote, J. ( 2001 ) Improving model fit by correlating errors. *Journal of Consumer Psychology* 10 ( 1 & 2 ) : 87 .

- Conroy, D. E., and Motl, R. W. (2003) Modification, cross-validation, invariance, and latent mean structure of the self-presentation in exercise questionnaire. *Measurement in physical education and exercise science* 7: 1-18.
- Conroy, D. E., Elliot, A. J., and Hofer, S. M. (2003) A 2×2 achievement goals questionnaire for sport: evidence for factorial invariance, temporal stability, and external validity. *Journal of sport and Exercise psychology* 25: 456-476.
- Cronbach, L. J. (1988) Five perspectives on validation argument. In: Wainer, H., and Braun, H. (Eds.) *Test validity*. Lawrence Erlbaum: Hillsdale, pp. 3-17.
- Cudeck, R., and Browne, M. (1983) Cross-validation of covariance structures. *Multivariate Behavioral Research* 18: 147-167.
- Cunningham, W. R. (1991) Issues in factorial invariance. In: Collins, L. M, & Horn, J. L. (Eds.) *Best methods for the analysis of change*. American Psychological Association: Washington, DC, pp. 106-113.
- 出村慎一，中比呂志（1990）バレーボールゲームにおける評価尺度の作成と集団技能の構造．*体育学研究* 34：329-344．
- 出村慎一，中比呂志，野島利栄（1988）バレーボールゲーム中における技能評価の検討．*金沢大学教育学部紀要（教育科学編）* 37：279-287．
- Downey, J. C. (1973) *The singles game*. EP Publications: London.
- 土井秀和（1996）ボール運動のゲーム学習の進め方．金子明友ほか編 教師のための運動学．大修館書店：東京，pp. 229-238．
- Dunn, G., Everitt, B., and Pickles, A. (1993) *Modelling covariances and latent variables using EQS*. Chapman & Hall: London, pp. 151-162.
- Eaves, S., and Hughes, M. (2003) Patterns of play of elite rugby league teams before and after the seasonal change. *Book of abstracts, world congress on*



- science and football 5. Gymnos: Madrid, Spain, pp. 52-53.
- Eom, H. J., and Schutz, R. W. (1992) Statistical analysis of volleyball team performance. *Research Quarterly for Exercise and Sport* 63: 11-18.
- Fédération Internationale de Football Association (2002) 2002 FIFA World Cup Korea/JapanTM: Report and Statistics. Author: Zurich, Switzerland, pp. 65, 84, 155-156, 191-192.
- Fouladi, R. T. (2003) AMOS FAQ #7: Handling non-normal data using AMOS. Retrieved January 6, 2004, from The University of Texas at Austin, Information Technology Services Web site:  
<http://www.utexas.edu/cc/faqs/stat/amos/amos7.html>
- Franks, I. M. (2002) Evidence-based practice and the coaching process. *International Journal of Performance Analysis in Sport* 2: 1-5.
- Franks, I. M. and Goodman, D. ( 1986 ) A systematic approach to analyzing sports performance . *Journal of Sports Sciences* 4: 49-59 .
- Franks, I. M., Johnson, R.B. and Sinclair, G.D. (1988) The development of a computerized coaching analysis system for recording behavior in sporting environments. *Journal of Teaching in Physical Education* 8: 22-32.
- Franks, I. M., and Nagelkerke, P. (1988) The use of computer interactive video technology in sport analysis. *Ergonomics* 31: 1593-1603.
- Franks, I. M., and Paterson, G. (1986) The real time analysis of sport: An overview. *Canadian Journal of Applied Sport Science* 11: 55-57.
- Franks, I. M., Wilson, G. E., and Goodman, D. (1987) Analyzing a team sport with the aid of computers. *Canadian Journal of Sport Science* 12: 120-125.
- Gipps, C. V. (1994) Beyond testing: Towards a theory of education assessment.

- RoutledgeFalmer: London, pp. 3, 62, 169.
- Grehaigne, J. F., Bouthier, D., and David, B. (1997a) Dynamic-system analysis of opponent relationships in collective actions in soccer. *Journal of Sports Sciences* 15: 137-149.
- Grehaigne, J. F., Godbout, P., and Bouthier, D. (1997b) Performance assessment in team sports. *Journal of Teaching in Physical Education* 16: 500-516.
- Griffin, L., Mitchell, S., and Oslin, J. (1997) Teaching sport concepts and skills: A tactical games approach. *Human Kinetics: Champaign*.
- グリフィン, ミチエル, オスリン: 高橋健夫ほか訳 (1999) ボール運動の指導プログラム 楽しい戦術学習の進め方. 大修館書店: 東京, p. .
- グロッサー, ノイマイヤー: 朝岡正雄ほか訳 (1995) 選手とコーチのためのスポーツ技術のトレーニング. 大修館書店: 東京, pp. 1-180 .
- 萩生田伸子, 繁榎算男 (1996) 順序付きカテゴリカルデータへの因子分析の適用に関するいくつかの注意点. *心理学研究* 67: 1-8 .
- Harris, S., and Reilly, T. (1988) Space, teamwork and attacking success in soccer. In: Reilly, T. et al. (Eds.) *Science and football*. E & FN SPON: London, pp. 322-328.
- 長谷川裕 (1990) 体育科教育におけるスポーツ戦略・戦術の指導 ( 2 ) - 戦略・戦術指導の内容と展開 - . *体育科教育* 38: 60-64 .
- 服部環 (2002) 9章仮説をモデル化し検討する - 構造方程式モデリング - . 渡部洋編著 *心理統計の技法*. 福村出版: 東京, pp. 151-166.
- 服部環, 海保博之 (1996) 説明のモデルを洗練する 共分散構造分析. 服部環, 海保博之著 *Q & A 心理データ解析*. 福村出版: 東京, pp. 170-191 .
- Hofer, S. M. (1999) Assessing personality structure using factorial invariance

- procedures. In: Mervielde, I. et al. (Eds.) *Personality Psychology in Europe* Vol. 7. Tilburg University Press: Tilburg, The Netherlands, pp. 35-49.
- Holland, P. W. (1986) *Statistics and causal inference (with discussion)*. *Journal of the American Statistical Association* 81: 945-970.
- 細谷克也 (1982) *QC 七つ道具*. 日科技連: 東京, pp. 18-36.
- ヒューズ: 岡野俊一郎訳 (1974) *サッカー戦術とチームワーク*. ベースボールマガジン社: 東京, p. 29.
- Hughes, C. (1980) *The football association coaching book of soccer tactics and skills*. British Broad Corporation: London, pp. 179-202.
- Hughes, M. (1988) *Computerized notation analysis in field games*. *Ergonomics* 3: 1585-1592.
- Hughes, M. (1992) *Notational analysis*. Reilly, T. *Science and soccer*. E & FN SPON: London, pp. 343-361.
- Hughes, M. (1993) *Notation analysis in football*. In: Reilly, T. et al. (Eds.) *Science and football 2*. E & FN SPON: London, pp. 151-159.
- Hughes, M. (1996) *Notational analysis*. In: Reilly, T. (Ed) *Science and Soccer*. E&FN SPON: London, pp. 343-361.
- Hughes, M. (2003) *Notational analysis*. In: Reilly, T., and Williams, M. (Eds.), *science and soccer (2nd ed.)*. Routledge: London, pp. 245-264.
- Hughes, M. and Bartlett, R. (2002) *The use of performance indicators in performance analysis*. *Journal of Sports Sciences* 20: 739-754.
- Hughes, M., and Franks, I. (1997) *Notational analysis of sport*. E&FN SPON: London.
- Hughes, M., and Jones, R. (2003) *Patterns of play of successful and unsuccessful*

- teams in men's 7-a-side rugby union. Book of abstracts, world congress on science and football 5. Gymnos: Madrid, Spain, pp. 81-82.
- Hughes, M., Robrtson, K., and Nicholson, A. ( 1988 ) Comparison of patterns of play of successful and unsuccessful teams in the 1986 World Cup for soccer . In : Reilly, T. et al. (Eds.) Science and football . E & FN SPON : London , pp. 363-367 .
- Hu, L., and Bentler, P. M. (1999) Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 6: 1-55.
- 池田央 ( 1973 ) 心理学研究法第 8 巻 テスト . 東京大学出版会 : 東京, pp. 137-175 .
- 猪原正守 , 松浦孝夫 ( 1991 ) 因子分析における最小 2 乗法と「正規」最尤法の非正規分布のもとでの比較実験 . *計算機統計学* 4 : 13-24 .
- 石井喜八 ( 1989 ) ボールゲームの分析法 ~ フォーメーションの 3 次元即時記録 ~ . *スポーツジャーナル* 11 : 16-18 .
- 石井喜八 , 安藤幸司 , 大橋二郎 , 清水宣雄 , 戸苅晴彦 , 成田明彦 , 星野秀樹 , 磯川正教 , 伊藤静夫 ( 1989 ) No. 8 ボールゲームのゲーム分析法に関する研究第 2 報 . 昭和 63 年度日本体育協会スポーツ科学研究報告 : 1-30 .
- 石井喜八 , 西山哲成 ( 1990 ) ボールゲームの分析法 . *Japanese Journal of Sports Sciences* 9: 266-271 .
- 石井喜八 , 戸苅晴彦 , 成田明彦 , 安藤幸司 , 大橋二郎 , 上野裕一 , 磯川正教 , 伊藤静夫 ( 1988 ) No.10 ボールゲームのゲーム分析法に関する研究第 1 報 . 昭和 62 年度日本体育協会スポーツ科学研究報告 : 1-23 .
- Jöreskog, K. G. (1971) Simultaneous factor analysis in several populations.

- Psychometrika 36: 409-426.
- Jöreskog, K. G., and Sörbom, D. (1986) LISREL 6: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least square methods. Scientific Software: Mooresville.
- Jöreskog, K. G., and Sörbom, D. (1993) LISREL 8: User's reference guide. Scientific Software International: Chicago, pp. 297-320.
- 狩野裕 (2001) 共分散構造分析の基礎と実際 . 大阪大学人間科学研究科夏季集中講義資料 : 39 .
- 狩野裕 (2002) 構造方程式モデリングは , 因子分析 , 分散分析 , パス解析のすべてにとって代わるのか ? 行動計量学 29 : 138-159 .
- 狩野裕 , 市川雅教 (1999) 共分散構造分析 . 日本統計学会チュートリアルセミナー資料 : 19-26.
- 狩野裕 , 三浦麻子 (2002) 増補版グラフィカル多変量解析 -目で見る共分散構造分析- . 現代数学社 : 京都 , pp. , 140, 175, 185-191, 216 .
- 狩野裕 , 豊本満喜子 , 服部祥子 , 山田富美雄 , 島井哲志 (2000) 対応のある共分散行列の同時分析 . 第 28 回日本行動計量学会予稿集 : 387-390 .
- 管輝 , 塩川満久 , 沖原謙 , 出口達也 , 須佐徹太郎 (2000) サンフレッチェ vs. 横浜マリノス戦のゲーム分析における基礎的データに関する研究 . サッカー医・科学研究 20 : 19-24 .
- 加藤久(1999) サッカーの戦術とコンピュータ分析の現状と課題 . オペレーションズ・リサーチ 3 : 125-131 .
- 河合一武 , 磯川正教 , 鈴木滋 , 大橋二郎 , 松原裕 , 大幡日出男 , 福井真司 (1993) サッカーのゲーム分析システムの実用化 -NAS5- . 平成 5 年度日本オリンピック委員会スポーツ医・科学研究報告 No. 2 競技種目別競技力向上に関する

- る研究第 17 報 : 183-190 .
- 河村レイ子 , 大西武三 , 水上一 , 杉森弘幸 ( 1990 ) 筑波大学女子ハンドボール  
チームの攻撃力・防御力の評価 . 筑波大学運動学研究 6 : 35-41 .
- ケルン : 朝岡正雄ほか訳 ( 1998 ) スポーツの戦術入門 . 大修館書店 : 東京 , pp.  
17-20 .
- Kelloway, E. K. ( 1995 ) Structural equation modelling in perspective. *Journal of  
Organizational Behavior* 16: 215-224.
- Laban, R. (1975) *Laban's principles of dance and music notation*. MacDonald  
and Evans: London, pp. 1-61.
- Larson, L. A., and Yocom, R. G.( 1951 ) *Measurement and evaluation in physical  
health and recreation* . The C. V. Mosby : St. Louis, pp. 204-208 .
- Lees, A., and Nolan, L. (1998) *The biomechanics of soccer: a review*. *Journal of  
Sports Sciences* 16: 211-234.
- Li, F., Harmer, P., and Acock, A. (1996) *The task and ego orientation in sport  
questionnaire: construct equivalence and mean differences across gender*.  
*Research Quarterly for Exercise and Sport* 68: 228-238.
- Linstone, A. H. and Turoff, M. ( 1975 ) *The Delphi Method*. Addison-wesley :  
Massachusetts .
- Luhtanen, P. H. (1993) *A statistical evaluation of offensive actions in soccer at  
world cup level in Italy 1990*. In: Reilly, T. et al. (Eds.) *Soccer and football 2*.  
E & FN SPON: London, pp. 215-220.
- Luhtanen, P. H., Korhonen, V., and Ilkka, A. (1997) *A new notational analysis  
system with special reference to the comparison of Brazil and its opponents  
in the world cup 1994*. In: Reilly, T. et al. (Eds.) *Science and Football 3*. E &

- FN SPON: London, pp. 229-232.
- MacCallum, R. C., Browne, M., and Sugawara, H. M. (1996) Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods* 1: 130-149.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., Mar, C. M., and Reith, J. B. (1994) Alternative strategies for cross-validation of covariance structure models. *Multivariate Behavioral Research* 29: 1-32.
- McGrry, T., and Franks, I. M. (2003) The science of match analysis. In: Reilly, T. and Williams, M. (Eds.) *Science and soccer* (2nd ed.). Routledge: London, pp. 265-275.
- Mardia, K. V. (1970) Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*: 57: 519-530.
- Mardia, K. V. (1974) Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya: The Indian Journal of Statistics* 36: 115-128.
- Marsh, H. W. (1988) Multitrait-Multimethod Analysis In: Keeves, J. P. (Ed.) *Educational research, methodology, and measurement: an international handbook*. Pergamon Press: Oxford, UK, pp. 570-580.
- Marsh, H. W. (1993a) Multitrait-Multimethod Analyses: Inferring each trait-method combination with multiple indicators. *Applied measurement in education* 6: 49-81.
- Marsh, H. W. ( 1993b ) The multidimensional structure of physical fitness: invariance over gender and age. *Research Quarterly for Exercise and Sport* 64: 256-273.

- Marsh, H. W., and Bailey, M. (1991) Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. *Applied Psychological Measurement* 15: 47-70.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., and Craven, R. (1992) Overcoming problems in confirmatory factor analyses of MTMM data: The correlated uniqueness model and factorial invariance. *Multivariate Behavioral Research* 27: 489-507.
- Marsh, H. W., and Grayson, D. (1995) Latent variable models of multitrait-multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications*. SAGE Publications: Thousand Oaks, pp. 177-198.
- Marsh, H. W. and Richards, G. E. (1994) Physical self-description questionnaire: psychometric properties and a multitrait-multimethod analysis of relations to existing instruments. *Journal of Sport and Exercise Psychology* 16: 270-305.
- 松浦義行 (1983) 体力測定法 . 朝倉書店 , 東京 , pp. 151-158 .
- 松浦義行 (1993) 数理体力学 . 朝倉書店 : 東京 , pp. 1-9 .
- Mayhew, S. R., and Wenger, H. A. (1985) Time-motion analysis of professional soccer. *Journal of Human Movement Studies* 11: 49-52.
- Meredith, W. (1993) Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance . *Psychometrika* 58 : 525-543 .
- Messick, S. (1989) Validity. In Linn, R. L. (Ed.) *Educational Measurement: Third Edition*. Macmillan: New York, pp. 13-105.
- Messick, S. (1992) Validity of test interpretation and use. In: Slkin, M.C. (Ed.)



- Encyclopedia of educational research. Macmillan: New York, pp. 1487-1495.
- Messick, S. (1996) Validity and washback in language testing. *Language Testing* 13: 241-256.
- Mitchell, S. A., and Oslin, J. L. (1999) Assessment in games teaching. NASPE Publications: Reston, pp. 1-21.
- 都沢凡夫，大沢清二，朽堀申二，福原祐三（1983）バレーボールプレーヤーの攻撃力の評価方法に関する研究．筑波大学体育科学系紀要 6：93-99．
- 水上一（1990）戦術学習をどう展開すべきか．金子明友ほか編 運動学講義．大修館書店：東京，pp. 209-215．
- 水上潔，石井秀治（2001）CG を活用したゲーム分析支援システムによる分析．第 21 回サッカー医・科学研究会口頭発表資料．
- 文部省（2000）新体力テスト - 有意義な活用のために - ．ぎょうせい：東京．
- ムーア：松田岩男訳(1976)スポーツコーチの心理学．大修館書店：東京, p. 190．
- 森岡理右，遠藤卓郎，坂井学，畑孝幸，力野由美（1982）コーチングにおける情報の種類と利用についての一考察．日本体育学会第 33 回大会号：676．
- Morrow, J. R., Jackson, A. W., Disch, J. G., and Mood, D. P. (2000) Measurement and evaluation in human performance (2nd ed.). Human Kinetics: Champaign, pp. 85-96.
- Moss, P. A. (1992) Shifting conceptions of validity in educational measurement: Implications for performance assessment. *Review of Educational Research* 62: 229-258.
- Mueller, R. O.(1996)Confirmatory factor analysis : Basic principles of structural equation modeling : An introduction to LISREL and EQS . Springer : New

- York , pp. 62-128 .
- 中川昭 (1996) ボール運動が上手になるための学習 . 金子明友ほか編 教師のための運動学 . 大修館書店 : 東京 , pp.239-245 .
- 中村彰久 (2000) バスケットボールにおける攻撃力指標の提案 . トレーニング科学 11 : 113-118 .
- 日本サッカー協会 (1998) サッカー競技規則 . 日本サッカー協会 : 東京 .
- 日本サッカー協会技術委員会 (1998) FIFA ワールドカップフランス 98 テクニカルレポート . 財団法人日本サッカー協会 : 東京 , pp. 1-80 .
- 日本サッカー協会技術委員会 (2000) JFA news 増刊号 強化指導指針 2000 年版ポスト 2002 . 日本サッカー協会 : 東京 , pp. 1-88 .
- 日本サッカー協会指導委員会 (2000) サッカー指導教本 . 日本サッカー協会 : 東京 , pp. 1-88 .
- 日本サッカー協会技術委員会 (2002) 2002 FIFA World Cup Korea/Japan™ JFA テクニカルレポート . 日本サッカー協会 : 東京 , pp. 31-51 .
- 日本サッカー協会, 日本サッカーライターズ協議会編 (2002) 用語解説 . 最新サッカー百科大事典 . 大修館 : 東京 , pp. 516-540 .
- Nishijima, T., and Matsuura, Y. (1990) Contribution of the player in reference to his position to the game performance in volleyball. The Proceedings of 1988 Seoul Olympic Games Scientific Congress: 739-744.
- 西嶋尚彦 (1990) バレーボール技能の構造 . Japanese Journal of Sports Sciences 9: 280-286.
- 西嶋尚彦, 松浦義行, 大沢清二 (1985) バレーボールにおけるチームパフォーマンスの決定因子とその勝敗との関連 . 体育学研究 30 : 161-171 .
- 西嶋尚彦, 都沢凡夫, 松浦義行, 大沢清二 (1986) バレーボールにおけるチー

- ム技能と基礎技能との関連．いばらき体育・スポーツ科学 1：15-22．
- Nishijima, T., Ohsawa, S., and Matsuura, Y (1987) The relationships between the game performance and the group skill in volleyball. *International Journal of Physical Education* 24: 20-26.
- 西嶋尚彦, 鈴木宏哉 (2004) 第6章因果関係を探る．出村慎一ほか編, 健康スポーツ科学のためのSPSSによる多変量解析入門．杏林書院：東京, pp. 135-157.
- 野崎玲子, 西嶋尚彦, 野田洋平(1994)走り幅跳びの成績に関連する主要運動動作．いばらき健康・スポーツ科学 11：39-47．
- 大橋二郎(1979)サッカーにおける選手の移動解析の試み．桜門体育学研究 13：34-38．
- 大橋二郎, 磯川正教, 戸苅晴彦(1989)サッカーのリアルタイムパス分析システムの実用化．昭和63年度日本体育協会スポーツ科学研究報告 No.10 ボールゲームの分析法に関する研究第2報：4-9．
- 大橋二郎, 長浜尚史, 宮城修 (1998) サッカーのゲーム中における「動き」の分析によるパフォーマンスの評価．平成9年度日本オリンピック委員会スポーツ医・科学研究報告 No.2 競技種目別競技力向上に関する研究-第21報-：283-287．
- 大石三四郎, 山中邦夫 (1983) 現代スポーツコーチ実践講座 サッカー．ぎょうせい：東京, pp. 1-395．
- 大野義典, 三浦純, 白井良明 (1999) サッカーゲームにおける選手とボールの追跡．情報処理学会研究報告 CVIM 114-7：49-56．
- 太田哲男, 浅見俊雄, 小宮喜久, 戸苅晴彦, 菊池武道, 森忠保 (1969) サッカーのゲーム分析．サッカー 92：31-43．

- 岡出美則，吉永武史（2002）イギリスのゲーム理解のための指導理論（TGfU）  
- 戦術学習の教科内容とその指導方法論検討に向けて - . 筑波大学体育科学系紀要 23 : 21-35 .
- 沖原謙，菅輝，塩川満久，松本光弘，崔吉洵，野地照樹（2000）サンフレッチェ vs. 横浜マリノス戦のゲーム分析に関する研究．サッカー医・科学研究 20 : 4-7 .
- Olsen, E. (1988) An analysis of goal scoring strategies in the world championship in Mexico 1986. In: Reilly, T. et al. (Eds.), soccer and football. E & FN SPON: London, pp. 373-376.
- Olsen, E., and Larsen, O. (1997) Use of match analysis by coaches. In: Reilly, T. et al. (Eds.) Soccer and football 3. E & FN SPON: London, pp. 209-220.
- Oslin, J., Mitchell, S., and Griffin, L. (1998) The game performance assessment instrument (GPAD): development and preliminary validation. Journal of Teaching in Physical Education 17: 231-243.
- Pollard, R. (2002) Charles Reep (1904-2002): pioneer of notational and performance analysis in football. Journal of Sports Sciences 20: 853-855.
- Pollard, R., and Reep, C. (1988) The quantitative comparison of playing styles in soccer. In: Reilly, T. et al. (Eds.) Soccer and football. E & FN SPON: London, pp. 309-315.
- QC 手法開発部会編 (1979) 管理者スタッフの新 QC 七つ道具 . 日科技連 : 東京, pp. 19-40 .
- Reep, C., and Benjamin, B. (1968) Skill and chance in association football. Journal of Royal statistical Society, Series A 131: 581-585.
- Rees, T., Hardy, L., Ingledeu, D., and Evans L. (2000) Examination of the

- validity of the social support survey using confirmatory factor analysis. *Research Quarterly for Exercise and Sport* 71: 322-330.
- Reilly, T., and Thomas, V. (1976) A motion analysis of work-rate in different positional roles in professional football match-play. *Journal of Human Movement Studies* 2: 87-97.
- 坂井和明，大門芳行，小林敬子（1998）ボールゲームの試合におけるチームの競技力構造の分析．*日本女子体育大学紀要* 28：17-26．
- 坂井学，森岡理右，遠藤卓郎，畑孝幸，力野由美（1982）コーチングにおける情報の種類と利用についての一考察．*日本体育学会第33回大会号*：677．
- Sampaio, J., and Janeira, M. (2003) Statistical analyses of basketball team performance: understanding team' wins and losses according to different index of ball possessions. *International Journal of Performance Analysis in Sport* 3: 40-49.
- Sanderson, F. H., and Way, K. I. M. (1977) The development of an objective method of game analysis in squash rackets. *British Journal of Sports Medicine* 11: 188.
- 佐藤靖（1994）球技の指導力に関する運動学的一考察．*秋田大学教育学部研究紀要教育科学部門* 4：73-84．
- Schutz, R., and Gessaroli, M. E. (1993) Use, misuse, and disuse of psychometrics in sport psychology research . In: Singer, R.N. et al. (Eds.) *Handbook of research on sport psychology* . Macmillan : New York , pp. 901-917 .
- Shapiro, R. (1978) Direct linear transformation method for three-dimensional cinematography. *The Research Quarterly* 49: 197-205.
- Sharma, S. (1996) *Applied multivariate techniques*. John Wiley & Sons: New

- York, pp. 90-184.
- 清水和秋 (1996) 日本版 WAIS-R の 8 尺度の因子不変性 - 標準化 9 標本の多母集団同時分析 - . 関西大学社会学部紀要 28 : 97-112 .
- 清水和秋 (1998) 成績・状態 - 特性不安の自己評価への影響 . 豊田秀樹編 共分散構造分析 事例編 . 北大路書房 : 京都 , pp. 127-136 .
- 清水和秋 (2001) 平均の構造的解析 - 発達・変化の現象への適用 - . 日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(A)「統計における理論と応用の総合的研究」(研究代表者 杉山高一) 研究集会「因子分析と共分散構造分析に関する諸問題」講演報告集 : 11-27 .
- Sörbom, D. (1974) A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 27: 229-239.
- Sörbom, D. (1978) An alternative to the methodology for the analysis of covariance. *Psychometrika* 43: 381-396.
- Sörbom, D. (1989) Model modification. *Psychometrika* 54: 371-384.
- Strand, B., and Wilson, R. (1993) *Assessing sport skills*. Human Kinetics: Champaign.
- 杉森弘幸 (1986) ゲーム分析からみたハンドボール競技のチーム力評価に関する研究 . 筑波大学大学院体育研究科修士論文 .
- 杉山重利 , 高橋健夫 , 園山和夫 , 細江文利 , 本村清人編 (2001) 新学習指導要領による高等学校体育の授業 (下) . 大修館書店 : 東京 , pp. 1-4 .
- 杉山哲朗 (1988) 特性要因図 . 藤田董ほか編 すぐに使える QC 手法-QC 七つ道具で問題解決 . 日科技連 : 東京 , pp. 26-39 .
- 鈴木宏哉 , 西嶋尚彦 (2002) サッカーゲームにおける攻撃技能の因果構造 . 体

- 育学研究 47 : 547-567 .
- 鈴木宏哉 , 西嶋尚彦 ( 2004a ) 第 5 章仮説的な因子を検証する . 出村慎一ほか編  
健康スポーツ科学のための SPSS による多変量解析入門 . 杏林書院 : 東京 ,  
pp. 135-157.
- 鈴木宏哉 , 西嶋尚彦 ( 2004b ) サッカー守備技能尺度を用いた評価の信頼性 . 日  
本体育学会第 55 回大会号 : 436 .
- 鈴木宏哉 , 山田庸 , 西嶋尚彦 ( 2001 ) サッカーにおけるゲームパフォーマンス  
からのシュート技能の評価 . トレーニング科学 12 : 181-192 .
- 鈴木督久 ( 2002 ) SEM による企業イメージのマネジメント - 平均構造・多母集  
団解析の応用 - . 行動計量学 29 : 174-181 .
- 鈴木敏明 , 児玉善広 ( 1988 ) バスケットボール・パフォーマンスの構造的特性  
の分析 - 多次元尺度構成法のスコア分析への適用 - . 東北体育学研究 9 :  
11-24 .
- シュテラー , コンツァック , デブラー : 唐木國彦監訳(1993)ボールゲーム指導  
事典 . 大修館書店 : 東京 , pp. 213-280 .
- Tabachnick, B. G., and Fidell, L. S. (2001) Using multivariate statistics. Allyn &  
Bacon: Needham Heights, pp. 73-77.
- 高木英樹 , 高橋伍郎 , 坂田勇夫 , 椿本昇三 , 本間正信 ( 1989 ) 水球競技のリア  
ルタイム処理によるゲーム分析の検討 . 筑波大学体育科学系紀要 12:95-105 .
- 高野祐一 , 沢畑好朗 , 田崎栄一 , 吉賀美栄 , 佐藤恭子 , 赤津隆稔 , 西嶋尚彦 ,  
野田洋平 ( 1992 ) ロングキック運動技能の構造 . いばらき体育・スポーツ  
科学 8 : 19-24 .
- 竹内啓 ( 1986 ) 因果関係と統計的方法 . 行動計量学 14 : 85-91 .
- 瀧井敏郎 ( 1990 ) 戦術の運動学的認識 . 金子明友ほか編 運動学講義 . 大修館

- 書店：東京，pp. 76-87 .
- 瀧井敏郎（1995）ワールドカップサッカーの戦術．ベースボールマガジン社：  
東京，pp. 30-45 .
- 瀧井敏郎（2003）サッカーにおける戦術学習の視点に基づくゲームパフォーマンス評価．スポーツ運動学研究 16: 37-48.
- 瀧剛志，長谷川純一（1998）チームスポーツにおける集団行動解析のための特徴量とその応用．電子情報通信学会論文誌 D-2 8：1802-1811 .
- 田中敏，山際勇一郎（1992）新訂ユーザーのための教育・心理統計と実験計画法．教育出版：東京，pp. 66-67.
- 田中敏光，松井健太郎，安形正人，平野一視，吉岡政洋，大西昇（2000）コンピュータアニメーションによるサッカーシーンの再現．電気学会論文誌 C 電子・情報・システム部門誌 120-C：88-97 .
- 谷釜了正，稲垣安二（1980a）ギュンター・シュティラーの「球技戦術論」．新体育 50(6)：60-69 .
- 谷釜了正，稲垣安二（1980b）ギュンター・シュティラーの「球技戦術論」．新体育 50(9)：46-52 .
- 田崎栄一，高野祐一，西嶋尚彦，野田洋平（1993）サッカーゲームにおけるディフェンスプレッシャーの構造．いばらき体育・スポーツ科学 9：10-15 .
- Thomas, J. R., and Nelson, J. K. (2001) Research methods in physical activity. Human Kinetics: Champaign, pp. 186-187.
- 戸苅晴彦（1980）運動学事始め（23）サッカー（2）．新体育 50：51-57 .
- 戸苅晴彦（1986）サッカーのゲーム分析 - リアルタイム処理による - . 体育の科学 36：699-703 .
- 戸苅晴彦（1990）サッカーのチーム力構造の分析 -主としてゲーム分析から- .



- Japanese Journal of Sports Sciences 9 : 287-294 .
- 豊田秀樹 ( 1992 ) SAS による共分散構造分析 . 東京大学出版会 : 東京 , pp. 61, 211-212 .
- 豊田秀樹 ( 1998 ) 共分散構造分析 入門編 . 朝倉書店 : 東京 , pp. 177, 234-254 .
- 豊田秀樹 ( 2003 ) 共分散構造分析 疑問編 . 朝倉書店 : 東京 , p. 151 .
- 椿本昇三 , 阿江通良 , 坂田勇夫 , 高橋伍郎 , 赤澤宏治 ( 1984 ) VTR を用いた DLT 法による水球競技のゲーム分析 . 筑波大学体育センター 大学体育研究 6 : 53-62 .
- 椿本昇三 , 坂田勇夫 , 阿江通良 ( 1986 ) 水球のゲーム分析 -DLT 法による- . 体育の科学 9 : 712-716 .
- Tucker, L. R., and Lewis, C. (1973) A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis, *Psychometrika* 38: 1-10.
- 宇土正彦 ( 1986 ) 体育授業の系譜と展望 . 大修館書店 : 東京 , pp. 152-154 .
- Ullman, J. B. (2001) Structural Equation Modeling. In: Tabachnick, B.G., and Fidell, L.S. (Eds.) *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon: Needham Heights, pp.653-771.
- 宇佐美芳明 ( 2001 ) 画像処理・CG 技術を用いたゲーム分析支援システムの研究開発 . 第 21 回サッカー医・科学研究会口頭発表資料 .
- Wade, A. (1967) *The Football Association Guide to Training and Coaching*. Heinemann: London, pp. 2-42.
- ウェイド : 浅見俊雄訳 ( 1973 ) イングランドサッカー教程 . ベースボールマガジン社 : 東京 , pp. 1-294 .
- Winterbottom, W. (1952) Analysing play. In: Winterbottom, W. (Ed.) *Soccer coaching*. Naldrett: London, pp. 237-247.

- Worthington, E. (1980) The skill of the coach .In: Worthington, E. (Ed.) Teaching soccer skill . Lepus books: London, pp. 154-184 .
- 山中邦夫 (1980) コーチ学 (コンビネーションサッカー編). 逍遙書院: 東京 .
- 山中邦夫 (1994) サッカーの攻撃と守備プレーに関するアイデアとその図式化 . ベーシックサッカー 2 (6) : 10-15 .
- 山中邦夫(1999) 98 ワールドカップにおける日本代表のチームパフォーマンス . オペレーションズ・リサーチ 44 (3) : 132-136 .
- 山中邦夫, 五島祐治郎, 西嶋尚彦, 金相謙, 大石三四郎 (1985) サッカーのゲームにおけるチーム力の評価に関する研究( 1 ).筑波大学体育センター 大学体育研究 7 : 41-49 .
- 山中邦夫, 西嶋尚彦, 松浦義行 (1988) 日本サッカーリーグにおける競技力の推移 . 筑波大学体育科学系紀要 11 : 133-137 .
- 山中邦夫, 上向貫志, 梁殿乙 (1994) 1993・Jリーグ (サッカー) におけるチームパフォーマンス . 筑波大学体育科学系紀要 17 : 185-196 .
- 山田庸, 鈴木宏哉, 大迫剛, 高橋信二, 西嶋尚彦 (2000) ゲームパフォーマンスからのディフェンスプレッシャーの計量 .サッカー医・科学研究 20:32-36 .
- 山本嘉一郎, 小野寺孝義 (1999) Amos による共分散構造分析と解析事例 . ナカニシヤ出版 : 京都 , pp. 1, 43 .
- 柳井晴夫, 繁榊算男, 前川眞一, 市川雅教 (1990) 因子分析 . 朝倉書店 : 東京 .
- 柳井晴夫(1994)多変量データの解析法:理論と応用 朝倉書店 ,東京:pp. 132-134.
- 吉田文久 (1997) 球技の学習内容 . 竹田清彦ほか編 体育科教育学の探求 体育授業づくりの基礎理論 . 大修館書店 : 東京 , pp. 165-180 .
- Zar, J. H. (1999) Biostatistical Analysis 4th edition. Prentice-Hall: Englewood Cliffs, pp. 117-119.

## 付録1 多母集団同時分析の検討手順例

以下に、多母集団同時分析を用いた代表的な文献で示されている分析手順をまとめた。配置不変と測定不変（因子負荷量等値）はどの文献においても共通に検討されていたが、他の等値制約については統一された手順は確認されなかった。

## Jöreskog (1971) Factor analysis Model

手順 model	等値条件
1) Equality of covariance matrices	モデルは仮定していない(分散共分散行列の相等性)
2) Equality of number of comon factors	配置不変(母数の推定値に制約なし)
3) Invariant factor pattern	因子負荷量
4) 4(特に命名なし)	因子負荷量, 誤差分散
5) 5(特に命名なし)	因子負荷量, 誤差分散, 因子の分散共分散

## Byrne &amp; Shavelson(1987) 検証的因子分析モデル

手順 model	等値条件
1) 事前分析: 個別分析(各母集団)	同じモデルを仮定できるかの確認
2) 分散共分散行列の相等性の検討	
3) Number of factors invariant	配置不変(誤差相関のみ母集団間で異なる)
4) Number of factors and pattern fo loadings invariant	因子負荷量
5) 4)+all latent variances and covariances invariant	因子負荷量, 因子の分散共分散
6) 4)+all latent construct parameters made independently invariant	因子負荷量に加え, 因子の分散共分散を等値するいくつかの組み合わせを検討

## Bollen(1989) パス解析モデル

手順 model	等値条件
1) same form	配置不変
2) 2(特に命名なし)	回帰係数( ), 測定モデルのパス係数(因子負荷量)
3) 3(特に命名なし)	回帰係数( ), 測定モデルのパス係数(因子負荷量), 誤差変数
4) 4(特に命名なし)	回帰係数( ), 測定モデルのパス係数(因子負荷量), 誤差変数, 項目の分散

## Bollen(1989) 1因子モデル

手順 model	等値条件
1) Same form	配置不変
2) 2(特に命名なし)	因子負荷量
3) 3(特に命名なし)	因子負荷量, 誤差分散
4) 4(特に命名なし)	因子負荷量, 誤差分散, 因子の分散

3,4は順不同

## Bollen(1989) 潜在変数を含む構造方程式モデル

手順 model	等値条件
1) Same form	配置不変
2) 2(特に命名なし)	因子負荷量
3) 3(特に命名なし)	因子負荷量, その他のパス係数
4) 4(特に命名なし)	因子負荷量, その他のパス係数, 誤差分散
6) 5(特に命名なし)	因子負荷量, その他のパス係数, 誤差分散, 攪乱変数の分散(因子に対する誤差変数の分散)
7) 6(特に命名なし)	平均構造を除くすべて

## 豊田(1992) 因子分析モデル及び多重指標モデル

手順 model	等値条件
1) 方程式および母数の値は群間で全て異なるモデル	群間の背後に仮定される概念の数や意味は群ごとに異なる(観測変数のみが同じ)
2) 因子負荷量行列のサイズが群間で等しく,かつ0に固定された母数の位置が一致するモデル	仮定される構成概念は群間で同一であるが,観測変数の影響力が異なる(配置不変)
3) 2)に加えて因子負荷量行列の中の0に固定されない母数の値が群間で同一というモデル	群間で等しい構成概念が全ての群の観測変数に対して同じ影響を与える(因子負荷量等値)
4) 3)に加えて誤差変数の分散共分散行列が群間で等しいモデル	群間で等しい構成概念が全ての群で同様に測定される(因子負荷量, 誤差変数の分散共分散等値)
5) 4)に加えて因子間のパス係数行列と分散共分散行列が群間で等しいモデル	群間で等しい構成概念の相互関係がすべての群で等しい(平均構造を除くすべてを等値)

## Meredith (1993) 検証的因子分析モデル

手順 model	等値条件
1) Different factor pattern matrices and different means and variances of the unique (specific plus error) factors over groups	等値制約なし
2) Different means and variances of the unique factors over groups	因子負荷量
3) Strong factorial invariance, i. e., different unique factor variances over groups	因子負荷量, 観測変数の平均
4) Strict factorial invariance	因子負荷量, 観測変数の平均, 誤差分散

この手続きでは3)以降に平均構造を導入している

## Marsh(1993b) 検証的因子分析モデル Byrne(1989,1994)と同じ立場

手順 model	等値条件
1) 事前分析:個別分析(各母集団)	同じモデルを仮定できるかの確認
2) No invariance	配置不変
3) Factor Loadings invariance	因子負荷量
4) FL, Factor Correlations invariance	因子負荷量, 因子相関
5) FL, FCr, Factor Variances invariance	因子負荷量, 因子相関, 因子の分散
6) FL, FCr, Uniquenesses invariance	因子負荷量, 因子相関, 誤差分散
7) Total (FL, FCr, FV, U) invariance	因子負荷量, 因子相関, 因子の分散, 誤差分散

## MacCallum et al.(1994) 共分散構造モデル (Cross-Validation Strategies)

手順 model	等値条件
1) Loose	個別分析(同じモデル)
2) Fixed-Loadings	因子負荷量
3) Fixed-Weights	因子負荷量, 因子間のパス係数
4) Fixed-Structure	因子負荷量, 因子間のパス係数, 外生変数の分散共分散
5) Tight	平均構造を除くすべて

## Bentler (1995) Linear Structural Model

手順 model	等値条件
1) 事前分析: 個別分析 (各母集団)	同じモデルを仮定できるかの確認
2) Equal factor loading (F <sub>1</sub> V paths)	因子負荷量
3) Equal factor variances and covariances (F <sub>1</sub> F variances and covariances)	因子負荷量, 因子の分散共分散
4) Equal factor regression coefficients (F <sub>1</sub> F paths)	因子負荷量, 因子間のパス係数
5) Equal factor residual variances and covariances (D <sub>1</sub> D variances and covariances)	因子負荷量, 因子の分散共分散, 攪乱変数 (因子に対するの誤差変数) の分散共分散
6) Equal unique or error variances and covariances (E <sub>1</sub> E variances and covariances)	因子負荷量, 因子の分散共分散, 攪乱変数や誤差変数の分散共分散

## 清水(1996) 検証的因子分析モデル

手順 model	等値条件
1) 事前分析: 全母集団を用いた検証的因子分析結果を初期モデルとした (個別分析は行っていない)	
2) 配置不変性(configural invariance)	等値制約なし
3) 因子パターン不変性(factor pattern invariance)	因子負荷量
4) 強因子的不変性(strong factorial invariance)	因子負荷量, 誤差分散
5) 厳格な因子的不変性(strict factorial invariance)	因子負荷量, 誤差分散, 因子間の分散共分散

配置不変性は配置不変と同じ

## 豊田(1998) 因子分析モデル

手順 model	等値条件
1) モデルの方程式および母数の値は群間で全て異なるモデル	観測変数のみ同じ変数を扱い, 因子の数やモデルが異なる
2) 因子負荷行列のサイズが群間で等しく, かつ0に固定された母数の位置が一致するモデル	仮定される構成概念は群間で同一であるが, 観測変数の影響力が異なる (配置不変)
3) 2)に加えて因子負荷行列の中の0に固定されない母数の値が群間で同一というモデル	群間で等しい構成概念が全ての群の観測変数に対して同じ影響を与える (因子負荷量等値)
4) 3)に加えて誤差変数の分散が群間で等しいモデル	群間で等しい構成概念が全ての群で同様に測定される (因子負荷量, 誤差分散等値)
5) 4)に加えて因子間の分散共分散行列が群間で等しいモデル	因子負荷量, 誤差分散, 因子間の共分散等値

きめ細かい比較を行うのであれば,ここに掲げた5つのモデルの中間的なモデルを構成することも可能

## 狩野・市川(1999) 多重指標モデル

手順 model	等値条件
1) 事前分析: 個別分析 (各母集団)	同じモデルを仮定できるかの確認
2) 1 (特に命名なし)	配置不変
3) 測定不変(measurement invariance)	因子負荷量
4) 3 (特に命名なし)	因子負荷量, 因子間のパス係数
5) 4 (特に命名なし)	因子負荷量, 因子間のパス係数, 因子の分散
6) 5 (特に命名なし)	因子負荷量, 因子間のパス係数, 因子の分散, 攪乱変数 (因子に対する誤差変数) の分散

## Hofer (1999) 検証的因子分析モデル Meredith (1993)を基礎とする

手順 model	等値条件
1) 配置不変(configural invariance)	等値制約なし
2) 弱因子不変(weak factorial invariance or metric invariance)	因子負荷量
3) 強因子不変(strong factorial invariance)	因子負荷量, 観測変数の平均
4) 厳格な因子不変(strict factorial invariance)	因子負荷量, 観測変数の平均, 誤差分散
5) + Factor Covariances	因子負荷量, 観測変数の平均, 誤差分散, 因子の共分散
6) + Factor Variances	因子負荷量, 観測変数の平均, 誤差分散, 因子の共分散, 因子の分散
7) + Factor Means	因子負荷量, 観測変数の平均, 誤差分散, 因子の共分散, 因子の分散, 因子の平均

この手続きでは3)以降に平均構造を導入している

## Ullman (2001) 多重指標モデル

手順 model	等値条件
1) 事前分析: 個別分析(各母集団)	同じモデルを仮定できるかの確認
2) First step: constrain the factor loadings between factors and their indices to equality across groups	因子負荷量
3) Second step: factor variances and covariances are equal	因子負荷量, 因子の分散共分散
4) Third step: equality of the regression coefficients	因子負荷量, 因子の分散共分散, 因子間のパス係数
5) Last step: equality of residual variances across groups	因子負荷量, 因子の分散共分散, 因子間のパス係数, 誤差分散

## Cheung &amp; Rensvold (2002) 検証的因子分析モデル

手順 model	等値条件
1) Configural invariance	等値制約なし(配置不変)
2) Construct-level metric invariance	すべての因子負荷量
3) Item-level metric invariance	因子負荷量の一部のみ <sup>a</sup>
4) Residual variance invariance	すべての因子負荷量, 誤差分散
5) Intercept invariance	すべての因子負荷量, 観測変数の平均
6) Equivalence of construct variance	すべての因子負荷量, 因子の分散
7) Equivalence of construct covariance	すべての因子負荷量, 因子の共分散
8) Equivalence of latent means	すべての因子負荷量, 観測変数の平均, 因子の平均

ここでは、これらの手順に従って不変性を検討するということではなく、先行研究で用いられている制約をレビューしている。1)から5)までをmeasurement level invariance, 6)から8)までをconstruct level invarianceと呼ぶ。

a: Byrne et al. (1989)におけるPartial measurement invariance(部分的測定不変)に相当する。

## 狩野・三浦(2002) 検証的因子分析モデル

手順 model	等値条件
1) 事前分析: 個別分析(各母集団)	同じモデルを仮定できるかの確認
2) 分散共分散行列の相等性の検討	同じモデルという意味ではなく同じ分散共分散行列の確認(この時点でやるかどうかは何とも言えない)
3) 配置不変(configural invariance)	等値制約なし
4) 測定不変(metric invariance)	因子負荷量
5) 3(特に命名なし)	因子負荷量, 因子の分散共分散
6) 4(特に命名なし)	因子負荷量, 誤差分散
7) 5(特に命名なし)	因子負荷量, 因子の分散共分散(相関), 誤差分散

5)と6)は順不同 因子の分散は自由母数にし, 因子から観測変数へのパスのひとつを1に固定する。

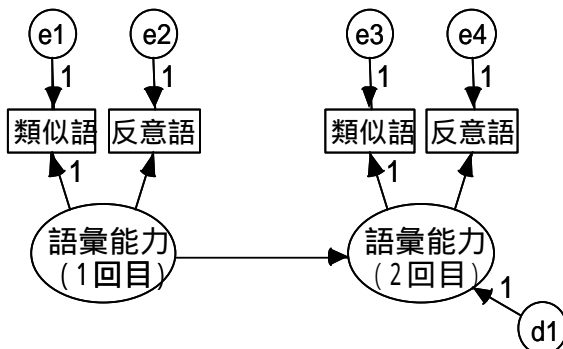
付録2 平均構造分析の検討手順例

以下に、平均構造分析を用いた解説書等に示されている検討手順をまとめた。因子負荷量の集団間等値と観測変数の切片の集団間等値が集団間の因子平均比較の手続きに共通する制約であることが確認された。

- 出典(文献)
- 目的
- データ種別
- 制約(平均と切片の制約を除く)
- 平均と切片に関する制約
- 有意差の判定方法

Sörbom (1978), Bentler (1995), 狩野・市川(1999)

語彙テストの練習効果(慣れ)の判定
縦断データ(1回目, 2回目)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定
1) 誤差変数の平均をすべて0に固定 2) 1回目の語彙能力の平均は0, 2回目の語彙能力の平均は自由母数 3) 1回目と2回目の類似語の切片を等値 4) 1回目と2回目の反意語の切片を等値
1) ワルド検定 2) モデル比較: 2回目の語彙能力の平均を0に固定したモデルと比較



Sörbom (1978), Bentler (1995), 狩野・市川(1999)

Sörbom (1978), Bentler (1995), 狩野・市川(1999)

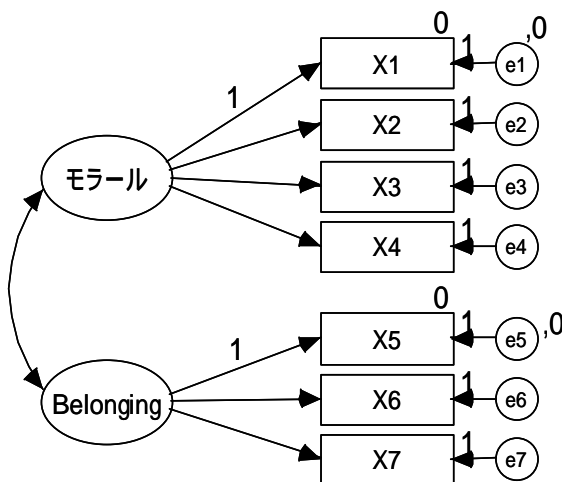
語彙テストのトレーニング効果の判定
縦断データ(多母集団: トレーニング群, コントロール群)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 因子負荷量を集団間で等値 4) 1回目の語彙能力から2回目の語彙能力のパスを集団間で等値
1) 誤差変数の平均をすべて0に固定 2) コントロール群における1回目の語彙能力の平均は0, 2回目の語彙能力の平均は自由母数 3) トレーニング群における1回目と2回目の語彙能力の平均は自由母数 4) 1回目と2回目の類似語の切片を等値 5) 1回目と2回目の反意語の切片を等値
1) 2回目の語彙能力の平均が集団間で等しい(0に固定)モデルと比較

モデルは上と同じ。

Bollen(1989)

Sense of belongingとモラルの性差の確認
横断データ(多母集団:女子,男子)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 集団間で因子負荷量を等値 4) 既知の情報からX1とX5の切片と分散を0に固定
1) 両集団の潜在変数の平均を0 2) 各観測変数の切片を集団間で等値
0) このモデルの適合度と潜在変数の平均を0にする前のモデルとの比較により判定

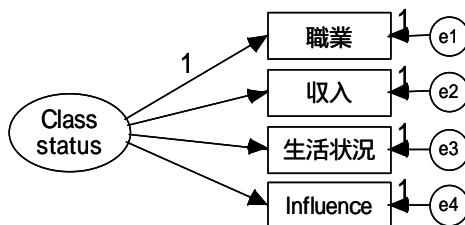
ここでは1) 配置不変, 2) 測定不変, 3) 2) + 観測変数の切片等値, 4) 3) + 因子平均0のモデルに対して複数のカイ2乗値の差を検定している。



Bollen (1989)

Dunn et al. (1993)

Class statusの民族差の確認
横断データ(多母集団: A ethnic group, B ethnic group)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 集団間で因子負荷量を等値
1) 一方の民族の潜在変数の平均は0, 他方の民族の潜在変数の平均は自由母数 2) 各観測変数の切片を集団間で等値
1) ワールド検定 2) モデル比較: 両民族の潜在変数の平均を0に固定したモデルと比較

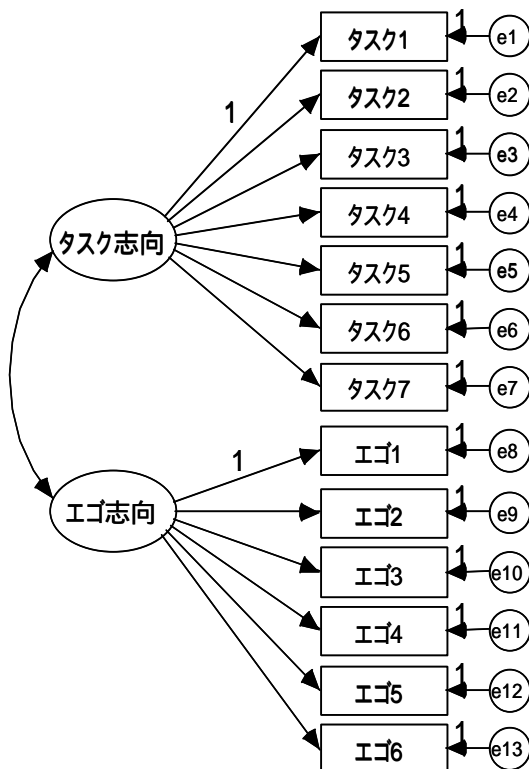


Dunn et al. (1993)



Li et al. (1996)

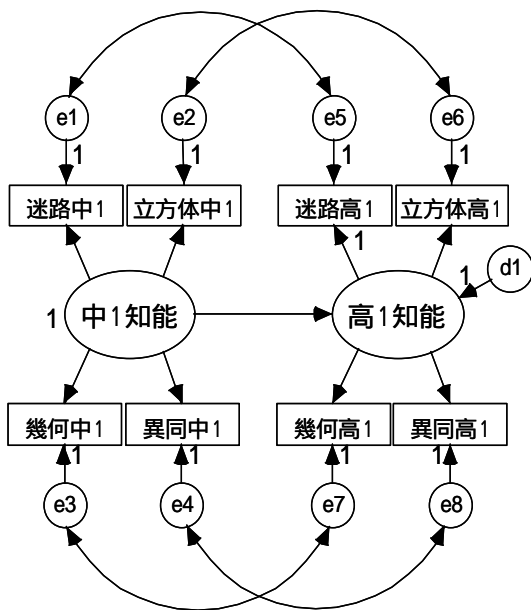
タスクとエゴ志向の性差の確認
横断データ(多母集団:男子,女子)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 集団間で因子負荷量を等値
1) 男子の潜在変数の平均は0, 女子の潜在変数の平均は自由母数 2) 各観測変数の切片を集団間で等値
1) ワールド検定 2) モデル比較: 女子の潜在変数の平均を0に固定したモデルと比較



Li et al. (1996)

豊田 (1998) a

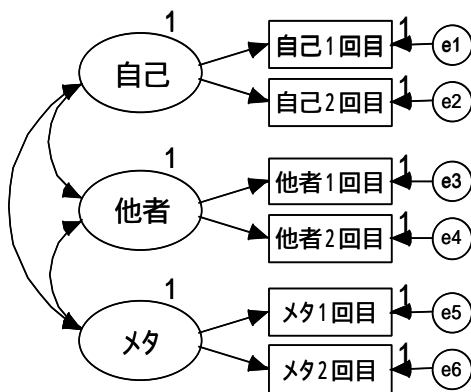
知能の発達の確認
縦断データ(中1, 高1)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 内生的潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 外生的潜在変数の分散を1に固定 4) 潜在変数から観測変数へのパス係数を同一の測定項目についてそれぞれ等値 5) 測定誤差の分散を同一の測定項目についてそれぞれ等値 6) 同一の測定項目の誤差変数に共分散を仮定
1) 誤差変数の平均をすべて0に固定 2) 中1の知能の平均は0, 高1の知能の平均は自由母数 3) 各観測変数の切片項は中1と高1で等値
1) 中1と高1の因子平均と分散から判断(有意差は見えない)



豊田 (1998) a

豊田 (1998) b

同一モデル内の因子比較
縦断データ(1回目, 2回目)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 潜在変数の分散を1に固定 3) 潜在変数から観測変数へのパスのうち同時期の測定項目をそれぞれ等値
1) 誤差変数の平均をすべて0に固定 2) 自己の平均は0, 他者とメタの平均は自由母数 3) 各観測変数の切片は同時期の測定項目をそれぞれ等値
1) 自己, 他者, メタの因子平均と分散から判断(有意差は見えない)

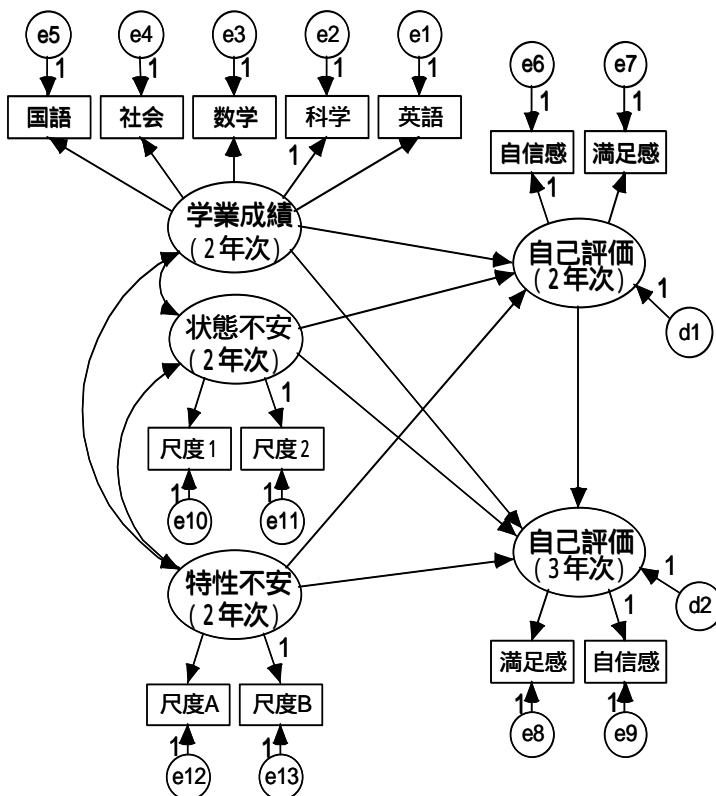


豊田 (1998) b

清水 (1998)

学業成績, 状態 - 特性不安, 自己評価の性差の確認
横断データ + 縦断データ (多母集団: 男子, 女子)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 因子負荷量を集団間で等値 (1に固定した観測変数も同じ) 4) 各観測変数に対する誤差変数の分散を集団間で等値
1) 2年次と3年次の自信感の誤差に共分散を仮定 2) 科学と数学の誤差に共分散を仮定 3) 数学と社会の誤差に共分散を仮定 4) 国語の切片項を集団間で差異を許容 5) 自己評価 (2年次) から自己評価 (3年次) へのパスを集団間で等値
1) 誤差変数の平均をすべて0に固定 2) 女子における潜在変数の平均は0, 男子における潜在変数の平均は自由母数 3) 各観測変数の切片を集団で等値
1) ワルド検定

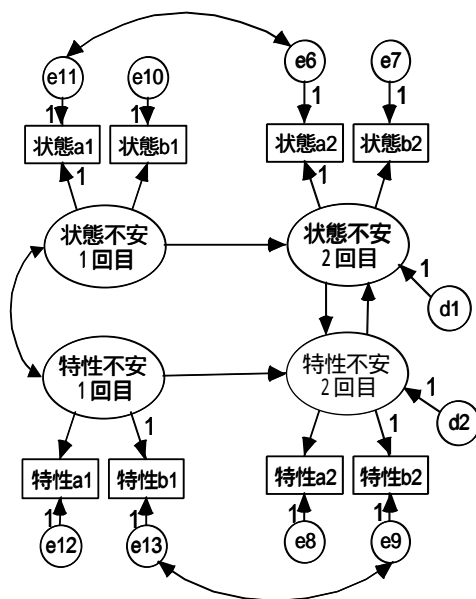
: 同時分析の結果から修正した制約



清水 (1998)

清水 (2001) a

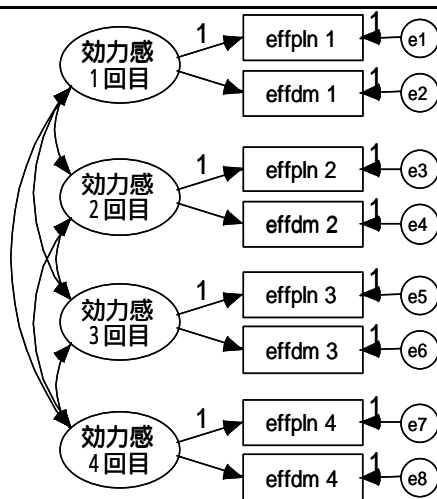
状態不安, 特性不安の縦断的变化の確認
縦断データ (1回目, 2回目)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 1回目と2回目の対応する因子負荷量を等値
1) 1回目の潜在変数の平均は0, 2回目の潜在変数の平均は自由母数 2) 各観測変数の切片項1回目と2回目で等値 3) 誤差変数の平均を0に固定
1) ワルド検定



清水 (2001) a

清水 (2001) b

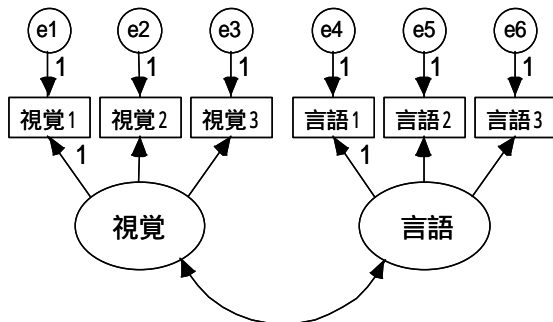
進路効力感の縦断的変動の性差の確認
縦断データ(1回目, 2回目, 3回目, 4回目, 多母集団: 男子, 女子)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 集団間で因子負荷量を等値 4) 1回目と2回目の対応する因子負荷量を等値 5) 対応する誤差分散を集団間で等値 6) 因子間相関を集団間で等値
1) 男子の抗力感1回目の平均は0, 他の潜在変数の平均は自由母数 2) 各観測変数の切片を集団間, 測定回間で等値 3) 誤差変数の平均は0に固定
1) モデル比較: 初期モデルと男子のすべての因子の平均を0に固定し, 女子のすべての因子を自由母数にしたモデルから得られる因子平均を比較し, 時系列にプロットしたときに, 学年が上がるに従って因子平均の上昇を示すモデルを採用する. (自己効力感は学年が上がるに従って上がるという既知の情報を外的基準としている.)



清水 (2001) b

狩野・三浦 (2002)

視覚能力と言語能力の性差の確認
横断データ(多母集団:男子,女子)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 平均と切片を除くすべてを集団間で等値
1) 誤差変数の平均をすべて0に固定 2) 男子における視覚と言語の平均は0,女子における視覚と言語の平均は自由母数 3) 各観測変数の切片は集団間で等値
1) 女子における視覚と言語の平均が集団間で等しい(0に固定)モデルと比較

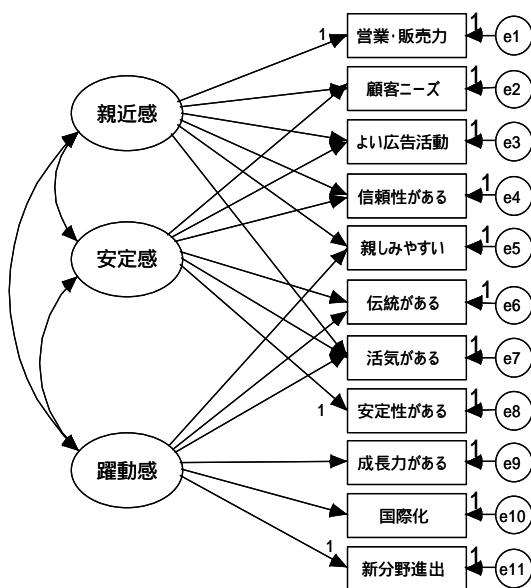


狩野・三浦 (2002)

鈴木 (2002)

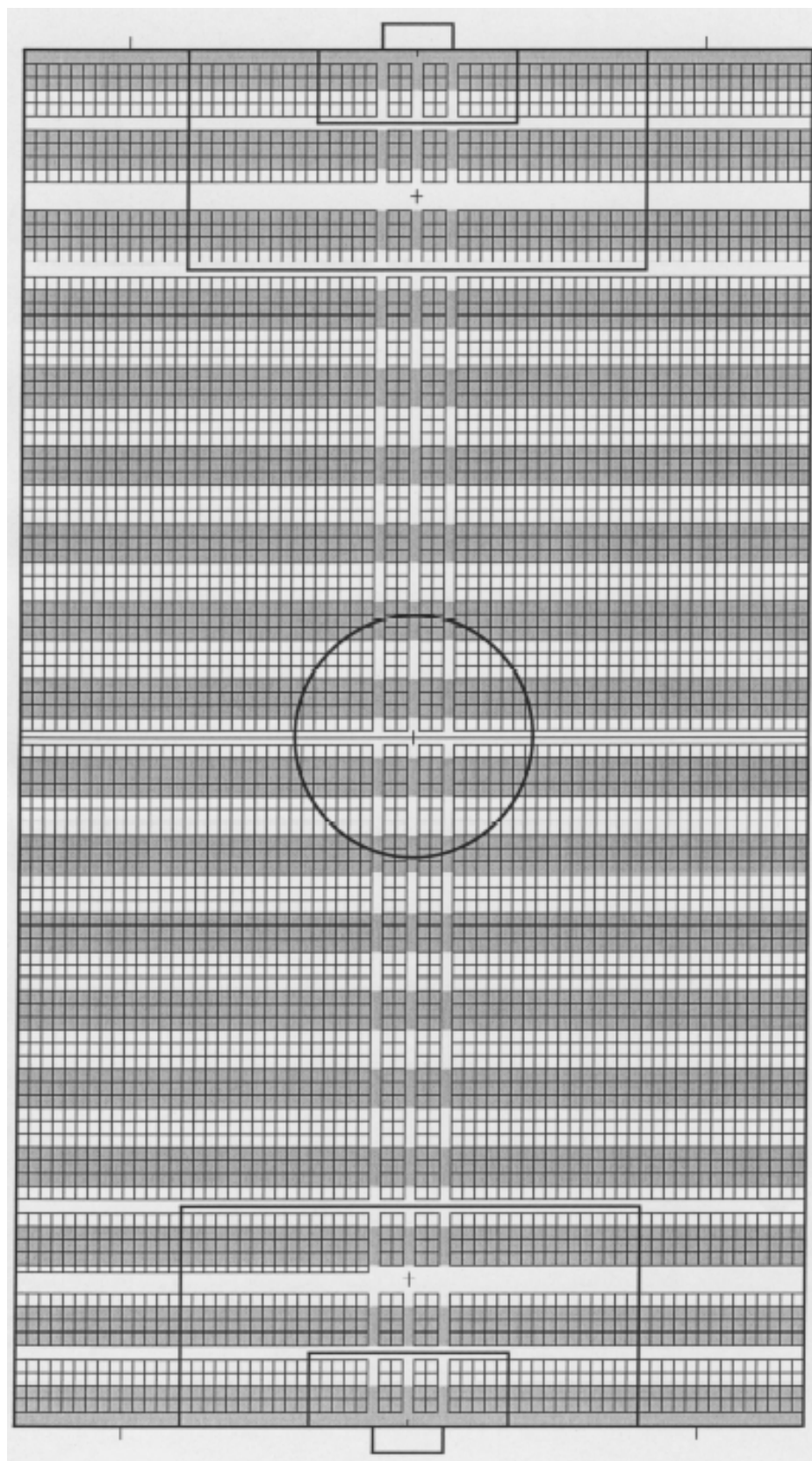
企業イメージの10年間比較
縦断データ(590企業 × 11イメージ項目, 多母集団:1988 ~ 1997までの10年分)
1) 誤差変数からのパス係数を1に固定 2) 各潜在変数から観測変数へのパス係数のひとつを1に固定 3) 各因子の分散を10年間で等値 4) 各観測変数に対する誤差変数の分散を10年間で等値 5) 因子間相関を10年間で等値 6) 各因子負荷量を10年間で等値
1) 1年目の潜在変数の平均は0, それ以外の潜在変数の平均は自由母数 2) 各観測変数の切片を10年間で等値
1) モデル適合度によりこの制約を加えたモデルを採択. 因子平均は10年間の推移のみ確認

この論文では, 因子構造の不変性を確認した後に, 因子平均の推移を考慮した因子得点を算出し, 企業比較をしている.



鈴木 (2002)

付録3 競技場縮図 (各格子は1m<sup>2</sup>)



付録4 測定に用いた映像例

1) ワールドカップ決勝戦 ブラジル対ドイツ 於：横浜国際総合競技場



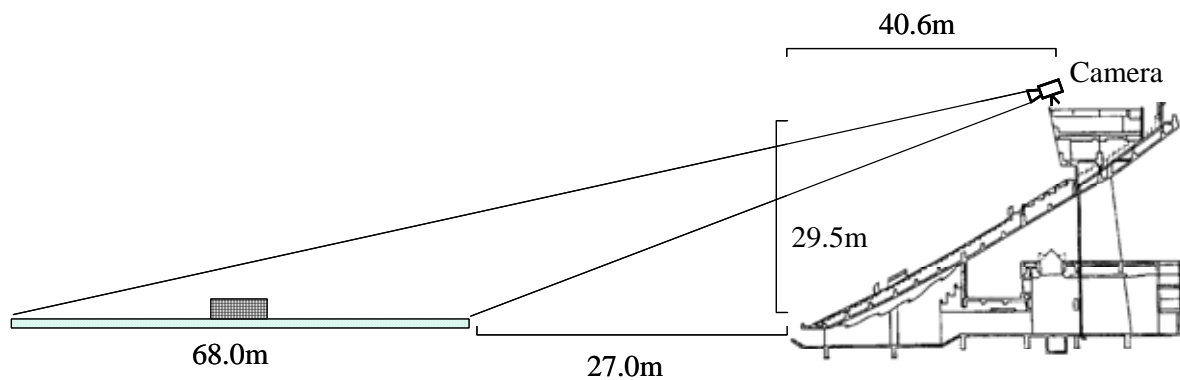
2) 総理大臣杯決勝戦 駒沢大学対阪南大学 於：長居陸上競技場

測定の際には2台のカメラを同期化させた。

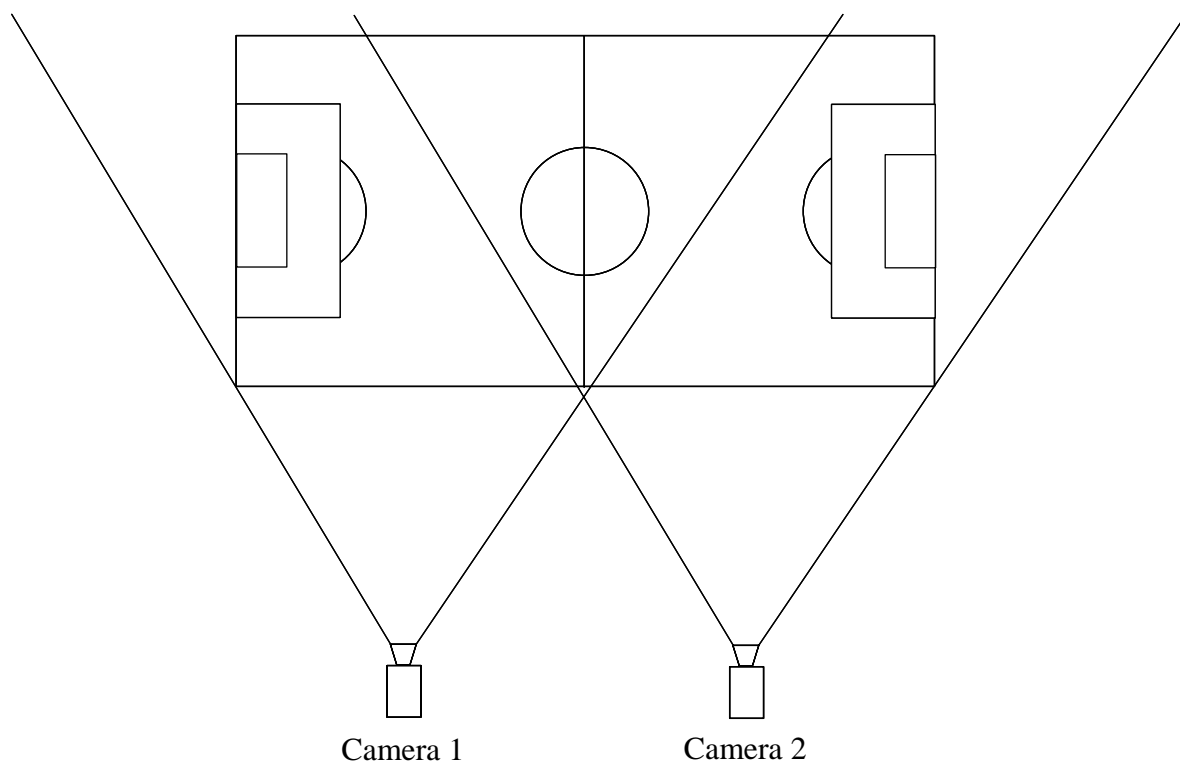




撮影方法は以下の図に示す通りであった。



長居陸上競技場断面とカメラ位置



長居陸上競技場平面とカメラ位置

## 付録5 研究調査協力依頼書(全日本クラブユースサッカー連盟)

平成15年7月吉日

全日本クラブユースサッカー連盟  
理事長 久米一正 様筑波大学大学院体育科学研究科  
博士課程4年次 鈴木宏哉  
筑波大学体育科学系  
助教授 西嶋尚彦

## 研究調査御協力の御願い

拝啓

盛夏の候、時下ますますご清祥の段、お喜び申し上げます。

さて、現在私はサッカーに関する博士論文(タイトル「ゲームパフォーマンスからのサッカー技能の計量」)に取り組んでおります。これまで私はワールドカップなどの世界最高水準の試合を中心に分析して参りました。この度、博士論文の最終課題としてサッカー技能を測定する指標が様々な年代カテゴリーにおいても適用可能であるかを検証するために、ジュニア、ジュニアユース、ユース、そして大学生年代の各カテゴリーの試合映像を収集することを思案しております。

つきましては、福島県双葉郡Jヴィレッジにて8月3日(日)に開催される第27回日本クラブユースサッカー選手権(U-18)大会決勝戦および8月17日(日)に開催される第18回日本クラブユースサッカー選手権(U-15)大会決勝戦をゴール裏観客席最上部から撮影することを承諾して頂きたく、御願い申し上げます。本研究に用いた試合映像に関しては研究を目的とした使用以外には用いないこと、そして決勝戦に来賓されるすべての方々の妨げとなるような行為を決して行わないことを誓約いたします。

御承諾いただければ改めてお伺いいたします。御多忙中のところ恐縮ですが、何卒ご承諾くださいますよう、御願い申し上げます。

敬具

連絡先

〒305-8574 茨城県つくば市天王台1-1-1  
筑波大学 体育科学系 測定評価学研究室 (A-518)  
TEL : 029-853-2602  
e-mail : koya@stat.taiiku.tsukuba.ac.jp  
筑波大学大学院体育科学研究科  
博士課程4年次 鈴木宏哉  
指導教官 西嶋尚彦

## 付録6 研究調査協力依頼書(全日本大学サッカー連盟)

平成15年6月吉日

全日本大学サッカー連盟  
理事長 大澤英雄 先生筑波大学大学院体育科学研究科  
博士課程4年次 鈴木宏哉  
筑波大学体育科学系  
助教授 西嶋尚彦

## 研究調査御協力の御願い

拝啓

盛夏の候、時下ますますご清祥の段、お喜び申し上げます。

さて、現在私はサッカーに関する博士論文(タイトル「ゲームパフォーマンスからのサッカー技能の計量」)に取り組んでおります。これまで私はワールドカップなどの世界最高水準の試合を中心に分析して参りました。この度、博士論文の最終課題としてサッカー技能を測定する指標が様々な年代カテゴリーにおいても適用可能であるかを検証するために、ジュニア、ジュニアユース、ユース、そして大学生年代の各カテゴリーの試合映像を収集することを思案しております。

つきましては、大阪市東住吉区長居公園1-1長居スタジアムにて7月13日(日)14:00から開催される第27回総理大臣杯全日本大学サッカートーナメント決勝戦をゴール裏観客席最上部から撮影することを承諾して頂きたく、御願い申し上げる次第です。本研究に用いた試合映像に関しては研究を目的とした使用以外には用いないこと、そして決勝戦に来賓されるすべての方々の妨げとなるような行為を決して行わないことを誓約いたします。

御承諾いただければ改めてお伺いいたします。御多忙中のところ恐縮ですが、何卒ご承諾くださいますよう、御願い申し上げます。

敬具

連絡先

〒305-8574 茨城県つくば市天王台1-1-1  
筑波大学 体育科学系 測定評価学研究室 (A-518)  
TEL: 029-853-2602  
e-mail: koya@stat.taiiku.tsukuba.ac.jp  
筑波大学大学院体育科学研究科  
博士課程4年次 鈴木宏哉  
指導教官 西嶋尚彦

## 付録7 研究調査協力依頼書(関西学生サッカー連盟)

平成 15 年 7 月 吉日

関西学生サッカー連盟御中

筑波大学大学院体育科学研究科  
博士課程 4 年次 鈴木宏哉  
筑波大学体育科学系  
助教授 西嶋尚彦

## 研究調査御協力の御願い

拝啓

盛夏の候、時下ますますご清祥の段、お喜び申し上げます。

さて、現在私はサッカーに関する博士論文(タイトル「ゲームパフォーマンスからのサッカー技能の計量」)に取り組んでおります。これまで私はワールドカップなどの世界最高水準の試合を中心に分析して参りました。この度、博士論文の最終課題としてサッカー技能を測定する指標が様々な年代カテゴリーにおいても適用可能であるかを検証するために、ジュニア、ジュニアユース、ユース、そして大学生年代の各カテゴリーの試合映像を収集することを思案しております。

つきましては、大阪市東住吉区長居公園 1-1 長居スタジアムにて 7 月 13 日(日) 14:00 から開催される第 27 回総理大臣杯全日本大学サッカートーナメント決勝戦を観客席最上部から撮影することを承諾して頂きたく、御願い申し上げます。本研究に用いた試合映像に関しては研究を目的とした使用以外には用いないこと、そして決勝戦に来賓されるすべての方々の妨げとなるような行為を決して行わないことを誓約いたします。

御多忙中のところ恐縮ですが、何卒ご承諾くださいますよう、御願い申し上げます。

敬具

## 連絡先

〒305-8574 茨城県つくば市天王台 1-1-1  
筑波大学 体育科学系 測定評価学研究室 (A-518)  
TEL: 029-853-2602  
e-mail: koya@stat.taiiku.tsukuba.ac.jp  
筑波大学大学院体育科学研究科  
博士課程 4 年次 鈴木宏哉  
指導教官 西嶋尚彦

## 関連論文

### 本研究に直接関連する論文

- 1 ) 鈴木宏哉, 西嶋尚彦 (2002) サッカーゲームにおける攻撃技能の因果構造 . 体育学研究 47 : 547-567 . ( 研究課題 1 - 1 )
- 2 ) Suzuki, K., and Nishijima, T. (2004) Validity of a Soccer Defending Skill Scale (SDSS) using game performance. International Journal of Sport and Health Science 2: 34-49. ( 研究課題 2 - 1 )
- 3 ) Suzuki, K., and Nishijima, T. (in submitted) Cross-validation of the Soccer Defending Skill Scale (SDSS). ( 研究課題 2 - 2 )
- 4 ) Suzuki, K., and Nishijima, T. (in revised) Sensitivity of the Soccer Defending Skill Scale (SDSS): Comparison between teams. ( 研究課題 2 - 3 )

### 本研究と関連の深い論文

- 5 ) 鈴木宏哉, 山田庸, 西嶋尚彦 (2001) サッカーにおけるゲームパフォーマンスからのシュート技能の評価 . トレーニング科学 12 : 181-192.

### 本研究と関連の深い著書

- 6 ) 鈴木宏哉, 西嶋尚彦 (2004) 第 5 章仮説的な因子を検証する . 出村慎一ほか編 ,健康スポーツ科学のためのSPSSによる多変量解析入門( pp.135-157 ). 東京 : 杏林書院.
- 7 ) Suzuki, K., and Nishijima, T. (in press) Measurement of a Soccer Defending Skill Scale using game performances. In T. Reilly (Ed.), Science and football 5. Routledge: London.