異なる保育形態における音楽的諸要素の認識の特徴：4か所の保育園での音楽テスト結果の定量的分析に基づいて

メタデータ	言語: ja 出版者: 公開日: 2016-01-31 キーワード (Ja): 音楽的諸要素の認識, 音楽テスト, 異なる保育形態, 定量的分析 キーワード (En): the recognition of musical elements, the music test, the different childcare form, quantitative analysis 作成者: 佐野, 美奈, サノ, ミナ, SANO, Mina メールアドレス: 所属:
URL	https://osaka-shoin.repo.nii.ac.jp/records/4035

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.

異なる保育形態における音楽的諸要素の認識の特徴
―4 か所の保育園での音楽テスト結果の定量的分析に基づいて―

児童学部　児童学科　佐野　美奈

要旨：この研究の目的は、保育形態の差異が音楽的諸要素の認識の差異をもたらすかについて、音楽テストの結果分析を通して考察することである。そのために、遊び中心の保育形態の U 保育園と I 保育園の 4 歳児と 5 歳児 103 人と、モンテッソーリ・メソッドの保育形態の K 保育園と M 保育園の 4 歳児と 5 歳児 89 人が、筆者考案の音楽テストに参加した。それらのデータは、多変量解析を用いて定量的分析が行われた。次に、2 回とも音楽テストを受けた 4 か所の保育園のデータについて、ANOVA を用いて二元配置分散分析を行った。その結果、モンテッソーリ・メソッドの保育形態では、音楽的諸要素の有する規則性、対照性の認識に優れていることがわかった。幼児期の音楽の認識に関するいくつかの特徴は、保育形態の差異によるものだということがわかった。

キーワード：音楽的諸要素の認識、音楽テスト、異なる保育形態、定量的分析

Ⅰ　研究の経緯

筆者は、音楽的表現育成プログラム[1] を考案し、2007 年度からその実践を幼稚園や保育園の 3 歳児、4 歳児、5 歳児に対して行ってきた。その対象となったのは、主に遊び中心の保育形態の幼稚園や保育園であった。2011 年度には、遊び中心の保育形態の U 保育園で音楽的表現育成プログラムを実践し、その実践前後に筆者考案による音楽テストを実施して、実践後の点数が実践前の点数よりも有意に高いことが明らかとなった。

そこで、異なる保育形態の保育園においても同様の実践的効果があるかについて調べるために、日常生活の感覚訓練についてのみモンテッソーリ・メソッドの保育形態がとられている K 保育園で、音楽的表現育成プログラムを実践し、質的分析[2] とともに、その実践前後で音楽テストを行った。その結果、音楽的表現育成プログラムの実践前後で音楽テストの平均点に有意差が見られ、実践後の平均点の方が実践前よりも高いことがわかった[3]。

次に、2013 年度には、音楽経験についてもモンテッソーリ・メソッドがとられている M 保育園を新たな対象園として年度初頭と年度末に音楽テストを実施し、4 歳児、5 歳児の音楽的諸要素の捉え方について定量的分析を行った[4]。

本稿では、筆者による音楽的表現育成プログラムの実践前の状態で、保育形態の差異によって音楽的諸要素の認識にどのような差異が見られるのかについて明らかにしたいと考えた。

Ⅱ　研究の目的と方法

この研究の目的は、保育形態の差異が、音楽的諸要素の認識の差異をもたらすかについて、筆者考案による音楽テスト結果の定量的分析を通して考察することである。そのために、まず、音楽的表現育成プログラムの実践前の状況で 2011 年度初頭に行った 1 回目の音楽テスト結果と、2013 年度に同じ条件で行った M 保育園の音楽テスト結果とを比較分析した。今回、新たな調査対象となった M 保育園が日常生活の感覚訓練も音楽経験についてもモンテッソーリ・メソッドをとるという、これまでと異なった保育形態の保育園として加わったため、保育形態の差異による音楽的諸要素の認識の相違点について検討することにした。そこで、遊び中心の保育形態である U 保育園と I 保育園、対するモンテッソーリ・メソッドの保育形態である K 保育園と M 保育園の音楽テスト結果について比較分析した。さらに、モンテッソーリ・メソッドでも、日常生活の感覚訓練のみについてモンテッソーリ・メソッドがとられている K 保育園と、日常生活の感覚訓練および音楽経験についてモンテッソーリ・メソッドがとられている M 保育園の音楽テスト結果から、音楽的諸要素の捉え方の相違点について比較分析した。

その上で、1 年間の年度初頭と年度末の 2 回とも音

楽テストを受けた保育園児のデータについて定量的分析を行った。U 保育園、I 保育園、K 保育園で音楽テストを 2011 年度の初頭と年度末に実施した日程および 4 歳児と 5 歳児の人数の内訳、そして、M 保育園で 2013 年度の初頭と年度末に実施した日程および 4 歳児と 5 歳児の人数の内訳を、表 1 に示す。

なお、音楽テスト[5)]は、筆者考案により、「強弱」「数・長短」「リズム」「高低」「協和」「表現・鑑賞」の 6 領域、各 10 項目の全 60 項目から成るものである。音の「強弱」については、楽器の音、日常生活の音、音の強弱の変化、メロディと伴奏、強弱の明確さに対する認識度を測定しようとした。音の「数・長短」については、音の鳴る回数、音の長短、同じ音を繰り返す回数、音と音との間の休符、休符の長さ、曲のテンポに対する認識度を測定しようとした。「リズム」については、リズムの差異、太鼓のたたき方の相違、歌うメロディ・リズムの相違、同じメロディが出てくる回数に対する認識度を測定しようとした。音の「高低」については、高低の比較、メロディの音の高さ、次第に音が高くなっていくメロディ、音と音との間隔の比較に関する認識度を測定しようとした。音の「協和」については、和音に対する感覚、伴奏の聴こえ方、音の調和、伴奏の和音の調和、音と音との間隔に関する認識度を測定しようとした。「表現・鑑賞」については、メロディの感じ方、曲想の表現に対する感受性、動物・事象、絵画等の表現と曲想の表現におけるイメージの一致に関して測定しようとした。音楽テストは、筆者が静謐な環境で、保育園児にリズム楽器およびピアノの音を用いて行い、4 歳児と 5 歳児に各 1 時間ずつ要した。

表 1　2011 年度初頭における音楽テストの実施と対象児の内訳（M 保育園児のみ 2013 年度）

		U 保育園	I 保育園	K 保育園	M 保育園
対象人数	1 回目	45 人（4 歳児 22 人、5 歳児 23 人）	58 人（4 歳児 34 人、5 歳児 24 人）	30 人（4 歳児 15 人、5 歳児 15 人）	59 人（4 歳児 29 人、5 歳児 30 人）
	2 回目	41 人（4 歳児 20 人、5 歳児 21 人）	60 人（4 歳児 34 人、5 歳児 26 人）	27 人（4 歳児 15 人、5 歳児 12 人）	54 人（4 歳児 28 人、5 歳児 26 人）
実施日時	1 回目	2011 年 5 月 16 日 10：30〜11：30	2011 年 5 月 18 日 15：30〜16：30	2011 年 6 月 10 日 10：00〜11：00 11：00〜12：00	2013 年 6 月 14 日 9：30〜10：30 10：30〜11：30
	2 回目	2012 年 3 月 26 日 9：30〜10：30	2012 年 3 月 16 日 10：00〜11：00 11：00〜12：00	2012 年 3 月 22 日 9：30〜10：30	2014 年 2 月 24 日 9：30〜10：30 10：30〜11：30
音楽的表現育成プログラム実践の有無	2011 年度	有り	無し	無し	無し
保育形態		遊び中心の保育	遊び中心の保育	日常生活訓練に関するモンテッソーリ・メソッド	音楽経験と日常生活訓練に関するモンテッソーリ・メソッド

Ⅲ　結果と考察

1. 音楽的諸要素の捉え方に関する比較分析

(1) 遊び中心の保育形態による I 保育園と U 保育園の 4 歳児と 5 歳児の結果分析

2011 年度 1 回目の I 保育園と U 保育園の 4 歳児（56 人）と 5 歳児（47 人）の 103 人に関する音楽テスト結果のデータについて、主成分分析とクラスター分析を行い、音楽的諸要素の捉え方について考察した。

まず、主成分分析では、表 2 の説明された分散の合計から、第 3 主成分までで 80.195％の説明力があることがわかる。相関行列から、「強弱」と「協和」に相関があり（.504）、「リズム」は「協和」（.517）、「表現・鑑賞」（.500）と相関があり、「高低」は「協和」（.660）、「表現・鑑賞」（.652）と相関があることがわ

かった。表３の主成分得点係数行列から、第１主成分については、いずれの領域も正の因子負荷量であり、「音楽の総合性」であると推定された。第２主成分については、「強弱」「数・長短」について正の因子負荷量であり、「リズム」を除くその他については負の値であることから、「相対性の感受」であると推定した。第３主成分については、「強弱」「リズム」について負の因子負荷量であり、「数・長短」「高低」「協和」「表現・鑑賞」が正の因子負荷量であることから、「音色の差異」であると推定された。また、クラスター分析によって、図２のデンドログラムが得られ、「強弱」「数・長短」といった音の有する相対性とそれ以外の音楽を構成する要素とに大きく２分されていることがわかった。遊び中心の保育形態の２園では、音の「強弱」や「数・長短」といった相対性に気づきやすく、音楽の「表現・鑑賞」につながる音の「高低」「リズム」と「協和」が類似した要素であると捉えられていることがわかった。

表２　説明された分散の合計

成分	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	3.414	56.897	56.897	3.414	56.897	56.897
2	.844	14.066	70.963	.844	14.066	70.963
3	.554	9.232	80.195	.554	9.232	80.195
4	.479	7.981	88.176			
5	.458	7.633	95.809			
6	.251	4.191	100.000			

因子抽出法：主成分分析

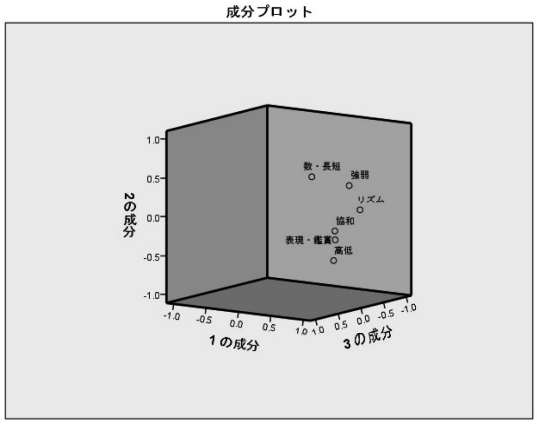

図１　成分プロット

表３　主成分得点係数行列

	成分		
	1	2	3
強弱	.212	.460	-.533
数・長短	.188	.704	.746
リズム	.221	.051	-.888
高低	.227	-.606	.216
協和	.241	-.148	.296
表現・鑑賞	.233	-.293	.206

因子抽出法：主成分分析

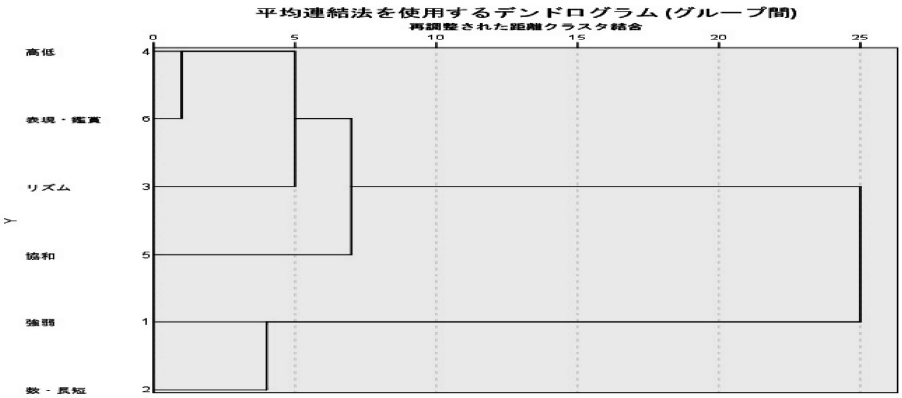

図２　クラスター分析によるデンドログラム

(2) モンテッソーリ・メソッドの保育形態によるK保育園とM保育園の4歳児と5歳児 89人の結果分析

2011年度1回目のK保育園と2013年度1回目のM保育園4歳児（44人）と5歳児（45人）の89人に関する音楽テスト結果のデータについて、主成分分析とクラスター分析を行い、音楽的諸要素の捉え方について考察した。まず、主成分分析では、表4の説明された分散の合計から、第3主成分までで約7割の説明力があることがわかる。相関行列から、いずれの領域にも顕著な相関は見られないことがわかった。表5の主成分得点係数行列から、いずれの領域も因子負荷量は正の値であり、「強弱」については因子負荷量の値が小さく、第1主成分を「音楽の曲想の感受」と推定した。第2主成分については、「強弱」の因子負荷量が正の値で大きく、「リズム」も正の値であったのに対して、「協和」「表現・鑑賞」の因子負荷量は負の値であったことから、「拍感の認識」であると推定された。第3主成分については、「強弱」「協和」で因子負荷量が正の値であるのに対して、「リズム」の因子負荷量は負の値で大きいことから、「音の響きの感受」と推定された。クラスター分析の結果得られた図3のデンドログラムから、「強弱」とそれ以外が表現鑑賞に包括される形で、大きく2分されており、音楽的諸要素の認識について、「強弱」が、異質な要素として捉えられていることがわかった。

表4　説明された分散の合計

成分	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	2.225	37.083	37.083	2.225	37.083	37.083
2	1.195	19.925	57.007	1.195	19.925	57.007
3	.755	12.575	69.583	.755	12.575	69.583
4	.702	11.695	81.278			
5	.598	9.973	91.251			
6	.525	8.749	100.000			

因子抽出法：主成分分析

表5　主成分得点係数行列

	成分		
	1	2	3
強弱	.166	.582	.586
数・長短	.329	.114	-.186
リズム	.278	.271	-.821
高低	.311	.024	.216
協和	.306	-.319	.467
表現・鑑賞	.215	-.555	-.084

因子抽出法：主成分分析

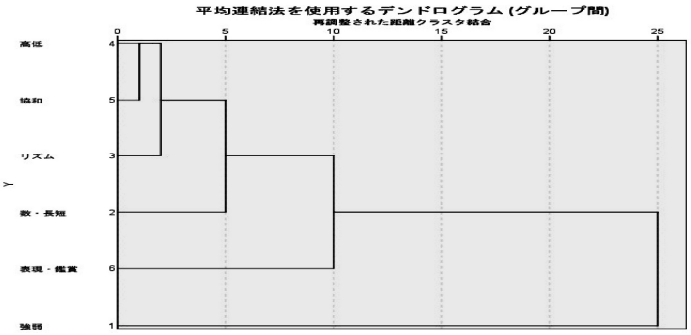

図3　クラスター分析によるデンドログラム

(3) 日常生活訓練のみモンテッソーリ・メソッドの保育形態であるK保育園4歳児5歳児30人の結果分析

2011年度1回目のK保育園4歳児と5歳児の音楽テスト結果について主成分分析とクラスター分析を行った。主成分分析の結果、表6の説明された分散の合計から、第3主成分までで73.606％の説明力があることがわかった。相関行列からは、「高低」と「協和」（.533）の相関があることがわかった。表7の主成分得点係数行列から、第1主成分については、全ての要素で正の因子負荷量が見られたことで、「音楽の曲想の感受」であると推定された。第2主成分については、「強弱」「数・長短」「リズム」で正の因子負荷量が見られ、「高低」「協和」「表現・鑑賞」が負の因子負荷量であったことから、「音楽の規則性・対照性の感受」であると推定された。第3主成分については、「強弱」

が最も大きい正の因子負荷量であり、続いて「協和」「表現・鑑賞」の正の因子負荷量があり、「リズム」「高低」で負の因子負荷量であったことから、「強弱・響きの感受」であると推定された。クラスター分析の結果から得られた図4のデンドログラムより、「強弱」とそれ以外の要素に大きく2分されていることがわかる。また、「高低」「リズム」「数・長短」と「協和」「表現・鑑賞」とに2分されていることから、音の規則性・対照性は、音楽全体の響きや感受する曲想とは別の側面を持つものと捉えられていることが分かった。

表6　説明された分散の合計

成分	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	2.088	34.792	34.792	2.088	34.792	34.792
2	1.307	21.787	56.579	1.307	21.787	56.579
3	1.022	17.027	73.606	1.022	17.027	73.606
4	.721	12.022	85.629			
5	.546	9.093	94.722			
6	.317	5.278	100.000			

因子抽出法：主成分分析

表7　主成分得点係数行列

	成分		
	1	2	3
強弱	.115	.497	.608
数・長短	.232	.447	.019
リズム	.219	.326	-.603
高低	.381	-.145	-.311
協和	.376	-.177	.262
表現・鑑賞	.278	-.399	.283

因子抽出法：主成分分析

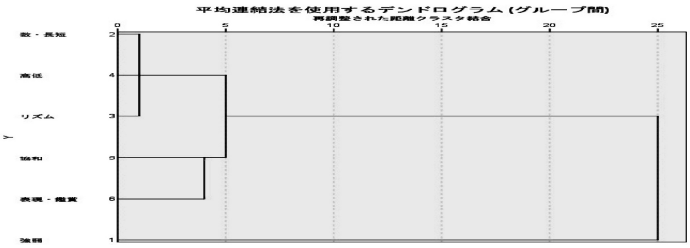

図4　クラスター分析によるデンドログラム

(4) 日常生活訓練と音楽経験についてモンテッソーリ・メソッドの保育形態であるM保育園4歳児5歳児59人の結果分析

2013年度1回目のM保育園4歳児（29人）と5歳児（30人）の59人に関する音楽テスト結果について主成分分析とクラスター分析を行った。主成分分析の結果、表8の説明された分散の合計から、第3主成分までで約7割の説明力があることがわかる。表9 の主成分得点係数行列から、第1主成分については、いずれの領域も正の因子負荷量であり、「表現・鑑賞」だけが他よりも値が小さく、「音楽的諸要素の規則性・対照性」と推定された。第2主成分については、「強弱」「リズム」「高低」で負の因子負荷量となっており、「協和」「表現・鑑賞」が正の因子負荷量であったことから、「音の響きの感受」と推定された。第3主成分については、「強弱」「リズム」「表現・鑑賞」が正の因子負荷量であり、それ以外が負の因子負荷量で、「協和」が負の因子負荷量として特徴的であることから、「強弱・リズムの特徴の感受」と推定された。また、クラスター分析の結果から得られたデンドログラムより、音の「強弱」とそれ以外に2分されており、加えて、「数・長短」「協和」「リズム」「高低」といった諸要素と「表現・鑑賞」には距離があることがわかる。こうしたことから、今回の音楽テストを受けた4歳児と5歳児は、「数・長短」「協和」「リズム」「高低」を音楽的諸要素の主な判断基準として捉え、「表現・鑑賞」や「強弱」とは異なったものと感じていると考えられた。

表 8　説明された分散の合計

初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
2.309	38.477	38.477	2.309	38.477	38.477
1.002	16.705	55.182	1.002	16.705	55.182
.866	14.438	69.620	.866	14.438	69.620
.697	11.616	81.236			
.645	10.747	91.983			
.481	8.017	100.000			

表 9　主成分得点係数行列

	成分		
	1	2	3
強弱	.241	-.540	.353
数長短	.338	.031	-.233
リズム	.291	-.134	.382
高低	.287	-.191	-.198
協和	.263	.390	-.616
表現鑑賞	.157	.706	.640

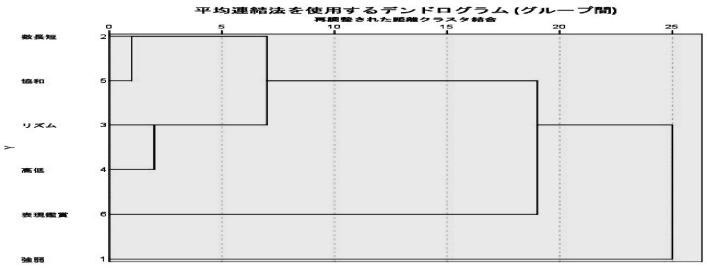

図 5　クラスター分析によるデンドログラム

(5) 保育形態の差異による音楽的諸要素の捉え方の相違点について

遊び中心の保育形態の U 保育園と I 保育園、モンテッソーリ・メソッドの K 保育園と M 保育園とでは、音楽的諸要素の捉え方に差異が生じていた。主成分分析の結果からは、遊び中心の保育形態の園児が、まず全体的に音楽を聴き、相対性や音楽的諸要素の個々の特徴について認識するのに対して、モンテッソーリ・メソッドの園児は、曲想を感受し、音楽の有する規則性に繋がる拍感の認識をして、音の響きを認識していた。さらに、モンテッソーリ・メソッドにおいて、日常生活訓練のみでそのメソッドがとられている園児は、曲想を感受し、音楽の規則性・対照性、および強弱・響きについて認識していた。日常生活訓練と音楽経験の両方でモンテッソーリ・メソッドがとられている園児は、まず、音楽的諸要素の規則性・対照性について認識した上で、音の響きや強弱・リズムの特徴について認識していた。それらの保育形態による音楽的諸要素の認識に関する特徴について示したのが、表 10 である。

表 10　保育形態による音楽的諸要素の認識に関する特徴

	第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分
遊び中心	音楽の総合性	相対性の感受	音色の差異
モンテッソーリ・メソッド	音楽の曲想の感受	拍感の認識	音の響きの感受
日常生活訓練のみ	音楽の曲想の感受	音楽の規則性・対照性の感受	強弱・響きの感受
日常生活訓練と音楽経験	音楽的諸要素の規則性・対照性	音の響きの感受	強弱・リズムの特徴の感受

一方、クラスター分析の結果によれば、いずれの保育形態であっても、まず、「強弱」とそれ以外の音楽的諸要素の認識とには距離があることがわかった。「強弱」は、生活音についても、比較的経験しやすい要素であり、他の音楽的諸要素とは異質のものと捉えられていることが推察される。

次に、遊び中心の保育形態では、「強弱」「数・長短」という音の相対性とそれ以外が認識され、「表現・鑑賞」に、「高低」「リズム」「協和」が繋がると捉えられていた。モンテッソーリ・メソッドでは、「強弱」とそれ以外に明確に二分され、「数・長短」も「表現・鑑賞」につながるものと捉えられていた。日常生活訓練のみモンテッソーリ・メソッドでは、「協和」「表現・鑑賞」の距離が近く、音の規則性・対照性は、音楽全体の響きや感受する曲想とは別の側面を持つものと捉えられているようであった。日常生活訓練と音楽経験ともにモンテッソーリ・メソッドでは、「数・長短」「協和」「リズム」「高低」を音楽的諸要素の主な判断基準として認識されていると読み取れた。

こうしたことから、モンテッソーリ・メソッドの保育形態では、遊び中心の保育形態よりも、音楽的諸要素の差異に敏感であり、日常生活訓練と音楽経験ともにモンテッソーリ・メソッドの保育形態では、より音楽的諸要素の規則性・対照性が認識されていると考えられた。

2. 4歳児音楽テストの結果分析

(1) 4歳児1回目の音楽テスト結果の4か園別比較

保育形態の異なる保育園児によって音楽的諸要素の認識に差異が見られるかについて明らかにするために、1回目の各園4歳児のデータについて、音楽テストの領域別に分析考察した。なお、紙面の都合上、データの表を示すのは、「強弱」のみとする。

(1)-1.「強弱」について

表11は、音楽テストの領域「強弱」に関する4か所の保育園4歳児の記述統計を示したものである。表12に示したとおり、TukeyのHSD法による多重比較の結果、「強弱」においてU保育園とほかの3園との間に5％水準で有意差が見られ、U保育園の平均値が低かった。

表11　音楽テストの領域「強弱」に関する4か所の保育園4歳児の平均値

	度数	平均値	標準偏差	標準誤差	平均値の95%信頼区間		最小値	最大値
					下限	上限		
I保育園	34	6.4412	1.79547	.30792	5.8147	7.0676	.00	9.00
K保育園	15	6.6000	1.84391	.47610	5.5789	7.6211	2.00	9.00
U保育園	22	4.9091	1.84930	.39427	4.0892	5.7290	2.00	8.00
M保育園	29	6.8276	1.89113	.35117	6.1082	7.5469	3.00	10.00
合計	100	6.2400	1.95464	.19546	5.8522	6.6278	.00	10.00

従属変数: 強弱　　表 12　音楽テストの領域「強弱」に関する 4 か所の保育園 4 歳児の多重比較
Tukey HSD

(I) 園IKUM	(J) 園IKUM	平均値の差 (I-J)	標準誤差	有意確率	95% 信頼区間 下限	上限
I保育園	K保育園	-.15882	.57114	.992	-1.6521	1.3345
	U保育園	1.53209(*)	.50417	.016	.2139	2.8503
	M保育園	-.38641	.46576	.840	-1.6042	.8314
K保育園	I保育園	.15882	.57114	.992	-1.3345	1.6521
	U保育園	1.69091(*)	.61699	.036	.0777	3.3041
	M保育園	-.22759	.58602	.980	-1.7598	1.3046
U保育園	K保育園	-1.53209(*)	.50417	.016	-2.8503	-.2139
	I保育園	-1.69091(*)	.61699	.036	-3.3041	-.0777
	M保育園	-1.91850(*)	.52096	.002	-3.2806	-.5564
M保育園	I保育園	.38641	.46576	.840	-.8314	1.6042
	K保育園	.22759	.58602	.980	-1.3046	1.7598
	U保育園	1.91850(*)	.52096	.002	.5564	3.2806

(1)-2. 点数に差異の見られた領域について

Tukey の HSD 法による多重比較の結果、「リズム」において I 保育園と U 保育園の間に 5 %水準で有意差が見られ、I 保育園の平均値が高く U 保育園の平均値が低かった。また、「高低」「協和」「表現・鑑賞」の領域および「粗点合計」において、U 保育園と他の 3 園との間に 5 %水準で有意差が見られ、U 保育園の平均値が低かった。

(2) 4 歳児 1 回目の音楽テスト結果の 4 か園男児女児別比較

(2)-1. 点数に差異の見られた領域について

Tukey の HSD 法による多重比較の結果、リズムにおいて U 保育園女児と I 保育園の男児女児との間に 5 %水準で有意差が見られ、U 保育園女児の平均値が低く、I 保育園の男児女児の平均値が高かった。「高低」において I 保育園女児・M 保育園の男児と U 保育園の男児女児との間に 5 %水準で有意差が見られ、I 保育園女児・M 保育園男児の平均値が高く、U 保育園の男児女児の平均値が低かった。「表現・鑑賞」について、I 保育園男児・U 保育園の男児女児と M 保育園男児女児の間に 5 %水準で有意差が見られ、I 保育園男児・U 保育園の男児女児の平均値が低く、M 保育園の男児女児の平均値が高かった。「粗点合計」については、I 保育園男児・U 保育園の男児女児と I 保育園女児・M 保育園の男児女児の間に 5 %水準で有意差が見られ、I 保育園男児・U 保育園の男児女児の平均値が低く、I 保育園女児・M 保育園の男児女児の平均値が高かった。

(3) 5 歳児の 4 か園の男児女児別比較分析

(3)-1. 点数に差異の見られた領域について

Tukey の HSD 法による多重比較の結果、「強弱」において K 保育園女児と M 保育園男児の間に 5 %水準で有意差が見られ、K 保育園女児は平均値が高く、M 保育園男児の平均値は低かった。「表現・鑑賞」において K 保育園女児・U 保育園女児と他のグループ間に 5 %水準で有意差が見られ、K 保育園女児・U 保育園女児は平均値が低かった。

3. 2 回とも音楽テストを受けた保育園 4 歳児の比較分析

(1)「強弱」について

2 回とも音楽テストを受けた 4 歳児 88 人のデータについて、2 回の音楽テストについて対応のある、4 保育園について対応の無い二元配置分散分析を行った。被験者内要因の検定として対応のある要因である音楽テストの主効果について $F(1, 84)=42.145$、($p<.01$) で有意であった。保育園の主効果については、有意差が見られなかった。表 13 の多重比較から、1 回目の音楽テストでは U 保育園が他 3 園よりも有意に低かったが、2 回目の音楽テストでは、ほとんど差異が見られなかったことがわかった。

表 13　2 回とも音楽テストを受けた 4 歳児「強弱」の多重比較

音楽テスト	(I)	(J)	平均値の差 (I-J)	標準誤差	有意確率(a)	差の 95% 信頼区間(a) 下限	上限
1 回目	I 保育園	K 保育園	-.048	.547	1.000	-1.526	1.429
		U 保育園	1.963(*)	.525	.002	.544	3.383
		M 保育園	-.300	.460	1.000	-1.543	.942
	K 保育園	I 保育園	.048	.547	1.000	-1.429	1.526
		U 保育園	2.012(*)	.609	.008	.366	3.658
		M 保育園	-.252	.554	1.000	-1.748	1.244
	U 保育園	I 保育園	-1.963(*)	.525	.002	-3.383	-.544
		K 保育園	-2.012(*)	.609	.008	-3.658	-.366
		M 保育園	-2.264(*)	.532	.000	-3.702	-.825
	M 保育園	I 保育園	.300	.460	1.000	-.942	1.543
		K 保育園	.252	.554	1.000	-1.244	1.748
		U 保育園	2.264(*)	.532	.000	.825	3.702
2 回目	I 保育園	K 保育園	-.018	.499	1.000	-1.368	1.331
		U 保育園	-.022	.480	1.000	-1.318	1.274
		M 保育園	-.552	.420	1.000	-1.687	.583
	K 保育園	I 保育園	.018	.499	1.000	-1.331	1.368
		U 保育園	-.004	.556	1.000	-1.507	1.499
		M 保育園	-.533	.506	1.000	-1.900	.833
	U 保育園	I 保育園	.022	.480	1.000	-1.274	1.318
		K 保育園	.004	.556	1.000	-1.499	1.507
		M 保育園	-.529	.486	1.000	-1.843	.784
	M 保育園	I 保育園	.552	.420	1.000	-.583	1.687
		K 保育園	.533	.506	1.000	-.833	1.900
		U 保育園	.529	.486	1.000	-.784	1.843

(2)「数・長短」について

2 回とも音楽テストを受けた 4 歳児のみについて、2 回の音楽テストについて対応のある、4 保育園について対応の無い二元配置分散分析を行った。

テスト要因の主効果については有意であり、音楽テスト 1 回目よりも 2 回目の平均値の方が有意に高かった（$F(1, 84)=44.171$（$p<.01$））。保育園要因の主効果については、有意差は認められなかった。

上記のように、音楽テストの領域別の点数について分析した結果を、次のように考察した。

(3) 2 回とも音楽テストを受けた 4 歳児の結果分析に関する考察

4 歳児の音楽テストの、強弱、数・長短、リズム、高低、協和、表現・鑑賞、粗点合計の 7 種類の点数別に、4 か所の保育園間および音楽テスト 1 回目と 2 回目の間に平均値の差が見られるかどうか検討するため、二元配置分散分析を行った。保育園要因は対応の無い、音楽テスト要因は対応のある要因である。

音楽テスト要因の主効果については以下の通りで、音楽テストの 6 領域と粗点合計の点数について、1 %

水準で音楽テスト要因に有意な主効果が見られ、音楽テスト１回目の平均値より２回目の平均値の方が有意に高かった。「リズム」「高低」「表現・鑑賞」といった領域は、多くの音楽経験によって感受する力が培われるものであり、保育園による経験の差異を示すものであると捉えられた。

表 14　音楽テスト要因の主効果

音楽テスト領域	F 値	有意確率
強弱	F(1,84) = 42.145	p<.01
数・長短	F(1,84) = 44.171	p<.01
リズム	F(1,84) = 47.802	p<.01
高低	F(1,84) = 23.047	p<.01
協和	F(1,84) = 53.792	p<.01
表現・鑑賞	F(1,84) = 84.736	p<.01
粗点合計	F(1,84) = 165.134	p<.01

保育園要因の主効果については以下のとおりで、音楽テスト領域のうち、「強弱」および「数・長短」において１％水準で有意差が認められなかったが、他の音楽テスト領域と粗点合計については有意差が認められた。

表 15　保育園要因の主効果

音楽テスト領域	F 値	有意確率
強弱	F(3,84) = 4.058	n.s.
数・長短	F(3,84) = 0.268	n.s.
リズム	F(3,84) = 4.171	p<.01
高低	F(3,84) = 10.425	p<.01
協和	F(3,84) = 11.437	p<.01
表現・鑑賞	F(3,84) = 19.071	p<.01
粗点合計	F(3,84) = 10.45	p<.01

多重比較（Bonferroni の方法）の結果、５％水準で平均値に有意差が見られたのは以下のとおりである。

表 16　多重比較により平均値に有意差が見られた領域

音楽テスト領域	有意差の原因
強弱	U 保育園の１回目が低い。
リズム	U 保育園の１回目が低い。
高低	U 保育園の１回目が低い。
協和	U 保育園の１回目が低い。 M 保育園の２回目が低い。
表現・鑑賞	U 保育園の１回目が低い。 M 保育園の２回目が高い。
粗点合計	U 保育園の１回目が低い。

これらのことからわかるとおり、音楽テスト要因の主効果が全て有意であるのに対して、保育園要因の主効果は、「強弱」「数・長短」以外で有意であった。「強弱」「数・長短」については、日常の園生活における生活音に気づく体験を通して得られることが多いため、あまり差異が生じなかったものと考えられる。

４園比較を行った結果、２回の同一の音楽テストに対して、１回目では、遊び中心の保育形態である U 保育園の点数が有意に低かった。しかし、２回目では、モンテッソーリ・メソッドの保育形態である M 保育園の点数が、「協和」について有意に低く、「表現・鑑賞」について有意に高いという結果が生じた。但し、遊び中心の保育形態であっても、モンテッソーリ・メソッドの保育形態であっても、４歳児には明確な成長が見られた。

4. ２回とも音楽テストを受けた５歳児の結果分析と考察

５歳児の音楽テストの、「強弱」「数・長短」「リズム」「高低」「協和」「表現・鑑賞」「粗点合計」の７種類の点数別に、４か所の保育園間および音楽テスト１回目と２回目の間に平均値の差が見られるかどうか検討するため、二元配置分散分析を行った。保育園要因は対応の無い、音楽テスト要因は対応のある要因である。

音楽テスト要因の主効果については以下のとおりで、「リズム」「高低」「表現・鑑賞」「粗点合計」の点数について１％水準で音楽テスト要因に有意な主効果が見られ、音楽テスト１回目の平均値より２回目の平均値の方が有意に高かった。

表 17　２回とも受けた５歳児の音楽テスト要因の主効果

音楽テスト領域	F 値	有意確率
強弱	F(1,70) = 5.964	n.s.
数・長短	F(1,70) = 0.171	n.s.
リズム	F(1,70) = 27.072	p<.01
高低	F(1,70) = 12.171	p<.01
協和	F(1,70) = 0.815	n.s.
表現・鑑賞	F(1,70) = 30.652	p<.01
粗点合計	F(1,70) = 34.723	p<.01

保育園要因の主効果については以下の通りで、「表現・鑑賞」の点数のみ１％水準で有意差が認められた。

表 18　2 回とも受けた 5 歳児の保育園要因の主効果

音楽テスト領域	F 値	有意確率
強弱	F(3,70) = 3.579	n.s.
数・長短	F(3,70) = 1.113	n.s.
リズム	F(3,70) = 2.779	n.s.
高低	F(3,70) = 3.289	n.s.
協和	F(3,70) = 1.251	n.s.
表現・鑑賞	F(3,70) = 5.112	p<.01
粗点合計	F(3,70) = 3.243	n.s.

多重比較（Bonferroni の方法）の結果、5％水準で平均値に有意差が見られたのは以下のとおりである。「強弱」について、I 保育園の 2 回目が低く、「表現・鑑賞」について K 保育園の 1 回目が低く、「粗点合計」については、M 保育園の 1 回目が高かった。

これらのことからわかるとおり、音楽テスト要因の主効果は、「強弱」「数・長短」「協和」以外で有意であり、保育園要因の主効果は、「表現・鑑賞」のみで有意であった。4 園比較を通して、「強弱」については、遊び中心の保育形態である I 保育園の 2 回目の点数が有意に低く、「表現・鑑賞」については、モンテッソーリ・メソッドの保育形態である K 保育園の 1 回目の点数が有意に低かった。粗点合計では、モンテッソーリ・メソッドの保育形態である M 保育園の 1 回目の点数が有意に高かったが、2 回目の音楽テストでは有意差は生じておらず、保育形態による音楽的諸要素の認識に関する顕著な差異は、点数に表れなかった。

Ⅳ　考察のまとめ

本稿では、遊び中心の保育形態をとる U 保育園と I 保育園、日常生活訓練についてのみモンテッソーリ・メソッドをとる K 保育園、音楽経験についてもモンテッソーリ・メソッドをとる M 保育園といった、4 か所の異なる保育形態の保育を受ける 4 歳児、5 歳児を対象に行った音楽テストの結果分析を行った。その結果、モンテッソーリ・メソッドの保育形態では、遊び中心の保育形態よりも、音楽的諸要素の差異に敏感であり、日常生活訓練と音楽経験ともにモンテッソーリ・メソッドの保育形態では、より音楽的諸要素の規則性・対照性を認識しているといった音楽的諸要素の認識に関する特徴が見い出された。また、2 回とも音楽テストを受けた 4 歳児の結果は、2 回目の点数の方が有意に高い領域が複数見られた。5 歳児については、4 園比較から、複数の領域で保育形態による差異が見られたが、「粗点合計」において、著しい差異は見いだされなかった。

今後は、新たな対象園である M 保育園においても、音楽的表現育成プログラムの実践前後および、これまでの保育形態の異なる 4 か所の保育園間のデータ分析に関する精査を行う必要がある。

注

1）音楽的表現育成プログラムとは、劇化に関する理論と劇化と音楽の統合理論とを参照して、筆者が考案した 4 段階から成る音楽的表現の活動である。実践の概要および、理論的根拠となった先行研究については、佐野美奈（2009）「「子どもの音楽経験促進プログラムの導入過程における擬音語、擬態語の役割について－実践の活動事例の考察を通して－」日本学校音楽教育実践学会編『学校音楽教育研究』 Vol. 13. pp. 215−226 に示している。

2）質的分析について、直近では、佐野美奈（2015）「幼児期における拍感の認識の形成過程を示す音楽的表現の特徴－K 保育園の 5 歳児に対する音楽的表現育成プログラムの実践を通して－」日本音楽教育学会編『音楽教育実践ジャーナル』Vol. 12−2, pp. 120−131 に示している。

3）2011 年度から 2012 年度の音楽テストの結果分析については、佐野美奈（2014）「異なる保育形態における幼児の音楽的諸要素の認識に関する定量的分析－音楽テストの結果から－」『大阪樟蔭女子大学研究紀要』第 4 巻 pp. 33−43 に示している。また、異なる保育形態での音楽テストの結果分析に関しては、例えば、佐野美奈（2014）「異なる保育形態における幼児の拍感の形成過程に関する分析－音楽的表現育成プログラムの第 2 段階の活動を中心に－」『幼年教育研究年報』第 36 巻 pp. 23−31、および、Sano, M.,（2013）“Quantitative analysis about the educational effect of the music expression program, *9th Asia−Pacific Symposium for Music Education Research*, full−paper, No. 39, pp. 1−7 に示している。

4）佐野美奈（2015）「モンテッソーリ・メソッドによる保育形態の保育園児の音楽的諸要素に関する認識の特徴―M 保育園の活動実態と音楽テストの結果分析を通して―」『大阪樟蔭女子大学研究紀要』第 5 巻 pp. 151−162 参照。

5）佐野美奈（2014）「幼児の音楽的諸要素の認識に関する音楽テストの項目」『大阪樟蔭女子大学研究紀要』第 4 巻 pp. 67−74 において、音楽テスト

項目の詳細とそれの依拠する先行研究について示している。

謝辞

調査研究に協力賜りました保育園の諸先生と子どもたちに感謝申し上げます。

この研究は、科学研究費補助金（基盤研究（C）課題番号：25381102）によるものの一部である。

The Characteristics of the Recognition of Musical Elements in the Different Childcare Forms: Based on the Results of the Music Test Carried out in Four Nursery Schools

Faculty of Child Sciences, Department of Child Sciences
Mina SANO

Abstract

The purpose of this study is to analyze the results to carry out the music test for the young children whether the different childcare forms affected the recognition of musical elements or not.

Therefore, I carried out the music test for four years old children and five years old children in U and I nursery schools with a childcare form mainly based on play（n=103）and four years old children and five years old children in K and M nursery schools with a childcare form following the Montessori method（n=89）. The data of the music test was analyzed utilizing multivariate analysis.

Moreover, the data of the four nursery schoolers who took twice of the music test was analyzed by a two−way repeated ANOVA.

As a result, it was clarified that the children under the Montessori method showed superior recognition to the regularity included in the musical elements than the children in the childcare form mainly based on play. Some characteristics concerning the recognition of the musical elements in early childhood depended on the difference of the childcare forms.

Keywords: the recognition of musical elements, the music test, the different childcare form, quantitative analysis