



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	コロムビア精神成就尺度の妥当性に関する研究
Author(s)	東, 正
Citation	北海道大學教育學部紀要, 10, 83-92
Issue Date	1964-06
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/29008
Type	departmental bulletin paper
File Information	10_P83-92.pdf



コロンビア精神成熟尺度の妥当性 に関する研究

東 正

概 要

コロンビア精神成熟尺度1959年度改訂版の妥当性を検討した。

検討方法は

イ) 幼児園入園後の、児童の行動変容を追跡した別の実験計画の被験者について、主として尺度構造の検討に用いる資料を入手。

ロ) 正常幼児園児群に、CMMS と並行して、田中一B知能検査を施行、更に保母による児童の知能水準についての評定資料を求め、それらの相関分析をおこなった。

ハ) 聾啞児群に、CMMS を施行、教師評定資料との相関分析をこころみた。

ニ) 精薄児を被験者を選び、CMMS 施行に際しての問題点の解明を意図した。

以上のアプローチの結果、次のことが明らかになった。

① CMMS は、配列項目の難易度に若干問題がある。

② 項目構造自体の曖昧さがみられる。

③ 6カ月の期間をおいた検査一再検査相関係数は、.703を示し、また折半信頼度係数.902を得た。

④ 幼児園児群のCMMS と田中一Bの相関は、.384と予想外に低い値を示した。

⑤ またCMMS 成績順位と保母による知能水準評定順位間の相関は、.383から.544の範囲の値を示した。これらの値は、田中一Bについての同様の相関分析値よりも若干低い。

⑥ ④、⑤の結果は、CMMS が、田中一Bとは異なる知的領域を測定しているのではないかという疑問を生じる。

⑦ CMMS 成績には、性差要因の介入がないように思える。

⑧ 聾啞児童のCMMS 成績は、教師評定順位と有意な高相関(.812, .528)を示す。

⑨ 精薄児童のCMMS 成績と教師評定順位との相関は、.818であった。

目 次

序 論

第1章 検査材料と施行方法

第2章 本研究の目的と実験計画

§1 尺度構造の検討資料の入手

§2 正常児群による検討資料の入手

§3 聾啞児群による検討資料の入手

§4 精薄児群による検討資料の入手

第3章 結果と分析

§1 尺度構造の検討

§2 正常児群の成績とその分析

§3 聾啞児童の資料の分析

§4 精薄児の場合

§5 要約と結論

序 論

コロムビア精神成熟尺度 (CMMS) は、精神年齢3歳から13歳までの児童を対象とした、個別的知能検査法で、1954年、コロムビア大学の、Burgemeister, B. B., Blum, L. H., Lorge, I. 等が、その初版を発表した。

検査作成の動機は、他の代表的個別知能検査法、例えば、WISC や Binet 形式のテストによっては、知能程度の測定が不能な、特殊の臨床集団、すなわち、脳性麻痺その他の不具児童で、言語や運動機能の欠陥を伴う子供たちの、知能推定を意図しようとした点にある。

従って、本尺度の、適用面における特徴は、後述するとおり、言語による応答乃至は反応を被験者に要求する必要はなく、また、動作や運動の必要性も最小限に押えられている点である。

ところで、尺度の標準化は、正常児童群の成績にもとづいておこなったのであるから、尺度の適用対象は、特定の臨床集団に限定する必要はない。事実、CMMS の発表以来、種々の児童群をもちいて、この尺度の検討がこころみられている。しかるに、大半の研究結果は、原作者などの主張に批判的で、単に CMMS の限界を指摘するだけでなく、その改訂の必要性にすら言及した。

かくて原作者等は、1954年版をすべてテスト市場より回収し、1959年改訂版⁽⁶⁾の発表をみるにいたったのである。本研究は、CMMS 1959年改訂版を用いて、後述する実験手続きにより、その妥当性の検討を試みたものである。

第1章 検査材料と施行方法

CMMS 刺激材料 (検査項目) は、各々、15.2×48mm の大きさのカード百枚からなりたっている。カードには、3個 (20枚)、4個 (10枚)、5個 (70枚) の事物や図形の絵が印刷してあり、その多くは、各種の色彩で着色してある。(Fig 1 参照) 着色の理由は、テスト施行中の、児童の興味を保持し、かつ彼等を魅惑するための手段であると原作者などはのべている。

各カード (項目) で、被験者に要求する課題は、系列中の (つまり3～5個の) 絵の中から、他の絵とは異なっているか、あるいは、無関係な絵を、1つだけ選ぶことである。すなわち、ここで必要な知的弁別力は、系列中の互に所属し合わない絵を確認すること、1つの絵だけを除外して、残りの絵に共通な体制化の原理を見出すことで、弁別の基礎は、色彩や形体の大雑把な差異

の知覚から、一対の絵における非常に微妙な関係の確認までの範囲にわたっている。

テスト施行時の、環境条件などについては、説明するまでもない。ただとくに、不具児童の検査に際しては、レポートの保持が強調されなくてはならない。検査者と被験者の位置関係は、通常机に向いあって坐るのであるが、必要に応じて並席することも可能である。

カードは、順次1番から提示してゆくが、われわれの用いた教示は次のとおりである。

「これから、いろんな絵の書いてあるカードをみせます。その絵の中から、1つだけ、みんなと一緒にでない絵、ほかのものと違っている絵を、指でさして下さい。」

参考までに、原文の教示を示すと、

(I am going to show you a card with pictures on it. You will see that one of the pictures does not belong there—does not go there. Point to the picture that does not belong with others.)

大抵の児童は、最初のカードの課題に成功するので、順次すすんでゆけるのであるが、しかし、もしも1番目の項目に失敗したときには、検査者は正答を示し、再度やりかたを説明する。さらに必要とあらば、第2、第3番目のカードまで、説明に使用する。3番目のカードによる説明後もなお、やりかたの理解できない子供は、本尺度の適用は不能なわけである。

精神年齢7歳またはそれ以上と、あらかじめ推定される児童については、31番目のカードから始めるが、もし、31、32、33番と、つづけて失敗したならば、再びカード1より始め直すのである。

本尺度は、パワーテストであるから、時間の制限はないが、およそ10～15分程度で完了する。

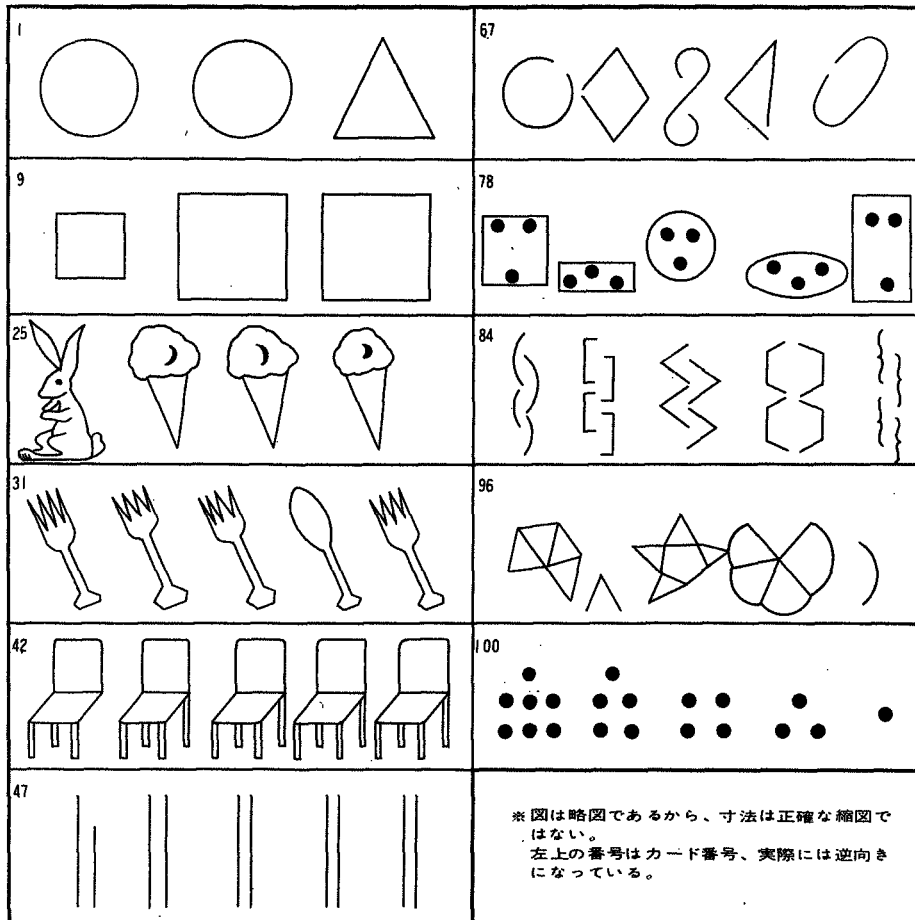
被験者が、16枚のカード継列中、12枚に失敗したところで、テストを打切る。

得点は、正答数を加算して求める。この得点は、表により、精神年齢に換算されるが、必要に応じて、知能指数を算出する。初版の標準化に際しては、959名の基準群を用い、MA 2歳6ヵ月から、16歳3ヵ月までの換算範囲が示してあるが、1959年版では、MA 3歳5ヵ月から、13歳11ヵ月の範囲に修正してある。この修正は、CMMS の適用年齢範囲が狭められたというよりも、もともと、初版での範囲が、無理だったように思える。

第2章 本研究の目的と実験計画

本研究の目的は、先記したとおり、CMMS 1959年版の妥当性の検討であるが、そのための資料は、次のよう

Fig 1. カード



な諸実験計画により求めた。

§1 尺度構造の検討資料の入手

われわれは、本研究とは別に、新入幼児園児の入園後の行動変容に興味をもち、実験群（新入園児）と対照群（1年以上の保育経験のある児童）を構成し、試験的な追跡を試みたのであるが、その際、行動測定バッテリー中、知的側面の尺度として、幼児用田中B式知能検査（田中-B）⁽¹⁴⁾と、CMMSを選んだ。当然のことながら、CMMSは、わが国においては標準化されていないのであるから、正式のバッテリーとして取り入れるには問題がある。ここではむしろ、CMMSに関する検討資料を入手することが、第一の狙いであった。

検査の施行方法は、標準手続きを若干変えて、難易度や、応答プロセスの多様性などの分析ができるようにした。すなわち、検査は、最終項目（百番目のカード）まで続け、途中で打ち切らなかった。また、個々の反応毎

に、質疑をおこない、解答プロセスの内容を調べた。また、追跡実験の性質上、再検査が可能なので、それによって、得点の安定度についての資料を求めた。

§2 正常児群による検討資料の入手

次に、イ)の追跡実験とは無関係に、正常園児にたいし、CMMSを、標準手続きで施行それと並行して、田中-Bも実施した。つまり、田中-B成績を基準として、CMMSの妥当性の検討ができるわけである。しかし、さらに、保母による児童の知能水準についての評定資料を求め、これらの資料の相互関係の分析を可能にした。

§3 雙啞児群による検討資料の入手

CMMSの特性からして、当然、雙啞児への適用可能性の問題が浮かびあがってくる。われわれは、雙啞児群も実験対象に選んだが、ここでの問題は、尺度の施行方

法、とくに教示の与え方にある。詳細は後述するが、今回は、担任教師の助力に、教示伝達の大半を依存した。また、基準資料としては、担任教師による評定資料を用いた。

§4 精薄児群による検討資料の入手

精薄児についても、CMMS の適用を試みたが、ここでは、別に実験計画をたてず、機会に応じて、適用をこころみるという程度であった。探索的知見を求めることにあった。しかし、1 学級10名の児童については、全員に CMMS を施行したので、教師評定と、他の検査成績との相互分析をこころみた。

以上が、本研究で使用する分析資料の入手方法であるが、なお不足の分は、次章で補足説明する。

第3章 結果と分析

§1 尺度構造の検討

Canter, A⁽⁷⁾ は、脳性麻痺児童24名の、初版 CMMS 成績を分析し、尺度構造の検討をおこなったが、その中で、各項目中の正答の位置や難易度などについて問題点を指摘している。これらが、1959年改訂版で改善されているかどうか。とくに、難易度に関しては、CMMS が、年令尺度である以上、根本的な問題となる。

前章1) で説明したが、尺度構造に関する検討資料は、追跡実験の被験者により求めた。すなわち、男児9名、

女児12名、年令平均6歳2カ月、IQ の平均109.8の集団で、彼等には、標準手続きを変えて、CMMS を施行した。TABLE 1 は、被験者21名の最終カードまでの成績を求め、各項目毎の通過率を示したものである。被験者数が少なく、かつ、標準手続きを変えた点に問題もあろうが、しかし TABLE 1 の結果によって、難易度に関するおよその見当はつけることができる。これで見ると、とくに※印をつけた項目は、その順位に問題があるのではないかとみなせる。少なくとも、これらのカードにおいては、通過率の減少、あるいは難易度の増加傾向が、不連続な値を示している。すなわち、難易度に関しては、1959年改訂版においても、なお問題が残されている疑がある。

次に、各項目毎におこなった質疑資料を分析した。本尺度の成績は、既述したとおり、各項目の正答を1点として、加算してゆくのであるが、個々の児童が、正答に達するために使用する手がかりは、必ずしも一様ではないのではないか。もしそうならば、正答の機械的加算自体に問題が生じてくる。この点を、明らかにするために、質疑をおこなったのである。資料の掲載は、省略するが、結論をのべれば、この点にも検討の余地が残されている。すなわち、結果的には正答であっても、正答に達する手がかりが、個々の児童によって異なり、しかも、その手がかりが、精神発達の見地から、同一水準で処理しえないのではないかという場面に遭遇する。例えば、第1番目のカードは、青色、同大の円2個と、黒色三角形1個の計3個の絵からなりたっている。ここでの正答

TABLE 1 各項目通過率 (N=21)

項目番号	通過率	項目番号	通過率	項目番号	通過率	項目番号	通過率	項目番号	通過率
	(%)								
1	100	21	100	41	85.7	61*	33.3	81	38.1
2	100	22	95.2	42	95.2	62	42.9	82	14.3
3	100	23	100	43	95.2	63*	28.6	83*	76.2
4	95.2	24	100	44	90.5	64	47.6	84	23.8
5	100	25	100	45	90.5	65	47.6	85	23.8
6	100	26	100	46	95.2	66	61.9	86*	4.8
7	100	27	100	47	95.2	67	38.1	87	23.8
8	100	28	100	48	95.2	68*	66.7	88	14.3
9	100	29	100	49	81.0	69	28.6	89	14.3
10	100	30	100	50	81.0	70	47.6	90	19.0
11	100	31	95.2	51	85.7	71	38.1	91	14.3
12	100	32	100	52	85.7	72	47.6	92	14.3
13	100	33	100	53	81.0	73	33.3	93	9.5
14	100	34	100	54	85.7	74	47.6	94*	47.6
15	100	35	95.2	55	71.4	75	47.6	95	23.8
16	100	36	100	56	66.7	76	33.3	96	4.8
17	100	37	95.2	57	76.2	77	38.1	97*	28.6
18	100	38	100	58	76.2	78*	52.4	98	4.8
19	100	39	100	59	85.7	79	23.8	99	4.8
20	100	40	95.2	60	66.7	80	42.9	100	.0

(*は、難易度の順位が、とくに問題になる項目)

TABLE 2 検査一再検査成績

		第1回検査成績		第2回検査成績		平均の差 2-1	全群の有意 差水準*	全群の検査 再検査相関
		平均	SD	平均	SD			
C M M S	統制群 (9)	54.0	7.36	62.2	6.18	8.2	.01> P	r=.703
	実験群 (12)	52.4	15.03	61.9	8.59	9.5		
	計 (21)	55.1	12.35	62.0	7.64	8.9		
田 中 B	統制群 (9)	107.9	17.59	115.4	18.01	7.5	.02> P> .01	r=.753
	実験群 (12)	111.2	16.82	120.0	23.72	8.8		
	計 (21)	109.8	17.25	118.0	21.57	8.2		
CMMS×田中B相関		r ₁ = .501		r ₂ = .651		$*S_{x_1-x_2} = \sqrt{S_{x_1}^2 + S_{x_2}^2 - 2r_{x_1x_2} S_{x_1} S_{x_2}}$		

は、いうまでもなく、黒色三角形ということになる。しかし、正答に達する手がかりは、3つある。つまり、色の差に着目する場合、あるいは、形の違いに気づくとき、さらには両者を手がかりにするときなどである。事実、質疑を通しての児童の説明は、^①とがっているから、(形)、^②青くないから、(色)、^③三角で色が違うから、(色・形)という風に、まちまちである。これと全く同様なことは、他のカード(2, 3, 4, 6, 9, 10, 11, 12, 13, 16)についてもみられる。これらの手がかりを、同一水準で処理して、よいものだろうか。

われわれは、かつて、ワイグル、ゴールドシュタイン、シェラー、色彩形体分類検査を用いて、色、形反応の年令段階別の比較研究をこころみたことがある。⁽¹⁾その際、分類作業の手がかりとして、色を用いるのと、形を用いるのでは、発達の差異のあることを示した。もちろん、形体分類が、後期に属する。また、同一年令でも、精薄児の場合は、色彩分類が多い。

これらの知見を考慮すれば、CMMS 前記カードにおいて、解答の手がかりを、色、あるいは形の何れによっても、同一正答に達するという点には、検査項目自体に問題が残るのである。

TABLE 2 は、追跡実験群の、検査一再検査得点を、CMMS、田中一Bについて示したものである。得点の安定度は、信頼度の問題と関係してくるが、初版 CMMS Manual 中の折半信頼度係数は、.89 から .92 の範囲で、まず妥当な値を示している。再検査法によるものでは、⁽¹⁰⁾Witsaman 等が、391 名の幼児園児の中から、ランダムに抽出した34人について、6乃至8週間間隔で、初版 CMMS を施行し、検査一再検査相関係数 .59 を得たと報告している。

さて、TABLE 2 の資料は、約6カ月間隔をおいた検査一再検査成績であるが、CMMS、および田中一Bとも、.7台の相関係数値を示している。また、あらかじめ予想されたことではあるが、両検査とも、再検査成績の

有意な上昇をみせている。なお、統制群と実験群の比較では、何れの検査成績においても、後者の上昇が大なることは、興味ある事実である。幼児園教育の IQ 上昇におよぼす影響を暗示するものだろう。

得点の安定度に関する限り、CMMS は、田中一Bと、ほぼ類似しているものとみなせる。しかし、このことは、両尺度の妥当性の類似を支持するものではない。第I回検査成績と、第II回検査成績の、CMMS、田中一Bの相関を算出した結果は、表示の如くそれぞれ、.501と .651を示しているが、この点に関しては、次の正常児群の成績の分析の箇所でも、更めて論じたい。なお、再検査資料について、折半信頼度係数を算出したところ、スピアマン・ブラウンの式を用いて、.902の値を得た。

§2 正常児群の成績とその分析

一般にそうであるが、CMMS の妥当性に関する研究方法も、他の標準化された検査との相関分析をこころみたものが大半である。

初版 Manual ⁽⁵⁾ 中には、CMMS IQ と、Stanford-Binet (S-B) IQ との相関が、年令段階別に表示してあるが、それらの値は、.70 から .88 の範囲でのちらばりを示している。他方、両 IQ 平均値の比較では、CMMS IQ は、S-B IQ よりも、若干高くなる傾向がみられるようである。

⁽¹¹⁾Lantz 等は、33名の、年令3歳9月から、13歳10月の範囲の児童に、1954 CMMS と S-B を施行し、両検査 IQ を比較、前者が有意に高いと報告している。

また、French 等も、⁽⁹⁾90人の精薄児と41人の正常児について、初版 CMMS と S-B の成績を比較、同様の傾向を見出しているが、その他、S-B 成績では、精神薄弱と分類された児童の中、21名の者が、CMMS IQ で、90以上を示したと述べている。

⁽⁴⁾Barratt は、70名の小学校4年生児童群に、Progress-

TABLE 3 園児 CMMS 田中 B 成績

		得点		MA		IQ		CA (月)		CMMS × 田中 B 相関
		平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD	
CMMS	男 (45)	60.3	11.68	79.1	12.54	111.9	15.64	72.9	5.98	男: .264
	女 (34)	57.8	18.17	79.4	18.34	115.4	23.52	69.9	6.60	女: .462
	計 (79)	59.2	14.80	79.2	15.31	112.5	19.20	71.6	6.27	計: .384
田中 B	男 (45)	63.0	18.15	74.4	13.31	107.8	17.15	69.0	5.43	
	女 (34)	65.9	23.60	77.5	18.67	112.1	22.85	69.1	6.80	
	計 (79)	64.3	20.72	75.6	15.93	109.6	19.91	69.0	6.06	

TABLE 4 CMMS 田中 B の保母評定順位
との相関

	アカシヤ組 (N=18)	マツ組 (N=20)	シラカバ組 (N=22)	ボブ組 (N=19)
CMMS 得点順位	.544	.459	.776	.385
田中 B IQ 順位	.577	.674	.501	.732

sive Matrices (P-M) と、1954 CMMS, WISC を施行し、検査の相互関係を分析したが、P-M CMMS と、WISC の全検査、言語性、動作性 IQ との間に、有意の相関を見出した。しかし、P-M のほうが、CMMS より、WISC 全検査成績に、より大きい分散を有すると報告している。

May 等は、51人の精薄児について、1954 CMMS と S-B, Form. L Vocabulary IQ との相関を求め、.43 と報告している。

Estes 等は、男女50名の小学校児童を用いて、初版 CMMS と WISC の関係を調べたが、その結果、CMMS と WISC 全検査 IQ 間に、.49、言語性 IQ との間に、.53、動作性 IQ との間に、.36 の相関を得、さらに下位検査との間には、.05 から .51 の範囲にちらばる相関を見出している。

さて、以上の諸研究は、初版 CMMS を使用したものであるが、これらの結果から一般的にいえることは、CMMS IQ は、既成の検査、S-B IQ よりも高くなる傾向がある。また、他の諸知能検査との間には、有意の相関が見出されているが、しかし、CMMS を、他の検査に代行しうるほどに高いものではない。換言すれば、CMMS の測定対象領域は、他の知能検査と若干異なっているのではないかと推察される。

ところで、1959 改訂版を使用した研究は、未だ少ない。

Bligh は、1959 CMMS と Revised Van Alostyne Picture Vocabulary Test (RVAPVT) を、90名の4歳児、106名の5歳児に施行し、さらに、S-B成績との相関分析をこころみたが、.53 から .78 の相関を見出し、CMMS, RVAPVT とともに、他の知能テストと同

様の知的領域を測定するものであると結論している。

Warren は、年令9歳から30歳までの、施設収容女子精薄者49名の、1959 CMMS IQ, Goodenough Test IQ, を Wechsler IQ に比較した。その結果 CMMS IQ は、Goodenough IQ よりも、Wechsler IQ に近く、また相互相関も、CMMS では .68 にたいし、Goodenough IQ では、.43 であったと述べている。

以上、数は少ないが、1959 CMMS に関しての妥当性の研究は、初版に比して、満足すべき傾向を示しているようにみえる。次に、われわれの結果について述べよう。

前章で概略は記述したが、ここでは、正常幼児園児、79名(男45名、女34名)の成績を分析した。CMMS、田中 B は、ほぼ同一期間中に検査を終了した。また保母による園児の知能評定順位は、保母数人の合議評定による。なお、検査は、1963年11月から12月、評定資料は1964年1月に求めたので、保母等は、すべて8カ月以上、児童の観察経験を有していることになる。

TABLE 3 は、CMMS、田中 B の、得点、精神年令、知能指数を、男女別に示し、かつ両検査の相関値を算出してある。男女別の比較を試みた理由は、前研究で、われわれは、WISC での性差要因を検討したが、その際、すべての知能検査において、このことが問題になると指摘したが故である。

さて、TABLE 3 の結果では、CMMS が田中 B より、MA, IQ において、高い傾向を示している。この結果は、既述の諸研究の報告を支持しているようにみえるが、しかし、ここでの MA, IQ の算出は、米国基準資料に依存しているので、即断はできない。

男女別の比較では、田中 B が、両群間の差を示しているのにたいして、CMMS では、ほとんど差がみられない。被験者児童群を、無作為標本とみなせるものとすれば、CMMS においては、性差要因が排除されていることになる。しかし、この点はさらに、厳格な標本抽出法にもとづいて追求する必要がある。

CMMS と田中 B 成績の相関については、TABLE

2においても、追跡グループの資料から求めて報告したが、ここでは、両テストのIQについての相関を算出した。その結果、男女別の値はそれぞれ.264と.462、全群では.384となり、予想以上に低い値を示している。もちろん、有意ではあるが、しかし、この程度の値からは、両テストの測定対象領域に、大分違いがあるとみなすほうが妥当だろう。つまり、一方のテストIQによって、他のテストIQに置き換えることは危険なのである。

では、両テスト何れのIQがより妥当であるか、そのてがかりの1つとして、TABLE 4 による保母の評定資料との相互分析がある。園児は、各組毎に、保母たちにより知能水準での評定順位をつけられた。他方、CMMSは、得点にもとづく順位、田中Bは、IQによる順位づけがなされた。そして、それぞれ順位相関係数を算出したのである。

CMMSは.383から.776、田中Bでは.501から.732の範囲での値を示しているが、表で推察するかぎり、後者の値が若干安定しており、妥当性が高いようにおもえる。ただCMMSは、得点順位にもとづいており、仮りにわが国での標準化をおこない、IQの算出ができるようになったとき、同様の結果になるかどうかは疑問である。むしろTABLE 4 は、保母評定資料を基準とする限り、両テストとも、大差なしとみなすほうが妥当かも知れない。

§3 聾啞児童の資料分析

Levine⁽¹²⁾は、難聴児や、聾啞児用の知能推定尺度として、CMMSを推挙し、とくに、年令5歳あるいはそれ以上の該当児童にたいしては、S-Bや、Goodenough 描画テスト算などよりも、CMMSのほうがより望ましいと主張している。

Kodman⁽¹⁰⁾等は、207名の聾児に、Revised Beta, CMMS, Nonverbal Otis Alpha, Form B を施行したが、各テストの相互相関は、有意とはいえ、あるテストをもって他を代行するには低すぎる。CMMSは、精神年令6歳またはそれ以上の知的機能を有する聾児の選択手段として、適用できるが、しかし、単独よりも、他のテストとの組合せで用いる方が望ましいと論じてい

る。

聾啞者の知能測定尺度として、CMMSが注目されるのは、当然であろう。教示の伝達さえできれば、あとは言語による反応が不用なるが故である。ただ問題は、教示の伝達を如何にして、おこなうかという点にある。とくにわれわれが本研究でこころみたとような、学齢以前の聾児にあっては、困難が伴う。

本研究の被験者は、年令平均5歳10月の、幼稚園聾児8名と、小学部1年聾児14名である。何れも、ひと組を構成している。

何れの群の検査に際しても、担任教師の付添を頼み、教示の伝達を援助してもらったが、幼稚園児童の場合は、検査に入る前に、予備段階を設けて、教示の伝達を計った。すなわち、白、赤、青のチョークを利用して、同種、異種の分類作業をしたり、ひよこの絵2枚、めす、おすの鶏の絵2枚、水鳥の絵1枚計5枚を用意し、同じく分類作業をこころみさせた。小学部は直接CMMSのカードを説明に使用したが、以上のようにして、一応両群とも教示の伝達には成功した。

基準資料としては、担任教師の評定順位を用いた。被験者の特性や、CMMSのCA並びにIQの平均、CMMS得点順位と、教師評定順位との、順位相関係数を示したのが、TABLE 5 である。

これで見ると、CMMSの得点は、教師評定順位と、有意の高相関を示しており、聾児児童の知能推定尺度としての期待がもたれるようである。ただ問題は、教示伝達方法の工夫が必要であり、とくに、低年令者の場合に、そのことが問題になってくる。もちろん、この期待は、CMMSの妥当性が、保証された上でのことである。

§4 精薄児の場合

精薄児へCMMSを適用した研究についてはすでに紹介したが、しかし、何れも、精薄児特有の問題点を論じたものではない。French⁽⁹⁾等の報告をみると、精薄児選抜方法としては、CMMS適用は、好ましくないのではないかという印象すら覚える。

他の標準化された検査の代りに、CMMSを採用するとすれば、精薄児児童群を対象とする場合、どのような利

TABLE 5 ろうあ児童の成績

	人 数			CA		CMMS. MA		CMMS. IQ		CMMS得点順位 と、教師評定順位 の相関
	男	女	計	平 均	SD	平 均	SD	平 均	SD	
幼稚園	5	3	8	67.3	7.21	68.0	9.61	101.1	9.14	.812
小学部1年	9	5	14	84.4	5.54	71.4	10.79	85.1	14.76	.538

TABLE 6 精 薄 児 童 の 成 績

精 薄 児 童 名	CA	CMMS得点*	CMMS. MA	CMMS. IQ	WISC. IQ	鈴木ビネーIQ	教師評定順位*
N・Y	7-8	55	5-11	79	69	なし	1
T・S	8-1	55	5-11	73	なし	なし	2
T・T	8-6	16	3-11	46	なし	なし	3
M・M	8-9	17	3-11	45	47	なし	4
S・M	9-6	24	4-2	44	39	なし	5
T・Y	8-10	20	4-1	46	なし	なし	6
K・I	7-11	16	3-11	49	不能	43	7
S・H	10-2	12	3-9	37	59	なし	8
Y・N	7-2	12	3-9	52	49	なし	9
A・S	10-1	13	3-10	38	不能	30	10

* CMMS得点順位と教師評定順位の間隔= .818

点が考えられるだろうか。仮りに、CMMS の妥当性が保証されたものとして、その利点はどこにあるだろうか。尺度は、元来、言語や運動機能の欠陥を伴う児童用として作成されたのであるから、精薄児の中で、そのような欠陥を有する児童の場合は、もちろん、他の検査にみられない利点を有することになる。また、検査時間も、比較的短時間ですむので、精薄児特有の、逃避性の影響を、ある程度防ぐことができよう。また、教示が簡単であるから、一見伝達も、作業もうまくゆきそうにみえる。しかし、これらは、単なる臆測であるから、断定はできない。

さて、今回のわれわれの研究では、精薄児群を対象とした、本格的実験計画をたてたわけではない。むしろ、探索的なかたちで、機会あるごとに、10数名の精薄児童への適用をこころみ、最後に、養護学級1学級児童全員を対象に選び、教師評定順位との相関々係を調べた。TABLE 6 がこの資料である。

この学級の児童は、WISC や鈴木ビネーの適用不能M児童を含んでいるが、(表中、なしとあるのは、不能かどうか不明)、CMMS の適用は、全員成功した。しかし、このことから、WISC、鈴木ビネー等よりも、CMMS の適用性が優れているとの一般化は危険である。筆者の経験では、年令が低い精薄児の場合、ほとんど教示の伝達が不能であり、他の検査よりも、CMMS のほうの適応性が劣っているという印象を、再三経験した。また、精薄児の場合には、固執反応が頻繁にみられる。つまり指で示す位置が、答の正否に関係なく、連続して同じ箇所となるのである。これらからはむしろ、精薄児の特性とみなされる固執性の故に、CMMS 形式の尺度は、望ましくないとみなせるだろう。何れにせよ、今回は、充分な統制実験をおこなわなかったのも、経験的な問題点の指摘にとどめざるをえない。なお教師評定順位との相関は、.818 の高値を示している。

要 約 と 結 論

コロムビア精神成熟尺度 (CMMS) は、とくに、言語機能や運動機能の欠陥を有する児童のための、知能推定尺度として、コロムビア大学の Burgemister 等が作成した、個別知能検査法である。本研究は、その1959年改訂版を使用して、CMMS の妥当性を検討した。

検討方法は、

イ) 幼児園入園後の、児童の行動変容を追跡した他の実験計画の被験者について、主として、尺度構造の検討に用いる資料を入手。

ロ) 正常幼児園児群に、CMMS と並行して田中一B知能検査を施行、さらに保母による児童の知能水準についての評定資料を求め、それらの相互分析をおこなった。

ハ) 聾啞児群に、CMMS を施行、教師評定資料との相関分析をこころみた。

ニ) 精薄児を被験者に選び、CMMS 施行に際しての問題点の解明を意図した。

以上のような、アプローチをおこなった結果、次のようなことが明らかになった。

① CMMS は、年令尺度 (Age Scale) であるから、項目配列は、基本的に重要な意味をもつが、配列項目の難易度に、問題のある項目が若干見出された。

② 正答への手がかりが一定でない項目がある。すなわち、項目構造自体の曖昧さがみられる。

③ 約6カ月の期間をおいた検査一再検査 相関係数は、.703を示し、並行して行なった田中一Bのそれにほぼ近い値を示した。

④ 正常幼児園児群の成績にもとづく CMMS と田中一Bの相関は、.384と予想外に低い値を示した。また、CMMS 成績順位と、保母による知能水準の評定順位間の、順位相関係数を、各組毎に算出した結果は、.383と

.544の範囲にちらばる値を見出した。これらの値は、田中—Bについて同様の相関分析を施こして求めた値よりも、若干低い。

⑤ ④の結果は、CMMS は田中—Bとは異なった知的領域を測定しているのではないかという疑問を惹起する。もしそうならば明らかに、CMMS IQ を田中—B IQ に代置することは危険である。

⑥ CMMS には、性差要因の介入がないようにみえる。

⑦ 聾啞児童のCMMS成績は、教師評定順位と、有意な高相関を示し、CMMS の聾啞児童への適用可能性に、希望をもたせる。しかし、とくに、低年齢児童の場合、教示の伝達に困難が伴ない、問題がのこされる。

⑧ 本研究で使用了した精薄児群の成績は、教師評定順位と高相関を示し、一見精薄児へのCMMS適用可能性に期待がもてそうであるが、しかし未だ検討すべき問題が残されており、即断はできない。今回は、探索的な問題点の指摘にとどめた。

以上が、1959年改訂CMMSを用いた、妥当性研究のあらましの結論であるが、今回の研究は、多方面からのアプローチをこころみた点に特徴があるとはいえ、反面、個々の問題の処理が、浅くなったうらみがある。文中に指摘した1つ1つの問題点が本格的な実験研究を必要とするものである。その意味からすれば、今回の研究は予備実験的なものかもしれない。

CMMS をわが国の児童を使用して検討する場合、根本的な難点は、本尺度が日本児童について標準化されていない点である。本研究での資料分析過程での弱点もここにあった。しかし、標準化ともなれば、相当の労力を要するのであるが、果して、それだけの価値があるかどうか、結論はしばらく保留したい。

附記 本研究でのテスターは、筆者以外に、研究室学生、板橋菊二、伊藤幸子、渡辺勝彦等が参加した。また実験対象施設としては、北大幼稚園、札幌聾啞学校、札幌養護学校の協力をいただいた。

文 献

1. 東 正, 赤城一博
ワイグル・ゴールドシュタイン・シェーラー色彩形体分類検査の研究, 教育心理学研究, 1961, 第9巻3号, 153—159.
2. 東 正, 三宅和夫
幼稚園児 WISC 成績による性差の研究, 北大教育学部紀要, 1963, 第9号, 65—695
3. Barratt, E. S,

- The relationship of the Progressive Matrices (1938) and Columbia Mental Maturity Scale to the WISC.
J. Consult, Psychol., 1956, 20, 294-296.
4. Bligh, H. F.
Concurrent validity on two intelligence measures for young children
In Edith M. Huddleston (Ed). The sixteenth yearbook of the National Council on Measurements used in Education., 1961, 56-60.
 5. Burgemeister, Bessie B., Blum, Lucille H., and Lorge, I.
The Columbia Mental Maturity Scale, Manual. New York: World Book Co., 1954.
 6. Burgemeister, Bessie B., Blum, Lucille H., and Lorge, Irving.
Columbia Mental Maturity Scale, 1959 Revision. New York: World Book Co., 1959.
 7. Canter, A.
The use of the Columbia Mental Maturity Scale with Cerebral Palsied Children.
Amer. J. Ment. Defic., 1956, 60, 843-851.
 8. Estes, B. W. Kodman, F. & Akel, M.
The validity of the Columbia Mental Maturity Scale. J. Consult, Psychol., 1959, 23, 561.
 9. French, J and Worcester, D. A.
A critical study of the Columbia Mental Maturity Scale.
Except, Child., 1956, 23, 111-113.
 10. Kodman, F, Jr. Waters, J. E., & Whipple, C. I.
Psychometric appraisal of deaf children using the Columbia Mental Maturity Scale.
J. Speech hear. Disord., 1962, 27 (3), 275-279.
 11. Lantz, B. & Wolf, R.
The Columbia Mental Maturity Scale and the Stanford-Binet Test with Cerebral Palsied Children.
Calif. J. educ. Res., 1956, 7, 183-185.
 12. Levine, E. S.
The Psychology of Deafness.
Colum. Univ. press., 1960.
 13. May, W. T. and Perry, H. W.
The relationship between the Stanford-Binet (Form L) Vocabulary and the Columbia Mental Maturity Scale in a group of mentally retarded

- children.
Amer. J. ment. Defic., 1959, 62, 330-333.
14. 田中寛一
幼児用田中B式知能検査
日本文化科学社, 1956.
15. Warren, S. A. and Collier, H. L.
Suitability of the Columbia Mental Maturity
Scale for mentally retarded institutionalized
females.
Amer. J. ment, Defic., 1960, 64, 916-920.
16. Witsaman, L. R. & Jones, Reginald L.
Reliability of the Columbia Mental Maturity
Scale with Kindergarten Pupils.
J. Clin. Psychol., 1959, 15, 66-68.