

学習につまずきのある児童の早期対応のための 算数のカリキュラムに基づく尺度 (M-CBM)

干 川 隆*

Mathematical Curriculum-Based Measurement (M-CBM) in early intervention for students with learning difficulties

Takashi Hoshikawa

(Received September 30, 2022)

This study aimed to examine 1) whether Mathematical Curriculum-Based Measurement (M-CBM) functioned as a universal screening tool (Study 1), and 2) whether it was useful as a progress monitoring scale by identifying students at risk of learning difficulties and monitoring the progress of learning by individualized intervention (Study 2). CBM has become useful for monitoring the progress of students' learning with the Response-to-Intervention (RTI) movement in the U.S. We need to standardize CBM as a measurement of progressive monitoring in Japan to identify students with learning difficulties at an early stage. In Study 1, subjects were 225 elementary students from 2nd through 6th grade. The subjects asked to calculate grade level calculation probes for three minutes as a M-CBM. Probes were selected from each grade level textbook. Data was collected from June to February and the total number of sessions was 25 times (4th grade was 24 times). The results showed that M-CBM was reliable and valid and that students' learning growth. In Study 2, based on the results of Study 1, individualized intervention as third stage of RTI were given to fifteen students who were selected for parental consent from among students with -1.0 SD of M-CBM. After seventeen interventions, six out of students scored higher M-CBMs, seven maintained their scores and two decreased their scores compared to the others. In the general discussion, M-CBM was considered as function of 1) universal screening, 2) progress monitoring, and 3) in terms of the association between scale and intervention.

Keywords: curriculum-based measurement, progress monitoring, mathematics, learning difficulties, universal screening

I. 問題と目的

平成 19 年に学校教育法の改正に伴い特別支援教育がスタートして以降、対象となる児童生徒の割合は急増している。義務教育段階で特別支援教育（特別支援学校、特別支援学級、通級による指導）を受けていた児童生徒の割合は、平成 21 年度の 2.3%であったのに比べて、令和元年には 5.0%へと倍増していた（文部科学省、2020）。特別支援教育の対象となる児童生徒の割合の増加は、特別支援教育が多くの人たちに理解され、偏見や誤解が少なくなり、一人一人の児童生徒の能力に合った適切な支援の場として理解されるようになったからであろう。また、教育行政にかかわる

人たちの努力によって、通級指導教室や特別支援学級などの設置のための予算措置が行われてきた成果であろう。しかし、過去 30 年の特別支援教育就学率の伸び率から推計すると、令和 10 年度には全児童生徒のうち約 8%が特別支援教育を受けていることになるが、それが本来の望ましい姿なのであろうか。

8%を超える特別支援教育の対象の児童生徒の割合の増加は、2つの問題を生じる。1つは、本来、通常教育で対応できる児童生徒が特別支援教育の対象に含まれる危険性である。日本と同様に米国でも 2000 年に Special Education（特殊教育）に対する見直しが行われてきた。2000 年頃の米国で特殊教育の対象となる児童生徒の割合は、10%を超えており、その半数は学習障害の子どもたちであった。2002 年 7 月に特殊

* 熊本大学大学院教育学研究科

教育における卓越性に関する大統領委員会は、「新しい時代：子どもとその家族のための特殊教育の復興」と題する報告書を提出した (U. S. Department of Education, 2002). この報告書では、特殊教育に措置される児童生徒の人種的な偏りが問題になったが、筆者は特に「『特異な学習障害』のあるもののうち、80%は単にどのように読むかを学習しなかったことによる。」との指摘に注目した。つまり、米国では学習につまずいた子どもたちは、すぐに学習障害として認定され特殊教育に照会されてきたことが推測される。日本でもこのまま特別支援教育の対象の児童生徒数が増え続けると、米国と同様に、本来の対象でない子どもたちが特別支援教育に照会されるに違いない。

2つ目の問題は、財政の問題である。米国の大統領委員会の報告書では、通常教育と特殊教育という2つの別々の予算が用いられてきたことの弊害が指摘されている。その背景には、特殊教育にかかる予算の増加の問題があった (U. S. Department of Education, 2002). 日本でも、特別支援教育の推移を財政面から見ると、平成19年に特別支援教育にかかわる教職員数は、126,345人 (特別支援学校 82,164人、特別支援学級 40,369人、通級による指導 3,812人) であったものが、平成29年には171,472人 (特別支援学校 98,994人、特別支援学級 65,117人、通級による指導 8,361人) へと4万5千人 (38%) 増加しており、かかる人件費も膨大である。米国と同様に、今後日本でも特別支援教育に対して予算の見直しが行われ、成果に関する説明責任が求められるであろう。

この2つの問題を解決するためには、特別支援教育ではなく通常教育の充実が必要である。米国の大統領委員会の報告書を踏まえた動向は、障害のある人の教育法 (IDEA2004) の修正を導き、学習障害の認定に当たっては、これまでのディスレパシーモデルに代わって介入に対する反応 (Response to Intervention (以下「RTI」と示す) が用いられるようになってきた (Jimerson, Burns, & VanDerHeyden, 2016). RTIは、多層支援体制 (Multiple Tier Support System) であり、学習につまずく前に通常の学級の中で対応することによって、特殊教育へ照会される児童生徒の割合を減らすことから、コスト面での効果も期待されている (Fuchs & Fuchs, 2006). Jimerson et al. (2016) によると、米国で3歳から21歳までの児童生徒で特異な学習障害と診断された児童生徒の割合は、2004-2005年度で13.8%であったが、2010-2011年度には13.0%に減少している。したがって、日本でもRTIのような多層支援体制が導入されて通常教育が充実すると、特別支援教育に照会される児童生徒の割合は減少すると推測される。

RTIでは、一度のアセスメントでその処遇を決定するのではなく、介入への反応として対象の児童生徒の進捗状況を継続的にモニターする必要がある、その尺度としてカリキュラムに基づく尺度 (Curriculum-based Measurement 以下「CBM」と示す) が用いられてきた (Deno, 2016). CBMは読み、つづり、書字表現、算数の学習領域で実施されてきた (Deno & Fuchs, 1987; Deno, Marston, Shinn, & Tindal, 1983). 例えば、読みでは、当該学年の教科書からランダムに選択された文章を、児童生徒が1分間に間違えずに音読した単語の数を数える。計算では、当該学年の教科書から引用された計算問題を、児童生徒が2分間で答えた正答の数だけでなく計算の途中で正しい位置に書いた答えの数を数える。なお、CBMの「カリキュラムに基づく」という用語は、測定するための包括的な手続きが、教室で教師によって用いられている教材から直接に引き出された刺激材料を用いていることを表している (Deno, 2003). 筆者がCBMに注目した理由は、その問題が教科書の中から抜き出されており、どの教師もCBMを用いて容易に児童生徒の学習の進捗状況を把握することができる考えたからであった。

1980年代から1990年代にかけてのCBMの主な研究テーマは、その信頼性と妥当性に関するものであった (千川, 2015). 例えば、Fuchs (2016) は、CBMの成績と標準学力検査の結果との相関が高いことから、CBMが単なる読みや計算の直接的な評価尺度であるだけでなく、読み理解を含めた全体的な学業成績の発達の道筋を示すことを示唆した。CBMは実施時間が1~2分間で教師が容易に実施できることと、標準学力検査と異なって繰り返し実施できることにその特徴がある。繰り返し実施できることからCBMは、①児童生徒の学習の進捗状況をモニターすることができ、②教師の支援法の妥当性について検討することができる。

①として、CBMのある時点での平均と分散を算出することによって、教師は平均からの逸脱の程度から児童生徒の学級内の相対的な位置を推測ができ、また時系列の変化として児童生徒の成長を把握できる。例えば、ある時点で有意に得点が低かった児童が、教師の支援によって次第に平均の範囲内に入る場合もあれば、ずっと平均よりも有意に低い得点のままの児童もいる。このことからCBMを用いて学習の進捗状況をモニターすることによって、教師はより早期に学習につまずきのある児童生徒を特定し支援を行うことができる。

②として、CBMも当初は通級による指導 (リソースルームの指導) での教師が学習の最終目標を設定するために用いられてきた (Deno, 2016). Deno (2016)

によれば、CBMは従属変数としての機能を果たし、CBMを用いることによって、学年末まで待たなくても目標を設定し直すことができる。RTIの第2層や第3層、さらには通級による指導を考えたときに、教師の支援方法が対象の児童生徒に有効であるかを確認し、有効でなかった場合には、さらに有効な支援方法に変えなければならない。教師がCBMのような児童生徒の学習の進捗状況をモニターする尺度を持つことができれば、教師の支援の妥当性についても検討することができる。

教師が手軽に学力を評価できない状況では、学習につまずいていない児童生徒を誤って学習障害として認定してしまう危険性がある。筆者は、教育相談を通じて学習障害の診断を受けた児童生徒とかかわる中で、最近気になっているのは、学習に著しい遅れがないのに学習障害と診断を受けた児童の存在である。児童生徒が学習障害であるかを判断する際には、特異な学習困難を総合的に判断する必要がある。文部省(1999)の学習障害の判断・実態把握基準に基づけば、国語又は算数(以下「国語等」と示す)の基礎的能力の著しい遅れは、小学2、3年生では1学年以上、小学4年生以上では2学年以上の遅れとして定義されている。また文部省の報告書では、専門家チームが学習障害か否かの判断を行うとされている。しかし、平成29年度特別支援教育体制整備状況調査結果(文部科学省, 2018)をみると、公立小中学校での専門家チームの活用の割合は60.6%であった。このことを踏まえると、保護者や担任だけで国語等の著しい遅れの判断を行う場合も多く、担任によってその判断が異なる可能性がある。その結果、教育熱心であり心配性な保護者であるほど、国語等に著しい遅れのない児童が学習障害として誤って判断される危険性がある。このような状況を防ぐために、教師が児童生徒の学力を容易に把握できる尺度としてCBMが必要である。

日本でもこれまでCBMの標準化を目指した研究が行われてきた。海津(2016)は、多層指導モデルMIMのプログレス・モニタリング(以下「PM」と示す)の算数版として、小学校1年生に対して、数系列問題と計算問題を2カ月ごとに計6回実施し、MIM-PM算数版が学習のつまずきを早期に把握できることを示唆した。野田(2020)は、小学生用の算数CBMを開発し、1年生から6年生までの定型発達の児童の学期ごとの成長を示した。しかし、海津は2カ月ごと、野田(2020)は学期ごとに評価を行っているため、早期に学習のつまずきのある児童を発見するためには、さらに短い期間の変化をとらえることのできる尺度の標準化が必要である。干川(2019)は、5月から翌年の3月までの24回にわたって算数CBM(以下

「M-CBM」)のデータを収集し、定型発達の児童の評価を行い、PM尺度としてCBMが有用であることを示した。

これらの研究は、その信頼性を再検査法や代替形式法(野田, 2020)、平行テスト法(干川, 2019)など古典的テスト理論に基づくものであり、測定精度についての不十分さを指摘することができる。そこで干川(2020)は、項目間の四分相関係数を用いた因子分析により、第1固有値が第2固有値よりも十分に大きく次元性を仮定できたことから、M-CBMは一つのある共通した能力を測定していると結論づけ、項目反応理論を用いて7つの問題の難易度に差がないことを実証し、時系列の変化を共分散構造分析の潜在成長モデルを用いて検討した。その結果、M-CBMがPM尺度として有用であり、標準学力検査との間に有意な相関関係があったことから、わずか3分間で算数の全体的な学力を測定できると結論づけた。

そこで本研究は、干川(2020)の用いたM-CBMの問題を用いて、ユニバーサル・スクリーニング(以下「US」と示す)尺度として、またPM尺度として有用かどうかについて検討することを目的とした。実施にあたって以下の仮説を立てた。

仮説1：M-CBMは児童の学習の進捗状況をモニターすることができる。

仮説2：M-CBMは標準学力検査との間に有意な相関関係があることから、妥当性をもつ。

仮説3：M-CBMで学習につまずきのリスクのある児童を特定し、それぞれの特性にあった支援をすることで、M-CBMの得点が上昇する。

II. 研究1

1. 目的

M-CBMを定期的実施し、USのツールとして機能するかどうかについて検討することを目的とした。

2. 方法

1) 対象児：対象児は、P小学校の2年生から6年生(2年生44人、3年生37人、4年生51人、5年生42人、6年生51人)の計225人であった。

2) M-CBMの内容：M-CBMの問題は、2年生と3年生でA3判用紙1枚の両面に48問の問題が、4年生から6年生まではA3判用紙2枚の両面に48問が印刷されていた。各学年でのM-CBMの問題の内容は、干川(2020)のものを用いた。M-CBMの問題は、同じ問題の繰り返しによる学習効果を防ぐために、それぞれの学年で7版作成された。問題を作成するにあたって、ステージと称して下学年の内容から次第に当

表1 各学年の算数CBMのセッションごとの平均と標準偏差

実施月 セッション	6月			7月		8月	9月				10月			11月				12月			1月			2月		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
2年生	M	34.2	37.8	43.1	43.0	41.0	42.6	44.6	51.9	53.5	51.6	49.5	50.6	52.3	49.1	52.9	54.0	54.2	54.3	55.8	57.8	53.4	57.1	59.8	62.4	58.8
	SD	10.3	11.0	12.8	12.5	10.9	13.7	15.0	14.9	16.6	16.2	14.5	15.9	15.1	18.4	18.3	18.2	20.7	18.5	18.8	17.7	19.0	21.0	21.6	21.7	21.4
3年生	M	39.7	39.1	46.1	45.6	54.7	48.0	52.8	57.2	53.0	53.5	56.2	59.0	55.6	56.4	62.2	59.4	60.9	65.6	70.0	64.3	69.0	72.3	72.0	76.8	78.7
	SD	11.9	12.7	14.4	10.8	15.7	13.8	14.9	16.2	18.3	17.9	14.0	15.3	18.8	16.8	18.9	17.7	17.6	18.6	19.3	18.7	18.9	20.3	21.7	23.2	20.6
4年生	M	44.4	50.0	56.0	54.9	57.9	59.1	60.6	63.7	64.4	66.1	67.4	71.6	75.2	71.4	73.1	71.3	80.1	81.4	84.9	87.8	86.7	87.6	86.1	93.3	
	SD	13.8	16.4	19.2	20.3	19.5	21.5	20.7	20.6	21.5	21.5	26.1	26.5	23.8	24.7	26.0	27.8	26.6	28.9	31.3	37.0	28.0	34.4	29.7	29.0	
5年生	M	74.9	82.4	85.1	77.6	85.5	81.0	89.4	97.4	98.1	95.7	98.8	95.6	105.2	110.9	117.4	114.8	114.6	114.0	110.6	108.5	119.8	129.2	130.4	129.8	133.5
	SD	20.1	20.8	21.4	22.9	21.9	27.7	30.4	29.4	28.9	31.6	31.9	32.8	35.7	35.2	38.0	40.3	33.8	33.9	38.3	37.2	43.2	40.8	41.4	41.0	39.5
6年生	M	71.6	78.5	82.6	79.3	86.9	88.3	94.1	102.3	101.1	106.6	104.9	106.9	116.3	119.0	124.2	120.7	123.8	122.0	123.8	129.1	133.8	138.2	134.4	134.0	134.0
	SD	27.8	30.4	38.2	32.5	38.3	40.0	46.0	45.7	46.4	49.8	46.8	47.2	53.7	57.5	55.0	49.9	59.6	54.6	55.6	65.0	64.7	68.5	56.2	65.4	63.9

該学年の内容になるように問題を配置した。

3) 手続き：M-CBMは、X年6月からX+1年2月までの間で計25回、朝活動の時間に担任によって実施された（なお行事の都合で4年生は計24回）。実施時間は3分間であり、対象児は、「3分チャレンジ」と称して説明され、わからない問題はとばしてもかまわないが、順番にできるだけ速くたくさんの問題を解くように担任から教示された。問題は1版から始めて7版まで順に実施し、また1版に戻る順番で実施された。終了後に回収した答えは、採点されデータが入力された後に対象児に返却され、学習の振り返りに活用された。採点方法として、計算の途中の正しい位に書かれている正しい数字にもポイントを与える方法（Tindal & Marston, 1990）が用いられた。

4) 倫理的配慮：本研究は、熊本大学教育学部ヒトを対象とする研究審査委員会の承認を得て、校長及び担任の承認を得た上で、筆者と校長からの書面によって保護者の了承を得て実施した。対象児には、学級担任によって説明され、学校の学習活動の一環として実施された。

5) 分析：(1) 信頼性：セッション（以下「#」と示す）#1から#7までの1版から7版までの7つの版の問題について、平行テスト法に基づく信頼性係数と級内相関係数 Intra-class Correlation Coefficients: ICC) を算出した。分析にあたっては、IBM SPSS Ver.24を用いた。

(2) 妥当性：各児童の全視写CBM得点の平均と①担任教師による評価と、②標準学力検査（ベネッセ）の算数の標準得点との相関係数を求めることで、妥当性を検討することにした。①担任教師による評価は、1学期終了時の#5の後に、学級担任に算数を支援する際に「支援や配慮を行っている」児童について回答を依頼した。②標準学力検査は、3年生から6年生を対象にX年12月に学校で実施されたものを用いた。学力検査の結果を使用するにあたって、校長から保護者に対して書面で協力の依頼をして了承を得た。

(3) 時系列に伴う変化の分析：M-CBMの得点の時

系列に伴う変化について、共分散構造分析の潜在成長モデルを用いて、集団全体の平均的变化と個人ごとの変化について検討した。特に、学年間の切片と傾きの平均値と分散を比較するために多母集団分析（川端, 2007）を行った。分析にあたっては、IBM SPSS Amos24を用いた。

(4) 対象児へのアンケート：M-CBMを好きや得意と思うかなどの対象児の問題に対する認識によって成績が異なることが予想された。このため各年度の最終セッションに、児童に対してアンケートとして用紙を配布し、「Q1 あなたは3分チャレンジは好きですか」「Q2 あなたは3分チャレンジは得意ですか」「Q3 あなたは算数は好きですか」について、5段階（5:とても好き、4:やや好き、3:どちらともいえない、2:あまり好きではない、1:まったく好きではない）で評価するように求め、用紙を回収した。

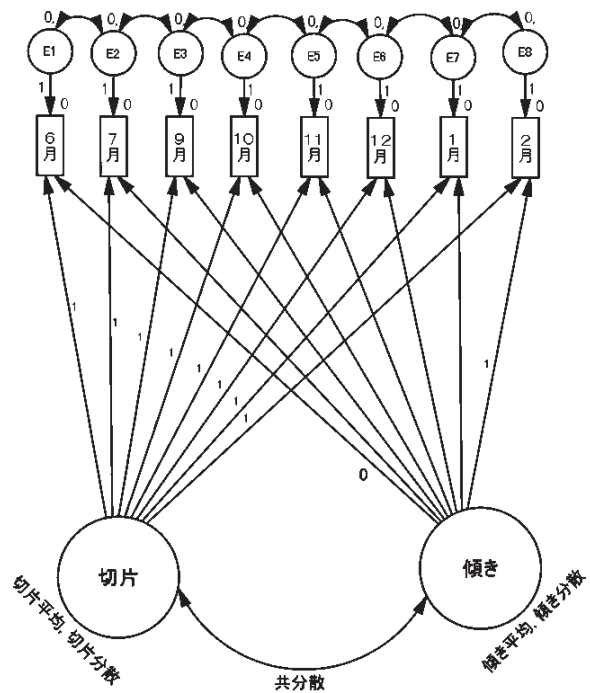


図1 区間線形の潜在成長モデル

表2 視写 CBM における学年ごとの潜在成長モデルにおける母数の推定値と標準誤差

学年	切片	傾き	共分散	相関係数	
2年生	推定値	37.60(1.58)***	24.09(2.24)***	101.04(27.76)***	.85
	分散	86.25(23.49)***	164.80(48.36)***		
3年生	推定値	39.16(2.05)***	37.61(2.23)***	92.79(30.58)***	.83
	分散	129.94(35.86)***	96.95(43.06)*		
4年生	推定値	49.93(2.34)***	34.88(2.81)***	152.97(47.40)***	.67
	分散	232.30(53.47)***	224.33(71.41)**		
5年生	推定値	82.59(3.42)***	45.94(4.27)***	414.96(105.37)**	.94
	分散	395.54(104.59)***	496.90(155.97)**		
6年生	推定値	77.99(3.19)***	43.61(4.28)***	413.98(107.66)***	.84
	分散	436.45(103.72)***	552.63(171.59)**		

表中の () 内の数字は標準誤差を示す。*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$

表3 算数 CBM 得点におけるパラメータ間の差に対する検定統計量

切片平均	2年生	3年生	4年生	5年生
3年生	.60			
4年生	4.37***	3.46***		
5年生	11.90***	10.89***	7.89***	
6年生	11.36***	10.23***	7.10***	-.98
切片分散	2年生	3年生	4年生	5年生
3年生	-1.05			
4年生	.69	1.59		
5年生	2.03*	2.40**	1.39	
6年生	2.17*	2.79***	1.75	.28
傾き平均	2年生	3年生	4年生	5年生
3年生	4.29***			
4年生	3.29***	-.48		
5年生	4.53***	1.73	1.97*	
6年生	4.05***	1.25	1.51	-.39
傾き分散	2年生	3年生	4年生	5年生
3年生	-1.05			
4年生	.69	1.53		
5年生	2.03*	2.47**	1.59	
6年生	2.18*	2.58***	1.77	.24

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

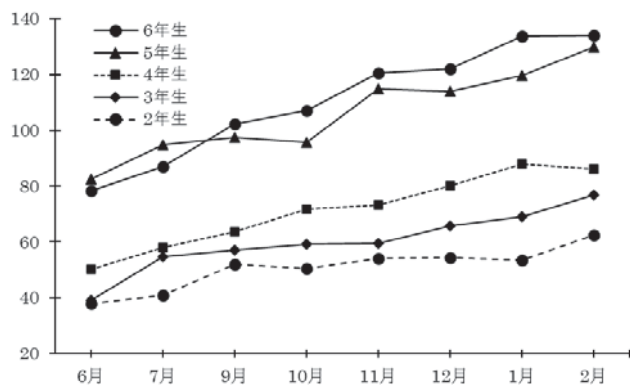


図2 算数 CBM 得点の月ごとの推移

3. 結果と考察

結果を分析するにあたって、潜在成長モデルでの分析を除いて24セッション中3セッション以上のデータの欠損があった児童は分析から除外された(2, 3, 4, 6年生各1人)。また、分布の正規性を保つために外れ値が大きな児童も分析から除外された(3年生2人, 6年生1人)。その結果、分析の対象児は、合計で219人(2年生43人, 3年生34人, 4年生50人, 5年生42人, 6年生50人)であった。各学年での対象児のセッションごとの平均と標準偏差は、表1に示されている。

1) 信頼性: (1) 平行テスト法に基づいて、#1 から #7 で用いた7つの版が同一の内容を評価しているかを調べるために、相互相関を求めた。その結果、Pearson の相関係数は2年生 $r=.80\sim.92$, 3年生 $r=.73\sim.88$, 4年生 $r=.74\sim.90$, 5年生で $r=.66\sim.89$, 6年生 $r=.76\sim.89$ であった(全て $p<.01$)。 (2) 級内相関係数(二元配置変量)を求めたところ、2年生 $r=.96$, 3年生 $r=.91$, 4年生 $r=.96$, 5年生 $r=.92$, 6年生 $r=.96$ といずれも高い相関係数を示した。

2) 妥当性(学力検査との相関): 3年生から6年生までの M-CBM の得点と学力検査との Pearson の相関係数を求めたところ、3年生で $r=.60$, 4年生で $r=.60$, 5年生で $r=.51$, 6年生で $r=.83$ であった(いずれも $p<.01$)。結果から、M-CBM は妥当性をもつという仮説2は支持され、M-CBM は単に計算スキルの流暢さだけでなく、算数の学力を評価することのできると結論づけることができる。

3) 時系列に伴う変化: 時系列の変化については、共分散構造分析の潜在成長モデルを用いて検討することにした。モデルを作成するにあたって25セッションの設定だとパラメータ数が多くなりエラーを生じたことから、各月ごとの変化に注目し、各月の中旬(12日から18日)に実施したセッションを比較することにした。

モデルの学年間の切片と傾きの推定値を比較するために、宇佐美・荘島(2015)を参考に、初回(6月)と8回(2月)の時点を固定した区間線形の潜在成長モデルを用いた(図1)。各学年での CBM 得点の推移を、図2に示した。さらに学年間の切片と傾きの平均と分散を比較するために、多母集団分析(川端, 2007)を実施した。その結果、 χ^2 検定では5%水準で有意であった($\chi^2=121.42$, $df=90$, $p<.05$)が、CFI=.986,

表4 算数CBMの平均得点と児童の評価との相関

	2年生	3年生	4年生	5年生	6年生
3分チャレンジは好きですか	0.19	0.13	0.16	0.16	0.32*
3分チャレンジは得意ですか	0.33*	0.59**	0.56**	0.44**	0.47*
算数は好きですか	0.37*	0.12	0.22	0.52**	0.53**

** $p<.01$ * $p<.05$

RMSEA = .040 とモデルの適合は良好であった。学年ごとの潜在成長モデルにおける平均と傾きに関する母数の推定値と標準誤差を表2に示した。表2に示すように、切片の推定値は有意であった。また、分散が有意であったことから切片に個人差があることが示された。傾きでも推定値は有意であり、増加していることから時間の経過とともに得点が上昇していることが示された。また全ての学年で分散が有意であったことから傾きにも個人差があることが示された。また、すべての学年で共分散が有意であり、切片の得点が大きい児童ほど傾きの得点が大きいことが推測された。

モデルの各推定値に関する学年間でのパラメータ間の差に対する統計検定量を表3に示した。この表から明らかなように、切片の平均は、2-3年生と5-6年生を除いた学年間で差があり、学年が上がるにつれて得点が有意に増加していることが示された。切片の分散は、2-3年生と5-6年生の間に有意な差があることが示され、2-3年生に比べて5-6年生で切片の分散の値が大きくなっていることが示された。傾きの平均では、2年生が他の学年に比べて有意に小さい以外は、顕著な差は見られなかった。

これらの結果から仮説1は支持され、M-CBMは時系列の変化に伴い増加することが示され、定型発達の児童の成長過程を表すことから、PM尺度として有用であることが示された。分散が学年が進むにつれて大きくなることと切片と傾きの間の共分散が有意に高かった結果を踏まえると、学年が上がるにつれて得点の高い児童と低い児童との差はますます開いており、結果として早期対応の必要性を支持するものである。

4) 対象児アンケート結果とM-CBM得点との関連：対象児童のM-CBMの認識とM-CBM得点の平均との関連を見るために、Pearsonの相関係数を求めた。その結果を表4に示す。表から明らかなように、3分チャレンジを得意と思う児童とM-CBMの得点との相関は有意であり(3年生は $p<.05$, それ以外の学年は $p<.01$)、得意であると思っている児童ほどM-CBM得点が高かった。また、5, 6年生になると算数を好きと思う児童とM-CBMの得点との間に有意な相関があり($p<.01$)、算数を好きと思う児童ほどM-CBMの得点が高いことも示された。

表5 担任と筆者による支援を必要とする児童の一致

	2年生	3年生	4年生	5年生	6年生
筆者によって判断した児童	5	4	8	4	4
担任によって判断した児童	5	5	13	6	5
一致した児童	5	4	8	2	4

Ⅲ. 研究2

1. 目的

1学期に実施したM-CBMの得点に基づいて、算数の学習につまずくりスクのある児童を特定し、RTIの第3層での個別化された補習授業を実施し、その学習の進捗状況をM-CBMによってモニターすることにより、PM尺度としてM-CBMの有用性について検討する。

2. 方法

1) 対象児：研究1のA小学校の児童のうち、1学期のM-CBMの得点(#1~#5)が全て平均から1.0標準偏差よりも低くなっていた3年生から6年生までの児童を補習授業の候補者とした。筆者が支援を必要と判断した児童と担任が支援を必要と判断した児童を表5に示す。表中の一致した児童は、両方に含まれる児童を示す。候補者のうち、学級担任を通じて保護者と本人の了承を得ることのできた児童に対して算数の補習学習を実施した。補習学習には、担任の判断によって本研究の候補者以外の児童も含まれていたが、本稿では候補者として保護者と本人の同意が得られた児童15人(3年生4人, 4年生5人, 5年生2人, 6年生4人)について報告する。

2) 支援期間：X年9月からX+1年2月まで計17回。

3) 手続き：A小学校では、毎週水曜日の最後の時間に学習の補習の時間を設けて、教師の監督の下で児童が自習する時間が特設されていた。この時間を利用して対象の児童を抽出し、各クラスに1名ずつ計8名の大学生を配置して、算数(主に計算)について別の教室で個別又は小グループによる支援を実施した。支援にあたっては、それぞれの児童に実態把握を行い学習のつまずきを分析し、それに基づいて個別の指導計画を作成し支援を行い評価した。毎回の学習のPM尺度としてM-CBMを用いた。

表6に実施した支援内容を示している。対象児のほとんどが算数に対して苦手意識を持っていたため、すべての児童に対してトークンエコノミー法を使用した。これは、プリントや課題を解くことにポイントシールがもらえ、ポイントが基準に達したら対象児の好きなキャラクターカードと交換できるというものであ

表 6 補習時間での個別指導の内容と算数 CBM の初回と最終回の Z 値の差

指導内容 児童	3 年生				4 年生					5 年生		6 年生			
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O
10 の合成フラッシュカード	○	○	○	○						○					
九九フラッシュカード・九九カルタ	○	○	○	○						○	○	○	○	○	○
四則フラッシュカード・計算カルタ					○	○	○	○	○		○			○	○
加減フラッシュカード								○	○						
加減フラッシュカード (対戦形式)								○	○				○	○	
かけ算の筆算 (手順書)					○	○	○	○	○						
かけ算の筆算 (位の補助線)										○					
かけ算の筆算 (対戦形式)					○	○	○								
分数の計算 (手順書)												○	○	○	○
最小公倍数カード												○	○		
スピードチャレンジ	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
トークンエコノミー法	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
初回 Z 値 (SD)	-2.7	-2.2	-2.0	-1.3	-1.0	-2.0	-1.3	-2.4	-2.2	-0.5	-0.4	-1.0	-1.1	-1.5	-1.2
最終回 Z 値 (SD)	-1.6	-1.3	-1.1	-0.9	-1.4	-1.6	-0.4	-2.3	-1.7	-2.1	0.4	-1.5	-1.5	-1.6	-1.5
差	1.1	0.9	0.9	0.4	-0.4	0.4	0.9	0.1	0.5	-1.6	0.8	-0.5	-0.4	-0.1	-0.3

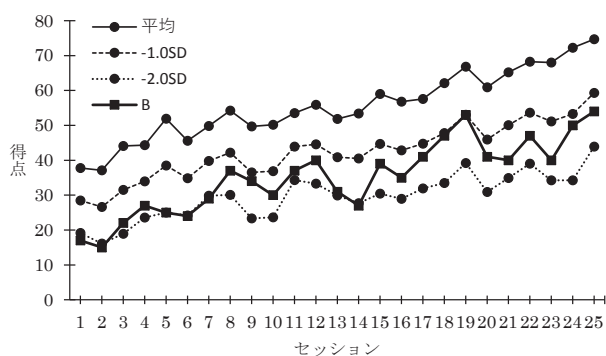


図 3 時系列の変化に伴って得点が上昇した例 (B 児)

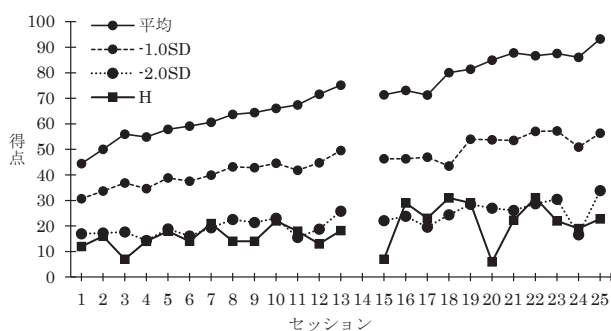


図 4 時系列の変化に伴って得点の変化が無かった例 (H 児)

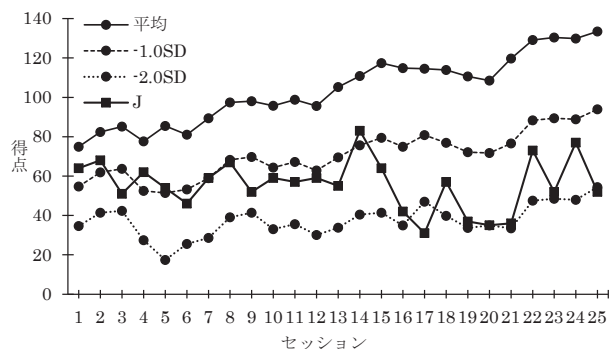


図 5 時系列の変化に伴って得点が下降した例 (J 児)

た. 全ての児童は, ポイントが貯まるのを楽しみにしていた. 支援内容は学年や対象児によって異なっていたが, 共通した点はフラッシュカードを用いて加減法や九九などの基本的な計算を正確に速くできるようにすること, 筆算などの手続きを手順書を用いて定着させること, さらにスピードチャレンジとして計算の流暢性を高めることであった.

3. 結果と考察

表 6 下部に 15 人の児童の初回と最終回の M-CBM 得点の Z 値を示した. Z 値の変化として ± 0.5 を基準とすると, ± 0.5 以上の変化を示した児童は, 15 人中 6 人 (3 年生 3 人 (A, B, C), 4 年生 2 人 (G, I), 5 年生 1 人 (K)) であった. ± 0.5 以内の児童は 15 人中 7 人 (3 年生 1 人 (D), 4 年生 3 人 (E, F, H), 6 年生 3 人 (M, N, O)) であった. -0.5 以下の変化を示したのは 15 人中 2 人 (5 年生 1 人 (J), 6 年生 1 人 (L)) であった. 結果を見ると, 低学年であるほど支援による効果が現れやすく, 高学年になると支援による効果が現れにくかった. 低学年で効果が見られたのは, 低学年では計算の流暢性を高め手順を確認すると, 多くの児童がキャッチアップをすることができたからである. 高学年でも学年からの著しい遅れを生じないように維持することができた. しかし, 低学年のようにキャッチアップする児童が少なかった点は, 高学年になるとこれまでの算数のつまづきが複雑に絡み合っており, 週に 1 度の補習時間だけではキャッチアップするのは難しかったと考えられる. また, 研究 1 の結果でも学年があがるにつれて, 得点の高い児童と低い児童の間の差はますます広がっていた. これらの知見を踏まえると, 学習につまづきのある児童を低学年のうちに早期に特定し, 早期に対応することが

重要であると結論づけられる。

次に、対象児の学習の進捗状況と研究1で明らかになったM-CBM得点の同学年の学習の進捗状況とを重ねたものが図3から図5である。この図では、定型発達の児童の平均と-1.0SD、-2.0SDに対象児の時系列の変化にともなうM-CBM得点の推移を示している。これらの図では、上記の個別支援を実施した児童の中から典型例として、Z値が上がったB児、変化の無かったH児とZ値が下がってしまったJ児について報告する。B児のCBM得点は、測定開始時では-2.0SDにあったものが最終的には、-1.0SDの近くにまで上昇していることが明らかである。H児のCBM得点は、ほとんど-2.0SDの前後での得点を示している。一方、J児は測定開始時のCBM得点は平均と-1.0SDとの間にあったが、特に後半になってから得点の低下が目立ち最終的には-2.0SDにまで低下していた。

いずれにしても研究1で収集できた定型発達の児童のM-CBM得点を基にして、平均からの逸脱の程度(レベル)と成長曲線(傾き)から、対象児の学習の進捗状況についてモニターできる(Fuchs, 2003)ことから、M-CBMは、学習のPM尺度としても有効であると結論づけることができる。

IV. 総合考察

1. US尺度としてのM-CBM

本研究では、研究1でM-CBM得点が連続して-1.0SD以下の児童を候補者とし、その中から保護者と本人の同意が得られた児童に対して、研究2で支援を実施した。筆者がM-CBMの得点を基に支援を必要として判断した児童は、5年生を除いて担任が判断した児童とほとんど一致していた。担任は筆者の判断した以外の児童も支援が必要と判断していた。担任の判断した児童の中には、学習面ではなく行動面の支援を必要とする児童も含まれていた。研究2の結果として、他の児童との差が開かず一定のまま維持することができ、低学年においては著しい成長が見られた児童もいた。このことから考えると、M-CBMによって学習のつまずきのリスクのある児童を特定して支援する上で、M-CBMは結果妥当性(consequential validity)(村上, 2012)を持つと結論づけることができる。したがって、M-CBMは算数の学力という構成概念妥当性をもち、学習のつまずきのリスクのある児童を早期に特定するUSとしての機能があることが実証された。千川(2020)は、CBMをUSとして用いる場合には、毎週でなくても月に1度の頻度で用いることで十分にその機能を果たせると述べていた。本研

究の結果から、-1.0SD以下にある児童は連続して-1.0以下にいたことから、月に1度の頻度でも十分に学習のつまずきのリスクがあると判断できる。このことは、千川(2020)の結果を支持するものである。

2. PM尺度としてのM-CBM

Deno(2016)は、CBMがRTIにおける介入という独立変数に対する従属変数であることを指摘していた。研究2においてM-CBMを用いることによって支援方法の修正が可能である。研究2では支援の途中で支援目標の変更を行わなかったが、従属変数としてのCBMが標準化されることによって、教師の支援の適切性についての評価を行うことができるであろう。研究1によって定型発達の児童のM-CBMによる成長過程を捉え、その結果と比較することによって、研究2のように支援を必要とする児童の学習の進捗状況を把握することができる。研究2は、いわゆるRTIの第3層の個別化された支援に該当する。RTIの第2層や第3層の支援を実施するときには、定期的に学習のPMを評価する必要がある。Deno(2016)が指摘しているように、学習の途中で学習のPMを実施することができれば、それに基づいて個別教育計画(IEP)の最終的な目標を引き上げたり引き下げたりすることができる。また、進捗状況が思わしくなければ、支援方法を変更する必要があるようになる。それが可能になるのも介入の従属変数としてCBMが標準化されているからである。結果から考えると、RTIの第2層や第3層の児童、通級による支援を受けている児童の場合には、毎週、CBMを実施することによって、PM尺度として対象児の学習の進捗状況をモニターするとともに、支援の妥当性についても検討することができるであろう。

3. 尺度と介入との関連

現在、日本においてPM尺度として活用されている方法にMIM-PMがある。海津ら(2008)は、小学1年生208人に対して、特殊音節に関する支援を行い、その支援の効果がMIM-PMの得点に影響を及ぼすか検討した。その結果、MIMを導入後のMIM-PM得点は上昇し、特殊音節の支援が学習につまずく危険性のある子どもをはじめ、その他の異なる学力層の児童においても効果があったことが示された。RTIのモデルに基いてMIMは、日本において活用されるようになってきた。しかし、MIMは介入とPM尺度とが一体化したパッケージであるため、尺度そのものへの解答の練習が得点の上昇を生じることから、独立した学力の従属変数としてとらえることには限界がある。また、MIMはRTIが従属変数と介入が一体となったパッ

ページであるため、RTIが介入と一体となったパッケージであるような誤解を生じてしまっている。

筆者がCBMの標準化を試みているのは、CBMはあくまでもRTIの従属変数である点である。Deno (2016)はCBMが、体温計のような「バイタルサイン」であることを強調している。Deno (2016)によれば、体温計は体温を測定するために定期的に使用されるが、体温が高すぎる場合の対処法に関する情報は何も提供してくれない。CBMの結果に基づいてどのような介入を行うかは、教師が判断することであって、それぞれの教師が支援を工夫することができるし、工夫しなければならぬであろう。PM尺度によって介入を限定してしまうと、介入に応答できる児童もいれば応答しない児童も当然いるわけで、実態に即した支援を計画するのなら、介入はそれぞれの教師に任されるべきであろう。

今後、財政的な問題から、特別支援教育の充実と合わせて通常教育の充実が求められるであろう。そのときは、米国と同じくRTIのような多層支援体制が取り入れられるに違いない。その際に、教師はCBMのように介入に対する児童生徒の応答を定期的に容易に評価できる従属変数としての尺度を持つべきである。

謝辞：本研究を実施するにあたりご協力いただきました小学校の校長先生をはじめ、先生方、児童の皆さんに心より感謝を申し上げます。本研究は科学研究費(19K02933)の助成を受けた。

引用文献

- Deno, S. L. (2003) Developments in curriculum-based measurement. *The Journal of Special Education*, 37, 184-192.
- Deno, S. L. (2016) Data-based decision-making. In S. R. Jimerson, M. K. Burns, & A. M. VanDerHeyden (Eds.) *Handbook of response to intervention: The science and practice of multi-tiered systems of support (2nd ed.)* (pp. 9-28). New York: Springer.
- Deno, S. L., & Fuchs, L. S. (1987) Developing curriculum-based measurement systems for data-based special education problem solving. *Focus on Exceptional Children*, 19(8), 1-16.
- Deno, S. L., Marston, D., Shinn, M., & Tindal, G. (1983) Oral reading fluency: A simple datum for scaling reading disability. *Topics in Learning & Learning Disabilities*, 2(4), 53-59.
- Fuchs, L. S. (2003) Assessing intervention responsiveness: Conceptual and technical issues. *Learning Disabilities Research and Practice*, 18, 172-186.
- Fuchs, L. S. (2016) Curriculum-based measurement as the emerging alternative: Three Decades Later. *Learning Disabilities Research & Practice*, 32(1), 5-7.
- Fuchs, L. S., & Fuchs, D. (2006) Introduction to response to intervention: What, why, and how valid is it? *Reading Research Quarterly*, 41, 93-99.
- 千川隆 (2015) アメリカ合衆国におけるカリキュラムに基づく尺度 (CBM) に関する研究動向—わが国での標準化に向けて—。特殊教育学研究, 53, 261-273.
- 千川隆 (2019) 学習の進捗状況モニタリング尺度としての算数のカリキュラムに基づく尺度 (CBM) の開発の試み。熊本大学教育学部紀要, 68, 69-77.
- 千川隆 (2020) プロGRESSモニタリング尺度としての算数のカリキュラムに基づく尺度 (CBM) の標準化の試み。LD研究, 29 (4), 229-236.
- Jimerson, S. R., Burns, M. K., & VanDerHeyden, A. M. (2016) From response to intervention to multi-tiered systems of support: Advances in the science and practice of assessment and intervention. In S. R. Jimerson, M. K. Burns, & A. M. VanDerHeyden (Eds.) *Handbook of response to intervention: The science and practice of multi-tiered systems of support (2nd ed.)* (pp. 1-6). New York: Springer.
- 海津亜希子 (2016) 算数につまずく可能性のある児童の早期把握—MIM-PM算数版の開発—. 教育心理学研究, 64, 241-255.
- 海津亜希子, 田沼実敏, 平木こゆみ, 伊藤由美, Vaughn, S. (2008) 通常の学級における多層指導モデル (MIM) の効果—小学校1年生に対する特殊音節表記の読み書き指導を通して—. 教育心理学研究, 56, 534-547.
- 川端一光 (2007) 多母集団分析。豊田秀樹 (編著) 共分散構造分析 [Amos 編], 東京図書株式会社, 73-87.
- 文部科学省 (2018) 平成29年度特別支援教育体制整備状況調査結果について。
- 文部科学省 (2020) 特別支援教育の現状と課題について。全国特別支援学級・通級指導教室設置学校長協会 HP (<http://zent2014.xsrv.jp/htdocs/> 特別支援教育の動向 <http://zent2014.xsrv.jp/htdocs/> 特別支援教育の動向 <http://zent2014.xsrv.jp/htdocs/> ?action=common_download_main & upload_id=578) 2020年10月9日閲覧。
- 文部省 (1999) 学習障害に対する指導について (報告)。
- 村上航 (2012) 妥当性—概念の歴史的変遷と心理測定学的観点からの考察。教育心理学年報, 51, 118-130.
- 野田航 (2020) 小学生用算数カリキュラムに基づく尺度 (算数CBM) の開発と信頼性・妥当性の検討—基礎的な算数スキルに着目して—. LD研究, 29 (1), 45-56.
- Tindal, G.A., & Marston, D.B. (1990) Math assessment. G.A. Tindal and D.B. Marston, *Classroom-Based Assessment: Evaluating Instructional Outcomes*, Columbus OH: Merrill Publication Company, 233-272.
- 宇佐美慧・荘島宏二郎 (2015) 発達心理学のための統計学。誠信書房。
- U.S. Department of Education (2002) *A new era: Revitalizing special education for children and their families. President's commission on excellence in special education.*