

学習の進捗状況モニタリング尺度としての 視写のカリキュラムに基づく尺度 (CBM) の開発の試み

干川 隆*

An attempt of developing copying curriculum-based measurement
as part of progressive monitoring of learning in Japan

Takashi HOSHIKAWA

(Received October 31, 2019)

Abstract

This study aimed to develop and standardize a copying Curriculum-Based Measurement (CBM) in Japan. Although CBM has been useful in the United States for monitoring learning progress in the response-to-intervention (RTI) movement, Japanese educators are yet to familiarize themselves with CBM due to the differences between the educational evaluation systems of both countries. The participants comprised 508 elementary students (from 2nd to 6th grades), who were asked to copy sentences for three minutes as a copying CBM. CBM involving the time-bound copying of text, which involved subjects copying grade-level reading sentences. Data collection occurred from May to March, for a total of 22 sessions, with 21 sessions for the 5th grade. As for the reliability of the CBM, the intraclass correlation coefficients of the seven types of tests ranged from .80 to .94. Regarding the validity of the CBM, the correlation between the results and the teacher's evaluation ranged from .26 to .66. The results were also analyzed by a repeated-measure ANOVA and a regression analysis, with the former showing that the scores of the sessions significantly increased and the latter indicating a high coefficient of determination. Finally, the results were discussed on the basis of the validity of the CBM, the concept of the CBM as a measurement of progressive monitoring, and the identification of students with learning difficulties.

Key words : Curriculum-based measurement, progress monitoring, copying, learning difficulties

I. 問題と目的

米国では、学習障害の認定基準としてこれまでのディスレパシーモデルから、介入に対する反応 (Response to Intervention, 以下「RTI」と示す) へと移行してきた (Grigorenko, 2009). RTIは、学業的な困難さを予防するための取り組みであり、多層によるシステムである (Gilbert, Compton, Fuchs, Fuchs, Bouton, Barquero, & Cho, 2013). 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学習の進

捗状況を継続的にモニターする必要がある、その方法としてカリキュラムに基づく尺度 (Curriculum-Based Measurement, 以下「CBM」と示す) が用いられている。

米国では、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、読みのCBMでは、児童生徒が当該学年の教科書からランダムに選択された文章を1分間に間違えずに音読した単語の数を正答数として記録し、それにより学習の進捗状況をモニターする。1980年代から1990年代にかけて米国のCBM研究の主なテーマは、その信頼性と妥当性に関するものであった

* 熊本大学大学院教育学研究科

(干川, 2015). その結果, 例えば読みの CBM の成績と標準学力検査の得点との相関が高いことから, CBM が単なる読みの評価尺度であるだけでなく, 読み理解を含めた国語力の全体的な学業成績を示すことが示唆されてきた (Fuchs, 2016).

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. CBM のある時点での平均と分散を算出することによって, 教師は児童生徒の学級内の相対的な位置を知ることができ, さらに繰り返し実施できることから時系列の変化として児童生徒の成長を把握することができる. このように 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いている児童生徒を特定し, 指導を行うことができる. Fuchs (2003) は, RTI の流れの中で CBM を用いてある時点での相対的な位置と, 時系列的な変化としての傾きの二重の乖離 (dual discrepancy) から学習障害を特定することを提唱している.

CBM 研究の中で最も多く研究されてきた領域は読みであり, その中でも音読に関する研究が多い (Wayman, Wallace, Wiley, Tichá, & Espin, 2007). Wayman et al. (2007) は, 読みの CBM に関する 64 本の論文を展望した結果, 音読の CBM が十分な信頼性と妥当性を持つことを報告した. その一方で Wayman et al. は, 音読が 2 年生から 5 年生の児童では妥当であるが, 幼稚園から小学 1 年生では床効果が, 6 年生から 12 年生まででは天井効果があることから, その尺度の検討が必要であることを示した.

これまで日本で CBM があまり注目されてこなかった理由は, 日米の教育評価の違いにある. 米国では学習指導要領がなく, 児童生徒が当該学年の内容を習得したかどうかを判断するために, 標準学力検査が発達してきた (干川, 2015). 一方, 日本では学習指導要領に基づいて教科書が作成され, 単元末テストや期末テストを実施することによって, 児童生徒が当該学年の学習内容を習得したかどうかを把握されてきた. その結果, 教師の評価は単元ごとになり, 定期的な学習の進捗状況のモニターが行われてこなかった. しかし, 日本でも特別支援教育の対象となる児童生徒の割合は, 平成 5 年に約 1.0% だったものが平成 29 年度には 4.2% へと急増している. 筆者は, 教師が特別支援教育に照会する児童生徒の増加の背景に, 学習の進捗状況を客観的に評価するための尺度がないことが原因であると考えた. 早期に学習困難のある児童生徒を特定し介入するためには, 学習の進捗状況を定期的にモニターする必要がある, そのための尺度を開発することが必要である.

筆者はこれまで, 算数 (特に計算) CBM について標準化を試みてきた (干川, 2018; 2019). しかし, 読みなどの国語の学習の進捗状況を把握ための尺度に関する研究は, 日本ではまだ行われていない. 日本ではこれまで, 小学生の読み書きスクリーニング検査 (STRAW) を用いて, 発達性読み書き障害 (Developmental dyslexia; 以下「DD」と示す) のある児童と定型発達の児童が比較されてきた (井村・春原・宇野・金子・Wydell・粟屋・後藤・狐塚・新家, 2011; Uno, Wydell, Haruhara, Kaneko, & Shinya, 2009). 井村ら (2011) は, 定型発達児と DD 児の漢字単語書取反応を比較検討した. その結果, DD 児には漢字の構成要素間の間隔が広いという特徴や文字が傾く特徴が認められ, 視覚的な情報処理機能の低下が影響している可能性が示唆された. また, 井村らは, 定型発達群では正答率と音声提示による親密度との間に有意に高い相関を認めた一方, DD 群では正答率と音声表示による単語心象性および画数との間に有意に高い相関があることを報告した. Uno et al. (2009) は STRAW を用いて, 小学校 2 年生から 6 年生までの 495 人を対象に, 平均から -1.5SD をカットオフ値として発達性読み書き障害があると推定される児童の割合を算出した. その結果, Uno et al. は読みのつまずきの児童が, 平仮名の読みで 0.2%, 書きで 1.6%, 片仮名の読みで 1.4%, 書きで 3.8%, 漢字の読みで 6.9%, 書きで 6.0% いることを報告した. しかし, STRAW は課題が単文字と単語のみであり, 文章の評価ができないとの指摘がある (河野・平林・近藤・中邑, 2011).

音読の CBM は個別の評価を必要とするため, 米国のように学級の人数が少ないところでは活用できるが, わが国のような学級規模では代わりの方法が必要である. そこで筆者は, 視写に注目した. わが国では, これまで中邑らのグループによって視写が検討されてきた. 河野・平林・中邑 (2008) は, 小学校 1 年生から 6 年生までを対象に有意味文課題と無意味文課題とを 5 分間書き写す手続きによって視写の速度を測定した. その結果, 河野ら (2008) は, 無意味文課題に比べて有意味文課題の時間あたりの文字数が多いことと, 学年の進行に伴って文字数が多くなることを報告した. また河野ら (2008) は, 男女差について女子の方が視写の文字数の多いことを報告した. さらに河野ら (2011) は, デジタルペンを用いて視写の際の流暢さ (文章の読み速度と書字速度) と, 正確さ (書字の誤りの分析) の検討を行った. その結果, 読みと書字で学年による主効果が有意であることを報告したが, 読み速度と書字速度の相関が低いことを報告した. また河野ら

(2011) は、カットオフ値を-2.0SD 以下に設定すると対象児がほとんどいなくなることから、Uno et al. (2009) の-1.5SD のカットオフ値を支持した。

このようにわが国では、視写は読み書き障害を早期に特定するためのアセスメント方法として検討され、視写の学年による違いなどの大きな発達的变化について検討されてきた。しかしこれまでの研究は、視写を用いて児童の学習の進捗状況をモニターするという発想ではなく、同一対象児に同じ尺度を繰り返し測定してはなかった。例えば河野ら (2008) は、9月から翌年1月に渡って実施した結果を同一学年として評価しているが、9月と1月の間に対象児が成長していることも十分に考えられる。視写を用いた進捗状況モニタリング尺度を標準化できれば、書字につまずいている読み書き障害のリスクのある児童を早期に特定し対応することができるであろう。

千川 (2015) の提案を受けて千川 (未発表) は、2年生から6年生までの小学生254人に対して視写のCBMを10ヶ月間24回にわたって実施し、CBMの平均得点と教研式標準学力検査 (NRT) と教師の評価との間の有意な正の相関から妥当性があることを示した。さらに千川 (未発表) は、時系列の変化にともなって得点が有意に増加することを報告した。しかし、千川 (未発表) の対象児は254人であり、標準化のためにさらに対象児を増やして、その知見が支持されるかどうかを検討する必要がある。

そこで本研究の目的は、視写CBMのわが国における標準化を目指して、対象児を増やし千川 (未発表) の知見が支持できるかどうかを検討することであった。研究を実施するにあたり、以下の仮説を立てた。

仮説1：視写CBM得点と教師の評価との間の相関関係を調べることで、視写CBMの妥当性を明らかにできる。

仮説2：視写CBMを繰り返して実施することにより、CBM得点は、線形的に増加する。

仮説3：学習につまずきのある児童を特定するために、教師が支援を必要と判断した児童では、視写CBMの正答数は低い。

II. 方法

1. 対象児

対象児が、2年間にわたって視写CBMの対象となったが、学年ごとに異なる問題を用いていたことから独立した受検者とみなして、X年とX+1年のデータを合わせて用いることにした。対象児は、A市立P小学校の2年生から6年生の児童で、全セッ

ション中3回以上欠席した児童を除いた計528人 (2年生109人, 3年生96人, 4年生97人, 5年生113人, 6年生113人) であった。

分析にあたっては、結果の分布の正規性を保つために平均からの逸脱が大きく外れ値に該当した児童は、結果から除外された (外れ値として除外された対象児の数は、2年生7人, 3年生6人, 4年生4人, 5年生3人の計20人であった)。その結果、本研究の対象児は、合計508人であった (2年生102人, 3年生90人, 4年生93人, 5年生110人, 6年生113人)。

2. 視写CBMの問題

視写CBMで用いた文章は、授業による未習から既習の変化の影響を除くために、学校で使用されていない当該学年の教科書の最後の方にある教材から選択された。適切な教材がなかったときには、使用している教科書の巻末の文章が使用された。教科書の最後の教材を用いたのは、未習の漢字が含まれており、当該学年の学習が進捗し既習に変わることによって視写の速度が速くなることが考えられたからであった。P小学校では、全学年で東京書籍の教科書を使用していた。Table1は、視写CBMで用いられた題材名と視写の速度に影響を及ぼすと考えられる漢字数 (割合)、十画以上の漢字数 (割合)、当該学年で習得すべき漢字数を表している。

視写CBMの問題は、A4判の用紙に両面印刷され、左側半分 (左手利きの場合には右側半分) に視写する手本が、右側半分に記入するマス目が設定された。マスの数 (大きさ) は、2年生用では片面に縦10×横7マス (16mm×16mm)、3・4年生用では12×8マス (14mm×14mm)、5・6年生用では15×10マス (12mm×12mm) であった。視写CBMの問題は各学年7パターンが用意され、No.1からNo.7までの問題が順に実施された後に、またNo.1から繰り返して実施された。

3. 手続き

CBMの実施時期は、X年には6月から翌年3月までの計22回 (6月3回, 7月2回, 9月4回, 10月3回, 11月2回, 12月2回, 1月2回, 2月3回, 3月1回)、X+1年には5月から翌年3月までの計23回であった (5月1回, 6月4回, 7月1回, 9月3回, 10月3回, 11月2回, 12月3回, 1月2回, 2月3回, 3月1回)。分析にあたっては、年度を超えて問題のパターンをそろえるために、X+2年の最後の3月を削除して、22回分のデータを用いることにした。なお、どちらの年度も5年生が10月に社

Table1 視写 CBM で用いた問題

学年	問題 No.	題材名	文字数	漢字数	十画以上の漢字数	当該学年の漢字数	出版社
2年	1	ニャーゴ	129	13(10.1%)	5(3.9%)	7	光村図書
	2	虫は道具をもっている	131	18(13.7%)	3(2.3%)	5	光村図書
	3	ニャーゴ	115	10(8.7%)	1(0.9%)	3	光村図書
	4	虫は道具をもっている	131	13(9.9%)	2(1.5%)	8	光村図書
	5	ニャーゴ	114	11(9.6%)	3(2.6%)	9	光村図書
	6	虫は道具をもっている	130	15(11.5%)	2(1.5%)	7	光村図書
	7	「思い出ブック」を作ろう	131	20(15.3%)	4(3.1%)	13	光村図書
		平均	125.9	14.3(11.4%)	2.7(2.2%)	7.4	
3年	1	モチモチの木	186	31(16.7%)	4(2.2%)	5	光村図書
	2	かるた	191	34(17.8%)	7(3.7%)	8	東京書籍
	3	モチモチの木	180	14(7.8%)	2(1.1%)	3	光村図書
	4	かるた	191	30(15.7%)	2(1.0%)	7	東京書籍
	5	モチモチの木	151	17(11.3%)	3(2.0%)	5	光村図書
	6	かるた	180	34(18.9%)	7(3.9%)	5	東京書籍
	7	ありの行列	175	25(14.3%)	7(4.0%)	3	東京書籍
		平均	179.1	26.4(14.8%)	4.6(2.6%)	5.1	
4年	1	初雪のふる日に	170	28(16.5%)	8(4.7%)	2	光村図書
	2	ウナギのなぞを追って	189	45(23.8%)	5(2.6%)	6	光村図書
	3	初雪のふる日に	187	34(18.2%)	13(7.0%)	7	光村図書
	4	ウナギのなぞを追って	188	33(17.6%)	6(3.2%)	4	光村図書
	5	初雪のふる日に	181	32(17.7%)	6(3.3%)	1	光村図書
	6	ウナギのなぞを追って	183	27(14.3%)	8(5.5%)	5	光村図書
	7	アップとルーズで伝える	191	40(20.9%)	10(5.2%)	6	光村図書
		平均	184.1	34.1(18.4%)	8.0(4.5%)	4.4	
5年	1	のどがかわいた	251	41(16.3%)	16(6.4%)	2	光村図書
	2	森林のおくりもの	254	40(15.7%)	13(5.1%)	4	東京書籍
	3	のどがかわいた	278	44(15.8%)	15(5.4%)	1	光村図書
	4	森林のおくりもの	288	48(16.7%)	10(3.5%)	3	東京書籍
	5	のどがかわいた	275	48(16.7%)	18(6.5%)	0	光村図書
	6	森林のおくりもの	292	46(15.8%)	12(4.1%)	1	東京書籍
	7	想像力のスイッチを入れよう	267	59(22.1%)	11(4.1%)	5	光村図書
		平均	272.1	46.3(17.0%)	13.4(4.9%)	2.3	
6年	1	河鹿の屏風	238	69(29.0%)	20(8.4%)	11	光村図書
	2	宇宙飛行士	286	64(22.4%)	18(6.3%)	1	光村図書
	3	河鹿の屏風	251	54(21.5%)	15(6.0%)	12	光村図書
	4	宇宙飛行士	296	64(21.6%)	22(7.4%)	4	光村図書
	5	河鹿の屏風	277	67(24.2%)	19(6.9%)	16	光村図書
	6	宇宙飛行士	297	66(22.2%)	18(6.1%)	6	光村図書
	7	君たちに伝えたいこと	279	73(26.2%)	13(4.7%)	9	東京書籍
		平均	274.9	65.3(23.8%)	17.9(6.5%)	8.4	

表中の () 内の数字は、全体の文字数に占める漢字の割合を示している。

会科見学と重なってしまったために、5年生の実施回数は1回ずつ少ない計21回であった。

CBMは、行事のない金曜日の朝自習の時間（8時25分から8時35分）に行われた。研究を始めるにあたって、学校長と教職員には文章を用いて説明し研究への了承を得た。対象児童には学級担任を通じて口頭で研究の了承を得、保護者には学校長を通じて文章で研究への了承を得た。

CBMの実施は、各教室（1学年2学級）で実施者（大学生と大学院生計10人）によって行われた。実施者は、実施と採点手続きについて1時間半の講習を受けた。

対象児には、「3分チャレンジ」と称し毎週実施することで成長を調べるものであることが説明され、以下のように教示された。「これから、3分チャレンジを行います。時間は3分間です。問題はおもて

側だけでなく裏側にも書いてありますので、おもての文章を写し終わった人は、プリントを裏返して裏の文章も写しなさい。『始め』の合図ではじめて、『やめ』の合図で鉛筆を置きます。左の手本をよく見てできるだけ速くきれいに書き写しましょう。行が変わっているところは、手本と同じように行を変えます。また、マスからはみ出さないように注意してください。途中で間違いに気づいたところは、消しゴムで消さずにマスの右側に正しいものを書き写しなさい。最後まで書き終わらなくてもかまいません。できるだけ速くきれいに書き写すのですよ。]

CBM に対する動機づけを高めるために、児童への結果のフィードバックとして、それぞれの児童に X 年のときにはセッション（以下「#」と示す）12 と #22 の計 2 回を、X+1 年のときには各学期の終わり（#6, #15, #23 まで）の計 3 回を、その後のセッションのときに担当の実施者から、または最終回の結果については担任から用紙を配布した。用紙には、それまでの CBM の結果を示したグラフと各教室の実施者が作成した 1 行から 2 行の動機づけが高まるコメント（例えば、「この調子でがんばりましょう」「新記録がとれるようがんばりましょう」など）が書かれていた。

なお、児童が視写 CBM を好きと思ったり、得意と思うかなどの児童の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、「3分チャレンジ」について、「Q1 あなたは3分チャレンジの視写は好きですか」「Q2 あなたは3分チャレンジの視写は得意ですか」「Q3 あなたは国語は好きですか」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、回収した。

4. 分析

1) 信頼性：7 パターンの問題の信頼性については、級内相関係数（Intraclass Correlation Coefficients: ICC）を算出した。ICC の基準は、0.7 以上であれば信頼性が高いとする基準により判断した（対馬, 2016）。

2) 妥当性：CBM の結果と担任教師による評価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。担任教師による評価は、児童への結果のフィードバック（X 年は #13, X+1 年は #15）の前に、担任に対してそれぞれの児童を 5 段階（1：多くの支援を必要とすると思う（個別的な対応が必要）、2：支援を必要とすると思う（授業中での配

慮等）、3：特別な支援は必要ないと思う（平均くらい）、4：特別な支援は必要ないと思う（できる）、5：特別な支援は必要ないと思う（よくできる）で評価するように表を配布し、担任がそれまでの児童の CBM の結果を知る前に回収した。

3) 時系列に伴う変化（成長）の分析：児童の時系列に伴う変化（成長）について、従来の研究（海津, 2016）では、反復測定による分散分析が用いられていた。本研究でも球面性の仮定からの逸脱を考慮して Greenhouse-Geisser のイプシロン（ ϵ ）により自由度を調整した後、有意性の検定を行った。効果量は編イータ 2 乗（ η^2 ）を用いて示した。さらに時系列の変化による平均の推移について、回帰分析を用いて分析することにした。

III. 結果

結果を分析するにあたって、データの欠損に対して、回帰法による単一代入法を用いて欠損値を代入した（2 年生 26 個（全体の 1.16%）、3 年生 49 個（2.24%）、4 年生 33 個（1.61%）、5 年生 42 個（1.81%）、6 年生 49 個（1.97%））。各学年での対象児の週（セッション）ごとの平均と標準偏差は Table 2 に、セッションの経過に伴う得点の推移は Figure 1 に示されている。

1. 信頼性

各学年で 7 パターンのテストの信頼性を検討するために、#1 から #7 までの CBM 正答数について二元配置変量の ICC (2,1) を求めた。その結果、2 年生で .80, 3 年生で .92, 4 年生で .94, 5 年生で .92, 6 年生で .92 と十分に高い値を示した。

2. 妥当性

視写の全 CBM 得点の平均と教師による評価（非正規分布）とを Spearman の順位相関係数によって算出したところ、2 年生 $r_s = .35$, 3 年生 $r_s = .26$, 4 年生 $r_s = .66$, 5 年生 $r_s = .46$, 6 年生 $r_s = .48$ であり、有意な正の相関関係にあることが示された（3 年生 $p < .05$, 他は $p < .01$ ）。

3. 時系列に伴う変化（成長）の分析

時系列の変化が視写の CBM 得点に与える影響を見るために、学年ごとに反復測定による分散分析を行った。分散分析の結果、各学年でセッションの主効果が見られ（2 年生 $F(10.98, 1108.63) = 129.13$, $p < .01$, $\epsilon = .52$, 偏 $\eta^2 = .56$, 3 年生 $F(13.93, 1239.92) = 50.86$, $p < .01$, $\epsilon = .66$, 偏 $\eta^2 = .36$, 4 年生

Table2 各学年のセッションごとの平均と標準偏差

セッション	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
2年生																							
M	35.7	49.7	59.5	60.5	55.4	71.8	68.1	65.7	72.9	81.4	78.3	68.4	85.9	80.8	81.1	88.1	88.4	86.5	80.6	94.6	96.4	91.6	
SD	12.8	14.8	15.0	18.3	15.1	17.3	16.8	19.5	18.5	19.4	24.5	19.5	21.4	24.1	27.3	24.5	23.1	23.5	21.9	22.9	23.0	27.8	
3年生																							
M	76.1	82.5	91.0	92.3	89.1	86.7	89.1	95.8	96.9	105.0	104.4	98.3	101.0	102.0	106.9	107.2	112.2	110.3	110.0	107.3	113.6	116.8	
SD	20.3	23.5	23.6	23.7	24.0	25.7	24.4	23.6	22.6	24.0	21.0	27.8	26.0	25.0	26.2	24.9	25.5	25.0	26.4	24.1	28.3	27.7	
4年生																							
M	99.2	97.7	99.8	93.7	112.4	104.0	96.8	115.5	108	109.1	105.6	125.9	117.4	107.9	123.7	119.7	112.6	113.3	129.8	123.6	118.1	138.4	
SD	26.9	23.5	25.3	28.4	27.1	26.3	20.4	23.4	27.0	25.6	26.7	27.1	24.9	22.6	24.7	26.8	24.9	31.6	25.8	28.9	24.4	25.4	
5年生																							
M	118.7	114.5	123.7	135.3	126.7	131.7	126.8	131.1	129.3		140.1	138.1	140.8	140.1	132.4	143.6	141.0	138.4	150.5	147.0	152.0	149.9	
SD	28.4	31.4	26.7	29.0	31.7	31.1	29.4	34.8	31.8		29.7	33.6	30.6	36.4	28.2	32.4	30.7	30.9	30.8	32.5	30.2	25.9	
6年生																							
M	112.0	132.5	122.8	129.0	122.5	120.6	126.8	127.9	134.6	133	139.4	136.3	133.0	137.2	135.9	150.3	140.5	141.8	142.8	135.2	148.5	139.3	
SD	27.4	32.3	28.5	32.0	28.9	33.7	30.2	26.9	31.7	30.1	33.0	29.5	34.5	35.8	31.8	35.1	29.5	34.6	29.4	32.7	33.1	30.9	

$F(12.57, 1156.22) = 60.41, p < .01, \epsilon = .60, \text{偏}\eta^2 = .40$, 5年生 $F(13.53, 1475.04) = 33.12, p < .01, \epsilon = .68, \text{偏}\eta^2 = .21$, 6年生 $F(14.49, 1622.50) = 29.37, p < .01, \epsilon = .69, \text{偏}\eta^2 = .21$, セッションを重ねるにつれて、視写のCBM得点の上昇が示された。

各学年で主効果が認められたことから、最初のセッション（#1）と最後のセッション（#22）を基準にセッション間で Bonferroni による多重比較を実施した。最初のセッションとの差として、2年生では#1に比べて#2以降のセッションが有意に大きかった。3年生では#1は#2とは差がなかったが、#3以降のセッションとは有意に低いことが示された。4年生では#1は、#2、#3、#4、#6、#7、#11との間では差がなかったが、それ以外のセッションよりも有意に低かった。5年生では#1は、#2、#3、#5、#7との間には差がなかったが、それ以外のセッション

に比べ有意に低かった。6年生では、#1は#6を除いたセッションに比べて有意に低かった。

一方、最後のセッションと比較したときに、2年生では#22のポイントは、#13、#16、#17、#18、#20、#21との間では差がなかったが、それ以外のセッションと比べて有意に高かった。3年生では、#22は#17、#18、#21を除くセッションと比較して有意に高かった。4年生では#22は他のセッションと比べて有意に高かった。5年生では#21は、#16、#18、#19、#20の間には有意差がなかったが他のセッションよりも有意に高かった。6年生では#22は、#2、#9、#10、#11、#12、#13、#14、#15、#17、#18、#19、#20の間には有意な差はなかったが、それ以外のセッションに比べて有意に高かった。

次に回帰分析として、MS-Excel のグラフを用いて決定係数の値から、線形近似と対数近似による近似曲線の当てはまりの良さを検討した。その結果、

2年生を除いて線形近似の決定係数の値が高く、2年生では対数近似の決定係数の値が高かった（2年生 $y = 17.96 \ln(x) + 35.05, R^2 = .90$, 3年生 $y = 1.58x + 81.63, R^2 = .89$, 4年生 $y = 1.45x + 95.68, R^2 = .66$, 5年生 $y = 1.50x + 119.34, R^2 = .82$, 6年生 $y = 1.12x + 120.43, R^2 = .66$ ）。

4. 学年間の視写 CBM の正答数の推移

学年間の視写 CBM の推移をみるために、各学年の全試行の平均の値を比較することにした (Figure2)。その際、Levene 検定によって分散が等質でなかったことから、Kruskal-Wallis 検定によって学年間に差があるかどうかを検討した。そ

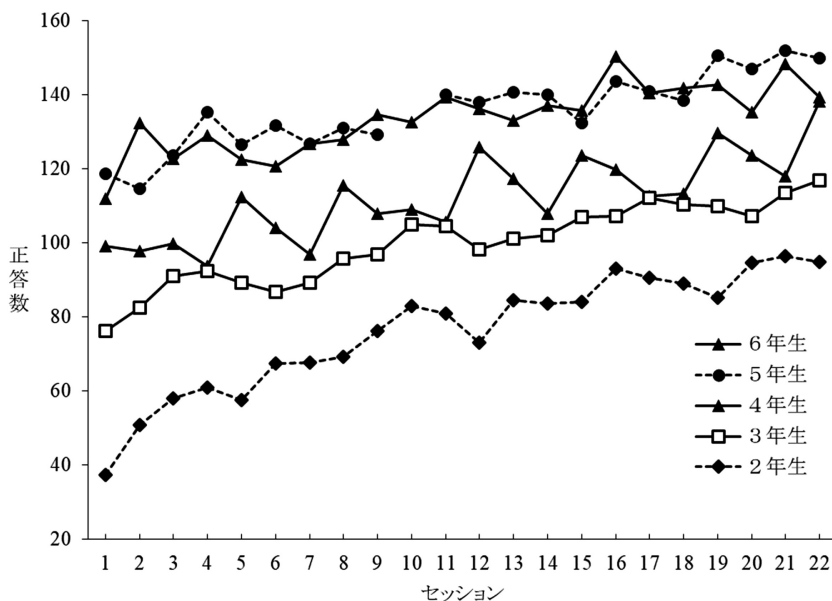


Figure1 視写 CBM の時系列に伴う得点の推移

の結果、学年間に有意な差があることが示された ($x^2=271.10$, $df=4$, $p<.01$)。そこで Mann-Whitney 検定を用いて学年の得点を比較したところ、2年生は他学年より有意に低く (3年から6年で順に $z=8.01$, 10.09 , 12.09 , 12.02 , いずれも $p<.01$)、3年生では、4、5、6年生との間の差は有意であった (4年生 $z=3.69$, 5年生 $z=8.84$, 6年生 $z=8.42$, $p<.001$)。4年生では5年生と6年生との間に有意差があった (5年生 $z=6.23$, 6年生 $z=5.66$,

$p<.01$)。5年生と6年生の差は有意ではなかった ($z=0.71$, n.s.)。

5. 性差の検討

河野ら (2008) は、女子が男子よりも視写が速いという結果を示していたので、本研究においても性差について検討することにした。分散が等質でなかったことから、Mann-Whitney 検定を実施したところ、女子が男子に比べて視写 CBM の正答数が有意に多いことが示された ($z=2.67$, $p<.01$)。学年ごとに男女を比較したところ、5年生と6年生で男子より女子で有意に正答数が多かった ($z=3.43$, $z=3.92$, $p<.01$, Figure3 参照)。4年生では有意ではなかったが、2年生と3年生では有意な傾向が示され、男子よりも女子が正答数が多い傾向にあった ($z=1.84$, $z=1.74$, $p<.10$)。

6. 学習のつまずきのある児童の特定

視写 CBM によって学習のつまずきのある児童を特定できるかを検討するために、教師が支援を必要と評価した児童 (教師による5段階評価で1または2と評価した児童、以下「要支援児」と支援を必要としない児童 (5段階評価で、3, 4, 5と評価した児童、以下「支援なし児」) の間に、視写 CBM で差があるか否かについて検討することにした。Figure4に各学年で要支援児と支援なし児の群ごとの視写 CBM の正答数を示した。学年ごとに、要支援児と支援なし児の2の群について1要因の分散分析を実施したところ、要支援児は2年生19人、3年生9人、4年生35人、5年生11人、6年生16人であり、支援なし群に比べて要支援群が有意に視写 CBM の得点の低いことが示された (2年生 $F(1, 100)=10.74$, $p<.01$, $\eta^2=.10$; 3年生 $F(1, 88)=2.83$, $p<.10$, $\eta^2=.03$; 4年生 $F(1, 91)=49.89$, $p<.01$, $\eta^2=.35$; 5年生 $F(1, 108)=36.08$, $p<.01$, $\eta^2=.25$; 6年生 $F(1, 111)=17.42$, $p<.01$, $\eta^2=.14$)。

7. 児童のアンケートと視写 CBM 得点との関連

視写 CBM の平均得点と児童のアンケート結果との相関係数を Table3に示した。いずれの学年でも Q2「3分チャレンジ (視写) は得意」と判断した児童は、視

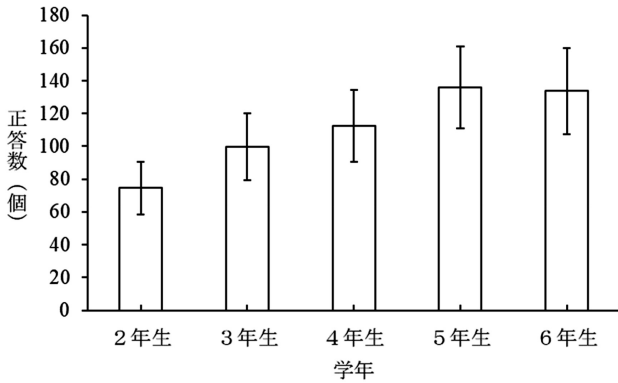


Figure2 学年ごとの複写 CBM の平均正答数

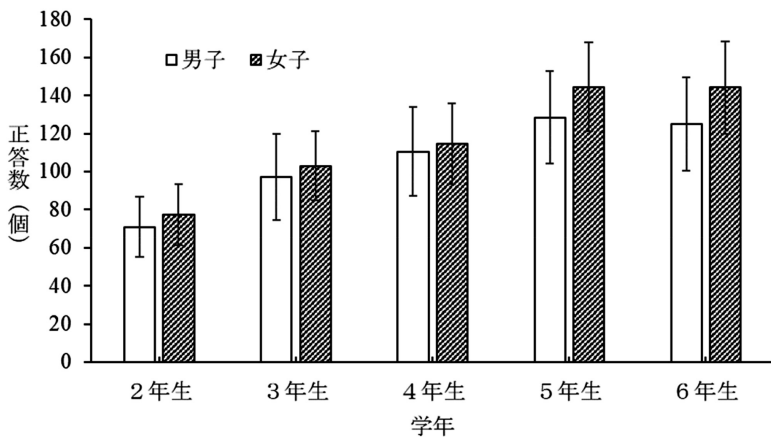


Figure3 学年ごとの視写 CBM の正答数の男女差

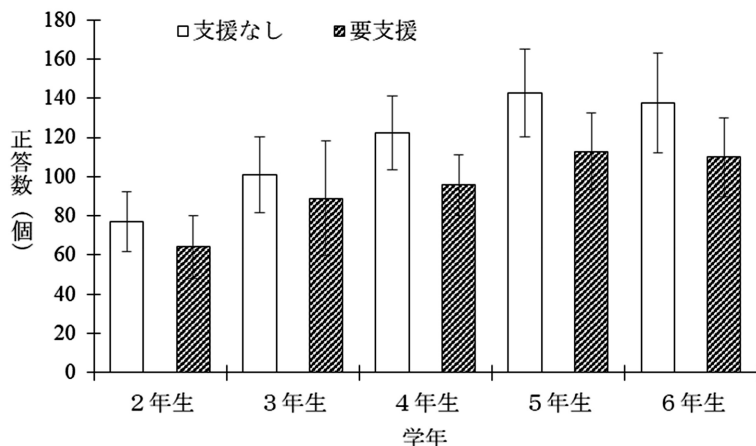


Figure4 視写 CBM の平均得点での要支援群と支援なし群との差

Table3 児童のアンケート結果と平均との相関係数

項目	2年生	3年生	4年生	5年生	6年生
Q1 3分チャレンジ（視写）は好きですか？	.27**	.07	.20	.07	.07
Q2 3分チャレンジ（視写）は得意ですか？	.35**	.22*	.26*	.36**	.50**
Q3 国語は好きですか？	-.02	.01	.07	.05	.04

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

写 CBM 得点と正の相関関係にあった。Q1「3分チャレンジ（視写）は好き」と回答した2年生の児童のみが、視写 CBM の平均得点と正の相関関係にあった。

IV. 考察

1. 時系列の変化（成長）尺度としての視写 CBM

研究を実施するにあたって、時系列の変化とともに正答数が増加するという仮説を立てた。結果に示すように、22回のセッションの変化として、平均正答数が増加した（5年生の31.2から3年生の60.7まで、1回あたり平均1.5から2.8の増加）。また回帰分析の結果でも、正の傾きを示していた。したがって、仮説1は支持され、進捗状況のモニタリング尺度として視写 CBM は十分に利用できることが考えられる。

本研究の結果として、各学年の正答数が大きく増加した理由は、児童の書字スキルが改善したことが考えられる。まず、問題の中に当該学年で習う未習の漢字を含めたことである。授業が進むにつれて漢字が未習から既習に変わること、時系列の変化として正答数が伸びることになった。次に、繰り返し視写の問題を用いたことによる学習効果が考えられる。7パターンの問題があったことから、被験者が同じ問題を少なくとも3回書き写したことになり、題材が見慣れたものになったことから、視写 CBM の正答数が増加したと考えられた。

もう一つ考えられる正答数増加の理由は、視写 CBM が全体的な国語力を反映しているとする考えである。すなわち、授業を通じて読みや語彙、書字などの全体的な国語力が向上したことが、視写 CBM の正答数の増加を生み出したとの考えである。Wayman et al. (2007) の読み CBM と標準学力検査の間に正の相関関係がある結果と、干川（未発表）の視写 CBM と NRT との間に正の相関関係があるとの結果を踏まえると、視写 CBM の得点の上昇は、国語力全体の向上の立場を支持するものである。このことは低学年に比べて5、6年生では、その進捗の傾きが緩やかであるため、視写の学習の進捗状況

に天井効果があると推定される点からも裏づけられる。その理由は、低学年では書くことが指導の目的であるが、高学年になると授業の内容を習得したり、思いを表出するために書くことになり、書くという行為は学習の目的では無くなっていくからである。米国では音読 CBM が今回の結果と同様に、高学年になると天井効果を示すことから、音読 CBM ではなく Maze 課題を用いることが指摘されている (Wayman et al., 2007)。今後、高学年では視写 CBM ではなく Maze 課題等を用いる方が良いかも知れない。

2. 視写 CBM の妥当性

干川（未発表）では、視写 CBM の結果と NRT との結果を比較することにより、視写 CBM が妥当性をもつことを明らかにした。一方、本研究では NRT を用いることができなかったため、教師の評価と視写 CBM の平均とを比較することにした。その結果、両者の間に有意な正の相関関係があることが示されたことから、仮説2は支持された。したがって、わずか3分の実施時間によって視写 CBM の正答数を調べることで、教師が抱えている児童の教育的ニーズを把握することができる。Deno (1985) が示唆したように、視写 CBM はわずか3分間で実施でき、成長過程を図示できる特徴をもつ。米国でのように国語の学習のつまずきを評価するために音読の CBM を行う場合には、個別の評価が必要であり手間がかかることになる。視写 CBM は、教師が一斉に実施でき費用もかからずに進捗状況をモニターできることから、通常の学級での有用な尺度であると結論づけることができる。

3. 教師の要支援と支援なしの判断と正答数との関連

仮説3として教師が支援を必要と判断した児童は、視写 CBM の正答数は低いと仮定して結果を調べたところ、要支援群の児童は支援なし群の児童よりも視写 CBM で有意に平均得点が低いことが示された。このことから、視写 CBM の得点によって教師が日頃感じている児童の教育的ニーズを把握する

ことができるであろう。Uno et al. (2009) は STRAW を用いて、 $-1.5SD$ をカットオフ値として発達性読み書き障害を推定していた。本研究では、支援の有無について明確なカットオフ値を算定できなかったが、結果から $-1.0SD$ を継続的に超える児童に対しては、要支援児として継続的にモニターする必要があると考える。

4. 視写 CBM での性差と児童の認識について

先行研究の知見を踏まえて、男子に比べて女子で視写 CBM の正答数が多いと予想した。結果として、4 年生以外では女子の正答数が男子の正答数よりも有意に多かった。特に 5, 6 年生で女子の正答数が多いことが示された。この結果、河野ら (2008) の男子よりも女子の文字数が多い結果を支持するものであった。

児童の視写 CBM への認識をとらえるためのアンケート結果は、Q2 の得意と思う児童ほど得点が高いことを示した。これは、毎回実施するなかで自分の成績の到達点を覚えており、期末ごとのフィードバックによって自分の成績を児童が正確に認識していたと推測される。一方、2 年生では、好きと思う児童ほど得点が高いことが示された。したがって、低学年では視写を好きになるように働きかけることが、成績の向上につながると結論づけることができる。

V. 引用文献

- Deno, S. L. (1985) Curriculum-based measurement: The emerging alternative. *Exceptional Children*, **52**, 219-232.
- 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.
- Gilbert, J.K., Compton, D.L., Fuchs, D., Fuchs, L. S., Bouton B., Barquero, L. A., & Cho, E. (2013) Efficacy of first-grade responsiveness-to-intervention prevention model for struggling readers. *Reading Research Quarterly*, **48** (2), 135-154.
- Grigorenko, E.L. (2009) : Dynamic assessment and response to intervention: Two sides of one coin. *Journal of Learning Disabilities*, **42**, 111-132.
- 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** (4), 261-273.
- 千川隆 (2018) 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の開発—2 年間にわたる取り組みの成果—. *熊本大学教育学部紀要*, **67**, 91-98.
- 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の開発—能力別成長差の分析—. *熊本大学教育実践研究*, **36**, 25-34.
- 千川隆 (未発表) 学習の進捗状況モニタリング方法としての視写のカリキュラムベースド・メジャーメント (CBM) の開発の試み.
- 井村純子・春原則子・宇野彰・金子真人・Wydell, T.N., 粟屋徳子・後藤多可志・狐塚淳子・新家尚子 (2011) 発達性読み書き障害児と小学生の典型発達児における漢字書き取りの誤反応分析—小学生の読み書きスクリーニング検査 (STRAW) を用いて—. *音声言語医学*, **52**, 165-172.
- 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.
- 河野俊寛・平林ルミ・近藤武夫・中邑賢龍 (2011) 小学校通常学級在籍児童の読み書き能力の発達—N 市内 3 小学校の読み速度、書字速度及び書字の誤りについて—. *LD 研究*, **20**, 332-341.
- 河野俊寛・平林ルミ・中邑賢龍 (2008) 小学校通常学級在籍児童の視写書字速度. *特殊教育学研究*, **46**, 223-230.
- 対馬栄輝 (2016) SPSS で学ぶ医療系多変量データ解析—分析内容の理解と手順解説—バランスのとれた医療統計入門—. 東京図書.
- Uno, T., Wydell, T. N., Haruhara, H., Kaneko, M., and Shinya, N. (2009) Relationship between reading/writing skills and cognitive abilities among Japanese primary-school children: normal readers versus poor readers (dyslexics). *Reading and Writing*, **22**, 755-789.
- Wayman, M. M., Wallace, T., Wiley, H. I., Tichá, R., & Espin, C. A. (2007) Literature synthesis on curriculum-based measurement in reading. *The Journal of Special Education*, **41**, 85-120.

謝 辞

本研究を実施するにあたり、熊本市教育委員会西正道先生をはじめ、ご協力いただきました小学校の皆さまに心から感謝を申し上げます。本研究は JSPS 科研費 19K02933 の助成を受けた。