提示モダリティの違いが読みに困難をもつ学習者の記憶・学 習過程に及ぼす影響: DRM パラタイムを用いて

Visual vs. auditory encoding in learners with reading difficulties: Cognitive implications from the DRM paradigm

髙橋 麻衣子[†],川﨑 弥生[†] Maiko Takahashi, Yayoi Kawasaki

> [†]早稲田大学 Waseda University maiko_tk@aoni.waseda.jp

概要

読みに困難をもつ学習者は視覚よりも聴覚提示された文字情報によって学習が進むことが考えられるが、その情報処理過程は十分に明らかにされていない。本研究では DRM パラダイムを用いて、読みへの困り感と視覚もしくは聴覚提示された単語リストの学習過程の関係性について検討した。中学生 64 名に対して視聴覚提示された単語リストの学習と再認・再生課題を課したところ、読みに困り感のある学習者ほど視覚よりも聴覚によって虚記憶が生成されることが示唆された。

キーワード:提示モダリティ,虚記憶,読み困難

1. 問題と目的

スマートフォンやタブレット端末,電子書籍リーダーなどの視聴覚メディアの登場に伴い,教科書,新聞,小説などの長い文章を「読む」だけでなく「聞く」ことができるようになった. 読むことに特異的に困難のある学習者に対する介入支援方法も変化し,タブレット端末等の ICT による音声読み上げを提示して,教科書の文章を聞いて理解させるアプローチが一般的になってきた(髙橋他, 2011, 丹治, 2022).

一方で、ICTを活用できる環境にあっても、自力で読む方が聞くよりも記憶に残る、学習が深化する等の理由で、「読む」活動を「聞く」活動に代替することに抵抗を示す者が少なくない、文字を「読む」場合と「聞く」場合の記憶や学習成果の相違について、文章理解をターゲットとした先行研究では、文章を視覚提示した場合と聴覚提示した場合の自由再生や要約されたもの成績は同等であることを示している(Kintsch et al., 1975、Kintsch & Kozminsky, 1977). ただし、これらの研究は一般成人を対象としており、読解に習熟していない、もしくは困難をもつ学習者にもあてはまるとは言い難い.

そこで本研究では、視覚と聴覚という異なるモダリティで提示された情報がどのように記憶・学習されるかを検討し、学習に困難を持つ者に対してエビデンスを伴った介入や支援を展開するための基礎的知見を提

供することを目的とする. 我々が日常的に読解する材 料は文章であるが、文章理解のプロセスには読者の当 該知識等, 提示モダリティの相違以外の要因が大きく 影響する. そのため, 本研究では文章を構成する要素で ある単語を実験刺激とし,この記憶と学習の過程を DRM パラダイム (Deese-Roediger-McDermott paradigm; Deese, 1959, Roediger & McDermott, 1995) を用いて検討 する. DRM パラダイムは、実際には生じていない出来 事を誤って想起する現象である虚偽記憶を調べる実験 手続きである. このパラダイムでは、実験参加者に学習 時に呈示されないクリティカル・ルアーと呼ばれる単 語(例えば"椅子")の連想語から成る単語リスト(例 えば"机,座る,脚,ベンチ…")を学習させ、クリテ ィカル・ルアー (椅子) を誤って再生もしくは再認する かを検討する. この虚再生(虚再認)の生起は参加者の 意味ネットワークの活性化の指標であり, すなわち単 語リストがただ逐語的に記憶されただけでなく, 意味 的な知識が活性化されて学習が進んだ傍証であること が考えられる. 本研究ではこの学習リストを参加者に 視覚(文字)提示と聴覚(音声)提示し、その記憶成績 を比較する. 読みに困難を持つ学習者において, 視覚提 示よりも聴覚提示において虚偽記憶が多く発生すれば、 単語リストをより深く学習していたことが考えられる.

2. 方法

参加者

東京都内の公立中学校の通常学級に在籍する中学生 64人(1年生29人,2年生35人)が研究に参加した.

刺激

宮地・山(2002) が作成した DRM パラダイムの日本 語リストから, クリティカル・ルアーの虚再生率の高か った8リスト(本研究におけるリスト1「聞く」, リスト2「走る」, リスト3「希望」, リスト4「電波」, リス ト5「階段」, リスト6「平和」, リスト7「礼儀」, リスト8「痛い」)を使用した. 各リストの単語を合成音声によって読み上げさせ, 2 秒間に 1 単語のペースで提示する各リストの音声ファイルを作成した.

手続き

学年ごとの集団で実験を実施した.まずリスト1~4の再認課題を行なった.単語をリストごとに視覚もしくは聴覚提示した.リストを視覚提示する場合には2秒に1単語の速度で、教室の前方にあるスクリーンに提示した.聴覚提示する場合には音声ファイルを教室内の全員に聞こえる音量でスピーカーから提示した.

4 リストすべて提示した後で、再認課題を実施した. 各参加者に回答用紙を配布し、筆記にて回答するように求めた. 各リストで提示された単語を 3 単語ずつ 12 単語と、各リストのクリティカル・ルアー (4 単語)、提示されなかった単語を 8 単語、ランダムな順番で掲載した. 参加者には用紙に書かれた単語について「見た」か「聞いた」か「出てきていない」かを判断するように教示した. 再認課題の実施には制限時間は設けなかった. 全員が回答を完了するまで2分程度かかった.

次にリスト 5~8 の再生課題と再認課題を実施した. 単語をリストごとに視覚もしくは聴覚提示した後,「覚えた単語をできるだけ多く書いてください」と教示し, 用紙に筆記で再生を求めた. 再生の回答時間は 1 分半 とした. リストごとの再生課題がすべて終了した後,リスト 1~4 と同様の手続きで再認課題を実施した.

どちらの学年においても、リストの提示順は昇順で 固定し、単語の提示順も同一であった。中学1年生に は、奇数番号のリストを視覚提示し、偶数番号のリスト を聴覚提示した。中学2年生には、奇数番号のリスト を聴覚提示し、偶数番号のリストを視覚提示した。

さらに、各参加者に読むことについてのアンケートを 4 件法で実施した.「本を読むことが好きだ」「本を読むスピードが速い」「本は自分で読むよりも、誰かが読み上げたものを聞いたほうがわかりやすい(反転)」「国語や社会のテストのときに文章を読むのに時間がかかって問題までたどりつけない(反転)」の4項目の得点を参加者ごとに合計し、その得点を読みの困り感(得点が低いほど困り感が高い)の指標とした.

3. 結果

読みの困り感の指標得点の参加者全員の平均は 11.39 (最小値 6, 最大値 16), 標準偏差 2.42 であった. 平均値から 1 標準偏差以内の $9\sim13$ の 39 名を"読み困り感・中群"とし、 $6\sim8$ の 12 名を"読み困り感・大群"、 $14\sim16$ の 13 名を"読み困り感・小群"とした.

リスト1~4 再認課題

リスト1~4の学習単語の正再認率,ならびにクリティカル・ルアーの虚再認率,学習していない単語の虚報率を算出した.表1に読み困り感の群別の成績を示す.

正再認率について、学年(1年・2年)と提示モダリ ティ(視覚・聴覚)を要因とする分散分析を実施したと ころ, 学年の主効果 (F(1,62)=4.42, p<.05, 偏 $\eta^2=.07$), 提示モダリティの主効果 (F(1.62) = 13.44, p < .01 偏 η^2 =.18), 交互作用 (F(1,62)=5.65, p<.05, 偏 $\eta^2=.08$) が 検出された. 下位検定の結果, 聴覚提示の成績が中1よ りも中2で低いこと (F(1,62)=8.85, p<.01), 中学2年 生において視覚よりも聴覚提示の成績が低いこと (F(1,62)=18.26,p<.01) が示された. ルアーの虚再認 率について同様の分散分析を実施したところ、提示モ ダリティの主効果が有意傾向となった (F(1,62) = 3.34,p < .10, 偏 $\eta^2 = .05$) が,学年の主効果,交互作用は有 意水準に達しなかった (Fs < 1). 以上のことから、正 再認率に学年の効果があるものの視覚と聴覚で逆転の 傾向を示しているわけではないため、この効果は学年 ごとに固定された提示リストの種類によるものではな いとみなし、学年を混みにして以降の分析を進める.

表1 リスト1~4の読み困り感別再認成績

	ਤ ਜ	:∋n ⊲⊳:	ルアーの		
	正再認率		虚再認率		虚報率
	視覚	聴覚	視覚	聴覚	
困り感・	.83	.67	.90	.88	.21
大	(.21)	(.19)	(.25)	(.23)	(.26)
困り感・	.76	.67	.79	.71	.24
中	(.18)	(.24)	(.26)	(.27)	(.27)
困り感・	.86	.68	.83	.69	.20
小	(.18)	(.22)	(.26)	(.25)	(.18)

(括弧内は標準偏差)

表 1 に示した読みの困り感の群別の成績について、読みの困り感(大・中・小)と提示モダリティ(視覚・聴覚)を要因とする分散分析を実施した。正再認率については、提示モダリティの主効果が検出され(F(1,61)= 14.54,p<.01 偏 η ²=.19)、視覚提示の成績が聴覚提示のものより高いことが示された。読みの困り感の主効果および交互作用は有意水準に達しなかった(Fs<1)、ルアーの虚再認率については 2 つの要因の主効果も

交互作用も有意水準に達しなかった(読みの困り感 F = 2.33, 提示モダリティ F = 2.67, 交互作用 F = 0.49).

以上から,リスト1~4の再認課題においては,学習した単語の正再認率は全体的に視覚提示のほうが聴覚提示よりも高い傾向にあるものの,ルアーの虚再認率は視覚と聴覚で差がないこと,また,読みの困り感の群によっても成績に有意な差が生じないことが示された.

リスト5~8 再生課題

リスト 5~8 はまず、リストごとに再生課題を実施した. 読み困り感の群別の学習単語の再生数とクリティカル・ルアーの虚再生数の平均値を表 2 に示す.

学習単語の正再生数について, 学年と提示モダリテ ィを要因とする分散分析を実施したところ、学年の主 効果が有意傾向となり (F(1,62) = 3.05, p < .10, 偏 η^2 =.05), 提示モダリティの主効果 (F(1,62)=4.89, p<.05偏 $\eta^2 = .07$),交互作用(F(1,62) = 20.45, p < .01,偏 η^2 =.25) が検出された. 下位検定の結果, 聴覚提示の成績 が中1よりも中2で低いこと(F(1,62)=10.57,p<.01), 中学2年生において視覚提示よりも聴覚提示の成績が 低いこと (F(1,62)=22.67, p<.01) が示された. ただし、 視覚提示においては学年の効果はなく, さらに中学 1 年生では提示モダリティの違いによる効果は得られな かった. ルアーの虚再生数についても同様の分散分析 を実施したところ、提示モダリティの主効果 (F(1.62)= 4.89, p < .05 偏 $\eta^2 = .07$) が有意となったが、学年の主 効果および交互作用は有意水準に達しなかった(Fs< 1). 以上のことから, リスト1~4の分析と同様, 正再 生数に学年の効果があるものの視覚と聴覚で逆転の傾 向を示しているわけではないため、以降の分析では学 年を混みにして困り感別の傾向を検討する.

表 2 に示した読みの困り感の群別の成績について、読みの困り感と提示モダリティを要因とする分散分析を実施した. 学習単語の正再生数については、読みの困り感の主効果が有意傾向となり(F(2,61)=2.73,p<1.0、偏 $\eta^2=.08$),提示モダリティの主効果(F(1,61)=10.34,p<0.1 偏 $\eta^2=.14$)が検出された. また、交互作用(F(2,61)=2.89,p<1. 偏 $\eta^2=.08$)も有意傾向となった. 下位検定の結果、読みの困り感・大群において視覚の再生成績が聴覚のものより高いことが示された(F(1,61)=13.55,p<0.1). また、読みの困り感の主効果について、多重比較を行ったところ、読みの困り感・小群の再生数が他の群よりも多いことが示された.

ルアーの虚再生数については、提示モダリティの主

効果が有意傾向となり (F(1,61)=3.72,p<.1 偏 $\eta^2=.06)$,視覚よりも聴覚の虚再生数が多い傾向が示された.読みの困り感の主効果,交互作用は有意水準に達しなかった(読みの困り感 F=0.04,交互作用 F=2.30).

以上から、学習した単語の正再生数は全体的に視覚 提示のほうが聴覚提示よりも高い傾向にあるが、ルア 一の虚再生数は視覚よりも聴覚提示の際に多く出現す ることが示された。また、読みに困り感のないと考えら れる参加者は全体的な正再生数が多いことも示された。

表 2 リスト 5~8 の読み困り感別再生成績

	学習単語の		ルアーの		
	再生数		虚再生数		
	視覚	聴覚	視覚	聴覚	
困り感・	15.75	12.50	0.33	0.75	
大	(3.62)	(3.94)	(0.65)	(0.97)	
困り感・	14.82	14.54	0.41	0.62	
中	(5.13)	(5.43)	(0.59)	(0.71)	
困り感・	18.15	16.77	0.62	0.54	
小	(3.41)	(3.14)	(0.77)	(0.66)	

(括弧内は標準偏差)

リスト5~8 再認課題

リスト5~8の再生課題に続いて実施した再認課題の 読み困り感の群別の成績を表3に示す.

正再認率について、学年と提示モダリティを要因とする分散分析を実施したところ、学年の主効果および交互作用は有意水準に達しなかった(Fs<1.5). ルアーの虚再認率については、提示モダリティの主効果が有意傾向となり(F(1,62)=3.49,p<.10、偏 η^2 =.05),視覚より聴覚提示のほうがルアーの虚再認率が高いことが示されたが、学年の主効果および交互作用は有意水準に達しなかった(Fs<1). 以上のことから、リスト5~8においては学年の違いの影響がないと判断し、学年の要因を混みにして以降の分析を進める。.

表 3 の成績について、読みの困り感と提示モダリティを要因とする分散分析を実施した. 正再認率については、提示モダリティの主効果が検出され (F(1,61) = 6.27,p<.05 偏 η^2 =.08)、視覚提示の成績が聴覚提示のものよりも高いことが示された. 読みの困り感の主効果および交互作用は有意水準に達しなかった (Fs<1).

ルアーの虚再認率については、読みの困り感の主効果が有意傾向となり (F(2,61)=2.48,p<.10, 偏 η ²=.08), 困り感・大群の虚再認率が困り感・小群のものよりも高いことが示された。提示モダリティの主効果および交

互作用は有意水準に達しなかった(提示モダリティF = 2.33, 交互作用F = 1.88).

リスト 5~8 の正再認率はリスト 1~4 と同様,全体的に視覚提示のほうが聴覚提示よりも高いことが示された.一方で、ルアーの虚再認率は、同リストの再生課題の結果に類似し、視覚よりも聴覚提示のほうが高い傾向が示された。統計的に有意にはならなかったものの、この傾向は読みの困り感によって異なり、困り感・大群は視覚よりも聴覚提示でのルアーの虚再認率が高いが、困り感・小群においてはその傾向が消失する傾向にあることがみてとれた。

表3 リスト5~8の読み困り感別再認成績

	正再認率		ルアーの		虚報
			虚再認率		率
	視覚	聴覚	視覚	聴覚	
困り感・	.72	.63	.67	.88	.17
大	(.18)	(.16)	(.33)	(.20)	(.19)
困り感・	.67	.62	.64	.74	.14
中	(.25)	(.23)	(.31)	(.32)	(.26)
困り感・	.76	.59	.60	.54	.03
小	(.20)	(.25)	(.42)	(.39)	(.07)

(括弧内は標準偏差)

4. 総合考察

本研究では、中学生を対象に DRM パラダイムを用いて、視覚もしくは聴覚提示された単語の学習過程を検討した。まず、学習された単語の正再認率や再生数は全体的に視覚提示されたほうが聴覚提示されるよりも高かった。これは Gallo & Roediger (2003) の結果とも一致する。本課題後のインタビューでも、約6割が「見た方が覚えやすかった」と回答しており(2割が「聞いたほうが覚えやすかった」と回答しており(2割が「がしたほうが覚えやすかった」、残りの2割が「どちらでもない」)、視覚提示された単語を音に変換する符号化処理によって、記憶成績が頑健になることが考えられた。

一方で、虚記憶についてはSmith & Hutt (1998) 以降、聴覚よりも視覚で抑えられるという知見が報告されている.本研究も同様に、特に読みに困り感のある学習者において視覚よりも聴覚での虚記憶の優位性が報告された.統計的に有意な差は検出されなかったが、読みの困り感が大きい群は視覚提示された場合の虚再生数が他の群よりも少なかった. 視覚提示された単語リストはその符号化に処理負荷がかかってリストの逐語記憶

のみにとどまり、意味ネットワークの活性化まで処理 が進まなかった可能性が指摘できる. 一方で聴覚提示 された単語の処理は負荷が少なく、意味の活性化と連 想が進む余地が生まれたのではないだろうか.

本研究では、参加者の主観的な報告によって読みの 困り感を群分けした。今後は実際の読解パフォーマン ス等を用いて読みの困り感を査定し、困り感別の視覚 と聴覚の情報処理過程を明らかにする予定である。

文献

Deese, J. (1959). On the prediction of occurrence of particular verbal intrusions in immediate recall. *Journal of Experimental Psychology*, 58(1), 17–22 https://doi.org/10.1037/h0046671

Gallo, D. A., & Roediger, H. L. III. (2003). The effects of associations and aging on illusory recollection. *Memory & Cognition*, 31(7), 1036–1044. https://doi.org/10.3758/BF03196124

Kintsch, W., Kozminsky, E., Streby, W. J., McKoon, G., & Keenan, J. M. (1975). Comprehension and recall of text as a function of content variables. *Journal of Verbal Learning & Verbal Behavior*, 14(2), 196–214. https://doi.org/10.1016/S0022-5371(75)80065-X

Kintsch, W., & Kozminsky, E. (1977). Summarizing stories after reading and listening. *Journal of Educational Psychology*, 69(5), 491–499. https://doi.org/10.1037/0022-0663.69.5.491

宮地 弥生・山 祐嗣,(2002). 高い確率で虚記憶を生成する DRM パラダイムのための日本語リストの作成 基礎心 理学研究, 21(1),21-26.

https://doi.org/10.14947/psychono.KJ00004414122

Roediger, H. L., & McDermott, K. B. (1995). Creating false memories: Remembering words not presented in lists. *Journal* of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 21(4), 803–814. https://doi.org/10.1037/0278-7393.21.4.803

Smith, R. E., & Hunt, R. R. (1998). Presentation modality affects false memory. *Psychonomic Bulletin & Review*, 5(4), 710–715. https://doi.org/10.3758/BF03208850

高橋 麻衣子・巌淵 守・河野 俊寛・中邑 賢龍 (2011). 児童の 読み困難を支援する電子書籍端末ソフト Touch & Read の 開発と導入方法の検討 認知科学, 18(3),521-533. https://doi.org/10.11225/jcss.18.521

丹治 敬之 (2022). 学習障害 (LD) 等の読み書き困難のある子 どもと ICT 活用の研究展望 教育心理学年報, 61, 100-114. https://doi.org/10.5926/arepj.61.100

謝辞

本研究に参加してくださった中学生のみなさんと先生方にお 礼を申し上げます. 本研究は, JSPS 科研費 (25K15851; 25K00825) の助成を受けて実施されました.