リーディングスパンテストの得点化において ターゲット語再生に影響を与える要因の検討

小澤 功 一

本研究では、リーディングスパンテスト(Reading Span Test: RST)のターゲット語再生に、系列位置効果や文章の音韻的長さ(モーラ)という要因がどのような影響を与えるか検討した。RST の主要な得点化方法である Total words, Proportion words, Correct sets words, Truncated span(Friedman & Miyake, 2005)において、系列位置効果やモーラは点数を計算する際に考慮されていない要因である。これらの要因がターゲット語再生に与える影響を検討するためにロジスティック回帰分析を行ったところ、系列位置効果の係数が有意であった。したがって RST の得点化を行う際には系列位置効果の影響を考慮した得点化を行う必要があると考えられる。

目 的

リーディングスパンテスト(Reading Span Test: RST)は文章読解に関わるワーキングメモリ容量(以下 WM 容量)を測定する課題(Daneman & Carpenter, 1980)である。RST は、文章の音読とその文中にある単語(ターゲット語)の保持を同時に行なう課題(Figure 1)であり、単語のみを記銘させる短期記憶課題よりも読解力テストとの相関が高いため、文章読解に必要な WM 容量を測定していると考えられている(Daneman & Carpenter, 1980;苧阪・苧阪、1994)。日本語版 RST は苧阪・苧阪(1994)があり、ターゲット語の音韻的類似性などを統制した改訂版(苧坂、2002)も作成されている。RST によって測定される、文章読解に必要な WM 容量は中央実行系の容量(Engle, Kane, & Tuholski, 1999)とされているため、RST は WM 容量を測定する課題として利用されることが多い(苧坂、2002)。例えば、WM 容量の高低が課題遂行にどのような影響を及ぼすのか検討する際、事前に実験参加者を 2 群に分けるために RST を利用することがある(苧坂、2002)。

妹が帰ってくる日、私と弟は家庭菜園の<u>かぼちゃ</u>を全部収穫した。 私たちは、日ごろさまざまな問題に出会う。

RST によって測定される WM 容量

RST によって測定される WM 容量が何であるかということに関する定説は無い(斎藤・三宅、2000 や森下・苧阪、2008)が、もっとも支持されている仮説は課題の処理と保持のトレードオフ仮説 (Daneman & Carpenter、1980) である。処理と保持のトレードオフ仮説とは、課題の処理と記銘材料の保持が共通する記憶容量を利用して行われているという仮説である。例えば、文章を音読しつつ下線部の単語を記銘するという手続きの場合、記憶容量は単語だけでなく、文章の音読に必要な認知的負荷にも使用されるため、単語の記銘のみを要求する課題よりも再生率が低下するという。この処理と保持のトレードオフの関係から、ワーキングメモリとは短期記憶のような記銘材料の保持のみを仮定したモデルよりも能動的な記憶であり、WM 容量が文章理解などの課題の遂行を反映していると考えられるのである(Baddeley、2007)。

WM 容量は刺激のモダリティに依存しており、異なるモダリティ間では容量のトレードオフの関係が見られないという研究(Shah & Miyake, 1996)があるが、RST により測定される WM 容量は刺激のモダリティに依存しない領域普遍性を想定したモデルによって説明できると考えられている。Turner & Engle(1989)は、文章読解に関連する WM 容量が、ターゲット語記銘と文章音読を同時に行うという手続きだけでなく、暗算を同時に行うことでも測定できるとした。このことは文章音読という手続きが暗算と同様に中央実行系によって行われていることを示している。Just & Carpenter(1992)は RST によって測定される容量が、音韻ループや視空間スケッチパッド(Baddeley, 2007)のような領域固有性のある下位システムの容量ではなく、領域普遍性のある容量であり、中央実行系(Baddeley, 2007)の容量を測定しているとした。中央実行系の容量とは情報を処理する際に扱うことができる記憶表象の量を示しており、その数は4±1であるといわれている(Cowan, 1999)。例えば、RST の得点が高い実験参加者は中央実行系が優れているため1度に利用できる情報の量が多く、文章理解が RST 低得点群よりも容易であると考えられる。

RST の得点化

RST の得点化方法は複数あり、実験者が目的に応じて恣意的に特定の得点化方法を利用しているのが現状である。RST の主要な得点化は Total words, Proportion words, Correct sets words, Truncated span の 4 つである(Friedman & Miyake, 2005)。

Total words(全再生数)とは、RSTの全ターゲット語の再生数を合計したものである。全再生数の最大値はRSTに用いられた文章の数に等しい。

Proportion words(試行ごとの再生数の割合)は試行内のターゲット語の再生数の割合を算出し、その割合の平均値を得点とする方法である。2 文音読する試行で1つターゲット語を再生できた場合 0.5 となり、5 文音読する試行で2つ再生できた場合は 0.4 となる。この 2 つの割合の平均値をスパン 得点とするのである。この Proportion words 法では、試行内のターゲット語が多いほど 1 ターゲット語あたりの得点が低くなる。Proportion words の最大値は 1 である。

Correct sets words (重み付けスパン得点) は完答した試行数と桁数 (文条件、RST の手続きでは 試行ごとに呈示される文章数が異なっている)の積の和で算出される。例えば、2 文条件(1 試行で 2 文呈示される条件) で3 試行, 3 文条件(1 試行で3 文呈示される条件) で2 試行完答の場合, (2 \times 3) + (3 × 2) = 12 となる。この得点の最大値は RST の文章の数に等しい。

Truncated span (スパン得点) とは Daneman & Carpenter (1980) や苧阪・苧阪 (1994) で使用さ れている得点化方法である。スパン得点の算出は、各文条件5試行中3試行以上正解した場合にその 文条件を成功したものとみなし、成功できた文条件までを得点化する方法である。また、成功でき た文条件の1つ上の文条件で5試行中2試行完答できた場合には0.5点が追加される。例えば、3文 条件を3試行正解した場合はスパン得点が3点であるが、さらに4文条件で2試行正解した場合は 0.5 点が追加され、3.5 点となる。この得点化は WM 容量の推定に最適であるとされる(森下・苧阪、 2005)。それは、WM 容量とは一時的に保持できた情報数のことであり、それを反映しているのは文 条件内で完答できた試行数であると考えられるからである(森下・苧阪, 2005)。

これら4つの得点はそれぞれ高い相関を示す。Truncated spanと Total words の相関はr = .81で あった。だが、再テスト法(Test-Retest Method)による各得点化法の信頼性係数は、Total words が 0.80, Proportion words が 0.79, Correct sets words が 0.74, Truncated span が 0.68 であった。この ようにTruncated span はTotal words との相関が見られるものの、信頼性係数が低い。また、5 試行 中2試行完答の場合に0.5点を追加することが恣意的である(斉藤・三宅,2000)。さらに、連続変 数として扱うことのできる Total words の信頼性が高く,他の認知課題との相関も高い(Friedman & Miyake, 2005)。したがって、RST の得点化としては Total words 法が適切であると考えられる (Friedman & Miyake, 2005).

RST を用いた研究では以上のような得点化法が利用され、WM 容量の個人差を検討する場合はス パン得点を使用するのが一般的である(苧坂, 2002)。だがこれらの得点化方法では系列位置要因や 文章の音韻的長さ(モーラ:窪園・本間、2002)の効果が反映されない。記憶課題では通常、記銘材 料の保持時間や妨害刺激、系列位置効果が記銘材料の再生率に影響を与える。RSTの手続きでは音読 とターゲット語の記銘を同時に行う。このような手続きでは、音読する文章の長さによってターゲッ ト語の保持時間が変動するため、保持時間が再生率に与える影響を何らかの方法で統制する必要があ る。だが日本語版 RST は、各文章の意味的関連性やターゲット語の音韻的類似性を統制している(苧 阪・苧阪, 1994; 苧坂, 2002) ものの, 文章の文字数を統制していないため, 文章の音韻的長さがター ゲット語再生に影響を与える可能性がある。もし影響を与えるのであれば、長い文章中のターゲット 語の再生は短い文章中のものよりも困難であると考えられ、文章の音韻的長さによる影響を得点化に 反映させる必要があるだろう。

日本語版 RST はターゲット語再生に系列位置効果が生じ、各試行の1番目と最後に呈示されたター ゲット語は他の系列位置よりも正答率が高い(近藤・森下・苧阪,1999)。但し,日本語版 RST の文 条件(1試行で呈示される文章数)は2文条件から5文条件まであるため、試行ごとに呈示される文 章数が異なる。これは試行ごとに呈示されるターゲット語数が異なることを示している。このように 試行ごとに記銘材料の数が異なるということは、ターゲット語再生に系列位置効果が見られる場合、 文条件がターゲット語再生に与える影響も検討しなければならないということである。例えば1番目 に呈示されたターゲット語であっても、2文条件で呈示された場合と5文条件で呈示された場合では、 5文条件の再生率が2文条件よりも低くなることが予想される。

本研究では従属変数(ターゲット語の再生)を2値データとして扱い、ロジスティック回帰分析を行う。独立変数として系列位置要因と文章のモーラ数要因を投入し、それらの変数がターゲット語再生に与える影響を検討する。モーラ数が大きいほどターゲット語再生率が低く、各文条件においてターゲット語の系列位置が1番目と最後のものは、他の系列位置よりも再生率が高いと考えられる。

実 験

目的

日本語版 RST においてモーラ数や文条件、系列位置効果がターゲット語再生にどのような影響を与えるかを検討する。

方 法

実験参加者 大学生,大学院生計20名であった。

材料 苧坂(2002)の RST を用いた。文章数は 74 文であり、練習試行に 4 文、本試行に 70 文使用した。文章は横 18cm、縦 13cm の白紙に 1 文が 1 行で収まるように黒文字で印刷され、ターゲット語の下部に赤線が引かれた。また試行間には横 18cm、縦 13cm の白紙を挿入した。文条件(1 試行で読む文章の数)は 2 文条件から 5 文条件まであり、文条件ごとに 5 試行であった。各文のモーラ数は 22 から 42 であり、平均値は 29.9 (SD = 3.9) であった。本実験では音読という手続きをとるため、文章の長さを表す単位として文字数ではなく音韻的長さを使用した。

 行が2文条件2試行ずつ、計4試行であった。

結 果

RST の平均正答率は 0.68 (SD = 0.13) であった。系列位置要因ごとの正答率を Table 1 と Figure 2 に示す。各要因がターゲット語の再生に与えた影響を検討するためにロジスティック回帰分析を行っ た。従属変数はターゲット語再生の有無とし、再生できた場合を 1、再生できなかった場合を 0 とし た。独立変数は系列位置要因、モーラ数要因とした。

系列位置要因は各文条件におけるターゲット語が呈示された順番であった。系列位置要因はカテゴ リー変数であるため、2 文条件の系列位置1を基準としてダミー変数に変換した(Table 2)。

ロジスティック回帰分析の結果を Table 3 に示す。独立変数の回帰係数を検定するためワルド χ^2 検定を行うと、3 文条件の系列位置 1 が-1.83 (Wald (1) = 20.25, p < .01), 3 文条件の系列位置 2 が -1.33 (Wald (1) = 10.08, p < .01), 4 文条件の系列位置 2 が -1.79 (Wald (1) = 19.04, p < .01), 4 文

	71				
	系列位置1	系列位置2	系列位置3	系列位置4	系列位置5
2 文条件	0.91	0.89			
3 文条件	0.62	0.73	0.82		
4 文条件	0.84	0.63	0.53	0.69	
5 文条件	0.6	0.55	0.43	0.5	0.75

Table 1 系列位置要因ごとの正答率

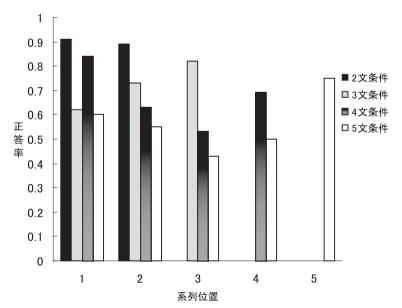


Figure 2. 系列位置要因ごとの正答率

Table 2 2 文条件の系列位置 1 を基準とした、系列位置要因のダミー変数への変換

		系列位置要因に対応するダミー変数												
		d1	d 2	d3	d4	d5	d6	d7	d8	d 9	d 10	d11	d12	d13
	2 文条件の系列位置 1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	2 文条件の系列位置 2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	3 文条件の系列位置1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	3 文条件の系列位置 2	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	3 文条件の系列位置3	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
系	4 文条件の系列位置 1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
位	4 文条件の系列位置 2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
系列位置要因	4 文条件の系列位置3	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
女因	4 文条件の系列位置 4	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
	5 文条件の系列位置 1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
	5 文条件の系列位置 2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
	5 文条件の系列位置3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
	5 文条件の系列位置 4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
	5 文条件の系列位置 5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

Table 3 ロジスティック回帰分析の結果 (N = 1400)

独立変数	係数	無後記学	Wald test	オッズ比 -	オッズ比の 95% 信頼区間		
烟丛复数	尔奴	標準誤差	wain test	オッヘル	下限	上限	
モーラ数による負荷	0.004	0.02	0.04	1.00	0.97	1.04	
2 文条件の系列位置 2	-0.21	0.48	0.20	0.81	0.32	2.05	
3 文条件の系列位置 1	-1.83	0.41	20.25*	0.16	0.07	0.36	
3 文条件の系列位置 2	-1.33	0.42	10.08*	0.27	0.12	0.60	
3 文条件の系列位置3	-0.79	0.44	3.31	0.45	0.19	1.06	
4 文条件の系列位置 1	-0.65	0.45	2.12	0.52	0.22	1.25	
4 文条件の系列位置 2	-1.79	0.41	19.04*	0.17	0.07	0.37	
4 文条件の系列位置3	-2.19	0.40	29.67*	0.11	0.05	0.25	
4 文条件の系列位置 4	-1.53	0.42	13.10*	0.22	0.09	0.50	
5 文条件の系列位置 1	-1.91	0.41	22.26*	0.15	0.07	0.33	
5 文条件の系列位置 2	-2.11	0.40	27.40*	0.12	0.06	0.27	
5 文条件の系列位置3	-2.59	0.40	41.10*	0.08	0.03	0.17	
5 文条件の系列位置 4	-2.31	0.40	32.48*	0.10	0.05	0.22	
5 文条件の系列位置 5	-1.22	0.42	8.45*	0.30	0.13	0.67	
定数	2.21	0.65					

Wald test: *p < .01

条件の系列位置 3 が -2.19 (Wald (1) = 29.67, p < .01), 4 文条件の系列位置 4 が -1.53 (Wald (1) = 13.10, p < .01), 5 文条件の系列位置 1 が -1.91 (Wald (1) = 22.26, p < .01), 5 文条件の系列位置 2 が -2.11 (Wald (1) = 27.40, p < .01), 5 文条件の系列位置 3 が -2.59 (Wald (1) = 41.10, p < .01), 5 文条

件の系列位置 4 が -2.31 (Wald (1) = 32.48, p < .01), 5 文条件の系列位置 5 が -1.22 (Wald (1) = 8.45, p < .01) でそれぞれ有意であった。

だが、その他の独立変数は、モーラ数が 0.004 (Wald (1) = 0.04, p > .1)、2 文条件の系列位置 2 が -0.21 (Wald (1) = 0.20, p > .1)、3 文条件の系列位置 3 が -0.79 (Wald (1) = 3.31, p > .1)、4 文条件の系列位置 1 が -0.65 (Wald (1) = 2.12, p > .1) であり、有意ではなかった。

考 察

本研究は、RSTの得点化において系列位置やモーラ数要因がターゲット語再生にどのような影響を与えるかを検討した。ロジスティック回帰分析の結果、2 文条件の系列位置 2,3 文条件の系列位置 3,4 文条件の系列位置 1 以外の系列位置要因の係数が有意であった。

モーラ数の回帰係数は 0.004 であった。RST の手続きでは文章の音読とターゲット語の記銘を同時に行うため、モーラ数が多い文章は少ない文章よりターゲット語保持時間が長くなり、WM 容量をより多く消費するはずである。だがモーラ数要因は有意ではなかった。これは文章の音韻的な長さがターゲット語再生を低下させることがないということを示しているのではなく、本実験で使用した日本語版 RST が、モーラ数を統制していたわけではないものの、各文のモーラ数の差異がターゲット語再生に影響するほどの差ではなかったことを示している。本研究で使用された RST では、1 文あたりのモーラ数の平均値が 29.9 (SD = 3.9) であったため、各文章のモーラ数の差が WM 容量の消費量に差が生じるほどではなかったといえる。したがって日本語版 RST (苧坂、2002) を使用する際にはモーラ数の影響を考慮した得点化を行う必要がないといえる。但し、RST を新たに作成する際にはモーラ数を統制する必要があるだろう。

系列位置要因の係数は2文条件の系列位置2,3文条件の系列位置3,4文条件の系列位置1が有意ではなかったが、それ以外の係数は有意であった。2文条件の系列位置2の係数が有意でないのは、ダミー変数を作成する際に基準となった2文条件の系列位置1と差が見られないことを示しており、2文条件では系列位置効果が見られなかったことを示している。3文条件の系列位置3の係数が有意でないのは、3文条件において新近性効果が示されたために2文条件の系列位置1と差が見られなかったのだといえる。4文条件の系列位置1の係数が有意でないのは、4文条件においては初頭効果が見られた結果、2文条件の系列位置1と差がなくなったことを示している。系列位置要因の係数やFigure 2で示した正答率から、日本語版 RST では系列位置効果が見られることが示された。

系列位置効果が見られるのであれば、5 文条件の系列位置 3 や 5 文条件の系列位置 4 のような再生が困難なターゲット語を再生できる実験参加者の WM 容量は、それらを再生できない実験参加者よりも容量が多いはずである。それにもかかわらず系列位置効果を反映した得点化はない。

Total words(全再生数)は、Friedman & Miyake(2005)では得点化として最適であるとされるが、RSTの全ターゲット語の再生数を合計するものであるため、本実験で示された系列位置効果を反映した得点化ではない。例えば、同じ得点の実験参加者が存在した場合、再生するのが困難なターゲッ

ト語を再生した数が異なっていたとしても Total words では反映されないため、WM 容量を適切に推定しているとは考えにくい。

Proportion words (試行ごとの再生数の割合) は試行内でのターゲット語再生数の割合を算出し、その割合の平均値を得点とするが、この方法では、試行内のターゲット語が多いほど 1 ターゲット語 あたりの得点が低くなる。2 文条件ではターゲット語が 2 つであるため 1 語あたり 0.5 点となり、5 文条件ではターゲット語が 5 つであるため 1 語あたり 0.2 点となる。これは本実験の結果とは異なった得点化である。5 文条件は 2 文条件よりも再生が困難であるため、5 文条件の方に高い得点を与えるべきである。また本研究で示された系列位置効果を反映する必要もあるだろう。

Correct sets words(重み付けスパン得点、得点を完答した試行数と桁数(文条件)の積の和で算出する)やTruncated span(スパン得点)は文条件による重み付けが行われているが、1 試行を完答しなければ重み付けは反映されず、系列位置効果も反映していない。もし重み付けを行うのであれば、完答した試行から得点化するのではなく、文条件と系列位置に従ってターゲット語ごとに得点化すべきである。

本研究ではRSTにおいて、文章の音韻的長さがターゲット語再生率を低下させないものの、試行内のターゲット語の出現順がその再生率に影響を与えることが示された。したがってRST得点化の際に系列位置効果を考慮した算出方法を行うべきであることが示された。得点化方法に関しては今後の検討課題である。

引用文献

- Baddeley, A. D. (2007). Working memory, thought, and action. New York: Oxford University Press.
- Cowan,N. (1999). An Embedded-processes model of working memory. In A. Miyake & P. Shah (Eds.), Models of Working Memory: Mechanisms of Active Maintenance and Executive Control. New York: Cambridge University Press. pp. 62–101.
- Daneman, M., & Carpenter, P. A. (1980). Individual differences in working memory and reading. *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, 19, pp. 450–466.
- Engle, R. W., Kane, M. J., & Tuholski, S. W. (1999). Individual differences in working memory capacity and what they tell us about controlled attention, general fluid intelligence, and functions of the prefrontal cortex. In A. Miyake & P. Shah (Eds.), *Models of Working Memory: Mechanisms of Active Maintenance and Executive Control*. New York: Cambridge University Press. pp. 102–134.
- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2005). Comparison of four scoring methods for the reading span test. *Behavior Research Methods*, 37, pp. 581–590.
- Just, M. A., & Carpenter, P. A. (1992). A capacity theory of comprehension: Individual differences in working memory. Psychological Review, 99, pp. 122-149.
- 近藤洋史・森下正修・苧阪直行(1999). 読みのワーキングメモリとリーディングスパンテスト 心理学評論, 42, pp. 506-523. (Kondo, H., Morishita, M., & Osaka, N. (1999). Verbal working memory and reading span test. *Japanese Psychological Review*, 42, pp. 506-523.)
- 窪園晴夫・本間猛(2002). 英語学モノグラフシリーズ 15 音節とモーラ 研究社 (Kubozono, H. & Honma, T.) 苧阪満里子 (2002). 脳のメモ帳ワーキングメモリ 新曜社 (Osaka, M.)

- 苧阪満里子・苧阪直行(1994). 読みとワーキングメモリ容量―日本語版リーディングスパンテストによる測定― 心理学研究, 65, 339-345. (Osaka, M., & Osaka, N. (1994). Working memory capacity related to reading: Measurement with the Japanese version of reading span test. Japanese Journal of Psychology, 65, pp. 339–345.)
- 森下正修・苧阪直行(2008). 言語性ワーキングメモリ課題遂行時の情報処理と貯蔵容量 苧阪直行(編) ワー キングメモリの脳内表現 京都大学学術出版会 pp. 123-158. (Morishita, M., & Osaka, N.)
- 森下正修・苧阪直行(2005). 言語性ワーキングメモリにおける情報の貯蔵と処理 心理学評論. 48, pp. 445-474. (Morishita, M., & Osaka, N. Storage and processing of verbal working memory. Japanese Psychological Review, 48, pp. 445-474.)
- 斎藤智・三宅晶 (2000). リーディングスパンテストをめぐる6つの仮説の比較検討 心理学評論, 43, pp. 387-410. (Saito, S. & Miyake, A. (2000). A systematic evaluation of six hypotheses on the reading span test. Japanese Psychological Review, 43, pp. 387-410.)
- Shah, P., & Miyake, A. (1996). The separability of working memory resources for spatial thinking and language processing: An individual differences approach. Journal of Experimental Psychology: General, 125, pp. 4–27.
- Turner, M. L., & Engle, R. W. (1989). Is working memory capacity task dependent? Journal of Memory and language, 28, pp. 127-154.