

ストループ課題における表記の差異が 比率一致性効果に及ぼす影響

土井章楠*1・吉崎一人*2

The Japanese orthography modulates the Proportion Congruency effect in the Stroop task.

Ayana Doi and Kazuhito Yoshizaki

要旨

刺激-反応適合性パラダイムで観察される適合性効果は一致試行（不一致試行）の経験頻度によって変動することが知られている（比率一致性効果：Proportion Congruency effect）。比率一致性効果の生起要因は注意調整とされているが（Abrahamse et al., 2013）、言語刺激を用いるストループ課題では、言語処理を抑制した新たな方略を作るという学習の可能性も考えられる。本研究では、ストループ課題を用いて比率一致性効果の機序について検討することを目的とした。平仮名と漢字を用いてフェーズ内の一致試行出現確率を、一致試行優勢フェーズから不一致試行優勢フェーズへ（MC-MI条件）あるいはその逆へ（MI-MC条件）操作した際の比率一致性効果の変動に注目した。もし表記の違いで異なる処理方略を用いるのであれば、意味アクセスが遅い平仮名ではAbrahamse et al. (2013)と同様にMC-MI条件で、意味アクセスが速い漢字では言語システムの抑制方略の学習により、MI-MC条件で比率一致性効果が増大することが予想された。注意調整であれば、比率一致性効果は表記に関わらずMC-MI条件で増大することが予想された。実験の結果、比率一致性効果は平仮名ではMC-MI条件、漢字ではMI-MC条件で増大し、表記の違いで異なる処理方略を用いることが示された。

キー・ワード：認知的制御，比率一致性効果，ストループ効果，平仮名・漢字

1. 問題と目的

我々は、状況に応じて処理方略や構えを調節したり、維持したりする能力を持っている。例えば、自動車を運転する場合、周りの自動車や歩行者に注意を向けなければならない。しかし、これは同程度ではなく、その場の交通量や慣れている場所かどうかで変わってくる。都会のように交通量が多く、歩行者も多い道路を運転するときの注意の程度は、田舎のように交通量が少なく、歩行者も少ない道路を運転するときに比べて大きくなる。

このような能力は認知的制御と呼ばれる。これまでに行われてきた認知的制御の研究に代表されるのは、ストループ課題（Stroop, 1935）、フランカー課題（Eriksen & Eriksen, 1974）、サイモン課題（Simon, 1990）といった刺激-反応適合性パラダイム（stimulus-response compatibility paradigm）である（Fitts & Seeger, 1953）。このパラダイムでは、一般的に課題関連情報と反応セットに属する課題無関連情報が一致する一致条件に比べて課題関連情報と課題無関連情報が一致しない不一致条件の方で競合が生じ、認知成績が低下する。例えば、ストループ課題では、実験参加者に色名单語のインク色の同定を求める。このとき、赤色で書かれた「赤」、青色で書かれた

*1 愛知淑徳大学大学院心理医療科学研究科

*2 愛知淑徳大学心理学部 教授

「青」のようにインク色（課題関連情報）と色名単語の読み（課題無関連情報）が一致する一致条件と、青色で書かれた「赤」、赤色で書かれた「青」のようにインク色と色名単語の読みが一致しない不一致条件が用いられ、不一致条件の方で競合が生じやすくなる。そのため、一致条件に比べて不一致条件において、インク色の同定時間が延長したり、誤答率が上昇したりする。一致条件と不一致条件の遂行成績の差を適合性効果といい、ストループ課題ではストループ効果と呼ばれる。適合性効果は、競合を効率的に解消できなかった程度（視覚情報選択性）を反映すると考えられる。

この、ストループ効果が生じるメカニズムについて、嶋田（1994）は以下のように説明している。単語の読みと色命名の処理速度には明らかな違いがある。単語の読みは日常生活で過剰学習されており、処理の手続きは簡略化され、最小限で完了される。一方、色命名は過剰学習されておらず、知覚系と言語系の処理を統合しなければならない。課題遂行時には簡略化されている言語システムの処理を抑制して色命名を行うように働くことで干渉が生じ、結果としてストループ効果が生じる。

ストループ課題、フランカー課題、サイモン課題で観察される適合性効果は様々な要因によって大きさが変動する（Gratton, Coles, & Donchin, 1992; Kuratomi & Yoshizaki, 2013; 蔵富・吉崎・伏見, 2012; Logan & Zbrodoff, 1979; 渡辺・吉崎, 2014; Yoshizaki, Kuratomi, Kimura, & Kato, 2013)。例えば、適合性効果は、それまでの一致試行（不一致試行）の経験頻度によっても変動する。数十試行からなる実験ブロック内での比率一致性（Proportion Congruency）を操作した場合、比率一致性が高いブロックに比べて比率一致性が低いブロックで適合性効果は大きくなる。この適合性効果の差を比率一致性効果という。比率一致性が低いブロック、つまり一致試行の出現確率が低いブロックでは、競合解消の経験を多く積むことによって、課題関連刺激への注意の比重が高まり、競合解消効率性が上昇し、適合性効果が減少する。逆に比率一致性が高いブロックでは、競合解消経験の頻度は少なくなり、課題無関連情報への注意の比重も比較的大きくなる。

したがって、適合性効果が大きくなるのである。しかしながら、この注意調整による比率一致性効果の説明には疑問も提起されている。

本研究は、ストループ課題を用いて、比率一致性効果の機序について検討することを目的とする。比率一致性効果の生起要因には、競合解消経験がもたらす注意調整以外に、随伴性学習が強く関与する、という見方もある（Schmidt, & Besner, 2008）。随伴性学習は、反応と刺激の関係性の学習である（青色の「赤」を青インクと命名するように学習する）。この2つの考え方の妥当性を検討するために、Abrahamse, Duthoo, Notebaert, & Risko, (2013) は、ストループ課題を使って次のような実験を行った。ブロックを構成するフェーズレベルでの比率一致性を一致試行優勢（Most Congruency; 以下MC）フェーズから不一致試行優勢（Most Incongruency; 以下MI）フェーズへ（MC-MI条件）あるいはその逆（MI-MC条件）へ操作し、比率一致性効果の変動を観察した。もし注意調整が比率一致性効果をもたらすのであれば、後半フェーズの注意の比重が順序に影響されるため、比率一致性効果は非対称になるだろうと予想した。つまり、MC-MI条件では、前半に課題無関連情報への注意の比重が高まることで後半へのシフトに気づきやすい。そのため、後半では課題無関連情報への注意の比重が高まる。MI-MC条件では、前半で課題関連情報への注意の比重が高まり、MCにシフトしたことに気づきにくい。そのため、後半においても課題無関連情報への注意の比重が高まったままである。その結果、比率一致性効果はMC-MI条件で大きくなり、MI-MC条件で小さくなる。一方、もし比率一致性効果が刺激-反応間の随伴性学習によるものであれば、刺激と反応の関係性を学習しているため、MCとMIの順序による影響はなく、比率一致性効果は条件間で等しくなると予想した。彼らの実験結果では、ブロックの前半にMIフェーズを行うMI-MC条件よりも前半にMCフェーズを行うMC-MI条件の方で比率一致性効果が大きかった。この結果から、Abrahamse et al. (2013) は比率一致性効果の生起要因が随伴性学習ではなく注意調整であると主張した。

しかしながら、比率一致性効果の生起に随伴性学習が寄与していないと結論付けるには早計である。状況事態に応じて、刺激と反応の関係性の学習以外でも随伴性学習は生じる可能性も考えられる。例えば、課題遂行時の処理方略である。ストループ課題においては、言語（意味）情報を抑制し、インク色を同定しなければならないため、言語システムを抑制する新たな方略の学習が獲得される可能性がある。

ストループ課題は、認知的制御だけでなく言語の認知処理の機構を探る上でも重要なツールとなっている（MacLeod, 1991）。特に3種類の文字形態をもつ日本語では、ストループ課題を使って、日本語の視覚処理が検討されている。平仮名やカタカナはアルファベットと同じ表音文字で、漢字は表意文字である。文字認識には音韻表象を介さず直接意味理解へ至るルート（意味ルート）と音韻表象を介して意味理解へ至るルート（音韻ルート）という2つのアクセス方法があるとされており、これを二重アクセスモデルという（門田, 2002）。この二重アクセスモデルにしたがえば、漢字の処理では意味ルートを優勢に使用し、音韻にルートを介さずに意味アクセスでき、アルファベット、仮名の処理では音韻ルートの後、意味ルートへアクセスされる。

表記による処理の違いを踏まえると、新たな方略を学習することが比率一致性効果に影響するとも考えられる。もし、意味ルートを優勢に使用する漢字の色名単語で課題を行ったとすると、仮名に比べて言語、特に意味的活性化が速く、その言語システムを抑制する新たな方略を学習する可能性が考えられる。この可能性は音韻情報を介して意味アクセスされる仮名やアルファベットよりも高いと考えられる。本研究では、このような事態を想定し、平仮名と漢字の色名単語を用いて Abrahamse et al. (2013) の知見を再検証する。もし、上述のような言語システム抑制方略の学習が漢字の場合に行われるとするならば、平仮名と漢字とで異なる結果が得られると予想した。

平仮名では、アルファベットと同様の表音文字であるため、Abrahamse et al. (2013) と同様の結果が得られる。つまり、比率一致性効果はM

C-MI条件の方で大きくなると予想された。漢字では、MCフェーズは言語システムを抑制しなくても、比較的容易に課題を遂行できる。しかし、MIフェーズでは、意味アクセスを抑制する方略を新たに獲得する必要がある。そのため、比率一致性効果はフェーズの順序に影響され、Abrahamse et al. (2013) で観察された結果とは異なる、比率一致性効果の非対称性がみられるだろう。つまり、MC-MI条件では、後半フェーズでのみ新たな抑制方略を学習すればよく、後半フェーズにかかる負荷は比較的小さくなる。一方、MI-MC条件では、前半フェーズで意味アクセスへの抑制方略を学習し、後半フェーズでは前半フェーズで獲得した方略を切り替えなければならず、後半フェーズでの課題負荷がより大きくなる。このことが、前頭葉機能への負荷を高め、認知的制御を弱めるため、適合性効果の増大をもたらす。したがって比率一致性効果は、MI-MC条件の方がMC-MI条件より大きくなるだろう。一方、Abrahamse et al. (2013) が主張するように、比率一致性効果が注意調整によるものであれば、平仮名と漢字に関係なく、比率一致性効果はMI-MC条件よりもMC-MI条件において大きくなると予想された。

2. 実験 1

平仮名色名単語のストループ課題を用いて Abrahamse et al. (2013) の知見を再検証した。もし注意調整であれば、比率一致性効果はMI-MC条件よりもMC-MI条件の方で大きくなることが予想された。

2.1 方法

要因計画 順序(2:MC-MI, MI-MC)×フェーズ(2:前半, 後半)×適合性(2:一致, 不一致)の3要因混合計画で実験が行われた。順序要因のみ実験参加者間要因であった。

実験参加者 実験参加への同意書に署名した大学生並びに大学院生20名(男性8名, 女性12名)が実験に参加した。実験参加者の平均年齢は19.7歳($SD=1.58$)であった。いずれの実験参加者

も矯正を含む正常な視力を有していた。実験参加者は、500円相当の謝礼を得た。

刺激 刺激として用いた色名単語は、「あか」、「あお」、「みどり」、「きいろ」の4種類で、それぞれMSPゴシックフォントで描かれた。文字の大きさは、視角にして縦1.70°、横1.70°であった。すべての刺激はグレーの背景に呈示された。試行の始まりを示し、画面中央に呈示される凝視点として“+” (0.77°×0.77°) が使用された。

装置 パーソナルコンピュータとそれに接続された17インチCRTディスプレイ (CPD-E230, Sony社: リフレッシュレート 70Hz) によって刺激を呈示した。刺激呈示のタイミング、並びに反応の記録は、SuperLab Version 4.52 (Cedrus社) を使用した。反応キーにはキーボードの“A”, “S”, “K”, “L” を使用した。頭部を固定して画面との距離を一定に保つために、顔面固定台を使用した。

手続き 実験は個別に行われた。実験参加者は画面から37 cm の距離に顔面固定台によって頭部を固定され、実験中は画面中心を凝視するよう求められた。各試行の流れは以下の通りであった。まず、画面中央にチャイム音と共に凝視点が500 ms 呈示された。その後、刺激が1200 ms 画面中央に呈示された。実験参加者は刺激のインク色が何色であるかの同定を、できるだけ速く、できるだけ正確に反応することが求められた。反応は、刺激のインク色が赤色の場合“A”キーを、青色の場合“S”キーを、緑色の場合“K”キーを、黄色の場合“L”キーを押すことによって行われた。実験参加者の反応後、800 ms のブランク画面の後に、次試行が開始された。刺激呈示後、反応がなかった場合2000 ms 後に次試行がスタートした。ブロック間の休憩は20 秒であった。

本試行前の練習試行は48試行で、適合性の条件は均等であった。本試行は、MC-MI条件、MI-MC条件ともに1ブロック144試行からなり、ブロックの前半フェーズ72試行、後半フェーズ72試行で一致試行出現確率が操作された。MC-MI条件は、前半の一致試行出現確率が83.3% (不一致試行出現確率が16.7%)、後半の一致試行出現確率が16.7% (不一致試行出現確率が83.3%) で

あった。MI-MC条件は、前半の一致試行出現確率が16.7% (不一致試行出現確率が83.3%)、後半の一致試行出現確率が83.3% (不一致試行割合が16.7%) であった。本実験では、144試行からなるブロックを4ブロック、計576試行を実施した。実験参加者20名のうち、半数はMC-MI条件を行い、残りの半数はMI-MC条件を行った。

2. 2 結果

実験参加者個々に、正答に要した反応時間の平均と誤答率の平均を条件別に算出した。ただし、反応時間が200 ms未満の尚早反応試行はなかった。実験参加者20名の条件毎の正答に要した反応時間の平均と標準偏差を表1、誤答率の平均と標準偏差を表2に示した。

反応時間 正答に要した反応時間を使って、要因計画に沿った分散分析を行った。その結果、フェーズと適合性に有意な主効果がみられ ($F(1, 18)=5.49, p<.05, \eta_p^2=.23$; $F(1, 18)=57.00, p<.001, \eta_p^2=.76$)、フェーズについては、後半(612 ms) よりも前半(592 ms) の方で反応時間が速かった。適合性については不一致条件(637 ms) よりも一致条件(567 ms) の方で反応時間が速く、適合性効果が得られた(70 ms)。順序の主効果はみられなかった ($F(1, 18)=1.18, p=0.29, \eta_p^2=.06$)。

重要なことに、順序×フェーズ×適合性の3要因交互作用がみられた ($F(1, 18)=8.99, p<.05, \eta_p^2=.33$)。この3要因交互作用について、単純交互作用検定を行ったところ、MC-MI条件にフェーズ×適合性の単純交互作用がみられた ($F(1, 18)=5.65, p<.05, \eta_p^2=.24$)。この単純交互作用について、順序、フェーズ別に単純・単純主効果検定を行ったところ、MC-MI条件の前半フェーズ、MC-MI条件の後半フェーズで有意な適合性効果(前半108 ms; 後半62 ms; 比率一致性効果46 ms) がみられた ($F(1, 36)=44.11, p<.001, \eta_p^2=.55$; $F(1, 36)=14.68, p<.001, \eta_p^2=.29$)。また、MI-MC条件の前半フェーズ、MI-MC条件の後半フェーズで有意な適合性効果(前半39 ms; 後半71 ms; 比率一致性効果32 ms) がみられた ($F(1, 36)=5.68, p<.05,$

$\eta_p^2=.14$; $F(1, 36)=19.01, p<.001, \eta_p^2=.35$ ）。つまり、3要因交互作用は図1に示すように、2条件間での適合性効果の変動（比率一致性効果）の大きさの差異の反映であった。MC-MI条件の比率一致性効果（46 ms）の方が、MI-MC条件の比率一致性効果（32 ms）よりも大きいことが示された。

表1. 各実験条件における正答に要した反応時間の平均と標準偏差 (ms)

| | MC-MI | | MI-MC | |
|-----|--------------|-------------|--------------|--------------|
| | 前半 | 後半 | 前半 | 後半 |
| 一致 | 565 (60) | 602 (75) | 545 (102) | 556 (103) |
| 不一致 | 673 (101) | 664 (94) | 584 (98) | 627 (135) |

() 内は標準偏差

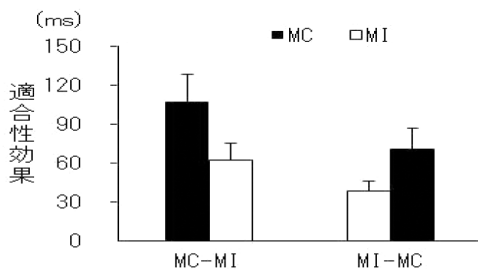


図1. 各実験条件における適合性効果 (バーは標準誤差)

誤答率 反応時間と同様に要因計画に沿った分散分析を行った。その結果、フェーズと適合性に有意な主効果がみられ ($F(1, 18)=5.43, p<.05, \eta_p^2=.23$; $F(1, 18)=35.60, p<.001, \eta_p^2=.66$)、フェーズについては前半 (5.6%) よりも後半 (6.9%) で誤答率が高かった。適合性については一致条件 (4.4%) よりも不一致条件 (8.1%) で誤答率が高く、適合性効果が得られた

表2. 各実験条件における誤答率の平均と標準偏差

| | MC-MI | | MI-MC | |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 前半 | 後半 | 前半 | 後半 |
| 一致 | .04 (.02) | .04 (.02) | .03 (.03) | .07 (.04) |
| 不一致 | .09 (.04) | .07 (.01) | .07 (.04) | .10 (.04) |

() 内は標準偏差

(3.7%)。また、順序×フェーズの2要因交互作用がみられた ($F(1, 18)=17.47, p<.05, \eta_p^2=.49$)。この交互作用について、単純主効果検定を行ったところ、後半フェーズにおいて、MC-MI条件 (5.3%) よりもMI-MC条件 (8.4%) で誤答率が高かった ($F(1, 36)=5.92, p<.05, \eta_p^2=.14$)。また、MI-MC条件において、前半 (4.9%) よりも後半 (8.4%) で誤答率が高かった ($F(1, 18)=21.19, p<.001, \eta_p^2=.54$)。3要因の交互作用はみられなかった ($F(1, 18)=0.08, p=.78, \eta_p^2<.01$)。

2. 3 考察

平仮名を用いたストループ課題を行い、Abrahamse et al. (2013) の知見を再検証した。その結果、MC-MI条件、MI-MC条件のどちらにおいても前半、後半ともに適合性効果がみられた。さらに重要なことに、この適合性効果はMC-MI条件では前半、MI-MC条件では後半の方で大きくなり、比率一致性効果がみられた。この比率一致性効果の大きさを比較したところ、MI-MC条件よりもMC-MI条件の方で大きくなる、という非対称性がみられた。この結果は仮説と整合するものであった。

3. 実験 2

漢字色名単語のストループ課題を用いて Abrahamse et al. (2013) の知見を再検証した。もし、随伴性学習が行われているとするならば、比率一致性効果はMC-MI条件よりもMI-MC条件の方で大きくなるだろうと予想された。一方、注意調整であるとするならば、比率一致性効果はMI-MC条件よりもMC-MI条件の方で大きくなることが予想された。

3. 1 方法

要因計画 実験1と同様の3要因混合計画で実験が行われた。

実験参加者 実験参加への同意書に署名した大学生並びに大学院生20名 (男性6名, 女性14名) が実験に参加した。実験参加者の平均年齢は21.0

歳 ($SD=0.63$) であった。いずれの実験参加者も矯正を含む正常な視力を有し、実験1には参加していなかった。実験参加者は、500円相当の謝礼を得た。

刺激 刺激として用いた色名单語は、「赤」、「青」、「緑」、「黄」の4種類で、それぞれMSPゴシックフォントで描かれた。文字の大きさは、視角にして縦 1.70° 、横 1.70° であった。凝視点、刺激と凝視点の呈示位置は実験1と同様であった。

装置 実験1と同様であった。

手続き 実験1と同様であった。

3. 2 結果

実験参加者個々に、正答に要した反応時間の平均と誤答率の平均を条件別に算出した。ただし、反応時間が200ms未満の尚早反応試行はなかった。実験参加者20名の条件毎の正答に要した反応時間の平均と標準偏差を表3、誤答率の平均と標準偏差を表4に示した。

反応時間 正答に要した反応時間を使って、要因計画に沿った分散分析を行った。その結果、フェーズと適合性に有意な主効果がみられ ($F(1, 18)=7.42, p<.05, \eta_p^2=.29$; $F(1, 18)=69.00, p<.001, \eta_p^2=.79$)、フェーズについては、後半(590ms)よりも前半(570ms)の方が反応時間が速かった。適合性については不一致条件(619ms)よりも一致条件(574ms)の方が反応時間が速く、適合性効果が得られた(79ms)。また、順序とフェーズに2要因交互作用がみられた ($F(1, 18)=9.74, p<.01, \eta_p^2=.35$)。この2要因交互作用について順序別に単純主効果検定を行ったところ、MI-MC条件において、後半フェーズ(617ms)よりも前半フェーズ(574ms)で反応時間が速かった ($F(1, 18)=17.08, p<.001, \eta_p^2=.49$)。

重要なことに、順序×フェーズ×適合性の3要因交互作用がみられた ($F(1, 18)=26.24, p<.001, \eta_p^2=.59$)。この3要因交互作用について、単純交互作用検定を行ったところ、MC-MI条件、MI-MC条件にフェーズ×適合性の単純交互作用がみられた ($F(1, 18)=5.55, p<.05, \eta_p^2=.24$; $F(1, 18)=23.89, p<.001, \eta_p^2=.57$)。この単純

交互作用について、順序、フェーズ別に単純・単純主効果検定を行ったところ、MC-MI条件の前半フェーズ、MC-MI条件の後半フェーズで有意な適合性効果(前半94ms; 後半55ms; 比率一致性効果39ms)がみられた ($F(1, 36)=36.18, p<.001, \eta_p^2=.50$; $F(1, 36)=12.37, p<.005, \eta_p^2=.26$)。また、MI-MC条件の前半フェーズ、MI-MC条件の後半フェーズで有意な適合性効果(前半41ms; 後半122ms; 比率一致性効果81ms)がみられた ($F(1, 36)=6.80, p<.05, \eta_p^2=.16$; $F(1, 36)=60.62, p<.001, \eta_p^2=.63$)。これは、3要因交互作用は図2に示すように、2条件間での適合性効果の変動(比率一致性効果)の大きさの差異の反映であった。つまり、MI-MC条件の比率一致性効果(81ms)の方が、MC-MI条件の比率一致性効果(39ms)よりも大きいことが示された。

表3. 各実験条件における正答に要した反応時間の平均と標準偏差 (ms)

| | MC-MI | | MI-MC | |
|-----|--------------|-------------|-------------|-------------|
| | 前半 | 後半 | 前半 | 後半 |
| 一致 | 518 (48) | 535 (63) | 554 (80) | 556 (81) |
| 不一致 | 612 (114) | 590 (82) | 595 (58) | 678 (97) |

() 内は標準偏差

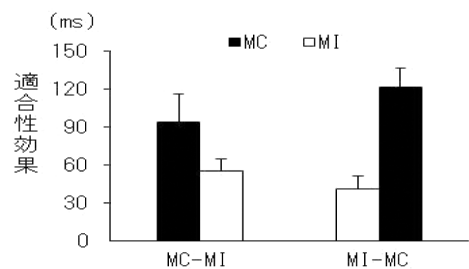


図2. 各実験条件における適合性効果 (バーは標準誤差)

誤答率 反応時間と同様に要因計画に沿った分散分析を行った。その結果、適合性に有意な主効果がみられ ($F(1, 18)=39.03, p<.001, \eta_p^2=.68$)、一致条件(5.0%)よりも不一致条件(9.5%)で誤答率が高く、適合性効果が得られた(4.5%)。また、順序×フェーズの2要因交互作用がみられ

た ($F(1, 18)=7.25, p<.05, \eta_p^2=.29$)。この交互作用について、単純主効果検定を行ったところ、MC-MI条件において、後半(5.6%)よりも前半(9.4%)で誤答率が高かった ($F(1, 18)=7.09, p<.05, \eta_p^2=.28$)。

重要なことに、順序×フェーズ×適合性の3要因交互作用がみられた ($F(1, 18)=7.99, p<.05, \eta_p^2=.31$)。この3要因交互作用について、単純交互作用検定を行ったところ、MC-MI条件にフェーズ×適合性の単純交互作用がみられた ($F(1, 18)=8.21, p<.05, \eta_p^2=.31$)。この単純交互作用について、順序、フェーズ別に単純・単純主効果検定を行ったところ、MC-MI条件の前半フェーズ、MC-MI条件の後半フェーズで有意な適合性効果(前半8.3%; 後半3.5%; 比率一致性効果4.8%)がみられた ($F(1, 36)=40.42, p<.001, \eta_p^2=.53; F(1, 36)=7.38, p<.05, \eta_p^2=.17$)。また、MI-MC条件の後半フェーズで有意な適合性効果(前半2.0%; 後半3.9%; 比率一致性効果1.9%)がみられた ($F(1, 36)=9.02, p<.005, \eta_p^2=.20$)。つまり、3要因交互作用は2条件間での適合性効果の変動(比率一致性効果)の大きさの差異の反映であった。MI-MC条件の比率一致性効果(4.8%)の方が、MC-MI条件の比率一致性効果(1.9%)よりも大きいことが示された。

表4. 各実験条件における誤答率の平均と標準偏差

| | MC-MI | | MI-MC | |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 前半 | 後半 | 前半 | 後半 |
| 一致 | .05 (.03) | .06 (.04) | .05 (.05) | .04 (.03) |
| 不一致 | .14 (.05) | .09 (.05) | .07 (.05) | .08 (.05) |

() 内は標準偏差

3. 3 考察

漢字色名单語を用いたストループ課題を行い、Abrahamse et al. (2013) の知見を再検証した。その結果、MC-MI条件、MI-MC条件のどちらにおいても前半、後半ともに適合性効果がみられた。さらに重要なことに、この適合性効果はMC-MI条件では前半、MI-MC条件では後半の方で大きくなり、比率一致性効果がみられ、実験1とは逆

の傾向がみられた。つまり、適合性効果の変動がMC-MI条件よりもMI-MC条件の方で大きくなる、という非対称性がみられた。この結果は比率一致性効果が随伴性学習に影響するという仮説を支持するものであった。

4. 総合考察

本研究の目的は、ストループ課題を用いて、比率一致性効果の機序について検討することであった。Abrahamse et al. (2013) の手続きを踏襲し、実験1では平仮名、実験2では漢字の色名单語を用いて比率一致性効果の変動に注目した。もし、意味ルートを優勢に使用する漢字の色名单語で課題を行った場合に言語システムを抑制する新たな方略を作るのであれば、平仮名と漢字の色名单語を用いた場合には、異なる結果が得られることが予想された。平仮名においては、MI-MC条件よりもMC-MI条件の方で、漢字においては、MC-MI条件よりMI-MC条件の方で比率一致性効果が大きくなることが予想された。一方、比率一致性効果の生起要因が注意調整によるものであれば、平仮名と漢字に関係なく、比率一致性効果はMI-MC条件よりもMC-MI条件において大きくなると予想された。実験の結果、MC-MI条件、MI-MC条件ともに前半と後半とで適合性効果が認められた。この適合性効果は、実験1、実験2ともにMIフェーズよりもMCフェーズにおいて大きくなり、比率一致性効果が認められた。これは従来の知見(e.g., Abrahamse et al., 2013; Logan & Zbrodoff, 1979) を支持するものであった。さらに重要なことに、この比率一致性効果は、平仮名を用いた実験1ではMI-MC条件よりもMC-MI条件の方で大きくなり、漢字を用いた実験2ではMC-MI条件よりもMI-MC条件の方で大きくなった。これは、比率一致性効果に抑制方略の学習が影響し、意味ルートを優勢に使用する漢字の色名单語で課題を行った場合に言語システムを抑制する新たな方略が作られるという仮説を支持する結果であった。

本研究で得られた結果は、意味アクセスの速さの度合いによって、注意調整と随伴性学習という

両要因の寄与の度合いが変化することが示された。つまり、音韻ルートを使用した後、意味ルートへアクセスされる平仮名においては、意味へのアクセスが遅いため、言語処理を抑制するという学習の必要性が低く、注意調整の方略への依存度が高まったと考えられる。一方、音韻ルートを介さずに意味ルートへアクセスされる漢字においては、意味へのアクセスが速いため、より速く処理される言語処理を抑制する必要がある、注意調整よりも抑制方略への度合いが高まったと考えられる。

これまで、随伴性学習は刺激と反応の学習と考えられてきたが、本研究では、ストループ課題を用いた、平仮名と漢字の表記による違いによって処理方略の学習という随伴性学習が行われることが示された。しかし、この随伴性学習は言語を用いるストループ課題特有の処理方略である。今後は、刺激に言語を使用しないフランカー課題やサイモン課題を用いた随伴性学習の検討が必要である。そして、ストループ課題だけでなく、フランカー課題やサイモン課題でも、比率一致性効果の生起要因である注意調整と随伴性学習がどのような課題状況でどちらが優勢になるのかについて検討する必要がある。

5. 引用文献

- Abrahamse, E. L., Duthoo, W., Notebaert, W., & Risko, E. F. (2013). Attention modulation by proportion congruency: The asymmetrical list shifting effect. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *39*, 1552-1562.
- Eriksen, B. A., & Eriksen, C. W. (1974). Effects of noise letters upon the identification of a target letter in a nonsearch task. *Perception & Psychophysics*, *16*, 143-149.
- Fitts, P. M., & Seeger, C. M. (1953). S-R compatibility: Spatial characteristics of stimulus and response codes. *Journal of Experimental Psychology*, *46*, 199-210.
- Gratton, G., Coles, M. G., & Donchin, E. (1992). Optimizing the use of information: Strategic control of activation of responses. *Journal of Experimental Psychology: General*, *121*, 480-506.
- 門田 修平 (2002). 英語の書き言葉と話し言葉は いかに関係しているか ー 第二言語理解の認知メカニズム ー くろしお出版
- Kuratomi, K., & Yoshizaki, K. (2013). Block-wise conflict adaptation of visual selectivity: Role of hemisphere-dependent and location-specific mechanisms. *Japanese Psychological Research*, *55*, 315-328.
- 蔵富 恵・吉崎 一人・伏見 崇宏 (2012). 一致試行出現確率と適合性効果の関連性 日本認知心理学会第10 回大会論文集, 150.
- Logan, G. D., & Zbrodoff, N. J. (1979). When it helps to be misled: Facilitative effects of increasing the frequency of conflicting stimuli in a Stroop-like task. *Memory & Cognition*, *7*, 166-174.
- MacLeod, C. M. (1991). Half a century of research on the Stroop effect: An integrative review. *Psychological Bulletin*, *109*, 163-209.
- Schmidt, J. R., & Besner, D. (2008). The Stroop Effect: Why proportion congruent has nothing to do with congruency and everything to do with contingency. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *34*, 514-523.
- 嶋田 博行 (1994). ストループ効果 認知心理学からのアプローチ 培風館
- Simon, J. R. (1990). The effects of an irrelevant directional cue on human information processing. In R. W. Proctor & T. G. Reeve (Eds.), *Stimulus-response compatibility: An integrated perspective* (pp.31-86). Amsterdam, NH: North-Holland.
- Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of*

Experimental Psychology, 18, 643-662.

渡辺 友里菜・吉崎 一人 (2014). 呈示位置がブ
ロックレベルの競合適応の刺激間般化に及ぼ
す影響 心理学研究, 85, 404-410.

Yoshizaki, K., Kuratomi, K., Kimura, Y., &
Kato, K. (2013). Age-related change of
location-based visual selectivity depending
on conflict frequency. *Japanese*

Psychological Research, 55, 72-83.

付 記

本研究はJSPS科研費（基盤研究（C）24530929,
15k04198：研究代表者 吉崎一人）の助成をうけ
た。