

フランカー課題の一致性連続効果に影響する反応要因

ー 反応時間と片側性準備電位による検討 ー

梅林 薫^{*1}・沖田 庸 高

Response factors affecting congruency sequence effects in the flanker task:
An investigation using reaction times and lateralized readiness potentials

Kaoru Umebayashi and Tsunetaka Okita

要旨

フランカー課題遂行において、先行試行が一致刺激であった場合よりも不一致刺激であった場合にフランカーによる干渉効果が小さくなるといわれている（一致性連続効果, congruency sequence effect, CSE）。CSEの解釈として、現在まで、トップダウン型の注意制御に基づく説明とボトムアップ型の刺激反復プライミングに基づく説明が提唱されている。本研究は標的/反応反復要因と反応手の要因を操作し、反応時間と片側性準備電位 (lateralized readiness potential, LRP) からCSEにおける反応要因の影響を調べることにした。14名の実験参加者は矢印を使用したフランカー刺激（例えば、>>>>>, <<<<<）に対して、中央の標的刺激の向きに応じた左右の手で反応することを求められた。結果は、標的刺激/反応反復条件でのみCSEが認められ、それは非利き手で反応する場合に大きくなった。また、標的刺激/反応反復条件のLRPは、非利き手反応後に積極的な抑制がかかっていることを示唆した。以上の結果から、CSEは刺激反復プライミングに加え反応反復抑制に伴う認知的制御により生じることが推察された。

キー・ワード：フランカー課題，一致性連続効果，片側性準備電位，反応要因

序 論

認知的制御とは、状況に応じて適切な刺激や反応を選択したり、その環境的文脈を維持・監視したりしながら、目標志向的な行動を生み出す能力をいう (Botvinick, Braver, Barch, Carter, & Cohen, 2001, 参照)。そうしたヒトの制御機能を明らかにするために、課題無関連な刺激からの干渉や競合事態を引き起こすストループ課題やフランカー課題がよく使用される。

フランカー課題では、中央の標的とその両側に課題無関連なフランカー（ノイズ）を配した刺激

に対して左右いずれかの手で反応を要請する。その標的に応じた反応時間は標的とフランカーが同じ場合（例えば，“HHHHH”，一致刺激）に比べて異なる場合（例えば，“SSHSS”，不一致刺激）に延長する（フランカー効果, Eriksen & Eriksen, 1974）。このフランカー効果には認知的制御の関与が推定されている。不一致刺激のフランカーは自動的に誤反応準備を引き起こすため、標的に応じた正反応を賦活させるにはその誤反応賦活を抑制する必要がある。この一致刺激には不要な抑制という認知的制御によって処理時間の延長が生じる (Coles, Gratton, & Donchin, 1988; Eriksen & Schultz, 1979; Gratton, Coles, Sirevaag, Eriksen, & Donchin, 1988)。さらに、

※1 岐阜女子大学

そうしたフランカー効果量は直前の試行の刺激一
致性によって異なる（一致性連続効果、
congruency sequence effect, 以下CSEと略す）
(Gratton, Coles, & Donchin, 1992)。CSEは、
先行試行の一致刺激と不一致刺激をそれぞれ
“c”と“i”という小文字で、現行試行のそれら
を“C”と“I”という大文字で表わすと、先行
試行が一致刺激であった場合のフランカー効果
(*cI*試行と*cC*試行における反応時間（以下、斜体
で表示）の差： $cI - cC$) は不一致刺激であった
場合のフランカー効果 ($iI - iC$) よりも大きくなる
($(cI - cC) - (iI - iC) > 0$)。

こうしたCSE現象に対しては、大別して、トッ
プダウン型の注意制御に基づく説明とボトムアッ
プ型の記憶連合に基づく説明がある (Egner,
Ely, & Grinband, 2010)。まず、注意制御に基づ
く説明であるが、その観点からはさらに二つのモ
デルが提唱されている。一つは“期待による注意
制御モデル” (Gratton et al., 1992)、もう一つ
は“葛藤監視モデル” (Botvinick et al., 2001)
である。前者の期待による注意制御モデルは、先
行試行が不一致試行 (*i*) の場合には注意の範囲
を狭くして、次試行の標的に焦点化して処理しよ
うとする。これに対して葛藤監視モデルでは、不
一致刺激に対する葛藤状態を検知すると、直ちに
認知的制御が働いて現行の注意セットを強め、課
題無関連なフランカーを無視して課題関連の標的
へと注意を焦点化する。そして、そうした処理方
略は次試行にも持ち越される。いずれにせよ、先
行試行が不一致刺激で注意が標的に焦点化され
ると、続く不一致試行 (*iI*) ではフランカーによる
誤反応賦活がなくなり、反応時間は短縮するが、
一致試行 (*iC*) ではフランカーによる正反応賦活
の促進がなくなり、反応時間が延長する。結果と
してフランカー効果 ($iI - iC$) は小さくなる。他
方、先行試行が一致刺激の場合には注意の焦点化
はなく、続く一致試行 (*cC*) と不一致試行 (*cI*)
ともにフランカー効果 ($cI - cC$) はほとんど影
響を受けない。その結果として、フランカー効果
は不一致試行が先行する条件よりも一致試行が先
行する条件で大きくなり ($(cI - cC) > (iI - iC)$)、
CSEが生起する。もう一つのボトムアップ型記憶

連合に基づく考えでは、標的とフランカーを含む
全刺激列が反復する*iI*試行（例えば、“<<><<
<>”に続く“<<><<>”）と*cC*試行（例えば、
“>>>>>”に続く“>>>>>”）では、反
復プライミング効果として反応時間が短縮する。
他方、標的／反応のみが反復する試行（例えば、
“>>>>>”に続く“<<><<>”, “>><<>
>”に続く“<<<<<<>”）及び全刺激列非反復
試行では反応時間は短縮しない。したがって、フ
ランカー効果は不一致試行が先行する条件
($iI - iC$) よりも一致試行が先行する条件
($cI - cC$) で大きくなり、CSEが生じると説明
される (Mayr, Awh, & Laurey, 2003;
Nieuwenhuis, Stins, Posthuma, Polderman,
Boomsma, & de Geus, 2006)。

Davelaar & Stevens (2009) はCSEが注意の
焦点化による*iC*の延長と*iI*の短縮で生じるのか、
刺激反復プライミングによる*cC*と*iI*の短縮で生
じるのか、上記の例のような矢印の先端部分を刺
激として検討した。その実験では、中立刺激（例
えば、--<--）の試行 (*n*) も追加され、もしCSEが不
一致試行後の注意焦点化によって生じるなら、標
的／反応反復、非反復にかかわらず、*iI*は短縮す
るが、*cI*は（中立試行が先行する）*nI*と変わらず
($cI = nI > iI$)、また、*iC*は延長するが、*cC*は
*nC*と変わらないであろう ($iC > nC = cC$)；他
方、CSEが刺激反復プライミングによって生じる
のなら、標的／反応反復試行の*iI*と*cC*はそれぞ
れ中立刺激が先行する*nI*と*nC*に比べて短縮す
るであろう ($cI = nI > iI$, $iC = nC > cC$) と予
測した。結果は標的／反応反復の*iI*と*cC*試行
でのみ反応時間が短縮してCSEが生じ、非反復
条件ではCSEが消失した。すなわち、この結果
は刺激反復プライミングに基づく考え (Mayr et al.,
2003) を支持するものであった。しかしながら、
この実験を行ったDavelaar & Stevens (2009) は、
葛藤監視モデルを拡張して、葛藤の程度に応じて
全刺激列と反応との結合が強められるという考
えを提案した。この拡張葛藤監視モデルによ
ると、例えば、不一致刺激“<<><<>”によ
って生じた強い葛藤により、全刺激列と右手反
応の結合が強まり、続く全刺激列反復試

行 (iI) の反応時間が短縮する。同様に、一致刺激の全刺激列反復試行 (cC) においても反応時間は短縮するが、不一致刺激に比べて葛藤が弱いだけに全刺激列と反応との結合は弱く、その短縮時間は少ない。一方、標的/反応非反復条件では、そうした刺激-反応結合が次の試行で適用できないためにCSEが生じないと考えている。こうしたCSEの発現機序をめぐる論争は、CSEが標的/反応非反復条件でも認められることから、一般的には注意制御と標的/反応反復のいずれもが影響するという考えになってきている (Egner, et al., 2010)。

他方、こうした認知的制御が関与する事態で反応反復に伴う問題も指摘されている。Steinhauser, Hubner, & Druery (2009) は誤反応を惹起しやすい条件下 (例えば、課題切り替え) では誤反応リスクを減弱するための反応反復抑制が生じることを片側性準備電位 (lateralized readiness potential, LRP) で示唆した。そこでは、課題に応じた手で反応した後、その反応に伴うLRPとは逆方向に電位が徐々に変動し、次の試行に向けて同じ手による反応反復を積極的に抑制することを示した。この示唆を踏まえると、反応反復抑制は反応競合とともに反応反復を含むフランカー課題においても生じ、上記のCSEにも影響する可能性がある。さらに、利き手、非利き手という反応における非対称性も考慮すると、制御性に劣る非利き手では誤反応回避に向けて反復反応抑制が強く働くと予測できる。特に、Davelaar & Stevens (2009) のように矢印を刺激とすると、自動的に運動前野が賦活されて (Verleger, Vollmer, Wauschkuhn, van der Lubbe, & Wascher, 2000) 誤反応が誘発される危険性が強まり、非利き手での反応反復抑制が強まると予測できる。

そこで本研究はCSE生起にかかわる反応要因を明らかにすることを目的として、第一にDavelaar & Stevens (2009) が報告する標的/反応反復時におけるCSE効果の検証、第二にCSEにおける利き手と非利き手の効果を反応時間とLRPから探ることとした。本研究では、Davelaar & Stevens (2009) と同様に矢印の先

端部分を用いてフランカー刺激を作成し、標的とフランカーの向きが一致する条件と一致しない条件を設け、その中央の標的の向きに応じて、左右いずれかの手で反応することを求めた。こうした刺激では、日常経験で備わった刺激と反応の整合性の高い関係 (例えば、左向き矢印なら左手) に基づく自動的な反応賦活が起こりやすく、明瞭なフランカー効果が期待できる。先行研究の知見を踏まえると (Davelaar & Stevens, 2009), CSEは標的/反応反復条件においてのみ生じるであろう。またそれは認知的制御をより必要とする非利き手で顕著になると予測できる。こうした認知的制御が強まるのであれば、非利き手で反応した試行の後では特に反応反復抑制を反映するLRPの電位変動が観察されるであろう。

方 法

実験参加者 大学生14名 (女性13名, 範囲19-20歳) が実験に参加した。すべての実験参加者は右手利きで、矯正視力を含め正常な視覚機能を有していた。実験に先立ち、書面にて実験協力の同意を得た。

刺激と課題 課題刺激として矢印の先端部分で構成したフランカー刺激 (一致: <<<<<, >>>>, 不一致: >><>>, <<><<) を用いた。実験参加者の課題は、フランカー刺激の中央の標的の向きに応じて左右いずれかの第2指で反応ボタンを押すことであった。課題刺激は黒色で白の背景画面に呈示し、その大きさは視角にして各矢印の先端部分が $0.9^{\circ} \times 1.0^{\circ}$ 、全体では横 $6.5^{\circ} \times$ 縦 1.0° であった。1試行は、空白画面1000 ms間の後、フランカー刺激をボタン押し反応まで、あるいは最大1500 msまで呈示した。4つの課題刺激のパターンは等確率でランダムな順序であった。これらの刺激呈示はApple Power Mac G4コンピュータを使用し、PsyScope software (Cohen, MacWhinney, Flatt, & Provost, 1993) で制御した。

手続き 実験参加者は記録電極装着後、電気シールドルームに入って実験に関する教示を受けた。実験参加者は眼前60 cmに設置されたディスプレ

イに向かい、顔面固定台で頭部が固定された状態で1ブロックの練習試行を受け、引き続いて、10ブロックの本実験を行った。各ブロックはウォームアップ2試行と続くテスト96試行、計98試行で構成されていた。

記録と分析 課題刺激後150 msから800 ms間で生じた反応を正答と誤答に分け、反応時間は正反応に要した時間として算出した。脳波は銀-塩化銀 (Ag-AgCl) 皿電極を使って、左耳朶を基準電極として国際10-20電極法の5部位Fz・Cz・Pz・C3・C4から導出した。同時に垂直眼球電図 (EOG) をFpzから、水平EOGを左右眼角の外側約1 cmから記録した。電極抵抗はすべて5 kΩ以下とした。脳波とEOGはMA1132増幅器 (Digitex Lab社製) によって帯域通過周波数0.05-30 Hzのフィルタを使用して増幅した。A/D変換のサンプリング間隔は5 msであった。

最初の2試行はウォームアップ試行として反応時間とERPデータから除外した。さらにERP分析は誤反応試行、分析区間中にEOGあるいはノイズの影響として±100 μV以上の電位変化がみられる試行を除外した後、条件・部位ごとに加算処理した。

反応時間と誤答率は、反応 (左手, 右手), 反復 (反復, 非反復), 現行試行の一致性 (C, I), 先行試行の一致性 (c, i) の要因を設定し、反復測定分散分析を行った。さらに、標的/反応反復, 非反復別に先行試行と現行試行の組み合わせで、cC, iC, cI, iIに分けて分析し (Table 1参照), $(cI - cC) - (iI - iC)$ でCSEを算出した (Egner et al., 2010; Nieuwenhuis et al., 2006)。こうし

たCSEに対しても反復 (反復, 非反復) × 反応 (左手, 右手) の反復測定分散分析を実施した。

LRPは運動野に近いC3とC4部位で記録されたERPから算出し、6 Hzのローパスフィルタをかけた。LRPは先行試行における反応手別に、左手反応時のC3部位で記録したERPからC4部位で記録したERPを減算した差分電位、及び右手反応時のC3記録ERPからC4記録ERPを減算した差分電位として求めた。LRP処理区間は現行試行の課題刺激呈示前1500 msから刺激後500 msであり、基線は刺激前1500-1200 ms間の平均電位とした。

結 果

行動指標 Table 2に左右手反応における反応時間と誤答率の各平均と標準偏差を示す。いずれの条件においても現行試行の一致刺激より不一致刺激に対して反応時間が延長し、一致性効果 (フランク効果) が認められた。誤答率においても同様の結果を示しており、反応時間の結果は速さと正確さのトレードオフによるものではなかった。加えて、そうした一致性効果は反復条件で先行試行が一致刺激であった場合に大きくなり、とくに左手反応条件で顕著であった。こうした反応時間の平均CSEと標準誤差をFigure 1に示す。

Table 2に示す反応時間に基づき、反応 (左手, 右手) × 反復 (反復, 非反復) × 現行試行の一致性 (C, I) × 先行試行の一致性 (c, i) の4要因反復測定分散分析を行ったところ、4要因の交互作用が有意となった ($F(1, 13) = 27.36, p < .001, \eta_p^2 = .68$)。そこで、左右手別に反復 × 現行試行の一致性 × 先行試行の一致性の3要因反復測定分散分析を実施した。左手反応の結果は、反復と現行試行の主効果、及び反復と現行試行の交互作用を認めた (それぞれ、 $F(1, 13) = 7.66, p < .05, \eta_p^2 = .37$; $F(1, 13) = 165.45, p < .001, \eta_p^2 = .93$; $F(1, 13) = 18.29, p < .001, \eta_p^2 = .58$)。さらに、3要因の交互作用が有意となった ($F(1, 13) = 81.36, p < .001, \eta_p^2 = .86$)。続く単純・単純主効果検定は、反復と先行試行の要因におけるすべての条件において現行試行の一致性効果

Table 1. Flanker-stimulus sequences in the cC, iC, cI, and iI conditions of previous (n-1) and current (n) trial congruency.

	Repetition		Nonrepetition	
	trial n-1	trial n	trial n-1	trial n
cC	<<<<<<	<<<<<<	>>>>>>	<<<<<<
	>>>>>>	>>>>>>	<<<<<<	>>>>>>
iC	>><>>	<<<<<<	<<><<	<<<<<<
	<<><<	>>>>>>	>><>>	>>>>>>
cI	<<<<<<	>><>>	>>>>>>	>><>>
	>>>>>>	<<><<	<<<<<<	<<><<
iI	>><>>	>><>>	<<><<	>><>>
	<<><<	<<><<	>><>>	<<><<

Table 2. Mean reaction times (ms) and error rates as a function of target/response repetition (Repetition; Nonrepetition), current trial type (Congruent; Incongruent), and previous trial type (c, congruent; i, incongruent) with left-hand and right-hand responses.

		Left hand				Right hand			
		Repetition		Nonrepetition		Repetition		Nonrepetition	
		c	i	c	i	c	i	c	i
Reaction times	Congruent	402	416	443	433	396	407	426	422
		(42)	(39)	(52)	(51)	(44)	(37)	(49)	(47)
	Incongruent	496	465	486	492	458	440	478	474
		(42)	(42)	(47)	(51)	(50)	(43)	(43)	(47)
Error rates	Congruent	0.04	0.03	0.04	0.05	0.03	0.04	0.05	0.03
		(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.07)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.04)
	Incongruent	0.12	0.09	0.09	0.08	0.09	0.05	0.07	0.06
		(0.09)	(0.08)	(0.06)	(0.08)	(0.06)	(0.04)	(0.07)	(0.06)

Note: Standard deviations are noted in parentheses.

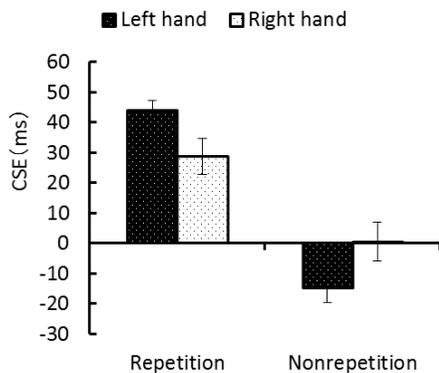


Figure 1. Congruency sequence effects with left-hand and right-hand responses on target/response repetition and nonrepetition trials. The error bars indicate standard errors of the means.

(反復・非反復とも、 $cC < cI$; $iC < iI$) が認められた (すべて、 $F(1, 52) > 58.51$, $p < .001$)。また、反復条件においては cC が iC よりも、 iI が cI よりも短縮したのを反映して ($cC < iC$; $iI < cI$)、先行試行の一致性効果が有意であり (それぞれ、 $F(1, 52) = 12.32$, $p < .001$; $F(1, 52) = 61.01$, $p < .001$)、非反復条件においては反対に cC は iC よりも延長したのを反映して ($cC > iC$)、一致試行で先行試行の一致性効果が有意となった ($F(1, 52) = 5.54$, $p < .05$)。右手反応の結果は、反復と現行試行の主効果、及び現行試行

と先行試行の交互作用を認めた (それぞれ、 $F(1, 13) = 17.68$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .58$; $F(1, 13) = 89.85$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .87$; $F(1, 13) = 8.92$, $p < .05$, $\eta_p^2 = .41$)。また、3 要因の交互作用も有意となった ($F(1, 13) = 11.59$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .47$)。続く単純・単純主効果検定は、左手反応と同様に、反復と先行試行の要因におけるすべての条件において現試行の一致性効果 (反復・非反復とも、 $cC < cI$; $iC < iI$) が認められた (すべて、 $F(1, 52) > 26.85$, $p < .001$)。また、反復条件においては、 cC が iC よりも、 iI が cI よりも短縮したのを反映して ($cC < iC$; $iI < cI$)、先行試行の一致性効果が有意となった (それぞれ、 $F(1, 52) = 6.73$, $p < .05$; $F(1, 52) = 16.84$, $p < .001$)。

誤答率も同様に 4 要因反復測定分散分析を行ったところ、反応、現行試行、先行試行の主効果が有意となった (それぞれ、 $F(1, 13) = 6.48$, $p < .05$, $\eta_p^2 = .33$; $F(1, 13) = 31.28$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .71$; $F(1, 13) = 10.32$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .44$)。さらに、現行試行×先行試行の交互作用も認められた ($F(1, 13) = 18.93$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .59$)。続く単純主効果検定は、先行試行の一致と不一致のいずれの条件においても現行試行の一致性効果 ($cC < cI$; $iC < iI$) が有意となった (それぞれ、 $F(1, 26) = 44.64$, $p < .001$; $F(1, 26) = 15.45$,

$p < .001$)。また、現行試行の不一致条件においては cI の誤答率が iI よりも高かったことを反映して ($iI < cI$)、先行試行の一致性効果が有意であった ($F(1, 26) = 26.72, p < .001$)。

CSEに対して反復(反復, 非反復) × 反応(左手, 右手)の反復測定分散分析を行った結果、反復の主効果及び反復 × 反応の交互作用が認められた(それぞれ, $F(1, 13) = 40.40, p < .01, \eta_p^2 = .76$; $F(1, 13) = 23.36, p < .01, \eta_p^2 = .68$)。すなわち、CSEは反復条件でのみ認められ(反復, 36 ms; 非反復, -7 ms)、また左手条件の方が右手条件よりもCSEが大きかった(反復/左手, 44 ms; 反復/右手, 29 ms)。誤答率においてもCSEを算出し、反復測定分散分析を行ったが、いずれの主効果及び交互作用も認められなかった。

LRP 先行試行の左右の反応手と一致性の4カテゴリでLRP波形を算出した。Figure 2に示すように、先行刺激の一致性にかかわらず、左手条件では現行試行に入る前に左右手のバランスが取れて中立位置に戻っていたのに対し、右手条件では現行試行開始時点でまだ右手反応優位が残っていた。現行試行の刺激呈示前200-100 ms間と

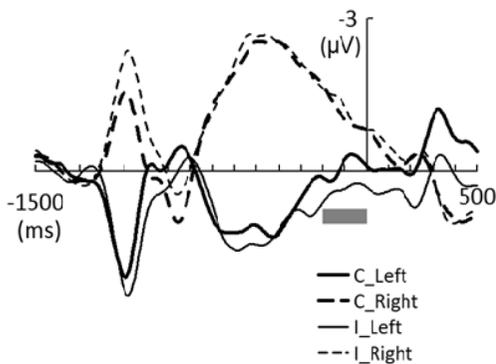


Figure 2. Grand averaged ($N = 14$) waveforms of lateralized readiness potential (LRP).

The waveforms are overlapped for congruent (C) and incongruent (I) stimuli (thick and thin lines, respectively) with left-hand and right-hand responses (solid and dashed lines, respectively) on the previous trials. Negativity is upward for right-hand responses and downward for the left-hand responses. The zero point (Y-axis) indicates the current stimulus onset. The onset of the button-press responses on the previous trial corresponds to -1000 ms. The gray bar denotes the period in which t tests were conducted.

100-0 ms間の平均電位に対して基線との間で t 検定を行ったところ、右手条件は200-100 ms間(一致, $-1.3 \mu V$; 不一致, $-1.5 \mu V$)で有意な反応賦活がみられ(それぞれ, $t(13) = 2.79, p < .05, r = .61$; $t(13) = 3.41, p < .01, r = .69$), 100-0 ms間(一致, $-0.9 \mu V$; 不一致, $-1.0 \mu V$)でも残存した(それぞれ, $t(13) = 1.92, p < .10, r = .47$; $t(13) = 2.09, p < .10, r = .50$)。他方、左手条件はいずれの区間(200-100 ms間: 一致, $-0.1 \mu V$; 不一致, $-0.4 \mu V$; 100-0 ms間: 一致, $0.3 \mu V$; 不一致, $-0.3 \mu V$)でも有意な電位の発達は認められなかった。

考 察

本研究は、CSE生起にかかわる反応要因を検討することを目的として反応時間及びLRPを測定した。反応時間に関しては、Davelaar & Stevens (2009)と一致して標的/反応反復条件でCSEを認めた。この結果は注意制御説(Gratton et al., 1992; Botvinick et al., 2001)を支持せず、むしろ、 cC と iI 試行における刺激反復プライミングによる効果として解釈できる(Mayr et al., 2003; Nieuwenhuis et al., 2006)。しかし、CSEは制御性に劣る左手反応で大きかった。CSEが単にプライミング効果によるものならば、左右の手で生じるCSEは同程度になるはずで、刺激反復プライミングのみによる説明も難しい。

拡張葛藤監視モデルに基づく、標的とフランカーを含む全刺激列が反復する cC と iI 試行では刺激-反応結合が強められて反応が促進され($cC < iC, iI < cI$)、その結果としてCSE($(cI - cC) - (iI - iC)$)が生じたと解釈できる。さらに、左手(非利き手)反応でCSEが大きくなった結果も、制御性に劣る左手反応時には葛藤に伴う認知的制御がさらに加わると考えれば、それは右手反応よりも刺激-反応結合を強めたと推察できる。すなわち、左手反応時の cC と iI の短縮が右手反応時よりも大きくなることによって、左手反応時のCSEが大きくなったと推定できる。この推定通りに、もし左手反応時の cC と iI 試行における反応時間の短縮によって左手反応のCSEが大きくなった

のであれば、左手反応時の iC と cC の差 ($iC - cC$) 及び cI と iI の差 ($cI - iI$) は右手の場合よりも大きくなるはずである。しかしながら、左手反応時の cI と iI の差 (496 ms - 465 ms) が 31 ms、右手反応時の差 (458 ms - 440 ms) が 18 ms で推定通りであったが、左手反応時の iC と cC の差 (416 ms - 402 ms) と右手反応時の差 (407 ms - 396 ms) はそれぞれ 14 ms と 11 ms でほとんど違いはなかった (Table 2 参照)。したがって、拡張葛藤監視モデルも本研究の結果を部分的にしか説明できない。

もし刺激反復プライミングによる反応時間の短縮が左手反応と右手反応で変わらないとすると、上記の考察から cC 試行では反応時間の短縮 ($iC - cC$) が 13 ms (左手 14 ms, 右手 11 ms の平均) と推定され、 iI 試行では右手反応時の短縮 ($cI - iI$) を左手反応にも適応して 18 ms と推定してみよう。ここで左手反応時の cI 試行には反応時間に 13 ms (左手反応時 cI (31 ms) - 18 ms) の残余が生じる。この左手反応時の cI における 13 ms の延長は、まさに、標的/反応反復条件の CSE における左手反応時 (44 ms) と右手反応時 (29 ms) の差 (15 ms) にほぼ符合し、その cI 延長が左手反応時の CSE を大きくしたように見える。問題はこの左手反応時の cI 試行における 13 ms (あるいは、15 ms) という反応時間の延長が何によってもたらされたかである。

上記の標的/反応反復条件の左手反応時に見られた cI の延長には、現行試行前に生じた運動皮質の賦活がかかっている可能性がある。本研究で得られた LRP を見ると、左手反応後には次の現行試行に向けて左右手の賦活バランスが取れた中立位置に戻ることが示された。すなわち、Steinhauser et al. (2009) の主張を拡張して、左手で反応した場合には、次試行の刺激呈示に先行して (反応反復抑制を含めた) 積極的な反応の制御が行われていることを示唆した。この左手反応時の積極的な反応制御が cI 試行における反応時間の延長をもたらしたのではないであろうか。標的/反応反復条件の cI 試行において、先行試行の一致刺激 (<<<<<) に続いて現行試行の不一致刺激 (>><>>) が呈示されると、先行試行の

左手反応によって生じた (左手反応の反復を抑制する) 積極的な反応制御と現行試行のフランカー方向に応じた右手反応の賦活が協調して、標的に対する左手反応との間に葛藤が強く生じた可能性がある。他方、右手反応の LRP は次試行の前でもまだ右手反応にバイアスがかかった状態であり、先行試行の一致刺激 (>>>>>) に続いて現行試行の不一致刺激 (<<<<<) が呈示されても、フランカーによる左手反応の賦活はそれほど右手反応に影響を与えなかったように見える。

結論 矢印の先端部分を用いたフランカー課題の反応時間と LRP の結果から、CSE 生起には反応反復と非利き手の要因が関与していることが明らかとなった。そこでは、刺激反復プライミングに加え反応反復抑制にかかわる認知的制御が働いていることが推察された。認知的制御の検討にあたっては、今後はさらに反応制御も考慮していく必要があるだろう。

引用文献

- Botvinick, M. M., Braver, T. S., Barch, D. M., Carter, C. S., & Cohen, J. D. (2001). Conflict monitoring and cognitive control. *Psychological Review*, **108**, 624-652.
- Cohen, J. D., MacWhinney, B., Flatt, M., & Provost, J. (1993). PsyScope: An interactive graphic system for designing and controlling experiments in the psychology laboratory using Macintosh computers. *Behavior Research Methods, Instruments and Computers*, **25**, 257-271.
- Coles, M. G. H., Gratton, G., & Donchin, E. (1988). Detecting early communication: Using measures of movement-related potentials to illuminate human information processing. *Biological Psychology*, **26**, 69-89.
- Davelaar, E. J., & Stevens, J. (2009). Sequential dependencies in the Eriksen flanker task: A direct comparison of two competing accounts. *Psychonomic Bulletin*

- & *Review*, **16**, 121-126.
- Egner, T., Ely, S., & Grinband, J. (2010). Going, going, gone: Characterizing the time-course of congruency sequence effects. *Frontiers in Psychology*, **1**, 1-8.
- Egner, T., Etkin, A., Gale, S., & Hirsch, J. (2008). Dissociable neural systems resolve conflict from emotional versus nonemotional distracters. *Cerebral Cortex*, **18**, 1475-1484.
- Eriksen, B. A., & Eriksen, C. W. (1974). Effects of noise letter upon the identification of a target letter in a nonsearch task. *Perception & Psychophysics*, **16**, 143-149.
- Eriksen, C. W., & Schultz, D. W. (1979). Information processing in visual search: A continuous flow conception and experimental results. *Attention, Perception, & Psychophysics*, **25**, 249-263.
- Etkin, A., Egner, T., Peraza, D. M., Kandel, E. R., & Hirsch, J. (2006). Resolving emotional conflict: A role for the rostral anterior cingulate cortex in modulating activity in the amygdala. *Neuron*, **51**, 1-12.
- Gratton, G., Coles, M. G. H., & Donchin, E. (1992). Optimizing the use of information: Strategic control of activation of responses. *Journal of Experimental Psychology: General*, **121**, 480-506.
- Gratton, G., Coles, M. G. H., Sirevaag, E. J., Eriksen, C. W., & Donchin, E. (1988). Pre- and poststimulus activation of response channels: A psychophysiological analysis. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **14**, 331-344.
- Mayr, U., Awh, E., & Laurey, P. (2003). Conflict adaptation effects in the absence of executive control. *Nature Neuroscience*, **6**, 450-452.
- Nieuwenhuis, S., Stins, J. F., Posthuma, D., Polderman, T. J. C., Boomsma, D. I., & de Geus, E. J. (2006). Accounting for sequential trial effects in the flanker task: Conflict adaptation or associative priming? *Memory & Cognition*, **34**, 1260-1272.
- Steinhauser, M., Hubner, R., & Druey, M. (2009). Adaptive control of response preparedness in task switching. *Neuropsychologia*, **47**, 1826-1835.
- Verleger, R., Vollmer, C., Wauschkuhn, B., van der Lubbe, R. H. J., & Wascher, E. (2000). Dimensional overlap between arrows as cueing stimuli and responses? Evidence from contra-ipsilateral differences in EEG potentials. *Cognitive Brain Research*, **10**, 99-109.