九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

凶器注目効果と有効視野

原田, 佑規

https://doi.org/10.15017/1785347

出版情報：九州大学, 2016, 博士（心理学）, 課程博士
バージョン：
権利関係：全文ファイル公表済

博士学位論文

凶器注目効果と有効視野

平成 28 年度

九州大学大学院　人間環境学府

行動システム専攻

原田　佑規

目次

第 1 章　序論：凶器注目効果の先行研究と理論的検討

1.1 はじめに …… 2

1.2 凶器注目効果の定義と実証的研究 …… 2

1.3 凶器注目効果の説明仮説 …… 6

1.4 有効視野縮小仮説 ……12

1.5 本研究の目的 ……17

第 2 章　有効視野の縮小における凶器の役割

2.1 問題と目的 ……...… 20

2.2 予備実験 ……..…… 20

2.3 実験 1 ……..…… 25

2.4 実験 2 …… 36

2.5 第 2 章の考察 ……44

第 3 章　有効視野の縮小における脅威性と新奇性の役割

3.1 問題と目的 ……47

3.2 実験 3 …… 47

3.3 実験 4 ……. 53

3.4 第 3 章の考察 ……64

第 4 章　総合考察

4.1 本研究のまとめ ……67

4.2 中心・周辺視野モデル ……69

4.3 結論 ……73

引用文献 ……..…. 75

謝辞 …….. 85

第 1 章　序論：凶器注目効果の先行研究と理論的検討

1.1 はじめに

平成 27 年における日本の犯罪認知件数は, 殺人事件が 933 件, 強盗事件が 2426 件，侵入強盗が 790 件となっている（警察庁，2016）。このような凶悪事件においては, 被疑者のリストアップや犯人の同定のために目撃証言が用いられる（厳島，2003）。目撃証言は，犯罪捜査だけでなく後の裁判においても証拠として扱われるため，その信ぴょう性がどの程度なのかは，重要なテーマの 1 つとして研究されてきた。

目撃証言の信ぴょう性に影響する要因の 1 つとして凶器注目効果がある。凶器注目効果とは，凶器で武装した犯人を目撃すると，目撃者は凶器を注視し，犯人の人相や身体的特徴等（i.e., 空間的周辺情報）を正確に思い出しにくくなる現象のことである（weapon focus effect, e.g., Erickson, Lampinen, & Lesing, 2014; 越智，2000）。凶器注目効果は，主に強盗や殺人等の事件の目撃証言において生じる可能性がある。凶器注目効果の生起メカニズムを解明することは，犯罪捜査や裁判における目撃証言の適切な取り扱いに貢献すると考えられる。

1.2 凶器注目効果の定義と実証的研究

凶器注目効果は，凶器の存在が目撃者の注意を捕捉し，その結果として凶器

から離れた位置にある情報，すなわち周辺情報[1]に関する記憶の正確さが低下する現象として定義される（Biggs, Brockmole, & Witt, 2013; Loftus, Loftus & Messo, 1987）。凶器注目効果は，先行研究において実験的に検証されてきた。例えば，Loftus et al.（1987）は，ターゲット人物と飲食店員の女性との間のやり取りを描写した一連の写真を 2 種類作成して，それらを実験参加者に呈示した。2 種類の写真のうち，一方の写真ではターゲット人物が女性に対して銃を向けており，残りの一方の写真では小切手を向けていた。写真を観察する際の参加者の眼球運動を分析したところ，銃に対して向けられた注視時間は小切手に対して向けられた注視時間よりも有意に長かった。このことは，武装した犯人を目撃すると，目撃者は凶器を長く注視するようになり，周辺情報を比較的注視しなくなることを示す。さらに，凶器の存在が周辺情報に関する記憶の正確さに及ぼす影響を検討するために，Loftus et al.（1987）は，ターゲット人物の人相に関する再認課題を行った。その結果，ターゲット人物の人相に関する再認記憶は，ターゲット人物が銃を握っていた時のほうが小切手を握っていた時よりも有意に低いことが明らかとなった。これらの結果を踏まえ，先行研究では凶器注目効果の生起メカニズムについて以下の 2 段階のプロセスが想定されている（e.g.,

[1]本論文における周辺情報とは，凶器の存在から空間的に離れた位置に配置された情報のことである。一方で，中心情報とは，凶器の存在と空間的に近接した位置に配置された情報のことである。

Fawcett, Russell, Peace, & Christie, 2013）。まず，武装した犯人を目撃する時，目撃者は凶器を長く注視するため，周辺情報を注視しにくくなる。その結果，周辺情報は符号化されにくくなり，周辺情報の記憶の正確さは低下すると想定される。

凶器の存在は周辺情報に関する記憶の正確さを低下させる一方で，凶器そのものや凶器と視空間的に接近した情報，すなわち空間的中心情報に関する記憶の正確さを高めることが報告されている（Maass & Kohnmen, 1989; Pickel, Ross, & Truelove, 2006; 大上・箱田・大沼，2006）。Pickel et al.（2006）の実験では，参加者はターゲット人物が女性に対して苦情を伝えている場面を上演形式で目撃した。このとき，ターゲット人物が握っていたアイテムが操作されており，それは銃もしくは本のどちらかであった。この後に記憶を測定したところ，周辺情報の記憶成績はターゲット人物が銃を握っていた時のほうが本を握っていた時よりも有意に低かったが，中心情報の記憶成績は前者の条件のほうが後者の条件よりも有意に高かった。この結果は，凶器が長く注視されたことによって，中心情報の符号化を促進したことにより生じたと考えられる。また，凶器の存在がさまざまな情報に関する記憶の正確さに及ぼす影響を検証するために，Harada & Mitsudo（2016a）は実験を行った。その実験では，23 名の参加者はナイフを握ったターゲット人物が描写された写真を観察し，24 名の参加者は集金

ポーチを握ったターゲット人物が描写された写真を観察した。そして，その観察の直後に写真の内容に関する再認課題を 4 肢強制選択で行い，中心情報（e.g., ターゲット人物によって握られたアイテムの種類，長さ，そして手袋の色）と周辺情報（e.g., ターゲット人物の上着，ズボン，そしてセーターの色）の再認成績を求めた。その結果，周辺情報における平均正再認率は，ナイフ条件と集金ポーチ条件の間で有意差がなかった（56.52%と 51.04%）。その一方で，中心情報における平均正再認率は，ナイフ条件のほうが集金ポーチ条件よりも有意に高かった（74.78%と 62.50%）。さらに，観察から 4 週間後に同様の再認課題を行ったところ, 4 週間後の周辺情報における平均正再認率はナイフ条件と集金ポーチ条件の間で差はなかったが（40.22%と 39.58%），中心情報における平均正再認率の差はナイフ条件のほうが集金ポーチ条件よりも大きく上回った（72.17%と 54.17%）。これらの結果は，凶器の存在が注意を捕捉し，その注意の中心にある情報は長く注視され，その符号化が促進されたことにより生じたと考えられる。

また，凶器の存在による周辺情報の記憶の正確さの低下は，特に実験室環境において顕著に生じることが報告されている（Fawcett et al., 2013）。Fawcett et al.（2013）は，凶器注目効果を実験的に検証した研究のデータを収集し，凶器の存在が周辺情報の記憶に及ぼす影響をメタ分析によって検証した。周辺情報の記憶における凶器の有無の効果量を求めたところ，その値は有意な正の値であ

り（g = 0.55），凶器の存在は周辺情報に関する記憶成績を低下させることが明らかになった。さらに，Fawcett et al.（2013）は，現実に発生した事件を取り扱った研究のデータを収集し，目撃記憶における凶器の有無の効果量を求めた。その結果，実際の事件における凶器の存在の効果量は有意な正の値であったが（g = 0.15），その値は実験室研究で得られた効果量よりも小さかった。このことから，凶器注目効果は実験室場面のほうが現実の犯罪場面よりも強く生じることが示唆される。

1.3 凶器注目効果の説明仮説

なぜ，凶器は目撃者の視線をひきつけ，周辺情報に関する記憶の正確さを低下させるのであろうか？先行研究ではこの疑問に対して，覚醒仮説と新奇性仮説という 2 つの仮説が提唱されている。

1.3.1 覚醒仮説

覚醒仮説とは，凶器注目効果の原因を覚醒水準の上昇に帰属させる仮説であり, 凶器注目効果における初期の研究においてたびたび主張されてきた（Kramer, Buckhout, & Eugenio, 1990; Loftus et al., 1987; Tooley, Brigham, Maass, & Bothwell, 1987）。ある刺激によって覚醒水準が上昇すると，人はその刺激に対して優先的

に注意を向け，その刺激とは無関係な刺激に対して注意を向けにくくなるとされている（Christianson, 1992; Easterbrook, 1959; 越智，2005）。この現象を凶器注目効果に当てはめて考えると，次のようなプロセスが考えられる。まず，犯人が握っている凶器は被害者や目撃者にとって脅威的なアイテムであるため，被害者や目撃者に不安や恐怖を喚起させて覚醒水準を上昇させる。そのため，目撃者は凶器を長く頻繁に注視するようになり，周辺情報を注視しにくくなる。その結果として，中心情報は符号化されやすくなり，周辺情報は符号化されにくくなると考えられる。実際に，血まみれの女性が道路で倒れている場面（i.e., 覚醒水準を上昇させるような場面）を目撃すると，参加者はその女性を頻繁に注視し，その背景にある車を注視しにくくなったことが報告されている（Christianson, Loftus, Hoffman, & Loftus, 1991）。また，凶器を含む場面を目撃したときに，周辺に呈示されたターゲット刺激に対する検出反応が遅れたという報告もある（Hope & Wright, 2007）。これは，凶器の存在が覚醒水準を上昇させ，参加者はその凶器を優先的に注視したため，周辺に呈示されたターゲット刺激の検出が遅れたと解釈できる。現実の刑事事件においては，被害者や目撃者は強い覚醒状態にあると考えられるため，覚醒仮説は経験的な妥当性を有していると考えることも可能である。

しかしながら，覚醒仮説に反する実験結果も報告されている（Kramer et al,

1990; Maass & Kohnken, 1989; Pickel, 1998, 1999）。例えば，参加者の覚醒水準が低かった場合でも，凶器の存在は周辺情報に関する記憶成績を低下させたという報告がある（Kramer et al., 1990）。また，Maass & Kohnken（1989）は，凶器の有無と覚醒水準の両方を操作した実験を行った。その実験の中で，参加者は，注射器（凶器）もしくはペン（中性アイテム）のどちらかを握った実験者を上演形式で目撃した。このとき，半数の参加者はこれから注射を受けなければならないことを通知され（覚醒条件），残りの半数の参加者は注射を受けないことを通知された（統制条件）。その結果，周辺情報に関する記憶成績は，実験者が注射器を握っていたほうがペンを握っていたよりも有意に低かったが，覚醒条件と統制条件の差は有意ではなかった。この結果から，覚醒水準の上昇は凶器注目効果の十分条件ではないと考えられる。覚醒仮説の妥当性を検証するために，Fawcett et al.（2013）は，覚醒水準を操作した実験のデータを集めてメタ分析を行った。その結果，周辺情報の記憶成績における覚醒水準の効果量は有意な値ではなく（$g = 0.14$），覚醒水準の上昇が記憶成績に及ぼす影響は見られなかった。これらの結果から，覚醒仮説は凶器注目効果を完全に説明することはできない。

1.3.2 新奇性仮説

そこで，覚醒仮説の代わりに新たに提案された仮説が新奇性仮説である[2]。新奇性仮説では，凶器に備わる高い新奇性が目撃者の注意を捕捉することを仮定しており，その結果として凶器は長く注視され，凶器注目効果が生じるとする（Mcrae, Sharps, Power, & Newton, 2013; Mitchell, Livosky, Mather, 1998; Pickel, 1998, 1999; Pickel et al., 2006）。人は，視覚情報を処理する際，目撃場面の文脈に一致しない情報を新奇性の高い情報として素早く検出し，その情報が何であるかを分析するためにその情報を長く注視する傾向を持つとされる（Loftus & Mackworth, 1978）。この現象を凶器注目効果に当てはめて考えると，次のようなプロセスが考えられる。まず，日常場面（e.g., 銀行や飲食店）における凶器を握った犯人の登場は文脈に一致しないことが多い。そのため，武装した犯人を目撃すると，目撃者は凶器を新奇性の高い情報として検出し，その凶器を長く注視すると予測できる。その結果として，目撃者は周辺情報を注視しにくくなり，後に周辺情報の詳細を正確に思い出せなくなると考えられる。

この仮説を検証するために，Pickel（1998）はアイテムの新奇性が周辺情報に関する記憶の正確さに及ぼす影響を検証した。この実験では，床屋の文脈の中でターゲット人物が受付係の女性に近づき，何かを話した後に女性からいくら

[2] 新奇性という用語の本来の意味は，文脈不一致性とは必ずしも同一ではない。しかしながら，凶器注目効果の先行研究では新奇性という用語が用いられてきたこともあり（e.g., 大上他，2006），論旨の分かりやすさを優先するために，本論文では用語を新奇性に統一した。

かの現金を受け取るという動画が呈示された。この動画の中で，ターゲット人物によって握られていたアイテムが操作されており，そのアイテムは新奇性の高いもの（銃もしくは生肉）と低いもの（はさみもしくは財布）のいずれかであった。この動画を呈示したのちに記憶課題を行ったところ，周辺情報に関する記憶成績は，ターゲット人物が新奇性の高いアイテムを握っていた時のほうが低いアイテムを握っていた時よりも有意に低かった。また，Pickel（1999）は目撃場面の文脈そのものを操作することで新奇性仮説の妥当性を検証した。この実験では，銃を握ったターゲット人物が女性に近づき何かを話すという場面を描写した動画が呈示された。この動画の中で，目撃場面の文脈が操作されており，その文脈は銃と一致しない場面（野球場）と一致する場面（射撃場）であった。この動画を呈示したのちに記憶を測定したところ，周辺情報に関する記憶成績は，一致しない場面のほうが一致する場面よりも有意に低かった（Pickel, 1999）。さらに，Fawcett et al.（2013）はアイテムの新奇性を操作した実験のデータに対してメタ分析を行ったところ，記憶成績におけるアイテムの新奇性の効果量は有意な正の値であった（$g = 0.40$）。これらの結果は，新奇性仮説を支持している。

1. 3. 3 注視と記憶の関係

覚醒仮説と新奇性仮説はどちらも，目撃者が周辺情報を注視しにくくなった結果として，周辺情報の記憶の正確さは低下すると主張している[3]。この主張の前提には，注視されていない情報は符号化されにくく，それゆえに正確に思い出されにくいことが暗黙に仮定されている。しかしながら，近年では，目撃情報の符号化は必ずしも注視を必要とせず，周辺視野における情報処理のみでも十分ということが指摘されている（Huebner & Gegenfurtner, 2010; Tatler, Gilchrist, & Land, 2005）。Huebner & Gegenfurtner（2010）は，参加者の中心視野と周辺視野に異なる視覚刺激を呈示し，そののちにそれらの刺激に関する記憶を測定することで，注視の有無が記憶に及ぼす影響を検討した。その結果，刺激の呈示時間が 1000 ms であった場合のみ, 記憶成績は中心視野に呈示された刺激のほうが周辺視野に呈示された刺激よりも有意に高かった。その一方で，刺激の呈示時間が 3000 ms 以上であった場合, 記憶成績は中心視野に呈示された刺激と周辺視野に呈示された刺激の間に有意差がなかった。この結果から，目撃時間が比較的長い場合，周辺視野による処理のみでも目撃情報を符号化することが可能と考えられる。また，Tatler et al.（2005）は，いくつかのアイテムが配置された

[3]注視点の位置と潜在的注意（covert attention）の向けられた位置は必ずしも対応しないことが実験によって示されている（Posner, Snyder, & Davidson, 1980）。この注視点と注意の不対応は，視線を固定しつつ注意を周辺視野に向ける課題の中で頻繁に生じている（e.g., Shulman, Remington, & McLean, 1979）。しかしながら，日常場面においては，注視点を固定しつつ周辺視野に注意を向けることはほとんどないと考えられるため，現実の目撃場面においては注視点の位置と注意の向けられた位置はほぼ対応すると考えられる。

小部屋を参加者に観察させ，それらのアイテムに対して向けられた注視回数と記憶の関係を検証した。各アイテムの注視回数（0，1，2，3，4 回）ごとに記憶成績を計算したところ，アイテムの位置に関する記憶成績のみ注視回数の増加に伴って上昇した。その一方で，アイテムの形状や色，相対距離に関する記憶成績は注視回数の増加による影響を受けなかった。この結果から，注視回数の少なさは必ずしも記憶の正確さの低下に結びつかないことが示唆される。

1.4 有効視野縮小仮説

覚醒仮説と新奇性仮説は，刺激を観察するときの注視位置の偏りによって周辺情報に関する記憶の正確さの低下を説明する。その一方で，情報を符号化するためには必ずしも注視は必要でなく，周辺視野における情報処理だけでも十分であることが示されてきた。そこで近年，凶器の存在が有効視野（functional field of view）を縮小させることによって，周辺視野における情報処理に負の影響を及ぼし，その結果として周辺情報の記憶の正確さは低下するという仮説が提唱された（原田，2016; 大上他，2006）。

1.4.1 有効視野の定義

視覚情報の処理においては，視細胞の分布に基づき，注視点に近い位置にあ

る情報の解像度が高くなり，注視点から離れるにつれ情報の解像度が低くなる。また，多くの視覚情報が存在するとき，人はそれらの情報のすべてを一度に認知することはできない。このような環境において，情報を正確に認知できる領域は限られており，一度の注視の際に視覚情報を正確に認知することのできる，注視点を中心とした一定の領域を有効視野という（Park & Reed, 2014; Ringer, Throneburg, Johnson, Kramer, & Loschky, 2015）。言い換えれば，この有効視野の内側にある情報は明瞭に認知されるが，外側にある情報は認知されにくくなるということを意味する。このように，有効視野は視覚情報処理における機能的な側面から定義された概念である。

有効視野を測定するためには，実験参加者の周辺視野にターゲット刺激を呈示して，そのターゲットに対する検出成績や同定成績を測定する方法が用いられる（e.g., Mackworth, 1965; Nobata, Hakoda, & Ninose, 2010; Park & Reed, 2014）。例えば，Park & Reed（2014）は，参加者にドライブシミュレータ課題を課しつつ，周辺視野に呈示されたターゲット刺激の検出を求めた。その結果，ターゲットの検出成績は，ドライブシミュレータを用いた条件のほうが用いなかった条件よりも低く，特にターゲットの網膜偏心度が 40°以上の条件で顕著に低下した。この結果は，運転という知覚運動課題が有効視野を狭め，注視点から離れた位置に呈示されたターゲットを認知できなくなったことにより生じたと考え

られる。

有効視野は, 注視点を中心とした横長の楕円形に近く（Ikeda & Takeuchi, 1975）, その大きさはさまざまな認知的要因に応じて狭まる（e.g., Leibowitz & Appelle, 1969）。認知的要因の例としては，視覚における妨害刺激（Mackworth, 1965）や聴覚における妨害刺激（Wood et al., 2006）の呈示，刺激の認知困難度（Ikeda & Takeuchi, 1975），二重課題の有無（Leibowitz & Appelle, 1969: Park & Reed, 2014; Williams, 1982）, そして観察者自身の体勢（Reed, Reed, & Hollands, 2014）がある。このように，有効視野の大きさは固定的なものではなく，ダイナミックなものである。

特に興味深いこととして，注視点の情報に注意を向けるときに有効視野は狭まるという点が挙げられる。例えば，課題を注視点において処理する際，その課題の難易度に応じて，周辺視野におけるターゲットの検出成績や同定成績は低下した（Ikeda & Takeuchi, 1975; Leibowitz & Appelle, 1969）。この結果は，難易度の高い課題が注意を捕捉することによって，有効視野が狭まったことを示す。この注意捕捉と有効視野の大きさの関係については，注意のズームレンズモデルによる予測とも一致している。注意のズームレンズモデルによると，注意の処理が深くなると注意を向けることのできる視空間的な範囲は狭まり，反対に処理が浅くなると注意の範囲は広がるとされている（Eriksen & St. James, 1986）。

この注意のズームレンズモデルと同じく，有効視野の大きさと注視位置付近における処理の深さはトレードオフの関係にあると考えられる。

1.4.2 有効視野縮小仮説の論理

有効視野縮小仮説によると，目撃者が武装した人物を観察する際に有効視野は狭まると仮定される（Harada & Mitsudo, 2016b; 大上他，2006）。この仮定の背景として，凶器は，多くの環境において脅威的かつ新奇性の高いアイテムであることが挙げられる。脅威性や新奇性の高い情報は観察者の注意を捕捉するため（Christianson et al., 1991; Loftus & Mackworth, 1978; Öhman, Flykt, & Esteves, 2001），観察者はこれらの情報を注視点において深く処理すると考えられる。前述したとおり，有効視野の大きさは注視位置付近における処理の深さとトレードオフの関係にあると考えられるため，凶器を注視する際に有効視野が狭まることは自然なことと考えられる。その結果として，周辺情報の獲得が制限され，これらの情報の記憶成績は低下すると考えられる。本論文では，この仮説を有効視野縮小仮説と呼ぶ。

1.4.3 有効視野縮小仮説の課題

以上のように，有効視野縮小仮説においては，凶器の存在が有効視野を狭め

ると仮定される。しかしながら，凶器の存在が有効視野を狭めるのか否かを検証した研究はないため，その仮定の妥当性は明らかとなっていない。また，この仮定を検証するうえで論点となるのが，凶器を観察することによる覚醒水準の上昇の影響である。なぜなら，凶器を観察することによって覚醒水準は上昇することが多いため（Kramer et al., 1990; Maass & Kohnken, 1989），凶器の存在と覚醒水準の効果を区別することが困難だからである。例えば，Nobata et al. (2010) は，覚醒度の高い場面の写真を呈示した直後に参加者の有効視野が縮小したことを報告した。しかしながら，この写真には凶器を握った人物が描写されていたため，その縮小は凶器の存在によって生じたのか，それとも凶器を観察することによる覚醒水準の上昇によって生じたのかが区別できない。そこで，上記の論点を解明するためには，（a）覚醒水準の統制された凶器刺激と統制刺激，そして（b）凶器を含まない覚醒刺激と中性刺激のそれぞれを用いて，それらを観察した直後の有効視野を測定しなければならない。

さらに，仮に凶器の存在が有効視野を狭めるのであれば，凶器の存在と有効視野の縮小の間には媒介要因があると考えられる。先行研究において，凶器は高い脅威性及び新奇性を有するアイテムであることが指摘されており（Loftus et al., 1987; Pickel, 1998, 1999），この脅威性もしくは新奇性が注意を捕捉すると指摘されている。そのため，凶器の存在は，脅威性と新奇性を媒介要因として観

察者の注意を捕捉し，その結果として有効視野は狭まると考えられる。しかしながら，アイテムの脅威性と新奇性が有効視野に及ぼす影響を検証した研究はない。

1.5 本研究の目的

本論文の目的は，上記の問題を検証することであった。まず，第 2 章では，凶器の存在と覚醒水準の上昇が観察者の有効視野を狭めるのか否かを実験的に検証した。予備実験では，凶器を含む写真と中性的なアイテムを含む写真を呈示し，参加者の覚醒度を測定することで，覚醒度がこれらの写真間で統制されていることを確認した。実験 1 では，覚醒度の影響を排除しつつ凶器の存在が有効視野を狭めるかを検討するために，予備実験で用いられた写真を呈示した直後に，ターゲット数字を周辺視野に呈示した。もしも，凶器の存在が有効視野を狭めるのであれば，ターゲットの数字の同定成績は，凶器が含まれる写真を観察した直後に低下すると考えられる。実験 2 では，凶器の影響を排除しつつ覚醒水準の上昇が有効視野を狭めるか否か検証するために，凶器を含まない 2 種類の写真を呈示した直後に，ターゲット数字を周辺視野に呈示した。2 種類の写真のうち，一方は覚醒水準を上昇させるような場面（e.g.，出血した人物，事故現場），残りの一方は中性的な場面（e.g.，人物，家の玄関）をそれぞれ描写し

ていた。もしも覚醒水準の上昇が有効視野を狭めないのであれば，ターゲット数字の同定成績は，この 2 種類の写真を観察した直後の間で差がないと考えられる。

次に第 3 章では，アイテムの脅威性もしくは新奇性が有効視野の大きさに影響するか否かを検証した。実験 3 では，アイテムの脅威性と新奇性のそれぞれを操作するために，脅威性（低，高）×新奇性（低新奇，高新奇）の 4 種類のアイテムを描写した写真を作成した。これらの写真の妥当性を検証するために，各写真のアイテムに対する脅威性と新奇性の評定値を測定した。実験 4 では，アイテムの脅威性と新奇性が有効視野を狭めるのか否かを検証するために，実験 3 で作成された写真を呈示した直後に，ターゲット数字を周辺視野に呈示した。もしも，アイテムの脅威性や新奇性が有効視野を狭めるのであれば，ターゲット数字の同定成績は，高脅威写真や高新奇写真を観察した直後に低下すると考えられる。

最後に第 4 章では，本研究によって得られた結果をまとめ，有効視野縮小仮説の妥当性を考察した。

第 2 章　有効視野の縮小における凶器の役割

2.1 問題と目的

有効視野縮小仮説において，凶器が含まれる場面を観察すると，観察者の有効視野は狭まることが仮定されている。この仮定の妥当性を検証するために実験を行った。

2.2 予備実験

予備実験の目的は，凶器を含む写真と中性的なアイテムを含む写真を観察した直後の参加者の覚醒水準が同じくらいかを検討することであった。実験では，凶器を含む写真か中性的なアイテムを含む写真のどちらかを呈示し，その直後の参加者の覚醒度を測定した。もしも，これらの写真の覚醒度が同じくらいであれば，凶器を含む写真と中性的なアイテムを含む写真を観察した直後の覚醒度得点の間には差がないと考えられる。

2.2.1 方法

実験参加者　九州大学の学部生及び大学院生 21 名が参加した。参加者の平均年齢は 24.10（*SD* = 5.75）歳であり，性別の内訳は男性が 13 名，女性が 8 名であった。すべての参加者は実験の目的を知らず，書面でのインフォームドコンセントを得たのちに実験に参加した。

装置と刺激　刺激は 17 インチの LCD モニター（DELL E172FPb; 1024×768 ピクセル; 60Hz）に呈示された。実験時の画面の大きさは視角で 34°×27°であった。刺激の呈示とデータの収集はパーソナルコンピュータ（DELL　DIMMENSION 8300）によって制御された。刺激は, Psychtoolbox（Brainard, 1997; Kleiner, Brainard, & Pelli, 2007; Pelli, 1997）を MATLAB（MathWorks）上で作動させることによって描画された。

目撃場面として 2 種類のカラー写真が 120 枚用いられた。60 枚の写真の中には凶器（e.g., ナイフ，包丁，拳銃）が，残りの 60 枚の写真の中には統制アイテム（e.g., 携帯電話，本，財布）がそれぞれ写真の中央に配置されていた（Figure 1）。先行研究において，さまざまな種類の凶器が凶器注目効果を引き起こすことが明らかとなっているため（e.g., 銃，注射器，ナイフ: Loftus et al., 1987; Maass & Kohnken, 1989; Saunders, 2009），本実験ではさまざまな種類の凶器を刺激として用いた。この 2 種類の写真の背景は統制されており，中央に配置されたアイテムの種類以外の情報はほぼ同じであった。これらの写真のうち，4 枚は International Affective Picture System（IAPS: Lang, Bradley, & Cuthbert, 2005）から選択され（IAPS 番号：6250，6250.2，6270，6270.2），残りの 116 枚は著者によって撮影された。写真の大きさは幅が 34°，高さが 27°であった。凶器の大きさの写真間平均値は幅が 10.08°，高さが 9.60°であった。

Figure 1. 予備実験と実験 1 で用いられた写真の例。左は凶器写真の例を示し，右は統制写真の例を示す。

覚醒度を測定するための尺度として，日本語版気分形容詞チェックリスト（JUMACL: Matthews, Jones, Chamberlain, 1990; 白澤・石田・箱田・原口，1998）を用いた。日本語版気分形容詞チェックリストの項目は，不安や恐怖などのネガティブな覚醒状態である緊張覚醒と，活動性や積極性などのポジティブな覚醒状態であるエネルギー覚醒の 2 因子から構成される。

手続き　参加者は以下の課題を行った（Figure 2）。まず，参加者がキーを押すと，凝視点が 1000ms 呈示された。その直後に凶器写真または統制写真が 500ms 呈示された。この試行を合計 60 試行行った後に，参加者は日本語版気分形容詞チェックリストに回答した。

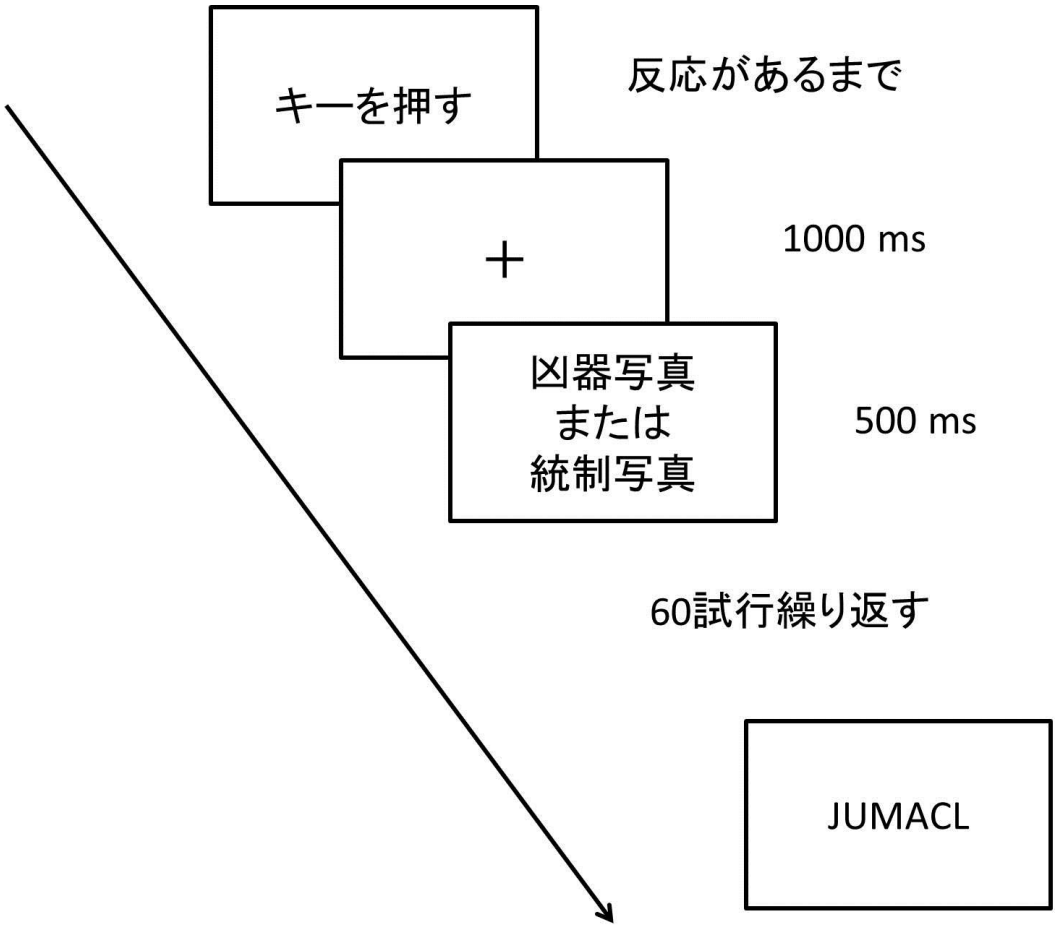

Figure 2. 予備実験における手続きの図。参加者は写真の観察を 60 試行行い，その直後に日本語版気分形容詞チェックリストに回答した。

2.2.2 結果と考察

欠損値のあった参加者 1 名（統制条件）のデータを除外して得点を求めたところ，緊張覚醒の平均得点は，凶器写真の観察直後が 19.10（*SD* = 4.95），統制写真の観察直後が 17.90（*SD* = 4.16）であった。両条件の緊張覚醒得点に対して対応のない *t* 検定を行ったところ，凶器写真と統制写真を観察した直後の緊張覚醒の得点には有意差はないことが明らかとなった[$t(18) = 0.56$, $p = .58$, $d = 0.24$]。一方で, エネルギー覚醒の平均得点は, 凶器写真の観察直後が 29.20（*SD* = 5.34），統制写真の観察直後が 30.50（*SD* = 5.45）であった。両条件のエネルギー覚醒得点に対して対応のない *t* 検定を行ったところ，凶器写真と統制写真を観察した直後では有意差はないことが明らかとなった[$t(18) = 0.51$, $p = .62$, $d = 0.24$]。したがって，凶器写真と統制写真の覚醒度は統制されていることが示された。

2.3 実験 1

実験 1 の目的は，凶器の存在が有効視野を狭めるか否かを検証することであった。実験 1 では，覚醒度が統制された 2 種類の写真を参加者に呈示し，その直後に周辺視野にターゲット数字を呈示した。一方の写真では凶器を含む場面が描写されており（凶器写真），もう一方の写真では中性アイテムを含む場面が描写された（統制写真）。もしも，覚醒水準の上昇ではなく，凶器の存在が有効視野を狭めるのであれば，凶器写真を観察した直後にターゲット数字の同定成

績が低下すると考えられる。

2.3.1 方法

実験参加者　九州大学の学部生及び大学院生 23 名が参加した。参加者の平均年齢は 23.30（*SD* = 3.90）歳であり，性別の内訳は男性が 13 名，女性が 10 名であった。実験中の眼球運動を正確に測定するために，13 名の参加者は眼鏡もしくはコンタクトレンズを外して実験に従事した。すべての参加者は実験の目的を知らず，書面でのインフォームドコンセントを得たのちに実験に参加した。

装置と刺激　予備実験と同様のモニター，パーナルコンピュータ，そしてプログラムソフトを用いた。さらに，参加者の眼球運動を取得するために，データの処理ボード（V-926: Nac Image Technology）と眼球運動測定装置（Nac Image Technology EMR-8）が用いられた。眼球運動測定のサンプリング周波数は 60Hz であり，その空間解像度はおよそ視角 0.1°であった。参加者の左眼の角膜反射像を記録するために，眼球運動計測器は机の上に固定された。眼球運動の計測とその計測情報の利用との間にはおよそ 10 ms のタイムラグがあった。

写真として，予備実験で使用された凶器写真と統制写真を用いた。凶器写真に対して凶器注目効果が生じることを確認するために，写真の周辺情報に関する再認成績を測定した。再認予備実験において，15 名の参加者は凶器写真を，

別の 15 名の参加者は統制写真を観察し，そののちに写真の背景に関する Yes/No 再認課題に回答した。再認課題は，写真の背景に存在した情報に関するターゲット項目と存在しなかった情報に関するディストラクター項目の 2 種類から構成された。再認成績を求めたところ，凶器写真を観察した参加者の *d*’は 0.91（*SD* = 0.39）であり，統制写真を観察した参加者の *d*’は 1.25（*SD* = 0.48）であった。対応のない *t* 検定を行ったところ，*d*’は凶器写真の方が統制写真よりも有意に低かった[t（28）= 2.15, p <.05, d = 0.78]。したがって，凶器写真に対して凶器注目効果が生じることが確認された。

写真を観察した直後の有効視野を測定するために，数字がターゲット刺激として用いられた。ターゲット数字の種類は 1，3，4，そして 7 の 4 種類であり，その幅は視角 0.4°，高さは 0.6°であった。さらに，3000 個の小さな正方形で構成されたランダムドットパターンがマスク刺激として用いられた。

手続き　参加者は，暗室の中であごをあご台に固定しながら，57.3 cm 離れた位置から画面を観察した。このとき，眼球運動を記録するためのキャリブレーションが行われた。

課題を行っているときの参加者の眼球運動を記録した（Figure 3）。まず，参加者がスペースキーを押すと凝視点がモニターの中央に 1000 ms 呈示された。次に，凶器写真か統制写真のどちらかが 500ms 呈示された。写真の呈示が終了した直

後に，そのときの参加者の注視点を基準として斜め四方のいずれかの位置にターゲット数字が 100ms 呈示された。ターゲット数字の網膜偏心度は視角 1, 3, 6, 9，11°の 5 水準があった。ターゲット数字は全試行のうち半分の試行でのみ呈示され，残りの半分の試行では呈示されなかった。次にランダムドットのマスク刺激が呈示されたのちに，ターゲット数字に関する質問が呈示された。質問では，まずターゲット数字の呈示に気づいたか否かを尋ね，気づいたと報告された場合のみ，そのターゲット数字を 5 つの選択肢（1，3，4，7，分からなかった）の中から選択させた。これらの質問に回答すると，次の試行が始まった。

総試行数は，アイテムの種類（凶器，統制アイテム）×ターゲット数字の網膜偏心度（1，3，6，9，11°）×ターゲット数字の有無（あり，なし）×繰り返し 6 回の 120 試行であり，この 120 試行は 2 ブロック（60 試行×2）の中で行われた。これら 3 つの要因はブロック内で操作されており，試行順序は参加者間およびブロック間でランダムマイズされた。

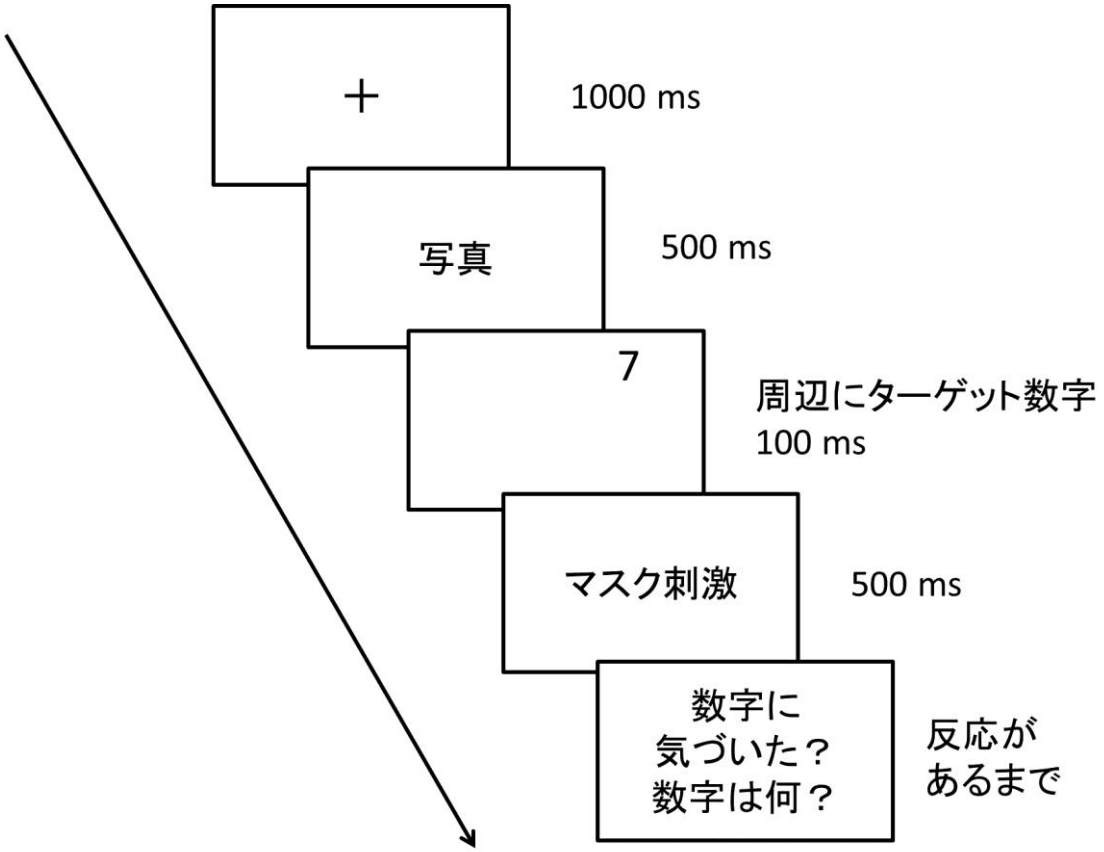

Figure 3. 実験 1 で用いられた課題の 1 試行の流れ。

要因計画　独立変数はアイテムの種類（凶器，統制アイテム）とターゲット数字の網膜偏心度（1，3，6，9，11°）の 2 要因であった。どちらの要因も参加者内で操作された。従属変数は，ターゲット数字の正検出率，誤検出率，正同定率，アイテムの注視時間の 4 つであった。正検出率は，ターゲット数字が呈示された試行のうち，数字の呈示に気づいたと正しく回答した割合である。誤検出率は，ターゲット数字が呈示されなかった試行のうち，数字の呈示に気づいたと誤って回答した割合である。本実験では，ターゲットの偏心度条件をブロック内で操作したため，*d'*を求めなかった。正同定率は，ターゲット数字が呈示された試行のうち数字を正しく選択した割合である。アイテムの注視時間を求めるために，各写真のアイテムの周辺に幅 10°×高さ 10°の正方形を設定した。写真の観察中にこの正方形の中に停留が起きた時間をアイテムの注視時間として定義した。

分析　参加者のうち 1 人はターゲット数字をほとんど同定できなかったため（正同定率の条件間平均値は.13），残りの 22 名の参加者のデータを分析対象とした。また，ターゲット数字の網膜偏心度の操作に失敗した試行のデータを分析から除外した。具体的には，(a) ターゲット数字が呈示された時に注視点が 2° 以上移動した試行と（b）計算された網膜偏心度がモニターの外側であった試行のデータをそれぞれ分析から除外した。この処理の結果，全体の 4.70％の試行

のデータが分析から除外された。

2.3.2 結果と考察

各条件における正検出率，誤検出率，そして正同定率の平均値と標準偏差を Table 1 に示す。

正検出率　アイテムの種類（凶器，統制）×ターゲット数字の網膜偏心度（1, 3，6，9，11°）の 2 要因参加者内計画の分散分析を正検出率に対して行った。その結果, 網膜偏心度の主効果のみ有意であり[F（4, 84）= 52.90, p <.0001, η_p^2 = 0.72], アイテムの種類の主効果およびこれらの交互作用は有意でなかった[F（1, 21）= 0.01, p =.93, η_p^2 = 0.00; F（4, 84）= 1.64, p =.17, η_p^2 = 0.07]。Ryan 法に基づく多重比較を行ったところ，正検出率は，1°，3°，6°条件のほうが 9°と 11°条件よりも有意に高いこと, そして 9°条件のほうが 11°条件よりも有意に高いことが明らかとなった。

誤検出率　凶器条件と統制条件の誤検出率に対して対応のある t 検定を行った。その結果，誤検出率は凶器条件と統制条件の間に有意差がないことが明らかとなった[t（21）= 0.18, p = .86, d = 0.03]。

正同定率　アイテムの種類（凶器，統制）×ターゲット数字の網膜偏心度（1, 3，6，9，11°）の 2 要因参加者内計画の分散分析を正同定率に対して行った。その結果，アイテムの種類の主効果とターゲット数字の網膜偏心度の交互作用が

有意であった[F（4, 84）= 2.67, p <.05, η_p^2 =0.11]。そこで，この交互作用を量的に検証するために，各参加者の凶器条件と統制条件の正同定成績に対して，最尤法によるプロビット分析を行い，正同定率が 50%となる偏心度とその標準偏差を有効視野の大きさとして推定した[4]。各条件の平均正同定率とプールドデータから推定された累積正規分布を Figure 4 に示す[5]。プールドデータの累積正規分布の条件間における大小関係は，各参加者の累積正規分布の平均値のそれと一致する。推定偏心度の平均値は凶器条件が 5.96°（SD = 2.82）で統制条件が 7.06°（SD = 2.15）であった。各条件の推定偏心度に対して対応のある t 検定を行ったところ，推定偏心度は凶器条件の方が統制条件よりも有意に小さいことが明らかとなった[t（21）=2.29, p <.05, d = 0.44]。この結果は，凶器の存在が覚醒水準の上昇を媒介せずに有効視野を狭めたことを示唆する。

---

[4] 本実験では，5 肢強制選択が用いられており，この中に“分からない”という選択肢が含まれていたため，あてずっぽうによる回答は行われなかったと考えられる。そのため，正同定率が 50%となる偏心度を有効視野の大きさとして推定し，これを分析対象とした。

[5] モデルの当てはまりの良さを検証するために，McFadden の pseudo R^2 を参加者ごとに求めたところ，その参加者平均値は凶器条件が.26 で統制条件が.31 であった。Hensher & Johnson（1981）によると，pseudo R^2 が.2 を超える場合そのモデルの当てはまりは良いとされており，凶器条件と統制条件の pseudo R^2 の値はどちらも.2 を超えているため，モデルの当てはまりは良いと考えられる。

Table 1. 実験 1 における正検出率，誤検出率，正同定率の平均値と標準偏差

アイテムの種類	ターゲット数字の網膜偏心度（°）				
	1	3	6	9	11
凶器条件					
正検出率	.90 (0.13)	.94 (0.10)	.84 (0.20)	.77 (0.24)	.58 (0.27)
誤検出率			.05 (0.09)		
正同定率	.79 (0.23)	.82 (0.17)	.52 (0.28)	.29 (0.19)	.16 (0.13)
統制条件					
正検出率	.98 (0.05)	.92 (0.16)	.86 (0.19)	.78 (0.19)	.50 (0.29)
誤検出率			.04 (0.09)		
正同定率	.92 (0.11)	.78 (0.20)	.64 (0.22)	.33 (0.19)	.15 (0.21)

Note. 括弧内は標準偏差を示す。網膜偏心度条件はブロック内で操作されたため，誤検出率は凶器条件と統制条件のそれぞれで 1 つずつ求められた。

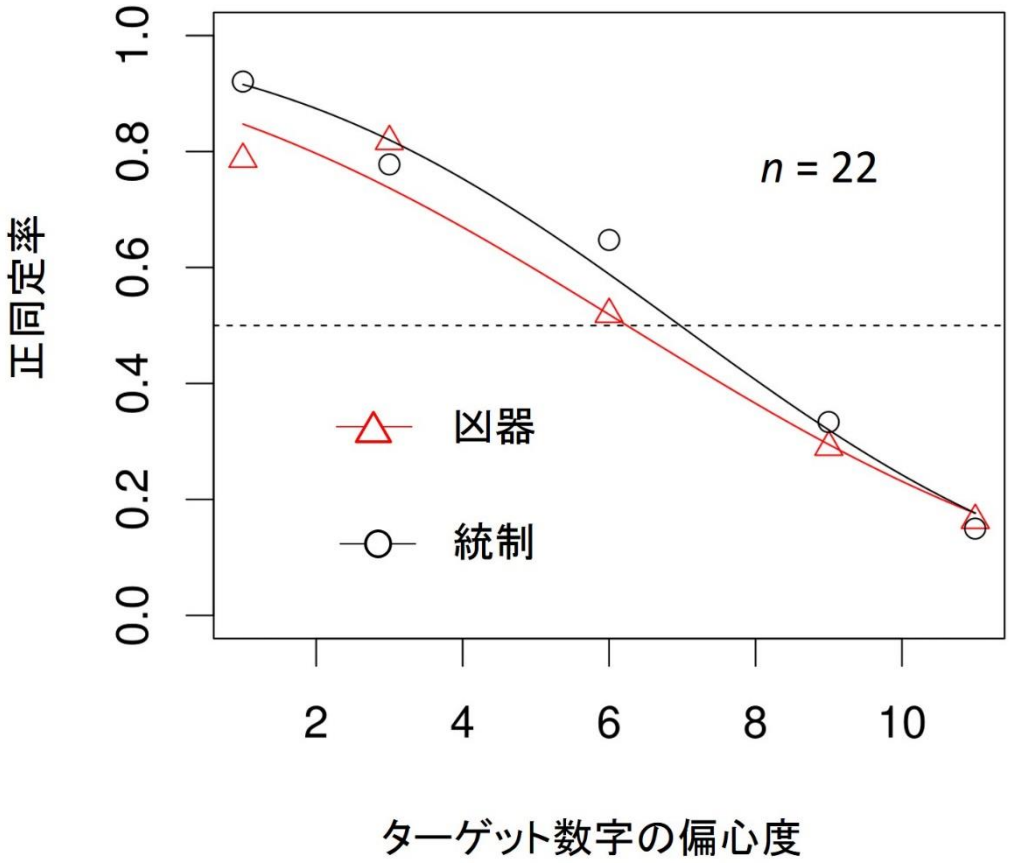

Figure 4. 実験 1 における凶器条件と統制条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布。水平の点線は正同定率が 50%の水準を示す。

注視時間　アイテムの平均注視時間は，凶器条件が 435 ms（*SD* = 39 ms）で統制条件が 432 ms（*SD* = 42 ms）であった。各条件のアイテムの注視時間に対して対応のある *t* 検定を行ったところ，凶器条件と統制条件の間でアイテムの注視時間に有意な差は見られなかった[$t(21) = 0.49$, $p = .63$, $d = 0.05$]。この結果から，凶器は必ずしも長く注視されないことが示唆される。

先行研究と異なり，アイテムに対する注視時間は凶器条件と統制条件の間で有意差がなかった。この原因は，（a）写真の呈示時間が 500 ms と短かったことと，（b）凶器及び統制アイテムが写真の中央に配置されていたことによる可能性がある。このような状況において参加者は，凶器に対してより深い注意を払ったにもかかわらず，その注意の深さが注視時間に反映されなかったのかもしれない。その一方で，ターゲット数字の同定成績では，凶器の存在が有効視野を狭めたことが示された。このことは，凶器の存在が観察者の注意を捕捉したことを示しており，注意の深さは注視時間だけでは決まらないことが示唆される。

2.4 実験 2

実験 1 では，凶器が含まれる場面を観察した直後に，有効視野が狭まったことを示唆する結果が得られた。一方で，覚醒水準の上昇が有効視野を狭めるか

否かはいまだ明らかとなっていない。実験 2 の目的は，覚醒水準の上昇が有効視野を狭めるか否かを検証することであった。実験では，凶器を含まない 2 種類の写真を参加者に呈示し，その直後に周辺視野にターゲット数字を呈示した。一方の写真では覚醒的な場面が描写されており（覚醒写真），もう一方の写真では中性的な場面が描写された（中性写真）。もしも，覚醒水準の上昇が有効視野を狭めるのであれば，ターゲット数字の同定成績は，覚醒写真を観察した直後のほうが中性写真を観察した直後よりも低下すると考えられる。

2.4.1 方法

実験参加者　九州大学の学部生及び大学院生 15 名が参加した。参加者の平均年齢は 22.73（*SD* = 3.39）歳であり，性別の内訳は男性が 4 名，女性は 11 名であった。すべての参加者は実験の目的を知らず，書面でのインフォームドコンセントを得たのちに実験に参加した。

機材と刺激　写真以外の刺激と機材は実験 1 で用いられたものと同様のものが使用された。目撃場面として，IAPS（Lang et al., 2005）から 40 枚の写真が覚醒度と快情動の評定値に基づいて選択された[6]。そのうちの 20 枚は覚醒写真とし

[6] 40 枚の写真の IAPS 番号は次の通りであった。覚醒写真として，1050，1090，1120，1300，1321，1525，1930，2717，3180，3220，3550，6022，6312，6315，6360，7380，8485，9040，9250，9921 の 20 枚を用いた。中性写真として，2038，2102，2235，2393，2396，2518，2575，2579，2593，2850，5500，5530，5731，

て，残りの 20 枚は中性写真としてそれぞれ分類された。覚醒度評定値の写真間平均値は，覚醒写真が 6.27（*SD* = 0.41）で中性写真が 3.11（*SD* = 0.41）であった。対応のない *t* 検定を行ったところ，覚醒度評定値は覚醒写真のほうが中性写真よりも有意に高かった[*t*（38）= 26.20, *p* <.0001, *d* = 7.75]。快情動評定値の平均値は，覚醒写真が 2.79（*SD* = 0.72）で中性写真が 5.29（*SD* = 0.29）であった。対応のない *t* 検定を行ったところ，快情動評定値は覚醒写真の方が中性写真よりも有意に低かった[*t*（38）= 15.56, *p* <.0001, *d* = 4.57]。したがって，覚醒写真は中性写真よりも観察者の覚醒水準を上昇させると考えられる。

手続き　参加者は，暗室の中であごをあご台に固定しながら，57.3 cm 離れた位置から画面を観察した。このとき，眼球運動を記録するためのキャリブレーションが行われた。

課題を行っているときの参加者の眼球運動を記録した。まず，参加者がスペースキーを押すと凝視点がモニターの中央に 1000 ms 呈示された。次に，凶器写真か統制写真のどちらかが 100 ms 呈示された。実験 2 において，実験 1 よりも短い呈示時間を用いた理由は，IAPS の写真の周辺に配置された情報に対する眼球運動を抑制するためであった[7]。写真の呈示が終了した直後に，そのときの参

7002，7034，7179，7205，7217，7490，7710 の 20 枚を用いた。

[7] 予備実験において，写真の呈示時間を 500ms にしてターゲット数字の同定課題を行ったところ，写真の周辺に配置された顕著なアイテム（e.g.，人物，血痕，建物など）に対するサッケードが頻繁に見られた。その結果，ターゲット数字

加者の注視点を基準として斜め四方のいずれかの位置にターゲット数字が 100 ms 呈示された。ターゲット数字の網膜偏心度は視角 1，3，6，9， 11°の 5 水準があった。ターゲット数字は全試行のうち半分の試行でのみ呈示され，残りの半分の試行では呈示されなかった。そして，ランダムドットのマスク刺激が呈示されたのちに，ターゲット数字に関する質問が呈示された。質問では，まずターゲット数字の呈示に気づいたか否かを尋ね，気づいたと報告された場合のみ，そのターゲット数字を 5 つの選択肢（1，3，4，7，分からなかった）の中から選択させた。これらの質問に回答すると，次の試行が始まった。

総試行数は，写真の覚醒度（覚醒，中性）×ターゲット数字の網膜偏心度（1，3，6，9，11°）×ターゲット数字の有無（あり，なし）×繰り返し 2 回の 40 試行であり，この 40 試行は 2 つのブロック（20 試行×2）に分けて行われた。繰り返しを 2 回にした理由は，覚醒的な場面を繰り返し観察することによる情動馴化（Bradley, Lang, & Cuthbert, 1993; Dijksterhuis & Smith, 2002）を回避するためであった。各条件はブロック内で操作され，試行順序は参加者間およびブロック間でランダムであった。

要因計画　独立変数は写真の覚醒度（覚醒写真，中性写真）とターゲット数字の網膜偏心度（1，3，6，9，11°）の 2 要因であった。どちらの要因も参加者

の網膜偏心度の操作が困難となることが想定されたので，実験 2 では写真観察中のサッケードの影響を減らすために，写真の呈示時間を 100 ms とした。

内で操作された。従属変数はターゲット数字の正検出率，誤検出率，正同定率の 3 つであった。これらの従属変数は，実験 1 と同様の方法で計算された。

分析　参加者の 1 人はターゲット数字の正同定率がすべての条件で 0 であったため，この参加者のデータは分析から除外した。そのため，残りの 14 名のデータを分析対象とした。実験 2 では，写真の呈示時間が短かったため，参加者が写真を観察するときにサッケードがほとんど生じなかった。その結果，ターゲット数字における網膜偏心度の操作の失敗がなかったため，個別の試行のデータ除外は行わなかった。さらに各条件の繰り返しが少なかったため（2 回），正同定率を従属変数とした分散分析は行わなかった。

2.4.2 結果と考察

各条件における正検出率，誤検出率，正同定率の平均値と標準偏差を Table 2 に示す。

有効視野の大きさを推定するために，覚醒条件と中性条件ごとに 14 名の参加者のデータをプールして，覚醒条件と中性条件ごとに最尤法によるプロビット分析を行い，正同定率が 50%となる網膜偏心度とその標準偏差を推定した[8]。

[8] モデルの当てはまりを検証するために, McFadden の pseudo R^2 を求めたところ, pseudo R^2 は覚醒条件が.32 で中性条件が.34 であった。両条件の値は.2 を超えていたため，これらのモデルの当てはまりは良いと考えられる。

Figure 5 は各条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布を示す。推定偏心度の平均値は覚醒条件が 6.70°（*SD* = 3.78）で中性条件が 6.32°（*SD* = 3.64）であった。覚醒写真を観察した直後に有効視野が狭まったか否かを検証するために, 両条件のプールドデータを用いて, ネスト化された *F* 検定（Dosher, Han, & Lu, 2004）を行った。その結果，覚醒条件と中性条件の間で推定偏心度に有意な差は見られなかった[F（2, 6）= 0.39, p = .69]。この結果から，覚醒水準の上昇は有効視野を狭めないことが示唆される。

Table 2. 実験 2 における正検出率，誤検出率，正同定率の平均値と標準偏差

写真の覚醒度	ターゲット数字の網膜偏心度（°）				
	1	3	6	9	11
覚醒条件					
正検出率	.93 (0.18)	.96 (0.13)	.86 (0.23)	.61 (0.39)	.79 (0.36)
誤検出率			.00 (0.00)		
正同定率	.89 (0.21)	.89 (0.21)	.57 (0.33)	.29 (0.38)	.11 (0.21)
中性条件					
正検出率	1.00 (0.00)	.93 (0.18)	.79 (0.25)	.82 (0.31)	.54 (0.30)
誤検出率			.00 (0.00)		
正同定率	.96 (0.13)	.79 (0.32)	.46 (0.13)	.32 (0.42)	.07 (0.18)

Note. 括弧内は標準偏差を示す。網膜偏心度条件はブロック内で操作されたため，誤検出率は覚醒条件と中性条件のそれぞれでまとめて計算された。

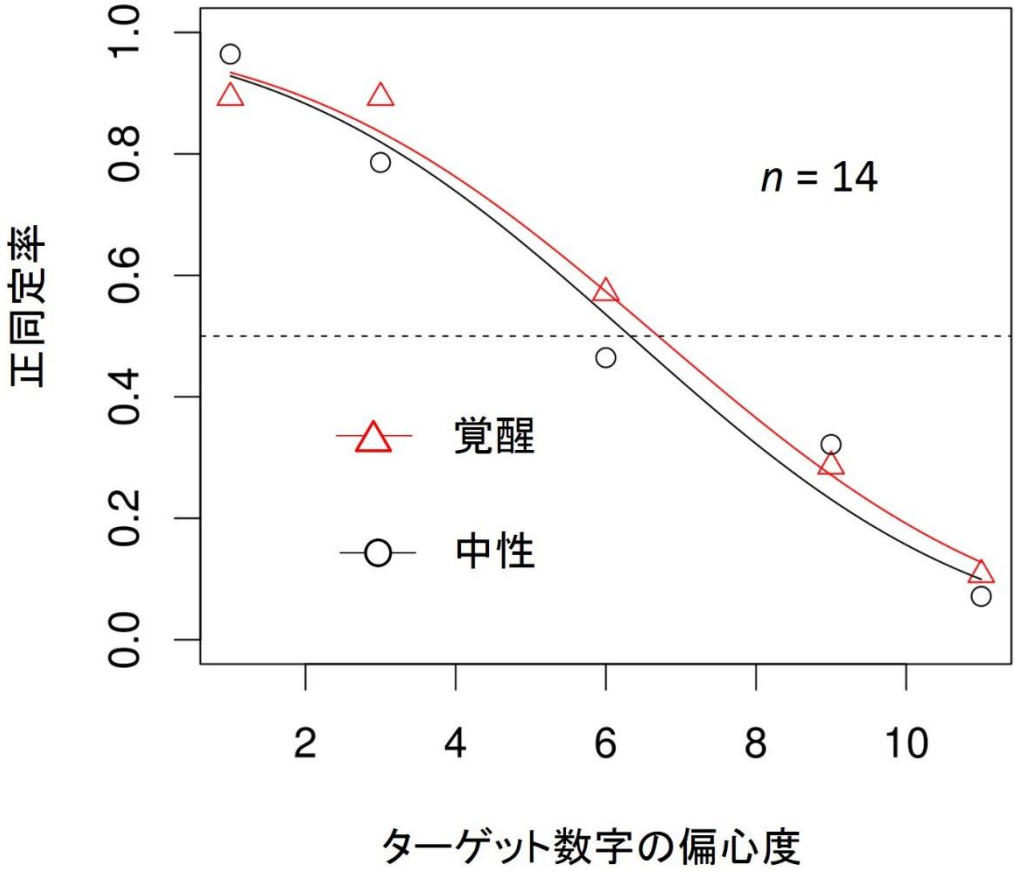

Figure 5. 実験 2 における覚醒条件と中性条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布。水平の点線は正同定率が 50%の水準を示す。

実験 2 では，写真の呈示時間が短かったため，覚醒的な写真が注意を捕捉せずに有効視野が狭まらなかった可能性がある。しかしながら写真の呈示時間が短かったとしても，覚醒的な刺激は注意を捕捉することが報告されている。例えば写真の呈示時間が短くとも，情動覚醒的な刺激は中性的な刺激よりも同定されやすく（SOA は 144 ms: Trippe, Hewing, Heydel, Hecht, & Miltner, 2007），直後に呈示されたターゲット刺激の認知を妨害した（呈示時間は 100ms: Ciesielski, Armstrong, Zald, & Olatunji, 2010）。そのため，呈示時間が短かったとしても，覚醒的な写真は参加者の注意を捕捉したにも拘らず有効視野は狭まらなかったと解釈できる。したがって，実験 2 の結果は呈示時間の短さでは説明できないと考えられる。

実験 2 では覚醒写真と中性写真をランダムな順番で呈示した。この手続きについて，もしも覚醒写真と中性写真を交互に呈示した場合，本結果とは異なる結果が得られたという指摘があるかもしれない。しかしながら，各条件の写真を交互に呈示すると，特定の条件に対する予期が同定率に影響するため，有効視野は狭まりにくくなる可能性が考えられる。

2.4 第 2 章の考察

実験 1 では，覚醒度の統制された凶器写真を参加者が観察した場合，有効視

野は狭まることが明らかとなった。実験 2 では，凶器を含まない覚醒的な写真を参加者が観察した場合は，有効視野は狭まらないことが示唆された。これらの結果は，覚醒水準の上昇は周辺情報に関する記憶成績に影響しないとする先行研究（Maass & Kohnken, 1989）や，凶器注目効果は覚醒水準の低い参加者においても生じるとする先行研究（Kramer et al., 1990）とも一致する。これらの実験結果から，覚醒水準の上昇ではなく，凶器の存在が有効視野を狭めると考えられる。

その一方で，実験 1 では注視点に近い位置の偏心度条件（1°）の成績は，正検出率と正同定率のどちらも凶器条件の方が統制条件よりも低かった。この結果は，注視点付近の処理の深さと有効視野の大きさはトレードオフの関係にあるという予測と一致しない。この不一致の理由として，注視点付近の処理の深さと有効視野の大きさはトレードオフではなく，あくまで注視点付近の処理の深さが有効視野を狭めるという一方的な関係があると考えられる。言い換えれば，注視点付近の処理の深さは有効視野の大きさに影響するが，有効視野の縮小は注視点付近の処理を促進しないのかもしれない。実際に，注視点付近の処理と有効視野の大きさがトレードオフの関係を示した先行研究では，注視点付近の処理の深さを操作し，それが有効視野の大きさに及ぼす影響を検討したものが多い（e.g., Ikeda & Takeuchi, 1975; Leibowitz & Appelle, 1969; Park & Reed, 2014）。

例えば，Park & Reed (2014) の実験では，注視点付近の処理の深さを操作するためドライブシミュレータ課題を課したところ，周辺に呈示されたターゲット刺激の検出成績が低下した。この実験では，ドライブシミュレータ課題が注意を捕捉し，深く処理された結果として有効視野が狭まったため，注視点付近の処理の深さと有効視野の大きさの間にトレードオフの関係が見いだせたと考えられる。その一方で，実験 1 では，ターゲット数字でなく，写真の中の凶器の存在が注意を捕捉し，深く処理された結果として有効視野が狭まったと考えられる。そのため，有効視野が狭まったにもかかわらず，注視点付近に呈示されたターゲット数字の処理が促進されなかったと考えられる。

第 3 章　有効視野の縮小における脅威性と新奇性の役割

3.1 問題と目的

実験 1 と 2 において，覚醒水準の上昇ではなく，凶器の存在が有効視野を狭めることが明らかとなった。その一方で，第 1 章で述べたように凶器の存在が脅威性と新奇性を媒介して有効視野を狭めるのかはいまだに明らかとないっていない。そこで実験 3・4 では，アイテムの脅威性と新奇性が有効視野に及ぼす影響を検討した。

3.2 実験 3

実験 3 の目的は，実験 4 で用いる写真を選択するために脅威性と新奇性の評定値を測定することであった。実験 3 では，アイテムの脅威性（低脅威，高脅威）と新奇性（低新奇，高新奇）を操作した 4 種類の写真を用意し，それらの写真に対する脅威性と新奇性を測定した。そして，これらの評定値に基づいて実験 4 で用いる写真を選択した。

3.2.1 方法

参加者　九州大学の学部生及び院生 16 名が参加した。参加者の平均年齢は 20.06（*SD* = 1.43）歳であり，性別の内訳は男性が 4 名，女性が 12 名であった。すべての参加者は実験の目的を知らず，書面でのインフォームドコンセントを

得たのちに実験に参加した。

機材と刺激　刺激は 22 インチの CRT モニター（Iiyama HM204D; 1024×768 ピクセル; 60Hz）に呈示された。実験時の画面の大きさは視角で 39.5°×29.5°であった。ビデオカードは GeForce FX 5200（NVIDIA）が用いられた。パーソナルコンピュータとプログラムソフトは実験 1 と 2 と同様のものが用いられた。

目撃場面として，特定のアイテムを握った人物と特定の背景を描写したカラー写真を 198 枚撮影した（Figure 6）。人物によって握られたアイテムの種類が写真間で操作されており，脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 4 種類がそれぞれ作成された。アイテムは，高脅威条件では包丁，金づち，カッターナイフ，モンキーレンチなどで，低脅威条件では調味料の容器，歯ブラシ，ペン，ねじなどがそれぞれ用いられた。これらのアイテムは各写真の中央に配置された。写真の視覚的大きさは幅が 39.5°，高さが 29.5°であり，アイテムの大きさの平均値は，幅が 11.35°，高さが 9.98°であった。写真の背景は，新奇性条件間でのみ統制されていた。

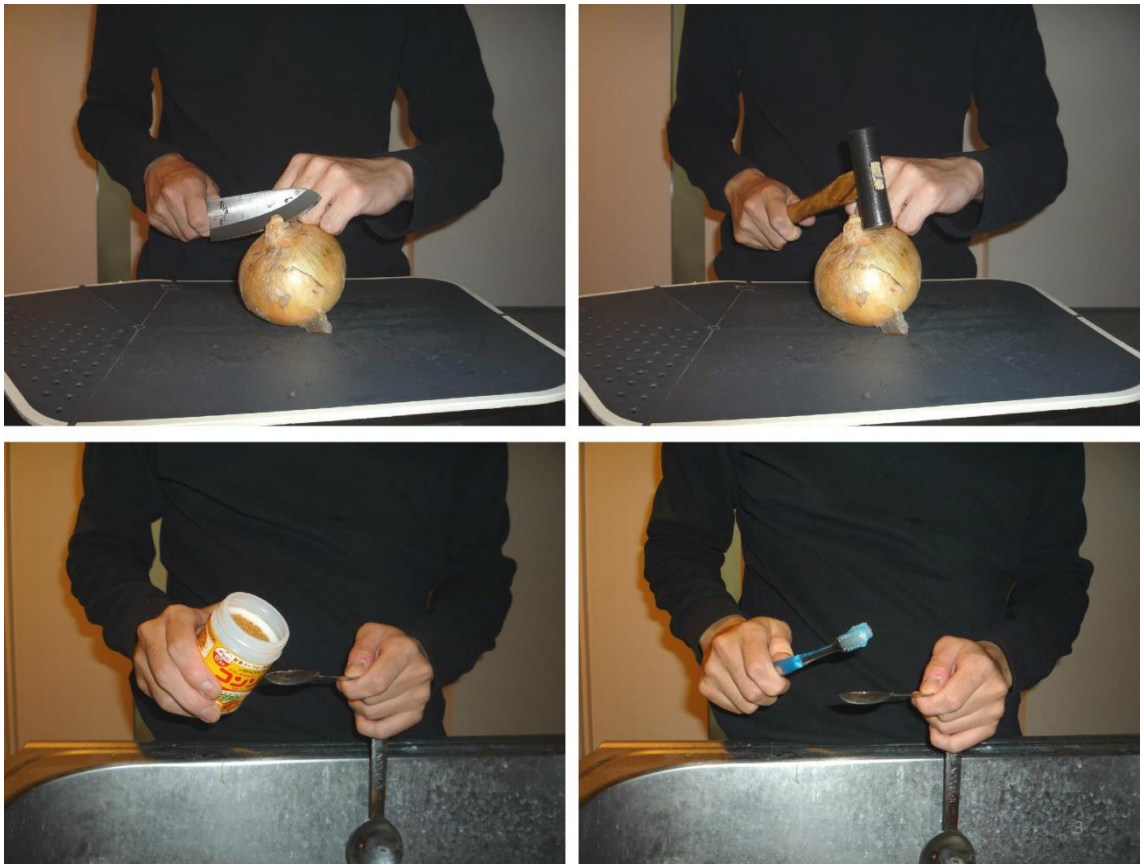

Figure 6. 実験 3 と 4 で用いられた刺激の例。上は高脅威条件，下は低脅威条件を示す。左は低新奇条件，右は高新奇条件を示す。新奇性条件間でのみ写真の背景は統制された。

さらに，写真に対する文脈を定義するために，各写真のアイテムに対応する文脈手がかり語を 42 語用いた。文脈手がかり語の具体例としては，“料理”，“工作”，“事務作業”，“修理”などが用いられた。

手続き　参加者は，暗室の中であごをあご台に固定するように教示を受けた。参加者とモニターとの視距離は 57.3 cm であった。

参加者の課題は以下の通りであった。まず，参加者がスペースキーを押すと凝視点がモニターの中央に 1000 ms 呈示された。次に，文脈手がかり語が 1000 ms 呈示され，各写真のいずれかが 1500 ms 呈示された。その直後に参加者は，アイテムの脅威性と新奇性を 7 段階で評定した。この手続きを 198 枚の写真全てに対して行った。写真の呈示順序は参加者間でランダムであった。

要因計画　独立変数は脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 2 要因計画であった。脅威性要因は参加者間で操作され（低脅威条件 8 名，高脅威条件 8 名），新奇性要因は参加者内で操作された。従属変数は脅威性評定値と新奇性評定値の 2 つであった。

3.2.2 結果と考察

脅威性と新奇性の評定値に基づいて，脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 4 種類の写真をそれぞれ 30 枚ずつ選択した。選択された写真

の平均評定値と標準偏差を Table 3 に示す。写真選択の妥当性を確認するために，脅威性と新奇性の評定値に対して，脅威性（高脅威，低脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 2 要因混合計画分散分析をそれぞれ行った。その結果，脅威評定値は，高脅威写真のほうが低脅威写真よりも有意に高く[F（1, 14）= 28.46, p <.0001, η_p^2 = .67]，新奇性条件間では有意でなかった[F（1, 14）= 0.52, p =.48, η_p^2 = .04]。また，脅威性と新奇性の交互作用は有意でなかった[F（1, 14）= 0.04, p =.85, η_p^2 = .00]。新奇性評定値は，高新奇写真のほうが低新奇写真よりも有意に高く[F（1, 14）= 762.44, p <.0001, η_p^2 = .98]，脅威条件間は有意でなかった[F（1, 14）= 1.51, p =.24, η_p^2 = .10]。また，脅威性と新奇性の交互作用は有意でなかった[F（1, 14）= 0.01, p =.92, η_p^2 = .00]。したがって，写真選択の妥当性は確認された。

Table 3. 実験 3 において得られた，各条件の写真に対する平均評定値と標準偏差

	新奇条件	脅威性評定値	新奇性評定値
低脅威	低新奇	2.10 (0.77)	1.72 (0.57)
	高新奇	2.20 (0.70)	6.01 (0.48)
高脅威	低新奇	4.43 (0.86)	1.50 (0.29)
	高新奇	4.49 (0.99)	5.76 (0.46)

Note. 脅威性評定値は，アイテムの危険性についての評定値である。新奇性評定値は，アイテムがどれほど文脈に一致していないかについての評定値である。括弧内は標準偏差を示す。

3.3 実験 4

実験 4 の目的は，アイテムの脅威性と新奇性が有効視野を狭めるか否かを検証することであった。実験 4 では，アイテムの脅威性と新奇性を操作した写真を参加者に呈示し，その直後に周辺視野にターゲット数字を呈示した。もしも，アイテムの脅威性もしくは新奇性が有効視野を狭めるのであれば，高脅威のアイテムもしくは新奇性の高いアイテムを含む写真を観察した直後に，ターゲット数字の同定成績が低下すると考えられる。

3.3.1 方法

参加者　九州大学の学部生及び院生 50 名が参加した。参加者の平均年齢は 22.26（*SD* = 3.21）歳であり，性別の内訳は男性が 25 名，女性が 25 名であった。実験 4 の参加者のうち，実験 3 に参加したものはおらず，すべての参加者が実験の目的を知らなかった。参加者は書面でのインフォームドコンセントを得たのちに，実験に参加した。

機材と刺激　モニターは実験 3 で用いられたものと同様のものが用いられた。コンピュータとプログラムソフトは実験 1，2，3 で用いられたもの，モニターは実験 3 と同様のものが用いられた。課題を行っている際の参加者の眼球運動を測定するため，データの処理ボード（Nac Image Technology V-926）と眼球運

動計測器（Nac Image Technology EMR-8）が用いられた。

実験によって選択された写真を用いた。写真の合計枚数は 120 枚で，脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 4 種類が 30 枚ずつあった。さらに，各写真の文脈を定義するために，文脈手がかり語を 33 語用いた。

手続き　参加者は，暗室の中であごをあご台に固定しながら，57.3 cm 離れた位置から画面を観察した。このとき，眼球運動を記録するためのキャリブレーションが行われた。

参加者の課題は，実験 1 と 2 とほぼ同様であった（Figure 7）。まず，参加者がキーを押すと, 凝視点が呈示され, 次いで文脈手がかり語が 1000 ms 呈示された。次に，低新奇写真か高新奇写真のどちらかが 1500 ms 呈示された。写真の呈示が終了した直後に，そのときの参加者の注視点を基準として斜め四方のいずれかの位置にターゲット数字が 100 ms 呈示された。ターゲットの網膜偏心度は視角 2, 4, 6, 8, 10, そして 12 度の 6 水準があった。ランダムドットのマスク刺激がモニター全体に呈示された後, ターゲットの同定に関する質問を 5 肢強制選択（1, 3，4，7，分からなかった）で呈示した。なお，実験 1 と 2 の結果，正検出率はアイテムの条件間で有意差がなかったため，実験 4 では検出に関する質問を省略し，同定に関する質問のみを呈示した。

なお，先行研究において，刺激の繰り返し呈示が注意捕捉の効果を弱めることが報告されている（Ben-Haim, Mama, Icht, & Algom, 2014）。そこで，刺激の反復呈示の影響を考慮するために，ブロックを 2 つに分けた。参加者は，ブロック 1 では各写真の初めての観察を行い（1 試行目から 60 試行目），ブロック 2 では二度目の観察を行った（61 試行目から 120 試行目）。各写真や偏心度条件の呈示順序は参加者間でランダムであった。

低脅威条件・高脅威条件ともに，総試行数は，新奇性（低新奇，高新奇）×ターゲットの偏心度（2, 4, 6, 8, 10, 12）×繰り返し 5 回×ブロック 2 回の 120 試行であった。各条件の試行はブロック内で操作されており，試行順序は参加者間でランダマイズされた。

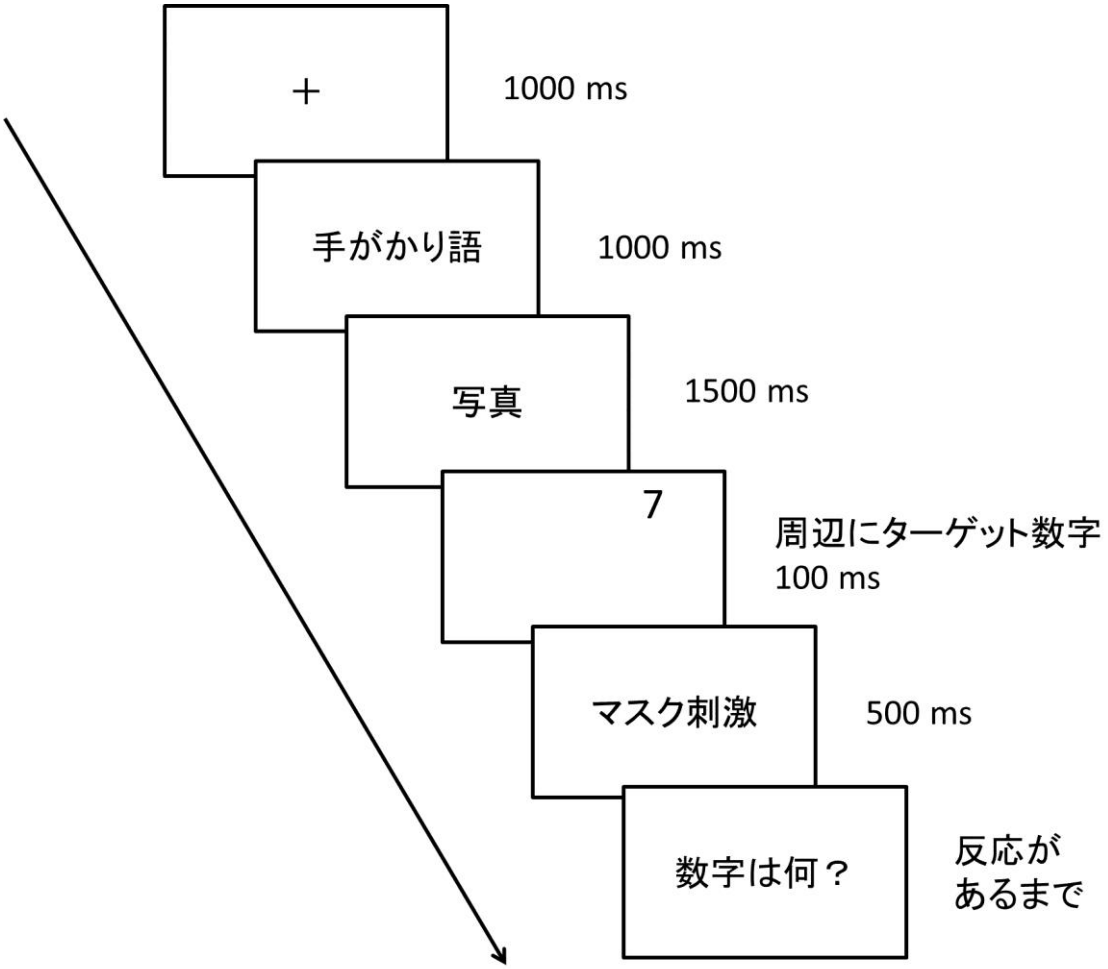

Figure 7. 実験 4 における 1 試行の流れ

要因計画　要因は，脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の2要因であった。脅威性要因は参加者間で操作され（低脅威条件は26名，高脅威条件は24名），新奇性要因は参加者内で操作された。脅威性要因を参加者間計画で操作した理由は，参加者1人当たりの試行数を減らすことによって，参加者の負担と課題に対する慣れの影響を軽減するためであった。本実験で用いた課題は，ターゲットに対する同定成績を測定するものであるため，参加者の疲労状態や課題に対する慣れが結果に影響すると考えられる。そのため，これらの影響を考慮して脅威性要因を参加者間で操作した。

分析　ターゲットの偏心度の統制に失敗した試行を分析から除外するため，（a）注視点の抽出に失敗した試行，（b）ターゲットがモニター上に呈示されなかった試行，（c）ターゲットがモニターの端に呈示されたためターゲットの一部が欠けていた試行のデータをそれぞれ除いた。この基準により，全体の25%以上のデータが除外された参加者が2名いたため，この2名のデータを分析から除外した。分析対象の48名のデータのうち，上記の基準で除外された試行は全体の2.52%であった。

実験4において，参加者は60枚の写真を2回ずつ観察し，合計120試行の課題を2つのブロックに分けて行った。そこで，この刺激の繰り返し呈示の効果を考慮するために，データをブロック1とブロック2の2つに分割して，それ

ぞれのブロックに対して個別の分析を行った。その結果，各条件の繰り返し数が 5 回と少なかったので，ターゲットの正同定率を従属変数とした分散分析を行わなかったかわりに，実験 1 と同様の手続きでプロビット分析を行った。なお，刺激の繰り返しが有効視野に及ぼす影響は本研究の研究対象ではないため，要因には含めなかった。

3.3.2 結果と考察

各参加者の低新奇条件と高新奇条件のそれぞれの正同定成績に対して，最尤法によるプロビット分析を行った。そして，正同定率が 50%となる網膜偏心度と標準偏差を推定した。

ブロック 1　ターゲット数字の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布を Figure 8 と Figure 9 に示す。正同定率が 50%となる偏心度に対して，脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 2 要因混合計画の分散分析を行ったところ，新奇性の主効果が有意であった[F（1, 46）= 7.61, p <.01, η_p^2 = .14]。その一方で，脅威性の主効果およびこれらの交互作用は有意でなかった[F（1, 46）= 1.44, p =.24, η_p^2 = .03; F（1, 46）= 0.06, p =.81, η_p^2 = .00]。この結果は，新奇性の高いアイテムを含む場面を観察することによって，有効視野が狭まったことを示している。

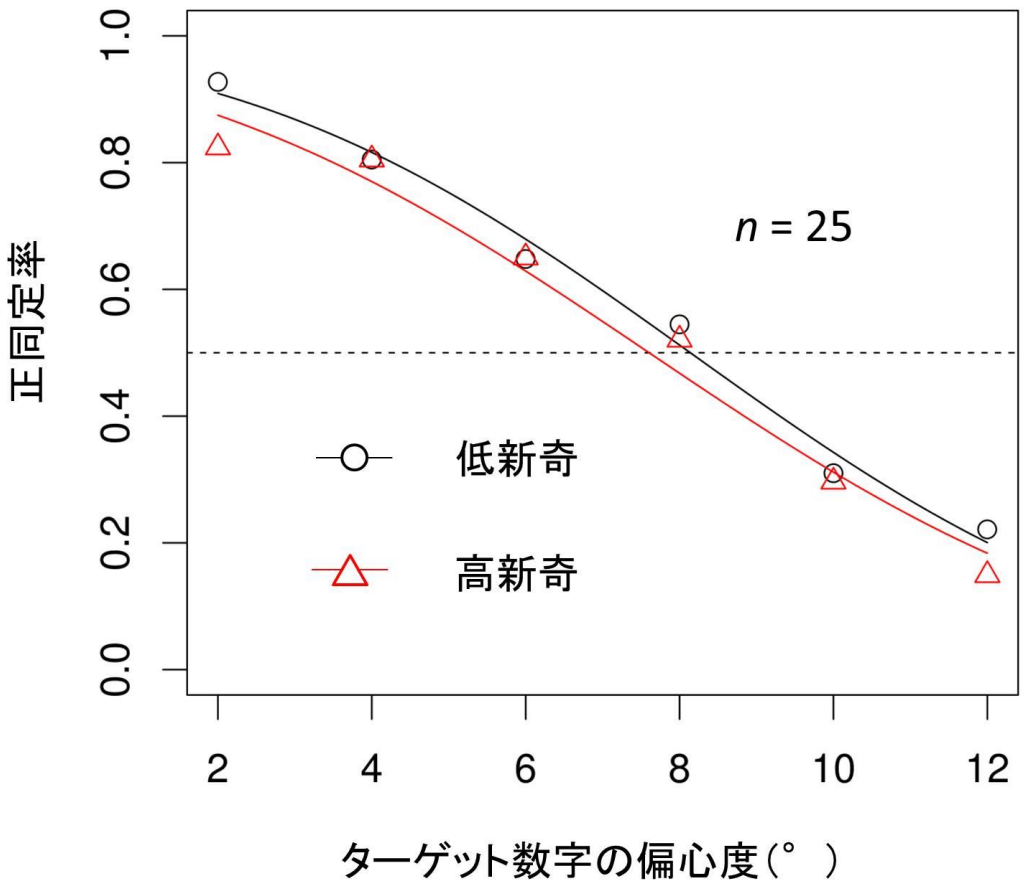

Figure 8. ブロック 1 における低脅威条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布。水平の点線は正同定率が 50%の水準を示す。

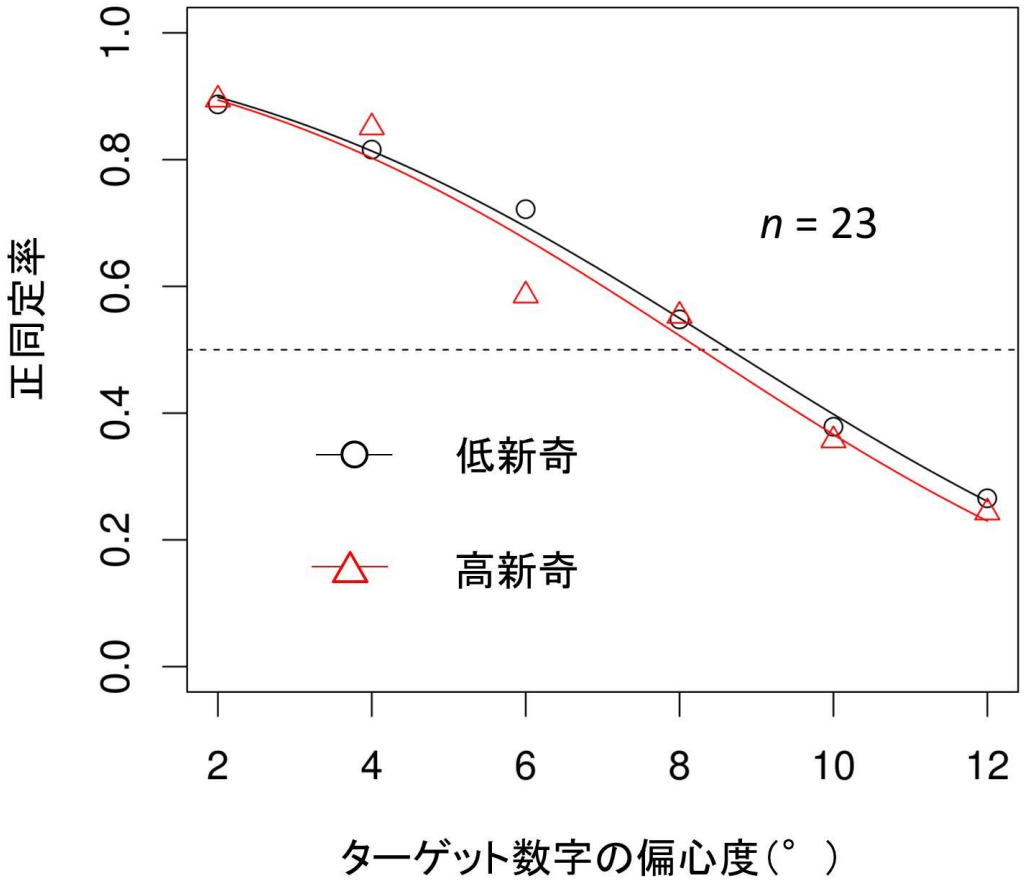

Figure 9. ブロック 1 における高脅威条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布。水平の点線は正同定率が 50%の水準を示す。

ブロック 2　ターゲット数字の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布を Figure 10 と Figure 11 に示す。正同定率が 50%となる偏心度に対して，脅威性（低脅威，高脅威）×新奇性（低新奇，高新奇）の 2 要因混合計画の分散分析を行ったところ，脅威性と新奇性の主効果およびこれらの交互作用のいずれも有意でなかった[F（1, 46）= 0.93, p =.34, η_p^2 = .02; F（1, 46）= 0.20, p =.66, η_p^2 =.00; F（1, 46）= 0.89, p =.35, η_p^2 = .02]。この結果は，新奇性の高いアイテムを含む場面を反復観察すると有効視野が狭まらなくなることを示唆している。

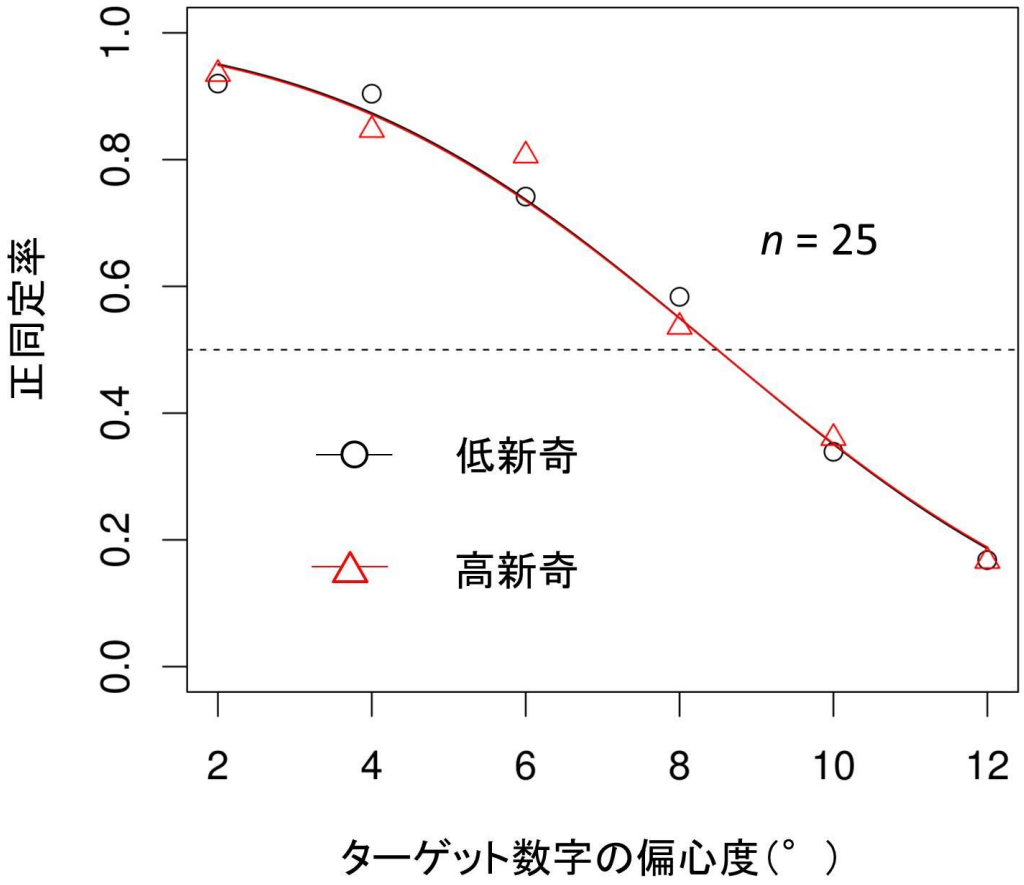

Figure 10. ブロック 2 における低脅威条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布。水平の点線は正同定率が 50%の水準を示す。

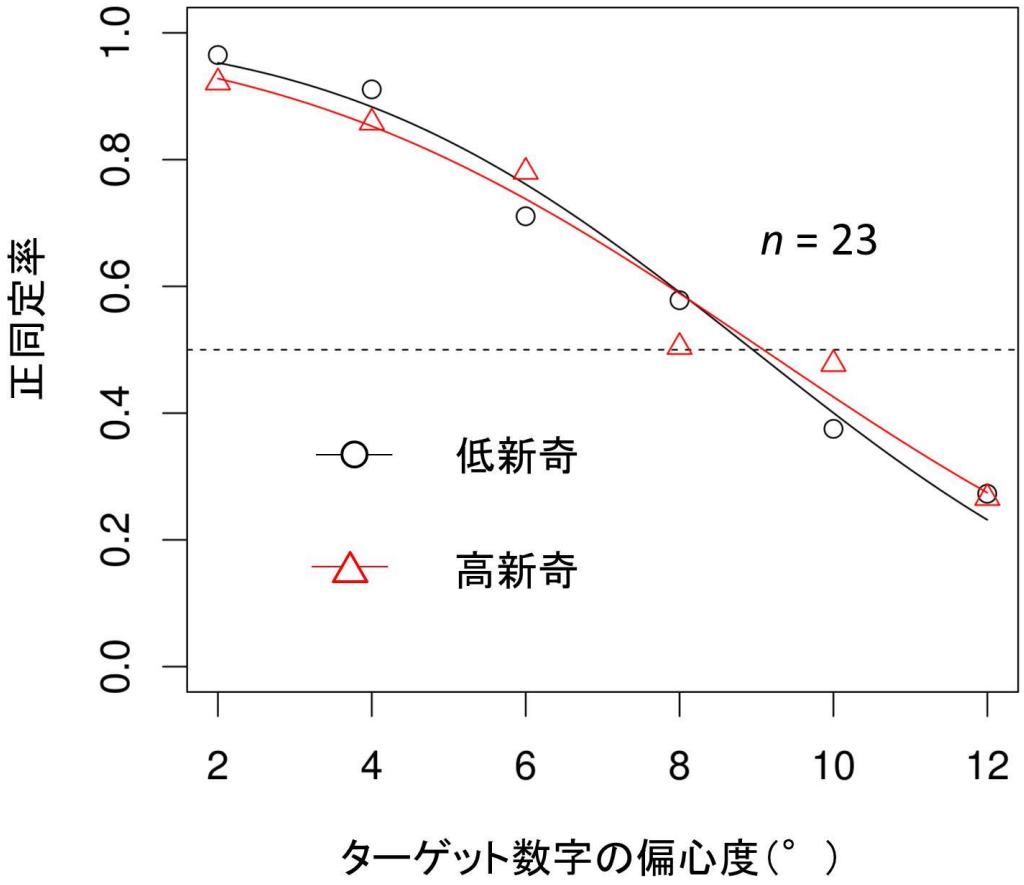

Figure 11. ブロック 2 における高脅威条件の平均正同定率とフィッティングに用いた累積正規分布。水平の点線は正同定率が 50%の水準を示す。

3.4 第 3 章の考察

ブロック 1 では，正同定率が 50%となる偏心度は高新奇条件の方が低新奇条件よりも有意に小さかった。この結果は，新奇性の高いアイテムの存在が有効視野を狭めたことを示している。一方で，ブロック 2 では正同定率が 50%となる偏心度は，新奇性条件の主効果が有意でなかった。この結果は，新奇性の高いアイテムでも，そのアイテムが反復呈示された場合は，有効視野は狭まらなくなることを示唆している。

本実験の結果，ブロック 1 と 2 ともに脅威性の主効果は有意でなかった。この結果は実験 2 の結果や先行研究の結果とも一致している。例えば，覚醒度の高い写真を観察した直後に，参加者の有効視野は狭まらなかった（Harada, Hakoda, Kuroki, & Mitsudo., 2015）。また，アイテムの脅威性（Pickel, 1998）やターゲット人物による脅威的な振る舞い（Pickel, 1999）は，周辺情報に関する記憶成績に影響しなかったという報告もある。この結果から，アイテムの脅威性は有効視野の縮小における十分条件ではないことが示唆される。

実験 4 において得られた成績は実験 1 と 2 において得られた成績よりも全体的に高かった。例えば，正同定率が 50%となる平均偏心度は，実験 1 における凶器条件が 5.96°，統制条件が 7.06°であり，実験 2 における覚醒条件が 6.70°，中性条件が 6.32°であった。一方で実験 4 においては，ブロック 1 における正同

定率が 50%となる平均偏心度は, 脅威性条件間で平均すると, 高新奇条件が 7.78°, 低新奇条件が 8.65°であった。この原因は，ターゲットの呈示頻度の差異に帰属できると考えられる。実験 4 では，すべての試行でターゲットが呈示されていたが，実験 1 と 2 では，全試行の半数しかターゲットが呈示されなかった。低頻度のターゲットは検出の見落としが生じやすいため（Wolfe, Horowitz, & Kenner, 2005），呈示頻度の差が正同定率に影響したと考えられる。

第 4 章　総合考察

4.1 本研究のまとめ

本研究の目的は，凶器注目効果における有効視野縮小仮説を検証することであった。第 1 章では，凶器注目効果に関する先行研究を概観し，そのメカニズムの説明として有効視野縮小仮説を紹介した。有効視野縮小仮説において，凶器の存在は有効視野を狭めることが仮定される。その一方で，（a）その仮定は正しいのか否か，そして（b）凶器の存在と有効視野の縮小の間にある媒介要因は明らかとなっていないことを説明した。そこで，これらの疑問点を検証するために，第 2 章と第 3 章を通して実験が行われた。

第 2 章では，有効視野における凶器の存在と覚醒水準の上昇の効果を検証した。実験 1 では，凶器か中性アイテムのいずれかを含む，覚醒度の統制された写真を呈示し，その直後に周辺視野にターゲット数字を呈示した。その結果，ターゲット数字の同定成績は，凶器を含む写真を観察した直後のほうが中性アイテムを含む写真を観察した直後よりも有意に低下した。実験 2 では，覚醒度の高い場面と低い場面を描写した写真を呈示し，その直後に周辺視野にターゲット数字を呈示した。その結果，覚醒度の高い場面を描写した写真を観察した直後と覚醒度の低い場面を描写した写真を観察した直後の間で，ターゲット数字の同定成績の差は有意ではなかった。これらの結果から，凶器の存在は，覚醒水準の上昇を問わず，有効視野を狭めることが明らかとなった。

第 3 章では，凶器の存在と有効視野の縮小の間にある媒介要因を特定するために，アイテムの脅威性と新奇性が有効視野に及ぼす影響を検討した。実験 3 では，実験 4 で用いる写真の脅威性と新奇性を測定することで，その写真の妥当性を検証した。実験 4 では，アイテムの脅威性と新奇性のそれぞれを操作した写真を呈示し，その直後に周辺視野にターゲット数字を呈示した。その結果，ターゲット数字の同定成績は，新奇性の高いアイテムを含む写真を観察した直後の方が低いアイテムを含む写真を観察した直後よりも有意に低かった。その一方で，脅威性の高いアイテムが含まれた写真を観察した直後と低いアイテムが含まれた写真を観察した直後の間で，ターゲット数字の同定成績の差は有意ではなかった。これらの結果から，（a）新奇性の高いアイテムは有効視野を狭めることと（b）脅威性の高いアイテムは有効視野を狭めないことが示される。

これらの結果をまとめると，凶器の存在は，脅威性ではなく新奇性を媒介して有効視野を狭めると考えられる。先行研究で指摘されてきた通り，凶器の存在は文脈に一致しないことが多い（e.g., Pickel, 1998）。凶器は，この新奇性を媒介して観察者の注意を捕捉することで，有効視野を狭めるものと考えられる。

実験 2 と 4 において，覚醒水準（脅威性）は有効視野の大きさに影響を及ぼさないという結果が得られた。この結果は，現実の場面に一般化することが難しいかもしれない。なぜなら，覚醒水準の上昇は，現実の犯罪場面における目

撃者ほうが本実験の参加者よりも高いと考えられるためである。そのため，現実場面の被害者や目撃者が経験するような覚醒水準の上昇があれば，有効視野は狭まる可能性がある。その一方で，アイテムの新奇性が有効視野の大きさに影響するという結果は，現実の場面に一般化できると考えられる。なぜなら，本実験によって得られた新奇性の結果は，現実の場面に近い手続き（e.g.，動画や上演）を用いた実験結果と一致しているからである。例えば，Pickel (1999) は動画を，Pickel et al. (2006)は上演場面を用いて，アイテムの新奇性が周辺情報の記憶へ及ぼす影響を検証したところ，新奇性の効果が有意であった。したがって，本研究で得られた新奇性の効果は静止画特有の効果ではなく，現実の場面にも一般化できると考えられる。

4.2 中心・周辺視野モデル

本研究では，（a）凶器の存在が有効視野を狭めることと（b）アイテムの新奇性が有効視野を狭めることが明らかとなった。そこで，これらの知見を踏まえ，凶器注目効果を説明するために，有効視野縮小仮説と新奇性仮説を統合した，中心・周辺視野モデルを提唱する（Figure 12）。中心・周辺視野モデルは 3 つの段階から構成されている。

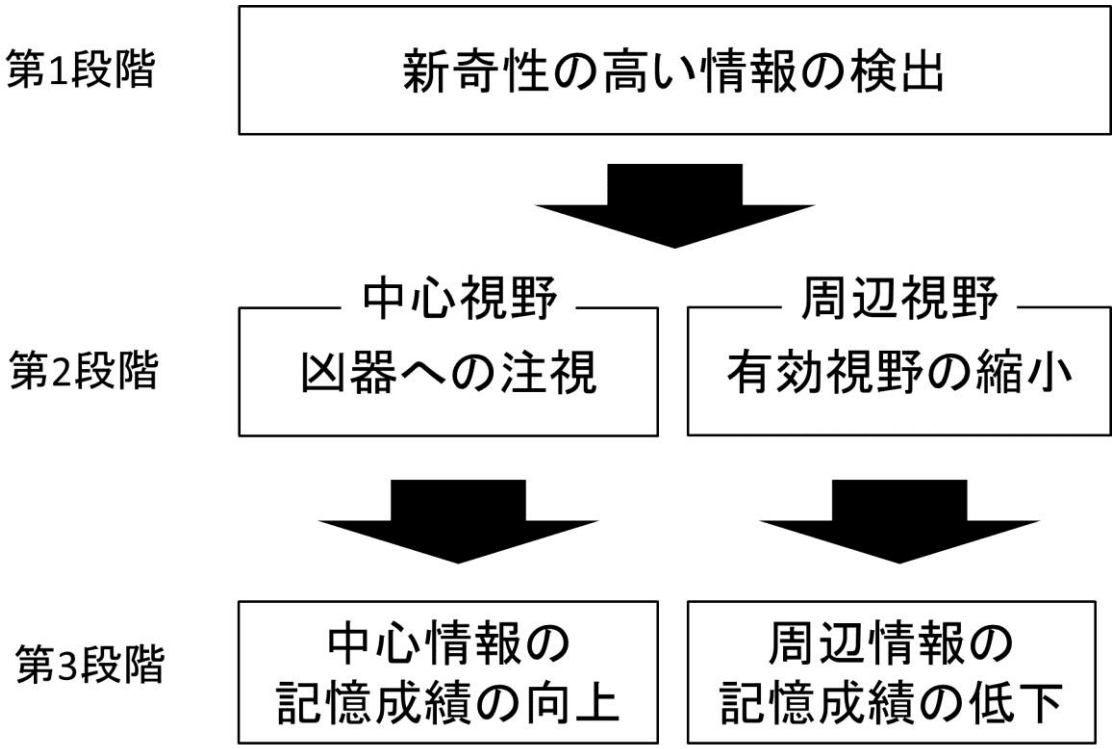

Figure 12. 中心・周辺視野モデルの図

まず，第 1 段階は，新奇性の高い情報を検出する段階である。もし武装した犯人を目撃すると，凶器の存在は目撃場面の文脈に一致しないため，新奇性の高い情報として検出されるであろう。この場合，第 2 段階以降のプロセスが生じると仮定される。このとき，新奇性の高い情報は，それが凶器でなかったとしても，以降のプロセスを生じさせると考えられる。実際に，新奇性の高いアイテムは，それが凶器でなくとも凶器注目効果を生じさせたという報告がある（Mitchell et al., 1998; Pickel, 1998）。一方で，凶器の存在が文脈に一致し，新奇性の低い情報として認知された場合，以降のプロセスは生じないと考えられる。実際に，凶器の存在が目撃場面の文脈に一致する場合，凶器の存在は周辺情報に関する記憶を低下させないことが報告されている（Pickel, 1999）。

次に，第 2 段階は，目撃情報を中心視野および周辺視野にて処理する段階である。もしも，凶器の存在が新奇性の高い情報として検出された場合，目撃者はその凶器の詳細を分析するために凶器を長く注視し，それに伴って有効視野が狭まると予測される。この時，凶器は中心視野において処理されるため，その符号化に困難は生じないが，周辺情報は周辺視野において処理されるため，有効視野の縮小によってその符号化に困難が生じると考えられる。

最後に，第 3 段階は目撃情報の想起の段階である。最終的に，目撃者は中心情報の詳細を正確に思い出せるが，周辺情報の詳細を正確に思い出せなくなる

と考えられる。

このモデルは先行研究の結果とも一致している。例えば，凶器で武装した犯人を目撃する直前に，参加者が凶器注目効果の予備知識を学んでいた場合，凶器の存在は周辺情報の記憶成績を低下させないことが報告されている（Pickel et al., 2006）。この結果は，凶器注目効果の予備知識を直前に得ることによって，参加者は凶器の出現を予期できるようになり，凶器に対する注視時間の増加や有効視野の縮小が生じなかったため得られたと解釈できる。また，ターゲット人物が文脈に一致しないアイテムを握っていれば，それが凶器でなくとも，周辺情報に関する記憶成績を低下させることが報告されている（Mitchell et al., 1998; Pickel, 1998）。この結果は，ターゲット人物が握っているアイテムが新奇性の高い情報として検出され，注視パターンの偏りと有効視野の縮小が生じたためと考えられる。

このモデルにおいて，凶器の存在による有効視野の縮小は，武装した犯人を目撃する間持続することが仮定されている。しかしながら，有効視野は，ある場面を目撃した直後に狭まり，しばらく経過した後にはある程度回復したことが報告されている（Nobata et al., 2010）。したがって，凶器の存在が有効視野を狭めるとしても，その縮小は一時的であり時間経過とともに回復すると考えられる。もしこれが正しいのであれば，武装した犯人を目撃する時間が長ければ，

凶器注目効果は生じにくくなることが示唆される。実際に，周辺情報の記憶成績における凶器の有無の効果量をメタ分析によって求めたところ，その効果量は目撃時間が長い場合（60 秒以上）のほうが短い場合（10 秒未満）や中程度の場合（10 秒以上 60 秒未満）よりも小さいことが報告されている（Fawcett et al., 2013）。これは，凶器の存在によって狭まった有効視野が時間経過とともに回復し，周辺視野において周辺情報を符号化できた結果と考えられる。これらの可能性を明らかにするために，今後の研究は凶器の存在による有効視野の縮小がどの程度持続するのかを検証する必要があろう。

中心・周辺視野モデルの第 3 段階では，有効視野の縮小が周辺情報の記憶成績を低下させることが仮定されているが，この仮定は本研究では検討されなかった。そのため，今後の課題としては，有効視野の大きさと周辺情報の記憶成績を同時に測定するような実験が求められる。もしも，有効視野の縮小が周辺情報の記憶成績を低下させるのであれば，有効視野の大きさと周辺情報の記憶性の間には正の相関関係があると考えられる。

4.3 結論

本研究では，有効視野縮小仮説を検証するために，凶器の有無とアイテムの脅威性及び新奇性が有効視野に及ぼす影響を検証した。その結果，凶器の存在

は有効視野を狭めることと，新奇性の高いアイテムは有効視野を狭めることが明らかとなった。これらのことから，凶器の存在は，脅威性の高さを問わず，新奇性の高いアイテムであるために観察者の注意を捕捉し，その結果として有効視野は狭まることが示唆される。

引用文献

Ben-Haim, M. S., Mama, Y., Icht, M., & Algom, D. (2014). Is the emotional Stroop task a special case of mood induction? Evidence from sustained effects of attention under emotion. *Attention, Perception, & Psychophysics*, *76*, 81-97.

Biggs, A. T., Brockmole, J. R., & Witt, J. K. (2013). Armed and attentive: Holding a weapon can bias attentional priorities in scene viewing. *Attention, Perception, & Psychophysics*, *75*, 1715–1724.

Bradley, M. M., Lang, P. J., & Cuthbert, B. N. (1993). Emotion, novelty, and the startle reflex: Habituation in humans. *Behavioral Neuroscience*, *107*, 970–980.

Brainard, D. H. (1997). The Psychophysics Toolbox. *Spatial Vision*, *10*, 433–436.

Christianson, S. A. (1992). Emotional stress and eyewitness memory: A critical review. *Psychological Bulletin*, *112*, 284–309.

Christianson, S. A., Loftus, E. F., Hoffman, H., & Loftus, G. R. (1991). Eye fixations and memory for emotional events. *Journal of Experimental Psychology*, *17*, 693–701.

Ciesielski, B. G., Armstrong, T., Zald, D. H., & Olatunji, B. O. (2010). Emotion modulation of visual attention: Categorical and temporal characteristics. *PLoSONE*, *5*, e13860.

Dosher, B. A., Han, S., & Lu, Z. L. (2004). Parallel processing in visual search asymmetry. Journal of Experimental Psychology: *Human Perception and Performance*, *30*, 3–27.

Dijksterhuis, A., & Smith, P. K. (2002). Affective habituation: subliminal exposure to extreme stimuli decreases their extremity. *Emotion*, *2*, 203–214.

Easterbrook, J. A. (1959). The effect of emotion on cue utilization and the organization of behavior. *Psychological Review*, *66*, 183–201.

Erickson, W. B., Lampinen, J. M., & Leding, J. K. (2014). The weapon focus effect in target-present and target-absent line-ups: The roles of threat, novelty, and timing. *Applied Cognitive Psychology*, *28*, 349-359.

Eriksen, C. W., & St. James, J. D. (1986). Visual attention within and around the field of focal attention: A zoom lens model. *Perception & Psychophysics*, *40*, 225–240.

Fawcett, J. M., Russell, E. J., Peace, K. A., & Christie, J. (2013). Of guns and geese: a meta-analytic review of the ‘weapon focus’ literature. *Psychology, Crime & Law*, *19*, 35–66.

原田 佑規（2016）．凶器注目効果と有効視野　九州大学心理学研究, *17*, 1–7.

(Harada, Y. (2016). The weapon focus effect and the functional field of view *Kyushu University Psychological Research*, *17*, 1–7.)

Harada, Y., Hakoda, Y., Kuroki, D., & Mitsudo, H. (2015). The presence of a weapon shrinks the functional field of view. *Applied Cognitive Psychology*, *29*, 592–599.

Harada, Y., & Mitsudo, H. (2016a). The effect of retention interval on recognition memory for central and peripheral details of an armed individual. The 31st international congress of Psychology, Yokohama, Japan.

Harada, Y. & Mitsudo, H. (2016b). The shrinkage of the functional field of view depends on both item type and context. The 31st international congress of Psychology, Yokohama, Japan.

Hensher, D. A., & Johnson, L. W. (1981). Applied discrete choice modeling. New York: Wiley.

Hope, L., & Wright, D. (2007). Beyond unusual? Examining the role of attention in the weapon focus effect. *Applied Cognitive Psychology*, *21*, 951–961.

Huebner, G. M., & Gegenfurtner, K. R. (2010). Effects of viewing time, fixations, and viewing strategies on visual memory for briefly presented natural objects. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *63*, 1398–1413.

Ikeda, M., & Takeuchi, T. (1975). Influence of foveal load on the functional visual field. *Perception & Psychophysics*, *18*, 255–260.

厳島 行雄（2003）．目撃証言の心理学とは何か　厳島 行雄・仲 真紀子・原 聰（編）　目撃証言の心理学（pp.1–9）　北大路書房

警察庁（2016）．犯罪統計資料　平成 27 年 1～12 月分【確定値】(Japan National Police Agency.)

Kleiner, M., Brainard, D., & Pelli, D. (2007). What's new in Psychtoolbox-3? *Perception, 36,* ECVP Abstract Supplement.

Kramer, T. H., Buckhout, R., & Eugenio, P. (1990). Weapon focus, arousal, and eyewitness memory: Attention must be paid. *Law and Human Behavior*, *14*, 167–184.

Lang, P. J., Bradley, M. M., & Cuthbert, B. M. (2005). *International Affective Picture System (IAPS): Instruction manual and affective rating (Technical Report A-6).* Gainesville, FL: University of Florida.

Leibowitz, H. W., & Appelle, S. (1969). The effect of central task on luminance thresholds for peripherally presented stimuli. *Human Factors*, *11*, 387–392.

Loftus, E. F., Loftus, G. R., & Messo, J. (1987). Some facts about “weapon focus”. *Law and Human Behavior*, *11*, 55–62.

Loftus, G. R., & Mackworth, N. H. (1978). Cognitive determinants of fixation location during picture viewing. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *4*, 565–572.

Maass, A., & Kohnken, G. (1989). Eyewitness identification: Simulating the "weapon effect". *Law and Human Behavior*, *13*, 397–408.

Mackworth, N. H. (1965). Visual noise causes tunnel vision. *Psychonomic Science*, *3*, 67–68.

Matthews, G., Jones, D. M., & Chamberlain, A. G. (1990). Refining the measurement of mood: The UWIST Mood Adjective Checklist. *British Journal of Psychology*, *81*, 17–42.

Mcrae, K., Sharps, M. J., Power, J., & Newton, A. (2013). Eyewitness memory for typical and atypical weapons in cognitive context. *Journal of Investigative Psychology and Offender Profiling*, *11*, 179–189.

Mitchell, K. J., Livosky, M., & Mather, M. (1998). The weapon focus revised: The role of novelty. *Legal and Criminological Psychology*, *3*, 287–303.

Nobata, T., Hakoda, Y., & Ninose, Y. (2010). The functional field of view becomes narrower while viewing negative emotional stimuli. *Cognition and Emotion*, *24*, 886–891.

越智 啓太（2000）．ウェポンフォーカス効果　―実証的データと理論的考察―　応用心理学研究，*26*，37–49.

(Ochi, K. (2000). Weapon focus effect –Empirical data and theoretical analysis– *Japanese Journal of Applied Psychology*, *26*, 37–49.)

越智 啓太（2005）．情動喚起が目撃者・被害者の記憶に及ぼす影響　心理学評論，*48*，299–315.

(Ochi, K. (2005). The effects of emotional arousal on the memory of eyewitness and victims. *Japanese Psychological Review*, *48*, 299–315.)

Öhman, A., Flykt, A., & Esteves, F. (2001). Emotion drives attention: Detecting the snake in the grass. *Journal of Experimental Psychology*, *130*, 466–478.

大上 渉・箱田 裕司・大沼 夏子（2006）．凶器の視覚的特徴が目撃者の認知に及ぼす影響　心理学研究，*77*，443–451.

(Oue, W., Hakoda, Y., & Onuma, N. (2006). The effects of visual features of a weapon on eyewitnesses' cognitive processing. *The Japanese Journal of Psychology*, *77*, 443–451.)

Park, G. D., & Reed, C. L. (2014). Nonuniform changes in the distribution of visual attention from visual complexity and action: A driving simulation study. *Perception*, *43*, 129–144.

Pelli, D. G. (1997). The Video Toolbox software for visual psychophysics: Transforming numbers into movies. *Spatial Vision*, *10*, 437–442.

Pickel, K. L. (1998). Unusualness and threat as possible causes of “weapon focus”. *Memory*, *6*, 277–295.

Pickel, K. L. (1999). The influence of context on the “weapon focus” effect. *Law and Human Behavior*, *23*, 299–311.

Pickel, K. L., Ross, S. J., & Truelove, R. S. (2006). Do weapons automatically capture attention? *Applied Cognitive Psychology*, *20*, 871–893.

Posner, I. M., Snyder, C. R. R., & Davidson, B. J. (1980). Attention and the detection of signals. *Journal of Experimental Psychology: General*, *109*, 160–174.

Reed, J. G., Reed, R. J., & Hollands, M. A. (2014). Is the size of the useful field of view affected by postural demands associated with standing and stepping. *Neuroscience Letters*, *30*, 27–31.

Ringer, R. V., Throneburg, Z., Johnson, A. P., Kramer, A. F., & Loschky, L. C. (2015). Impairing the useful field of view in natural scenes: Tunnel vision versus general interference. *Journal of Vision*, *16*, 1–25.

Saunders, J. (2009). Memory impairment in the weapon focus effect. *Memory & Cognition*, *37*, 326–335.

白澤 早苗・石田 多由美・箱田 裕司・原口 雅浩（1999）. 記憶検索に及ぼすエネルギー覚醒の効果　基礎心理学研究, *17*, 93–99.

(Shirasawa, S., Ishida, T., Hakoda, Y., & Haraguchi, M. (1999). The effects of energetic arousal on memory search. *Japanese Journal of Psychonomic Science*, *17*, 93–99.)

Shulman, G. L., Remington, R. W., & McLean, J. P. (1979). Moving attention through visual space. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *5*, 522–526.

Tatler, B. W., Gilchrist, I. D., & Land, M. F. (2005). Visual memory for objects in natural scenes: From fixations to object files. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *58*, 931–960.

Tooley, V., Brigham, J. C., Maass, A., & Bothwell, R. K. (1987). Facial recognition: Weapon effect and attentional focus. *Journal of Applied Social Psychology*, *17*, 845–859.

Trippe, R. H., Hewig, J., Heydel, C., Hecht, H., & Miltner, W. H. R. (2007). Attentional blink to emotional and threatening pictures in spider phobics: Electrophysiology and behavior. *Brain research*, *1148*, 149–160

Williams, L. J. (1982). Cognitive Load and the functional field of view. *Human Factors*,

24, 683–692.

Wolfe, J. M., Horowitz, T. S., & Kenner, N. M. (2005). Rare targets are often missed in visual search. *Nature*, *435*, 439–440.

Wood, J., Chaparro, A., Hickson, L., Thyer, N., Carter, P., Hancock, J., Hoe, A., Le, I., Sahetapy, L., Ybarzabal, F. (2006). The effect of auditory and visual distractors on the useful field of view: implications for the driving task. *Investigative Ophthalmology & Visual Science*, *47*, 4646–4650.

謝辞

本論文を作成するにあたり，たくさんの方からご協力を頂きました。まず，指導教員である光藤宏行准教授には，研究指導だけでなく，レクリエーション活動等を通して大変お世話になりました。私が博士後期課程の途中から指導教員を変更する際，お忙しいにもかかわらずご快諾を下さり，その後も温かいご指導をしていただきました。心より感謝いたします。

また，九州女子大学の箱田裕司教授には，大学院進学時から研究の指導をしていただき大変お世話になりました。私が大学院に進学して以降，右も左も分からないときに，福岡での生活や研究のことについて丁寧かつ温かいご助言・ご指導を頂きました。心より感謝いたします。

さらに，三浦佳世教授，中村知靖教授，黒木俊秀教授，山本健太郎講師，黒木大一朗技官，心理学研究室の院生の皆様，学部生の皆様には大変お世話になりました。三浦教授，中村教授からは，主に研究発表の際に貴重なコメントやアドバイスいただき，それを後の研究の参考にさせていただきました。さらに副査を引き受けて頂いた黒木俊秀教授には，医学・臨床的な視点からの貴重なアドバイスを頂きました。山本講師からは，研究発表の際のコメントをはじめ，レクリエーション活動等さまざまな領域でお世話になりました。黒木技官には，実験のプログラムや機材の使い方についてのサポート等をしていただきました。

院生や学部生の皆様には，学会発表の練習や研究発表のコメント，実験参加者の募集などお世話になりました。

最後に，大学院への進学をはじめ，多岐にわたってサポートをしてくださった家族に，心から感謝いたします。