

研究発表論文

ハトにおける鋭角過小知覚

○渡辺創太¹²・岩崎純衣²³・中村哲之⁴(非会員)・藤田和生³

(¹大阪教育大学学校教育講座・²日本学術振興会・³京都大学文学研究科・⁴千葉大学先進科学センター)

ハト・傾き錯視・ツェルナー錯視・錯視・知覚

目 的

錯視知覚研究は、その種の知覚システムが持つ特性や機能を考察する上で有意義である。Watanabe, Nakamura, Fujita (2011)はハトがツェルナー錯視図形をヒトと逆方向に錯視知覚することを示した。Watanabe et al. (2011)は、この逆ツェルナー錯視知覚はハトにおける鋭角過小知覚によるものではないかと仮説立てた。本研究はハトが鋭角過小知覚をするかを調べた。

方 法

■被験体・装置

オスのデンシヨバト6個体。

装置は、コンピューター制御の汎用オペラントボックス（ボックス前部にあるモニターへのつきつき反応が赤外線レーザーにて観測される）を用いた。

■刺激

2本の主線分および主線分に対し付着する短線群から成る刺激を用いた。それぞれの主線分に対し付着する短線群の本数は1、3、10本いずれかであり、また短線群が付着するのは上下いずれか一方あるいは両方の主線分であった。

■課題

2本の主線分における左右それぞれの端点間領域のうち、より広い（or狭い、個体間カウンターバランス）方を選び、その領域に対してつきつき反応をすることを求めた。刺激は単独呈示され、正解反応に対しては約3秒間の餌呈示およびライト点灯によって強化した。なお、強化率は25%とし、餌が呈示されない試行はライト点灯によってのみ強化した。1セッション384試行行い、1日1セッションおこなった。

■手続き

◎訓練Phase1：主線のみ呈示

主線分それぞれが互いに上側に開く角度がそれぞれ-15、-9、-3、+3、+9、+15°である6種類の主線分セットを用いた。

◎訓練Phase2：短線群有り

Phase1と同じ主線分セットに、短線群が付着したものを呈示した。なお、短線群の付着角度は主線ごと・試行ごとに1-360°の範囲で変動した。

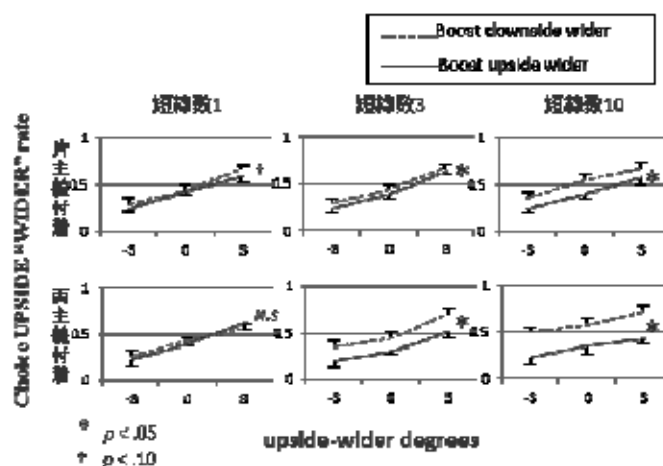
◎Test Phase：ツェルナー型刺激呈示

Test PhaseはTestセッションと訓練セッション(Phase2)とを1セッションずつ交互に行い、訓練セッションで成績が80%に満たない場合、80%を越えるまで訓練セッションをおこなった。Test PhaseはTestセッションを計

20回行うまで続けた。Testセッションでは、主線分に対しツェルナー錯視図形型に対し±30°で短線群が付着した刺激（テスト刺激）を全消去プローブで呈示した。なおテスト刺激として、短線群本数（1、3、10）3パターン×付着主線分（上、下、両方）×付着角度（BUW / BDW、上図参照）×主線分間角度（-3、0、3）、計54パターンの刺激セットを1セッション（384試行）内に各1試行ずつランダムに呈示した。

結 果

以下のグラフは、6個体の平均反応傾向を示す。



それぞれの条件を対象に、繰り返しのある2要因（主線分間角度3条件-3、0、+3°、短線群の型2条件Boost Upside Wider、Boost Downside Wider）の分散分析をおこなったところ、片主線付着条件における型の主効果は、短線数1の条件で有意傾向（ $f(1, 5) = 4.308, p = .093$ ）、短線数3の条件（ $f(1, 5) = 7.147, p = .044$ ）および短線数10（ $f(1, 5) = 12.238, p = .017$ ）の条件で有意であった。

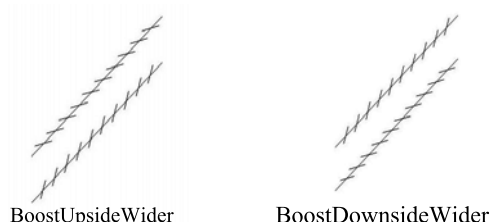
考 察

片主線付着であり短線数1の条件において型の主効果が有意傾向であり、また片主線付着であり単線数3の条件においても型の主効果が確認されたことより、ツェルナー錯視図形よりもシンプルな刺激形状であっても、ハトの反応は短線（群）の影響を受ける可能性が示唆された。このことはまた、ハトにおける逆ツェルナー錯視の要因が鋭角過小視（傾きの差の過小視；同化効果）である可能性を示唆する。

引用文献

Watanabe, Nakamura, Fujita. (2011). *Cognition*, **119**, 137-141.
Kitaoka, Ishihara. (2000). *P&P*, **62**, 569-575.

（わたなべ そうた、いわさき すみえ、なかむら のりゆき、ふじた かずお）



網膜座標系に非依存のヒトと依存のハト

○大瀧翔¹²・渡辺創太²³・藤田和生¹
(¹京都大学文学研究科・²日本学術振興会・³大阪教育大学)

レチノトピー, グルーピング, ハト, 比較認知

目 的

我々がモノを見るとき、環境世界は網膜像上に投影される。初期視覚野では、網膜像上の空間関係が保持され(レチノトピー)、視覚処理は網膜座標に依存して行われる。しかしながら、高次視覚野になるに従ってニューロンの受容野は大きくなり、網膜座標に依存しない視覚処理がなされる(Boi et al., 2010)。サッケードによって網膜像が高速で運動しているにも関わらず、我々の視覚世界が安定していることは、網膜座標に依存しない処理の介在を示している。我々は、刺激の時空間的な特性を変化させることによって、網膜座標系に依存した処理と、依存しない処理を切り分ける新たな視覚課題を考案した。この視覚刺激を使った弁別課題を霊長類(ヒト)と鳥類(ハト)に課すことで、それぞれの種が有する視覚システムの特性を明らかにした。

方 法

被験体：3名の20代男性、および3羽のハトを被験体とした。
装置：ヒトの実験では光学式タッチモニターを用いた。ハトの実験では、光学式タッチモニター搭載の標準的なオペラント装置を用いた。

刺激：Ternus-Pikler刺激 (Ternus, 1926)を改変した刺激を用いた。刺激は一連のフレームを連続提示することで構成した。1フレームの提示時間は200msであった。各フレームでは3つの円盤が水平に提示された。内1つを標的円とし、標的円の内部に配した赤色のドットが連続提示することで時計回り、もしくは反時計回りに回転した。残り2つの妨害円は中心に赤色ドットを配し、回転しなかった。標的円の提示位置は試行中常に一定だった。妨害円の提示位置はフレームによって変化し、最左(右)の妨害円が次のフレームでは最右(左)に提示されるように刺激を構成した。この刺激のヒト被験者による知覚のされ方は、フレーム間の時間間隔によって劇的に変化した。フレーム間隔が0msの場合、外側の妨害円が左右に跳躍しているように知覚され、標的円の回転方向の弁別は容易に可能であった。一方でフレーム間隔が200msの場合には、3つの円盤すべてが左右に協調運動しているように知覚され、回転方向の弁別が著しく困難であった(図1)。フレーム間隔が200msであっても、最外の円盤を除く2つの円盤しか提示しなかった場合には、円盤が同じ位置で点滅しているだけなので、協調運動は知覚されなかった。

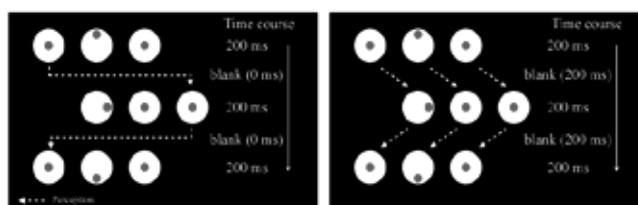


図1. 提示刺激とフレーム間隔ごとのヒト被験者の知覚

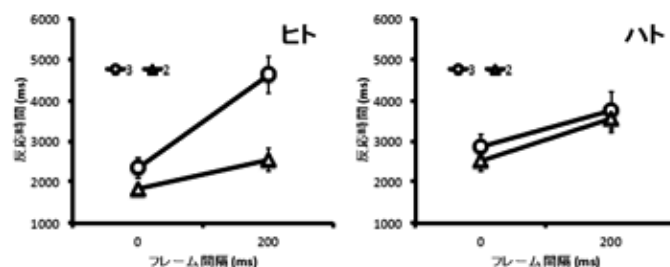


図2. フレーム間隔と提示円盤数ごとの平均反応時間

課題：画面上に上記の一連の刺激を2つ提示した。2つの標的円のうち、時計回りに回転する標的円を利き手の人差し指、もしくは嘴でつつくことを正反応とした。フレーム間隔は0msと200msの2条件を設けた。また、各フレームに標的円と2つの妨害円の計3つの円盤が提示される条件と、標的円と妨害円の計2つの円盤が提示される条件を設けた。

結 果

いずれの種も正答率が80%以上を維持し、条件間の差が検出できなかったため、分析には正反応時間を用いた。図2にヒトとハトの、条件ごとの平均反応時間を示す。両種とも、フレーム間隔が200ms条件の反応時間が0ms条件に比して長く、円盤の数が3つの条件の反応時間が2つの条件に比して長かった。ヒトではフレーム間隔と円盤数の間に有意な交互作用が見られ、提示される円盤が3つでフレーム間隔が200msの時に反応時間が増大した。一方で、ハトにはこうした交互作用は見られなかった。

考 察

ヒトではフレーム間隔と円盤数に交互作用が見られた。重要な点は、いずれの条件においても標的の提示位置が一定であった点である。ヒトは時空間の相互作用によって網膜座標系に依存しない処理を優先した。一方ハトでは交互作用が見られず、網膜座標系に強く依存することが明らかとなった。網膜座標系に依存しない視覚処理が、網膜における視細胞の信号間を補間する処理とすると、霊長類は鳥類に比して視細胞での時空間解像度が低いために、こうした処理を発達させたと考えられる。

引用文献

- Boi, M., Ogmen, H., Krummenacher, J., Otto, T. U., & Herzog, M. H. (2009). A(fascinating) litmus test for human retino- vs. non-retinotopic processing. *Journal of Vision*, 9(13), 1-11.
- Ternus, J. (1926). Experimentell Untersuchungen über phänomenale Identität. *Psychological Research*, 7, 81-136.

(おおたき しょう, わたなべ そうた, ふじた かずお)

写真上の傾斜角度知覚

竹澤智美

(立命館大学 立命館グローバル・イノベーション研究機構)

写真, 傾斜角度知覚, 撮影距離, 焦点距離, 垂直水平の知覚

花咲く丘陵を写真に撮れば、画面上ではきめの勾配が生じ、遠く伸びる石畳のスロープを撮れば、画面上で石畳やスロープの縁の線分が収束するため、傾斜が知覚される (Gibson, 1950a; Newman, Whinham & MacRae, 1973)。しかし、実際に傾斜面を眺めるときには自らの姿勢や視線方向に応じて網膜像が変化するのに対し (Gibson, 1950b), 写真ではカメラの位置や向き、焦点距離によって画面上の像が変化し、観察者は傾斜の方向や角度の基準となるべき撮影時の状況を知りえないことも多い。たとえば撮影距離を小さくすれば、同じ傾斜面であっても、画面上ではきめの縮小や線分の収束の程度が急になる。この変化は画面に対して客観的傾斜角度が大きくなる場合に一致し、これらの手がかりに依存して傾斜角度が知覚されるならば、撮影距離が小さいほど知覚的傾斜角度が大きくなってよい。

本実験では、撮影距離を操作して傾斜面を撮影し、写真上の知覚的傾斜角度を測定した。この結果に基づき、本稿では (1) 垂直水平を基準とした傾斜の方向の知覚の可否, (2) 撮影距離による知覚的傾斜角度の緩急の変化, (3) 知覚的傾斜角度と客観的傾斜角度の関係について論じる。

方 法

実験材料 A4 判の板に水玉模様の紙を貼付し、これを x 軸周りに回転させてデジタルカメラ (Panasonic, Lumix GH1, 絞り値は 8.0 に固定) で撮影した。回転軸は板の長辺の中線とし、水平 (地面に対して平行) に固定した。カメラの視軸も水平に固定し、回転軸に直交させた。撮影した写真はトリミングを施さずに A4 用紙に印画し、40cm の距離で観察した。

実験条件 (図 1) **客観的傾斜角度**: 板を回転させる際には、垂直 (重力方向) を 0 度、下の辺をカメラの方向に回転させる (上り坂に対応する) 場合を + とし、傾斜角度を -60、-30、0、30、60、90 度 (水平) とした。**撮影距離**: 回転軸からカメラまでの距離を 56、100、200、400cm とした。このときレンズの焦点距離を 35mm 判フィルム換算で順に 28、50、100、200mm とした。撮影距離に比例して焦点距離を操作したため、画面上の回転軸の長さは一定に保たれた。なお、焦点距離のみを操作すれば、画面上の像は等倍で拡大縮小し、きめの縮小や線分の収束の程度は変化しない (大山, 2000; 竹澤, 2012)。この他、カメラの高さを操作したが、知覚的傾斜角度にこれによる差が認められなかったため、以下では平均値に基づき議論する。

手続き 写真は参加者の前額平行面に 1 枚ずつ提示され、参加者はこれを室内の自然光のもと両眼で観察した。参加者は裏面に分度器の貼付された白紙の半円上で棒を回転させて知覚的傾斜角度を報告し、実験者はこれを度数で記録した。

参加者 大学生 50 名 (男性 24 名, 女性 26 名; 平均 20.4 歳) の協力を得た。

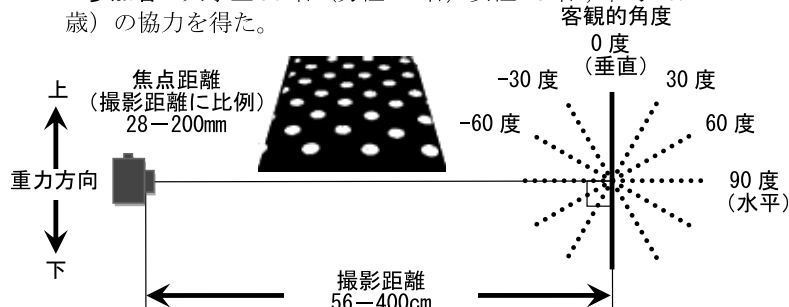


図1. 実験条件ときめの勾配の例

結 果

客観的傾斜角度が 0 度あるいは 90 度の場合には、知覚的傾斜角度が客観的傾斜角度に近似し、その他の条件の知覚的傾斜角度は客観的傾斜角度にともない直線的に大きくなった (図 2)。したがって、客観的傾斜角度 x と知覚的傾斜角度 y の関係は、 $y = ax$ (a は傾き) で表すことができる。客観的傾斜角度が 90 度の条件を除いた上で、得られた知覚的傾斜角度にこの式をあてはめた結果、得られた傾き a の値は、撮影距離が 56 から 400cm のとき順に、0.90 ($r^2=0.94$), 0.76 ($r^2=0.90$), 0.73 ($r^2=0.89$), 0.66 ($r^2=0.87$) となった。撮影距離が小さいほど大きな値が得られたが、すべて 1 以下であった。

考 察

垂直 (0 度) 水平 (90 度) がほぼ正確に知覚され、その他の角度でも知覚的傾斜方向が客観的傾斜方向に一致した。本実験では、カメラおよび観察者の視軸をとともに水平とし、写真を観察者の前額平行面 (画面は垂直) に提示したために、垂直水平が容易に判断できたのかもしれない。しかし少なくともこの条件では、傾斜の方向が相応に知覚される。

また知覚的傾斜角度は、撮影距離が大きくなるほど垂直に近づいた。これは客観的傾斜角度が同じとき、撮影距離を大きくするほど、きめの縮小や線分の収束の程度が緩くなるためであると考えられ、知覚的傾斜角度はやはり、きめの勾配や線遠近の手がかりに依存するといえる。

総じて知覚的傾斜角度は、客観的傾斜角度に対し垂直に近づいた。知覚的傾斜角度が客観的傾斜角度に完全に一致するならば、傾き a は 1 になるはずであるが、得られた傾き a の値はいずれも 1 より小さく、垂直を基準 0 とした傾斜角度の過小知覚の程度を示している。つまり撮影距離が 56cm のときには、写真上の傾斜角度は客観的傾斜角度の 90% 程度に知覚され、400cm のときには 65% 程度に知覚された。本実験では 50mm レンズで撮影した撮影距離 100cm の条件で、網膜上の変化が実際空間に一致したが (Takezawa, 2011), 客観的傾斜角度に近い知覚的傾斜角度を得るためには、対象に近づき焦点距離の短いレンズで撮影する必要がある。なお知覚機序の同異はさておき、実際空間において坂道を歩く場合 (竹澤・對梨・土田・松田, 2002) や、坂道を眺めるとき (松田, 1995) にも、写真と同様に実際に垂直に近い傾斜が知覚される。

引用文献

- Gibson (1950a). *American Journal of Psychology*, 63.
 Gibson (1950b). *The Perception of the Visual World*. (視覚ワールドの知覚)
 松田隆夫 (1995). 視知覚.
 Newman, Whinham & MacRae (1973). *Perception & Psychophysics*, 14.
 大山正 (2000). 視覚心理学への招待— 見えの世界へのアプローチ.
 Takezawa (2011). *Perception*, 40.
 竹澤智美 (2012). 日本心理学会第 76 回大会発表論文集.
 竹澤智美・對梨成一・土田宣明・松田隆夫 (2002). 立命館人間科学研究, 3.

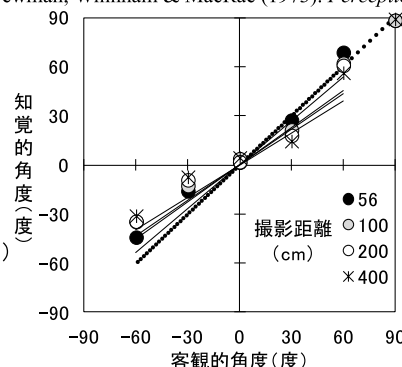


図2. 知覚的傾斜角度

(たけざわ ともみ)

オブティックフロー処理とベクシオンに関連する大脳皮質領野

○上崎麻衣子¹・蘆田宏¹
(¹ 京都大学大学院文学研究科)

キーワード
運動視・オブティックフロー・fMRI・ベクシオン

目 的

我々は、感覚器官によって外部環境の情報を取り入れ、外部環境に対する自己の位置や運動を正しく認識することにより、環境の変化に対し適応的な行動をとることができる。外部環境における自己の認識、及び外部環境とのインタラクションにおいて最も重要な手がかりのひとつが自己運動に関する情報である。

自己運動の認識は単一モダリティによってその情報が伝達されるのではなく、視覚情報に加え、前庭感覚器官による平衡感覚情報、触感覚や自己受容感覚を含む体性感覚情報などの複数のモダリティが関与するプロセスである。近年、オブティックフロー刺激を使った研究で、自己運動に関する視覚情報の処理における、視覚野 MT+、V6 や、多感覚野ventral intra-parietal area (VIP)、cingulate sulcus visual area (CSv)、precuneus (Pc)、前庭野parieto-insular vestibular cortex (PIVC)、putative area 2v (p2v)の関与が示唆された(Cardin & Smith, 2010)ものの、自己運動処理の神経基盤は未だほとんど解明されていない。

本実験は、視覚自己運動情報の処理過程において、脳活動が視覚野から他モダリティにどのように広がっていくのか調べるため、fMRIを使用し、オブティックフローの処理が視覚誘導性自己運動感覚（ベクシオン）の強度により異なるか検討した。

方 法

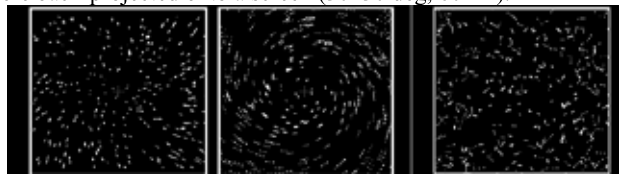
fMRI実験

イメージング

128 EPI volumes (TR = 2000 ms, voxel = 3x3x3 mm³) were acquired from six subjects using a 3T Siemens Verio scanner (ATR BAIC, Kyoto) .

視覚刺激

Visual stimuli consisted of 200 high-contrast moving dots. They were back-projected onto a screen (30x30 deg, 60 Hz).



ローカライザ

Coherent optic flow contrasted against random motion (Pitzalis et al., 2010)

条件

1) Gradient

Each dot moved in a spiral path at a speed linearly scaled to eccentricity for a limited lifetime before disappearing and re-appearing at a new, random location.

2) Zero gradient

The same as in the gradient condition, except that each dot moved at a constant local speed. Average speed was consistent across conditions.

手続き

Visual stimuli were presented for 16 s in a block design. Each block proceeded a 16-s blank with a fixation point. Every subject undertook four experimental runs.

行動実験

fMRI実験と同じ刺激を用い、Gradient条件とZero gradient条件のそれぞれの刺激により誘発されるベクシオンの継続時間・強度を測定、比較した。強度はPalmisano et al. (2010) の 11 段階尺度(0-“I feel completely stationary”から 10-“All of the visual motion is due to my self-motion”)により評価された。

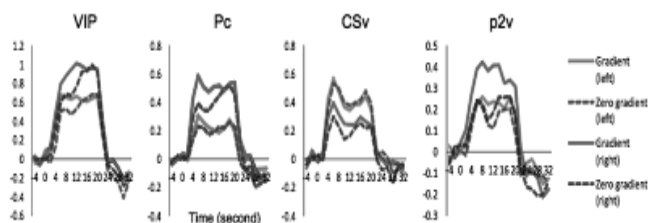
結 果

行動実験

自己運動中の視覚入力とより一貫性のある Gradient 条件の刺激は、Zero gradient 条件の刺激に比べて、より継続的でより強いベクシオンを誘発した。この結果により、fMRI 実験における条件間の比較が妥当であることが示された。

fMRI実験

全 7 領野においてオブティックフロー呈示中の活動の活性化が見られた。また、右半球のVIP・Pcと両半球のCSv・p2vにおいては、自己運動中の視覚運動情報と一貫性があり、より強いベクシオンをより継続的に誘発した刺激に対してより大きな反応が見られた。



考 察

結果から、自己運動中の視覚運動情報と一貫性のある視覚入力がある場合、身体が静止している状態であっても多感覚野や前庭野はより強い反応を示すこと、そしてそれがベクシオンに関連していることが示唆された。

引用文献

Cardin & Smith (2010). Sensitivity to human visual and vestibular cortical regions to egomotion-compatible visual stimulation. *Cerebral Cortex*, 21, 1964-1973.

Palmisano et al. (2007). Vertical display oscillation effect on forward vection and simulator sickness. *Aviation, Space, and Environmental Medicine*, 78(10), 951-956.

Pitzalis et al. (2010). Human V6: The medial motion area. *Cerebral Cortex*, 20, 411-424.

(うえさき まいこ, あしだ ひろし)

奥行き知覚に及ぼす頭の位置の効果：きめの勾配と線遠近

○東山篤規・山崎校
(立命館大学)

鍵語：奥行き知覚，頭の位置，床の勾配，天井の勾配，きめの勾配，線遠近

目的

頭の位置を変えると，物の大きさや距離，物と物の間の奥行きが変化して見えることはよく知られている．しかし，奥行きの手がかりの中で，頭の位置の効果を受けやすいものが何であるかは，じゅうぶんに解明されていない．本研究では，画像を，ヘッド・マウンティド・ディスプレイ（HMD）に提示することによって，頭の位置が変わっても，同じ刺激が目にと与えられるようにし，画像の奥行き感を測定した．ここでは，奥行きの手がかりとして，きめの勾配と線遠近を検討した．

方法

観察者 平均年齢20.2歳の18大学生(男9，女9)を観察者に用いた．

装置 HMD(Virtual-Eye社，HEWDD-768)を用いて，視覚刺激を両眼に提示した．HMDの重量は1950g．視野の大きさは，水平方向140°，垂直方向90°．HMDに刺激を提示するためにパソコン(Apple, MacBook Pro)を用いた．

刺激 勾配のあるドットパターン：等間隔の規則的なパターンから，フォトショップの変形ツールを用いて，図1左のような勾配のある7パターンを作成した．各図の一边は32.8°．勾配の程度をA/B(図1参照．A=各パターンの底辺部のドット間の対角線距離，B=最上部のドット間の対角線距離)によって表わすと，A/B = 1.0~6.0．

勾配のあるタイル壁パターン：実在するビルのタイルが貼り詰められた壁面を写真撮影した4画像(図1右)．各図の一边は32.8°．画像の勾配は，A/B = 2.2~10.8の間で変化した．勾配のあるパターンには，画像の下部が低密度になるように提示する床条件と，上部が低密度になる天井条件を設けた．

各パターンの面の傾きを測定するために，HMDの画面の右端に，比較刺激として，ヒトの横顔に対してさまざまな角度(0°~70°)で傾斜した平面を描いた図が提示された(0°は前額平行面，90°は水平面を表す)．

線遠近を含む風景写真：実在する風景を写真撮影した8画像．そのうち7画像は明瞭な線遠近の手がかりを含んでいたが，1画像(統制刺激)は含んでいなかった．風景写真は，正常に正立している画像のみを刺激として用いた．

手続き 各観察者は，HMDを装着したのち，頭を正面に向け，天井を見上げ，足元を見おろすことができるかどうかを確認した．その後，それぞれの姿勢をとって刺激図形を観察し，その奥行きの判断を行った．ドットパターンと壁パターンについては，比較刺激の中から，各パターンの見かけの傾きに相当するものを選ぶように言われた．風景写真の奥行き

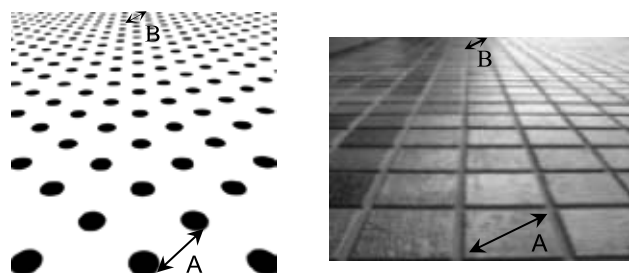


図1．ドットパターンと壁パターン(床条件)．A/Bは勾配の程度を表す．

判断は，奥行き感が「まったくない」(1点)から「強くある」(5点)までの5点尺度を用いて評定された．

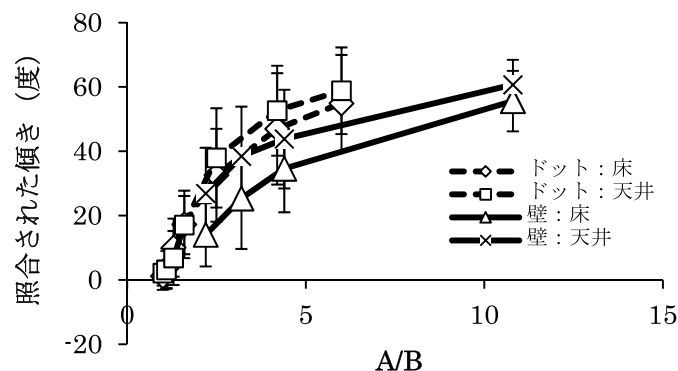


図2．ドットパターン(破線)と壁パターン(実線)の結果

結果

ドットパターン 各観察者が選択した傾きをデータにして，3要因(頭×勾配×方向)分散分析を行うと，勾配の主効果 $F_{6,102} = 283.2$ ， $p < .001$ と，勾配と方向の交互作用 $F_{6,102} = 3.7$ ， $p < .01$ が有意だった．この結果を図2の破線で示す．

頭の主効果は有意な傾向を示した($p = .09$)．選択された傾きの平均は，頭を上げたときは23.6°，頭が正立したときが25.4°，頭を下げたときが25.1°だった．

壁パターン 各観察者によって選択された傾きに，3要因(頭×勾配×方向)分散分析を行ったところ，勾配 $F_{3,51} = 125.3$ ， $p < .001$ と方向 $F_{1,17} = 69.5$ ， $p < .001$ の主効果が有意であり，勾配と方向の交互作用 $F_{3,51} = 3.6$ ， $p < .05$ も有意だった．この結果を図2の実線で示す．これは勾配が大きくなるほど面の傾きが大きくなり，また床条件よりも天井条件において面が大きく傾いて判断されたことを意味する．これは，上述のドットパターンの結果と似ているが，壁パターンは，ドットパターンよりも，傾斜をつくり出す効果が小さい．

頭の主効果は有意な傾向を示した($p = .06$)．頭を正立させたときや上げたときに比べて(36.4°)，頭を下げたときに，面がやや大きく傾いた(39.5°)．

風景写真 各観察者が判断した評定値に，2要因(頭×画像)分散分析を行った．画像の主効果 $F_{8,126} = 29.8$ ， $p < .01$ が有意だったほかに，頭の主効果が有意な傾向を示した($p = .08$)．奥行き感の平均評定値は，頭を下げたときが3.3，頭を正立させたときが3.2，上げたときが3.1だった．

考察

きめの勾配と線遠近がつくる面の傾きは，頭の位置の変化にともなって有意に変化しなかった．頭を上げたときよりも下げたときに，面が数度ほど大きく傾いたに過ぎなかった．よって，この結果は，期待に反して，きめの勾配と線遠近の効果が，頭の位置から独立していることを証明することとなった．これに対して，視覚パターンの方向の効果が，一貫して認められた．すなわち，天井条件のきめは，床条件に比べて，いっそう大きく面を傾ける効果があった．この点は，過去の研究では見出されなかった事実である．

(ひがしやま あつき，やまざき ただし)

奥行き知覚に及ぼす頭の位置の効果：陰影

東山篤規・〇山崎校
(立命館大学)

鍵語：奥行きの知覚，陰影，頭の位置，重力方向，Hollow-face 錯視

目 的

前報に引き続いて，本研究では，陰影のある図版の奥行きを検討した．ヘッド・マウンティド・ディスプレイHMDによって図版を提示することによって，頭の位置が変わっても，同一の刺激が目と与えられるようにし，各刺激が与える凸凹感が観察者の頭の位置の関数としてどのように変化するのかを検討した．

方 法

観察者 平均年齢20.0歳の17大学生（男8，女9）を観察者に用いた．

装置 前報において用いたHMDを用いた．

刺激 4種類の鋳型（マトリックス）を写真撮影したものとコンピューターで作成した1図版を刺激に用いた．陰が図版の下に分布するように提示した条件を正準条件，その図版を180°回転して提示した条件を180°条件とよぶ．いずれの刺激も黒色背景（視角は140°×90°，0.03cd/m²）の中央に提示された．松傘，鈴，鶴亀，梅の各図版の視角は一辺43.8°，球図版全体の視角は65.6°×51.4°．

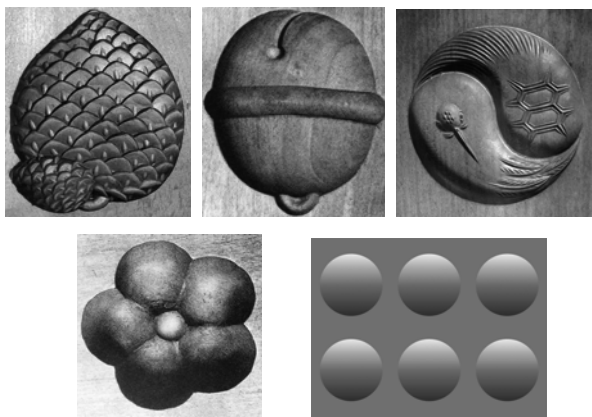


図1．上段左から松傘，鈴，鶴亀．下段は左が梅，右が球（正準条件）．

手続き 各観察者は，HMDを装着したのち，頭を正面に向けて，天井を見上げたり，足元を見おろしたりできるかどうか確認された．その後，それぞれの頭の位置のもとで，視角27.8°の白色十字の凝視刺激が，0.5秒間提示され，その直後に，刺激図版が提示された．観察者の課題は，その図版が隆起しているか陥没しているかを判断することだった．10刺激（5図版×2方向）は，頭の各位置の条件のもとでランダムに提示された．頭の位置の順序は，観察者間で相殺された．

結 果

各観察者の凸判断を1，凹判断を0とし，そのデータを3要因（頭×図版×方向）分散分析によって分析した．その結果，図版（ $F_{4,64} = 7.4$ ， $p < .001$ ）と方向（ $F_{1,16} = 24.1$ ， $p < .001$ ）の主効果が有意だった．

頭と方向の交互作用（ $F_{2,32} = 4.3$ ， $p < .05$ ）が有意だった．これは，図2に示すように，正準条件では，ほぼ完全に凸に見えていたのが，180°条件では，凸に見える頻度が，全体に減少し，しかも頭の方角とともに変化することを意味する．すなわち頭を上に向けたときに，もっとも凸に見え，頭を下

に向けたときは，もっとも凸に見えにくい．

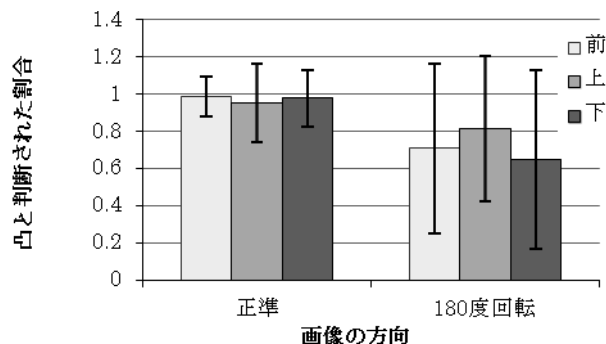


図2．図版の方向の関数としての凸反応の頻度．パラメーターは頭の位置．

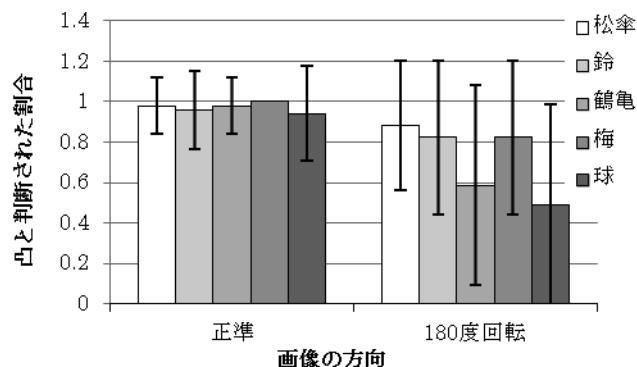


図3．図版の方向の関数としての凸反応の頻度．パラメーターは図版．

頭と図版の交互作用（ $F_{8,128} = 2.1$ ， $p < .05$ ）が有意だった．これは，図版によっては頭の位置の影響をよく受けるもの（球）と，そうでないもの（松傘）があることを示唆した．

方向と図版の交互作用（ $F_{4,64} = 5.9$ ， $p < .001$ ）が有意だった．これは，図3に示すように，正準条件では，どの図版でも等しく凸に見えたのに対して，180°条件では，凸に見え続ける図版（松傘，梅）と凹に変化する図版（球）があったことを示唆する．

考 察

実験結果は，明らかに，頭の位置が，陰影を含む図版の奥行き知覚に影響することを示す．とくに興味深い点は，上部に陰が分布している図版に，この傾向が顕著に認められ，頭を上に向けたときは凸に見えやすく，頭を下に向けたときは，凸に見えにくくなった．これは，重力の方向と観察者の顔との関係が，図版の凹凸感に影響することを示唆する．顔を上に向けると物が落ちてくる感じ（凸）がするのに対して，うつむくと物が顔から遠ざかる感じ（凹）がするのだろうか．

ここで用いられた図版についていえば，陰が図版の上部に付いていても下部に付いていても，全体に，凸として見えやすい傾向がある．これは，Hollow-face錯視に似ているかもしれない．すなわち，陰影の操作によって凸凹の情報を与えても，比較的に図版の意味がわかりやすい松傘や梅は，陰影の凸凹情報を打ち消すはたらかがあるのかもしれない．

（ひがしやま あつき，やまざき ただし）

McGurk 効果における左向き顔の優位性

○梶村昌代¹・蘆田宏¹
(¹京都大学大学院文学研究科)

キーワード：McGurk 効果，発話知覚，視聴覚相互作用

目 的

McGurk 効果は，発話映像と音声を組み合わせた場合に，映像元の音声とも実音声とも異なった音声を知覚されるものである(McGurk & MacDonald, 1978)。この効果は，顔の向きを変化させることで，現れ方に差が出るが分かっている。Kanzaki, Kato, Tohkura(1998)は，正面向き，左斜め向き，左横向きの顔の順で McGurk 効果が小さくなることを示した。

顔について一般的に，顔の向きにおける選好性があることが示されている。Kato(1991)は，横顔を描くように教示すると，多くの参加者が左横向きの顔を描くことを示した。また，Mabuchi et al(2001)は，参加者に呈示された顔が既知か未知か判断させたときに，左を向いた顔の方がより正確に識別できたことを示した。

そこで本研究では，McGurk 効果に顔の向きにおける左右非対称性があるのかを調べた。今回の実験では考えられる 2 つの要因に焦点を当てた。1 つは話者の顔の向きで，もう 1 つは話者の顔のパーツの動きである。我々の口の動きは顔の左半分と右半分で異なり，それが左右非対称性を生み出している可能性がある。この 2 要因の内どちらが左右非対称性に影響しているかを検討するため，左右反転映像を使用した。

方 法

実験参加者 20 名の大学生(平均年齢 21.45 歳)

呈示刺激 映像は，(1)通常左横，(2)通常右横，(3)反転左横(観察者は右向きの顔を観察)，(4)反転右横(観察者は右向きの顔を観察)の 4 条件であった。また，1 つの映像条件につき 9 種類の視聴覚刺激の組み合わせがあった。これらの組み合わせは，(a)唇音—非唇音ペア(/ba/-GA/, /ba/-DA/, /ga/-BA/, /da/-BA/)，その他のペア(/ba/-BA/, /ga/-GA/, /ga/-DA/, /da/-GA/, /da/-DA/)に分けられた。

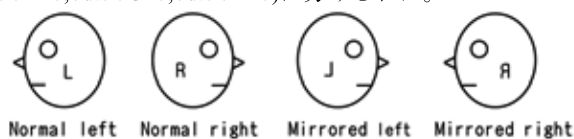


図 1. 映像条件

手続き ブザー音の直後，3000msec の視聴覚刺激が呈示された。映像は PC 画面上に，音声は PC 横に設置されたスピーカーから出力された。参加者はこの間，話者の口に注目するように教示を受けた。その後，2000msec の白色画面が続いた。参加者はこのとき，呈示されたと思う音節を聞こえた通りに回答用紙の空欄に記入した。白色画面の後に再びブザー音が鳴り，次の試行に続いた。

結 果

聴覚刺激に対するエラー率に関して，映像条件×視聴覚組み合わせの 2 要因分散分析を行った。視聴覚刺激が唇音と非唇音の間で異なっているとき，エラー率は有意に高くなった。McGurk 効果が生じたといえる。

反転の有無にかかわらず，左を向いている顔((1)と(4))の

方が右を向いている顔((2)と(3))よりもエラー率が高かった。また，元映像が左向きの顔((1)と(3))と元映像が右向きの顔((2)と(4))の間でエラー率に差はなかった。

映像条件ごとに見ると，通常左の方が通常右よりもエラー率が高くなり，なおかつ反転右の方が反転左よりもエラー率が高かった。通常左と反転左の間にはエラー率に有意差がなかったが，反転右の方が通常右よりもエラー率が高かった。

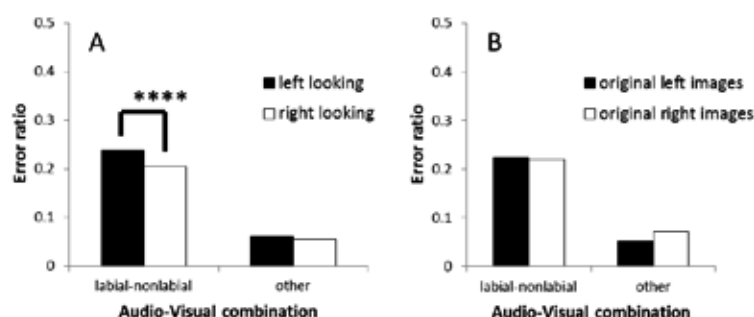


図 2. 視聴覚刺激組み合わせ別エラー率

A：顔の向きにしたがって分類

B：オリジナル画像にしたがって分類

考 察

まず，顔が左を向いているか右を向いているかでエラー率に差が出たことから，McGurk 効果に顔の向きにおける左右非対称性があり，それには話者の顔の向きが関係していることが分かった。一方で，オリジナル映像間で比較したところ有意差が見られなかったことから，口の動きの左右差は左右非対称性に影響しなかったといえる。このことは，McGurk 効果における左向き顔の優位性を示している。

今後は，この左向き顔の優位性について詳しく検討していきたい。例えば，左視野，中央視野，右視野のいずれに呈示されても左向きの顔の方が右向きの顔よりも McGurk 効果が高くなるか調べて，全視野で左向き顔の優位性が示されれば，左右非対称性は視野に依存しないといえることができる。

引用文献

- Kanzaki, R., Kato, T., & Tohkura, Y. (1998). Influence of facial views on the McGurk effect. The Acoustical Society of Japan(E), 19, 69-72.
- Kato, T(1991). Lateralized Performances in our Normal Body Functions Artes liberales, 49, 169-184.
- Mabuchi, K., Katayama, J., Morotomi, T. (2001). The effects of face orientation on face recognition IEICE. HCS, 100, 39-46.
- MacDonald, J. & McGurk, H.(1978). Visual influences on speech perception processes. Perception & Psychophysics, 24, 253-257.

(かじむら まさよ，あしだ ひろし)

女性は小さな親切を数えるだけで幸せになれるが、男性は強制的に親切にさせないと幸せになれる？

福井義一
(甲南大学文学部)

キーワード：親切行動，カウンティング介入，幸福感，ポジティブ心理学

目 的

幸福感の増進は、ポジティブ心理学において重要な主題である。幸福感を高めるための介入としては、感謝介入法 (Emmons, & McCullough, 2003) や好ましい経験を満喫する方法 (Bryant, & Veroff, 2007), 最高の自分を思い浮かべる方法 (King, 2001; Sheldon, & Lyubomirsky, 2006) などがあり、その効果が立証されてきている。

Otake, & Shimai (2006) は、女子大学生を対象に、他者に対する親切行動の数を報告させる介入 (以後、カウンティング介入) を実施し、統制群に比して介入期間の一ヶ月前と一ヶ月後で幸福感が有意に増加したことを見出した。しかしながら、女性の方が男性よりも全般的に幸福感が高く、その背景に MAOA 遺伝子が関与している (Chen, et al., 2012) ことが知られている。また、男女では幸福感の根拠が異なっていること (大坊, 2002) が示唆されており、男性は目標達成、女性は重要な他者との交流を挙げる者が多い。

親切行動は他者との交流やつながりを感じるものであるため、女性に比較して男性はカウンティング介入によって幸福感がそれほど増進されない可能性がある。そこで、本研究では、Otake, & Shimai (2006) のパラダイムを踏襲した上で、性別の要因を加え、さらに強制的に親切な行動を取るよう働きかける条件を加え (強制+カウンティング介入)、介入前後の幸福感の変化を検討した。

方 法

協力者：大学生 142 名 (男性 69 名、女性 73 名) の協力を得た。平均年齢は 21.16 歳 (SD=1.11) であった。

手続き：協力者を男女比が均等になるように、A 群 (統制条件) 47 名、B 群 (カウンティング介入条件) 47 名、C 群 (強制+カウンティング介入条件) 48 名以下の 3 群に無作為に割り付けた。A 群には、起床時間と昼食のメニューを、B 群には「その日一日で人に親切にした行動」をそれぞれ 20 時に報告させた。C 群には、8 時に「人に親切な行動を 3 回して下さい」と教示し、B 群と同様に 20 時に報告させ

た。初日に、REAS (リアルタイム評価支援システム携帯版) を用いて、尺度に回答させ、1 日目は休養、3 日目から 9 日目まで群毎に介入を行い、10 日目は再び休養、最終日の 11 日目に再度尺度に回答させた。

尺度構成：幸福感を測定するために、日本語版主観的幸福感尺度 (島井他, 1999) を用いた。また、尺度には本抄録では言及されないものも含まれていた。

結 果

幸福感得点を従属変数とし、測定時期 (前後) × 性別 (男女) × 群 (3 条件) の繰り返しのある 3 要因分散分析を行った結果、測定時期 × 性別 × 条件の二次の交互作用のみが有意であった ($F(2, 72)=3.639, p<.05$)。そのため、群毎に前後 × 性別の 2 要因分散分析を行った結果、A 群と C 群においては主効果も交互作用も有意ではなく、B 群の交互作用のみ有意となった ($F(1, 23)=5.954, p<.05$)。単純主効果の検定を行ったが、有意差は得られなかった。男女別の介入前後の幸福感の変動について Figure 1 に示した。男女ともに統制条件では幸福感の変動がなかったが、女性では、先行研究と同様にカウンティング介入で幸福感が増進した。男性ではカウンティング介入条件で幸福感が減少したのに対して、強制+カウンティング介入条件で幸福感が増加したことが分かった。

考 察

本研究の結果、女性は親切行動を数える介入により幸福感が増進するのに対して、男性ではむしろ幸福感が下がる傾向があり、強制的に親切にするように介入した方が幸福感が上がることを示唆された。ただし、単純主効果の検定では前後の有意差が見られなかった。これは、全 9 日間の介入期間が長すぎて、完走した協力者が大幅に減ってしまった (143 名 → 78 名) ことが一因であると思われる。今後は、介入期間を短縮するか、継続してもらうための更なる工夫を加えて、再検討することが必要であろう。

(ふくい よしかず)

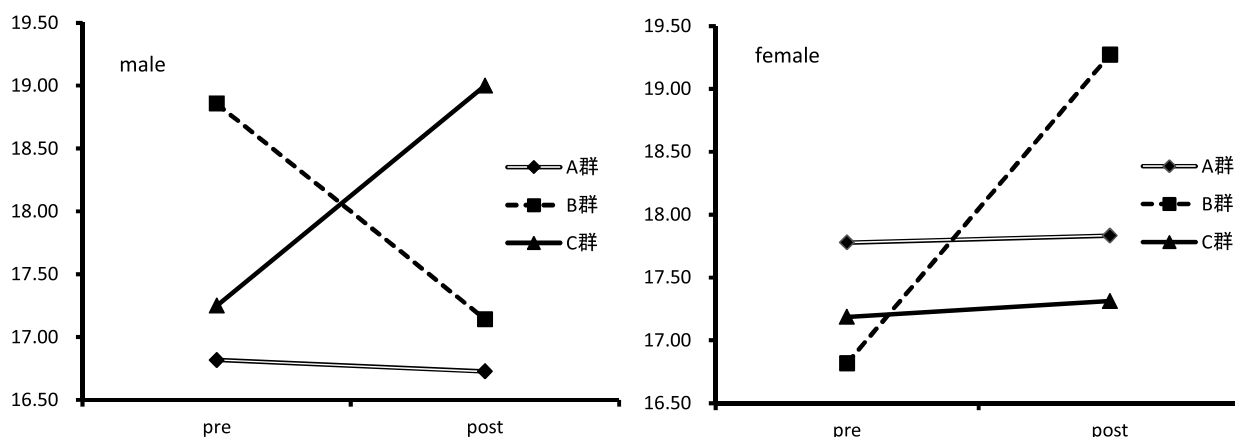


Figure 1 男女別の各条件における介入前後の幸福感得点の変化

職業人における心理ストレスとBIS／BASの関連

○森下百合子¹・佐藤 豪²(¹同志社大学心理学研究科・²同志社大学心理学部)

キーワード：気質・行動賦活系システム・行動抑制系システム・職場ストレス

目 的

Gray(1970)は、人間の気質を2つの動機づけシステム、行動抑制系(Behavioral Inhibition System; 以下BIS)と行動賦活系(Behavioral Activation System; 以下BAS)によって記述する、強化感受性理論を提唱した。BISは罰への感受性に関係するシステムであり、このシステムが活性化することによって回避行動とネガティブ情動が引き起こされる。BASは報酬への感受性を示し、このシステムの活性化により衝動等の接近行動とポジティブ情動が引き起こされる。BIS/BASと精神疾患との関連については、BISの高さは抑うつや不安症状との関連が推測され、一方BASの低さと過度の高さも抑うつや衝動性との関連が推測される。

本研究では、企業に勤務する人を対象に、BIS/BASと抑うつを含む心理ストレスの高さとの関連を検討した。

方 法

調査対象 関西地方の一企業に勤務する人を対象に、職場のストレスに関する質問紙に回答を求め、半年後、再度同じ質問紙に回答を求めた。個人特定を避ける為に、職場の要望により性別、年齢の記載は除外された。記入漏れ等を除いた有効回答数は、第1回は52名、第2回は39名であった。

調査材料 ①BIS/BAS尺度 日本語版(高橋他, 2007) ②職業性ストレス簡易調査票(下光, 2000) ③職場満足感測定尺度(安達, 1998)

結 果

BIS/BAS尺度日本語において、原版(Carver & White, 1994)及び先行研究(高橋・山形・木島・繁耕・大野・安藤, 2007)と同様の因子構造が得られるか検討する為に、探索的因子分析を行った。因子抽出に最尤法、因子の回転にプロマックス回転を用いた。第2回調査におけるBIS/BAS尺度の因子分析では、4因子が抽出され、累積寄与率は63.71%であった。一部に因子負荷量の重複が見られたが、第1因子は、罰の回避傾向を表すBIS、第2因子は報酬への持続的な追求を表すD、第3因子は報酬へのポジティブな反応を表すRR、第4因子は刺激への衝動的な接近を表すFSを示していると解釈され、先行研究の結果を概ね支持するものとなった。BIS/BAS尺度の再検査信頼性は、BISは.76、BASは.80であり、安定した結果であることが示された。

第1回目の調査をもとに、BIS/BAS尺度の内的一貫性に対する α 係数、BIS及びBASと各下位尺度の平均、標準偏差、BISとBASの各尺度得点間の相関を算出して、Table 1にまとめた。先行研究では、 α 係数の各値は、BIS:.80, BAS:.80, D:.76, RR:.63, FS:.63であり、本調査でも同程度の値が示された。

第1回調査の職業性ストレス簡易調査票から得られた心理ストレス項目とBIS/BASの相関係数のうち、0.3以上のものをTable 2に示した。BISは不安感や抑うつと正に相関し、BASはそれらと有意な相関を示さなかった。相関分析の結果は、いずれも先行研究と概ね同様の傾向を示した。

Table 1 BIS/BASの記述統計量、 α 係数、下位尺度間相関

	BIS	BAS	D	FS	RR
BIS	-				
BAS	.14	-			
D	-.07	.86**	-		
FS	.21	.80**	.48**	-	
RR	.24	.88**	.64**	.59**	-
平均	20.62	36.60	10.50	10.44	15.65
標準偏差	4.52	6.22	2.72	2.24	2.39
α	.79	.85	.80	.61	.68

BIS=行動抑制系; BAS=行動賦活系; D=駆動; FS=刺激探究
RR=刺激反応性; α = α 係数; ** $p<.01$; N=52

Table 2 BIS/BASと心理的ストレス項目間の相関

	活気	イライラ	疲労感	不安感	抑うつ	ストレス合計
BIS				.41**	.30*	.28*
BAS						
D		.33*			.32*	
FS						
RR						

* $p<.05$, ** $p<.01$, N=52

次に、抑うつおよび心理ストレス合計得点において、BISとBASの各下位尺度の高群と低群で違いがあるか検討した。群分けは、2回の調査の平均から1標準偏差の得点範囲を超えた者を高群、下回った者を低群とした。BIS高群は、抑うつ及び心理ストレス合計得点がBIS低群よりも有意に高いことが示された(抑うつ: $t(47)=3.83, p<.01$ **, ストレス: $t(47)=3.59, p<.01$ **)。又、報酬反応性(RR)の高群は、抑うつ得点において、同低群よりも有意に高い傾向を示した($t(39)=1.95, p=.059$)。

考 察

本調査から、BISは罰への感受性の高さから回避行動等と結び付き、抑うつと関連していることが示唆された。一方、BASにおいては、その下位尺度のうち、報酬反応性(RR)が高いと抑うつが高い傾向にあるという結果が示された。先行研究(国里他, 2007)において、RR低群のBeck Depression Inventory得点は、有意に高いことが示されたが、本研究では反対の結果であった。報酬への反応が過度に高い場合は、否定的な現実状況に反応して逆に抑うつ症状が高まるのではないかと考えられる。今後は、各尺度得点の中群の設定、BISとBASを組み合わせる検討することも必要であろう。又、本研究では調査対象を職業人としたが、調査対象者の人数や、他の職種との比較も検討したい。

引用文献

高橋雄介・山形伸二・木島伸彦・繁耕算男・大野 裕・安藤寿康(2007). Grayの気質モデル—BIS/BAS尺度日本語版の作成と双生児法による行動遺伝学的検討—。パーソナリティ研究, 15, 276-289.

(もりしたゆりこ・さとうすぐる)

セリエのストレス理論再考

— ネズミのこころを無視したセリエの過誤 —

○投石保広

(大阪人間科学大学 非常勤)

ストレス、セリエ、汎適応症候群、ネズミの心理

目 的

Selye の理論の中核は、有名な Selye(1936a)の論文の表題にあるように、「色々な質の異なる有害な作因 (agent) が、同じ症候を引き起こした」ということである。①彼の論では、「それらのストレス作因」が、何らかのルートによって、下垂体－副腎系に作用して、その活動による同じ反応 (reaction) を生じさせる」としている。言い換えると、同様のことを「汎適応症候群」と名付けているが、なぜ、「汎」ということになっているのであろうか。他方、②本当に同じ症候を引き起こしているのであろうか。Selye(1936a)の論文には引用文献が記載されていないので、Selye(1936b)を取り上げて、上記の2点について考えてみたい。

①有害作因が生体に共通に及ぼす作用は？

有害な作因 I (injuries)

1. 絶食: fasted for 1, 2, 3 and 4 days, respectively.
2. 皮膚の損傷: extensive skin-lesions (the skin has been detached from the subcutis over large areas)
3. 両下肢の骨折: bone fractures (tibia and femur were fractured under anesthesia on both sides)
4. 腹膜の損傷: peritoneal injuries (all the intestines were placed outside the peritoneal cavity for one minute)

彼はこういう処置を行った (2.-4.) 後、48 時間後に剖検して、胸腺と副腎を計測している。こういうことをされたらともかく痛い。激痛となっており、(1.も含めて) ラットは長時間死ぬほど苦しんだことであろう。

有害な作因 II (the mere excitement of an animal. the free motion of which is interfered with)

5. 両下肢を縛る: by tying the legs together
6. タオルによる拘束: by wrapping the animal tightly in a towel. (これらも48時間継続)

ネズミは、生死をかけた試行錯誤。必死で逃げようと試みる。もしもそうやっても逃れられなければ、学習性の絶望感を学習し、強い恐怖の中にいることでしょう。

有害な作因 III (Rats kept at a low temperature varying from +1 to 7 °C)

7. 1～3 °Cに置く
8. 5～7 °Cに置く (これらも48時間継続)

「寒いし、つらい。」このような場合、ネズミは、どこか寒くならない場所を探して逃げ込もうと試みる (たとえば、落ち葉の中などに、あるいは巣材を集めて)。それができなければ、大きな恐怖、苦痛を感じながら、体温を保とうとするはずである。

また、種々の毒物を投与しているが、その量は中毒量 (toxic dose) であり、セリエは「致死量以下」と記載しているが、むしろ、致死量に近い量を1日に2回、2日間、皮下注射している (皮下注射をするということは、無理やりラットと捕まえて、おそらく何かの拘束具に入れたのであろう。自

然であれば、ラットはそんな目に遭ったところには二度と近づかないでしょう。それから、味覚嫌悪学習のように、1度摂取して体調不良になったようなものを、2度と摂取しないことでしょう)。薬物によって食物の摂取量が異なるので、全ラットに48時間の絶食もさせている。そして、これらの薬物はすべて体調を崩し、不快にさせる刺激です。おそらく全身に激痛をもたらすホルマリンだけでなく、未経験な体調の変化は、上で述べたいつまた襲われるかもしれないという恐怖も伴ってわって、ラットを不安に陥れることでしょう。

3月齢 (n=6)	処置	投与量 mg/Kg	半数致死量LD ₅₀	高容量での作用
Atropin	2cc 1%溶液	125	200mg マウス	口渇、体のふらつき、腹臥位、吐きけ、熱感、興奮
Morphine	2cc 1%溶液	125	460mg マウス	悪心、嘔吐、呼吸抑制
Formaldehyde	0.5cc 4%溶液	125	100mg ラット	接触すると、激しい刺激を受け、炎症が生じる、激痛
Adrenaline	0.2cc 0.1%溶液	125	5-6mg イヌ	動悸、血圧上昇、血糖上昇、頭痛、吐き気、頭痛

これらの薬物を1日に2回、皮下注射。48時間、絶食下で実施 半数 死量の値は、すべて、皮下注射

②本当に同じ症候？

Table III 各処置による、胸腺、副腎と体重。(各群6匹)(太字は平均値、細字はSD)

3月齢 (n=6)	付加条件	胸 腺 mg	副 腎 mg	体 重 g
Control 1	no-treat.	281 50.3	50 10.1	160 13.2
Control 2	48Hr-F.	146 29.5	43 8.2	163 23.1
皮膚の損傷	48Hr-F.	*104 29.9	45 4.8	157 19.8
両下肢の骨折	48Hr-F.	145 41.4	50 5.0	*143 10.3
両下肢を縛る	48Hr-F.	*82 33.3	*68 21.4	^180 24.7
腹膜の損傷	48Hr*	*100 25.8	*67 12.8	164 21.9
5-7°Cに放置	48Hr-F.	*102 24.5	*65 6.5	152 15.4

*本文中では絶食させているとあるが、表では不明 ^p≦0.05, *p<0.05, **p<0.01

5月齢 (n=6)	付加条件	胸 腺 mg	副 腎 mg	体 重 g
Control 1	no-treat.	190 54.1	47 9.1	172 11.7
Control 2	48Hr-F.	104 29.6	47 3.8	166 12.7
両下肢を縛る	48Hr-F.	92 18.7	52 8.4	173 16.1
タオルによる拘束	48Hr-F.	80 34.7	*58 4.8	173 16.9
1-3°Cに放置	48Hr-F.	**50 17.1	54 8.1	162 13.7
35-40°Cに放置	48Hr*	97 24.8	45 5.5	175 18.4

この表のように、セリエ自身のデータにおいても、胸腺の退縮と副腎の肥大が、必ずしもセットになって生じるわけではない。また、副腎の肥大は必ず生じるわけではない。

結語：もしもこれらの違いを、各処置 (ストレス作因) を受けたときの、(ラットが試みるであろう対処行動の帰結も含めた) ラットの心理状態の違いによって説明可能となれば、「こころ」をストレス概念の中心に置くことができるであろう (投石, 2012)。

引用文献

投石保広 休む—ストレスと対処法— 行動科学会ブックレット、二弊社 2012

Selye, H. A syndrome produced by diverse nocuous agents. Nature, 138: 32-32, 1936a.

Selye, H. Thymus and adrenals in the response of the organism to injuries and intoxications. Brit. J. Exper. Path., 17:234-248, 1936b.

(なげいし やすひろ)

尿中モノアミン代謝物を導入した心の健康診断の試み

○山下 雅俊, 関河 千佳, 岡戸 寛利, 辻 秀至, 山口 京子, 山本 隆宣, 川合 悟
(帝塚山大学大学院心理科学研究科)

キーワード：尿中モノアミン代謝物、疲労、達成動機、抑うつ、愛着

【目的】

身体の定期的な健康診断と同様に、精神面についても定期的な健康診断を行うことは、精神疾患の早期発見・早期治療に有効と考えられる。

ヒトの心身的健康状態を測定する場合、臨床心理分野では質問紙法や面接法により行われてきた。一方、神経科学分野では血液を採取することで、脳内モノアミン代謝回転を把握し、それらを疲労やストレスのマーカーとして扱ってきた。しかし、これら二つの異なる指標がどの程度の一致性を示すかは未だはっきりしていない。

本研究では疲労、達成動機、抑うつ、愛着に着目し、臨床心理的側面では心理尺度を、神経科学的側面では非侵襲的な尿サンプリングから尿中モノアミン代謝物を指標に、これらの相関関係を検討した。

仮説として、疲労尺度、及び抑うつ尺度は 5-hydroxytryptamine (5-HT) 疲労仮説¹⁾、及び 5-HT うつ仮説を基に 5-hydroxyindole acetic acid (5-HIAA) との相関性を示すと考えられる。達成動機尺度は報酬系、意欲に関与する Homovanillic acid (HVA) との相関性を示すと考えられる。また、抑うつ尺度は、ストレス応答に顕著な反応を示す 4-hydroxy-3-methoxyphenylglycol (MHPG) との相関性も示すと考えられる。

【方法】

実験参加者 大学生 15 名（男性 7 名、女性 8 名）。

質問項目 (1) 疲労尺度 15 項目 5 件法（小児型慢性疲労症候群国際診断基準より一部改変）。(2) 自己充実の達成動機尺度 13 項目 7 件法（堀野, 1987）。(3) SDS 自己評価式抑うつ尺度 20 項目 4 件法（福田・小林, 1973）。(4) 内的作業モデル尺度 15 項目 7 件法（金政・大坊, 2003）。

研究手順 実験参加者を30分間安静にさせた後、質問紙回答と採尿を行った。尿の処理方法は20 mlのサンプルに2.5 %過塩素酸で除蛋白を行い、10,000 rpm、4℃、15分間で遠心分離した。遠心後、上清を0.05規定の塩酸により希釈した。

MHPG、HVA及び5-HIAAの微量分離定量 MHPG、HVA、5-HIAA（Sigma-aldrich, Tokyo, Japan）は、高速液体クロマトグラフィ（HPLC-ECD: LCシステムE-502, 医理工工業）で定量した（Fig. 1）。測定用カラムは、逆相系カラム（TsKgel

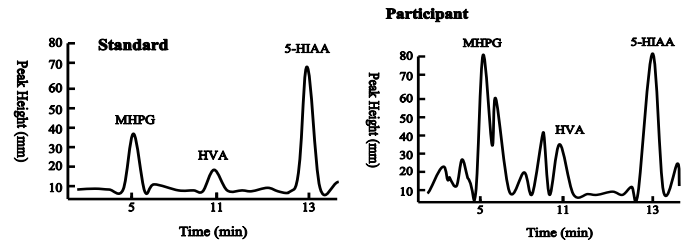


Figure 1 Chromatographic determination of monoamine metabolism in urine

ODS-80T_M, 4.6 mm×150 mm, 東洋曹達工業）を使用した。分析システムは、Yamamotoら（1997）の方法²⁾に基づき、移動相は30 mMクエン酸、10 mMリン酸水素ナトリウム、50 mM塩化ナトリウム、0.5 mM EDTA、0.5 mMオクチルナトリウム硫酸、15 %メタノールを含む溶液に、5規定のNaOHでpH 4.13に調整した。なお、尿中モノアミン含量は、nmol/minで示した。

【結果および考察】

本研究結果において、仮説は全て支持されなかった。しかし、HVA と Depression には有意な正の相関が認められた（ $r=.58, p<.05$ ）。

Aqren & Terenius（1985）はうつ病の幻覚症状の生化学的基質において、Dopamine 系、5-HT 系、endorphin 系神経伝達の相互作用が関与することを報告している³⁾。この知見から、抑うつ尺度と HVA との間に相関関係が認められたことは、非常に興味深い（Table 1）。

結論として、本結果からは心理尺度と尿中モノアミン代謝物は必ずしも一致するわけではなかった。今後は、実験参加者数を増やして、これら指標間の不一致性の解明とこれらを利用した「心の健康診断」の妥当性や信頼性を検討してゆく。

【引用文献】

1. Yamamoto T, et al. (2000) *Brain Res Bull.* **52**, 35-38.
2. Yamamoto T, et al. (1997) *Brain Res Bull.* **43**(1), 43-46.
3. Aqren, H, et al. (1985) *J Affect Disord.* **9**(1), 25-34.

（やました まさとし, せきがわ ちか, おかど ひろとし, つじ しゅうじ, やまぐち きょうこ, やまもと たかのぶ, かわい さとる）

Table 1 Relationship between monoamine metabolism in urine and psychological scales

Monoamine metabolism in urine	Fatigue	Motivation	Depression	secure	avoidance	ambivalent
MHPG	.487	.057	.408	-.160	-.141	.211
HVA	.440	-.199	.582 *	-.269	-.001	.418
5-HIAA	.008	.219	-.150	.063	-.056	-.289

*: $p<.05$

催眠感受性の規定因についての一考察

○小原宏基¹・福井義一²・横井浩史³（非会員）・森下壮一郎³（非会員）・三木善彦⁴・宮川治樹⁵

（¹帝塚山大学大学院人文科学研究科・²甲南大学文学部・³電気通信大学大学院情報理工学研究所・⁴帝塚山大学・⁵帝塚山大学心理学部）

キーワード：①催眠感受性、②催眠状態期待、③催眠態度、④自己効力感

目 的

これまでの催眠感受性の研究では、人格特性（斎藤，1964）やパーソナリティ（玉瀬・池田，1972），催眠態度や催眠状態期待（清水，2009）との関連が検討されてきた。斎藤（1964）は、Y-Gテストや日常の催眠様行動に関する質問紙（As & Laver, 1962）を用いて催眠感受性との関連を検討した結果、Y-Gテストで測定できるいくつかのパーソナリティ特性との間に、また催眠様行動に関する質問紙との間にそれぞれ有意な相関を見出した。玉瀬・池田（1972）は、性や知能、Y-Gテスト、顕在性不安検査（MAS），パーソナリティ・インベントリーと催眠感受性との間の関連について検討した。その結果、Y-Gテストとの関連について、男性は支配性との間に、女性は支配性と非協調性との間にそれぞれ有意な相関が認められた。全体的には社会的外向・支配性・攻撃性・非協調性および神経質との関連が示唆された。またパーソナリティ・インベントリーでは、高感受性群の方が低感受性群よりもヒステリー気質得点が有意に高いことが報告された。清水（2009）は、催眠状態期待質問紙や催眠態度尺度を用いて検討し、催眠態度が肯定的であれば催眠感受性得点が高くなることを見出した。また催眠態度と主体性喪失期待の有意な交互作用を見出し、主体性喪失期待が低い場合に催眠に対する態度が肯定的な方が、催眠感受性得点が高くなるという結果を得た。

しかしながら、これまでの先行研究から催眠感受性は正規分布しないことが知られており、その規定因についてはいまだに解明されていないことが多い。そこで、本研究では催眠感受性と関係があると考えられるパーソナリティ特性以外の要因を探索的に検討した。

方 法

対象者：18歳から62歳までの123名（平均年齢：22.99歳，SD = 8.312，男性：43名，女性：80名）に協力を得た。

実施期間：2012年6月から8月までの間に実施した。

使用尺度：事前質問票（催眠状態イメージ質問紙，催眠態度尺度（清水，2001））と事後質問票（特性的自己効力感尺度（成田他，1995），対人依存欲求尺度（竹澤・小玉，2004），解離性体験尺度-II（田辺・小川，1992），多次元共感性尺度（鈴木・木野，2008））を用いた。

実施方法：実験対象者に事前質問票を実施した後、スタンフォード催眠感受性スケール（Weitzenhoffer & Hilgard, 1959）の日本語版（斎藤，2004）を第二発表者の指導の下で実施し

た。そして、催眠実験終了後に事後質問票を実施した。

結 果

まず、スタンフォード催眠感受性スケールの度数分布を Fig.1 に示した。これを見ると、催眠感受性には3点のピーク値が存在しているように見受けられる。

次に、スタンフォード催眠感受性スケールと全ての尺度得点の相関分析を行った結果を Table.1 に示した。催眠感受性と自己効力感には正の相関がみられた（ $r=.204$, $p<.01$ ）が、他の尺度得点については、催眠態度や潜在能力解放期待を除いて、有意な相関はみられなかった。

考 察

本研究の目的は、催眠感受性について、反応の特徴やその規定因を探索的に検討することであった。その結果、催眠感受性と自己効力感が関連することが分かった。それ以外については、目立った関連性を確認できなかった。しかし、Fig.1 より、催眠感受性分布のピーク値が3点存在することから、今回直接的に相関のあった自己効力感以外にも、複数の要因の交絡があると思われる。

本研究では、あくまで各尺度得点間の単純相関を検討しただけであり、それ以上のことについては言及できない。今後は催眠感受性と関連が予測される要因同士の交互作用の検討を行い、催眠感受性分布の規定因を探索する必要があるだろう。

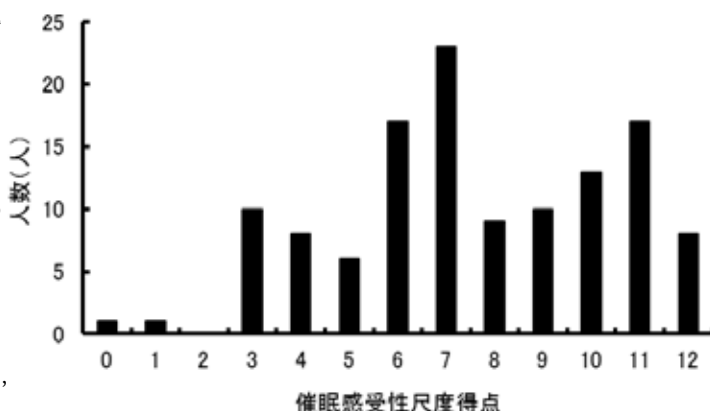


Fig.1 実験対象者の催眠感受性分布

（おはら ひろき・ふくい よしかず・
よこい ひろし・もりした そういちろう・
みき よしひこ・みやかわ はるき）

Table.1 催眠感受性と各因子の相関係数

	催眠状態イメージ質問紙		催眠態度尺度	特性的自己効力感尺度	対人依存欲求尺度		解離性体験尺度-II		多次元共感性尺度			
	主体性喪失	潜在能力解放	催眠態度	自己効力感	情緒的依存欲求	道具的依存欲求	解離体験	被影響性	他者指向的反応	想像性	視点取得	自己指向的反応
催眠感受性	.025	.241 **	.209 *	.204 *	-.011	-.061	.047	.049	.024	-.001	.107	-.163
主体性喪失		.502 **	.144	.021	.155	.071	.119	.165	.165	.235 **	-.021	-.115
潜在能力解放			.348 **	.365 **	.039	.020	-.046	.021	.226 *	.315 **	.153	-.242 **
催眠態度				.201 *	-.030	-.134	.054	-.065	-.005	.194 *	.024	-.054
自己効力感					.098	-.179 *	-.243 **	-.377 **	.359 **	-.071	.502 **	-.330 **
情緒的依存欲求						.622 **	.161	.325 **	.156	.229 *	-.035	.182 *
道具的依存欲求							.141	.225 *	.058	.088	-.118	.274 **
解離体験								.150	-.160	.219 *	.047	.148
被影響性									.073	.185 *	-.172	.260 **
他者指向的反応										.316 **	.479 **	-.199 *
想像性											.215 *	.068
視点取得												-.242 **

**：1%水準で有意（両側）*：5%水準で有意（両側）

乳児における参照的視線の理解

—ヒトとロボットの比較から—

○奥村優子^{1,2}・鹿子木康弘³・板倉昭二¹

(¹京都大学大学院文学研究科・²日本学術振興会・³東京大学大学院総合文化研究科)

キーワード：乳児，視線追従，参照的視線，ヒューマノイドロボット，アイトラッキング

目 的

我々は、他者の視線に注意を向け、視線を追従し、その先にある事物へと注意を向ける。他者の視線を追従し、注意を共有しようとする能力は、物体学習や言語学習のための基礎になると考えられている。我々の先行研究(奥村ら, 2011)では、乳児におけるヒトとロボットの視線からの物体学習を検証した。その結果、12ヶ月児は、ヒトとロボットの視線の先に同様に注意を向けるが、その結果として物体に対する影響が異なることが示されている。

本研究では、ヒトとロボットの視線からの影響の違いに関するメカニズムを探るために、視線に対する参照的性質に注目した。期待違反法により、8ヶ月児と12ヶ月児は、他者の視線に追従する際、その先に参照物を見つけることを期待し、視線に対して参照的期待を持つことが示されている(Csibra & Volein, 2008)。本研究では、アイトラッカーを用いて乳児の予測的視線を測定することにより、乳児は他者の視線の先に物体が現れることを予測するかどうかを検証した。また、視線が持つ参照的期待は、ヒトに限定されているのかどうかを調べる為に、ロボットの視線と比較した。

方 法

参加者：10ヶ月児32人(ヒト条件16人、ロボット条件16人)と、12ヶ月児32人(ヒト条件16人、ロボット条件16人)が実験に参加した。

装置：非接触型の視線計測装置(Tobii T60)を使用した。5点キャリブレーションが用いられた。

刺激・手続き

馴化試行：参加児は、背景が黒色の画面に2つの白色の正方形が配置され、中心に注視点が現れた後、左右どちらかの正方形から物体(アニメーション)が現れる映像を提示された。馴化試行は、乳児に映像の物理的配置を理解させることが目的であり、4試行提示された。

テスト試行：馴化刺激とよく似ているが、注視点が現れる前に、ヒトモデルあるいはロボットモデルが、どちらかの正方形に視線を向け、物体が現れる位置の手がかりを与えた(図1)。テストは12試行であった。

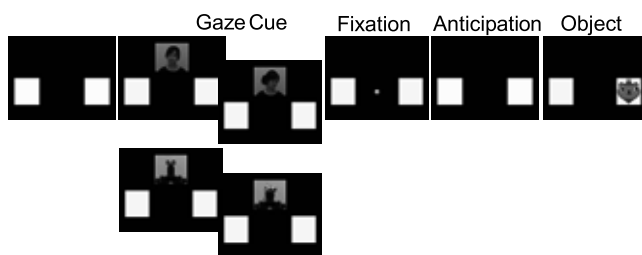


図1. テスト試行

結 果

視線追従

乳児は、エージェント、月齢に関わらず、エージェントの

視線シフトの後、視線が向けられた四角形に有意に視線を向け、この成績は、月齢および条件間で有意な違いは見られなかった。これは、乳児は両エージェントの視線方向を同等に検出したことを示唆する。

物体予測

視線シフト初発反応の割合：

注視点の後に、乳児の最初の視線シフトが、モデルの視線手がかりが与えられた正方形(正解側)に向けられた割合を求めた。1標本 t 検定において、12ヶ月児のヒト条件においてのみ、チャンスレベル以上に物体の出現を予測する視線が見られた($t(15) = 3.46, p = .003$)。他の条件では、物体を予測する視線はみられなかった(図2)。

注視時間の割合：

正解側を見ていた注視時間の割合を求めた。1標本 t 検定において、12ヶ月児のヒト条件においてのみ、チャンスレベル以上に正解側を予測的に見る注視時間の割合が大きかった($t(15) = 2.63, p = .019$)。他の条件では、正解側を見ていた注視時間はチャンスレベルと異ならなかった(図3)。

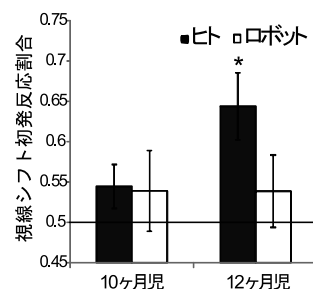


図2. 視線シフト初発反応で正解側を見た割合

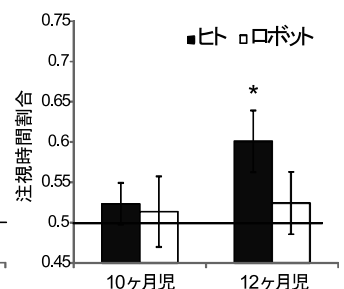


図3. 正解側を見た注視時間の割合

考 察

12ヶ月児はヒトの視線の先に物体が現れることを予測したが、ロボットの視線にはそのような予測をしなかった。また、10ヶ月児においては、ヒトとロボットのいずれの条件においても物体の出現を予測できなかった。本研究の結果は、12ヶ月児において、ヒトとロボットの視線に帰属する参照的性質が異なることを示唆している。12ヶ月児は、ヒトの視線にのみ参照的期待を持ち、物体の出現を予測したと考えられる。

本研究は、ヒトとヒト以外のエージェントの視線に対する乳児の反応を比較することによって、ヒトの視線の特異性を示した。乳児にとって、「ヒト」は特別なエージェントなのかもしれない。

引用文献

- Csibra, G. & Volein, A. (2008). Infants can infer the presence of hidden objects from referential gaze information. *British Journal of Developmental Psychology*, 26, 1–11.
(おくむら ゆうこ, かなこぎ やすひろ, いたくら し ようじ)

トークンシステムが社会的に問題を抱える子どもの 向社会的行動に及ぼす効果

○野口未紗¹・大久保純一郎²(¹帝塚山大学大学院人文科学研究科・²帝塚山大学心理学部)

キーワード：トークンシステム，向社会的行動，行動観察，行動介入

目 的

近年、特別支援教育が推進されるようになり、ADHD や LD、高機能自閉症などの発達障害が注目されるようになった。また、発達障害児に対する支援や行動介入としては、トークンシステムを用いた研究が多く、その効果も表れてはいるが、適応行動の形成に用いられていることが多い。

広汎性発達障害をもつ子どもの中心的な特徴として、他者との相互的なやりとりで難しさをもっていることから、一般に向社会的行動が少ないと言われている。向社会的行動とは、もともと他者に対する思いやりを支えられた行動である。一方では、他者への思いやりという動機づけに関わらず、広い意味で他者に対するポジティブな働きかけとして捉えられる。その点から向社会的行動は対人関係を円滑にしたり、相互交渉を活発にする上で重要な機能を果たしていると言える。

帝塚山大学こころのケアセンターで実施されている「のびのびクラス」は、社会的場面において問題を抱える小学校1年生から4年生までの児童に対し、感覚遊びや体を動かすゲーム等を行い、グループ活動を通してコミュニケーションの力や社会的スキルの向上を目指し、発達を促すことを目的としたクラスである。

本研究は「のびのびクラス」において、トークンシステムを用いて向社会的行動を観察し、トークンシステムに効果があるのかを測定することを目的とする。また、質問紙やビデオ録画等を用い、全8回のプログラムを通しての仲間関係や集団参加、向社会的性の変化を測定する。

方 法

対象児 帝塚山大学こころのケアセンターで実施されている「のびのびクラス」に通う、小学1年生1名、小学2年生2名、小学4年生1名の合計4名を対象児とした。Aは小学4年の男児、Bは小学2年の男児、CとDは小学1年の自閉症の男児である。

手続き プログラム全8回の予定としては、初回と第2回(2回)をBL、第3回から第6回(4回)はトークンシステムを用い第7回と最終回(2回)を消去とした手続きで実施した。

質問紙 「のびのびクラス」の初回と最終回に対象児の母親に対して、日本語版POMS、新版S-M社会生活能力検査、子どもの強さと困難さアンケート(SDQ)を実施し、対象児の社会生活能力を母親の観点から評価してもらった。対象児にも初回と最終回に向社会的行動尺度(渡辺ら、2004)を実施し、自身の向社会的行動を評価してもらった。

行動観察 向社会的行動の観察については、研究実施期間中の全8回行った。観察者4名がマジックミラー越しで観察を行い、研究調査者が作成した行動観察シートを用いて自然観察を実施した。観察者4名は研究実施期間中、基本的には変更しない。

トークンシステム 全8回のうち、BL後の4回実施した。トークンを与えるのは、各子どもを担当するスタッフ4名が直接子どもにトークン(ゴムプレスレット)を与えた。目標

個数を達成すれば、達成した日の終わりの会の際に母親と一緒に楽しみ会(パーティー)ができる設定とした。

結 果

図1にそれぞれの対象児と対象児4名を合計した全体の向社会的行動の変化を示した。全体では第3回で大幅に向社会的行動の数が増加したが、第4回と第5回でやや減少傾向を示し、第6回で増加を示した。Cを除くそれぞれ対象児は、トークンシステムを導入した第3回に向社会的行動の数が増加した。Aも全体と同様の変化が見られた。Bは徐々に増加しているが、第5回では減少した。Cは全体的に大きな変化を示さなかった。Dは徐々に向社会的行動の増加が示された。

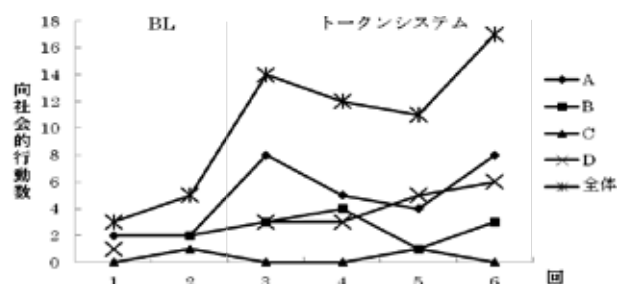


図1 全体と個別からみた向社会的行動の数
考 察

第3回からトークンシステムを導入したが、全体を見ると効果があったのではないかと考えられる。また、それぞれの対象児の行動の変化をみると、全体的に増加傾向が見られたAやDの主な援助方略としては、助言や援助が多く現れていた。一方、それほど変化が現れなかったCの場合は、自発的な発言がほとんどなく、個人で行動をしてしまい、集団で協力する行動もあまり見られなかった。

また、今回は相手側が困窮場面であり、この困窮場面に対して援助をした行動を向社会的行動の定義として行っている。困窮場面にある相手に対して、自発的に援助をしなければ向社会的行動とされにくいことが、今回、Cの向社会的行動に変化があまり見られなかった結果に反映されているのではないかと考えられる。

引用文献

- 中央教育審議会(2005). 特別支援教育を推進するための制度の在り方について(答申) 1-57.
文部科学省(2005). 今後の特別支援の在り方(最終報告) 東京, 1-57.
若林紀乃(2008). 幼児の向社会的行動における協同学習の可能性と事前学習のあり方 幼年教育研究年報, 30, 61-68.
渡辺広人・松崎展也・佐藤公代(2004). 児童の仲間集団形成に及ぼす遊びの役割 ―調査法の試み― 愛媛大学教育学部紀要, 50, 73-81.

(のぐち みさ・おおくぼ じゅんいちろう)

社会性につまずきのある小学生のグループワークによる変化

—のびのびクラスを通して—

○森本渉香¹・松木未来²(非会員)・大久保純一郎³

(¹帝塚山大学大学院心理科学研究科・²鳴門教育大学・帝塚山大学心理学部)

キーワード：問題行動/発達障害/行動観察/行動介入/グループワークプログラム/問題行動解決支援

今世紀に入り、特殊教育から特別支援教育への転換がはかられるなか、発達障がい児への教育的対応が広く検討（上野・岡田，2006）されるようになった。発達障がい子どもへの教育における急務は、どのように社会適応や社会的機能を高めるかということである（岡田・後藤・上野，2005）。

本学こころのケアセンターでは、社会性につまずきのある小学生を対象としたグループ活動『のびのびクラス』を行っている。『のびのびクラス』は社会的場面において適切に対応できないで困難を感じている小学生と、その保護者のためのグループワークプログラム（始まりの会、グループの特性に合わせた SST やゲームや制作活動、終わりの会で構成されている）で、グループワークを通しコミュニケーション能力、社会的場面におけるルールを理解といったソーシャルスキルの向上を目指し、仲間関係を作ることとを目的としている。

平井(2009)は、のびのびクラス参加男児 1 名の事例検討を通じて、グループ活動の意義について考察した。本研究では平井の研究を発展させ、参加児の行動観察を行いその変化について検討を加えた。

方法

対象児 8名の小学生（男児7名，女児1名：平均年齢7.43±0.98歳）が対象児として参加した。

実施期間 約1時間のセッションを8回実施した。各セッションは隔週で実施した。

実施場面 各児童の机を扇状に並べられ、ホワイトボードが児童から見て前の方向に配置した部屋で実施した。観察、記録のためのビデオカメラ4台を設置した。

スタッフ ファシリテーターはスキル訓練に習熟したセラピストが1名、学生スタッフは各回4～7名程度で行った。

行動観察 録画された映像を用いて、セッション中の行動観察、評価を行った。2～7回に共通する始まりの会(5分)と終わりの会(5分)のセッションを観察対象とした。評価に当たって、それらの映像をランダムに並べ、30秒間のインターバルのタイムサンプリング法で記録を行った。

また、各セッションにおいて、機能的アセスメントのための行動観察をすべての対象児に対して行った。各セッション終了後に O'Neill, et al. (1997) の記録用紙をアレンジした行動観察用紙への記録を行った。それら結果を用いて、問題行動解決支援計画を立案し、第6～7回で個別支援を実施した。

結果

各セッションをのびのびクラスのグループの時期について、「グループ初期」、2～3回、「グループ中期」、4～5回、「グループ支援

期」、6～7回目の3期に分けた。

Table 1 のびのびクラスの時期別の平均値と分散分析の結果

	始まりの会			終わりの会		
	初期	中期	支援期	初期	中期	支援期
手を動かす	4.46 ^a	2.91 ^{ab}	1.91 ^b **	1.93	1.71	1.00
足を動かす	4.09	3.64	3.46	2.29 ^a	2.21 ^{ab}	.50 ^b **
リーダーが話すとき後ろを向く	.55	.09	.36	.36 ^a	.00 ^b	.07 ^{ab} *

**p<.01,*p<.05

児童の問題行動のグループワークによる変化をみるべく、のびのびクラスの時期の違いによって問題行動の回数に変化がみられるかを調べるために分散分析を行った（table1）。その結果、始まりの会での行動については、「手を動かす」において、時期別の優位な主効果がみられた（ $F(2,20)=6.89$, $p<.01$ ）。また、終わりの会での行動については、「足を動かす」と、「リーダーが話すとき後ろを向く」において、時期別の優位な主効果がみられた（ $F(2,26)=4.89$, $p<.01$, $F(2,26)=3.00$, $p<.05$ ）。多重比較の結果、始まりの会での行動については、「手を動かす」において支援期では初期よりも少なかった。また、終わりの会での行動については、「足を動かす」において支援期では初期よりも少なかった。さらに、「リーダーが話すとき後ろを向く」において中期では初期よりも少なかった。

考察

「リーダーが話すとき後ろを向く」行動は、終わりの会のみではあったが減少した。このことから、のびのびクラスでのグループ活動が、他者への注目について効果があったと考えることができる。また、「始まりの会で手を動かす」、「終わりの会で足を動かす」行動については、グループ活動と個別支援の効果がともにあったと言える。以上の事実から、グループ活動は、対象児の行動変容に有効であると考えられた。より詳細な考察については、大会当日報告する。

引用文献

- 平井純子 (2009) 帝塚山大学心のケアセンター紀要 5, 1-12
 岡田智・後藤大士・上野一彦 (2005) ゲームを取り入れたソーシャルスキルの指導に関する事例研究 —LD,ADHD,アスペルガー症候群の3事例を通して— 教育心理学研究 53,565-578
 上野一彦・岡田智 (編著) (2006) 実践ソーシャルスキルマニュアル 明治図書

(もりもと あゆか, まつき みく, おおくぼ じゅんいちろう)

自閉症スペクトラム指数日本語版 (AQ-J)を用いた 自閉症スペクトラム障害のアナログ研究 (1)

— 対人恐怖心性との関連性—

○林恭平¹・大久保純一郎²

(1 帝塚山大学心理科学研究科・2 帝塚山大学心理学部)

キーワード 自閉症スペクトラム 大学生 出現率

目 的

近年、広汎性発達障害(以下発達障害)と診断される児童、成人が急増している。

平成 14 年に文部科学省が行った調査では、担任の教師が、学習障害、注意欠陥多動性障害、高機能自閉症によって行動面や学習面で著しい困難がみられると回答した児童生徒の割合が 6.3%であった(文部科学省、2002)。この調査は専門の医療機関や専門医を通じた診断でないため、あくまで発達障害の可能性にとどまるが、この割合で考えると、どのクラスにも 1 人 2 人の割合で発達障害の児童がいることが推測される。このことは、高機能自閉症や注意欠陥多動性障害などの障害を有する、あるいはそれに類する児童生徒への支援が、特別な支援ではなく、一般の学校教育の一部になりつつあることを表している。2010 年の日本学生支援機構の調査では、大学・短期大学・高等専門教育での発達障害学生の支援状況において、何らかの発達上の障害の問題を抱えながら正式な診断を受け、何らかの支援や配慮がなされている学生は障害学生全体の 35%しかいない。学習面など生活を送る上で問題を抱えているにもかかわらず医療機関を受診していなかったり、診断を受けていなかったりといった学生が過半数という状況である。特に、後期中等教育や高等教育の場では、発達障害を有する生徒・学生の実態把握は進んでおらず、どのくらいの割合でそのような学生が在籍しているのかについてもわかっていない。

そこで、本研究では、大学に在籍している学生のうち、学生生活上の困難を抱える、発達障害の疑われる学生がどれほどいるのかを調査することを目的とした。今回発達障害の種類として、自閉症スペクトラム障害(ASD)を対象に調査を行った。また、田中(2011)によると、自閉症スペクトラム障害をもつ人々は、その障害の特性やその特性が引き起こす社会や自分以外の他人に対する恐怖感や不安全感、不安感を常に抱えて生きている。その社会や他人に恐怖を持つ感覚は、やはり健常者と比較して多いのではないだろうかと考え、対人恐怖心性も同時に集計し、AQ-J 得点と比較し、検討することも目的とした。

方 法

研究参加者 大学に在籍している大学生 200 名

質問紙 次の 2 種の質問紙を用いた。1) 自閉症スペクトラム指数: ASD 傾向の度を調べるために、自閉症スペクトラム指数 (AQ-J)(若林, 2004)を用いた。項目数は 50 あり、4 件法である。社会性スキル、注意の切り替え、細部への注意、コミュニケーション、想像力の 5 つの下位尺度にわかれている。2) 対人恐怖心性尺度: 対人恐怖の度を測定するために対人恐怖心性尺度(堀井・小川, 1996; 1997)を使用した。7 件法の 30 項目で構成され、6 の下位尺度に分かれている。

手続き: 大学の講義中、講義時間の一部を使用し、質問

紙を配布し、回答を求めた。講義は 3 講義で、AQ-J のみを実施した講義が 1 つ、その他の講義は AQ-J と対人恐怖心性尺度を実施した。

結 果

回答者の内、欠損値を含む回答者を除外し、自閉症スペクトラム指数を算出し、栗田ら(2004)のカットオフポイントに従い 30 点以上の回答者を抽出した。その結果、188 名中に、自閉症スペクトラム障害が疑われる回答者は 8 名存在するという結果になった。

AQ-J と対人恐怖心性とを検討するため、AQ-J と対人恐怖心性尺度を記入した回答者を対象に AQ-J により ASD の可能性が疑われる 6 名の回答者と、その回答者たちを除外した 143 名の通常群とで、合計得点の相関を検討した。その結果、得点合計では男女、全体共に有意な強い正の相関が見られた。AQ-J 得点と、対人恐怖心性尺度得点の平均値と標準偏差を表 1 に示す。

表1 AQ-J得点と対人恐怖心性尺度得点の平均値と標準偏差

		平均値	標準偏差
男性	AQ得点合計	19.62	6.694
	対人合計	73.53	35.889
女性	AQ得点合計	19.13	6.163
	対人合計	82.13	33.271
全体	AQ得点合計	19.19	6.397
	対人合計	79.30	34.267

考 察

自閉症スペクトラム指数を用いた調査の結果、188 名中 8 名の ASD の疑いがある回答者が抽出された。全体で見ると 4.3%であり、2002 年の文科省の公表した値に迫る勢いである。

相関係数の検討では、AQ-J 得点合計において、男女全体共に有意な強い正の相関が見られた。ただ、この結果からは、対人の恐怖心性しか測定できていない。対人だけでなく、自己や周りの環境への恐怖や不安も測定する必要があると考えられる。より詳細な考察は大会当日報告する。

引用文献

- 田中康雄 2011 自閉症スペクトラム障害の思春期・青年期の診断と適応支援 第 106 回日本精神医学会シンポジウム
文部科学省 2002 通常の学級に在籍する特別な教育的支援を必要とする児童生徒に関する全国実態調査
日本学生支援機構 2010 障害のある学生の修学支援に関する実態調査
(はやし きょうへい, おおくぼ じゅんいちろう)

自閉症スペクトラム指数日本語版(AQ-J)を用いた自閉症スペクトラム障害のアナログ研究（2）認知的機能との関連性

○大久保純一郎¹・林恭平²・仲居昌子³

(¹帝塚山大学心理学部, ²帝塚山大学大学院心理科学研究科, ³三重病院小児科)

キーワード：自閉症スペクトラム, アナログ研究, 情動知能, 知的能力

自閉症スペクトラム障害(ASD)の人々がかかえる心理的な問題の背後には、物理的環境の理解、対人理解、自己理解など、広い意味での認知システムのアンバランスがあるのではないかと考えられる。本研究は、大学生を対象者としたアナログ研究を行うことによって、広い意味での認知と ASD 傾向の関連性について検討し、ASD の認知システムの特性について検討するものである。

方法

研究対象者：近畿圏の私立大学において心理学に関する講義を受講している 2-4 年次の学生 24 名（男性，7 名；女性，17 名：年齢範囲，19-21 歳）を対象者とした。

質問紙：次の 4 種の質問紙を用いた。1)自閉症スペクトラム指数: ASD 傾向を調べるために、若林ら(2004)の“自閉症スペクトラム指数日本語版(AQ-J)”を用いた。2)京大 NX 知能検査: 一般的な知能を測定するために、荻坂・梅本(1982)の京大 NX 知能検査 15-を用いた。本検査は、3 因子 12 尺度からなり、各尺度偏差値と全般的な知能指数を算出する。3)EQS 情動知能尺度: 情動知能を測定するために、内山ら(2001)によって標準化された EQS 情動知能尺度を用いた。EQS は、65 項目(5 件法)で、3 領域 9 尺度の情動知能を測定する。4)GHQ12 精神健康調査票: 心身の健康状態やストレス反応を測定するために、日本版 GHQ 精神健康調査票 12 項目短縮版 (GHQ12: 中川・大坊, 1985)を用いた。本尺度は、12 項目からなり、4 件法で評定を行なう。採点は 0 点/1 点法で行った。

手続き：講義時間を用いて、本調査への参加者を募集した。調査は、大学の実習室において、90 分の 1 コマを用いて実施した。対象者は、10 人未満のグループで、調査に参加し、質問紙は、集団法で実施した。

結果

各質問紙の下位尺度、総合得点の平均値と標準偏差を表 1 に示した。AQ-J 総合指数(ASD 指数)の高低で対象者を 2 群に分け、群ごとの尺度得点 (GHQ, 京大 NX 知能検査, EQS), ならびにそれらの群間差 (t 検定結果)を表 2 に示した。EQS の状況対応にのみ、群間差がみられた ($t(22)=2.34, p<.05$)。表 3 に AQ-J 各尺度得点とその他の尺度の相関係数を示した。GHQ 得点と AQ-J の間に、正の有意な相関が見られた。また、EQS と AQ-J のいくつかの尺度の間に有意な負の相関が見られた。

検査	下位尺度等	平均値	{ SD }
GHQ	総得点	4.75	{ 2.89 }
京大NX	総合IQ	98.71	{ 12.3 }
EQS	自己対応	46.67	{ 15.8 }
	対人対応	47.88	{ 17.4 }
	状況対応	42.79	{ 19.5 }
AQ-J	社会的スキル	3.83	{ 2.26 }
	注意の切り替え	5	{ 1.98 }
	細部へのこだわり	5	{ 2.41 }
	コミュニケーション	4.08	{ 2.39 }
	想像力	3.58	{ 1.95 }
	総合指数	21.5	{ 5.17 }

検査	検査	下位尺度等	AQ-J高得点群	AQ-J高得点群	群間差
		平均値 { SD }	平均値 { SD }	平均値 { SD }	
GHQ	総得点	4.75 { 2.89 }	4.75 { 2.89 }	4.75 { 2.89 }	
京大NX	総合IQ	98.71 { 12.3 }	98.71 { 12.3 }	98.71 { 12.3 }	
EQS	自己対応	46.67 { 15.8 }	46.67 { 15.8 }	46.67 { 15.8 }	
	対人対応	47.88 { 17.4 }	47.88 { 17.4 }	47.88 { 17.4 }	
	状況対応	42.79 { 19.5 }	42.79 { 19.5 }	42.79 { 19.5 }	*
*, $p<.05$					

考察

情動知能の中では、状況対応が AQ-J 得点と関連していた。つまり、ASD 傾向は、情動知能の自己や他者への対応に影響しにくい、状況対応には影響すると考えられる。ASD 傾向のある者でも、大学生では自己、対人対応のスキルは身につけているが、状況対応は困難であることを示す。また、社会的スキルや注意の切り替えは、情動知能全般に関係した。この点は、ASD 学生支援において重要なヒントになると考えられる。詳細な考察は大会当日に報告する。

引用文献

- 中川泰彬・大坊郁夫 (1985). 日本語版 GHQ 精神健康調査票 日本文化科学社.
 荻坂良二・梅本堯夫 (1984). 新訂京大 NX 知能検査 15-知能検査 (第 2 版) 大成出版・牧野書房.
 若林明雄・東條吉邦・Baron-Cohen, S. & Wheelwright, S. (2004). 自閉症スペクトラム指数(AQ)日本語版の標準化--高機能臨床群と健常成人による検討 心理学研究 75, 78-84.

(おおくぼ じゅんいちろう, はやし きょうへい, なかい まさこ)

表3 AQ-Jの各下位尺度とGHQ,京大NX知能検査, EQSの相関係数

AQ-J	GHQ得点	京大NX知能検査				EQS		
		総合IQ	数的因子	空間因子	言語因子	自己対応	対人対応	状況対応
社会的スキル	0.565578 **	0.101389	-0.028	0.225435	0.059891	-0.46462 *	-0.39215	-0.67478 **
注意の切り替え	0.486232 *	0.117848	0.029929	0.249206	0.036688	-0.42597 *	-0.41555 *	-0.53335 **
細部への注意	-0.07472	0.136092	0.25643	0.090846	0.057629	0.246757	0.247398	0.400058
コミュニケーション	0.222844	0.073152	-0.25881	0.385699	-0.00375	-0.19413	-0.05296	-0.34599
想像力	-0.02692	-0.22217	-0.16904	-0.22983	-0.17388	-0.10862	-0.27905	-0.17167
ASD指数	0.491572 *	0.102885	-0.06485	0.328192	-0.00035	-0.38195	-0.34503	-0.53753 **
**, 相関係数は 1% 水準で有意 (両側)								
*, 相関係数は 5% 水準で有意 (両側)								

ファン対象が自我同一性の発達に及ぼす影響

— ファン対象の imaginary companion 的性質に着目して—

○戸田成美

(花園大学大学院社会福祉学研究科修士課程社会福祉学専攻臨床心理学領域)

キーワード： ファン心理, imaginary companion, 思春期, 自我同一性

目 的

ファンという言葉は「スポーツや芸能での熱狂的な愛好者ファナティック (fanatic) の短縮語」(清水, 1997) と定義されている。ファン対象はここでいうスポーツ選手や芸能人に当たり、ファンからの熱狂的愛好を受ける存在である。

このファン対象については、移行対象の5つの特徴 (①内的現実と外的現実が混在する, ②慰めをもたらす機能を持つ, ③自分で創り出したものか, 周りにあったものを見つけたのか不明である, ④身近にあって離れにくい, ⑤成熟させる力を持つ (氏原・東山・岡田, 1990)) を満たすものであり、青年期の移行対象的な働きを持つことを指摘されている (川上, 2005)。

この「内的現実と外的現実が混在する」人物という点で、ファン対象に共通するのが想像上の仲間 (imaginary companion: IC) である。ICとは幼児期から青年期前期に出現する空想であり、「目に見えない人物で、名前が付けられ、他者との会話のなかで話題になり、一定期間直接遊ばれ、子どもにとっては実在しているような感じがあるが、目に見える基礎をもたない」存在と定義されている (Svendsen, 1934)。特に青年期のICについては、Blos (1962) が「空虚感を満たし、その後の思考活動において、現実への橋渡しの役割を担って発達を促す」存在であると指摘しており、上述したファン対象の移行対象的な働きに共通する。そこで本研究においては、「思春期・青年期のファン対象は、IC的性質を持つものである」という仮説を下敷きに、ファン心理が思春期・青年期の自我同一性の発達において、どのような影響を及ぼしているか、その因果関係を明らかにすることを目的とした。

方 法

調査方法には質問紙法を採択し、2011年5月下旬-9月下旬において、京都府下の学校に通う大学生162名 (男性76名, 女性86名, 平均年齢19.11歳)、中学生108名 (男性72名, 女性36名, 平均年齢13.58歳) を対象とした。質問紙はファン対象およびICの在不在、ならびにそのプロフィールについての質問項目、好きな対象への気持ち尺度46項目 (川上, 2005)、多次元自我同一性尺度20項目 (谷, 2001) により構成した。

また補助調査として、質問紙の回答者の中から、調査協力を同意を得られた大学生4名にファン対象およびICについてのインタビュー調査を行った。

結 果

因子分析の結果を基に、多次元自我同一性尺度を4つの下位尺度 (「対他的同一性」, 「自己同一性・連続性」, 「対自的同一性」, 「心理社会的同一性」), 好きな対象への気持ち尺度を7つの下位尺度 (「恋愛感情様相／人生, 生活への被影響感」, 「類似性・同一視／独占願望」, 「ファン同士のコミュニティ意識」など) に分類した。

この両尺度の平均点の比較を行ったところ、多次元自我同一性尺度の検討において、IC不在群の「対他的同一性 (他者

からみられているであろう自分自身が、本来の自分自身と一致しているという感覚)」の項目得点がIC在群よりも有意に高いという結果が出た ($t(247)=1.979, p<.05$)。またファン群と非ファン群間で検討したところ、「対他的同一性」の項目得点において非ファン群が有意に高いという結果が出た ($t(73.650)=2.290, p<.05$)。

更に、好きな対象への気持ち尺度の各下位尺度を説明変数、多次元自我同一性尺度の各下位尺度を目的変数とした重回帰分析を行った結果、回答者全体および大学生群において「類似性・同一視／独占願望」が「心理社会的同一性 (現実社会と自分が適応的に結びついているという感覚)」に有意な正の影響を与えていることがわかった ($\beta=.325, p<.01, \beta=.381, p<.01$)。

また補助調査として行ったインタビュー調査の結果からは、ファン対象とICが共に思春期の「代弁者」としての機能を持つこと、ICの役割は成長に伴ってファン対象に引き継がれることが示唆された。

考 察

これらの結果からは、自我同一性が未確立な状態である思春期の青少年が、「他人には本当の自分を理解してもらえない」という不安を解消するために、「自分と類似した人物」の存在としてファン対象を求めるのではないかとということが推察される。ここでのファン対象の働きは、Blosの示したICの働きに共通するものだと言えよう。

インタビュー調査の結果からも示唆された通り、ファンである青少年らはファン対象を自分に類似した「代弁者」として捉え、彼らの発するメッセージを取り入れることで、「自分の言葉」を獲得していく。そのプロセスを通して自身の思考や感情を自覚することにより、ファンは社会と適応的に結びついている感覚を獲得し、自我同一性を確立するに至るのではないかと考えられるのである。

引用文献

- Blos, P. (1962) : On adolescence: A psychoanalytic interpretation. The Free Press of Glencoe 野沢英司 (訳)
(1971) : 青年期の精神医学 誠信書房
川上桜子 (2005) : ファン心理の構造—思春期・青年期の発達課題との関連から— 東京女子大学心理学紀要創刊号, 43-55.
清水均編 (1997) : 現代用語の基礎知識 1997年度版 自由国民社
Svendsen, O. (1954) : The first treasured possession, The Psychoanalytic Study of the Child, 9, 199-217.
谷冬彦 (2001) : 青年期における同一性の感覚の構造 — 多次元自我同一性尺度 (MEIS) の作成 — 教育心理学研究, 49, 265-273.
氏原寛・東山弘子・岡田康伸 (1990) : 現代青年心理学— 男の立場と女の状況— 倍風館
(とだ なるみ)

ストレス反応に対するレジリエンス作用に関する研究

○上西祐輝¹・佐藤豪²

(¹同志社大学大学院心理学研究科・²同志社大学心理学部)

キーワード：レジリエンス，4側面モデル，ストレス反応

目的

レジリエンスは、「ストレスフルなイベントの後でも、それに対する防御要因を増やし、対処法を身につけて、その困難さに対処していこうとするプロセス (Richardson, Neiger, Jensen & Kumpfer, 1990)」と定義される。レジリエンスを規定する要因は、特に「資源」と呼ばれ、井隼・中村 (2008) は資源を所在と処理の側面から分類し、「個人内資源の認知」「個人内資源の活用」「環境資源の認知」「環境資源の活用」からなるレジリエンスの4側面モデルを提唱している。本研究は、このモデルに基づき、日常生活場面でのストレス状況においてレジリエンスを規定する4つの要因とストレス反応との継時的な関係性について検討することを目的とした。

方法

調査対象者 大学生 130 名 (男性 41 名，女性 89 名，平均年齢 18.94 歳) を対象とし，最終的に 3 回の調査すべてに参加したのは 56 名 (男性 14 名，女性 42 名，平均年齢 18.91 歳) であった。なお，結果に述べるような対象者の選択を行ったため，その内の 47 名 (男性 12 名，女性 35 名，平均年齢 19.00 歳) を分析対象とした。

質問紙 レジリエンスの4側面を個別に測定する尺度として，井隼・中村 (2008) が作成した尺度を使用した。また，ストレス反応を測定するための尺度として，鈴木・嶋田・三浦・片柳・右馬埜・坂野 (1998) が作成した心理的ストレス反応尺度 (SRS-18) を使用した。

手続き 一次調査において，「2011 年 4 月以降に起きたことの中で，現時点であなたが最もストレスを感じていること (悩みや問題など)」をひとつ挙げて記入するよう教示した。以降の調査では，各個人が一次調査で挙げたストレスイベントについて質問項目に回答するよう求めた。一次調査は 2011 年 7 月に実施し，一次調査から約 2 週間後に二次調査，約 3 ヶ月後に三次調査を実施した。

結果

「一定のストレス反応を示している状態からの回復」というレジリエンスの考えに基づき，すべての調査に参加した対象者 56 名のうち，一次調査におけるストレス反応が平均よりも $-1SD$ 以下の対象者を除外した 47 名を分析対象とした。

分散分析 ストレス反応について，調査段階を独立変数とし，ストレス反応得点を従属変数とする一元配置分散分析を行った。その結果，一次調査および二次調査と比較して三次調査における得点が有意に低値であることが示された ($F(2.92)=19.10, p<.01$)。また，レジリエンスを規定する各要因について，それぞれ調査段階を独立変数とし，各要因の尺

度得点を従属変数とする一元配置分散分析を行った。その結果，「個人内資源の活用」において，二次調査と比較して三次調査における得点が有意に高値であることが示された ($F(2.92)=3.61, p<.01$)。その他のレジリエンスを規定する要因について，有意差は認められなかった。

パス解析 レジリエンスを規定する要因がストレス反応に作用する過程を検討するために，パス解析を行った。パス解析の結果，一次調査における個人内資源の認知要因から活用要因に有意な正のパスが引かれ，一次調査における個人内資源の活用要因から三次調査におけるストレス反応に有意な負のパスが引かれた (Figure1)。

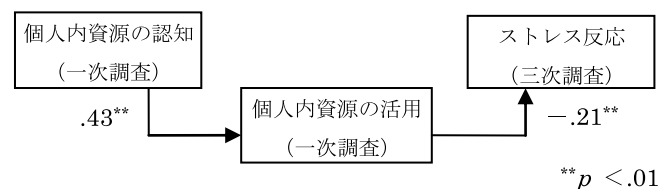


Figure 1 パス解析によるレジリエンス作用モデル

考察

分散分析の結果より，資源の認知要因については，調査段階の違いによる変化が見られなかったことから，自分が保持していると認知している資源の量は，ストレス事象からの時間経過に関わらず一定であると言える。一方，資源の活用要因については，個人内資源の活用の程度が二次調査から三次調査にかけて増加していたことから，ストレス事象からの時間経過が比較的長くなると，個人内資源をより活用することでストレス反応の低減を図ろうとすることが考えられる。

また，パス解析の結果より，個人内資源における認知要因が活用要因に正の影響を与えていることから，資源をより認知している程，それに基づく資源の活用の程度も大きくなると考えられる。さらに，調査段階の初期における個人内資源の活用要因の高さが後のストレス反応に負の影響を与えていることから，ストレス事象からの時間経過の初期において，認知している個人内資源をどれだけ活用できるかが，その後のストレス反応の低減にとって重要であると考えられる。

引用文献

- 井隼経子・中村知靖 (2008). パーソナリティ研究, 17, 39-49.
 Richardson, G. E., Neiger, B. L., Jensen, S. & Kumpfer, K. L., (1990). *Health Education*, 21, 33-39.
 鈴木伸一・嶋田洋徳・三浦正江・片柳弘司・右馬力也・坂野雄二 (1998). 行動心理学研究, 4, 22-29.
 (かみにし ゆうき, さとう すぐる)

スピリチュアリティの構成要素（Ⅰ）

— 青年期における価値志向性を通じての一考察—

真邊彰

(奈良大学大学院社会学研究科社会学専攻臨床心理学コース)

スピリチュアリティ 青年期 価値志向性

問 題 と 目 的

スピリチュアリティ (Spirituality) とは一般的に霊性と訳され、宗教的な意識や精神性、そのような精神的・霊的次元に関わろうとする性質と考えられている。本論における宗教的意識や宗教性は特定の宗教団体に属したり、信仰することではなく、人間が生まれつき持っているような性質を指す。

このスピリチュアリティを明確に意味付けることは難しいが、人間にとって実存的問題に関わるものとして重要なものである。スピリチュアリティの本質を追究することは健康と安定を促進させ、クライアントに重要なヘルスケア決定を行うための基礎構造を提供する (Ehman, Ott, & Short, 1999)。そこで本研究ではスピリチュアリティの構成要素について価値志向性の観点から考察することを目的とした。

方 法

1. 質問紙の構成

(1) フェイスシート：回答者の年齢・性別について記入する項目を設けた。

(2) 価値志向性尺度：酒井・山口・久野 (1997, 1998) によるものを使用した。理論・経済・審美・宗教・社会・権力の6つの下位尺度から構成されており、各12項目から成る。本研究では社会を除く5つの下位尺度を使用した。“あてはまらない”から“あてはまる”の5段階評定である。本研究では宗教的価値に注目しつつ、それぞれの価値との関係にも目を向ける。

2. 調査対象

20歳前後の青年期に位置づけられる若者、主に大学生 (合計159名) を対象とした。そのうち男性は90人 (56.6%)、女性は69人 (43.4%) であった。回答者全体の平均年齢は19.9歳 ($SD=2.03$) であった。

3. 調査時期・形式

2012年5月から6月にかけて大学の講義時間などを利用してもらい実施した。回答所要時間は約10分であった。また、質問紙は無記名で記入してもらった。

結 果

1. 尺度の信頼性の検討

尺度の信頼性検討のため、尺度全体および下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を求めた。その結果、価値志向性尺度全体で $\alpha = .90$ 、理論は $\alpha = .85$ 、経済は $\alpha = .66$ 、審美は $\alpha = .82$ 、宗教は $\alpha = .74$ 、権力は $\alpha = .72$ であった。いずれも比較的高い水準にあることから一定の信頼性を確保できた。

2. 価値志向性尺度における各下位尺度間の相関関係

価値志向性尺度における各下位尺度間の相関関係を見ると (Table1)、審美的価値と宗教的価値との間に中程度の有意な相関関係がみられた。

Table1. 価値志向性尺度における各下位尺度間の相関関係

	F2	F3	F4	F5
F1理論	.463**	.529**	.466**	.443**
F2経済		.199*	.180*	.370**
F3審美			.596**	.221**
F4宗教				.249**
F5権力				

** $p < .01$, * $p < .05$

3. 宗教的価値と審美的価値の因子分析

宗教的価値と審美的価値との間に中程度の有意な相関がみられたことから、この2つの下位尺度の因子分析 (主因子法・Varimax 回転) を行った。「因子負荷量.35以下」、「複数の因子に負荷量.35以上の負荷がある」項目を除外し因子分析を繰り返した結果、4因子が抽出された。

第1因子 (5項目) は<美意識>因子、第2因子 (2項目) は<人生完遂>因子、第3因子 (2項目) は<神秘的世観>因子、第4因子 (3項目) は<時間超越>因子とそれぞれ命名した。

考 察

1. 価値志向性尺度における各下位尺度間の相関関係

Table1 から宗教的意識には審美的な意識が結びついているという傾向が窺える。また先行研究において健常者における宗教的体験は自然や芸術による感動が多いことが報告されており (松田, 2003)、日本人にとっては自然界の事物に靈魂が宿するという神仏感との親和性が高いと思われる。

2. 宗教的価値と審美的価値の因子分析

スピリチュアリティは多様な価値を含み、人によってさまざまな意味づけがなされる。そのため明確に定義することが難しいが、因子分析の結果抽出された因子は自己表現や自己の実存的意味・運命的意義について関係していると思われる。精神的健康と結びついていると考えられるため、カウンセリングや心理療法場面で問題となるスピリチュアリティはこうした宗教的・審美的側面を多く含んでいるのではないだろうか。

3. 今後の課題

しかしながら、このような問題に深く関わることで抑うつ感を招いたり自尊心の低下を引き起こす危険性もある。そうした否定的側面についても考える必要があるだろう。

引用文献

- Ehman, J. W., Ott, B. B., & Short, T. H. (1999): Do patients want physicians to inquire about their spiritual or religious beliefs if they become gravely ill? *Archive of Internal Medicine*, 159, 1803-1806.
- 松田真理子 (2003): 健常者のヌミノース体験と統合失調症者のヌミノース体験の異同についての一考察 心理臨床学研究 第21巻 第1号 p1-p13 (まなべ しょう)

リストカットを示す背景要因に関する発達臨床的研究

— ことばの発達の重層性の分析から —

千原 美重子

(奈良大学社会学部心理学科)

キーワード：リストカット・1 次のことば・2 次のことば・“あなた”と“わたし”・スクールカウンセリング

問題と目的

リストカットの出現に関しては 1999 年ごろから急増しているといわれる。左手首、腕、手のひら、太ももなどに対して皮膚表面を切る自傷行為を総称している。自傷行為の直接の動機として、ストレス発散、異性関係を挙げている場合がある(2005, 8, 5 毎日新聞)。

海外の出現率は高校生 13.9%、大学生 12%、(ロスら、2002)である。日本では、中学生 8.9% (男子 8.3、女子 9.0 井筒ら 2006)、女子高校生 14.3%、大学生 3.3% (男 3.1、女 3.5 山口ら 2005)であり、特徴としては、自尊心が有意に低いこと、性差はないということである。自傷行為は女性に多いといわれているが、実際に援助を求め、事例化するのは女性に多いからではないかといわれている。推測できることは、人との関係の中で自分自身の孤独感や不安感、自信のなさが内向していると言える。背景因子として機能不全な家族関係があり、感情の言語化ができない、幼少期での虐待、両親の関係悪化があげられる。

中核的な病理は、対人関係やストレスを言語化できないことや、対人関係の脆弱さや傷つきやすさである。「誰も私をわかってくれない、誰か私をちゃんと見てほしい」という共通の思いが見受けられる。これらは表面的なコミュニケーションの影響かもしれないといわれる(山口、2007)。

背景要因や病理として、機能不全な家族関係の中で、感情の言語化ができないこと、すなわち、対人関係のストレス、傷つきやすさ、表面的な関係の空虚さ、苦しみを言葉にすることができない状態が浮かび上がってくる。

これは言葉の発達の問題にかかっており、岡本夏木(1982, 1985)のいう言葉の重層性に根源的な背景があるのではないかと仮定することができる。岡本によると、子どもは言葉を2度学習するという。幼児期までの具体的現実場面、少数の親しい特定者を対象に話し言葉を媒体として獲得する言葉を“1 次のことば”と命名している。さらに、学童期から学校教育の中で獲得が求められる言葉を“2 次のことば”と命名している。2 次のことばとは、現実を離れた場で、言葉という文脈で、不特定多数の一般者を対象に、話し言葉と書き言葉を媒体にして、その世界について話す言葉である。2 次のことばの獲得は、1 次のことばの終焉を示すものではないとしている。両者は、お互いに影響しながら、重層的に発達していくものである。「2 次のことばが過度の重視と、その基づく肥大によって、1 次のことばが極度に圧迫され、矮小化し、貧困化している。ことばの情報処理機能のみが重視され、子どもをより早期から 2 次のことばの熟達に向けて追い上げる力が働き続けている。その中であえぐ子どもたちの様々な苦しみは病理としてあるのではないか」(岡本、1982)と指摘している。

今回の研究の目的は、ある自傷行為を繰り返す生徒の事例を取り上げ、いかに 1 次のことばを紡ぎ、その上で 2 次のことばを積み上げ、両者の重層的な発達を促し、自己の感情を現実場面で親しい人に物語ることを通して自傷行為を治めていくプロセスを見ることである。言い換えると、2 次のことばが優先される学校教育の中で、スクールカウンセリングは 1 次のことばの活性化を図ることである。

方法

小学校から教室に入れなくてベランダで過ごし、友達との関係性が築けなかった A は、入学後まもなく別室登校生徒となった。「誰とも会いたくない」と鍵を書け、怒りのオーラを体中で表現していた。リストカットや、先生に悪態、器物損壊を続けていた。学校ではケース会議を頻繁に繰り返した。A との 3 年間の学校での対応の中でいかに 1 次のことばを紡ぎ、2 次のことばと折り合いをつけたかについて、学校での担任、養護教諭、管理職、支援員、スクールカウンセラー(SC)、ケース会議などのあり方から分析をする。

結果

中学入学後教室に入れなくて、別室で過ごすことになった。しかし、同じく別室にいる他の 2 人の生徒とトラブルとなり、1 人で別の別室に入ることとなった。体調が悪いときは、保健室で過ごす、他の生徒が来るとうまく関われず、別室でひとり過ごす。担任等が定期的に様子を見るが入るが話すことが少なく、養護教諭を核として関わる。1 年の 2 学期の後半ぐらいにスクールカウンセラー(SC)と面談をした。A は、小学校でのいじめ、友達も教師も助けてくれなかったこと、家庭での居場所のなさ、について息せき切って語った。2 年生になり、支援員が配置され、共通する家族の問題を語り、1 次のことばを紡いでいった。管理職も園芸や書道などの個別指導を行った。母親との面談も行い、学校で頑張っている様子を話した。SC とは手紙の交換を行い、自分で封筒も手作りし、心のこもった手紙を書く。自己を話しことばと書き言葉で表現した。3 年生で教室復帰を試みたが、時々入るが安心感は教室になかった。担任との関係性はよくなり、初めて「先生」に出会ったとのことであり、学校で多様な先生がそれぞれの得意分野で関わっていただいた。音楽という趣味を独力で開き、他者にも聞いていただくことを望んだ。直前まで渋っていた修学旅行も行ってもよかったと語り、卒業間近には担任と共同でお守りを作成し、級友に説明して教室で配った。皆に感謝され、SC に嬉しそうに「人の親切に気づくのが遅れた」と語った。自傷行為は治まり、高校進学を希望する。

考察

リストカットを 1 次のことばが十分機能してこなかったと仮定して、自己の気持ちを“あなた”に語る営みを大切に関わった。様々な人との関わりの中で“わたし”を語っていいという安心感の上で 2 次のことばが機能してきたと仮定できる。スクールカウンセリングは、ケース会議などによる連携が重要であると同時に、岡本が提唱することばの重層性の発達理論がこの事例の方針に大きな示唆を与えた。

引用文献

- 岡本夏木(1982) 子どもとことば 岩波書店
山口亜希子(2007) 内向する思春期 園田他監修 女性の発達臨床心理学 金剛出版 (ちはら みえこ)

適応指導教室における不登校生徒への心理福祉支援について

杉田 貴行

(同志社大学大学院社会学研究科博士後期課程)

キーワード：適応指導教室、リエゾン、スクールカウンセリング、スクールソーシャルワーク、アウトリーチ

【要旨】

本報告は10ヶ月間にわたり、大阪府のある市における教育委員会が運営している適応指導教室において、臨床心理学と社会福祉学それぞれの立場から、不登校、発達障がい、人格障がい等の問題をもつ私立中学男子生徒に対してなされた支援実態に基づき、本人の個々の問題がスクールカウンセリングとスクールソーシャルワークのリエゾン機能により、程度が軽減し、解決に至った事を報告するものである。

心理臨床大事典には『リエゾン』(liaison)ということばは、元来、フランス語で『一つの単語の最後の母音と、次の単語の最初の母音が続く時、第1語の語尾の母音を削って、子音母音と連音にして発音する』のが原義である。この『滑らかにつなぐ』原義から『物語の脈絡、接合剤、男女の縁、ソースやスープのとりみ』などの意味が派生した」と記述され、リエゾンは、他領域と連携して支援する活動を意味するようになった。

筆者は短期臨時職員としての相談員の立場であったが、主として保護者、担任、他の職員らとも連携しながら、心理相談員的な立場で関わり、同時に福祉相談員的な立場で他の職員とも協力して包括的な支援活動を展開した。そこで、筆者の経験から適応指導教室における本人に対するスクールカウンセリングとスクールソーシャルワークのリエゾン機能による、問題の軽減と解決について若干の考察を試みた。

【支援の方針と計画】

本児(私立中学男子3年生、15歳)の家族構成は、父親(勤務医、40歳代)、母親(専業主婦40歳代)、妹(小学生低学年)の4人家族で同居である。出産は正常であり地元の小学校に通いながら、難関私立中学を目指して小学校中学年より大手進学塾に通い、見事私立の中高一貫の難関校に合格する。しかしながら、入学してから勉強に身が入らなくなり、整形外科の勤務医である父親の意向により無理やり勉強させられたと主張し学校に行かなくなった。そこで、本人の希望を入れて勉強の楽なある私立大学系列の中高一貫校の中学校に2年生のはじめに転校した。しかし、この中学校は以前の学校とは違い、家庭的には比較的裕福だが勉強のあまり出来ない生徒ばかりであった。そして本人は周囲の生徒をバカにしたり学校そのものをバカにしはじめ、学校に行ったり行かなくなったりし、授業もさぼるようになった。また、今度の中学校は、大学の系列というだけで附属ではないらしく、実際は上の大学にはほとんど誰も進学出来ないという実態もあり、結局今のままでは自分も大学には進学出来ないのではなげやりな態度に拍車がかかった。父親に対しても、医師には違いないが国家試験を何度も失敗し7回目でやっと合格したのに、自分に対して勉強ばかり要求するのは我慢が出来ないとの主張を繰り返した。そこで、母親が担任に相談をもちかけ担任が教頭と各種機関に照会した結果、手続きを経て適応指

導教室への通室となった。母親に対しては他の職員が援助し、本人には筆者を含め複数の職員で対応することになった。

(1)母親支援(適応指導教室での面接及び家庭訪問)

母親との連絡を密に取り母親との信頼関係をつくり、本人の行動の理解と対応について助言する。適応教室で実施する学習指導や活動の意味について理解してもらうようにする。

(2)本人支援(適応指導教室での学習指導や活動、家庭訪問)

適応指導教室での学習指導や活動中は、非支持的療法の立場に立ち、本児の感情の無条件の受容、共感的理解、抑圧部分の表出に向けた支援を実施する。

【支援過程(10ヶ月間 4期)】

(1)第Ⅰ期(X年6月ー8月)

本事例は、その支援過程から4期に分けられると考えられる。第Ⅰ期は6月から8月までで、その行動の激しさから情動的な発散の時期だと考えられる。この時期に母親に「父親の命令には従わない」と訴えたり、時々夜中に起きて「寝つけない」と言って部屋をうろうろしたり、壁をたたいたりする。

(2)第Ⅱ期(X年9月ー11月)

第Ⅱ期は9月から11月までで、本人と職員の活発な交流からラポールの深まりの時期だと考えられる。この時期は母親よりも特に父親に対して関心示したりし、父親が不在のときは父親の所在を確認したりして不安を示す。また、何種類かの人格が登場し母親を悩ませたりもする。他の職員による母親面接や家庭訪問も実施する。

(3)第Ⅲ期(X年12月ーX+1年1月)

第Ⅲ期は12月から1月までで、会話があまりなくても、本人と職員とのコミュニケーションが成立したことから、コミュニケーション確立期だと思われる。その一方で、他の生徒とも盛んに交流し、必ずしも教室に来なくても自分なりに活動するようになる。母親から進路相談の要請も出される。

(4)第Ⅳ期(X+1年2月ー3月)

第Ⅳ期は2月から3月までで、本人が自身で日常生活を客観的に話し、必ずしも教室への通室を希望せず、実際にほとんど顔を見せなくなったことから、職員からの巣立ちの時期だと考えられる。それまでの母親や職員との相談の際、自身が話していた単位制の高校を受験し合格した。卒業イベントにも出席し支援を終了した。

【考察】

本事例における本人と母親に対する支援は、スクールカウンセリングやスクールソーシャルワークそれぞれの範疇に入るとものと考えられる。そして、本人に対する支援と共同して母親への支援、家庭訪問のようなアウトリーチがうまく協同し、相乗効果をもたらしたと推察される。

(すぎた たかゆき)

虐待的養育環境と成人愛着スタイルが感情調節と共感性に及ぼす影響 その1

—ノンバーバル・スキルを従属変数として—

○大浦真一¹・岡田麻侑¹・道満ゆず子¹・西村麻美¹・福井義一²・鈴木直人³

(¹甲南大学大学院人文科学研究科人間科学専攻・²甲南大学文学部・³同志社大学心理学部)

キーワード：虐待的養育環境，成人愛着スタイル，ノンバーバル・スキル

目 的

虐待的な養育環境で育った者の問題行動は対人関係や感情調節上の問題から発生すると言われている（西澤，1999）。このような感情調節の困難が，情動コンピテンス（福井・島，2012）や表情の情動認知（島・福井，2012）に悪影響を及ぼすことが明らかになっている。福井・島（2012）は，虐待的な養育環境の下位側面である陰性外傷（心理的虐待＋ネグレクト）が成人愛着スタイルの2つモデル（自己・他者）を媒介して情動コンピテンスに影響することを見出した。

一方，金政（2005）は，感情調節を測定するためにノンバーバル・スキル尺度を用いて成人愛着スタイルとの関連を検討した結果，自己モデルである“見捨てられ不安”はノンバーバル・スキルの下位側面である感受性に，他者モデルである“親密性の回避”は表出性にそれぞれ有意な負の影響を，統制については両モデルの有意な交互作用を報告した。そこで本研究は，虐待的養育環境がノンバーバル・スキルに直接的に，さらに愛着スタイルを介して間接的にも影響を及ぼすという仮説を，アナログ群を対象に検討した。

方 法

参加者：大学生 276 名（男性 158 名，女性 118 名，平均年齢 18.76 歳・ $SD=.895$ ）の協力を得た。

尺度構成：CATS（Sanders, & Giolas, 1991; Sanders, & Becker-Lauren, 1995）の邦訳版（田辺，1996, 2005）を用いて虐待的養育環境を測定し，性的虐待，罰，心理的虐待，ネグレクト得点を得た。性的虐待の得点分布が極端な左寄りを示したため分析から除外した。また心理的虐待とネグレクトとの間に極めて高い相関（ $r=.68$ ）が得られたので，多重共線性を避けるためにこの2つの下位尺度得点を合計して「陰性虐待」と名付けた。次に，成人愛着スタイルを測定するために，親密な対人関係体験尺度の一般他者版（Brennan, Clark, & Shaver, 1998）の邦訳版（中尾・加藤，2004）を用いて“見捨てられ不安”（自己モデル）と“親密性の回避”（他者モデル）の得点を得た。ノンバーバル・スキル尺度（和田，1991）を用いて，感情のノンバーバル感受性，統制，表出性の得点を得た。

手続き：コースクレジット制度を利用して，講義時間中に質問票を配布し，その場で回答してもらった。

結 果

各尺度間の相関分析を行った結果，陰性虐待は感受性と負の有意な相関（ $r=-.12$ ）を示した。また陰性虐待は“見捨てられ不安”との間に正の有意な相関（ $r=.20$ ）を示したが，罰は成人愛着スタイルやノンバーバル・スキルと無相関であった。“見捨てられ不安”は統制と負の有意な相関（ $r=-.19$ ）を示し，“親密性の回避”は統制と正の，表出性とは負の有意な相関（それぞれ $r=.26$, $r=-.36$ ）を示した。

次に陰性虐待が成人愛着スタイルを介してノンバーバル・

スキルに及ぼす影響を構造方程式モデルで検討した結果を Figure1 に示した。実線が正の，点線が負の有意なパスである。適合度は $GFI=.982$, $AGFI=.954$, $CFI=.954$, $RMSEA=.048$ と良好であった。陰性虐待は統制と感受性に直接パスを持ち，さらに感受性を介した間接パスを持つことが分かった。また陰性虐待は統制に対して，“見捨てられ不安”と“親密性の回避”のそれぞれを介した間接パスを持ち，表出性に“親密性の回避”を介した間接パスを持つことも分かった。罰は統制と表出性に“親密性の回避”を介した間接パスを持つことが分かった。

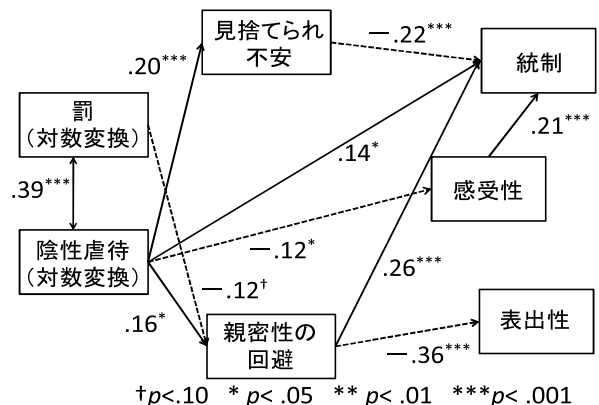


Figure1 虐待と愛着がノンバーバル・スキルに及ぼす影響
考 察

本研究では，虐待的養育環境のノンバーバル・スキルへの直接的影響及び成人愛着スタイルを介した間接的影響について検討した。

陰性虐待は直接的に統制を促進する一方で，感受性の抑制を介して統制を下げるのが分かった。また，陰性虐待は愛着の両モデルに悪影響をもたらしており，“見捨てられ不安”を介して統制を下げるのに対して，“親密性の回避”を介すると促進することが分かった。前者は自己モデルの悪化により，他者からの情緒的支援を得るため，過剰に感情表現するからかもしれない。これに対して，後者は他者モデルの悪化により支援の必要性を感じなくなるため，感情表現が減少したのかもしれない。さらに罰は他者モデルを強化し，陰性虐待はそれを悪化させることが分かった。これは罰が接触型，陰性虐待が非接触型の虐待であることと関連があるのかもしれない。最後に今回は“見捨てられ不安”から感受性への影響は確認されず，金政（2005）と異なる結果が得られた。このことは陰性虐待の効果に“見捨てられ不安”のそれが含まれる可能性を示唆するものであり，今後の更なる検討が必要である。

（おおうらしんいち・おかだまゆ・どうまんゆずこ・にしむらまみ・ふくいよしかず・すずきなおと）

虐待的養育環境と成人愛着スタイルが感情調節と共感性に及ぼす影響 その2

—共感性を従属変数として—

岡田麻佑¹・道満ゆず子¹・西村麻美¹・大浦真一¹・福井義一²・鈴木直人³

(¹甲南大学大学院人文科学研究科人間科学専攻, ²甲南大学文学部, ³同志社大学心理学部)

キーワード：虐待的養育環境, 成人愛着スタイル, 共感性

目 的

西澤（1997）は、虐待というトラウマは、その子どもの自己や他者に対する基本的な認知の枠組みに影響を与えると述べた。また、虐待によって愛着を形成できないことで対象の内在化に失敗し、その後のさまざまな対人関係に大きな影を落とすことを示した（西澤, 1997）。

共感性は一般的に他者の心理状態を知覚することに伴う情動反応（Hoffman, 1982）を指し、人はこのような体験を通して他者の感情を理解しようとする。他者への共感的関心は過去から現在の母親との関係についての肯定的な認識（愛着や敬愛）と関連していることが示唆されている（本多・櫻井, 2010）。また、藤森（1999）は、虐待を受けてきた子どもには共感能力の欠如や失感情といった状態が観察されることを述べている。このように虐待的な養育環境が愛着の不安定さを介して、共感性に及ぼす影響についての臨床的報告は散見されるが、実証的研究は多くない。

そこで本研究では、子ども時代の虐待的な養育環境と共感性との関連における成人愛着スタイルの媒介効果を検討する。

方 法

参加者：大学生 276 名（男性 158 名、女性 118 名）、平均年齢 18.76 歳（ $SD = .895$ ）の協力を得た。

手続き：講義時間中に質問票を配布し、その場で回答させた。

尺度構成：虐待的養育環境を測定するために、CATS（Sanders, & Giolas, 1991; Sanders, & Becker-Lauren, 1995）の邦訳版（田辺, 1996, 2005）を用いて、性的虐待、罰、心理的虐待、ネグレクト得点を得た。なお、性的虐待に相当する者がほとんどいなかったため、分析対象から外した。心理的虐待とネグレクトの間に極めて高い相関（ $r = .68$ ）が得られたので、多重共線性を避けるために 2 つの下位尺度得点を合計して「陰性虐待」と名付けた。また、成人愛着スタイルを測定するため親密な対人関係体験尺度（Brennan et al., 1998; 中尾・加藤, 2004a）を改訂した一般他者版成人愛着スタイル尺度（中尾・加藤, 2004b）を用いて、見捨てられ不安と親密性の回避の得点を得た。続いて、共感性を測定するため多次元共感性尺度（鈴木・木野, 2008）を用い、自己指向的反応（個人的苦痛）、想像性、他者指向的反応（共感的配慮）、視点取得、被影響性の得点を得た。共感性の下位概念の位置づけを Table 1 に示した。

Table 1 共感性の下位概念の位置づけ

認知面	情動面		
	並行的所産	応答的所産	
自己指向性	想像性	被影響性	自己指向的反応
他者指向性	視点取得		他者指向的反応

鈴木・木野(2008)を改編

結 果

各尺度間の相関分析を行った結果、罰は他者指向的反応との間に負の有意な相関（ $r = -.129$ ）を示した。また、陰性虐待は見捨てられ不安と親密性の回避と想像性、自己指向的反応との間に正の、他者指向的反応との間に負の有意な相関（そ

れぞれ $r = .202, r = .128, r = .141, r = .133, r = -.133$ ）を示し、見捨てられ不安は自己指向的反応と想像性、被影響性の間に正の有意な相関（それぞれ $r = .328, r = .186, r = .350$ ）を示した。親密性の回避は自己指向的反応と正の、他者指向的反応と視点取得との間に負の有意な相関（それぞれ $r = .272, r = -.326, r = -.138$ ）を示した。

次に、罰と陰性虐待が成人愛着スタイルを介して共感性に及ぼす影響について、構造方程式モデルによる検討を行った結果を Figure 1 に示した。実線が正の、点線が負の有意なパスである。モデルの適合度は十分であった（ $GFI = .984, CFI = .979, AGFI = .951, RMSEA = .038$ ）。自己指向性に含まれる共感とは全てのパスから正の影響を受けていたのに対し、他者指向性に含まれる共感とは全てのパスから負の影響を受けていた。また、被影響性は正と負のどちらの影響も受けていた。

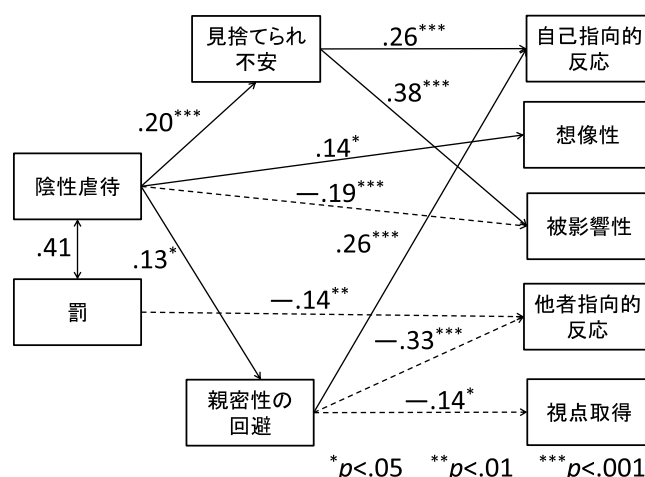


Figure 1 虐待と愛着が共感性に与える影響

考 察

本研究から、陰性虐待によって成人愛着スタイルの自己・他者モデルは共に阻害されていることが分かった。また、自己・他者モデルを媒介するか否かに関わらず、自己指向性の共感とは全て促進されていたのに対して、他者指向性の共感とは全て抑制されていた。以上から、虐待的な養育環境で育った者は、共感能力が欠如しているのではなく、自己指向性の共感が過度に高く、他者指向性の共感が過度に低いという特徴を併せ持つことが分かった。それにより、自己の内部で完結した共感のあり方となり、相手の立場に立ったり他者に配慮したりといった他者基準の共感が機能しないことで、対人交流に何らかの困難をきたす可能性があると考えられる。

なお、被影響性は正と負の影響を受けていた。これは、被影響性が自己指向性と他者指向性のどちらでもなく、素質的な要素である（鈴木・木野, 2008）からかもしれない。ただし、これについては今後さらなる検討が必要である。

（おかだまゆ・どうまんゆずこ・にしむらまみ・

おおうらしんいち・ふくいよしかず・すずきなおと）

不登校児の親グループ参加者の“ファシリテーター行動認知”と“援助効果”との関連

— 参加頻度の違いに着目して —

中地展生

(帝塚山大学心理学部)

キーワード；不登校，親グループ，ファシリテーター，援助効果，参加頻度

目 的

筆者は全国の不登校児の親グループを対象とした質問紙調査を実施し、2つの研究にまとめた。1つはグループ参加者がファシリテーター（以下、Faciと表記）の行動をどのように認知するのかという、“Faci 行動認知”に関する研究である（中地，2012）。もう1つは、参加者がグループ体験によって得られる“援助効果”の種類と内容に関する研究である（中地，2011）。この2つの研究では、それぞれの研究結果の関連についての検討が課題として残されていた。そこで今回は、データを再分析し、“Faci 行動認知”と“援助効果”の関連を調べることを目的とする。また、その際には、参加者の参加頻度の違いも併せて検討の材料とし、より参加者のグループ体験の特徴を明らかにしていきたい。

方 法

1. 調査対象・調査手続き

月1回以上開催されている43カ所の不登校児の親グループ、参加者462名を対象とした。了承を得た各グループの主催者宛に、人数分の質問紙と返信用の封筒、調査の説明文等を送付した。調査期間は2008年6月～10月であった。

2. 質問紙の構成

①“Faci 行動認知”項目および②“援助効果”項目ともに先行研究や筆者の親グループ実践より項目を抽出し、臨床心理士3名による内容妥当性の検討を加えた。できあがった項目群について、外部の親グループFaci2名による意見等も求め修正し、最終的に①は31項目、②は51項目となった。また、フェイスシートとして、年齢やグループへの参加年数、参加頻度等も訊ねた。

結 果

参加者213名から回答が得られた（回収率46.1%）。平均年齢は49.2歳（ $SD=6.1$ ），平均参加年数は4.9年（ $SD=4.7$ ），参加頻度は、「ほぼ毎回参加している」（以下、「頻度・高」と表記）が96名、「まあまあ参加している」（同「頻度・中」）が72名、「あまり参加していない」（同「頻度・低」）が30名、不明が7名であった。今回は信頼性の観点から「頻度・低」と不明の合計37名の回答を全ての分析から除いた。

①“Faci 行動認知”項目、②“援助効果”項目の因子分析（主因子法、Promax回転）を行った。Kaiser-Guttman基準、解釈可能性、因子負荷が絶対値で.40以上であること等を基準とした。①では、4項目を除外し、5因子構造が最適であると判断した。回転前のこの5因子27項目によって説明できる割合は54.0%であった。それぞれ「気づきの促進（11項目）」「相互作用の促進（7項目）」「個々の尊重（5項目）」「情報提供（2項目）」「率直さ（2項目）」と命名した。各因子のCronbachの α 係数は、.89、.90、.82、.64、.45となり、第5因子の信頼性は低く、採用しないことにした。

②では、18項目を除外し、7因子構造が最適と判断した。回転前のこの7因子33項目によって説明できる割合は

54.9%であった。さらに、中地（2011）に従い、 t 検定によって参加年数2年未満／2年以上の平均値の比較を行い、2年以上が有意に高い項目を残し、最終的に5因子23項目とした。それぞれ「子どもとの関わり方の変化（10項目）」（以下、「子ども」と表記）「社会への積極的コミットメント（2項目）」（同「社会」）「情報取得（5項目）」（同「情報」）「他の参加者への愛他的コミットメント（2項目）」（同「愛他」）「参加者自身の気持ちの安定（4項目）」（同「安定」）と命名した。各因子のCronbachの α 係数は、.89、.60、.80、.86、.78となり第2因子がやや低いもののその他の因子は十分な信頼性が確認できた。

以上を踏まえて、参加頻度別の①“Faci 行動認知”と②“援助効果”の各因子の相関分析を行った（Table1, Table2）。

Table1 頻度・高群の“Faci行動認知”と“援助効果”の各因子の相関

	気づきの促進	相互作用の促進	個々の尊重	情報提供
「子ども」	.49 ***	.17 <i>n.s.</i>	.15 <i>n.s.</i>	.11 <i>n.s.</i>
「社会」	.19 †	.28 *	.25 *	.41 ***
「情報」	.23 *	.22 *	-.01 <i>n.s.</i>	.65 ***
「愛他」	.17 <i>n.s.</i>	.10 <i>n.s.</i>	.06 <i>n.s.</i>	.31 **
「安定」	.46 ***	.35 **	.10 <i>n.s.</i>	.37 **

註) $N=82$

† $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

Table2 頻度・中群の“Faci行動認知”と“援助効果”の各因子の相関

	気づきの促進	相互作用の促進	個々の尊重	情報提供
「子ども」	.23 †	.21 <i>n.s.</i>	.03 <i>n.s.</i>	.17 <i>n.s.</i>
「社会」	.06 <i>n.s.</i>	.05 <i>n.s.</i>	.13 <i>n.s.</i>	-.02 <i>n.s.</i>
「情報」	.10 <i>n.s.</i>	.26 †	-.09 <i>n.s.</i>	.22 <i>n.s.</i>
「愛他」	-.04 <i>n.s.</i>	.10 <i>n.s.</i>	.12 <i>n.s.</i>	.08 <i>n.s.</i>
「安定」	-.08 <i>n.s.</i>	-.09 <i>n.s.</i>	-.09 <i>n.s.</i>	-.15 <i>n.s.</i>

註) $N=57$

† $p<.10$

考 察

頻度・高群では、「気づきの促進」は「子ども」とともに「安定」との間に十分な相関が確認できた。このことから、Faciが「気づきの促進」を、単に「子ども」との関係のみで理解するのではなく、参加者が「安定」をグループからきちんと得られているかを考慮することで、より効果的なファシリテーションにつながる可能性があると言える。また、「相互作用の促進」と「安定」にも相関があり、Faciの積極的なグループへの関わりを認知する参加者ほど、より「安定」も得られているという関連が推測される。

一方、頻度・中群ではこのようなFaciの行動と「安定」とがうまく結びついていないことから、それが参加者の参加頻度を下げる一因となるものと考えられる。

引用文献

中地展生（2011）不登校児の親グループの援助効果に関する研究 帝塚山大学心理福祉学部紀要,7,119-130.

中地展生（2012）不登校児の親グループ参加者の“ファシリテーター行動認知”と諸要因との関連 心理臨床学研究,29（6）,797-802.

（なかじ のぶお）

心理福祉分野の学士力基準構築と人材育成のための新しい取組

○成内有奈¹・中地展生²・蓮花一己²

(¹帝塚山大学心理学部心理福祉教育推進室・²帝塚山大学心理学部)

キーワード：大学教育，心理福祉分野，学士力，評価手続き

目 的

帝塚山大学の取組「心理福祉分野の学士力基準構築と人材の育成—心理福祉分野における実践力を備えた高度専門的職業人育成のための地域支援教育カリキュラムの再編成—」は、平成22年度文部科学省「大学教育・学生支援推進事業 大学教育推進プログラム」の一つとして採択された。この取組の目指すところは、心理福祉分野における質の高い学士力を有する学生を育成することであり、そのためにカリキュラムを再編成し、教育効果を評価する本学独自のシステムを構築することである。

具体的には、カリキュラムを「コアカリキュラム（従来からの講義中心）」「地域支援カリキュラム（実習や演習に加えて新科目である地域支援論を開講）」「プロジェクトチーム活動（学生の学内外でのボランティア活動／、以下PT活動と表記）」という観点から再編成を行う。さらに、教育効果を評価する基準として全科目を対象にした「GPA得点」、TIES（Tezukayama Internet Educational Service；帝塚山大学ネットワーク型教育システム）の「e能力アセスメント」、外部評価者による「チェックシート」を用いた評価、学生のレポートのような質的なデータを対象にした「テキストマイニング」などの複合的な評価基準を導入する。

本稿では、いくつかある評価基準のなかでも、研究1として、PT活動とGPA得点との関連、研究2では、授業形態別のe能力アセスメントの結果という二つに焦点を絞って、これらの評価基準で確認できる学生の成長度の変化の特徴を明らかにし、さらに、このような手法を用いる際の課題についても併せて検討していくことを目的とする。

方 法

（研究1）本学で本格的に整備されることになったGPA制度のGPA得点を評価基準とした。GPAは、各講義などの5段階の成績評価を4～0という範囲で得点を付与し、算出する。平成23年度の心理福祉学部の学生を対象にPT活動に参加した学生（以下、参加群と表記）と活動に参加していない学生（以下、未参加群と表記）に分け、平成23年度のGPA得点平均値の比較を行った。

（研究2）e能力アセスメントは、学生が学生生活で身につけていく学力・人間力・社会力などの諸能力を評価するために行われる。学生は、各講義担当者が指定した3～6個の講義目標項目（項目例：【論理的思考力；論理的に筋道を立て、他者を納得させる説明ができる】、【対人葛藤解決能力；お互いが納得した形で対立する問題を解決することができる】、【問題発見能力；講義などの内容から問題を見つけ、自らに必要な課題を見出すことができる】）について、15回の講義が終了した後に自己評価（A：大いに身についた／B：まあ身についた／C：変わらない）を行った。自己評価は講義などを1年間受講し、学生自身がどの程度能力が身についたかを評価した。平成23年度のe能力アセスメントの前期と後期の「学習後の自己評価」の変化（ゼミナール・実習・講義別）について分析を行った。

結 果

（研究1）平成23年度の心理福祉学部の参加群（ $n=51$ ）と未参加群（ $n=509$ ）を t 検定によるGPA得点平均値の比較を行った結果、参加群のGPA得点平均値は2.79（ $SD=.89$ ）であり、未参加群のGPA得点平均値は、2.17（ $SD=1.05$ ）であり、有意に参加群が高かった（ $t=4.59$, $p<.001$ ）。

（研究2）平成23年度にe能力アセスメントを実施した授業を3形態（ゼミナール・実習・講義）に分類した。自己評価をA=3, B=2, C=1という数値に変換し、 t 検定による前期と後期の平均値の比較を行った。それぞれの授業形態別の「学習後の自己評価」の結果は、ゼミナールでは、【論理的思考力】（ $n=40$ ）は前期：1.78（ $SD=.66$ ）＜後期：2.33（ $SD=.62$ ）と後期が有意に高く（ $t=3.85$, $p<.001$ ），【対人葛藤解決能力】（ $n=26$ ）は前期：1.69（ $SD=.74$ ）＜後期：2.19（ $SD=.75$ ）と後期が有意に高かった（ $t=2.11$, $p<.05$ ）。実習では、【論理的思考力】（ $n=136$ ）が前期：1.64（ $SD=.59$ ）＜後期：1.85（ $SD=.62$ ）と後期が有意に高かった（ $t=3.28$, $p<.01$ ）。講義では、【問題発見能力】（ $n=102$ ）が前期：1.61（ $SD=.49$ ）＜後期：1.78（ $SD=.57$ ）と後期が有意に高かった（ $t=2.62$, $p<.05$ ）。

考 察

研究1では、PT活動に参加した学生のほうが、参加していない学生よりも大学の成績がよいことがわかった。今後は、もともと授業にも意欲的に打ち込む学生がPT活動に参加したことも考慮に入れつつ、PT活動が学生の成績に与える影響について質的なデータも踏まえて検討していきたい。さらに、GPA制度では授業の履修を辞退せずに履修放棄をした場合には、GPA得点が0点になることがあり、このことがGPA得点平均値に影響している可能性がある。そのため、履修辞退制度の活用を学生に周知していく必要がある。研究2では、授業形態によって前期と後期で「学習後の自己評価」の変化がみられた。ゼミナールでは、【論理的思考力】と【対人葛藤解決能力】が前期より後期で有意に高く、これは卒業論文の作成以外にもゼミ内での発表や共同作業を通して、これらの能力が身につく機会になったと考えられる。実習では、【論理的思考力】が前期より後期で有意に高く、これは自分自身が感じたことなどを他者に発表するなどの経験を通して、この能力が身についたと評価したと考える。講義では、【問題発見能力】が前期より後期で有意に高く、これは授業を受けることで現状を知ることができ、授業内容をレポートなどにまとめることで関心のある課題を見出すことにつながったと考える。今後の課題としては、これらの評価基準の妥当性の検証や長期的な分析を行うことなどが挙げられる。

引用文献

中地展生・成内有奈・蓮花一己（2012）：心理福祉分野の学士力基準のための新しい取組—大学教育推進プログラムによる高度専門的職業人の育成— 帝塚山大学心理学部紀要, Vol. 1, 201-213.

（なるうち ゆな，なかじ のぶお，れんげ かずみ）

ハトにおける予見的メタ認知行動の長期記憶課題から 作業記憶課題への般化

○岩崎純衣^{1, 2}・藤田和生¹

(¹京都大学文学研究科・²日本学術振興会)

キーワード；ハト，メタ認知，般化，長期記憶，短期記憶

目 的

ヒトが持つ重要な認知能力の1つに、自身の内的な認知活動を客観視し、その認知活動自体を情報処理の対象とする内省的 (reflective) な認知能力がある。こうした内省的認知は、メタ認知と呼ばれ研究されてきた。ヒト以外の動物においても、困難な課題では回答を回避したり、必要な情報を希求したりすることが示され、メタ認知能力が分有されていることが示唆されてきている。しかしこれらの行動は、メタ認知以外の種々の手がかりを利用して可能ではないかという議論もある。メタ認知以外の手がかりを利用して可能性は、メタ認知判断を課題遂行前に行わせること (予見的メタ認知) によって低くすることができる。昨年度我々は、ハトを対象に予見的メタ認知を検討し、系列学習課題を用いると、その課題の遂行前にハトは予見的に情報を希求することを示した(岩崎ら, 2011)。これは鳥類では初めてのことである。

しかし、系列学習は長期記憶課題の1つである。現在までのところ、作業記憶課題でこれを示した研究は鳥類ではない。これは作業記憶容量の限界が関係している可能性がある。しかし一度長期記憶課題において予見的メタ認知行動を示した個体は、自身の内的状態を認知して情報希求することを学習していると考えられるので、同じ行動を作業記憶課題に般化させる可能性がある。このような般化が示されれば、鳥類がメタ認知能力を持つというより頑健な証拠となるであろう。そこで本研究では、上記課題に参加した個体が作業記憶課題 (遅延見本合わせ課題、大きさ弁別課題) において予見的メタ認知行動を示すかを検討する。

方 法

被験体：デンショバト (*Columba livia*) 成体オス 4 個体 (Clara, George, Neon, Roki) を被験体として用いた。すべての個体は、岩崎ら(2011)に参加していた。その実験では Clara, George, Neon が予見的メタ認知行動を示した。

装置：約 35cm 立方のオペラント箱を用いた。このオペラント箱の1壁面には 20×16cm の開口部があり、その背後にタッチパネルと 15 インチ液晶モニターを、側面にはグレンインホッパを設置した。刺激はカラーのイラストである。

手続き：Phase 1: 基礎課題訓練 Neon以外の3個体には、見本合わせを訓練した。見本のイラストに反応した直後に提示される2つのイラストのうち見本と同じ刺激に反応することを求めた。Neonには大きさ弁別課題を訓練した。見本刺激反応後、見本刺激がある基準より大きければ左に、小さければ右のアイコンに反応することを求めた。正答率が2日間連続で80%以上になったところで、見本の後に短い遅延を挟み、徐々に遅延を長くした(500ms-2000sec)。1セッションは120試行であった。

Phase 2: ヒントあり・なし選択アイコンの学習 見本刺激反応後、「ヒントありアイコン」もしくは「ヒントなし

アイコン」のどちらか一方を提示した。「ヒントなしアイコン」(Figure 1, a)に反応するとヒントのない通常の遅延見本合わせ課題が出現した。「ヒントありアイコン」(Figure 1, b)に反応すると、「ヒント」として次に反応すべき刺激がフリッカした。「ヒントなしアイコン」選択時は、課題に正解すると常に報酬が与えられたが、誤反応だった場合はタイムアウトが与えられた。また「ヒントありアイコン」に反応した場合は、その後の課題に正答しても33-75%の確率でしか報酬が与えられなかった。これを4セッション行なった。

Phase 3: テスト テストは、Phase 1 と Phase 2 を組み合わせた実験デザインで行った(Figure 1)。正答率あるいは遅延の長さによって、ヒントあり・なし試行アイコンの選択率に違いがみられるかを分析した。

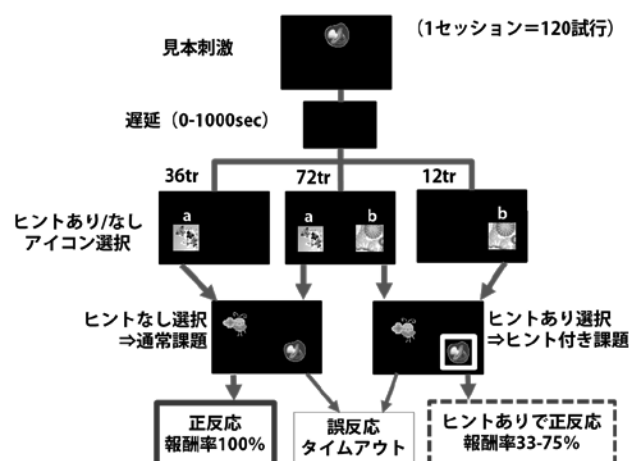


Figure 1. 遅延見本合わせ課題を用いた実験デザイン (Clara, George, Roki)。Neonは基礎課題が大きさ弁別課題である。

予測される結果と進捗

もし予見的メタ認知行動が般化すれば、正反応率の低い時にヒントありアイコンをより多く選択し、正反応率が高い時にはヒントなしアイコンをより多く選択するだろう。また強制的にヒントなし試行を行わせた時よりも、自身であえてヒントなしアイコンを選択した時の方が、成績が高いと予想される。

現在、4 個体の訓練を行っている。結果と考察については当日報告する。

引用文献

岩崎純衣・渡辺創太・藤田和生 2011 ハトにおける自身の知識状態の認知—課題遂行前のメタ認知判断を用いた検討— 関西心理学会第123回大会。発表論文集p.61。

(いわさき すみえ, ふじた かずお)

ハムスターの空間探索における幾何学情報および垂直次元情報の利用の検討

○別役透^{1,2}・藤田和生¹(¹京都大学大学院文学研究科・²日本学術振興会)

キーワード ナビゲーション、垂直次元情報、幾何学情報、比較認知科学

目的

環境内の壁や物体がもたらす幾何学的形状 (geometric shape) は、空間探索における多様な手がかりの1つとして、数多くの動物種が利用できることが知られている (Cheng & Newcombe, 2005)。空間手がかり利用に関する先行研究は、そのほとんどが2次元平面上の場面を想定しており、実環境に多分に含まれる垂直次元の情報との関連については知見が少ない。唯一、ハトは地面の傾斜 (slope) 情報を幾何学情報と同様に学習し、両者を競合させると傾斜情報を優先して利用することが報告されている (Nardi & Bingman, 2009) が、こうした傾向の普遍性については未だ明らかでない。

本研究では、齧歯類のシリアンハムスター (*Mesocricetus auratus*) を対象とし、垂直次元情報 (地面の段差) と幾何学情報がともに手がかりとなる空間再定位課題において、彼らが垂直次元の情報をを用いた空間探索を学習するかを検討した。後続して、垂直次元の情報を排除した平坦な装置を用いて、幾何学情報のみを用いた探索ができるか検討した。

実験1：幾何学情報および段差情報の利用の検討

【方法】 被験体：成体シリアンハムスター8個体 (雌雄各4)。装置 (図1左)：白色プラ段製長方形アリーナ (70×35×H30 cm)。四隅に強化子提示用の容器を設置した。床半面に高さ1.6cmの板を敷き、装置中央を境に高低差を設けた。

手続き：四隅のうち、強化子のあるゴール1か所を最初に訪れるよう被験体を訓練した。ゴール位置は被験体間でカウンターバランスをとった (HA/HB/LA/LB)。装置中央から被験体を放し、いずれかのコーナーを訪れるか1分経過したら試行終了とした。装置内の嗅覚手がかり、装置外の視覚手がかり、自身の反応手がかりを学習できないよう、試行毎に装置内を清拭し装置を90°回転させた。反応学習を予防するため、投入時の頭方向も毎回ランダムに変更した。1セッション辺り12試行実施し、2セッション連続で9試行以上成功した場合に学習成立と判断した (9回成功の場合、chance=1/4, trial=12のbinomial testにおいて $p<.05$)。

【結果と考察】 8個体中オス1個体が基準に達したが、その後再び学習基準に達することはなく全体的に成績は不安定であった。被験体を割り当てた正解コーナーの高低ごとに分け (High群/Low群)、群間で幾何学情報・段差情報の学習曲線を比較した (図2)。群×セッションの2要因混合計画分散分析の結果、幾何学情報では主効果・交互作用がみられず、両群とも成績が上昇しなかった。一方段差情報では群の主効果 ($F(1,6)=155.59, p<.001$) および交互作用 ($F(10,60)=2.43, p<.05$) が有意であり、Low群のみが

容易に学習した。すなわち、両群ともに段差を降下する行動傾向が認められた。

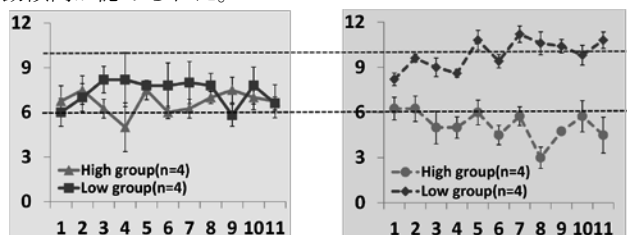


図2. 左：幾何学情報利用の推移 (正解および対角コーナー選択数の合計)。右：段差情報利用の推移 (正解および同じ高さのコーナー選択数の合計)。いずれもchance=1/2。10/12で $p<.05$ となる。縦軸は試行数、横軸はsession。

実験2：幾何学情報のみの利用の検討

ハムスターがそもそも幾何学情報を学習できるのか確認するため、平坦な装置で幾何学情報のみの利用を訓練した。

【方法】 被験体：別の成体4個体 (雌雄各2)。装置 (図1右)・手続き：実験1と同じ白色プラ段製長方形アリーナ。ただし、床は段差がなく平坦であった。正解コーナーおよび対角コーナーを最初に訪れた回数の合計値が2セッション連続で10試行以上の場合、幾何学情報の学習が成立したと判断した (10回成功の場合、chance=1/2, trial=12のbinomial testで $p<.05$)。その他の条件や手続きは実験1と同じであった。

【結果と考察】 4個体中3個体が、3~16セッションで学習基準に達した。残る1個体は以降の分析から除外した。成功試行数の推移を実験1のHigh群/Low群と比較すると (図3)、群の主効果が有意であり ($F(2,8)=$

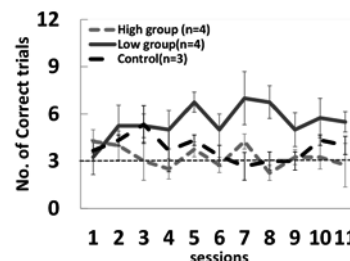


図3. 実験1・実験2 (Control) における成功試行数の推移。

6.27, $p<.05$)、Low群がHigh群よりも成績が良かった。

幾何学情報のみは学習できたことから、降下反応をもたらす段差情報が幾何学情報の利用に妨害的に影響した可能性がある。こうした行動傾向が他の垂直次元情報でも認められるか検討するため、傾斜情報を付加した実験を新たに開始した。実験装置を傾けた状態で同様の訓練を行った。現在訓練を実施中であり、結果は当日報告する。

引用文献

- Cheng, K., & Newcombe, N.S. (2005) Is there a geometric module for spatial orientation? Squaring theory and evidence. *Psychonomic Bulletin & Review*, 12 (1): 1-23.
- Nardi, D., & Bingman, V.P. (2009) Pigeon (*Columba livia*) encoding of a goal location: The relative importance of shape geometry and slope information. *Journal of Comparative Psychology*, 123(2):204-216.

(べつやく とおる, ふじた かずお)

イヌ・ネコにおける自己身体の大きさの認識

○千々岩眸・前田朋美・高岡祥子・堀裕亮・藤田和生
(京都大学大学院文学研究科)

イヌ, ネコ, 自己身体, 自己認識, 比較

目 的

動物は、環境内に存在する多様な物体と自分自身の身体との相互作用の中で生活している。環境内を巧みに移動するためには、自己身体の大きさや可動性を正しく認識することが大切である。ヒトが通常で歩いている時、肩の回旋をせず、そのままの姿勢で通過しようとする隙間の大きさは、肩幅の約 1.3 倍であると言われている(Warren & Whang, 1987)。現在のところ、ヒト以外の動物の身体認識はほとんど研究されていない。イヌとネコが自己の身体の大きさをどのように認識し、それをどのように環境と関連させて行動しているのかを調べた。

方 法

【被験体】イヌ21頭(♀14, ♂7), ネコ17頭(♀11, ♂6)

【装置】ペット用サークルの一側面に、隙間の幅を自由に調整できる出口を設けたもの。

【手続き】被験体を装置の中に入れ、試行開始とともに実験者または飼い主が、隙間から外に出よう促した。

【実験条件】被験体の肩幅の実寸を1とし、その約0.48, 0.58, 0.69, 0.83, 1, 1.2, 1.44, 1.73, 2.1倍となる幅の隙間を呈示した(2.1倍はイヌのみ)。各隙間を1試行ずつランダムな順で連続しておこなった。試行間隔は約1~2分であった。

【分析】撮影したビデオ映像を、コンピュータ上でコマ送り(30フレーム/秒)で分析した。被験体が隙間から顔を出すと通過を試みたときと定義し、各試行で被験体が30秒以内に通過を試みたかを記録した。また、通過を試みた個体の、試行開始から通過を試みるまでの時間(以下、通過時間と呼ぶ)を測定した。さらに、試行中に、停止、探索、隙間を広げる行動、姿勢の調整(隙間通過の際の、耳の位置や目の大きさの変化)がそれぞれ見られたかを記録した。

結 果

イヌは隙間の幅が肩幅より小さくなると、通過時間が長くなった(GLMM, $p<0.01$)。また、1 倍以下の隙間では、停止、探索、隙間を広げようとする行動、姿勢の調整を行う個体が多かった。姿勢の調整は 1.2 倍以上の隙間でも観察された。

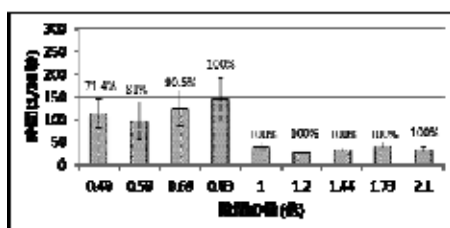


図1 イヌの通過時間の平均

(バー上の数字は各試行で通過を試みた個体の割合)

ネコは隙間が肩幅より狭い時でも、強引に隙間の幅を広げて通過を試みた。通過時間に差は見られなかった(GLMM, $p=0.73$)。0.58 倍以下では全個体で隙間を広げようとする行動が観察された。0.83 倍以下では姿勢の調整を見せる個体が多かった。姿勢の調整は 1 倍以上でも観察された。

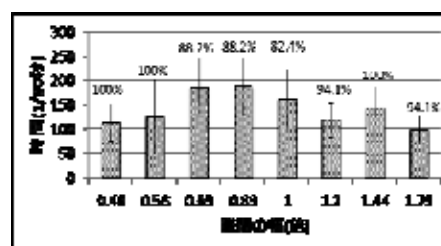


図2 ネコの通過時間の平均(バー上の数字は図1と同様)

考 察

イヌが躊躇せずに隙間の通過を試みるのは肩幅の 1.2 倍以上と考えられる。この結果は Warren & Whang(1987)のヒトの場合に類似している。ヒトと同じ環境で暮らしているイヌは、人工的な物体との接触を避けるために安全に行動することを学習しているのかもしれない。

ネコは隙間の幅が肩幅より狭い時でも強引に隙間を広げて通過を試みた一方で、1 倍以上の隙間でも姿勢の調整を見せるといった、イヌと同様、安全志向な行動も見せた。これは、ネコがヒトに飼われ、ヒトとともに生活しながらも、狩猟・捕食という野性の一面を保持していることの影響を示唆しているのかもしれない。したがって、ネコは人工的な環境と自然環境の両方に適応できるような身体認識を持って行動していたと考えられる。また、ネコは身体の柔軟性に優れており、隙間が肩幅より狭くても肩を伸縮させて通過することが可能であるため、肩幅ではなく、顔幅を基準にして通過可能かを判断していた可能性も考えられる。

イヌとネコの家畜化の目的や歴史の違いが今回の結果に影響した可能性がある。動物の身体認識には生活環境や、その動物特有の性質の両方が大きく関係しているといえる。

引用文献

Warren, W. H., Jr., & Whang, S. (1987) Visual guidance of walking through apertures: body-scaled information for affordances. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 13(3), 371-383.

(ちぢい わひとみ, まえだともみ, たかおかあきこ,
ほりゆうすけ, ふじたかずお)

イヌは観察経験に基づいてヒトへの反応を変化させるか？

○高岡祥子・藤田和生
(¹ 京都大学大学院文学研究科)

イヌ、選択的信頼、物体選択課題

【背景と目的】

社会的な動物が集団の中で適応的に生きるためには、他者の行動の認識は非常に重要である。近年の研究から、イヌは単にヒトの指差しに高い感受性を示すだけでなく、状況に応じて柔軟に指差しへの反応を変化させることが報告されている(Petter et al., 2009)。また、イヌは自身とは直接インタラクションをしない第3者の行動観察に基づいて、そのヒトの社会的特性を認識し、反応を柔軟に調整可能であることが報告されている(Kundy et al., 2011)。

高岡ら(2010)は、物体選択課題を用いてイヌがヒトの社会的特性を認識する能力について検討してきた。この研究では、イヌはヒトから欺かれた経験に基づいてその人物の社会的特性を認識し、その人物への反応を柔軟に調整可能であることが示唆された。

ヒトは幼い時期から、周囲のヒトを観察することで多くのことを学習する。ただし子どもは全てのヒトへ等しく情報を求めるのではなく、それぞれのヒトの過去の行動履歴を参照して、より“信頼のおける”人物に対して選択的に情報を求めることが知られている(Chow et al., 2009)。本実験では、イヌもヒトの子どもと同様に、ヒトの行動の観察に基づいてその人物の社会的特性を認識し、そのヒトへの反応を柔軟に調整するか否かについて検討した。

【方法】

【被験体】一般家庭でペットとして飼育されているイヌを被験体とした。様々な犬種のイヌを、高信頼性群は16頭、低信頼性群は19頭用いた。

【装置】蓋つきの透明の箱2つ、蓋つきの不透明の箱2つ、箱に入れる陶器のポット1つ、各被験体の飼い主が持参したイヌ用ビスケット等を用いた。

【手続き】

予備訓練(4試行)では、イヌに蓋を開けた透明箱から食物を得られることを学習させた。観察フェーズ(4試行)では、2つの透明箱の1つに食物を入れ、蓋をした状態で2つを離して床に置いた。イヌを離して20秒間は自由に箱を探索させた後、高信頼性群の実験者は食物の入った箱の蓋を、低信頼性群の実験者は空の箱の蓋を開ける様子をイヌに見せた。どちらの実験者も蓋を開けたのみで中の食物はイヌに与えなかったが、実験者の合図で飼い主が箱の中の食物をイヌに与えた。テストフェーズは2つのテストから構成された。1つ目は不透明箱を用い、2つ目は透明箱を用いた物体選択課題であった(各2試行)。実験者はどちらのテ

ストにおいても食物のある箱へ指差しを行い、イヌが指差された箱を正しく選択するかどうかを観察した。

【結果の予測】観察フェーズの経験に基づき、イヌが高信頼性群の実験者は“より信頼のおけるヒト”、低信頼性群の実験者は“あまり信頼のおけないヒト”と異なる社会的特性を認識しているのであれば、不透明箱のテストでは指差しへの反応のしやすさに2群で違いが見られると予測した。ただし、透明箱のテストではイヌにとって正解が明らかなので2群の指差しへの反応には違いが見られないと予測した。

【結果と考察】

2試行ともに実験者の指差しに従った選択をした個体数を、チャンスレベル25%で二項検定を行った。高信頼性群のイヌは不透明箱テストと透明箱テストの両方で2試行とも指差しに従った個体数はチャンスレベルよりも有意に多かった。しかし低信頼性群では、2試行とも指差しに従った個体数は不透明箱テストでのみチャンスレベルよりも有意に多かった。

透明箱テストでは箱の中の食物がイヌから観察可能であり、実験者はその箱を指差ししていたので正解は明らかであった。そのため高信頼性群と低信頼性群の多くのイヌが2試行とも指差しに従った選択をしていたと考えられる。しかし不透明箱テストはイヌから中身が見えず、イヌは実験者の指差しを手がかりとして利用する必要があった。実験の結果、高信頼性群のイヌはよく指差しに従い、低信頼性群のイヌはあまり指差しに従った選択を行わなかった。観察フェーズの探索時間にイヌは食物の入った箱を開けようと試みたが、蓋を自力では開けることができなかった。そこで高信頼性群の実験者は食物の入った箱の蓋を開け、イヌの期待にそった行動を取ったが、低信頼性群の実験者はそのような行動を取らなかった。ただしどちらの場合もイヌは実験者が蓋を開ける行動観察しただけであり、直接的に食物で強化は受けていない。この観察経験に基づき、イヌがヒトの社会的特性を認識し、直後の物体選択課題における実験者の指差しへの反応を柔軟に調整したのではないかと考えられる。

本実験の結果から、イヌはヒトの社会的なジェスチャーに感受性が高く指差しをよく利用するだけではなく、ヒトの行動観察を通してその人物の社会的特性を認識し、その経験に基づいて自身の行動を柔軟に調整可能であることが示唆された。

(たかおか あきこ・ふじた かずお)

Gerbrands C-1 型累積反応記録器動作模型の製作

○藤 健一
(立命館大学 文学部)

Key words: 累積反応記録器, 動作模型, psycho-instrumentation 史

目 的

Skinner がハトを用いてオペラント行動研究を本格的に開始した 1940 年代後半、そこで遭遇した技術的問題は、信頼性の高い累積反応記録器（以下、累積器と省略）がないことであった (Coleman, 1987; Lattal, 2004; Skinner, 1979)。機械式累積器の備えるべき機構の要素は、入力反応を歩進 (stepping) の様式で記録する機構、記録ペンのリセット機構、強化マーク機構の 3 要素である。このうち、入力反応の歩進機構と、リセット機構の 2 つの完成が決定的に重要であった。今回取り上げる C-1 型の特徴は、採用している歩進機構は後の C-2 型と同型の新型であるものの、リセット機構は旧式累積器と同様に垂直重力を利用する方式 (錘の利用) のままであった。後の C-2 型以降においては、リセットの動力源は錘利用方式からスプリングモータ (ぜんまい動力) 方式に切り換えられた。機械式累積器として初めて量産市販 (1952 年?) されたのが、この Gerbrands による C-1 型累積器であるが、Lattal (2004) に詳述されている C-1 型以前の試作器と比較検討すると、ぜんまい動力による新しいリセット機構案の完成を待たずして、旧式の錘利用のリセット機構方式のままで、量産化、商品化を急いだ印象を受ける。Lattal (2004) によれば、C-1 型に先行した試作器には、Model-B のようなリセット機構にモータを使用するものもあった。Skinner と Gerbrands の累積器開発の歴史において、C-1 型累積器は、「行き止まり」の流れに入った累積装置であったと位置づけることができる。リセット機構を一新した設計の C-2 型とその改良型の C-3 型は 1955 年以降に市販され普及したが、この機械式累積器の原理的機構は C-2 型において完成したといえる。

このような累積器開発史において C-1 型累積器が占める位置は、(1) 最初から市販量産用に生産された最初の累積装置であったこと、(2) 特異な記録ペンのリセット機構を有すること、このような特徴を持つ C-1 型累積器の機能の解明を目的として、その動作模型の製作を行なった。

方 法

Gerbrands C-1 型累積反応記録器の構造と機能は、Lattal (2004, p. 342) の Fig. 15 およびハーバード大学博物館所蔵品の写真から推定した (図 1)。

C-1 型累積器の一般的構造: 累積ペンのリセット機構を除いて、後の C-3 型とほぼ同じである。

リセット機構: 記録ペンはペン台座に装着されており、台座は移動用の金属棒に嵌まっており、台座には索がプリーを介して筐体の外に出ており、索の末端には錘が取り付けられている。つまり、この錘によって記録ペンの台座は常に一方 (正面向かって右側に) 引っ張られていることになる。このペン台座と同じ高さに、ラダーチェーンと駆動スプロケットホイールと従動スプロケットホイールが組み合わされている。駆動スプロケットホイールにはロータリーステッピングスイッチとホイールとウォームギヤとが直結しており、1 反応ごとにギヤのラチェット機構によりホイールの歯車 1 枚分だけ進むようになっている。ラダーチェーンには全周の 4 等分間隔に金属ピンが取り付けられており、記録ペンの台座にある逆 L 字型のフックがこのピンに引っかかるようになっている。つまり、反応によるラダーチ

ェーンの移動により、ピンに引っかかっているペン台座は、同じく向かって左側に移動することになる。このペン台座が記録紙の左端に近づくと、台座のフックは、そのフックをピンから解放するペンリセットの仕掛けに接触する。ラダーチェーンがそのまま移動すると、ついにはその仕掛けにより台座の逆 L 字フックはピンから外れる。すると、自由になった台座は取り付けある錘によって、移動用金属棒を滑りながら右端に引っ張り寄せられ、フックは次のピンに引っ掛かりペン台座は停止する。この動作が、ペンリセットとなる。

製作期間: 2011 年 4 月 6 日～2011 年 8 月 6 日 (完成)

結 果 と 考 察

推定に従って製作した動作模型 (図 2) は、累積反応の歩進とペンリセットとともに作動して、十分実用水準にあった。動作模型で記録した累積反応の 1 例を、図 3 に示した。

引用文献

- Coleman, S. R. (1987). Quantitative order in B. F. Skinner's early research program, 1928-1931. *Behavior analyst*, **10**, 47-65.
Lattal, K. A. (2004). Steps and pips in the history of the cumulative recorder. *Journal of the experimental analysis of behavior*, **82**, 329-355.
Skinner, B. F. (1979). *The shaping of a behaviorist*. New York: Knopf Inc.



図 1 Gerbrands C-1 (初期型)

(<http://dssmhl.fas.harvard.edu/eMuseumMedia/>)

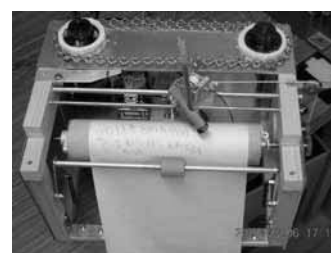


図 2 C-1 型の動作模型 (19cm (D) × 27cm (W) × 19cm (H))

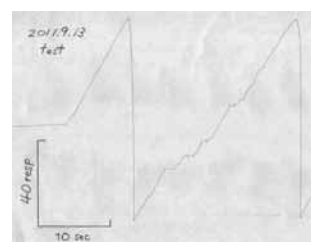


図 3 動作模型による累積反応記録

(ふじ けんいち)

視認性向上によるエレベータ開閉ボタンの改善

○原田僚子 内藤宏 篠原一光
(大阪大学大学院人間科学研究科)

キーワード：エレベータ，ボタンデザイン，視認性

目的

エレベータボタンの押し間違いとして、他人がエレベータに乗ろうとしている姿を見たにもかかわらず、閉ボタンを押してしまうという状況がある。このようなエラーは、ボタンの視覚的デザインを改善することで減少すると期待される。そこで本研究では、エレベータ開閉ボタンをよりわかりやすくするための視認性の向上という点に着目した。開ボタンの視認性を高めれば、開閉ボタン間で戸惑うことなく、素早い判断が可能になると考えられる。本実験では開閉ボタン間で視覚刺激としての特徴を変えることによる視認性(legibility)の向上が、わかりやすい開閉ボタンの重要な要因となるのではないかと考え、大きさ・色の違いを利用するほか、開ボタンに顔のデザインをつけることで顔への視覚的優位性(Crouzet, Kirchner, & Thorpe, 2010)を利用し開ボタンの視認性を向上させることを試みた。

方 法

実験参加者 大阪大学人間科学部の学生20名(男6人,女14人)であった。平均年齢は 22.1 ± 1.80 歳であった。

実験課題 実験は図1のような環境で行われた。

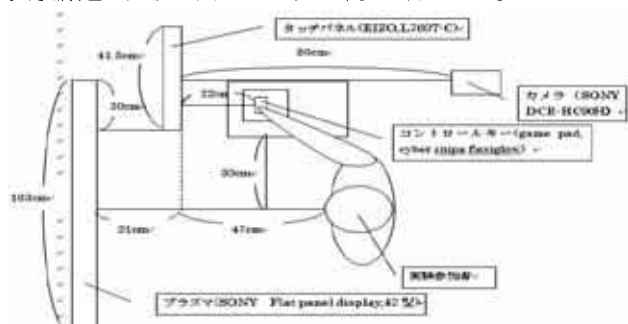


図1 実験環境

コントロールキーを押した状態で試行は開始した。各試行では、ディスプレイ上に試行数(1s)、固視点(1s)、エレベータ内部から見た閉じた扉の画像(1~3s)、扉が開いた状態の画像が順に提示された。実験参加者は、扉が開いた状態の画像で人がいれば開(開指示条件)、いなければ閉(閉指示条件)のボタンを押した。反応はタッチパネルに映し出される開閉ボタン(図2)に触れることで、素早く正確に反応した。反応開始時間は、コントロールキーに触れていた指を離してからタッチパネル上の開閉ボタンに触れるまでの時間とした。これを1試行とし、1ブロックにつき40試行を行った。練習を1ブロック、本試行を2ブロック行った。刺激の大きさは、開閉指示が $29.65^{\circ} \times 52.45^{\circ}$ 、1つのボタンが $4.26^{\circ} \times 4.26^{\circ}$ であった。

実験計画 4(ボタンデザイン：統制、拡大、着色、顔)、2(開閉ボタンの左右配置：閉開・開閉)、3(開閉指示：開指示条件・閉指示条件・変化条件(出現率は2：2：1))の3要因であった。変化条件とは、人がいない画像が呈示された後、人がいる画像に切り替わる条件を指す。従属変数には、平均反応時間とエラー率を用いた。



図 2 ボタン刺激の種類

結果

反応時間について2(開閉ボタンの左右配置: 開閉、開閉)×3(開閉指示: 開指示条件、閉指示条件、変化条件)×4(ボタンデザイン: 統制、拡大、着色、顔)の3要因分散分析を行った。左右配置×ボタンデザイン($F(3,54) = 3.54, p < .05$)、開閉指示×ボタンデザイン($F(6,108) = 2.64, p < .05$)の交互作用がみられ、「開閉」配置の場合に、拡大条件(785 ms)は統制条件(891 ms)と顔条件(875 ms)に比べ有意に短かった($F(3,108) = 6.29, p < .001$) (図3)。

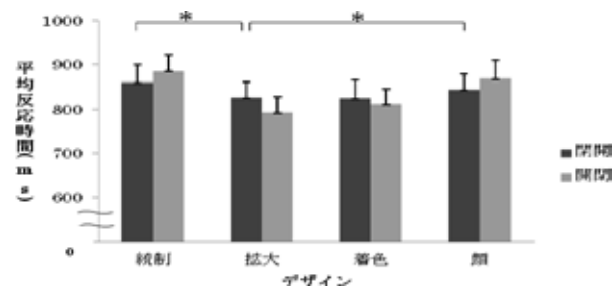


図 3 ボタンデザイン別平均反応時間の比較(エラーバーは SE)

エラー率についても同様に3要因分散分析を行った。開閉指示($F(2,38) = 3.62$ $p < .05$)とボタンデザイン($F(3,57) = 4.94$ $p < .005$)においてそれぞれ主効果が見られた。ボタンデザインに関して、着色(3.0%)、拡大(3.0%)、顔(2.3%)は、統制条件(6.5%)に比べエラー率が有意に低かった。

考 察

開ボタンを大きくすることで反応は早くエラーは少なくなった。また、開ボタンに着色すること、顔デザインを起用することでエラーは減少した。つまり、開閉ボタンにデザイン上の何らかの差を設けることによりエラー率を低減することが可能であると考えられる。

本研究の知見は、エレベータ開閉ボタンのデザインだけでなく、危険表示など認識されるべきもののデザインの視認性向上にも寄与するものである。

引用文献

- Crouzet, S. M., Kirchner, H., & Thorpe, S. J. (2010). Fast saccades toward faces: Face detection in just 100ms. *Journal of Vision*, **16**, 1-17
(はらた りょうこ, ないとう ひろし, しのはら かずみつ)

偶発記憶におけるエピソード型による分散効果の違い

豊田 弘 司
(奈良教育大学)

キーワード: 分散効果, 自伝的精緻化, 情動

問題と目的

記銘語を集中呈示するよりも、他の介入項目をはさんで分散呈示の方が記憶成績が良い。これは、記憶における分散効果と呼ばれ、頑健な現象として多くの研究で明らかにされ(北尾, 2002), 分散効果の大きさを規定する要因として、符号化される情報の量と質が議論されてきた(Toyota & Kikuchi, 2005)。豊田(2011)は、過去の出来事を記銘語に付加する自伝的精緻化における分散効果を検討し、記銘語から想起される過去の出来事に自分以外の人物情報が含まれている場合と、含まれていない場合における分散効果を比較した。その結果、人物情報が含まれている場合が分散効果が大きく、符号化される情報の質における社会的属性(人物の有無)が分散効果を規定することが明らかになった。また、Toyota(2012)は、情動処理の個人差に注目し、情動の制御と調節能力が高い者は情動の符号化の変動を抑制するので、分散効果が抑制されることが示された。近年、情動喚起による記憶促進(Emotionally Enhanced Memory; EEM)が報告されているが(Talmi *et al.*, 2007), 情動的符号化が記憶と関係しているならば、分散効果に貢献する可能性はある。それ故、どのような情動が記憶を促進するのかを検討することは重要である。Baumeisterら(2001)は、BadがGoodよりも強いという心理学的現象を展望している。情動においては、不快感情が快感情よりも強いことになる。もし、そうならば、快エピソードを想起した場合(快語リスト)よりも不快エピソードを想起した場合(不快リスト)において強い情動が喚起されるので、記憶の分散効果も大きくなるであろう。この予想を検討するのが、本研究の目的である。

方 法

a)実験計画 2 (エピソード型; 快, 不快) × 2 (呈示形式; 集中, 分散) の要因計画。第1要因が参加者間要因, 第2要因が参加者内要因。

b)参加者 大学生 28 名(男子 14, 女子 14)。快リストに 13 名, 不快リストに 15 名。

c)材料 記銘語は, Toyota(2012)と同じく, 兵藤ら(2003)の漢字熟語から選択された快語 14 語及び不快語 14 語であった。方向づけ課題リストは, 快語リストと不快語リストが作成された。いずれのリストにおいても, 上述した記銘語を集中呈示に 7 語, 分散呈示に 7 語を割り当て, 分散呈示における反復呈示時間間隔は 6 語にされた。また, リストの前後にバッファー語 2 語を付加した。そして, これらのリストは表紙をつけた B6 判の小冊子にされた。この小冊子の各ページには, 記銘語から想起された過去の出来事の感情価(嫌な感じ〜良い感じ)を評定するための 6 段階評定尺度が印刷されていた。挿入課題用紙は B5 判で, ひらがな文字列が印刷されていた。自由再生用紙は B6 判。

d)手続 偶発記憶手続きを用いた集団実験。1)方向づけ課題 参加者は, 小冊子を配布され, 1 ページに 1 語印刷されている記銘語から想起される過去の出来事の感情価を嫌な感じ〜良い感じまでの 6 段階で評定。各ページの評定時間は 10 秒。2)自由再生テスト 書記再生 3 分。

結 果

Table 1 には, 過去の出来事に対する評定段階ごとの記銘語数。感情価の評定において最も快, もしくは不快と評定された段階が自伝的精緻化の有効性が高いので(Toyota, 1996), 快リストでは 5/6 段階, 不快リストでは 1/2 段階に評定された場合の再生率を算出。Table 2 の再生率に関する分散分析の結果, エピソード型 × 呈示形式の交互作用が有意($p < .05$)。単純主効果検定の結果, 快エピソードにおける呈示形式の単純主効果は 5%で有意であったが, 不快エピソードにおけるそれは 0.1%水準で有意であった。したがって, 快エピソードにおける呈示形式間の再生率の差よりも, 不快エピソードにおけるそれが大きかったのである。

考 察

不快エピソードを想起した場合の分散効果が快エピソードを想起した場合のそれよりも大きかった。したがって, エピソードから喚起される情動が分散効果の大きさを規定することが示されたのである。符号化変動性説(Madigan, 1969)は, 分散効果を検索手がかりの数によって説明している。すなわち, 分散呈示では, 呈示時間間隔があるために符号化が変化し, それによって記銘語に対して形成される検索手がかりが変化し, 検索手がかりの数が増え, その結果, 記憶成績が良くなるというのである。本報の結果を符号化変動性仮説にあてはめれば, 不快エピソードが快エピソードよりも符号化変動性が大きく, 検索手がかりが豊富であるということになる。しかし, Baumeisterら(2001)の主張からすれば, 不快エピソードは快エピソードよりも強いので, 不快エピソードが快エピソードよりも記銘語との連合が強いといえよう。そして, その連合の強さが分散呈示されることによって増大し, 検索手がかりの有効性が増したと解釈できよう。

Table 1 リスト及び呈示形式ごとの平均評定数

リスト	呈示形式		感情価評定段階		
			不快 ← → 快		
			1・2	3・4	5・6
快	集中	M	0.31	1.92	4.77
		SD	0.46	1.14	1.19
	分散	M	0.15	1.58	5.27
		SD	0.36	1.21	1.34
不快	集中	M	5.50	1.43	0.07
		SD	1.47	1.52	0.25
	分散	M	5.60	1.40	0.00
		SD	1.04	1.04	0.00

Table 2 エピソード型及び呈示形式ごとの平均再生率

エピソード型	呈示形式	快		不快	
		集中	分散	集中	分散
	M	.50	.67	.45	.83
	SD	.22	.21	.16	.15

(とよた ひろし)

処理水準効果と手がかり再生の見積もりについて

金敷 大之
(畿央大学健康科学部)

キーワード：メタ記憶、符号化方略、精緻化、処理水準効果、割り引き

目的

メタ記憶における既学習判断(JOL 判断)に関して、参加者は符号化方略の効果を割り引いて、材料の見かけ上の処理のしやすさで判断する傾向があると Koriat(1997; Koriat Sheffer, & Ma'ayan, 2002)は主張する。符号化方略の割り引きの根拠となる研究として Shaw & Craik(1989)がある。彼らは、聴覚呈示された対連合の材料に関して、参加者に処理水準の方向づけ課題を行うことを求めた際に、同時に JOL 判断を求めてテスト時の成績を予測させた。参加者に手がかり再生を求めたところ、再生率に関しては処理水準効果が見られたのに対して、JOL 判断率に関しては処理水準効果が見られなかった。参加者の JOL 判断の予測は符号化方略の効果を考慮していなかったのである。

ただし、この研究では学習時に JOL を求めており短期記憶内に情報が残っているために参加者が判断を誤った可能性がある。テスト直前で JOL 判断を求めた場合には予測が正確になる(Nelson & Dunlosky, 1991)ため、符号化方略の効果は割り引かれないかもしれない。本研究はこの点を明らかにするために、見かけ上の処理のしやすさを材料の音節数(3・5)と定義し、手がかり再生に関する処理水準効果の実測値と成績の予測値との関係について再検討する。

方法

要因計画 2 (指標：実測・予測) × 3 (処理水準：形態・音韻・意味) × 2 (音節数：3 音節・5 音節) の 3 要因計画。すべて参加者内要因。

参加者 4 年制大学生 14 名。

材料 3 音節単語については川上(2002)より、5 音節単語については藤田・齊藤・高橋(1991)より選定された。これらより、最終 2 音節について音韻類似・非類似のターゲットー手がかり対を各 24 対、計各 48 対組み合わせた。さらに判断と手がかり再生時のディストラクターを各 8 語選定した。48 対について、形態処理のフォント (HG丸ゴシックM-PRO, HG行書体, HG創英角ポップ体, HG明朝B), および対の枠組み文 (意味的適合・非適合) が作成された。学習時には各音節で 12 対、計 24 対と初頭性および新近性パッファ各 3 対 (2 音節), 計 30 対のリストが用いられた。JOL 判断時および手がかり再生時には学習時の手がかり 24 語と各音節のディストラクター 4 語ずつ、計 32 語が用いられた。学習・JOL 判断・手がかり再生リストに関してスライドが作成された。JOL 判断・手がかり再生リストのフォントとは異なっていた。処理水準の方向づけ課題における適合性要因については参加者間で相殺した。

方向づけ課題 学習時の方向づけ課題は以下の通りであった。形態処理：対のフォントの同異判断, 音韻処理：対の最終 2 音節の同異判断, 意味処理：対を埋め込んだ枠組み文の意味が通るかどうかの判断。

手続き 実験は小集団で行われた。意図記憶指示。材料は教室前面のスクリーンにスライドで呈示された。学習時には、スライドの上部にターゲット語、スライド中央部に

手がかり語あるいは枠組み文、スライド下部に方向づけの判断に関する質問が呈示され、参加者は 10 秒間で Yes か No かの判断を回答用紙に記入することが求められた。JOL 判断時には、スライド中央部に手がかり語が呈示され、参加者は 8 秒間で 0-100% (10 刻み) の間でテスト時の手がかりからの再生可能性を回答用紙に記入することが求められた。50%が“五分五分”, 100%が“必ず再生できる”, 0%が“絶対再生できない”の目安であった。テスト時にはスライド中央部に手がかり語が呈示され、参加者は 10 秒間で回答用紙にターゲット語を記入することが求められた。

結果と考察

参加者はすべての項目に関して学習時の方向づけ課題を正答した。実測値および予測値の正答率および判断率の平均を Figure 1 に示す。これらの指標に関して $2 \times 3 \times 2$ の分散分析を行った。その結果、指標要因の主効果が有意であり [$F(1, 13)=6.03, p<.05$], 予測値の判断率が実測値の正答率を上回った。次に、処理水準の主効果が有意であり [$F(2, 26)=9.30, p<.01$], ライアン法による多重比較の結果、意味処理条件の正答率および判断率が形態処理・音韻処理条件のそれらを上回っていた。さらに、音節数の主効果が有意であり [$F(1, 13)=5.05, p<.05$], 3 音節の正答率および判断率が 5 音節のそれらを上回っていた。交互作用はいずれも有意ではなかった。

この結果、全般的な成績の過大評価傾向があったため、必ずしもターゲットへの直接アクセスには基づいていないが、テスト直前の JOL 判断について、参加者は符号化方略の効果を割り引かないように思われる。ただし、本研究では交互作用が見られず、低い再生率に伴う床効果の影響もありうるので、さらなる検討を要する。

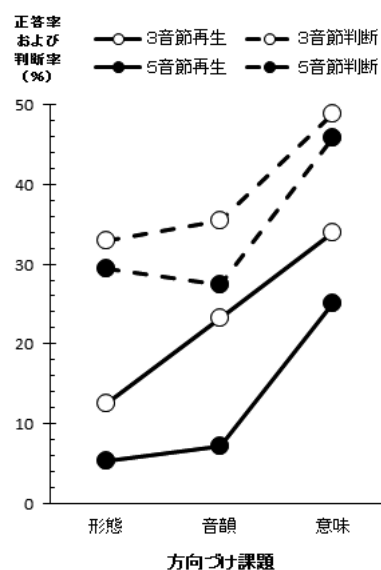


Figure 1. 実測・予測、処理水準、音節数の関数としての正答率および判断率

(かなしき ひろゆき)

刺激提示時間とプライミング効果

- More is not always better -

○三好清文・蘆田宏

(京都大学文学研究科)

プライミング, 潜在記憶, 順応

目的

先行刺激提示時間とプライミング効果量の関係を調べることは、視覚表象がいかにして形成されるかを調べることにつながる。Zago (2005)は、刺激が人工物か否かを判断させる課題において、先行刺激提示時間が 250ms の場合にプライミング効果が最大になり、350ms 以上の提示は効果を減少させるという rise-and-fall パターンを示した。まず、提示時間 250ms 付近で視覚野ニューロンの sharpening が生じ、プライミング量がピークを迎える。提示時間 350ms 以降では、トップダウン信号により、刺激同定のキーとなる特徴のみが部分的に表象される selection が生じ、プライミング量が減少するとされる。

しかし、Zago (2005)の課題においては、視覚的処理の改善だけでなく、概念的処理の改善も生じていた可能性が考えられる。また、課題性質からして、selection によってプライミング量が減少したという説明には議論の余地があるように思われる。本研究では、より低次の課題を用い、概念的処理という交絡要因を排除した状況下で、先行刺激提示時間とプライミング効果の関係について検討した。

方法

参加者 大学生 16 名(平均年齢 19.9 歳)であった。

刺激 Voss & Paller (2010) の万華鏡模様を 180 枚用いた(図 1)。そのうち 3 色のものが 90 枚、4~5 色のものが 90 枚であった。

手続き プライム課題では、先行刺激の提示時間に 250ms と 350ms の 2 条件が設けられ、それぞれの条件の試行が交互に行われた。各条件の試行数はそれぞれ 6 回であった。被験者は、提示された刺激模様が 3 色か、4 色以上かを、2 択のキー押しで答えるよう求められた。その後、15 秒の遅延を挟み、テスト課題が行われた。テスト課題では、250ms-primed, 350ms-primed, Novel の 3 条件の刺激が各 6 枚提示され、プライム課題と同様の色判断が行われた。提示時間は 2000ms であり、提示順序はランダムであった。ここまでの手続きを 1 ブロックとし、全 10 ブロックが行なわれた。

成績計算 テスト課題における Novel 条件の平均反応時間をベースラインとし、250ms-primed 条件、350ms-primed 条件の平均反応時間との差から、プライミング量を算出した。



図 1. 刺激の例

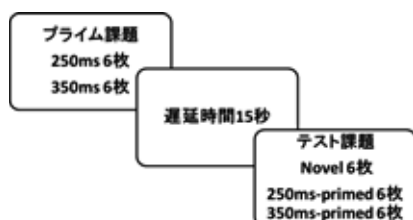


図 2. 実験の流れ

結果

テスト課題における反応時間は、Novel 条件 (1072ms, $SD = 205$)、250ms-primed 条件 (1039ms, $SD = 201$)、350ms-primed 条件 (1071ms, $SD = 226$)であった。

250ms-primed 条件については、有意なプライミング効果が生じた($t(15) = 2.47, p < .05$)。350ms-primed 条件では、有意なプライミング効果は生じなかった($t(15) = .04, p > .05$)。250ms-primed 条件と 350ms-primed 条件のプライミング量に有意な差が見られた($t(15) = 1.89, p < .05$) (図 3)。

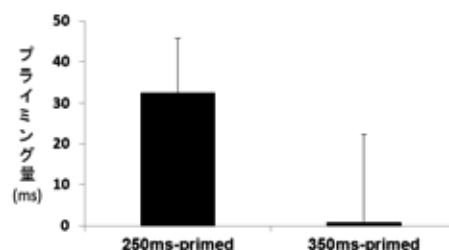


図3. 両条件におけるプライミング量

考察

Zago (2005)と同様に、先行刺激提示時間 250ms から 350ms にかけて、プライミング効果が減少した。それだけでなく、350ms-primed 条件では、プライミング効果がほぼ完全に消失した。今回用いた課題では、概念的処理や高次領域からのフィードバックはほとんど生じないと考えられ、プライミング効果の減少は、selection によるものではなく、順応などの低次領域における変化を反映したものと考えられる。

おそらく、Zago (2005)において提示時間 350ms 以上の条件で残存したプライミング効果は、概念的処理の改善を反映したものと思われる。知覚的、概念的プライミングが混在した状況で、知覚的プライミングのみが減衰したために、rise-and-fall パターンが現れたと考えられる。

本研究の結果から、視覚的表象の減衰は、刺激提示のかなり初期から始まっているものと考えられる。特に、概念的性質を持たない先行刺激を使用する際には、その提示時間に十分注意する必要があるだろう。

引用文献

- Joel L. Voss & Ken A. Paller (2010). Real-Time Neural Signals of Perceptual Priming with Unfamiliar Geometric Shapes. *The Journal of Neuroscience*, **30**, 9181-9188.
- Zago L, Fenske MJ, Aminoff E, Bar M (2005). The rise and fall of priming: how visual exposure shapes cortical representations of objects. *Cerebral Cortex*, **15**, 1655-1665.

(みよし きよふみ, あしだ ひろし)

多すぎる情報は選択者にとって害悪とは限らない

競馬新聞は情報で溢れていることに意義がある

破田野 智己

(立命館大学 立命館グローバル・イノベーション研究機構)

選択, 意思決定, 情報, 競馬, ギャンブル

目的

選択を正確に行いたいとき、われわれはなるべく正確な情報を欲するが、情報の価値は正確さだけにあるのだろうか。たとえば日本の競馬新聞は“「世界一情報量の詰まった紙媒体」といわれる (NTT Communications, 2012)”ほど多くの情報が掲載されているが、多すぎる情報は処理に負担がかかるうえ、選択肢の増加という選択者にとって好ましくない (Schwartz, 2003) 効果ももたらす。それにもかかわらず競馬新聞が一般紙より高値で売れ続けているのは、選択者が必要を超えた多くの情報を欲するからではないだろうか。

そこで今回は、競馬新聞を用いて、選択者が必要な情報だけを収集するのか、それとも必要以上の情報を求めるのかを調べた。この際、競馬新聞に掲載されている情報について重要度を評定させる予備調査（結果以外は割愛）と、実際の選択場面においてどの情報を収集するのかを測定する本実験を行った。また、競馬の情報に慣れ親しんだ者とそうでない者との比較、および情報取得にかかるコストの高低による比較も併せて行った。

方 法

手続き 図1は実際の競馬新聞に掲載されている情報群（馬柱）である。実験では予備調査で得られた重要度評価の平均値（表1：まったく重要ではない1～非常に重要10，高群・低群の別は後述）を基に，③，④，⑤，⑥，⑦，⑧，⑪，⑬，⑭の各情報と，⑩と⑰をまとめた情報をコンピュータプログラムによって提示した。馬柱の情報は，試行の開始時点では隠しておき，参加者のクリックで表示されるようにした。参加者には，これが競馬の予想ゲームであり，一番速い馬を当て所持金をなるべく高くするよう教示した。

条件 競馬への親しみを度合いを尋ね、得点の上位 40%を高群，下位 40%を低群とした。また，情報を 1 つ表示するごとに，コストとして所持金から 30 円を引く条件と，100 円を引く条件を参加者内で設けた。

参加者 同意のうえ実験に参加した 78 名の大学生のうち、高群(男性 20 名、女性 11 名、平均 20.51 歳)と低群(男性 11 名、女性 20 名、平均 20.10 歳)を、以降の分析対象とした。

結果と考察

図2はそれぞれの情報が表示された割合(参照率)を、コストごとに示したものである。参照率は重要度を行動的に示す指標になると考えられるが、予備調査で重要とされた斤量や騎手の参照率は低く、逆に馬名や予想印は重要度に比して多く参照されている。これらは重要と考える情報と実際に参照する情報とが乖離していることを示すと同時に、直接使用しない情報にも目を配り、重要な情報や参照すべき情報を比較検討していることを示唆している。

また、全体にコストが高い条件で参照率が若干低くなる（図 2）が、高群・低群は重視する情報が異なるだけで、参照率は高かった。このことは、初心者でも熟達者でも、競馬を楽しむ際には多くの情報を参照するという可能性を示唆している。

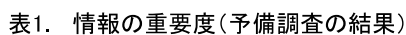
以上のことから、少なくとも競馬において、選択者は少数の必要な情報を求めるのではなく、気になる情報を数多く取得したいという心理が窺える。

引用

NTT Communications (2012) 競馬入門 OCN 競馬・パチンコ
 <<http://www.ocn.ne.jp/keiba/beginner/>> (2012年9月3日)
 Schwartz, B. (2003) *The Paradox of Choice: Why More Is Less*.
 NY: ECCO.

(はたの　ともみ)

本調査には、鈴木美沙、高橋勇翔、中島結香、波多江友紀の各氏が、実験の計画から実施まで関わった。



情報の内容	高群	低群
①出走順	6.61	4.95
②出身区分	3.64	5.00
③血統	7.23	7.62
④馬名	3.91	3.10
⑤毛色	3.09	2.52
⑥斤量	7.05	6.48
⑦性齢	6.57	7.00
⑧騎手	6.91	6.14
⑨獲得賞金	5.23	7.10
⑩きゅう舎	5.74	5.48
⑪予想印	5.41	6.62
⑫馬主	3.48	3.86
⑬最高タイム	6.05	7.43
⑭距離別順位	7.14	7.67
⑮レース名・距離	6.78	5.05
⑯走破タイム・着順	6.61	6.71
⑰馬体重	6.05	5.38
⑱騎手	5.09	3.76
⑲斤量	5.00	5.05
⑳展開	6.04	6.10

⑮～⑳は直前の競走に関する情報

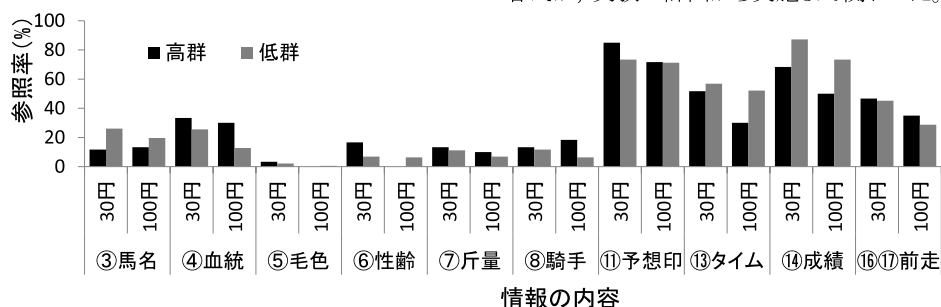


図2. それぞれの情報の参照率。横軸の番号は図1および表1と対応している。

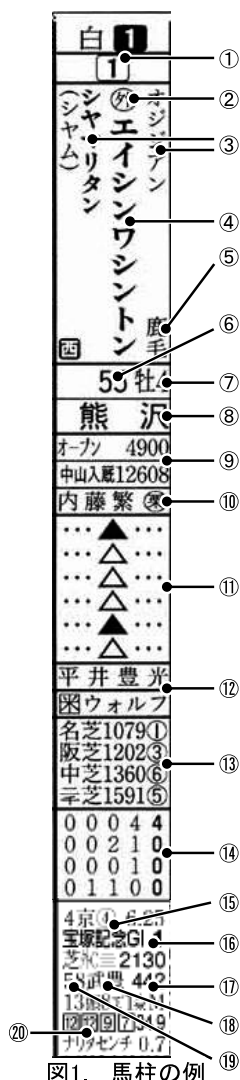


図1. 馬柱の例

2 項目自尊感情尺度を用いた状態自尊感情の測定

○箕浦有希久¹・成田健一²

(¹関西学院大学大学院文学研究科・²関西学院大学文学部)

キーワード: state self-esteem, validity, two-item self-esteem scale

目 的

自尊感情は「自己に対する肯定的な評価」と定義され、比較的安定した特性自尊感情 (trait self-esteem) と、受容や拒絶の経験に伴い変化する状態自尊感情 (state self-esteem) の2つの視点がある。市村(阿部) (2011) は従来から注目されてきた特性自尊感情だけでなく、状態自尊感情も主観的幸福感や対人行動と関連することを指摘した。特性だけでなく状態の自尊感情に注目することで、自尊感情と心理的適応の関連をより詳細に理解できるだろう。

阿部・今野 (2007) は特性自尊感情尺度 (Rosenberg, 1965) を「いま感じる」という表現に改変し、新たに状態自尊感情尺度を作成した。これは特性自尊感情尺度を用いながら現在の状態を尋ねる方法によって、状態自尊感情が測定可能であることを示している。

箕浦・成田 (2011) は特性自尊感情尺度として“2 項目自尊感情尺度 (two-item self-esteem scale)”を作成した。阿部・今野 (2007) と同様に、特性自尊感情尺度である 2 項目自尊感情尺度を用いながら現在の状態を尋ねることによって、状態自尊感情を測定できる可能性がある。

状態自尊感情研究では同一対象者が尺度に繰り返し回答するため、項目を少なくして負担を減らすことが望ましい。そこで本研究の目的は、2 項目自尊感情尺度を用いて状態自尊感情が測定可能であるか否かを検討することとした。

方 法

調査対象者 大学生 427 名 (女性 236, 男性 191), 平均年齢は 19.50 歳 (SD = 1.16, 範囲: 18-24)。

手続き “評価”と“所属”の2種類の場面と、それぞれ“受容”版と“拒絶”版の2種類の結末で2×2の計4種類のシナリオを用いて、大学の講義中に質問紙調査を行った。調査対象者を2群に分類し、一方は初めに“評価場面・受容版”を読み、次に“所属場面・拒絶版”を読む群 (n = 187) とした。もう一方は、初めに“評価場面・拒絶版”を読み、次に“所属場面・受容版”を読む群 (n = 240) とした。

評価場面のシナリオ内容: 大学の講義中に教授と他の学生の前で発表を行う。受容版では発表が成功して褒められ、拒絶版では発表が失敗して非難される。

所属場面のシナリオ内容: 大学の友人たちがみんなで旅行に行く計画を立てている。受容版では自分も仲間に歓迎され、拒絶版では自分が仲間外れにされる。

調査内容 各シナリオを読んだ後、実際にその出来事が起きた瞬間を想像して以下の尺度に回答させた。状態としての心理的概念を測定するためには、尺度は迅速に回答可能であることが重要だと考え、簡潔な項目内容と評定 (4 件法: 感じる[4 点]～感じない[1 点]) に改変した。

①2 項目自尊感情尺度 (箕浦・成田, 2011) を短く改変した項目。色々な良い素質がある (評価的側面), 好ましい人間だ (受容的側面), の2項目。

②状態自尊感情尺度 (阿部・今野, 2007) を短く改変した項目。価値のある人間だ, 色々な良い素質がある, 物事をうまくやれる, 自分に対して肯定的だ, 自分にほぼ満足だ, 敗北者だ(逆転), 自慢できるところがない(逆転), だめな人間だ(逆転), 役に立たない人間だ(逆転), の9項目。

③被受容感・④被拒絶感尺度 (杉山・坂本, 2006) を短く改変した項目。受け容れられている, 認められている, 拒絶されている, 嫌われている, などそれぞれ5項目。

結 果 お よ び 考 察

相関分析 評価と所属の場面ごとに、調査対象者全体 (n = 427) において各尺度間の相関係数を算出した (Table 1)。両場面ともに①と②③の間に正の、①と④の間に負の有意な相関がみられた。状態としての2項目自尊感情尺度の併存的妥当性・構成概念妥当性が確認された。

t 検定 評価と所属の場面ごとに、受容版と拒絶版の間の各尺度得点について対応のない t 検定を行った (Table 2)。両場面ともに拒絶版より受容版で①②③は有意に高く、④は有意に低かった。状態としての2項目自尊感情尺度の基準関連妥当性が確認された。

(みのうら ゆきひさ, なりた けんいち)

Table 1
相関関係 (右上は評価場面, 左下は所属場面)

	①	②	③	④
①2項目自尊感情尺度		.85 ***	.86 ***	-.72 ***
②状態自尊感情尺度	.81 ***		.90 ***	-.88 ***
③被受容感尺度	.80 ***	.91 ***		-.83 ***
④被拒絶感尺度	-.69 ***	-.90 ***	-.90 ***	

(*** $p < .001$)

Table 2
対応のない検定 (1項目あたりの平均得点とSD, 評定は全尺度において1～4の4件法)

状態的な指標	評価場面					t値	所属場面					t値
	受容版(n=187)		拒絶版(n=240)		受容版(n=240)		拒絶版(n=187)					
	平均	SD	平均	SD	平均		SD	平均	SD			
①2項目自尊感情尺度	3.05	0.62	1.70	0.71	20.54 ***	2.79	0.73	1.59	0.71	17.03 ***		
②状態自尊感情尺度	3.41	0.42	1.84	0.70	27.09 ***	3.22	0.44	1.78	0.61	28.25 ***		
③被受容感尺度	3.39	0.48	1.61	0.73	28.75 ***	2.87	0.84	1.27	0.46	35.39 ***		
④被拒絶感尺度	1.40	0.54	3.30	0.55	23.41 ***	1.24	0.43	3.58	0.57	48.09 ***		

(*** $p < .001$)

自尊感情と情緒安定性の関係

-自己価値の随伴性尺度及び本来感尺度を用いた調査-

菱谷美貴子

(甲子園大学人間文化学研究所)

キーワード：随伴性自尊感情、本来感、Big Five、情緒安定性

目的

近年、多くの研究者によって自尊感情の概念的な見直しが行なわれている。Deci & Ryan (1995) は、自己決定理論における統合した真の自己と統合されていない偽の自己の区別に基づき、自尊感情を本当の自尊感情“true self-esteem”と随伴性自尊感情“contingent self-esteem”とに区別している。外的基準を満たすことに自尊感情を「強く依存させている人」を不適応的であると述べ、随伴性自尊感情を不適応的な自尊感情とし、本当の自尊感情を適応的な自尊感情であるとしている。また Kernis (2003a) は Deci らの諸理論を整理した上で、適応的な側面のみを含む最良の自尊感情“optimal self-esteem”を概念化し、そのもっとも重要な性質として本来感“authenticity”を指摘している。伊藤ら (2005) は、「概念として本来感とは本当の自尊感情と極めて近い」とし、自尊感情を「本来感」と「随伴性自尊感情」の2つの側面から捉えている。本調査では、情緒安定性を適応的な性質のひとつと考え、本来感の高い人は情緒安定性が高く(仮説1)、随伴性自尊感情の高い人は情緒安定性が低い(仮説2)、また本来感が高く、自己の価値の感覚が外的基準に依存せず、自分が自分らしくあることに自己の価値を感じている人は、Big Five 特性における情緒安定性を含む全ての側面、外向性、協調性、良識性、経験への開放性についても高い傾向がある(仮説3)という仮説を立て、質問紙による調査を行った。

方法

[調査対象者および手続き] 大阪府の私立大学生 224 名(男子 135 名、女子 89 名；平均年齢 19.69 歳、SD=1.00)を調査対象とし、質問紙調査を実施した。

[質問紙]

＜自己価値の随伴性尺度＞ 伊藤・小玉 (2006) が Paradise & Kernis (1999) の Contingent Self-esteem Scale を作者らの許可を得てバックトランスレーション手続きを通して作成した日本版の自己価値の随伴性尺度を用いた。

＜本来感尺度＞ 個人が自分らしくあると感じている全般的な感覚を測定する伊藤・小玉 (2005) の本来感尺度を用いた。

＜主要5因子性格検査＞ 本調査では、情緒安定性を Big Five 理論に基づいた5つの性格特性のひとつと考え、村上ら (2001) によって作成された主要5因子性格検査を用いた。

結果

尺度間の関連について相関分析を行った結果、自己価値の随伴性尺度と本来感尺度の関連については、 $r = -.36$ ($p < .001$) で負の相関関係が確認された。本来感と情緒安定性については $r = .46$ ($p < .001$) と正の相関関係が確認された。また、本来感と外向性 ($r = .37$ ($p < .001$))、協調性 ($r = .27$ ($p < .001$))、良識性 ($r = .33$ ($p < .001$))、知的好奇心 ($r = .48$ ($p < .001$)) においても正の相関関係を示した。随伴性自尊感情と情緒安定性については $r = -.34$ ($p < .001$) と負の相関関係が確認された。分散分析の結果、本来感高群と低群の間には、情緒安定性平均得点に有意な差 ($F(1, 222) = 41.67$, $p < .001$) があり、仮説1が検証された。随伴性自尊感情高群と低群の間には、情

緒安定性平均得点に有意な差 ($F(1, 222) = 14.48$, $p < .001$) があり、仮説2が検証された。また、外向性、協調性、良識性、知的好奇心についても、それぞれ本来感高群と低群の間に有意な差があり ($t(220.38) = 4.46$, $p < .001$; $F(1, 222) = 8.13$, $p < .01$; $F(1, 222) = 17.87$, $p < .001$; $F(1, 222) = 35.27$, $p < .001$)、仮説3が検証された。

考察

本調査では、本来感の高い人は情緒安定性が高く、同時に外向性、協調性、経験への開放性、良識性といった Big Five 性格特性の全ての側面が高い傾向があることが検証された。本来感とは、特定の課題結果や達成に自己価値の感覚が随伴しておらず、中核的な自己によって自身が機能しているという感覚から得られるものである。ありのままの自己に価値を感じていれば、他者との違いに脅威を感じないために、他者受容的になることができ、協調性も高く、また経験に対しても開放的になることができる、といった適応的な性格特性が現れやすいと考えられる。本来感が適応的であるとされる根拠は、統合した自己の感覚を持ち、主体的に活動できるという適応的な精神状態に関係している点である。本調査の結果は、この根拠に情緒安定性という視点を加えることができたと言える。

随伴性自尊感情を不適応的であるとする理由は、自己の価値が外的基準に「強く」依存する点にある。しかし、自己の価値が外的基準に随伴することそれ自体は不適応的ではなく、また、本来感という性質を含んだ最良の自尊感情すらも「自己の価値がどんなものに対しても完全に随伴していない」ということはない (Kernis, 2003b)。どの程度自己の価値が外的基準に随伴しているか、それがどのくらい高いと不適応の範疇に入るのか、という判断は非常に難しいところである。本調査により、随伴性自尊感情が高いほど情緒安定性が低い (Big Five の神経症的傾向) ことが示唆されたが、情緒安定性が低く神経症的な傾向が高いという時、それが適応的ではない範囲も明確にする必要がある。

引用文献

- 1) Deci, E.L. & Ryan, R.M. (1995) Human autonomy : The basis for true self-esteem. In M.H. Kernis (Ed), Efficacy, agency, and self-esteem. New York : Plenum., 31-46.
- 2) Kernis, M.H. (2003a) Toward a conceptualization of optimal self-esteem. Psychological Inquiry, 14, 1-26
- 3) Kernis, M.H. (2003b) Optimal self-esteem and authenticity : Separating fantasy from reality. Psychological Inquiry, 14, 83-89
- 4) 伊藤正哉・小玉正博 (2005) 自分らしくある感覚(本来感)と自尊感情が well-being に及ぼす影響の検討 教育心理学研究, 2005, 53, 74-85

(ひしたに みきこ)

大学生の心理・コミュニケーションと生活様式の関連について

○益川優子
(中京学院大学)

居場所・コミュニケーション・生活様式

目 的

本研究は、近年、その低下やまずさが多方面から問題視されている大学生のコミュニケーション能力と大学生の生活様式がどのような関連にあるのかを明らかにしようとするものである。大学生のコミュニケーション能力の低下と関わって、今日の大学生の生活様式の変化をめぐって着目すべき点は、第一に、近年、情報通信機器や情報通信ネットワークの発展により、インターネットや携帯電話、さらにはインターネットとの親和性が高くパソコンの機能をベースとして作られた多機能携帯電話であるスマートフォン等が、大学生の間にも急速に普及したこと、加えて人びとのコミュニケーションをインターネットを使って管理するサービスを提供するソーシャル・ネットワーキング・サービスも多様なものが出現してきており、それらが大学生の生活様式に何らかの影響を及ぼしていると考えられるという点である。

そして、先に指摘したように情報通信機器や情報通信ネットワークを活用したコミュニケーション手段が多様化しつつある一方で、大学生活に自らの「居場所」を見出せずにいる大学生が多く存在し、その要因の一つとして、「安心できる人」を学生生活の中に持ち得ていないということが明らかにされているということである。このような状況がある一方で、大学生の生活様式は、高校生・中学生・小学生に比べると、学校にかかるウェイトが決して高いわけではなく、とりわけ、「アルバイト」は、大学生の生活様式において大きなウェイトを占めているという実態がある。

こうした今日の大学生の生活様式の変化と、その低下やまずさが多方面から問題視される大学生のコミュニケーション能力との間には、何らかの関連があるのか、その一端を垣間見することを、本研究では試みてみたい。

方 法

調査対象 東海地方の短期大学部1・2年生143人（男子35人 女子108人：平均年齢：19.36歳、SD3.2）

調査時期 2012年6月実施

調査内容 (1)安心できる人について、「あなたにとって安心できる人は～である」という形式からなる質問紙30項目。「とてもそう思う」～「全くそう思わない」の5件法で回答を求めた。

(2)コミュニケーション・スキル尺度 ENDCORES（藤本・大坊：2007）24項目。「基本スキル」・「対人スキル」因子で構成される。普段のコミュニケーション場面における言動について、「かなり得意」～「かなり苦手」の7件法で回答を求めた。

(3)生活様式について、「アルバイトをしているか、していないか」、「携帯電話の機種はどのようなものか」、「ミクシィなどのコミュニティサイトに参加しているか」について回答を求めた。また、アルバイトをしている者に対しては「週の労働時間」を、携帯電話所有者に対しては「初めて携帯電話を所有したのはいつか」、「月の使用料金は平均するといくらか」についての回答を求めた。その他、「毎日の平均睡眠時間」について回答を求めた。

結 果

・「安心できる人」の因子分析結果

安心できる人についての因子分析結果より、3因子が抽出された。第1因子を「被共感性」第2因子を「共行動」第3因子を「被受容」と命名した。

・コミュニケーションスキル因子得点との相関関係

「基本スキル」と「対人スキル」には有意な相関があった($r=.696, p<.01$)。「基本スキル」と「被共感性」($r=.313, p<.01$)、「対人スキル」と「被共感性」($r=.202, p<.05$)、「共行動」($r=.182, p<.05$)、「被受容」($r=.180, p<.05$)にも有意な相関がみられた。

・コミュニケーションスキルと生活様式の関係

コミュニケーション基本スキル因子得点及び対人スキル因子得点を低群・中群・高群に分け、アルバイトの有無、所有携帯の機種、ミクシィ参加との関連について分析した。

基本スキル得点の各群の比較において、所有携帯の機種（スマートフォンと従来型）別で有意差があった($p<.001$)。高群において、スマートフォンを所有している者が従来型の携帯電話を所有している者よりも多く、低群に従来型の携帯電話を所有している者が多いことが明らかになった。

対人スキル得点において、ミクシィに参加している者と参加していない者に有意差があった($p<.001$)。高群にミクシィに参加している者が多く、低群はミクシィに参加していない者が多いことが明らかになった。

「安心できる人」の「被共感性」「共行動」「被受容」因子、コミュニケーション・スキル尺度の「基本スキル」「対人スキル」因子、「初めて携帯電話を所有した時期」、「携帯電話の月間使用料金」、「睡眠時間」、「アルバイトの週の労働時間」の相関係数を求めた。「安心できる人」の各因子と生活様式については「被共感性」と「初めて携帯電話を所有した時期」に負の相関が見られ($p<.05$)、「毎日の平均睡眠時間」に正の相関が見られた($p<.05$)。コミュニケーション尺度得点の「基本スキル」・「対人スキル」共に生活様式との有意な相関は見られなかった。

考 察

「安心できる人」について得られた「被共感性」因子とコミュニケーションの「基本スキル」・「対人スキル」因子共に正の相関が見られたことから、共感性の高い人間の存在があることがコミュニケーション能力を向上することにつながる可能性があるかと推察される。また、多様な人間と同時にコミュニケーションを図ることができるスマートフォンがコミュニケーション能力に影響を及ぼしていることが示唆されるものの、注目されるべきは、その能力が「対人スキル」の向上ではないという点である。

生活様式とコミュニケーション能力との間に有意な相関は見られなかったが、「安心できる人」と「初めて携帯電話を所有した時期」にわずかながら有意な（負の）相関が見られた。携帯電話を早く所有することは、必ずしも望ましいことではないということが推察される。

(ますかわ ゆうこ)

大学生のタイプA行動パターンとストレスの関係

— ストレス対処方略とストレス対処能力からの検討 —

山路美波

(立命館大学大学院 応用人間科学研究科)

松見淳子

(関西学院大学)

key word : タイプA行動パターン, ストレス, ストレス対処方略, ストレス対処能力

目 的

本研究の目的は、大学生のタイプA行動パターン（以下タイプA）とストレスの関係をその対処方法と対処能力という側面から明らかにすることである。タイプAを測定する尺度を実施し、タイプA群（以下A群）と非タイプA群（以下非A群）に分け、ストレス反応、ストレス対処法、ストレス対処能力について両群を比較する。

タイプAの測定の起点はJenkins, Rosenman & Friedman (1967) による自己評定尺度Jenkins Activity Survey (JAS) である。本研究では日本とアメリカにおけるタイプAの違い (坂野・瀬戸・嶋田・長谷川, 1994) を考慮し日本で作成された尺度を用いる。タイプAを示す人はストレスを感じやすいことは広く知られており、心身の両面からストレスの高低を検討する。タイプAの特性として、熱中の、精力的、完璧主義などがあげられることから、ストレスに対処する際、ストレスを引き起こす問題に対して真剣に取り組むことが予想される。それを受けて、タイプAを示す人は、ストレスに対して積極的に解決しようと努めるため、ストレス対処能力が高いのではないかと推測する。

方 法

調査期間：2011年11月8日～同年11月26日の19日間

調査協力者：近畿の大学に通う大学生507名の回答者のうち、使用した4つの尺度のうち3つ以上無回答の尺度があった3名を除き504名（男性256名、女性247名、不明1名）を分析対象とした。平均年齢は19.8歳（範囲：18歳～33歳）であった。

調査用紙：①A型傾向判別表 (前田, 1985)：タイプAの特徴とされる時間切迫感、攻撃性などに関連した全12項目から成る。合計得点を算出し、17点以上をA群、17点未満を非A群とする。

②Public Health Research Foundation ストレスチェックリスト・ショートフォーム [以下PHRF-SCL(SF)] (今津ら, 2006)：心身両面からストレス反応を捉える尺度で不安・不確実感、疲労・身体反応、自律神経症状の4因子 (各6項目) の全24項目から成る。

③コーピング尺度 (原口・尾関・津田, 1992)：ストレス対処法の型を明らかにする尺度である。問題焦点型、情動焦点型、回避・逃避型の3下位尺度から構成されており、4件法の全14項目と何にストレスを感じているかを問う記述式の設問1問から成る。

④ストレス・コーピング・スキル尺度 (以下SCSS) (木島, 2008)：ストレス対処能力を測定する尺度である。14因子からなる全53項目で構成され、分析に使用したのは、情動的ストレス耐性、積極的対応、攻撃性の抑制、社会的サポートの所有、環境の変化への迅速な適応、自己主張、プラス思考、問題の洞察・把握の8因子であった。

結 果

調査対象となった大学生のうちタイプAの基準値17点以上を示した者は調査協力者の33.3%にあたる168名 ($M = 20.13$, $SD = 2.80$) であった。ストレスを測定する3つの尺度について因子ごとにA群と非A群、性差について平均値の比較を行うために分散分析を行った。

②PHRF-SCL(SF)について疲労・身体反応 ($F = 19.99$, $df = 1/499$, $p < .001$)、うつ気分・不快感 ($F = 15.28$, $df = 1/499$, $p < .001$) において群の主効果が得られ、A群は非A群に比べ得点が有意に高くなっていることが示された。自律神経症状については群 ($F = 9.14$, $df = 1/499$, $p < .01$) と性別 ($F = 10.12$, $df = 1/499$, $p < .01$) の主効果と交互作用 ($F = 6.44$, $df = 1/499$, $p < .05$) が得られ、男性のA群、非A群、

女性の非A群は同程度であるのに対し、女性のA群は得点は有意に高かった。③コーピング尺度について、問題焦点型において群の主効果が得られ ($F = 8.59$, $df = 1/499$, $p < .01$)、非A群よりA群の方が有意に得点が高かった。④SCSSについて性別と群の平均値をFig. 1に示した。積極的対応、社会的サポートの所有、自己主張、プラス思考、問題の洞察・把握において非A群に比べ、A群の方が有意に高いことが示された。

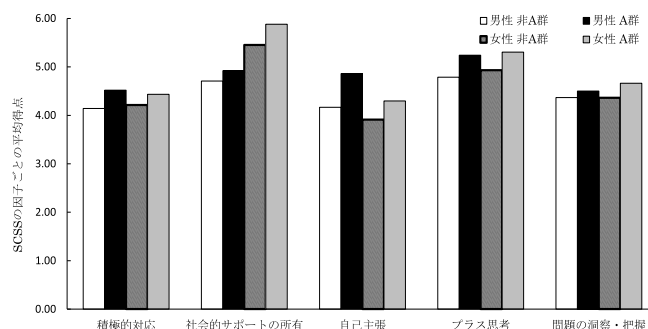


fig. 1. SCSSの各因子における性別と群の平均値。

考 察

①本研究では大学生において多くの人がタイプAを示した。②タイプAを示す人の方がそうでない人に比べてストレス反応を示しやすく、③ストレスを感じた際にストレスと向き合い、問題を解決しようとする事がわかる。④また、プラス思考に物事を考える、社会的サポートを多く持つなどタイプAを示す人はストレス対処能力が高いと言える。女性の方がストレスを感じやすく、その中でもタイプAを示す人は多くのストレスを感じていることが分かる。めまいや息苦しさを自覚している人が多く、特にめまいについては6割以上が自覚していることが分かった。

引用文献

- 原口雅浩・尾関友佳子・津田彰 (1992). 大学生の心理的ストレス過程：ストレスに対する認知的評価とストレス反応およびコーピング. 九州大学教養部研究報告, 10, 1-16.
- Jenkins, C. D., Rosenman, R. H., & Friedman, M. (1967). Development of an objective psychological test for the determination of the coronary-prone behavior pattern in employed men. *Journal of Chronic Diseases*, 20, 371-379.
- 木島恒一 (2008). ストレス・コーピング・スキル尺度の作成—その信頼性・妥当性の検討—. 心身医学, 48, 731-740.
- 前田聰 (1985). 虚血性心疾患患者の行動パターン—簡易質問紙法による検討. 心身医学, 25, 297-306.
- 今津芳恵・村上正人・小林恵・松野俊夫・椎原康史・石原慶子・城佳子・児玉昌久 (2006). Public Health Research Foundation ストレスチェックリスト・ショートフォームの作成—信頼性・妥当性の検討—. 心身医学, 46, 301-308.
- 坂野雄二・瀬戸正弘・嶋田洋徳・長谷川尚子 (1994). 日本と米国におけるタイプA行動研究—その研究動向と課題—. 早稲田大学人間科学研究, 7, 167-185.

(やまじ みなみ)

熟慮性-衝動性と先延ばしが精神的健康に及ぼす影響

○山下由紀子¹・福井義一²

(¹甲南大学大学院人文科学研究科・²甲南大学文学部)

Key word：先延ばし，熟慮性-衝動性，精神的健康

目的

これまで先延ばしは精神的健康に悪影響を及ぼす不適応的な側面であることが明らかにされてきた（林, 2009; Solomon & Rothblum, 1984; 山下・福井, 2008）。山下・福井（2010）は先延ばしの背景要因として完全主義を想定しているものの、先延ばしの生起メカニズムについての研究は少ない。

Bems, Laibson & Loewenstein（2007）によると、脳の前頭前野の機能不全が先延ばしの深刻化を招くことが明らかにされている。また、前頭前野の未発達は自己コントロールの弱さや後悔の多さと関連するといわれている（e.g., Bechara, 2005; Reyna & Farley, 2006）ことから、熟慮性-衝動性の次元が先延ばしに関与していることが予想される。しかしながら、本邦において熟慮性と先延ばしが心理的健康に及ぼす影響について検討している研究は、筆者が知る限り見当たらない。

ところで、先延ばしは課題達成状況において生起すると考えられることから、達成領域に関するストレスを統制する必要があると思われる。そこで、本研究では達成領域におけるストレスの頻度を統制し、熟慮性と先延ばしが抑うつや不安に及ぼす影響を検討した。

方法

調査協力者：大学生男子 198 名（平均=19.89 歳，SD=1.02），女子 176 名（平均=19.52 歳，SD=0.83）の計 374 名。

尺度構成：ストレスを測定するために、高比良（1998）による対人・達成領域別ライフイベント尺度の達成領域におけるネガティブライフイベント（以下、達成 NLE と示す）15 項目のみを用いた。なお得点が高いほど達成頻度が低いことを示す。熟慮性を測定するために、滝間・坂元（1991）による認知的熟慮性-衝動性尺度 10 項目を用い尺度得点を得た。得点が高いほど熟慮性が高いことを示す。先延ばし傾向を測定するために、Lay（1986）による General Procrastination Scale の邦訳版（林, 2007; 山下・福井, 2010）を、また、精神的健康を測定するために Zung（1971）による Self-Rating Depression Scale 日本語版（福田・小

林, 1973）と大学生生活不安尺度（藤井, 1998）を用いた。

結果と考察

まず、全相関分析を行った結果、先延ばしは達成 NLE と有意な正の（ $r=.345, p<.001$ ）、熟慮性と負の（ $r=-.173, p<.01$ ）相関を示し、達成 NLE と熟慮性は無相関であった。また、先延ばしと達成 NLE は抑うつや不安と有意な正の相関を示し（ $r=.358 \sim .479, p<.001$ ）、熟慮性と抑うつや不安は無相関であった。

次に、性別と達成 NLE を統制変数とし、先延ばしと熟慮性の交互作用を検討するために、抑うつと不安をそれぞれ従属変数とした階層的重回帰分析を行った。その際、多重共線性の問題を回避するため Aiken & West（1991）に従い、全ての変数を中心化した変数を用いた。その結果、抑うつと不安に対して、熟慮性（抑うつ： $\beta=.117$ ，不安： $\beta=.148, p<.05$ ）先延ばし（抑うつ： $\beta=.280$ ，不安： $\beta=.257, p<.001$ ）の主効果が得られたが、交互作用は見られなかった。

そこで、達成 NLE、熟慮性、先延ばしの 3 つの変数を用いたクラスター分析（Ward 法、平方ユークリッド距離）により、調査協力者を 7 つの CL に分類し、各 CL の特徴を Figure 1 に示した。さらに、CL を要因、抑うつと不安を従属変数とした多変量分散分析を行った結果、抑うつ（ $F(7, 368) = 11.771, p<.001$ ）、不安（ $F(7, 368) = 11.899, p<.001$ ）共に CL の要因の主効果が有意であった。抑うつと不安の標準化得点を Figure 2 に示した。

CL2, 4, 6 は抑うつと不安が高く精神的に不健康な群であり、CL1, 5 は平均的、CL3, 7 は精神的健康が維持されている群であった。これらのことから、先延ばしが高い群は熟慮性の高さに関係なく精神的健康は阻害されていることが分かった。また、先延ばしが低い群はおおむね精神的健康は維持されているが、熟慮性が共に低いとより健康的であることが示された。さらに、先延ばしが平均的な群においては、熟慮性の高さが抑うつを左右することが分かった。

（やました ゆきこ，ふくい よしかず）

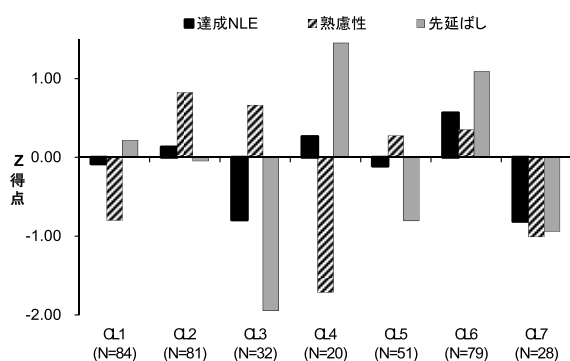


Figure 1 達成NLEと熟慮性および先延ばしのプロフィール

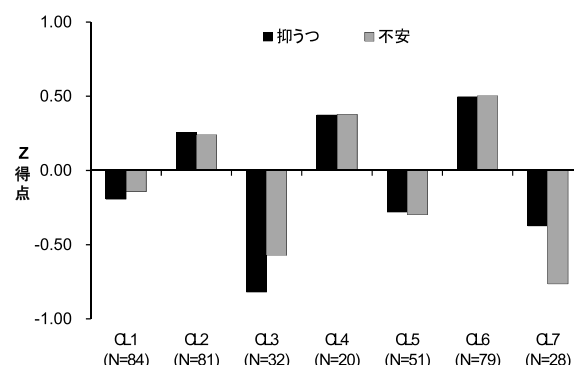


Figure 2 各CLの抑うつと日常生活不安の得点

児童自立支援施設における 生徒の他者との関係性・集団生活の中での変化

飯塚 梓

(立命館大学大学院・応用人間科学研究科)

キーワード：児童自立支援施設、寮父母、他者との関係性、M-GTA

目 的

本研究の目的は、生徒にとって児童自立支援施設(以下、同施設)がどのような場所であるかを明らかにすることである。同施設は、旧教護院から長い歴史を持つ施設である。筆者はボランティアとして施設の生徒と関わる中で、生徒の人間関係や生徒自身の変化について興味を持つようになった。梅山(2008)によると、同施設は「開放的で家庭的な雰囲気の中、子供が職員との間に愛着関係を形成し、その上で子供の自立支援が行われる」場所であることを期待されている。生徒にとって、同施設はこの期待を果たしているのだろうか。同施設の生徒に焦点を当てた研究は少ないが、その中でも松本(1993)では、入所している生徒に対してアンケート調査による研究が行われている。今回、本研究では生徒にインタビューをして調査を進めていった。研究を進める上で、1. 他者との関係性 2. 集団生活の中での変化に焦点を当て調査、分析を行った。得られた結果と考察より、仮説を生成することを目標とした研究を行った。

方 法

研究対象者 近畿の児童自立支援施設に入所している生徒にインタビューを行った。生徒は男子：中学3年生(15歳)2名(14歳)1名、2年生(13歳)、女子生徒：中学3年生(15歳)1名(14歳)1名に対して行われた。調査対象の生徒は、各寮の職員によって生活面および情緒面で安定している生徒が選ばれた。

機材 インタビューを録音するために、ICレコーダー(LIC-SR500 シリーズ)を使用した。生徒の様子を記録するために、用紙と筆記具を用意した。

手続き 2011年9月26日～10月13日の期間に、計3回に分けてインタビューを実施した。実施場所は施設内の静かな場所を選び、指導室と講堂で行われた。インタビューを始める前に、職員と筆者から調査の目的とインタビュー内容を録音することを説明した。調査への理解を得ることが出来たら、インタビューを開始した。インタビューは、質問項目を用意し半構造化面接で進められた。質問項目は①入所後の思い②共同生活について③寮父母との関係性④寮での友人関係⑤学校行事や部活動について⑥施設の先生との関係性⑦学習面での変化⑧家族との関係性であった。

分析方法 修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチ(M-GTA: 木下, 2003)を用いて分析を行った。生徒一人ひとりの語りから概念を抽出し、その概念を質問項目ごとにまとめて複数のカテゴリーを抽出した。

結 果 ・ 考 察

質問項目ごとに分析を進め、カテゴリーを抽出し、結果図に示した。項目①においては、得られたカテゴリーが1個であったため結果図を省いた。項目③においては、男女で結果に差が見られたため、男女別に結果図を作成した。

項目①において、1つのカテゴリーが抽出された。入所後、生徒は不安な気持ちを持ち、施設に対して否定的な感

情を抱いていた。項目②において、8個のカテゴリーが生成された。寮生活を通して、生徒の気持ち、行動、考え方に変化がみられた。生徒はこのような変化を自分自身で感じていた。また、寮生活において生徒が1人になれる空間が確保されていないことが課題として挙げた。項目③において、4つのカテゴリーが抽出された。生徒は寮父母に対して強い信頼を抱いており、安定した関係が結べていた。寮父母は良き相談相手であり、男子生徒は寮父へ、女子生徒は寮母へ特に強い信頼を示していた。項目④において、5個のカテゴリーが抽出された。寮の友人関係は様々で、同世代の友人関係は不安定なものであると考えられる。不安定な関係の中でも、寮父母の存在に助けられており、寮父母との強い関係が強調された。項目⑤において、7個のカテゴリーが抽出された。生徒は学校の行事や部活を通して、考え方、行動に変化がみられた。また、出来ることが増えたという語りが得られた。項目⑥において、5個のカテゴリーが得られた。生徒は施設の先生と安定した関係を築けていたが、その中でも寮父母への信頼が強いことが示された。項目⑦において、6個のカテゴリーが抽出された。勉強面において、全員の生徒が勉強を好きになったという変化が示された。その中で、生徒の学業の遅れと対策が課題として挙げられた。項目⑧では、3個のカテゴリーが生成された。入所前後で、家族関係に変化がみられ、家族と向き合う姿勢が示された。

生徒の語りの中から、本調査で設定した以外の人間関係について示された。また、2つの同施設を比較する語りが得られた。

総 合 考 察

以上の結果、考察より次のような仮説を立てる。生徒にとって児童自立支援施設は、1《他者と安定した関係を結ぶことができる》2《様々な経験が与えられ、経験を通して自分の気持ち、行動に変化が生じる》3《家族との関係を見直し、家族関係に変化をもたらす》場所である。仮説1では、特に寮父母との関係が強いと考えられる。生徒にとって、同施設は梅山(2008)の期待を果たしていると考えられる。なお、本研究では良い、前向きな結果・考察が得られた。これは調査対象の生徒が、安定した状態であることに関係していると考えることが出来る。本研究は、その点を考慮したうえで分析を行い、仮説を生成した。

引 用 文 献

梅山 佐和 (2008). 児童自立支援施設における「梓のある生活」に関する一考察—具体的な制限内容の検討— 司法福祉学研究 (8), 35-48, 2008-08

木下 康仁 (2007). ライブ講義 M-GTA 実践的質的研究法 修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチのすべ 弘文堂

(いづか あずさ)

大学生のストレス耐性に与える自尊感情の影響

○山本真由香
(関西大学大学院心理学研究科)

佐藤豪
(同志社大学心理学部)

キーワード：ストレス耐性 自尊感情 ストレス・コーピング・スキル

目 的

ストレスに関する理論は、Lazarus(1966)のストレス・コーピングやタイプ A 行動などがあるが、これらの対処や行動とは別に、より精神面のストレス耐性があるのではないかと考えた。近年のストレス関連疾患の増加には、ストレス問題自体の増加だけでなく、ストレス耐性の低下も関連すると仮定し、そのような耐性について調べるため、木島(2008)が示したストレス・コーピング・スキル尺度(Stress Coping Skill Scale, SCSS)に注目した。これは、個人のコーピング特徴を調べるものではなく、個人がより適応的にコーピングするための基本的な能力を捉えようとするものである。本研究では、SCSSのうちでも情動的ストレス耐性の項目に着目し、ストレス・コーピング・スキルに関する先行研究から自尊感情との関連性を仮定して、ストレス耐性の要素と自尊感情の影響を調べることを目的とした。

方 法

調査対象：大学生 150 名(男性 51 名, 女性 97 名, 不明 2 名を対象とした。なお, 8 名は記入漏れがあったため, すべての分析から除外した。

調査時期：2011 年 6 月下旬から 7 月上旬に行った。

調査内容：ストレス耐性尺度は、木島(2008)が作成したストレス・コーピング・スキル尺度(SCSS)のうち、情動的ストレス耐性の 10 項目およびそれらを参考に作成した 19 項目の計 29 項目を用いた。自尊感情尺度は、Rosenberg(1965)の自尊感情尺度 10 項目および Janis&Field(1959)の自尊感情尺度 24 項目の計 34 項目を使用した。なお、得点が高いほど自尊感情・ストレス耐性が低いことを表す。

結 果

1) **因子分析：**各尺度について、主因子法を用い因子分析を行った。スクリープロットからストレス耐性尺度は 4 因子、自尊感情尺度は 6 因子と判断し、バリマックス回転を行った。因子負荷量が.40 に満たない項目および複数因子で因子負荷量が.40 を超えた項目を削除して再度分析した。ストレス耐性尺度は、「自責・自己卑下」10 項目、「失敗への執着」5 項目、「ストレス意識」3 項目、「入眠障害」2 項目の 4 下位尺度が得られ、自尊感情尺度では、「自己価値の低さ」8 項目、「社会場面での自責・自信低下」5 項目、「個人的評価の低さ」4 項目、「集団参加への不安」3 項目、「他者評価への不安」2

項目、「交流への不安」2 項目の 6 下位尺度が得られた。

2) **重回帰分析：**自尊感情尺度の下位尺度を説明変数、ストレス耐性尺度の下位尺度を目的変数とする重回帰分析を行った。自尊感情尺度の「自己価値の低さ」および「個人的評価の低さ」は、それぞれストレス耐性尺度の「失敗への執着」($\beta=.27, p<.01$)および「自責・自己卑下」($\beta=.43, p<.01$)に対して有意な正の影響があった。また、自尊感情尺度の「社会場面での自責・自信低下」がストレス耐性尺度のすべての下位尺度に対して有意に正の影響があった(順に、 $\beta=.43, \beta=.41, \beta=.39, \beta=.31, p<.01$)。さらに、自尊感情尺度の「他者評価への不安」および「交流への不安」はストレス耐性尺度の「入眠障害」($\beta=.19, p<.05$)および「失敗への執着」($\beta=.14, p<.10$)に対して正の有意傾向があったが、「集団参加への不安」についてはストレス耐性のどの下位尺度に対しても有意に寄与しなかった(順に、 $\beta=.01, \beta=.06, \beta=.06, \beta=.00, n.s.$)。

考 察

本研究の結果、自己価値や自己評価についての自尊感情が低い場合、失敗というストレス事態に気持ちが支配され、さらに自信のなさからその失敗の原因を自己に帰属する傾向があることが推察される。また、自尊感情のうち、特に社会的場面での失敗についての自責傾向や自信の低さなどが、ストレス耐性の低下に大きく関与している可能性も示唆され、ストレス耐性の要素として自責傾向が重要であることが考えられた。ただし、両尺度で自責傾向に関する因子が見られるため、項目の選択など尺度の改善が必要であると考ええる。

引用文献

- Janis, I. L., & Field, P. B. (1959). *Sex differences and personality factors related to persuasibility*. In Hovland, C. I., & Janis, I. L(Eds.), *Personality and persuasibility*. New Haven:Yale University Press.
- 木島恒一 (2008). ストレス・コーピング・スキル尺度の作成—その信頼性・妥当性の検討— *心身医学*, **48**, 731-740.
- Lazarus, R. S. (1966). *Psychological stress and the coping process*. New York:Mcgraw-hill
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self image*. Princeton: Princeton University Press.

ママ友関係における対人葛藤経験

— パーソナリティ特性との関連性 —

○中山満子¹・池田曜子²(非会員)

(¹奈良女子大学文学部・²奈良女子大学大学院人間文化研究科)

友人関係、パーソナリティ、対人葛藤

目 的

今日、インターネットなど各種メディアにおいて、ママ友に関わる様々な悩みや相談事(悪口を言われた、仲間外れにされたなど)を目にすることが多い。また子どもの教育についての考え方の違い、金銭感覚の違いに悩む母親も多く、ママ友は重要な対人関係であるとともに、しばしばストレス源ともなりうるようである。また「ママ友」という言葉からは、対人関係における様々な悩み・トラブル(以下、対人葛藤)が連想されることが多いが(中山, 2011)、その一方で「普通の友達」「一緒にいて楽しい関係」「よき相談相手」としてのママ友像も浮かびあがっている。つまり、人によってママ友関係がネガティブなものかポジティブなものかという個人差が大きいように思われる。

本研究は、ママ友関係に見られる個人差を内的要因すなわちパーソナリティ特性から探索的に検討しようとするものであり、パーソナリティの基本次元である Big Five とママ友関係における対人葛藤経験との関連を分析することを目的とする。

方 法

研究対象: 2011 年 11 月に調査会社に委託し、3~6 歳の子どもを持つ母親 300 名に対してメールで調査協力を依頼し、回答サイトに誘導して調査を行った(平均年齢 36.16, SD 4.10)。就労状態の内訳は、専業主婦 193 名(64.3%)、フルタイム就労 49 名(16.3%)、パートタイム就労 58 名(19.3%)であった。

質問項目: ①和田(1996)による Big Five 尺度(7 件法 60 項目)を用い、自分自身のパーソナリティの評定を求めた。②ママ友関係において最近経験した対人葛藤を選択することを求めた(複数選択)。選択肢は「子どものしつけができていない」「他人のうわさを流す」「生活水準が違っていると感じる」など 15 項目であった。③回答した対人葛藤経験から想起されるママ友を具体的に一人想定し、Big Five 尺度によりそのママ友のパーソナリティの評定を求めた。

結 果

自分のパーソナリティ: 5 因子(N, E, O, A, C)を仮定して因子分析(最尤法・プロマックス回転)を行い、因子負荷量 0.4 以上を基準とし、和田(1996)の 5 因子と一致しない 4 項目を除外し、尺度構成を行った。 α 係数は、0.836~0.925 であった。

葛藤の種類化: 対人葛藤経験なしと答えた 89 名を分析から除外した後、各項目について該当する／しないの 2 値にコーディングした。該当するという回答頻度の低い 5 項目を除いた 10 項目について、数量化Ⅲ類を行った。相関係数 0.5 以上を基準に 4 軸抽出し、解釈可能性から 2 軸までを使用することとした。

第 1 軸は「自分の子どもさえよければいい」「子どものしつけができていない」「常識がないと感じる」などの項目と、「金銭感覚が違う」「生活水準が違っていると感じる」「相手をうらやましく思う」などの項目が離れた位置にあることから『個人的・社会的』の軸と考えられる。第 2 軸は「ぐちを聞かされる」「他人のうわさを流す」などの項目と、「子どものしつけができていない」「教育方針が違う」などの項目が反対の位置にあることから『ママ友自身・子ども関連』の軸と考えられる。

経験された葛藤によって対象者を分類するために、数量化で得られた 2 つの軸のサンプルスコアを用いてクラスター分析を行い(Ward 法)、クラスターに属する対象者数と解釈可能性から 4 クラスターを採用した。CL1($n=79$)は多様なトラブルが報告されており『多様群』とする。CL2($n=49$)は「子どものしつけができていない」「自分の子ども中心」「常識がない」が多く、『子ども関連・常識欠如群』とする。CL3($n=23$)は「ぐちを聞かされる」が 100% であり『ぐち群』とする。CL4($n=54$)は「生活水準が違う」「相手をうらやましく思うことがある」が多く『格差群』とする。クラスターと回答者の就労状態とは関連がなかった。

葛藤を経験したママ友のパーソナリティ: 自分のパーソナリティと同様の因子分析を行い、尺度構成を行った。和田(1996)の 5 因子と一致しない 8 項目を除外し、尺度構成を行った。 α 係数は 0.871~0.910 であった。

葛藤の種類とパーソナリティの関連: クラスターを独立変数、自分とママ友の 5 つのパーソナリティ得点をそれぞれ従属変数とした一要因分散分析を行った結果、自分のパーソナリティの中では、C のみでクラスターの効果が有意であり、『格差群』において C 得点が他に比べて低いことが示された [$F(3, 201)=4.49, p<0.01$]。対人葛藤から想起されたママ友のパーソナリティについても『格差群』が特徴的であり、『格差群』の母親は『多様群』『子ども・常識欠如群』に比べて、ママ友の N を低く認知し [$F(3, 201)=4.04, p<0.01$]、O, C, A は高く認知していることが示された[各々 $F(3, 201)=4.75, p<0.01$; $F(3, 201)=4.74, p<0.01$; $F(3, 201)=10.16, p<0.01$]。

考 察

ママ友関係において経験される対人葛藤は、探索的にはあるが 4 つに類型化されることが示唆された。「子どものしつけができていない」「(相手が)自分の子どもさえ良ければ」といっている」といったことでトラブルや悩みを経験する、あるいは「(相手との)生活水準が違っていると感じる」「相手をうらやましく思うことがある」などいわゆる社会経済的格差に起因する葛藤経験は、ママ友ならではの対人関係の特徴だと思われる。

また本研究ではパーソナリティに関する基本次元として Big Five を採用した。対人葛藤の種類と自分のパーソナリティ及び葛藤経験から想起されるママ友のパーソナリティとの間には一定の関連性がみられた。特に格差群と他の群との差異が示唆された。すなわち「生活水準が違う」「相手をうらやましく思うことがある」などの悩みを抱える群では、自分の C を低く評定し、相手の O, C, A を高く、N を低く評価するという特徴がみられた。これらの特徴については、今後さらに詳しく検討していく。

本研究は科研費基盤研究(C)(課題番号: 21530656)により行われた。

引用文献

中山(2011) ママ友という対人関係 地域保健 3 月号, 52-55.
和田(1996) 性格特性用語を用いた Big Five 尺度の作成 心理学研究, 67, 61-67.

(なかやま みちこ, いけだ ようこ)

ボランティア活動の心理的効果と社会的比較との関連について

赤塚 涼
(花園大学大学院社会福祉学研究科)

キーワード：ボランティア，心理的効果，社会的比較

目 的

2011年に起こった東北地方太平洋沖地震を契機として、ボランティア活動に対する社会的関心および必要性が高まっている。また、ボランティア活動は、対象者のためだけではなく、活動者自身の自己啓発や自己成長のためとして認識されつつある（大橋ら,2003；妹尾,2003,2008）。

一方、ボランティア活動の心理的効果である主観的幸福感や自己成長（高木・玉木,1996；妹尾,2003,2008）は、社会的比較（Festinger,1954）で得られる心理的効果（Collins,1996；Wills,1981）に含まれている。また、妹尾（2008）は若者ボランティアが高齢者ボランティアには認められなかった効果をもたらすと指摘しており、その若者に相当する青年期は社会的比較を最も頻繁に行う時期とされている（高田,2002）。したがって、ボランティア活動で得られる心理的効果には社会的比較が関連していると考えられる。

さらに、上述した心理的効果をもたらす社会的比較の対象が「不運な他者」や「優れた他者」とされており、それがボランティアの対象者に多く該当すると考えられる。

そこで本研究では、ボランティア活動経験の心理的効果と社会的比較との関連について検討することを目的とした。

方 法

調査対象

関西圏に設置されている各ボランティアセンター、ボランティア団体に所属しているボランティア 175 名（男性 67 名、女性 108 名）、個人ボランティア 35 名（男性 25 名、女性 10 名）の計 210 名であった。平均年齢は 28.1 歳（SD=16.0）であった。

質問紙の構成

①ボランティア活動効果尺度：妹尾・高木（2003）が作成した援助成果尺度 17 項目を使用した。回答形式は 5 件法である。

②社会的比較尺度：外山（2002）が作成した社会的比較志向性尺度 11 項目を使用した。回答形式は 5 件法である。ただし、ボランティア活動における社会的比較の程度を測定するため、教示の文頭に「ボランティア活動中において」という文を加えた。

手続き

2012 年 3 月から 7 月にかけて各ボランティアの活動現場、あるいは各団体のミーティングルームにて質問紙を配布・回収した。

結果と考察

ボランティア活動における活動効果尺度と社会的比較尺度との関連について

社会的比較とボランティア活動効果の因果関係について検討するため、社会的比較尺度の各下位尺度得点を説明変

数、ボランティア活動効果尺度の各下位尺度得点を目的変数として強制投入法による重回帰分析を行った（Table1）。その結果、ボランティア活動効果尺度の下位尺度「自己報酬感」（ $\beta=.302, p<.001$ ）、「愛他的精神の高揚」（ $\beta=.273, p<.001$ ）、「人間関係の広がり」（ $\beta=.350, p<.001$ ）すべてにおいて、「意見比較」が有意な正の影響を与えており、「能力比較」は有意な影響を与えていなかった。つまり、ボランティア活動において、能力に基づいた他者との比較は後の心理的効果を予測しないことが示された。したがって、ボランティア活動効果を社会的比較によって予測検討する場合、意見に基づいた他者との比較に着目する必要性が示唆された。

Table 1 社会的比較尺度とボランティア効果尺度との関連

	自己報酬感	愛他的精神の高揚	人間関係の広がり
能力比較	-.110	.054	-.078
意見比較	.302 ***	.273 ***	.350 ***
R	.320 ***	.294 ***	.336 ***

*** $p < .001$

社会的比較尺度の高低とボランティア活動効果について

社会的比較尺度の因子において、ボランティア活動効果尺度に有意な影響が認められた「意見比較」得点の高群（上位 25%）と低群（下位 25%）を独立変数とし、ボランティア活動効果尺度を従属変数として t 検定を行った。その結果（Table2）、「意見比較」得点の高群は低群よりも、ボランティア活動効果尺度が有意に高かった。すなわち、意見に基づいた他者との比較を行っているものほど、ボランティア活動効果が高いと考えられる。

Table 2 意見比較得点における高群と低群のボランティア活動効果尺度の平均値と t 検定の結果

	高群(N=53)	低群(N=70)	t 値
自己報酬感	32.02(3.00)	28.89(4.33)	4.74 ***
愛他的精神の高揚	25.55(3.33)	22.70(3.96)	4.22 ***
人間関係の広がり	14.00(1.22)	12.27(2.32)	5.34 ***

() 内は標準偏差, *** $p < .001$

引用文献

妹尾香織・高木修（2003）：援助行動経験が援助者自身に与える効果-地域で活動するボランティアに見られる援助成果- 社会心理学研究,18,106-118.

外山美樹（2002）：社会的比較志向性と心理的特性との関連：社会的比較志向性尺度を作成して 筑波大学心理学研究,24,237-244.

（あかつか りょう）

日本語オノマトペと共起する動作

— 運動の枠組みとしてのマルチモーダルな音韻構造 —

細馬宏通

(滋賀県立大学人間文化学部)

キーワード： ジェスチャー 運動調整仮説 マルチモダリティ

目 的

日本語において、オノマトペは他の語彙に比べて音韻と指示対象との間に非恣意的な関係があるとされる。オノマトペの音韻構造の持つ性質と対象との関係は、オノマトペがどのような感覚領域を表象しているか、すなわち「類像性（音象徴）」の問題として扱われてきた（田守・スコウラップ 1999）。たとえば、角岡(2007)は、オノマトペ標識である促音（Q）、撥音（N）について、オノマトペ標識Qが動作・様態の短さや素早さを表現するのに対して、オノマトペ標識Nは動作・様態が相対的に長い、あるいは持続していることを表すとしている。

これら従来の音象徴研究では、被験者（もしくは研究者自身）の内省に基づいた、オノマトペに対する意識的な感覚が収集されている。一方、これまで、オノマトペは、実際の会話ではしばしばジェスチャーを伴って発せられることが指摘されている（Kita 1997）。もしオノマトペとジェスチャーが共起して発せられるならば、同時に発せられたこれらマルチモーダルな行為要素は、聞き手にとって、一つの照応する行為として受け取られやすいはずである。実際、会話では、オノマトペを伴ったジェスチャーによって、話者が聞き手の注意を集め、それが聞き手の次のジェスチャーに利用される現象が観察される（細馬 印刷中）。では、オノマトペと共起するジェスチャーとは、どのような時間構造によって運用され、一つの行為として発せられているのだろうか。

方 法

実験には「オノマトペ短文課題」を用いた。この課題ではモニタにあらわれるふたつのことばを使って短いせりふを作り、参加者（大学生の男女32人）に、身振りを入れて声に出すよう教示した。モニタには、一つのオノマトペとそれに関連する単語（たとえば、「ばたーん」「板」）の二語が表示される。参加者一人あたりに対して、撥音、促音、長音を語中や語尾に含むさまざまなオノマトペと関連語とを計26対提示した。順序効果を消去するため提示順序は被験者ごとに入れ替えた。本発表では26対中、「板／ばた」と、同じ語頭を持ち、語尾が促音Q、長音R、撥音Nを伴う「板／ばたっ」「板／ばたーん」「板／ばたん」の3対について、発語と同期したジェスチャーを分析する。

結 果

32×3例中ほとんどの例(94/96例)で、オノマトペ部分においてジェスチャーが起り、92例(92/94例)の場合で、ジェスチャーの核となるストローク部分（Kendon 204）で行っていることが判った。

音韻とジェスチャー・フェーズの関係は、以下の3つのタイプに分かれることが判った。タイプ1：オノマトペ全体にわたってストロークが回転動作を行うタイプ。タイプ2：「ば」のみで回転動作を伴い、第二モーラ「た」以降ではそれまでの回転を消失し、水平もしくは垂直移動へと変化するタイプ。タイプ3：第二モーラ「た」部分と第一ストロークの

終点（打点）が同期し、「た」以降に第二のストロークが開始されるか、ホールドされるタイプ。

タイプ1～3の出現頻度を、「ばた／ばたん／ばたーん」の三つのオノマトペ標識間で比較したところ（表1）、促音Qを語尾とする「ばたっ」と撥音Nを語尾とする「ばたん」間では頻度にほとんど差がないが、長音Rを語尾とする「ばたーん」では他の二つに比べてタイプ1の頻度が増え、タイプ2の頻度が減っていることがわかる（ χ^2 -test: $p<0.01$ ）。また、「ばたーん」ではタイプ3は観察されなかった。

ジェスチャー・タイプ	刺激中のオノマトペ標識		
	ばたっ	ばたん	ばたーん
タイプ1	10	10	24
タイプ2	17	16	6
タイプ3	4	4	0
その他	0	0	1
合計	31	30	31

表1. オノマトペ標識間で共起するジェスチャー形態。

考 察

各モーラの傾向として、「ばたっ」「ばたん」では「ばたーん」よりも、第二モーラの「た」において、板が接地軸から離れる表現を行う頻度が高いことが判った。つまり、語尾が長音化することで、「た」は、接地軸からの離れに対する表現ではなく、「ば」で表される倒れの開始表現に近づく傾向がある。田守・スコウラップ(1999)は、母音の長音化が「強調化」の性質を持つことを指摘しているが、ジェスチャーの内部構造との照応を見ると、「強調化」以外に、音韻の指す現象じたいが長音化によってずらされることが明らかになった。共起するジェスチャーが、運動の弾力性をどの程度表象しているかについて表1を見ると、撥音、促音の両方で、長音語尾に比べてタイプ3の表現が現れることから、従来主張されてきた語尾の撥音の「柔軟性、弾力性」は、必ずしも撥音のみの性質ではなく、むしろ促音と撥音とに共有される性質であることが示唆された。また、「た」で起こる運動の多様性から、「ばた」の音韻は、対象となる現象の音声をなぞっているというより、共起する運動の分節にとっての枠組みとなっていることが明らかになった。

引用文献

- 細馬宏通（印刷中）. 身体的解釈法 - グループホームのカンファレンスにおける介護者間のマルチモーダルな相互行為 -. 社会言語科学
- Kendon (2004). *Gesture*. Cambridge University Press.
- Kita, S. (1997). Two-dimensional Semantic Analysis of Japanese Mimetics. *Linguistics*. 35, 379-415.
- 角岡賢一 (2007). 日本語オノマトペ語彙における形態的・音韻的体系性について くろしお出版.
- 田守育啓、ローレンス・スコウラップ(1999). オノマトペ形態と意味.

(ほそま ひろみち)