統合失調型パーソナリティと視聴覚に同時提示した運動情報統合の関 係：動的な腹話術効果を用いた検討

浅井 智久・丹野 義彦 (東京大学大学院総合文化研究科)

The relationship between schizotypal personality and the integration of audio-visual information:
A dynamic-ventriloquism task study

Tomohisa ASAI and Yoshihiko TANNO (*The University of Tokyo*)

This study examines the relationship between schizotypy and the integration of audio-visual information. Schizotypy may be characterized as a predisposition to schizophrenia. The altered functional connectivity hypothesis explains schizophrenia as a disorder resulting from a failure in proper functional integration within the brain. People with schizotypal traits may also have deficits in terms of information integration for different functions. This study with a dynamic-ventriloquism task, which requires the integration of information from different modalities, indicates that high schizotypal participants were less affected by visual information. Moreover, depressive and anxiety tendencies were found to be unrelated. Thus, the results from this study suggest that people with schizotypal traits experience difficulties in information integration.

Key words: schizotypy, dynamic-ventriloquism, multi-modal information integration

本研究は統合失調型と視聴覚の情報統合の関係を検討した。統合失調型とは統合失調症の前駆段階を示すパーソナリティであると考えられている。変性脳機能間連絡仮説は、統合失調症の症状は、脳機能間の適切な情報統合ができない結果であると説明する。統合失調型でも同様に、この異なった機能間の情報統合に何らかの問題が見られる可能性がある。異なったモダリティ間の情報統合を検討できる「動的な腹話術効果」を用いて検討した結果、統合失調型の傾向が高い人ほど、視覚刺激の影響を受けないことが示された。また抑うつや不安といった特性は、この現象とは関連がないことが分かった。よって、本研究の結果は、情報統合の困難さと統合失調型が関係していることを示唆したと言える。

キーワード：統合失調型、動的な腹話術効果、異種感覚間情報統合

序 論

統合失調症とは、幻聴や妄想などを含む精神疾患の症候群である。その生涯罹患率は約1%と言われ、経済的損失は国民総生産の2%にまで上ると試算される。現在でもその原因は解明されていないが、有力な仮説の1つに統合失調者の脳内における神経伝達物質の異常によって、統合失調症の症状が引き起こされるとする説がある(ドーパミン仮説・グルタミン酸仮説; Lewis & Lieberman (2000) のレビューを参照)。これらは生理レベルでの仮説であるが、この神経伝達物質の異常が人間の認知機能にどのような影響を及ぼすかに発展させた仮説が脳機能間連絡変化(altered functional connectivity)仮説である(Peled, Ritsner, Hirschmann, Geva, & Modai, 2000; Peled, Pressman, Geva, & Modai, 2003)。そもそも人間は、脳内においてさまざまな情報を統合しながら外界を認識していると考えられている。脳機能間連絡変化仮説では、神経伝達物質の異常が、この正常な脳機能間の情報統合を障害し、その結果

として幻聴などの統合失調症の症状へつなぐと考える。

脳機能間連絡変化仮説は、直接的に検討することは困難な大きな仮説であるが、統合失調症と脳機能間の情報統合の関係についてののみを取り出せば、それは十分に検討可能なテーマになる。実際に、マルチモーダル課題を用いて、統合失調者における脳機能間の情報統合を検討した研究が存在する。マルチモーダル課題とは、2つ以上のモダリティにまたがる刺激を、人間がどのように統合して認知するかを検討できる課題である。Peled et al. (2000) と Peled et al. (2003) では、体性感覚と視覚とのマルチモーダルな錯覚であるラバーハンドイリュージョンに注目し、統合失調者はラバーハンドイリュージョンが生じやすいことを示した。また視覚と聴覚とのマルチモーダルな錯覚であるマガーク効果や腹話術効果に注目して、統合失調者における視聴覚の錯覚現象の現れ方に違いが見られることを示した研究もある(de Gelder, Vroomen, Annen, Masthof, & Hodiamont, 2002; de Gelder, Vroomen, de Jong, Masthof, Trompenaars, & Hodiamont, 2005)。マルチモーダルな錯覚

というのは、各モダリティからの情報を統合して認知しようとした結果起こると考えられているものである。よってこれらの研究は、統合失調症におけるモダリティ間の情報の連絡や統合に何らかの問題がある可能性を示唆していると考えられる。

さらに、健常者における個人差を扱うアナログ研究として、統合失調症の前駆段階であると考えられる統合失調型というパーソナリティとマルチモーダル錯覚の関係を検討した研究もある(浅井・丹野, 2006)。この研究では動的な腹話術効果に注目し、統合失調症傾向が高い人のほうが動的な腹話術効果が起きにくいことを示した。アナログ研究でも、統合失調者と同様に、マルチモーダル錯覚に違いがある結果が出たのは興味深い結果である。

アナログ研究とは、ある病理を持つ患者を直接対象にするのではなく、その特性の一部を持った健常者の中での個人差を検討する手法である。その背後には、病理と正常の間には連続的な関係があるという連続説が仮定される。統合失調症に関して言えば、統合失調症の診断基準には満たない軽度なレベルの疾患(統合失調型スペクトラム疾患)の存在(Maier, Falkai, & Wagner, 1999)や、それらの間の症状の因子構造の類似性(Bentall, Claridge, & Slade, 1989; Claridge, McCreery, Mason, Bentall, Boyle, Slade, & Popplewell, 1996)、行動実験結果から推測される認知機能(失陥)の類似性(Asai & Tanno, 2007)、もしくは統合失調者の親族には統合失調型が多く含まれるという遺伝的素因の基盤もあって(Kremen, Faraone, Toomey, Seidman, & Tsuang, 1998; Maier et al. (1999) のレビューを参照)、連続性を主張する研究者は少なくない。また現実的な問題として、病理を持つ人に実験協力を要請する場合、サンプルサイズが少なく、実験結果に神経遮断薬の長期使用や入院体験が影響を及ぼし、抑うつ感や意欲の低下が研究の妨げになるなど、困難な点が多い(Vollema, 1999; Williams & Beech, 1997)。アナログ研究では、データが取りやすい、正当な実験結果が得られやすいという消極的な理由以外にも、健常者を対象にしながらも、統合失調症という病理のメカニズムにアプローチできるという積極的な意義があり、今後ますますアナログ研究が増えてくることが望まれる。本研究でも、基本的に連続説を支持する立場での検討を行った。統合失調型と情報統合の関係を検討することは、連続性が想定される統合失調症の原因についてアプローチできるという意義に加えて、健常者における幻覚や錯覚現象のメカニズムにも有意義な示唆を与えられると考えられる。

浅井・丹野(2006)も連続説を支持する立場から、統合失調症における実験パラダイムをアナログ研究に持ってくることに成功したものの1つであると言える。この研究で扱った「動的な腹話術効果」とは、マルチモー

ダルな錯覚現象であり、視覚と聴覚の情報が統合される様子を検討することができる。視覚と聴覚に同時に運動刺激を呈示すると、それらの空間的な軌道が異なっていたとしても、聴覚刺激が視覚刺激と同じように動いたと知覚されることがある(Alais & Burr, 2004; Mateeff, Hohnsbein, & Noack, 1985; Slutsky & Recanzone, 2000; Soto-Faraco, Lyons, Gazzaniga, Spence, & Kingstone, 2002; Soto-Faraco, Kingstone, & Spence, 2003; Soto-Faraco, Kingstone, & Spence, 2004)。浅井・丹野(2006)では、統合失調型を測定する質問紙の1つである The Oxford Schizotypal Personality Scale (STA) を用いてスクリーニングを行い、統合失調型の高群と低群に分けて比較をした結果、統合失調型の高群のほうが視覚刺激の影響を受けずに正確に聴覚刺激の運動方向を知覚できる、つまり動的な腹話術効果が起こりにくいことを示した。統合失調型というパーソナリティとマルチモーダル錯覚の関係を初めて示した点で意義の大きい研究であるが、精緻化して検討すべき課題がいくつか残されているように思われる。

まず第1にサンプルサイズが小さく、さらに各群の正規性を仮定したパラメトリックな分析である分散分析を用いたことが挙げられる。個人差を変数にとる場合は、1つの母集団における一般法則を検討する場合以上に、分布の正規性には慎重になる必要がある。なぜなら、ある特性によって群を分けた場合、それぞれの群の分布が異なっている可能性は十分に考えられるからである。第2に反応バイアスを統制していなかったことがある。統合失調症の患者や統合失調型では反応バイアスがある可能性があり(Allen, Johns, Fu, Broome, Vythelingum, & McGuire, 2004; Johns, Rossell, Frith, Ahmad, Hemsley, Kuipers, & McGuire, 2001)、それが実験結果の解釈をゆがめた可能性が否定できない。個人差研究では、反応バイアスも同様に慎重に統制すべき変数である。第3に、アナログ研究の長所を活かすのであれば、高群・低群の2群の比較よりも、例えば高群・中群・低群の3群比較で連続的に示せたほうがより説得力がある。これは患者群と健常群を比較する研究ではできないことである。第4に、より重大な問題として、他の尺度によるコントロールをしていなかったことが挙げられる。STA得点という個人差変数を独立変数に取っていたが、実際にSTA得点が独立変数となって実験結果を操作していたのか、それともSTAと関連のある可能性のある他の特性(例えば、抑うつなど)が、実際には影響を与えていた変数であった可能性がある。

以上のような背景を踏まえて、本研究では統合失調型と動的な腹話術効果の関係を、精緻化したパラダイムと分析方法によって追試し、より厳密に再現することを目的とした。

Figure 1. 視聴覚運動刺激の模式図.

方 法

装置 実験は静かな暗室内にて行われた。実験に用いた視聴覚刺激の作成・実験・データの記録は MATLAB (Mathworks) および Psychophysics Toolbox (Brainard, 1997; Pelli, 1997) を用いた。

実験参加者 正常な視力・聴力を持ったナイーブな大学生 41 名が参加した (男 21 人・女 20 人, 平均年齢 19.3 歳)。すべての参加者が、書面によるインフォームド consent に同意してから、実験に参加した。

刺激と手続き 基本的な実験パラダイムは、浅井・丹野 (2006) にならった。実験参加者は、動的な視覚刺激と聴覚刺激が同時に呈示され、「視覚刺激を無視して、聴覚刺激が動いた方向を判断すること」が求められた (Figure 1)。

視覚刺激 (小さな白色の円, 直径は視角約 1.9°) はスクリーン上 (背景は灰色) を注視点を横切って水平方向 (右から左, 左から右) に動くか、もしくは中央の注視点上で静止したままの場合があった。移動距離は視角で約 11.4°, 速度は視角約 22.8°/sec で、明らかにどちらに動いているのか分かる速さであった。

聴覚刺激はサンプリング周波数 44.1 kHz, 量子化ビット数 16 bit で作成したホワイトノイズのステレオ音を用いて、ヘッドホン (SONY, MDR-Z600) において十分な音量で呈示された。このステレオ音は、両チャンネルの振幅を時間軸に沿って適当に変化させることによって (クロスフェードさせることによって), 右から左, もしくは左から右, の水平方向の運動感が得られる

ようになっていた。

視聴覚刺激のセットで考えると、視聴覚刺激の運動方向が同じ条件・反対の条件・コントロール条件 (視覚刺激が運動しない) の 3 種類であった。さらに、ホワイトノイズの運動成分の S/N 比を操作することによって、聴覚の運動方向判断の難易度を 5 水準 (S/N 比は方向判断が難しい順に、1%, 10%, 20%, 30%, 40% の 5 水準) 設定した (Wuerger, Hofbauer, & Meyer, 2003)。視聴覚刺激の呈示時間は 500 ms であった。回答方法は実験参加者のキー押しによって記録され、「聴覚刺激が右に動いた」、「左に動いた」、「どちらに動いたか分からなかった」の 3 種類の中から選択した。実験参加者はスクリーン中央から 40 cm の距離に座った。計 15 条件 (視聴覚刺激セット (3 条件) × 聴覚刺激の S/N 比 (5 条件)) がランダムに 8 回ずつ、全 120 試行が実施された。

実験が終了した後で、実験参加者は自己記入式の質問紙バッテリーを渡され、実験者がいない場所に回答し、封をして後日提出することが求められた。回答したくない項目は空欄でかまわないことが強調された。質問紙バッテリーの内容は、陽性統合失調型を測定する The Oxford Schizotypal Personality Scale (STA; Claridge & Broks, 1984; Cyhlarova & Claridge, 2005; Gregory, Claridge, Clark, & Taylor, 2003; 37 項目からなり、「はい—いいえ」の 2 件法で回答)、STA より包括的に統合失調型を測定する The Oxford-Liverpool Inventory of Feelings and Experiences (O-LIFE; Mason, Claridge, & Jackson, 1995; 104 項目からなり、「はい—いいえ」の 2 件法で回答、4 つの下位尺度 (①

Table 1
各尺度間の相関係数

	STA	BDI	STAIT	AHES	O-LIFE	UnEx (O-LIFE)	InAn (O-LIFE)	CoDi (O-LIFE)
BDI	.231							
STAIT	.431**	.563**						
AHES	.582**	.120	.057					
O-LIFE	.701**	.607**	.551**	.382*				
UnEx (O-LIFE)	.831**	.085	.196	.545**	.627**			
InAn (O-LIFE)	.180	.537**	.504**	.103	.582**	.181		
CoDi (O-LIFE)	.582**	.492**	.506**	.309*	.830**	.315*	.266	
ImNo (O-LIFE)	.180	.460**	.144	.286	.522**	.090	-.110	.574**

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

異常体験) Unusual Experiences), ②アンヘドニア (Introvertive Anhedonia), ③認知的解体 (Cognitive Disorganization), ④衝動的逸脱行動 (Impulsive Nonconformity) に分けられる), 抑うつを測定する Beck Depression Inventory (BDI; Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961; 21 項目からなり, 「0-3」の4件法で回答), 特性不安を測定する State-Trait Anxiety Inventory (STAIT; Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970; 20 項目からなり, 「1-4」の4件法で回答), 健常者における幻聴様体験の頻度を測定する The Auditory Hallucination-like Experience Scale (AHES; 丹野・石垣・森本, 1998; 40 項目からなり, 「1-5」の5件法で回答) の5種類だった。

実験・質問紙ともに, 参加者の個人名が一切入らないように配慮した。分析には SPSS 11.5 を用いた。

分析方法

統合失調型と動的な腹話術効果の関係を検討するために, まず 41 人の実験参加者を STA 得点によって, 各群に割り振られる人数がほぼ同じになるように高群・中群・低群の3群に分けた。その結果, 高群は STA 得点が 14 点以上の 13 人, 中群は 10 点以上 13 点以下の 14 人, 低群は 9 点以下の 14 人となった。各群の STA 得点の平均値には有意差が確認された ($F(2,38) = 90.276, p < .001$)。

つづいて, 各群における正答率を算出した。正答率は,

$$\text{正答率} = (\text{各条件の正答試行数}) / (\text{各条件の試行数})$$

とし, 「分からない」とした回答は不正答に含めた。各群の「分からない」と回答した割合の平均値に有意な差

は見られなかった ($F(2,38) = .121, p = .89$)。

「空間的な軌道が異なっている, 視覚刺激に聴覚刺激が捕捉される」という動的な腹話術効果は, 視覚刺激の運動方向が逆方向の条件において観察される。この錯覚量を定義するために, 本研究ではコントロール条件と逆方向条件の正答率の差分によって以下のように求めた。

$$\text{錯覚量} = (\text{コントロール条件の正答率}) - (\text{逆方向条件の正答率})$$

つまり, 視覚刺激が運動しないコントロール条件の正答率に, 逆方向条件の正答率が近いほど, 視覚刺激の運動の影響を受けずに正確に聴覚刺激の運動方向が判断できたことを意味し, その場合錯覚量は小さく定義される。この錯覚量と統合失調型との関係を主に検討した。

結果

まず各尺度間の相関をみた (Table 1)。AHES 幻聴傾向尺度に関しては, 傾向が強いほど点数が高くなるように逆転変換した。その他の尺度はすべて, その特性が強いほど点数が高くなるように設定されている。浅井・丹野 (2006) で陽性統合失調型のスクリーニングに用いられていた STA と有意に相関があったのは, STAIT 特性不安尺度と AHES 幻聴傾向尺度と O-LIFE 統合失調型尺度 (下位尺度でみると, UnEx (異常体験) と CoDi (認知的解体)) であった。

動的な腹話術効果の錯覚量を各群において算出し, プロットしたのが Figure 2 である。まず STA 得点の高さで分けた各群における正規性の検定を行ったところ, 低群の尖度が -0.13 と大きくずれ (正規分布の尖度は

Figure 2. 統合失調型と動的な腹話術効果錯覚量の関係。

3), また高群の歪度が 0.285 と歪みが大きかった (正規分布の歪度は 0)。よって結果の分析にパラメトリックな分散分析はふさわしくないと判断し, Franck, Farrer, Georgieff, Marie-Cardine, Dalery, d'Amato, & Jeannerod (2001) にならってノンパラメトリックな分析を採用した。

STA 得点の各群における錯覚量をまとめ, クラスカル-ウォリスの検定を行ったところ, 有意傾向の群間差が確認された ($\chi^2=5.612$, $df=2$, $p=.06$)。下位検定としてマン-ホイットニーの検定を行ったところ, 低群と高群の間に有意差が確認された ($U=1699.5$, $z=-2.438$, $p=.015$)。さらに, マン-ホイットニーの検定によって各 S/N 比条件における多重群間比較を行ったがいずれにおいても有意な差は確認できなかった。

つづいて, STA と相関のあった他の 5 つの尺度においても錯覚量を比較するために, 同様に 3 群に分けた。いずれの尺度による群分けでも, 各群の尺度得点の平均値には分散分析によって有意差が確認された (すべて $p<.001$)。各尺度得点の高さで分けた 3 群における動的な腹話術効果の錯覚量を Figure 3 に示す。O-LIFE 統合失調型尺度の全体得点に関しては, 高群は 43 点以上の 14 人, 中群は 30 点以上 42 点以下の 14 人, 低群は 29 点以下の 13 人であり, クラスカル-ウォリスの検定を行ったところ, 群間差は有意ではなかった ($\chi^2=2.559$, $df=2$, $p=.28$)。O-LIFE の下位尺度である異常体験に関しては, 高群は 9 点以上の 11 人, 中群は 4 点以上 8 点以下の 13 人, 低群は 3 点以下の 17 人であり, 群間差が有意であったので ($\chi^2=9.964$, $df=2$, $p=.007$)、下位検定としてマン-ホイットニーの検定を行ったとこ

ろ, 低群と高群の間 ($U=1861$, $z=-2.06$, $p=.039$) と, 中群と高群の間 ($U=1213$, $z=-3.06$, $p=.002$) に有意差が確認された。同じく O-LIFE の下位尺度である認知的解体に関しては, 高群は 18 点以上の 13 人, 中群は 12 点以上 17 点以下の 14 人, 低群は 11 点以下の 14 人であり, 群間差が有意傾向 ($\chi^2=5.112$, $df=2$, $p=.078$) で, 低群と高群の間に有意差が確認された ($U=1811$, $z=-2.07$, $p=.038$)。STAIT 特性不安尺度に関しては, 高群は 55 点以上の 13 人, 中群は 46 点以上 54 点以下の 14 人, 低群は 45 点以下の 14 人であり, 群間差が有意 ($\chi^2=14.723$, $df=2$, $p<.001$) で, 低群と中群の間 ($U=1594.5$, $z=-3.60$, $p<.001$) と, 中群と高群の間 ($U=1663$, $z=-2.73$, $p=.006$) に有意差が確認された。AHES 幻聴傾向尺度に関しては, 高群は 68 点以上の 14 人, 中群は 55 点以上 67 点以下の 15 人, 低群は 51 点以下の 12 人であり, 群間差は有意ではなかった ($\chi^2=2.64$, $df=2$, $p=.27$)。

考 察

各尺度間の相関に関して, STA 陽性統合失調型尺度と有意に相関があったのは AHES 幻聴傾向尺度と STAIT 特性不安尺度と O-LIFE 統合失調型尺度 (下位尺度の, 異常体験と認知的解体) であった。AHES で測られる幻聴様体験は, STA で測定される陽性統合失調型の一部であるし, O-LIFE も統合失調型を測定する尺度であるので, これらの間の有意な相関は妥当なものである。O-LIFE の下位尺度である異常体験と認知的解体に関しては, 異常体験は陽性統合失調型にあたる因子であると考えられているので妥当な相関であるが, 認知的解体についても, 陽性統合失調型との相関を報告している研究が存在する (坂東, 2004)。STA と STAIT の相関についても, Braunstein-Bercovitz (2000) で統合失調型と特性不安の関連性が示唆されている。STA との相関分析の結果は, それぞれ妥当なものであったといえる。

STA と同じ特性を測定しているとされる O-LIFE の異常体験は, STA とは相関のあった STAIT との相関が有意ではなかった。陽性統合失調型を個人差の変数として扱う場合, STA に加えて O-LIFE の異常体験も有効である可能性がある。実際に O-LIFE の異常体験のみを取り出して使用している研究もある (Annett & Moran, 2006)。項目数が少ないので, 調査協力者の負担を考えれば, また今回 STAIT との相関がなかったことを考えれば, O-LIFE の異常体験の方がより優れた陽性統合失調型の尺度であるかもしれない。今後の検討が必要である。また, 特に幻聴様体験に興味がある場合は AHES も優れた尺度であるかもしれない。STA と O-LIFE の異常体験にのみ強い相関が見られるという,

Figure 3. 各尺度と動的な腹話術効果錯覚量の関係.

妥当な結果であった。

STA 得点によって分けられた3群における動的な腹話術効果錯覚量が比較された結果、STA 低群よりも高群の錯覚量のほうが少ないという、浅井・丹野 (2006) を支持する結果が示された。中群を含めた3群の群間差は有意傾向であり、多重比較では有意な差が見いだせなかったことから、その違いは決して強いものではなかったが、先行研究では検討されていなかった興味深い知見をいくつか加えることに成功した。第1に、本研究では分布の正規性を検討した結果、疑問があったのでノンパラメトリックな分析方法を用いた。浅井・丹野 (2006) では、それを確認せずに、実験心理学では常套手段である分散分析を用いていたが、個人差を扱う場合は群によって分布の偏りが異なる可能性があるため、この点は考慮すべきであった。医療分野などで個人差を扱う場合は、ノンパラメトリックな分析はよく用いられる。本研究では Franck et al. (2001) にならって、ノンパラメトリックな手法で実験結果を分析したが、それでも先行研究と同様の結果を示すことができた。第2に、本研究では先行研究のパラダイムに反応バイアスの統制を加えた。浅井・丹野 (2006) では、例えば「聴覚刺激の運動方向判断が分からない場合に、低群は視覚の運動方向をそのまま回答したが、高群は反対方向を回答しただけではないのか」といった批判が可能である。つまり、

本当にそう知覚されたのか、単なる反応バイアスの違いだったのかが不明瞭であった。反応バイアスもしくは意思決定は、統合失調症に関連した研究でもよく検討されているテーマであるので (Allen et al., 2004; Johns et al., 2001; Li, Chen, Yang, Chen, & Tssay, 2002; Li, Yang, Chen, Chen, & Liu, 2003), 統制が必要であった。反応バイアスの統制の手段としては、信号検出理論による分析が考えられる (Ishigaki & Tanno, 1999) が、かなり多くの試行回数が必要になり、参加者の負担が増すとともに、前提となる正規性の確認などクリアしなければならない制約が多い。もう少し簡便な方法としては、本研究でも用いた、回答に「分からない」という選択肢を入れる方法が提案されている (Allen et al., 2004; Johns et al., 2001)。分からない場合はそのとおり回答させ、正答率には含めないことで、知覚と反応バイアスを切り分けようとする。この場合でも、「分からない」という回答の割合が予想以上に多くなり、データ量が減ってしまう可能性がつきまとうが、本研究ではどの群でも8割以上の判断した回答が得られ、また群間差も見られなかった。よって本研究の結果は、単なる反応バイアスの違いを反映したものではないということがいえる。第3に、本研究では3群の比較をすることによって連続的な違いを検討した。3群間の差を統計的に示すことはできなかったが、中群が高群と低群の中間に位置

しているようにも解釈できる結果であったのは、アナログ研究が前提としている連続説と整合的なものであったと思われる。3群の設定は差が検出しにくいこともあり敬遠されがちであるようだが、アナログ研究の利点を生かし、また目指している連続性を主張するためにはもっと取り入れていくべき設定であるように思われる。第4に、本研究では主目的のSTA以外にも5つの尺度をとり、相関のあった尺度による分析を行った。高群と低群の間に有意差が見られ、しかも高群の方が錯覚量が小さいというSTAの結果と同じことが統計的に言えたのは、O-LIFEの異常体験と認知的解体であった。これらはSTAとの相関の強さの順ではないので、各群に割り振られる参加者が重なる割合を反映しているわけではなく、ある特性と動的な腹話術効果の関連があるといえそう。その特性とは、STAとO-LIFEの異常体験で同様の結果が見られたことにより、先行研究で示唆されていた陽性統合失調型である可能性が一番高い。AHESではそのような傾向が見られなかった。幻聴様体験と特に関連した現象ではなく、それを含んだ陽性統合失調型という特性全体と関係があるように思われる。また、抑うつと特性不安は関係のないことが示されている。O-LIFEの認知的解体と動的な腹話術効果の関連については、本研究が初めて報告するものである。認知的解体とは、言語や思考の解体傾向を示す特性であり、統合失調症の解体症状に当たる。認知的解体でも同様の結果がでたことによって、その原因は陽性統合失調型もしくは異常体験と同根である可能性がでてくる。相関分析ではそれらの間の有意な相関も確認されている。そもそも統合失調症の症状に、解体症状を含めるかどうかには議論があり、まだまだ分かっていないことが多い特性であるといえるので、今後の検討が必要であろう（解体症状を含めない2因子説についてはCrow (1980)、解体症状を含める3因子説はLiddle & Barnes (1990)を参照）。

浅井・丹野(2006)では、各群における各条件の正答率をそのままプロットして比較をしていた。本研究では、3群を設定しての比較であったので、そのままでは検討が複雑で困難であるので、錯覚量という値を算出して比較した。動的な腹話術効果の先行研究では、コントロール条件を設定せずに、視聴覚刺激の運動方向が同じ条件をベースラインとして逆方向条件を比べているものが多い(例えば、Soto-Faraco, Kingstone, & Spence (2003))。統合失調症や統合失調型では、聴覚刺激への注意に違う傾向が見られる可能性があることが指摘されており(Li et al., 2002; Li et al., 2003)、また実際に本研究では各群における聴覚刺激の運動方向判断(コントロール条件)に違いがあったので、コントロール条件をベースラインにして運動方向が逆の条件と比較し、運動方向が同じ条件は実際には分析には用いないダミー条件とした。

統合失調症や統合失調型とマルチモーダルな錯覚との関係は新しいテーマであるので、例えば腹話術効果やラバーハンドイリュージョン以外の錯覚現象でも同様の結果になるのか、どのモダリティの組み合わせでも起こるのか、など検討すべき問題が残されている。マルチモーダルな錯覚の中でも、本研究で見たような動的な腹話術効果やマガー効果は起きにくい(de Gelder et al., 2002)が、ラバーハンドイリュージョンは起きやすい(Peled et al., 2000)、というように方向性が一貫しておらず、それがモダリティの組み合わせによるものなのか、それともそれぞれの現象に特化した情報処理に依存したものであるのか今後の検討が必要である。またその背後にある、統合失調症の脳機能間連絡変化仮説(ディスコネクション仮説・オーバーコネクション仮説を含む; Foucher, Vidailhet, Chanraud, Gounot, Grucker, Pins, Damsa, & Danion, 2005; Friston, 1999; Peled et al., 2000; Peled et al., 2003)とのつながりを検討するためには、脳機能間の連絡における異常が本当にマルチモーダル錯覚現象の違いに表れるのかを検討していく必要があるだろう。

引用文献

- Alais, D., & Burr, D. (2004). No direction-specific bimodal facilitation for audiovisual motion on detection. *Cognitive Brain Research*, **19**, 185-194.
- Allen, P. P., Johns, L. C., Fu, C. H. Y., Broome, M. R., Vythelingum, G. N., & McGuire, P. K. (2004). Misattribution of external speech in patients with hallucinations and delusions. *Schizophrenia Research*, **69**, 277-287.
- Annett, M., & Moran, P. (2006). Schizotypy is increased in mixed-handers, especially right-handed writers who use the left hand for primary actions. *Schizophrenia Research*, **81**, 239-246.
- Asai, T., & Tanno, Y. (2007). The relationship between the sense of self-agency and schizotypal personality traits. *Journal of Motor Behavior*, **39**, 162-168.
- 浅井智久・丹野義彦 (2006). 統合失調型と視聴覚運動情報の統合の関係: ディスコネクション仮説に基づいた検討 パーソナリティ研究, **15**, 64-66.
- (Asai, T., & Tanno, Y. (2006). Schizotypy and Integration of Audio-visual Dynamic Information: An Examination of Disconnection Hypothesis. *The Japanese Journal of Person-*

- ality, **15**, 64–66.)
- 坂東奈緒子 (2004). 統合失調型 (schizotypy) の多次元性と性格 5 因子論との関連 (東京大学大学院総合文化研究科広域科学専攻修士論文) (Bandoh, N.)
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, **4**, 561–571.
- Bentall, R. P., Claridge, G. S., & Slade, P. D. (1989). The dimensional nature of schizotypal traits: A factor analytic study with normal subjects. *British Journal of Clinical Psychology*, **28**, 363–375.
- Brainard, D. H. (1997). The Psychophysics Toolbox. *Spatial Vision*, **10**, 433–436.
- Braunstein-Bercovitz, H. (2000). Is the attentional dysfunction in schizotypy related to anxiety? *Schizophrenia Research*, **46**, 255–267.
- Claridge, G., & Broks, P. (1984). Schizotypy and hemisphere function: I. Theoretical considerations and the measurement of schizotypy. *Personality and Individual Differences*, **5**, 643–670.
- Claridge, G., McCreery, C., Mason, O., Bentall, R., Boyle, G., Slade, P., & Popplewell, D. (1996). The factor structure of 'schizotypal' traits: A large replication study. *British Journal of Clinical Psychology*, **35**, 103–115.
- Crow, T. J. (1980). Molecular pathology of schizophrenia: More than one disease process? *British Medical Journal*, **280**, 66–68.
- Cyharova, E., & Claridge, G. (2005). Development of a version of the Schizotypy Traits Questionnaire (STA) for screening children. *Schizophrenia Research*, **80**, 253–261.
- Foucher, J. R., Vidailhet, P., Chanraud, S., Gounot, D., Grucker, D., Pins, D., Damsa, C., & Danion, J. M. (2005). Functional integration in schizophrenia: too little or too much? Preliminary results on fMRI data. *Neuroimage*, **26**, 374–388.
- Franck, N., Farrer, C., Georgieff, N., Marie-Cardine, M., Dalery, J., d'Amato, T., & Jeannerod, M. (2001). Defective recognition of one's own actions in patients with schizophrenia. *American Journal of Psychiatry*, **158**, 454–459.
- Friston, K. J. (1999). Schizophrenia and the disconnection hypothesis. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, **99**, 68–79.
- de Gelder, B., Vroomen, J., Annen, L., Masthof, E., & Hodiamont, P. (2002). Audio-visual integration in schizophrenia. *Schizophrenia Research*, **59**, 211–218.
- de Gelder, B., Vroomen, J., de Jong, J., Masthof, E., Trompenaars, F. J., & Hodiamont, P. (2005). Multisensory integration of emotional faces and voices in schizophrenics. *Schizophrenia Research*, **72**, 195–203.
- Gregory, A. M., Claridge, G., Clark, K., & Taylor, P. D. (2003). Handedness and schizotypy in a Japanese sample: an association masked by cultural effects on hand usage. *Schizophrenia Research*, **15**, 139–145.
- Ishigaki, T., & Tanno, Y. (1999). The signal detection ability of patients with auditory hallucination: analysis using the continuous performance test. *Psychiatry and Clinical Neuroscience*, **53**, 471–476.
- Johns, L. C., Rossell, S., Frith, C., Ahmad, F., Hemsley, D., Kuipers, E., & McGuire, P. K. (2001). Verbal self-monitoring and auditory verbal hallucinations in patients with schizophrenia. *Psychological Medicine*, **31**, 705–715.
- Kremen, W. S., Faraone, S. V., Toomey, R., Seidman, L. J., & Tsuang, M. T. (1998). Sex differences in self-reported schizotypal traits in relatives of schizophrenic probands. *Schizophrenia Research*, **34**, 27–37.
- Lewis, D. A., & Lieberman, J. A. (2000). Catching up on schizophrenia: natural history and neurobiology. *Neuron*, **28**, 325–334.
- Li, C.-S. R., Chen, M.-C., Yang, Y.-Y., Chen, M.-C., & Tssay, P.-K. (2002). Altered performance of schizophrenia patients in an auditory detection and discrimination task: exploring the 'self-monitoring' model of hallucination. *Schizophrenia Research*, **55**, 115–128.
- Li, C.-S. R., Yang, Y.-Y., Chen, M.-C., Chen, W. J., & Liu, J.-L. (2003). Auditory discrimination in female adolescents varying in schizotypal features: Preliminary findings. *Psychia-*

- try and Clinical Neurosciences*, **57**, 391–397.
- Liddle, P. F., & Barnes, T. R. E. (1990). Syndromes of chronic schizophrenia. *British Journal of Psychiatry*, **157**, 558–561.
- Maier, W., Falkai, P., & Wagner, M. (1999). Schizophrenia spectrum disorders: a review. In M. Maj, & N. Sartorius (Eds.), *Schizophrenia*. John Wiley & Sons, Ltd. pp. 311–371.
- Mason, O., Claridge, G., & Jackson, M. (1995). New scale for the assessment of schizotypy. *Personality and Individual Differences*, **18**, 7–13.
- Mateeff, S., Hohnsbein, J., & Noack, T. (1985). Dynamic visual capture: apparent auditory motion induced by a moving visual target. *Perception*, **14**, 721–727.
- Peled, A., Pressman, A., Geva, A. B., & Modai, I. (2003). Somatosensory evoked potentials during a rubber-hand illusion in schizophrenia. *Schizophrenia Research*, **64**, 157–163.
- Peled, A., Ritsner, M., Hirschmann, S., Geva, A. B., & Modai, I. (2000). Touch feel illusion in schizophrenic patients. *Biological Psychiatry*, **48**, 1105–1108.
- Pelli, D. G. (1997). The Video Toolbox software for visual psychophysics: Transforming numbers into movies. *Spatial Vision*, **10**, 437–442.
- Slutsky, D. A., & Recanzone, G. H. (2000). Temporal and spatial dependency of the ventriloquist effect. *Neuroreport*, **12**, 7–10.
- Soto-Faraco, S., Kingstone, A., & Spence, C. (2003). Muotisensory contributions to the perception of motion. *Neuropsychologia*, **41**, 1847–1862.
- Soto-Faraco, S., Kingstone, A., & Spence, C. (2004). Cross-modal dynamic capture: congruency effects in the perception of motion across sensory modalities. *Journal of Experimental Psychology*, **30**, 330–345.
- Soto-Faraco, S., Lyons, J., Gazzaniga, M., Spence, C., & Kingstone, A. (2002). The ventriloquist in motion: Illusory capture of dynamic information across sensory modalities. *Cognitive Brain Research*, **14**, 139–146.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for State-Trait Anxiety Inventory (self-evaluation questionnaire)*. Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.
- 丹野義彦・石垣琢磨・森本幸子 (1998). 健常者の幻聴様体験を調べる質問紙の作成 日本健康心理学会第 11 回大会発表論文集, 96–97.
- (Tanno, Y., Ishigaki, T., & Morimoto, S.)
- Vollema, M. (1999). The current study: context and outline. In M. Vollema (Author & Ed.), *Schizotypy: toward the psychological heart of schizophrenia*. Shaker Publishing. pp. 25–27.
- Williams, L., & Beech, A. (1997). Investigations of cognitive inhibitory processes in schizotypy and schizophrenia. In G. Claridge (Ed.), *Schizotypy: Implications for Illness and Health*. Oxford, Oxford University Press. pp. 63–79.
- Wuerger, S. M., Hofbauer, M., & Meyer, G. F. (2003). The integration auditory and visual motion signals at threshold. *Perception & Psychophysics*, **65**, 1188–1196.
- Foucher, J. R., Vidailhet, P., Chanraud, S., Gounot, D., Grucker, D., Pins, D., Damsa, C., & Danion, J. M. (2005). Functional integration in schizophrenia: too little or too much? Preliminary results on fMRI data. *Neuroimage*, **26**, 374–388.

(2006 年 11 月 2 日受稿, 2007 年 4 月 12 日受理)