

# 共同性・作動性尺度による男性性・女性性の規定モデルの検討<sup>1</sup>

—— ジェンダー・アイデンティティ尺度の改訂と診断比によるスキーマ測定 ——

神戸松蔭女子学院大学人間科学部 土肥伊都子

福山大学人間文化学部 廣川空美

関西学院大学大学院文学研究科 水澤慶緒里

Investigation into the determinant model of masculinity and femininity using the Communion-Agency Scale: Revision of gender identity scale and measurement of gender schema by diagnostic ratio

Itsuko Dohi (Faculty of Human Science, Kobe Shoin Women's University),  
Kumi Hirokawa (Faculty of Human Cultures and Sciences, Fukuyama University), and  
Kaori Mizusawa (Graduate School of Humanities, Kwansai Gakuin University)

The first purpose of this study was to examine what degree of negative aspects of communion and agency could be predicted by gender-type in accordance with the Dohi and Hirokawa hypothesis (Dohi & Hirokawa, 2004). Participants were from a women's university. Results revealed that negative communion and agency were high in the "undifferentiated" gender-type, which was not consistent with the hypothesis. The second purpose of this study was to revise the gender identity scale and use diagnostic ratio instead of sex-typed scores as an index of gender schema, and test the determinant model of masculinity and femininity with Structural Equation Modeling. Results suggested that gender identity increased psychological androgyny, but gender schema didn't reduce it.

**Key words :** communion, agency, femininity, masculinity, gender schema, gender identity

## 問題

個人は、身体、性格特性、態度、嗜好、能力、対人志向性、行動様式などの様々な側面に関する自己概念をもつ。そして自己概念の形成に影響を及ぼす社会化の要因の一つに、ジェンダー (gender) がある。男性性 (masculinity) と女性性

(femininity) は、性格特性の側面でのジェンダーに関する自己概念である。つまり、社会において“男性的”とステレオタイプ化された性格特性が自分にあると認識した場合、それが男性性であり、同様に“女性的”とステレオタイプ化された性格特性が自分にあると認識した場合、それが女性性である。男性性と女性性の高低を組み合わせ、最初に4つのジェンダー・タイプを想定したのは、Spence, Helmreich, & Stapp (1975) である。そこでは、男性性と女性性の双方が高い心理的両性具

<sup>1</sup> 本研究は、平成20年度松蔭特別研究助成（神戸松蔭女子学院大学）を受けた。

有型、男性性は高いが女性性は低い男性性優位型、女性性は高いが男性性は低い女性性優位型、男性性と女性性の双方が低い未分化型の4 ジェンダー・タイプに分けられた。Spence et al. (1975)の結果では、両性具有型は他のいずれのジェンダー・タイプよりも自尊心が高いことが明らかになった。このジェンダー・タイプは、それ以降、多くの研究者たちにも用いられ (Hyde, 1985)、心理的健康や社会的適応との関連についての実証的検討がなされてきた (Hirokawa & Dohi, 2007; Marsh & Byrne, 1991)。

土肥・廣川 (2004) は、女性性と男性性の核となるものは、それぞれ、共同性と作動性 (community & agency; Bakan, 1966, 1990) であるとし、さらにそれらには肯定面と否定面があることを示した。そして、Bakan (1966) や Spence, Helmreich, & Holahan (1979) を参考に、肯定的共同性 (女性性) と肯定的作動性 (男性性) の高低に加えて、否定的共同性と否定的作動性との高低も考慮することで、ジェンダー・タイプの典型を提起した (土肥, 2006)。なお、この典型的ジェンダー・タイプは、土肥 (1995a) の男性性・女性性の規定モデルにあるジェンダー・アイデンティティ (土肥, 1996) とジェンダー・スキーマ (Bem, 1981) より規定される。まず、典型的未分化型はジェンダー・スキーマが低く、性別に対するこだわりやジェンダーに基づく認知的枠組みをあまりもたず、性別化 (sex-typed) した自己概念を形成していない。また、ジェンダー・アイデンティティ (男性として、あるいは女性としての自分らしい生き方、自己の性を受容した上での自我同一性) も確立していないため、男女に関わらず肯否両側面の共同性も作動性も低い。次に、典型

的男性性優位型と典型的女性性優位型は、ジェンダー・スキーマの影響を受け性別化、あるいは異性別化されているが、ジェンダー・アイデンティティが十分に確立していないため、典型的男性性優位型は肯否両側面の作動性だけが高くなり、典型的女性性優位型は肯否両側面の共同性だけが高くなる。典型的心理的両性具有型は、ジェンダー・アイデンティティが確立しているため、肯定的作動性も肯定的共同性の両方が自分には必要であると考え、また少なくとも自己概念の形成に当たっては、ジェンダー・スキーマの影響を受けず、否定的側面の作動性も共同性も低くなると仮定できる。

そこで本研究の第一の目的として、共同性・作動性尺度で肯否両側面の共同性と作動性を測定し、ジェンダー・タイプのそれぞれにおいて、否定的共同性と否定的作動性の高低が土肥・廣川 (2004) の仮説通りに認められるかどうかを検討する。

本研究の第二の目的は、男性性・女性性の規定モデル (土肥, 1995a) の妥当性を、構造方程式モデリングにより検討することである。その際、ジェンダー・アイデンティティ尺度とジェンダー・スキーマの指標である性別化得点を再検討、改訂し、観測変数に組み込むこととする。ジェンダー・タイプの判別を試みた土肥 (1998) の研究では、ジェンダー・スキーマの指標となる性別化得点は、以下のように算出した。すなわち、一般に男性の中では何%ぐらいがある特性をもつと思うか、そしてその同じ特性について女性の中では何%ぐらいであると思うかを主観的に判断させた。そして、各特性の男性についてのパーセントと女性についてのパーセントの差の絶対値を、各特性の性別化得点とした。これを男性性項目、女性性項目ごとに合計して、最終的な性別化得点とした<sup>2</sup>。

土肥 (1998) の研究結果では、上記の性別化得点を用いて測定したジェンダー・スキーマに関しては、男子大学生のみで男性性・女性性の規定因として有効であった。すなわち、ジェンダー・スキーマが強いと性別化傾向が強まり、男性性優位

<sup>2</sup> 例えば、“行動力のある”という男性性の特性の項目について、男性には80%、女性には50%の人々がある特性をもつと考えた人の場合、その人の“行動力のある”の性別化得点は $|80-50|=30$ となる。そして他の男性性の特性の項目も同様に性別化得点を算出し、全男性性の項目を加算したものが、その人の男性性の性別化得点となる。

型になる傾向がみられた。しかし女子大学生では、性別化得点の違いがジェンダー・タイプには結びつかなかった。その原因の一つとして、女性の場合、男性性重視の社会風潮の中にあっては、ジェンダー・スキーマに沿って女性性を高め男性性を抑制することのメリットが少ないからではないかと考察した。また、以下に示す通り、性別化得点自体に問題があった可能性も考えられる。第一に、これまでの研究で性別化得点の度数分布を調べると、得点の低い方に偏り、歪度の点で正規性が保証しにくい傾向があった。第二に、性別化得点は、男性の推定割合と女性の推定割合の絶対値をとっているため、その推定割合は、男女いずれの方が高いのか、その方向について考慮されていなかった。具体的にいえば、大多数の対象者は、男性的特性については、女性よりも男性の推定割合の方が高いが、中には、男性よりも女性の推定割合の方が高いと考える対象者も存在する。同様に、大多数の対象者は、女性的特性については、男性よりも女性の推定割合の方が高いが、中には、女性よりも男性の推定割合の方が高いと考える対象者も存在する。それらが性別化得点に反映できていなかったのである。

そこで今回は、性別化得点を改め、Lippa & Connelly (1990) によって考案された、gender diagnosticity (ジェンダー診断比) を適用することとした。これは、ある特性をもった人が女性(あるいは男性)であると診断される傾向の指標で、その人の性別が女性である確率 (50%) × 女性の何%がその特性をもつと考えるかのパーセントを、男女全体でその特性をもつと考えるパーセントで除したものである。ジェンダー診断比が0.5である場合、男女の推定割合は同一であるこ

とを意味し、ジェンダー・スキーマは無いことになる<sup>3</sup>。そして0.5から遠ざかって1に近づくものほど、一般的なジェンダー・スキーマが強いことを示す<sup>4</sup>。また、0.5を下回って0に近づくほど、一般的なジェンダー・スキーマとは逆の判断をしていることを意味する。具体的には、一般的には男性的とステレオタイプ化された作動性の特性を、男性よりも女性の方がより多くもち、一般的には女性的とステレオタイプ化された共同性の特性を、女性よりも男性の方がより多くもつという判断をしたことになる<sup>5</sup>。

また、土肥 (1998) において、ジェンダー・アイデンティティは、土肥 (1996) が開発した30項目よりなる尺度を用いて測定した。その結果、ジェンダー・アイデンティティについては、規定モデルを支持できなかった。すなわち男女いずれにおいても、ジェンダー・アイデンティティは男性性の高いジェンダー・タイプ (両性具有型と男性性優位型) と男性性の低いジェンダー・タイプ (女性性優位型と未分化型) の違いを判別することは可能であったが、両性具有型かどうかを判別するものではなかった。そこで本研究では、ジェンダー・

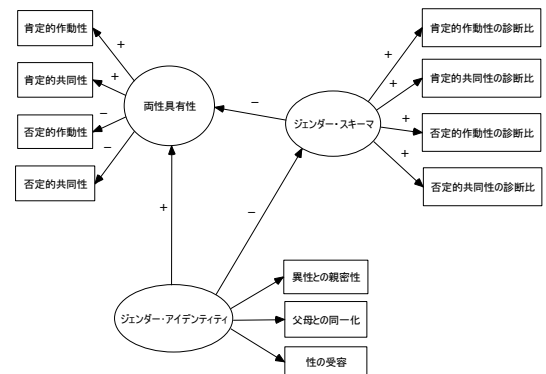


Figure 1. 男性性・女性性の規定モデル (仮説)

<sup>3</sup> たとえば、女性的 (共同性) 特性とされる “人と協力できる” を、男女ともに50%の人がその特性をもつと推定した場合、その人のジェンダー診断比は、女性の確率 (0.5) × 女性の推定割合 (0.5) / 男女全体の推定割合 (0.5) = 0.5となる。

<sup>4</sup> 上記の例で、女性は100%、男性は0%であると推定した場合、その人のジェンダー診断比は、女性の確率 (0.5) × 女性の推定割合 (1.0) / 男女全体の推定割合 (0.5) = 1.0となる。

<sup>5</sup> 上記の例で、女性は0%、男性は100%であると推定した場合、その人のジェンダー診断比は、女性の確率 (0.5) × 女性の推定割合 (0.0) / 男女全体の推定割合 (0.5) = 0.0となる。

アイデンティティ尺度項目を主成分分析し、本研究のデータにとって有効な項目だけで尺度項目を再構成し、ジェンダー・アイデンティティがジェンダー・タイプの規定因として有効かどうかを再検討する。

以上、ジェンダー・スキーマが高いと両性具有性は抑制され、反対に、ジェンダー・アイデンティティが高いとジェンダー・スキーマを抑制すると同時に、両性具有性にも直接、それを促進するという因果関係を仮定し、Figure 1の仮説モデルを検討する。

## 方法

### 調査対象者と調査の実施

関西の4大学の女子大学生に対して、数回の授業において集団で質問紙調査を行った。有効回答者数は343名であった。また、全ての尺度に回答した273名のデータで、構造方程式モデリング(共分散構造分析)を行った。

### 質問紙の構成

肯否両側面の共同性(女性性)と作動性(男性性) 共同性・作動性尺度(Communion-Agency Scale: 以下CASとする; 土肥・廣川, 2004)の各項目が、自分にどのくらいあてはまるかを、4件法のリカート形式で回答させた。反応形式は、“4. かなり当てはまる”, “3. やや当てはまる”, “2. あまり当てはまらない”, “1. 全く当てはまらない”で、得点が高いほどそれらの特性が強いことを示す。各下位尺度(6項目ずつ)の得点範囲は、6点から24点である。

ジェンダー・スキーマの指標 共同性・作動性尺度項目の24項目のそれぞれについて、一般に男性の中には、どのくらい、そのような人がいると思うか、また一般に女性の中には、どのくらい、そのような人がいると思うか、主観的判断で、男性、女性のそれぞれについて、0%から100%まで推定させた。性別化得点は、各項目の男女の

推定割合の差の絶対値を下位尺度ごとに合計して算出した。各下位尺度(6項目ずつ)の得点範囲は、0点から600点である。次にジェンダー診断比に関して、肯定的共同性と否定的共同性の計12項目は、女性の推定割合/(男性の推定割合+女性の推定割合)を求めて、下位尺度ごとに合計して算出した。肯定的作動性と否定的作動性の計12項目は、男性の推定割合/(男性の推定割合+女性の推定割合)を求めて、下位尺度ごとに合計して算出した<sup>6</sup>。各下位尺度の得点範囲は、0点から6点で、肯定的共同性と否定的共同性尺度得点は、高得点ほど女性の推定割合が高く、ジェンダー・スキーマが強いことを示す。肯定的作動性と否定的作動性尺度得点は、高得点ほど男性の推定割合が高く、ジェンダー・スキーマが強いことを示す。**ジェンダー・アイデンティティ尺度(土肥, 1996)** “性の受容”, “父母との同一化”, “異性との親密性”の女性用の各10項目, 計30項目について、CASと同一の方法で回答させた。得点が高いほど、それらの特性が強いことを示す。

## 結果

### ジェンダー・タイプの特定と典型の割合

肯定的作動性と肯定的共同性のメディアン値を参考に、ジェンダー・タイプを特定した。具体的には、肯定的共同性は、19点以上が高群、18点以下が低群、肯定的作動性は15点以上が高群、14点以下が低群となった。さらに、否定的共同性は、18点以上が高群、17点以下が低群となり、否定的作動性は、12点以上が高群、11点以下が低群となった。そして、以下の条件を満たす場合、各ジェンダー・タイプの典型とみなした。まず、典型的両性具有型は、否定的共同性も否定的作動性も低い人である。典型的男性性優位型は、否定的作動性が高く、否定的共同性は低い人である。典型的女性性優位型は、否定的共同性が高く、否定的作動性は低い人である。典型的未分化型は、否定的共同性も否定的作動性も低い人である。

分析の結果、各ジェンダー・タイプの典型の割合と、ジェンダー・タイプを独立変数に否定的共

<sup>6</sup> この算出方法により、Lippa & Connelly (1990) のジェンダー診断比と同一の結果が得られる。

同性と否定的作動性を従属変数とした1要因の分散分析の結果は、Table 1の通りとなった。男性性優位型では、典型が半数以上となったが、未分化型では1割にも満たなかった。また、未分化型の否定的作動性と否定的共同性が、モデルからの予想と反して、双方ともに高かった。男性性優位型の否定的作動性が高いこと、女性性優位型の否定的共同性が高いこと、両性具有型の否定的共同

性と否定的作動性がともに低いことは、モデルからの予想通りであった。

#### ジェンダー・スキーマの指標

各項目の性別化得点と診断比は、Table 2に示す通りである。肯否両側面の共同性12項目は、対応のあるt検定の結果、すべての項目で、有意に男性より女性の推定割合の方が多かった。同様に、肯否両側面の作動性12項目も、有意に女性より男

**Table 1**  
各ジェンダー・タイプの典型の割合と否定的共同性・作動性

ジェンダー・タイプ	両性具有型	男性性優位型	女性性優位型	未分化型
N	116	63	58	105
典型の割合 (%)	34.5%	55.6%	39.7%	9.5%
否定的共同性 $F(3, 333) = 13.84$ ***	16.33 <i>b</i>	15.78 <i>b</i>	18.44 <i>a</i>	18.20 <i>a</i>
否定的作動性 $F(3, 337) = 19.65$ ***	11.50 <i>c</i>	14.11 <i>a</i>	10.34 <i>d</i>	12.61 <i>b</i>

(ダンカンの多重比較検定の結果、*a*, *b*, *c*, *d*の異なる文字間に有意な差があることを示す。)

\*\*\*  $p < .001$

**Table 2**  
共同性－作動性尺度の推定割合と、逆・無ジェンダー・ステレオタイプに評定した者の割合

		推定割合(%)		性別化 得点	診断比	逆ステレオ タイプの 人数割合(%)	無ステレオ タイプの 人数割合(%)
		男性	女性				
(女性性) 肯定的共同性	ありがとうの言葉を口に出せる	60	74	14.0	.56	5.3	26.6
	相手の立場にたって考えられる	54	65	10.7	.55	6.7	37.0
	素直に謝ることができる	54	65	10.1	.55	12.0	32.9
	人をほめるのがうまい	49	68	19.1	.59	7.6	19.8
	人と協力できる	64	69	4.7	.52	13.4	42.3
(男性性) 肯定的作動性	思いやりをもって人と接している	60	68	7.5	.53	8.7	40.8
	積極的に活動する	70	61	9.5	.54	13.7	27.7
	自分の意見は主張する	68	56	11.5	.54	13.5	29.5
	自分に自信がある	62	56	6.1	.55	15.5	44.3
	困難なことにぶつかってもくじけない	64	54	10.2	.55	12.0	29.7
(女性性) 否定的共同性	一度決心すれば、すぐに行動に移す	65	54	10.9	.55	13.7	25.1
	意志が強く、信念を持っている	67	57	9.9	.54	11.1	31.9
	他人のことを気にしすぎる	44	69	25.5	.62	6.1	13.2
	人前で自分の意見をいうのは苦手だ	46	57	11.7	.56	14.9	25.4
	すぐに人に頼ることを考えてしまう	43	65	22.7	.61	10.2	18.7
(男性性) 否定的作動性	人の言葉に傷つきやすい	48	68	19.4	.59	8.2	21.1
	周りの人のことを考えすぎて行動できない	38	54	16.2	.59	9.1	26.9
	人の発言を深読みしすぎる	42	62	20.5	.60	6.7	19.9
	無能な人は我慢できない	59	56	3.1	.51	28.7	27.0
	他人を自分のいいなりにさせる	56	64	15.6	.57	13.7	17.0
(女性性) 肯定的作動性	相手の言い分に耳をかさない	57	49	7.8	.54	17.8	32.7
	人に攻撃的な態度をとる	60	46	14.3	.57	12.0	20.5
	自分とは異なる意見を受け入れることはできない	56	47	8.9	.55	14.6	32.2
	人の失敗は許せない	53	48	5.1	.53	20.2	35.2



性の推定割合の方が多かった。これらの結果は、全体的傾向としては、ジェンダー・ステレオタイプと整合して男女の推定割合を評定していることを示すものであった。ただし、Table 2にもあるように、診断比が0.5に満たず、一般的なジェンダー・ステレオタイプとは逆の男女の推定割合を示す調査対象者も、5.3%から28.7%の範囲で存在していることが明らかになった。さらに、診断比が0.5で、男女の推定割合が同一であると判断した、ジェンダー・ステレオタイプが無い調査対象者の割合も、13.2%から44.3%の範囲で存在していることが明らかになった。

### ジェンダー・アイデンティティ尺度の項目分析

ジェンダー・アイデンティティ尺度30項目の自己評価得点を用いて、主成分分析した。土肥(1996)の下位尺度数にしたがって3主成分を抽出することにし、プロマックス回転させた。その結果、成分負荷量は、Table 3の通りとなった。3主成分とも従来の尺度の下位概念と概ね対応していたため、第1主成分を“異性との親密性”、第2主成分を“父母との同一化”、第3主成分を“性の受容”と命名した。下位尺度間の項目数のバランス、 $\alpha$ 係数、複数の主成分へまたがって高く負荷していないかどうかなどの観点に基づき、

Table 3  
ジェンダー・アイデンティティ尺度項目の主成分分析の結果 (成分負荷量)

尺度項目	成分負荷量		
	第1	第2	第3
○ 親密性) 異性に対しては自分から話しかける方だ	.71	-.00	-.13
○ 親密性) 私はよく一対一のデートをしている	.69	-.04	.16
○ 親密性) 好きな異性に自分から告白できない (R)	.65	.07	-.24
○ 親密性) 異性の友人が多い	.64	-.02	.03
○ 親密性) 好きな異性を前にすると緊張する (R)	.62	.06	-.55
○ 親密性) 好きな異性にはありのままの自分を見せている	.61	.04	.21
○ 親密性) 好きな異性にアピールできる個性がある	.61	.04	.07
○ 親密性) 異性との話題には事欠かない	.60	-.20	.18
○ 親密性) 交際している異性の短所も許せる	.35	.11	.16
○ 同一化) 他の家の子に生まれたかった (R)	-.10	.73	.06
○ 同一化) 私の親は話がわかる	.12	.59	-.02
○ 同一化) 親への反発が今でもある (R)	.09	.57	-.07
○ 同一化) 親は「女のくせに」が口癖だった (R)	.04	.57	-.11
○ 同一化) 親は帰宅が遅いことをとがめる (R)	-.12	.55	-.28
○ 性受容) 女に生まれて損した (R)	.05	.52	.23
○ 性受容) 男として生まれた方が幸せだった (R)	-.03	.47	.22
○ 同一化) 親は私が女であるため旅行を許してくれない (R)	-.26	.43	-.06
○ 性受容) 男に生まれ変わりたい (R)	-.05	.42	.25
○ 同一化) 小さい頃でも親と一緒に旅行に行かなかった (R)	-.08	.42	.19
○ 同一化) 女という理由でいつも家事をさせられる (R)	.16	.40	-.23
○ 同一化) 両親の仲はよかった	.03	.31	.10
○ 親密性) 異性との交際が長続きしない (R)	.17	.20	.04
○ 性受容) 女ならではの人生の楽しみを見つけない	-.13	-.10	.62
○ 性受容) 恋愛についての記事をよく読む	-.05	-.16	.61
○ 性受容) 子どもをもつつもりはない (R)	.04	.17	.56
○ 性受容) 子どもを産まないで人生の重要な部分が欠ける	.05	.05	.55
○ 同一化) 母から女としての生き方を見出した	-.01	.17	.53
○ 性受容) 恋愛は人生で大切だ	.28	.01	.51
○ 性受容) 好きな異性のことを相談する同性友人いる	.27	-.01	.50
○ 性受容) だいたいの出産プランがある	.28	.08	.42
回転後の因子寄与	4.12	3.51	3.70

注) (R) は反転項目, ○のついた項目で, 下位尺度を構成

Table 3 に示した 7 項目ずつを、各下位尺度項目として分析に用いることとした。

### 尺度得点の基本統計量、尺度の信頼性

共同性・作動性尺度 (CAS), 同様の項目を用いて男女の推定割合の評定値から算出した診断比、各下位尺度を 7 項目ずつに改訂したジェンダー・アイデンティティ尺度の、平均値と尺度の信頼性係数は、Table 4 の通りである。どの尺度の信頼性係数もほぼ 0.7 を上回っており、その点での問題は無いと判断した。また、歪度を下位尺度ごとに算出したところ、性別化得点よりも診断比の方が優れている傾向がみられたため、以下の構造方程式モデリングでは、診断比の方を用いることとした。

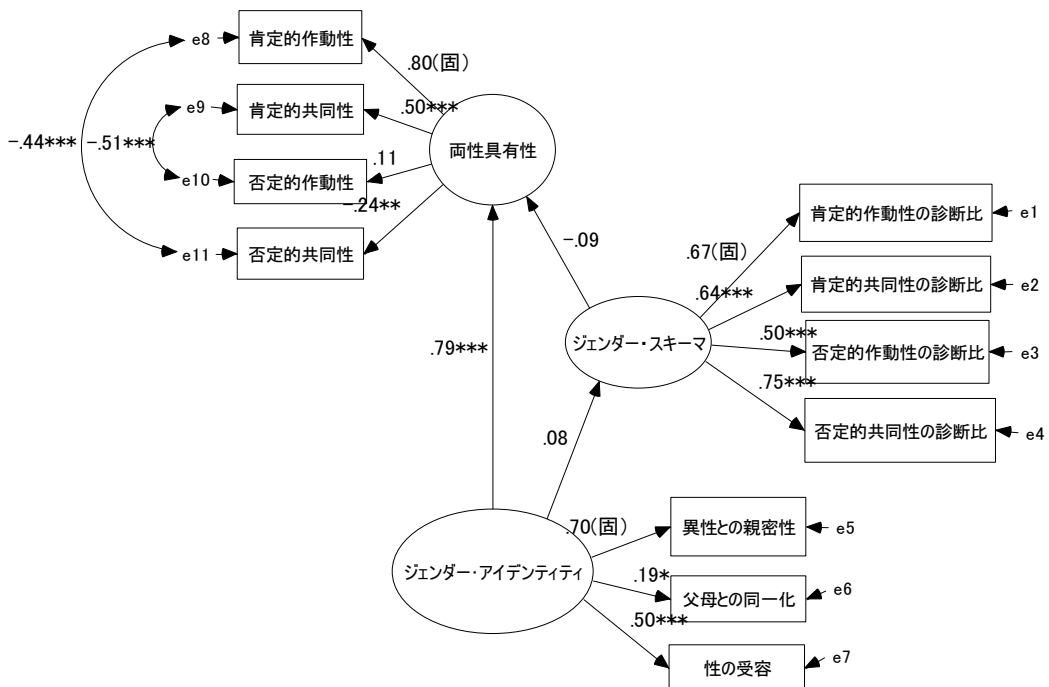
### 構造方程式モデリングの検討

Figure 1 の仮説モデルについて、構造方程式モデリングを行った。その結果、影響指数と因果係数の標準化解は Figure 2 の通りであった。まず、全体的評価は、GFI=.939, AGFI=.896,  $\chi^2(39)=$

103.0, RMSEA=.078, CFI=.887 で、データとモデルとの適合性は十分ではないと判断した。そのため、影響指数が低い観測変数を除くことにした。具体的には、両性具有性因子を肯定的作動性と肯定的共同性だけから構成されるものとし、ジェン

**Table 4**  
尺度得点の基本統計量と信頼性係数

尺度名	下位尺度名	尺度得点の平均値 (SD)	$\alpha$ 係数
共同性・ 作動性尺度	肯定的共同性	18.5 (2.8)	.768
	肯定的作動性	14.9 (3.5)	.802
	否定的共同性	17.1 (3.3)	.691
	否定的作動性	12.1 (3.1)	.775
診断比	肯定的共同性	3.3 (.30)	.636
	肯定的作動性	3.2 (.33)	.703
	否定的共同性	3.6 (.47)	.761
	否定的作動性	3.3 (.40)	.707
ジェンダー・ アイデンティティ尺度	性の受容	21.4 (3.5)	.716
	父母との同一化	21.3 (3.7)	.694
	異性との親密性	16.3 (4.4)	.731



**Figure 2.** 仮説モデルの分析結果

数値は標準化解, (固) は, 固定母数, \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

ダー・アイデンティティは性の受容と異性との親密性だけから構成されるものとした。この修正モデル (Figure 3) を分析したところ、GFI=.960, AGFI=.922,  $\chi^2(17)=39.5$ , RMSEA=.070, CFI=.943となり、適合性は高まり、適合性はほぼ十分であると判断した。ただし、この修正モデルの因果指数から明らかな通り、ジェンダー・アイデンティティは両性具有性を促進することは実証できたが、ジェンダー・アイデンティティがジェンダー・スキーマを抑制することや、ジェンダー・スキーマが両性具有性を抑制することについては実証できなかった。

### 考察

本研究の第一の目的は、共同性・作動性尺度で肯否両側面の作動性と共同性を測定し、ジェンダー・タイプのそれぞれにおいて、否定的共同性と否定的作動性の高低が土肥・廣川 (2004) の仮説通りに認められるかどうかを検討することであった。分析の結果、肯定的共同性と肯定的作動性の高低

によって特定したジェンダー・タイプの中で、否定的側面がモデルの予測通りになった典型的な割合は、男性性優位型では比較的高かったものの、未分化型では10%にも満たなかった。この最も大きな原因は、未分化型はモデルとは反し、否定的共同性も否定的作動性も高い傾向を示したことによる。土肥・廣川 (2004) の仮説では、ジェンダーに関する自己概念の発達の最初の段階が未分化型であると考えられることから、否定的側面も未発達であろうと考えた。しかし、大学生の段階では、既にそれまでのジェンダーの社会化によって、肯定的な共同性や作動性よりも、先に否定的な共同性や作動性が備わったと考えられる。そして発達段階が進むにつれ、肯定面が高まり、否定面が抑制されることが示唆された。未分化型以外のジェンダー・タイプでは、規定モデルを支持する結果が、一応得られた。すなわち、両性具有型は否定的共同性と否定的作動性が共に低く、男性性優位型では否定的作動性が、女性性優位型では否定的共同性が高くなることがわかった。ただし、男性

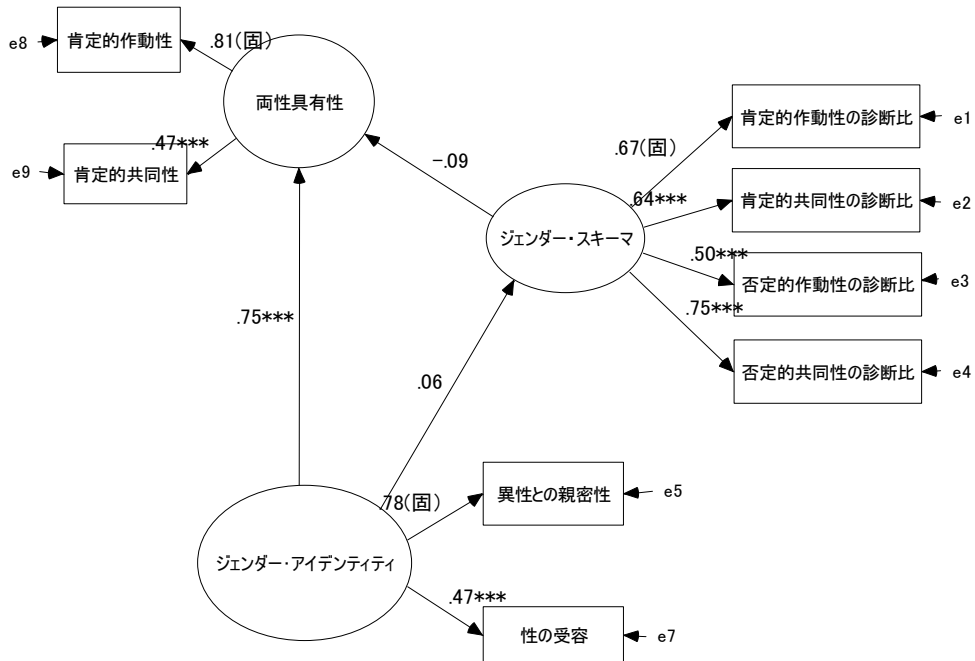


Figure 3. 修正モデルの分析結果

数値は標準化解, (固) は, 固定母数, \*\*\*  $p < .001$



性優位型では肯否両側面とも作動性が高く、女性性優位型では肯否両側面とも共同性が高いという結果から、ジェンダー・スキーマが影響していると判断することはできない。ジェンダーの診断比を従属変数にした分散分析の結果からは、ジェンダー・タイプによる診断比の差は認められなかったからである。したがって、ジェンダー・スキーマが自己概念の形成に影響を及ぼすという規定モデルの仮説は支持することができず、今後、再検討する必要があることがわかった。

本研究の第二の目的は、男性性・女性性の規定モデルの妥当性を、構造方程式モデリングにより検討することであった。構造方程式モデリングの全体的評価から、男性性・女性性の規定モデルでは十分な適合性は得られなかった。その原因として第一に考えられる最も重要な点は、ジェンダー・アイデンティティからジェンダー・スキーマへの因果係数と、ジェンダー・スキーマから両性具有性への因果係数が、ともに非常に低かったことである。それとは対照的に、ジェンダー・アイデンティティから両性具有性への因果係数は十分に高かった。この結果より、ジェンダー診断比という新しい指標を用いたのにもかかわらず、今回も土肥（1998）の先行研究と同様、ジェンダー・スキーマによるジェンダー・タイプの判別ができないことが明らかになった。つまり、女子大学生においては、ジェンダー・スキーマは男性性や女性性の規定因にはならないということである。

Lippa（1998）は、一口にジェンダー・スキーマといっても、職業や趣味などの分野によって診断比が異なることを示している。土肥（1995b）においては、ジェンダー・スキーマは自己に関する性格特性の場合は特別なものとなっており、自己とは関連しないスキーマとは異なるのではないかと考察した。さらに柏尾・土肥（2000）においても、ジェンダー・スキーマとジェンダー・タイプとの関連が見られなかった。その原因の一つとして、おそらく両性具有型の人々は、状況に応じて複数の種類の異なるジェンダー・スキーマを使い分けているのではないかと推測した。 今後は、

自己の性格特性をはじめとした広範囲の領域のジェンダー診断比を測定することで、ジェンダー・スキーマが領域によってどのように異なるのか、また個人の自己概念の形成に影響する領域はどれか、などを検討する必要がある。

男性性・女性性の規定モデルが支持されなかった第二の原因に関しては、仮説モデルを修正後、肯定的共同性と肯定的作動性だけで両性具有性の概念を測定した場合のみモデルが適合し、両性具有性の否定的共同性と否定的作動性への影響指数が十分ではなかったことに注目したい。両性具有性を否定的共同性と否定的作動性のみで測定したモデルでは収束せず、正常解が得られなかった。これは、否定的側面は自分では認め難く、意識下にある特性である可能性が考えられ、従って否定的側面は質問紙の自己評定では把握しにくいことが、モデルを支持できなかった原因として考えられる。

Bem（1974）以降、男性性・女性性は自己評価形式の質問紙で回答させているが、男性性・女性性に無意識的なものまで含めることも、検討の余地がある。無意識の男性性・女性性に関しては、古くはユングのアニマ、アニムスの概念がある。ただしアニマ、アニムスの実証的には把握されていないし、男性の中の女性性、女性の中の男性性という異性的要素の意味合いが強い。しかし意識下の作動性、共同性も、情報の自動的処理（Chaiken & Trope, 1999）の測定と同様に、方法次第で測定可能になると思われる。

また、投映法は、個人のケース研究のためだけでなく、図版の認知傾向の面から、共同性・作動性の指標になる可能性があると考えられる。たとえば、水澤・中澤・土肥（2008）は、ロールシャッハ・テストによって明らかにされる作動性・共同性の傾向と、質問紙の傾向とを関連づける試みをした。さらに、ロールシャッハ・テストの図版は、1つのシミを折りたたんで広げて作成したため、1つの図形として見ることもできるし、また左右対称の図が2つあると見ることもできる。これが共同性と作動性のどちらを志向するかと関連があ

るのではないか。つまり、共同性を志向する個人は、2つの図形があって、その間に何らかの関連があると認知し、作動性を志向する個人は、1つの図形として認知する傾向が見られる可能性がある。今後も自己評価の質問紙以外の方法での共同性・作動性の測定について、検討を重ねたい。

## 引用文献

- Bakan, D. (1966). *The duality of human existence*. Chicago: Land McNally.
- Bakan, D. (1990). *Duality of human existence: Isolation & communion in Western Man*. Columbia University Press.
- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **42**, 155-162.
- Bem, S. L. (1981). Gender schema theory: A cognitive account of sex typing. *Psychological Review*, **88**, 354-364.
- Chaiken, S. & Trope, Y. (Eds.) (1999). *Dual-process theories in social psychology*. New York: Guilford Press.
- 土肥伊都子 (1995a). 心理学的男女両性具有性の形成に関する一考察 心理学評論, **37**, 192-203.
- (Dohi, I. (1995a). A consideration on the formation of psychological androgyny. *Japanese Psychological Review*, **37**, 192-202.)
- 土肥伊都子 (1995b). ジェンダーに関する役割評価・自己概念とジェンダー・スキーマ——母性・父性との因果分析を加えて—— 社会心理学研究, **11**, 84-93.
- (Dohi, I. (1995b). Gender-related role evaluation of self-concept and gender schema: A causal analysis of motherhood/fatherhood. *Japanese Journal of Social Psychology*, **11**, 84-93.)
- 土肥伊都子 (1996). ジェンダー・アイデンティティ尺度の作成 教育心理学研究, **44**, 187-194.
- (Dohi, I. (1996). Construction of gender identity scale. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **44**, 187-194.)
- 土肥伊都子 (1998). 男性性・女性性の規定モデルの実証的検討 四天王寺国際仏教大学紀要, **30**, 92-107.
- (Dohi, I.)
- 土肥伊都子 (2006). 男らしさ・女らしさ 福富護 (編) 講座心理学14 ジェンダー心理学 朝倉書店 pp.105-120.
- (Dohi, I.)
- 土肥伊都子・廣川空美 (2004). 共同性・作動性尺度 (CAS) の作成と構成概念妥当性の検討——ジェンダー・パーソナリティの肯否両側面の測定—— 心理学研究, **75**, 420-427.
- (Dohi, I., & Hirokawa, K. (2004). Development of CAS (Communion-Agency Scale): Measurement of positive and negative aspects of gender personality. *The Japanese Journal of Psychology*, **75**, 420-427.)
- 土肥伊都子・廣川空美・水澤慶緒里 (2008). 共同性—作動性尺度の構成概念妥当性の検討 神戸松蔭女子学院大学研究紀要, **49**, 1-16.
- (Dohi, I., Hirokawa, K., & Mizusawa, K. (2008). A test of construct validity of Communion-Agency Scale (CAS). *Shoin review (Kobe Shoin Women's University)*, **49**, 1-16.)
- Hirokawa, K. & Dohi, I. (2007). Agency and communion related to mental health in Japanese young adults. *Sex Roles*, **56**, 517-524.
- Hyde, J. S. (1985). *Half the human experience. The psychology of women*. D. C. Health and company.
- 柏尾眞津子・土肥伊都子 (2000). ジェンダー・スキーマの多次元性に関する検討——性格特性と被服・化粧行動の場合—— 繊維製品消費科学, **41**, 884-894.
- (Kashio, M. & Dohi, I. (2000). A study on the multi-dimensionality of gender schema. : In the case of personality traits and clothing, make-up behavior. *Journal of the Japan Research Association for Textile End-uses*, **41**, 884-894.)

- Lippa, R. A. & Connelly, S. C. (1990). Gender diagnosticity: A new Bayesian approach to gender-related individual difference. *Journal of personality and social psychology*, **59**, 1051-1065.
- Lippa, R. (1998). Gender-related individual differences and the structure of vocational interests: The importance of the people-things dimension. *Journal of personality and social psychology*, **74**, 996-1009.
- Marsh, H. W. & Byrne, B. M. (1991). Differentiated additive androgyny model: Relations between masculinity, femininity, and multiple dimensions of self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, **61**, 811-828.
- 水澤慶緒里・中澤 清・土肥伊都子 (2008). 投映法から見たジェンダー・パーソナリティの研究——共同性・作動性尺度とロールシャッハ・テストを用いて—— 日本心理学会第72回大会発表論文集, 1430.  
(Mizusawa, K., Nakazawa, K., & Dohi, I.)
- Spence, J. T., Helmreich, R. L., & Stapp, J. (1975). Ratings of self and peers on sex role attitudes and their relation to self-esteem and conceptions of masculinity and femininity. *Journal of Personality and Social Psychology*, **32**, 29-39.
- Spence, J. T., Helmreich, R., & Holahan, C. K. (1979). Negative and positive components of psychological masculinity and femininity and their relationships to self-reports of neurotic and acting out behaviors. *Journal of Personality and Social Psychology*, **37**, 1673-1682.

——2008. 9. 1 受稿, 2008. 12. 16 受理——