

【論文】

職域に対する性タイピングの社会的な規定要因

田 磨 裕 祐

1 はじめに

男女がそれぞれ異なる職業、職務、職階、雇用形態で働いていること、すなわち男性と女性とで就きやすい職域が分かれていることを、性別職域分離という。性別職域分離の存在は、当該社会における就業の自由に性別による制約があることを示唆するものであり、男女の就業機会の平等という価値基準から判断して望ましいものではない。また性別職域分離は、結果の不平等、すなわち男女の不合理な賃金格差をもたらす構造的な要因として重要視されている（England 1992、中田 2002、森 2005、高松 2012）¹⁾。

性別職域分離には、仕事の「内容」に沿った水平的分離と、「階層性」に沿った垂直的分離という2つの捉え方がある。日本社会においては、他のアジア諸国と同様に、水平的分離の程度は比較的に低いことが知られている（Anker 1998）²⁾。その一方で、管理職に占める女性の割合が、欧米諸国や韓国以外のアジア諸国と比較して際立って低く、明瞭な垂直的分離が存在している（労働政策研究・研修機構編 2017）。また、日本社会に特有のコース別雇用管理制度の運用において、総合職を男性が占め、一般職を女性が占めている状況も、垂直的分離と言えるだろう³⁾。

性別職域分離を説明する諸理論には、新古典派的資本論や制度派理論といった労働経済学からのアプローチと、企業組織論や地位達成モデル、社会化理論といった社会学や社会心理学からのアプローチがある（ホーン川嶋 1994、合場 1996）。M. Charles と D. Grusky（2004）は、これら双方

の視点を踏まえ、包括的な理論枠組みを提示している。それによると、女性が（ないしは男性が）本質的に備えているとみなされる特性が、ある職域において必要とされる特性と合致するとき、その職域は女性向き（ないしは男性向き）であると認識される。たとえば、女性は本質的に他者への配慮や温かさの表出といったことに長けているので、そのような能力が求められるサービスや養育・教育の仕事は女性向きであるといった認識が、その典型である。そのような認識が形成され、普遍性を獲得すると、ある種のイデオロギーとして機能するようになり、労働力の需要側（雇用主）による差別的な人事管理が「正当化」されるだけでなく、供給側（働き手）の選好や自己評価、あるいは労働へのコミットメントの程度といったさまざまな要因が媒介となって、性別職域分離が維持・再生産される（Charles and Grusky 2004: 15-21）。

以上の説明に依拠するならば、性別職域分離のメカニズムの要に位置づけられるのは、ある職域を女性向き／男性向きとみなす人々の認識である。これは一般に、性タイピング（sex typing）と呼ばれる認識の様態である⁴⁾。職域に対する性タイピングを強化ないし抑制する要因を明らかにすることは、性別職域分離を緩和し、職域統合を実現させるために重要である。本稿では、日本社会を対象とした量的な社会調査データから、どのような職域が女性向き／男性向きと認識されているのかを示した上で、その社会的な規定要因を分析する。

2 先行研究と本稿の問い

職域に対する性タイピングの規定要因を検討する際には、さしあたり2つの分析視角が考えられる。すなわち、職域のどのような特性が性タイピングを生み出しているのかという問いと、諸個人のどのような特性が性タイピングと関連しているのか、言い換えれば、どのような特性を持った人びとが性タイピングを保持する傾向にあるのかという問いである。前者は、性タイピングの形成プロセスそのものに焦点を据えるものであり、後者はより大きな視点から、性タイピングが社会的属性とどのように結び付いているのかを明らかにしようとするものである。

先行研究が主に検討してきたのは、第1の問い、職域の特性に注目した問いである。それによれば、職域に対する性タイピングの最大の規定要因は、その職域の女性比率である (Adachi 2013)。つまり、女性が多く占める職域は「女性向き」であると認識され、男性に占められている職域は「男性向き」であると認識される⁵⁾。他方で、その職域の平均的な収入や労働時間、その職域が含む作業の特性 (人と関わる仕事であるか、モノやデータを扱う仕事であるか)、あるいはその作業の特性に付与されたジェンダーステレオタイプの効果はさほど大きくはないか、無視できる程度であり、女性比率の効果と比べれば重要なものではない (Krefting et. al 1978, Krefting and Berger 1979, Adachi 2013)。以上のような実証研究の知見は、性タイピングと性別職域分離の関連において、後者の実態が前者にフィードバックする影響力の大きさを示唆するものであり、性別職域分離が維持・再生産されるメカニズムの解明に一定の貢献をなしている⁶⁾。

他方で、第2の問い、諸個人の特性に注目した問いに取り組んだ研究は少ない。当人の性別の効果については、男女で性タイピングのあり方が異なることが報告されている。すなわち、女性職域を「女性向き」であるとする傾向が強いのは男性

であり、男性職域を「男性向き」であるとする傾向が強いのは女性である (Adachi 2013)。しかし、当人の社会・経済的地位のような、より社会的な特性の効果については、これまで明らかにされていない。そこで本稿では、解明が不十分である第2の問い、諸個人のどのような特性が職域に対する性タイピングと関連しているのかについて検討する。

諸個人の社会的な特性のうち、ここではまず、教育水準と性タイピングとの関連を検証する。高い教育水準は、伝統的な性別役割規範を否定し平等主義的な価値観をもたらすとともに、知識や技能といった人的資本を高める。これらはいずれも、労働市場における属性主義的な評価を忌避し、業績主義的な評価を重視する考え方につながるだろう。したがって、教育水準と性タイピングとの間には、負の関連が予想される。次に、労働市場における地位と性タイピングとの関連について検証する。ここでは特定の仮説は設定せず、探索的な分析を行うが、特に採用や配置転換、昇進、教育訓練といった人事管理に影響力を有する地位カテゴリに注目する。仮にそのような地位において性タイピングが保持されているとすれば、性差別的な人事管理によって性別職域分離が維持されているという見方の根拠となる。

3 データおよび変数と分析手法

3.1 データ

本稿で用いるデータは、2017年2月に実施されたモニター方式のインターネット調査 (生活スタイルと社会意識に関する調査・第1次調査) によって得られたものである。性別 (男性・女性)、年齢別 (20-39歳・40-59歳)、学歴別 (中学および高校卒・短大および専門学校卒・大学および大学院卒)、居住地別 (大都市圏・非大都市圏) に、母集団における分布に近似するようケースの割当を設定し、規定の割当を満たす721ケースを回収した⁷⁾。このうち分析に使用するのは、回答

時間が極端に短いケースや、選択肢形式（リッカート尺度）の質問において同一回答を繰り返しているケースなど、サテイスフェイスが強く疑われるものを除いた714ケースである。

3.2 職域に対する性タイピングの指標

この調査では7つの職域について、それぞれが「男性向き」であると思うか、それとも「女性向き」であると思うかを尋ねた。具体的には、物品を製造する仕事、肉体労働の仕事、事務の仕事、商品を販売する仕事、接客の仕事、人の世話をする仕事、リーダーとして人をまとめたり管理する仕事のそれぞれに対して、5段階（男性の方が向いている、どちらかと言えば男性の方が向いている、どちらかと言えば女性の方が向いている、女性の方が向いている、どちらか一方の性別が向いているとは思わない）の尺度による評価を求めた。職域の単位には、職業や職務など様々な水準が考えられるが、ここでは日本標準職業分類の大分類や、SSM職業大分類に近いカテゴリを用いた。

規定要因の分析に入る前に、それぞれの職域に対してどのような性タイピングがなされているのかを確認しておこう。表1は、それぞれの職域がどちらの性に向いているのかについての回答者の認識の記述統計である。肉体労働を除いたいずれの職域においても、「どちらか一方の性別が向いているとは思わない」とするジェンダー中立的な

回答が40%前後を占めている。その上で、物品製造や肉体労働、管理をする仕事に対しては、「男性向き」か「どちらかと言えば男性向き」という回答が多くを占めている。他方で、事務や販売、接客、世話をする仕事については、「女性向き」もしくは「どちらかと言えば女性向き」とする回答の割合が多い。

どちらかの性に職域への適性を認める回答のうち、多数派の認識が、本稿が目指す典型的な性タイピングである。物品製造や肉体労働といったマニュアル労働を「男性向き」とし、事務や販売、接客、世話といったノンマニュアル労働を「女性向き」とする性タイピングは、水平的な性別職域分離と結びつくものである。また、リーダーとして管理する仕事が「男性向き」であるという性タイピングは、垂直的分離と対応している。

他方で、肉体労働が「女性向き」であるという回答や、事務が「男性向き」であるという回答のように、多数派とは逆の認識も存在している。これらの認識は、普遍的ではないためステレオタイプとは呼べないが、性に基づいた評価を行っているという点では多数派と同様である。本稿ではこれら少数派の回答を、便宜的に非典型的な性タイピングと呼ぶ。なお物品製造については、他の職域と比較してバランスのとれた回答分布が見られるが、「(どちらかと言えば)男性向き」を典型的な性タイピング、「(どちらかと言えば)女性向

表1. 職域がどちらの性に向いているかについての認識 (相対度数・%・N=714)

	物品製造	肉体労働	事務	販売	接客	世話	管理
男性向き	8.3	45.8	0.8	0.7	0.7	1.0	10.9
どちらかと言えば 男性向き	28.9	40.2	4.8	7.3	3.4	4.2	35.9
ジェンダー中立	43.6	9.8	36.1	40.1	39.1	35.6	43.4
どちらかと言えば 女性向き	14.7	2.9	35.0	35.7	38.0	36.0	8.3
女性向き	4.6	1.3	23.2	16.2	18.9	23.2	1.5

き」を非典型的な性タイピングとする。

3.3 分析モデルと変数

本稿では、諸個人のどのような特性が職域に対する性タイピングと結びついているのかを検討するために、多項ロジットモデルによる分析を行う。多項ロジットモデルは、従属変数が3つ以上のカテゴリによって構成される回帰モデルである。ここでは、表1に示した5段階の回答を、「男性向き」「女性向き」「ジェンダー中立」の3カテゴリに縮約し、従属変数として用いる。ただし7つの職域のそれぞれで、「男性向き」および「女性向き」の意味解釈が異なる。物品製造、肉体労働、管理については、「男性向き」とする回答が典型的な性タイピング、「女性向き」が非典型的な性タイピングである。他方で、事務、販売、接客、世話では、「女性向き」を典型、「男性向き」を非典型と解釈する。

本稿のモデルは、「ジェンダー中立」を基準カテゴリとし、「男性向き」および「女性向き」の対数オッズを予測する2つの回帰式を同時に推定するものである。モデルには、諸個人の様々な特性を独立変数として投入するが、係数が正の値であれば、その特性が典型的な、ないしは非典型的な性タイピングを強化すると解釈できる。逆に負の値であるならば、その特性は性タイピングを抑制し、基準カテゴリであるジェンダー中立的な認識を強めると解釈できる。

モデルに投入する独立変数のうち、主として注目するのは、2節で述べたように教育水準と労働市場における地位である。教育水準は、回答者の最終学歴に基づいた「中学・高校卒」「短大・高専・専修学校卒」「大学・大学院卒」の3カテゴリとし、通常のダミーコーディングによって変数を作成した。労働市場における地位は、回答者の従業上の地位と役職の情報を組み合わせ、「経営者・役員・自営」「正規雇用（役職あり）」「正規雇用（役職なし）」「非正規雇用」「無職」の5カテゴリとし、このうち「無職」を「-1」とする

エフェクトコーディングによって変数を作成した⁸⁾。その他に、回答者の性別と年齢を統制変数として投入する。性別については、女性ダミーを作成した。年齢は「20歳代」「30歳代」「40歳代」「50歳代」の4カテゴリとし、それぞれ通常のダミー変数を作成した。

独立変数の記述統計は、表2のようである。前述のようにこの調査では、年齢について20-39歳と40-59歳という2つの区分でケースの割当を行っているが、20歳代の回答者の割合がやや少ない点に注意する必要がある。

4 分析結果

多項ロジットモデルの結果を示す前に、職域に対する性タイピングと個別の独立変数とのクロス集計を表3に示す。表中で網掛けをしている箇所は、カイ2乗検定が5%水準で有意であった組み合わせである。

回答者の性別は、物品製造、肉体労働、販売といった職域に対する性タイピングと有意な関連を示している。物品製造と販売に対して、男性は「男性向き」、女性は「女性向き」とする傾向があり、「ジェンダー中立」は女性に多く見られる。肉体労働については、女性が「男性向き」であるとし、「ジェンダー中立」は男性に多く見られる。Adachi (2013) が示したような、男性が女性職域を「女性向き」とし、女性が男性職域を「男性向き」とするといった傾向は、肉体労働、接客、世話といった職域にのみ認められる（ただし、接客と世話は有意な関連ではない）。

次に年齢は、物品製造と世話に対する性タイピングと有意な関連を示している。年齢が低いほど、両職域を「男性向き」する傾向がある。この傾向は、若年層が、物品製造に対する典型的な性タイピングと、世話に対する非典型的な性タイピングを保持していることを示すものである。

教育水準は、事務に対する性タイピングと有意な関連を示している。中学・高校卒は、事務を

表 2. 分析に用いた独立変数の記述統計 (N = 714)

変数	相対度数 (%)	変数	相対度数 (%)
性別：男性	50.4	従業上の地位：	
女性	49.6	経営者・役員・自営	11.1
年齢：20 歳代	9.0	正規雇用役職あり	15.7
30 歳代	36.1	正規雇用役職なし	24.1
40 歳代	29.7	非正規雇用	23.4
50 歳代	25.2	無職	25.8
学歴：中学校卒	3.2		
高校卒	41.5		
短大・高専・専修卒	24.9		
大学・大学院卒	30.4		

「女性向き」とし、大学・大学院卒は「ジェンダー中立」とする傾向がある。つまり教育水準は、典型的な性タイピングと負の関連がある。他の職域においても、有意とはならないが、同様の負の関連が見られる。

最後に労働市場における地位は、物品製造と管理を除いた5つの職域で有意な関連を示している。その関連のあり方は、経営者・役員・自営や役職のある正規雇用が、性タイピングを保持していることを示すものである。興味深いことに経営者・役員・自営は、それぞれの職域に対する典型的な性タイピングだけではなく、非典型的な性タイピングも保持する傾向にある。その一方で、役職のない正規雇用や非正規雇用は、いずれの職域に対しても「ジェンダー中立」とする傾向が見られる。

続いて、職域に対する性タイピングの多項ロジットモデルの推定結果を、表4に示す。従属変数の基準カテゴリは「ジェンダー中立」である。表の上半は「男性向き」の、下半は「女性向き」の対数オッズを予測する回帰分析の推定結果である。なお紙幅の都合により、切片の係数等は表記していない。

女性ダミーは、肉体労働を「男性向き」とする

モデルにおいて有意な効果を示した。女性は男性と比較して、肉体労働に対する典型的な性タイピングを保持する傾向にある。また女性ダミーは、10%水準で、販売の非典型的な性タイピングに負の効果を持つ。すなわち、クロス集計でも見られたように、女性は販売を「ジェンダー中立」とする傾向がある。クロス集計で性別との有意な関連が示された物品製造については、多項ロジットモデルでは有意ではなかった。

次に年齢は、物品製造、事務、世話といった職域を「男性向き」とするモデルにおいて有意な効果を示した。20歳代や30歳代は（基準カテゴリである）50歳代と比較して、物品製造に対する典型的な性タイピングと、事務および世話に対する非典型的な性タイピングを保持する傾向にある。

低い教育水準は、物品製造、肉体労働、そして10%水準ではあるが、管理を「男性向き」とするモデルにおいて有意な効果を示した。また、同じく物品製造や肉体労働と、事務および販売を「女性向き」とするモデルにおいても有意な効果を示した。中学・高校卒は（基準カテゴリである）大学・大学院卒と比較して、これらの性タイピングを保持する傾向にある。この結果は裏を返せば、

表3. 職域に対する性タイプイングと個人の特性のクロス集計 (相対度数・行%・N = 714)

	物品製造		肉体労働		事務		販売		接客		世話		管理								
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性							
男性	41.7	16.7	81.4	6.1	7.2	37.5	55.3	10.6	37.5	51.9	3.9	36.1	60.0	5.3	34.2	60.6	48.1	41.4	10.6		
女性	32.5	45.5	22.0	7.1	4.0	34.7	61.3	5.4	42.7	52.0	4.2	42.1	53.7	5.1	37.0	57.9	45.5	45.5	9.0		
20歳代	50.0	35.9	14.1	82.8	10.9	6.3	34.4	59.4	9.4	39.1	51.6	3.1	42.2	54.7	10.9	42.2	46.9	45.3	40.6	14.1	
30歳代	40.3	38.8	20.9	86.4	9.7	3.9	6.6	33.7	59.7	8.9	38.0	53.1	5.4	36.4	58.1	7.8	31.8	60.5	45.3	43.8	10.9
40歳代	36.3	44.3	19.3	86.8	9.9	3.3	7.1	36.3	56.6	7.1	40.6	52.4	2.8	42.0	55.2	2.4	38.7	59.0	46.7	43.9	9.4
50歳代	28.9	52.2	18.9	85.6	9.4	5.0	2.2	40.0	57.8	7.2	42.8	50.0	3.9	38.3	57.8	2.8	35.0	62.2	49.4	43.3	7.2
中学・ 高校卒	39.8	39.2	21.0	88.4	7.2	4.4	5.6	30.1	64.3	8.8	38.2	53.0	5.0	37.3	57.7	5.6	34.2	60.2	51.4	38.9	9.7
短大・高専 ・専修卒	36.0	45.5	18.5	85.4	10.1	4.5	5.1	33.7	61.2	5.6	38.2	56.2	2.2	39.3	58.4	4.5	38.2	57.3	40.4	47.8	11.8
大学・ 大学院卒	34.1	48.4	17.5	82.9	13.4	3.7	6.0	47.0	47.0	8.8	44.2	47.0	4.1	41.5	54.4	5.1	35.5	59.4	45.2	46.5	8.3
経営者・役員 ・自営	43.0	35.4	21.5	81.0	8.9	10.1	12.7	24.1	63.3	20.3	26.6	53.2	11.4	27.8	60.8	15.2	24.1	60.8	58.2	30.4	11.4
正規雇用 (役職あり)	40.2	43.8	16.1	91.1	6.3	2.7	4.5	38.4	57.1	7.1	40.2	52.7	0.9	38.4	60.7	0.9	34.8	64.3	47.3	45.5	7.1
正規雇用 (役職なし)	37.8	45.3	16.9	81.4	15.1	3.5	6.4	37.8	55.8	7.0	41.9	51.2	3.5	40.1	56.4	5.8	36.6	57.6	41.3	47.7	11.0
非正規雇用	39.5	43.7	16.8	88.6	7.2	4.2	1.8	39.5	58.7	4.8	42.5	52.7	1.8	41.9	56.3	2.4	41.9	55.7	47.9	42.5	9.6
無職	29.9	45.1	25.0	87.0	9.8	3.3	6.0	35.3	58.7	7.1	41.8	51.1	5.4	40.8	53.8	5.4	34.2	60.3	45.7	44.6	9.8

注) 数値は、行側の変数と行頭のそれぞれの職域をクロスしたときの行%である。網掛けは、カイ2乗検定の結果が5%水準で有意であることを示す。

表 4. 職域に対する性タイピングの要因分析・多項ロジットモデル

	物品製造	肉体労働	事務	販売	接客	世話	管理
【男性向き】							
女性	-0.305 (0.199)	0.881 ** (0.303)	-0.344 (0.415)	-0.615 † (0.353)	0.206 (0.455)	0.250 (0.413)	-0.115 (0.186)
20 歳代	1.137 ** (0.337)	0.025 (0.498)	1.510 † (0.776)	0.773 (0.576)	-0.059 (0.859)	1.515 * (0.670)	0.131 (0.322)
30 歳代	0.759 ** (0.231)	0.259 (0.346)	1.493 * (0.595)	0.569 (0.397)	0.697 (0.512)	1.481 ** (0.555)	0.026 (0.210)
40 歳代	0.389 † (0.235)	-0.146 (0.353)	1.305 * (0.594)	0.080 (0.422)	-0.390 (0.591)	-0.271 (0.668)	-0.086 (0.215)
中学・高校卒	0.537 * (0.207)	0.744 * (0.308)	0.595 (0.413)	0.396 (0.344)	0.585 (0.464)	0.603 (0.440)	0.361 † (0.192)
短大・高専 ・専修卒	0.273 (0.236)	0.205 (0.334)	0.273 (0.483)	-0.051 (0.439)	-0.565 (0.640)	-0.108 (0.522)	-0.086 (0.222)
経営者・役員 ・自営	0.379 † (0.227)	0.209 (0.351)	1.332 ** (0.381)	1.264 ** (0.314)	1.714 ** (0.431)	2.013 ** (0.413)	0.521 * (0.219)
正規雇用 (役職 あり)	0.070 (0.197)	0.731 * (0.349)	-0.236 (0.436)	-0.271 (0.353)	-1.278 (0.842)	-1.322 (0.840)	-0.127 (0.186)
正規雇用 (役職 なし)	-0.213 (0.164)	-0.553 * (0.229)	-0.038 (0.330)	-0.392 (0.296)	-0.056 (0.434)	0.052 (0.381)	-0.309 * (0.156)
非正規雇用	0.018 (0.170)	-0.002 (0.284)	-1.231 * (0.510)	-0.549 (0.339)	-0.774 (0.545)	-0.910 † (0.491)	-0.012 (0.161)
【女性向き】							
女性	0.213 (0.241)	-0.454 (0.553)	0.269 (0.189)	-0.112 (0.184)	-0.208 (0.183)	0.017 (0.187)	-0.364 (0.309)
20 歳代	0.191 (0.453)	0.528 (0.786)	0.334 (0.324)	0.240 (0.317)	-0.035 (0.309)	-0.367 (0.318)	0.813 (0.504)
30 歳代	0.541 * (0.271)	-0.027 (0.579)	0.393 † (0.214)	0.250 (0.210)	0.114 (0.209)	0.144 (0.214)	0.436 (0.375)
40 歳代	0.166 (0.277)	-0.545 (0.611)	0.026 (0.217)	0.098 (0.214)	-0.132 (0.212)	-0.148 (0.214)	0.244 (0.391)
中学・高校卒	0.478 † (0.253)	0.954 † (0.540)	0.883 ** (0.196)	0.348 † (0.192)	0.259 (0.190)	0.131 (0.195)	0.425 (0.336)
短大・高専 ・専修卒	0.065 (0.290)	0.717 (0.607)	0.624 ** (0.222)	0.401 † (0.219)	0.226 (0.216)	-0.079 (0.221)	0.405 (0.365)
経営者・役員 ・自営	0.434 (0.272)	0.956 * (0.485)	0.624 ** (0.236)	0.415 † (0.230)	0.346 (0.223)	0.379 (0.234)	0.495 (0.345)
正規雇用 (役職 あり)	-0.095 (0.255)	-0.039 (0.606)	0.046 (0.190)	-0.018 (0.188)	-0.010 (0.184)	0.019 (0.188)	-0.390 (0.344)
正規雇用 (役職 なし)	-0.224 (0.206)	-0.840 † (0.441)	-0.186 (0.158)	-0.154 (0.154)	-0.119 (0.152)	-0.113 (0.156)	-0.110 (0.251)
非正規雇用	-0.244 (0.216)	0.235 (0.455)	-0.291 † (0.162)	-0.113 (0.159)	-0.100 (0.157)	-0.283 † (0.159)	0.004 (0.271)
NagelkerkeR ²	0.061	0.085	0.085	0.051	0.053	0.081	0.034
N	714	714	714	714	714	714	714

注) 従属変数の参照カテゴリは「ジェンダー中立」。括弧内は標準誤差。** $p < .01$ 、* $p < .05$ 、† $p < .10$
 年齢と教育水準の基準カテゴリは、それぞれ「50 歳代」と「大卒・大学院卒」である。労働市場にお
 ける地位については「無職」を-1とするエフェクトコーディングを行った。

大学・大学院卒において、典型的な、ないしは非典型的な性タイピングが抑制されていることを示す。

労働市場における地位の係数の解釈は、通常のダミーコーディングではなくエフェクトコーディングによって変数を作成しているため、特定の基準カテゴリとの比較ではなく全体平均との比較においてなされる。モデルの推定結果は、経営者・役員・自営が、ほぼ全ての職域において、典型的な、ないしは非典型的な性タイピングを保持しているという傾向を示している。他方で、役職を持たない正規雇用や非正規雇用といったカテゴリは、そのような性タイピングを保持しない傾向が、肉体労働や事務、世話、管理といった職域で見られる。

ただし、モデルの疑似決定係数（Nagelkerke R^2 ）は、いずれの職域においても低い値にとどまっている。今回のモデルで見落とされている他の重要な変数が存在するのか、あるいはそもそも観察可能な個人の特性によって説明できる部分が少なく、その意味で性タイピングは普遍的であるのかについては、さらなる検証が必要である。

5 結論と考察

本稿の分析で得られた主要な知見を要約すると、以下のようなものである。高い教育水準は、物品製造や肉体労働、事務、販売、管理といった職域に対する典型的な性タイピングを抑制すると同時に、物品製造や肉体労働に対する非典型的な性タイピングも抑制する。また労働市場における地位に着目すると、経営者・役員・自営のような、人事管理に影響力を有する地位において、典型的・非典型的な性タイピングが保持されている。他方で一般従業者においては、正規雇用と非正規雇用の別に関わらず、そのような性タイピングがなされる傾向が弱いことが、いくつかの職域で示された。性別と年齢については、複数の職域にわたって一貫したパターンがあるとは言い難いが、若年層が物

品製造、事務、世話といった職域を「男性向き」とする傾向が示された。

高い教育水準が性タイピングを抑制するという結果は、ひとつには伝統的な性役割規範を否定し平等主義的な価値観を内面化することで、あるいは知識や技能といった人的資本が高まることで、性タイピングによらない人事管理や職業選択、キャリア形成がなされる可能性が高まることを示唆する。労働市場における性別職域分離は、家庭における性別役割分担と分かちがたく結びついていることを考えても、教育によって伝統的規範を無効化し、社会化の男女差を解消することが重要である。

他方で、一般の働き手ではなく、人事管理に影響力を有する地位において性タイピングがなされているという結果は、性別職域分離を考えるにあたって労働力の需要側の要因に着目することの重要性を示唆する。働き手の側が性タイピングによらない職業選択やキャリア形成を望んだとしても、雇用主が性タイピングに基づいた人事管理を行えば、働き手としてはそれに沿った選択を余儀なくされる。すなわち、労働市場における（ときに「合理的」だとみなされる）働き手の選好や行動は、働き手自身の性タイピングではなく、雇用主のそれによって左右されるということである。

統制変数として投入した年齢の効果について、少しだけふれておこう。性タイピングが加齢によって一律に変化するとは考えにくいので、年齢の効果は世代による違いと解釈できる。職域に対する性タイピングが世代によって異なるということは、世代交代によって性タイピングは変化しうることを意味する。本稿の分析では、若年世代が世話を「男性向き」とする非典型的な性タイピングを保持していることが示された。その今日的な背景に、看護師や保育士といった職業に就く男性の増加や、介護士やヘルパーといったマニュアル労働のイメージが付与された職業への注目の高まりがあると考えられる。今後、この職域を「男性向き」とする性タイピングは、世代交代によって

普遍化する可能性がある。

最後に、データの制約等によって本稿では検討できなかった点を挙げる。第1に、職域を異なる単位で捉えた分析が必要である。職域にはさまざまな捉え方があるが、より細かな区分（職業分類であれば、大分類よりも中・小分類）を用いたほうが、分離の実態が明瞭に現れる（Reskin 1993）。本稿では、やや広い単位の職域に対する性タイピングについて検討したが、単位を細かくすることで、より詳細な知見が得られるだろう。第2に、男女別の分析、あるいは性別の交互作用効果の検討が必要である。本稿では、独立変数として教育水準と労働市場における地位に着目したが、教育や労働との関わり方そのものが男女で異なるため、これらの変数の効果が男女で異なることが十分に考えられる。より大きなサンプルサイズのデータを準備し、交互作用効果を含めた詳細な分析を行うことが必要である。

【付記】

本稿は、JSPS科研費（16K04032）による研究成果の一部である。

【注】

- 1) 性別職域分離は、賃金のような経済的資源だけではなく、職業威信の評価とも結びついているという知見もある。脇田彩（2012）は、女性比率の高い職業において、男性の威信が低く評価されるという傾向を見出している。
- 2) 大沢真理（1993）は、日本社会における水平的分離が小さい理由として、生産・運輸・労務といった職業に就く女性の割合が欧米と比較してさほど低くなく、事務職に就く女性の割合がさほど高くないことを挙げている。
- 3) 厚生労働省「コース別雇用管理制度の実施・指導状況」（平成26年度）によると、同制度を導入する全国118社において、平成26年4月に採用した総合職の女性比率は22.2%、一般職の女性比率は82.1%であった。また総合職全体に占める女性の割合は、9.1%であった（厚生労働省2015）。
- 4) CharlesとGrusky（2004）は、これをジェンダー

本質主義（gender essentialism）と呼んでいる。

- 5) L. DoeringとS. Thebaud（2017）は、ジェンダーバランスが均等な職場において職業的役割がジェンダー化していく過程を析出している。それによると、在任者の性別によって職業的役割が即座にジェンダー化され、それが後任者に向けられる期待にも影響を及ぼす。つまり、後任者の性別に関わらず、前任者が男性であったか女性であったかによって顧客のふるまいが異なるという。
- 6) ただし、職域の女性比率が性タイピングを規定し、それによって性別職域分離が維持されるというメカニズムは、いわば循環論であり、説明としては不十分であるという見方もできよう。
- 7) ここで大都市圏に含まれているのは、東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県の8都府県である。
- 8) エフェクトコーディングの詳細については、Hardy（1993）がある。

【文献】

- Adachi, T., 2013, "Occupational Gender Stereotypes: Is the Ratio of Women to Men a Powerful Determinant?" *Psychological Reports*, 112(2): 640-650.
- 合場敬子, 1996, 「アメリカ社会学における性別職域分離研究の理論的枠組みと今後の研究方向」『日米女性ジャーナル』20: 100-115.
- Anker, R., 1998, *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World*, Geneva: International Labor Office.
- Charles, M. and D. Grusky, 2004, *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Women and Men*, Stanford, CA: Stanford University Press.
- Doering, L. and S. Th ebaud, 2017 "The Effects of Gendered Occupational Roles on Men's and Women's Workplace Authority: Evidence from Microfinance," *American Sociological Review*, 82(3): 542-567.
- England, P., 1992, *Comparable Worth: Theories and Evidence*, NY: Walter de Gruyter.
- Hardy, M., 1993, *Regression with Dummy Variables*, Thousand Oaks, CA: Sage.
- ホーン川嶋瑤子, 1994, 「女性と労働をめぐる諸理論：人的資本論から制度派まで——性による賃金格差

- とセグレーションを中心に」『日米女性ジャーナル』16: 85-109.
- 厚生労働省, 2015, 「平成 26 年度コース別雇用管理制度の実施・指導状況 (確報版)」厚生労働省ホームページ (2017 年 12 月 1 日取得, <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000101661.html>).
- Krefting, L., P. Berger and M. Wallace, 1978, "The Contribution of Sex Distribution, Job Content, and Occupational Classification to Job Sextyping: Two Studies," *Journal of Vocational Behavior*, 13(2): 181-191.
- Krefting, L. and P. Berger, 1979, "Masculinity-femininity Perceptions of Job Requirements and Their Relationships to Job-sex Stereotypes," *Journal of Vocational Behavior*, 15(2): 164-174.
- 森ます美, 2005, 『日本の性差別賃金——同一価値労働同一賃金原則の可能性』有斐閣.
- 中田喜文, 2002, 「日本の男女賃金格差の実態」『家計経済研究』54: 26-33.
- 大沢真理, 1993, 『企業中心社会を超えて——現代日本を〈ジェンダー〉で読む』時事通信社.
- Reskin, B., 1993, "Sex Segregation in the Workplace," *Annual Review of Sociology*, 19: 241-270.
- 労働政策研究・研修機構編, 2017, 『データブック国際労働比較 (2017 年版)』労働政策研究・研修機構.
- 高松里江, 2012, 「性別職域分離が賃金に与える影響とそのメカニズムに関する実証研究——技能に注目して」『フォーラム現代社会学』11: 54-65.
- 脇田彩, 2012, 「職業威信スコアのジェンダー中立性——男女別職業評価調査に基づく一考察」『ソシオロジ』57(2): 3-18.