成人の性差観が性役割選択に及ぼす影響¹

聖徳大学 伊藤裕子

Influences of gender conception on gender-role attitudes and preference

Yuko Ito (Faculty of Humanities, Seitoku University, Iwase, Matsudo 271-8555)

This study investigated the influences of age and length of education on gender conception, and the influences in turn of the conception on gender-role attitudes and preference, with multiple regression analysis. Of a random sample of 1 500 Tokyo residents, aged between 20 and 60, 342 women and 313 men completed a questionnaire concerning their views of gender. The questions were structured to measure their agreement to gender-stereotyped opinions and behaviors. Results were as follows: (1) The older both men and women were, the more rigid their gender conception was. (2) The longer the respondent's education was, the more flexible their gender conception was. (3) These tendencies were stronger for women than men. (4) Pass analysis indicated that age, education, and parents' gender-typed expectation affected gender conception, which in turn influenced gender-role attitudes, and also that gender-roles were chosen on the basis of gender-role attitudes. It was concluded that age and length of education affected gender-role attitudes and preference, through gender conception in the context of gender schematic processing.

Key words: gender-role attitudes, gender schematic processing, gender conception, age and education, adults.

Bem (1981) がジェンダー・スキーマに関する理論を提唱して以来、理論の妥当性を検証するための検討が主として社会心理学の分野でなされてきた(土肥, 1994; Payne, Connor, & Colletti, 1987). 他方, ジェンダーに関する知識体系がどのように獲得されるかという関心から, 幼児期を中心に発達心理学の分野でも研究が重ねられ, ジェンダーに関する知識成分間の関連や (Martin, Wood, & Little, 1990), スキーマ化のレベルを測定するための課題などが考案されている (Levy & Carter, 1989). そもそもスキーマとは“所与の概念あるいは刺激領域について, 人が保有する一般的な知識を示す認知構造” (Fiske & Taylor, 1984) と定義され, 多くの刺激情報の中から特に性 (ジェンダー) と結びついた情報に注意を向け, 記憶し, 構造化するための一つの情報処理の枠組みを Bem はジェンダー・スキーマと呼んだのである.

Bem (1974) はジェンダー・スキーマの測度として BSRI を考案したが, 自己概念としての男性性・女性性は, ジェンダーに関する情報処理の過程であるよりは, むしろ結果と考えたほうが適当であろう. 認知過程における情報の性別化傾向をジェンダー・スキーマにおける個人差と考えるならば, ジェンダーにかかわる現実のさまざまな事象や状況をどの程度性別に関連づけて認知するかを直接測定したほうが, その枠組みによって方向付けられる性役割態度や行動の予測には有効だと考える.

そこで伊藤 (1997b) は, “人が自己を取り巻く環境を認知する際に使用する性 (ジェンダー) に関する認知的枠組み” を性差観と名付け, 個人が情報を性別に関連づけて認知し, 評価する傾向を測定する尺度を考案した. いわばジェンダー・スキーマの一つのあらわれが性差観だといえる. そして高校生を対象に性差観の形成環境を明らかにした. 性差観には学校環境, メディア接触, 生育過程, 親の性別化期待が形成環境として働いており, この性差観を媒介にして性別役割分業意識が生まれ, それに基づいて職経歴の選択が行われるというもので, 形成環境→性差観→性役割態度→性役割選択の関係を因果モデルに基づいて検証し, ジェンダーに関する認知的な枠組みとしての性差観の有効性を実証した (伊藤, 1997b). さらに性差観と他のジェンダーにかかわる意識との関連から, 性差観

¹ 本研究は, (財)東京女性財団による平成6・7年度の課題研究“性差意識の形成環境に関する研究”(主任研究員 伊藤裕子)の一部を用いて行ったものである. 共同研究者として作業をともした横浜市立大学 川浦康至助教授, 東京都立大学江原由美子助教授に感謝するとともに, 研究の機会を与えて下さった同財団にこの場を借りてお礼申し上げます.

また, 本論文作成にあたり, 適切なご助言を下された早稲田大学 東清和教授, 東北大学 鈴木淳子助教授に深く感謝致します.

の弱い者は、ジェンダーにかかわる意識や事態を、男女というカテゴリーによってではなく、個人に還元してとらえようとする認知傾向がみられ、性差観スケールの構成概念妥当性が一部保証された（伊藤，1998）。

そこで本研究では、高校生で実証された性差観にかかわる因果モデルについて、成人を対象にその妥当性を検証することを主な目的とする。その際、高校生モデルにおける形成環境に代えて、性差観の先行要因として年齢および教育歴を用いる。教育歴の長さは情報処理の柔軟性をもたらし、特定のスキーマに依拠する度合いを低減させると考えられる。また、年齢は、時代による効果と加齢による効果を分離することは困難だとしても、個人が生きた時代とそこにおける経験から蓄積した知識体系の1指標と考えることができるからである。実際、性役割態度と年齢、教育歴の関係では、年齢が上がるほど伝統主義的な性役割態度をもつこと（Morgan & Walker, 1983; Nelson, 1988; 鈴木, 1994a, b）、逆に、教育レベルが高くなるほど態度が平等主義的になること（Tallichet & Willits, 1986; 鈴木, 1987, 1994a, b）が明らかにされている。そこで、年齢および教育歴が性差観を介して性役割態度を規定している様子を明らかにしたい。一方、高校生モデルで用いた親の性別化期待はそのまま採用する。親の養育態度や性別化期待は女子学生の性役割選択（職経歴選択）に影響を及ぼし（伊藤, 1995）、それは既婚女性においても同様にみられたからである（伊藤・本田・田代・田中・福井・山村・川浦, 1976）。

なお、本研究で高校生モデルと異なる点はセクシュアリティ観を導入した点である。性差をどのようにみるかというとき、男女の身体やセクシュアリティをどのようにとらえるかが関係してくると思われる。たとえば、体力や運動能力の差を、あるいは女性における月経や妊娠を男女の決定的な差異とみる者は、さまざまな場面で事態をジェンダーに結びつけて認知する傾向が強いと考えられる。実際、高校生モデルでは、女子で先行経験において運動能力を含めた身体的な性差を早い年齢段階から感じていた者ほど性差観が強かった（伊藤, 1997b）。同様のことはセクシュアリティについてもいえるだろう。性行動や性関係を貫くセクシュアリティは、性にかかわる欲望を方向付け、表出させるものといえるが、それはセックス（生物学的性）に基盤をもちながら、むしろジェンダーに影響される部分が大きい（上野, 1996）。このような点から、性差観がセクシュアリティに影響を及ぼし、また一方、成人が自らの性にかかわる経験を経るなかで、セクシュアリティについての見方が彼らの性差観を規定していくことが考えられる。すなわち、仮説として、男性、女性にとらわれないジェンダーに対する柔軟性がセクシュアリティに対する柔軟性を生み、また、セクシュアリティへの柔軟性がジェンダーにも反映する

と考える。なお、セクシュアリティ観と他の要因との関係では、たとえば、性のモラルや女性の婚外交渉に関して、年齢が上がるほど伝統的な性意識になり、特に女性にその傾向が強く、また、教育歴が長くなるほど開放的になることなどから（東京都生活文化局, 1990）、セクシュアリティ観も年齢や教育歴に関して性差観と同様の影響を受けると考える。

このように後掲する Figure 1 にみるように（ただし、後述する分析結果が併記）、年齢、教育歴、親の性別化期待（Figure 1 では母親の性別化期待、以下（ ）内は同様）を先行要因とし、セクシュアリティ観とも相互作用しながら、性差観を介して性役割態度（分業意識）が形作られ、性役割選択（別姓選択）がなされると考える。なお、ここでいう性役割選択とは、伊藤（1997a）に従えば性役割指向性の表出であり、鈴木（1997）に従えば性役割選好に相当する。それは性役割にかかわる具体的な問題場面で、ある方向性をもった選択をすることをいう。本研究ではこれらの仮説を検証すると同時に、性、年齢、教育歴による性差観の基礎的資料を提供することを目的とする。

方 法

調査項目

調査は性差意識にかかわる多岐にわたる内容を含むが、本研究ではモデル検証のため以下の項目を取り上げた。

(1) 性差観：能力、性格、外観、身体・生理、行動様式に関して、男女について一般にいわれている事柄や状況を記述した 30 項目からなる性差観スケール（伊藤, 1997b）を用い、4 件法（“そう思う” — “そう思わない”）で回答を求めた。

(2) セクシュアリティ観：セクシュアリティに関してどのような考えや態度をもつかについて、女性のマスターベーション、男性のマスターベーション、知人・友人が同性愛と知ったとき、望ましい性関係、性的欲求の差の由来、を取り上げた。回答は、マスターベーションについては“自然だと思う”“別にかまわない”“多少抵抗がある”“考えられない”の 4 択、同性愛については“抵抗はない”“抵抗はあるが普通に付き合う”“敬遠する”の 3 択、望ましい性関係では“男性がリードする”“そのときの気分で”の 2 択、性欲の差の由来では“性ホルモンの違い”“規範や文化の違い”の 2 択から選ばせた。

(3) 親の性別化期待：対象者に対する親の性別化への期待として、女らしくあるいは男らしく育つことを望んでいたかを父母別に 5 件法（“強く望んでいた” — “全く望んでいなかった”）で尋ねた。

(4) 性役割態度：性別役割分業意識として、“男は仕事、女は家庭”についての考え方を 4 件法（“賛成”

Table 1
年齢による性差観の平均値と標準偏差（人数），および分散分析結果

		20代	30代	40代	50代	F 値 ^{a)}	
女性	M	69.44	71.95	71.98	81.85	9.65***	50代>20-40代
	SD	13.87(71)	15.96(82)	16.27(100)	17.19(85)		
男性	M	72.29	71.34	78.17	78.30	4.75**	40, 50代>20, 30代
	SD	14.24(72)	14.57(67)	15.19(102)	15.04(70)		

a) ** $p < .01$, *** $p < .001$, F 検定の自由度は，女性 $df = 3,334$ ，男性 $df = 3,307$.

— “反対”）で尋ねた。

(5) 性役割選択：性役割選択の指標として，成人では夫婦別姓を選択するか否かを尋ねた。高校生では職経歴（男子では夫婦間の役割関係）を用いたが，成人ではいずれも現実にとられている行動なので，先の性役割選択の定義からも，ここでは夫婦関係の持ち方の一つとして別姓選択を位置づけた。具体的には女性で“もし，これから結婚するとしたら”，男性では“妻，あるいは結婚予定の女性が希望したら”という前提で回答を求めた。回答は3件法で，選択肢は，女性は“夫婦別姓を選択する”“夫が賛成してくれれば選択する”“選択しない”，男性は“相手の意思を尊重する”“夫の姓を名乗るよう説得する”“断固反対する”である。

以上のほかに，年齢と最終学歴の回答を得た。

調査対象および方法

調査対象者は，東京都区市に在住する20歳以上60歳未満の男女で，住民基本台帳に基づく層化二段無作為抽出法により1500名を抽出した。調査方法は訪問依頼・郵送回収法をとり，女性342名，男性313名，計655名（回収率43.7%）の回答を得た。調査は1995年2月に実施された。

結果と考察

性，年齢，教育歴による性差観

性差観得点（レンジ30-120）を男女別に算出したところ，女性73.92（ $SD = 16.64$ ），男性75.37（ $SD = 15.15$ ）で，平均，分散ともに有意な性差はみられなかった（ $t = 1.15$, $20 < p < .30$, $df = 647$ ）。

次に，年齢および教育歴による性差観の検討を行った。教育歴は年齢が若くなるほど長くなる傾向があり，その点から両者を要因とする2要因の分散分析が望ましいが，一部のセルの人数が少なく，また分布のかたよりも激しいので，ここでは男女別に世代ごと，教育歴ごとに1要因の分散分析を行った。なお，世代と教育歴による性差観得点の平均値と標準偏差を付録に示した。

年齢は10歳ごとにまとめて4水準とし，世代によ

る性差観の分散分析を行った。その結果，Table 1にみるように，男女とも有意な差がみられた。特に女性では世代差が大きく，20代-40代で有意な差はみられないが，50代になると性差を大きく認知していた。他方，男性では，むしろ30代以下と40代以上の世代に開きがみられ，40・50代で性差を大きく認知していた。

教育歴についても同様の検定を行った。結果は，Table 2に示すように，男女とも性差観に有意な差がみられた。やはり女性で教育歴の差が大きく，教育歴が長くなるほど性差観得点は減少し，特に大卒でその差が大きく開いている。他方，男性は中卒とそれ以外の教育歴に差が大きく，高卒，短大・高専卒，大卒に差はみられなかった。

これらの結果からいくつかの点が指摘できる。第一は性差観に性差がみられなかった点についてである。性役割態度研究の多くは，女性より男性のほうが伝統主義的であることを報告している（東，1990；鈴木，1994a, b）。本研究では特に男性で大卒者が半数を占め，それが性差観得点を押し下げたと考えられる。しかし，学歴を等しくした場合，大卒（ $t = 4.32$, $p < .001$, $df = 203$ ）を除けば性差はなく（中卒： $t = 1.15$, $df = 47$ ，高卒： $t = 0.36$, $df = 238$ ，短大・高専卒： $t = 0.08$, $df = 142$ ），年齢でも40代（ $t = 2.78$, $p < .01$, $df = 200$ ）以外，やはり性差はみられなかった（20代： $t = 1.21$, $df = 141$ ，30代： $t = 0.24$, $df = 147$ ，50代： $t = 1.34$, $df = 153$ ）。このように特に若い世代において，ジェンダーにかかわる事柄への“認知”に性差はないが，それが“態度”にかかわるようになると男性のほうがより保守的，伝統主義的になるように思われる。大学生を対象に，性差観と平等主義的態度との関係をみた伊藤（1997b）によれば，性差観に性差はみられないが（女性： $M = 75.26$ （ $SD = 14.17$ ），男性： $M = 73.75$ （ $SD = 12.71$ ）， $t = 0.69$, $df = 155$ ），平等主義的態度では男性のほうがより伝統的であった（女性： $M = 51.56$ （ $SD = 9.95$ ），男性： $M = 47.73$ （ $SD = 10.07$ ）， $t = 2.37$, $p < .05$ ）。このように性差に対する認知の仕方は同じであっても，それが行動に結びつくような態度にかかわる場合，たとえば，平等主義的態度に関して，態度変容を迫られる側（男性）のほ

Table 2
教育歴による性差観の平均値と標準偏差（人数），および分散分析結果

		中 卒	高 卒	短大・高専卒	大 卒	F 値 ^{a)}
女性	M	79.92	76.70	74.28	63.20	10.71*** 中,高,短大卒>大卒
	SD	16.85(25)	15.80(146)	15.60(111)	16.47(54)	
男性	M	87.00	75.96	74.52	73.78	5.53*** 中卒>高,高専,大卒
	SD	15.15(24)	14.80(94)	13.55(33)	14.95(151)	

a) *** $p < .001$, F 検定の自由度は, 女性 $df = 3,332$, 男性 $df = 3,298$.

うが保守的になるといえるだろう。

第二は世代差についてである。女性では40代以下に世代による差はなく、50代との間に大きな開きがみられた。このような40代以下と50代以上との落差は、たとえば“夫は外で働き、妻は家庭を守る”というような性別役割分業意識において、アメリカ、イギリス、フランスの女性でも同様の世代差がみられている（東京都生活文化局、1994）。それは戦後生まれのベビー・ブーマーといわれる人々が、1970年代以降の第2波フェミニズムの影響を受けた世代であることを物語るものといえよう。他方、男性ではその開きが30代以下と40代以上というように女性とは1世代ずれていた。日本では女性の平等主義的意識変化が男性に先行し、男性の変化はそれに従う（児島、1985）といわれることが性差観でも同様にみられた。

第三は教育歴についてである。一般に教育歴が長くなるほど平等主義的態度をもつようになるが（鈴木、1987, 1994a, b; Tallichet & Willits, 1986）、本研究でも同様に、教育歴が長くなるほど性差を認知する傾向が少なかった。その傾向は女性で強く、特に大学教育を受けた女性では、男性に伍して教育を受けてきた経験から、性差を感じる経験も少なかったと思われる。

このように性差観にみる認知構造が、教育によって、また、生育した時代の文化的風土によって影響さ

れていることが理解されよう。高校生の性差観が、置かれた環境（学校環境）や接触した情報（購読雑誌）に影響され、形成されていくことを考えれば（伊藤、1997b）、ジェンダーに関するそれまでの知識の集積としてこれら成人の性差観があるといえるだろう。

成人における性差観の因果モデルの検討

高校生で明らかにされた性差観にかかわる因果モデルを、成人では形成環境に代えて年齢および教育歴を用い、また、セクシュアリティに関する変数を取り入れて検討を行った。分析に際しては男女別に行うが、それは学歴構成が男女で大きく異なることと、セクシュアリティのもつ意味と及ぼす影響が異なるからである。

変数の整理 因果モデルを検討するための重回帰分析を行うにあたり、変数の整理・統合を行った。

1. セクシュアリティ観 変数にカテゴリカルな項目が含まれるので、質的な変数の構造を探索数量化 III 類を用いて尺度の検討を行った。固有値が有意 ($p < .001$) であるのは第3成分までだが、ここでは変数間の構造を明らかにすることが目的ではないので第1成分についてのみ解釈を行う。各カテゴリーに与えた数量がその項目の範囲内でレンジが大きいものは“マスターベーション”についてで、“性的欲求の差の由

来”は第1成分にほとんど寄与していない。第1成分のマイナス方向は、男女いずれであれマスターベーションをすることなど考えられず、友人・知人が同性愛とわかった場合は敬遠しがちで、望ましい性関係は男性主導型だと考えるような内容で、プラス方向はその逆といえる。このことから、第1成分はセクシュアリティに関して保守的-開放的態度の軸といえるだろう。そこで第1成分の各カテゴリーに与えられた重み係数によってケースの数量（平均0，分散1）を求め、個人得点とした。

2. 親の性別化期待 高校生調査では親の性別化期待を父母の合成変数としたが、本調査では回答欄の不備のため、女性の父親欄、男性の母親欄に大量の無回答が生じてしまった。そのため女性では母親からの期待、男性では父親からの期待のみを取り上げた。しかし、父母の両者について回答している者の期待の相関をみると、女性で $r=.60$ ($N=205$)、男性で $r=.53$ ($N=203$)と相関が高く、高校生の場合と同様に、親からの期待と類推しても可能だと考える。

女性の因果モデルの検討 仮説の検討を行うために、女性についてステップワイズ法で重回帰分析を行った。結果を仮説に基づいて図示したものがFigure 1で、標準偏回帰係数が有意なもののみを示した。

まず、性差観についてみると、先にみたように年齢 ($\beta=.15, p<.01$) と教育歴 ($\beta=-.19, p<.001$) が性差観に影響しているが、教育歴のほうがその影響は大である。また、母親から“女らしさ”を期待されて育つこと ($\beta=.23, p<.001$) も性差観を強め、親の養育態度の影響は成人にもみられた。他方、性差観と同様のパスがセクシュアリティ観にもみられる。特に年齢の効果が大きく ($\beta=.21, p<.001$)、年齢が上がるほど保守的になり、また、母親からの性別化期待 ($\beta=.15, p<.01$) もセクシュアリティ観を保守化させている。教育歴の長さ ($\beta=-.12, p<.05$) はセクシュア

リティ観を開放的にするが、その影響は相対的に小さい。このように性差観、セクシュアリティ観ともに同じパスを受け、相互関係も確認され ($r=.39, p<.001$)、仮説は支持された。

そしてこのような性差観が媒介になって性役割態度としての性別役割分業意識が生まれ ($\beta=.54, p<.001$)、それに基づいて性役割選択として夫婦別姓の選択 ($\beta=-.25, p<.001$) が決定されることが確認され仮説は支持された。また、別姓選択には性差観から直接のパスがみられ ($\beta=-.14, p<.05$)、さらに教育歴からもパスがみられた ($\beta=.12, p<.05$)。

男性の因果モデルの検討 男性についても同様にステップワイズ法で重回帰分析を行った。結果を仮説に基づいて図示したのがFigure 2で、標準偏回帰係数が有意なもののみを示した。

まず、性差観では、年齢 ($\beta=.14, p<.05$) と教育歴 ($\beta=-.13, p<.05$) が性差観に影響しているが、女性と異なり、教育歴の及ぼす影響は相対的に小さい。むしろ父親からの“男らしさ”の期待 ($\beta=.21, p<.001$) が男性の性差観に強く影響している。他方、セクシュアリティ観も同様で、年齢 ($\beta=.12, .05<p<.10$) と教育歴 ($\beta=-.14, p<.05$) の影響はみられるが、女性にみられたような年齢による影響は少ない。セクシュアリティ観でも、やはり父親からの性別化期待 ($\beta=.16, p<.01$) がそれを保守化する方向に働いている。このように性差観、セクシュアリティ観とも同じパスを受け、相互関係も確認され ($r=.35, p<.001$)、仮説は支持されたが、年齢、教育歴の影響が女性に比べ概して小さいといえる。

次に、こうした性差観を媒介して性別役割分業意識が生まれるが ($\beta=.41, p<.001$)、男性ではセクシュアリティ観からのパスがみられた ($\beta=.15, p<.01$)。さらに、こうした分業意識に基づいて性役割選択として妻の別姓選択を認めるか否かが決定される ($\beta=$

Figure 2. 男性のパス・ダイアグラム。数字はパス係数 β , η は重相関係数,
 $+p<.10$, $*p<.05$, $**p<.01$, $***p<.001$.

-.18, $p < .01$). ただしそこには性差観から直接のパスがみられ ($\beta = -.17$, $p < .05$), また, セクシュアリティ観からもパスがみられた ($\beta = -.14$, $p < .05$). このように男性においてもおおむね仮説は支持されたが, 女性と異なりセクシュアリティ観が分業意識にも別姓選択にも直接影響を及ぼしていた。

総括 このように女性モデル, 男性モデルにおいて, 年齢, 教育歴, 親の性別化期待などの先行要因が性差観およびセクシュアリティ観を規定し, 性差観がセクシュアリティ観とも相互関係をもちながら先行要因を媒介して性別役割分業意識を生み, その態度が別姓選択を方向づけるという関係が明らかにされ, 仮説はおおむね支持された。この点から, 高校生 (伊藤, 1997b) において明らかにされた“形成環境→性差観→性役割態度→性役割選択”の関係が成人においても確認されたといえよう。

しかし, 性差観から分業意識へのパスを除けば, 性差観へ入るパスも, 別姓選択に入るパスも概して低く, 性差観が性役割態度を説明する有効な指標とはいえ, 本研究で取り上げた要因だけでは性差観を十分説明し切れていないことは確かである。他方, 性役割選択の1指標として取り上げた別姓選択も, 多くの場合, 選択する側の女性にとっては現実的であるのに対して (“別姓を選択する” 6.4%, “夫が賛成してくれれば選択する” 16.7%), 男性には非現実的なものとして受け止められているように思われ (“相手の意思を尊重” 43.5%), 同じ変数を用いても男性と女性でそのことのもつ意味 (重み) が異なることがあり, 難しい問題を含んでいる。

次に, 女性と男性の違いについて触れてみたい。両者の基本モデルに違いはなく, 結果もおおむね支持されたが, セクシュアリティ観については違いがみられた。すなわち, 女性でみられなかったセクシュアリティ観からのパスが, 男性では分業意識にも別姓選択にもみられた点である。たとえば, セクシュアリティ観と分業意識の相関をみた場合, 女性 $r = .30$, 男性 $r = .28$ とともに中程度の相関がみられたにもかかわらずである。このことは, 女性の場合, セクシュアリティ観は性差観によってその影響が説明される可能性があるのに対して, 男性の場合, 性差観と相互に影響し合いながらも, セクシュアリティ観によって独自に説明される部分があるということである。男性の場合, 性差をどのように認知するかという枠組みだけでは回収されないセクシュアリティにかかわる側面も, 性役割態度や性役割選択に影響するということなのだろう。

だが, いずれにしろ性別役割分業意識をはじめとするこれまでの性役割態度研究で, 年齢や教育歴などデモグラフィックな要因によって説明されてきたものも, それらが態度に直接影響するというより, 認知的な枠組みとしての性差観を介して影響を及ぼしている

ということが, 本研究から明らかになったといえるだろう。

引用文献

- 東 清和 1990 青年期における性役割志向性の性差
社会心理学研究, 6, 23-32.
(Azuma, K. 1990 Sex differences in sex-role orientation of undergraduate students. *Japanese Journal of Social Psychology*, 6, 23-32.)
- 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.
- 土肥伊都子 1994 ジェンダーに関する2種のスキーマモデルの比較検討 心理学研究, 65, 61-66.
(Dohi, I. 1994 A comparison of two models of gender-related schematic processing. *Japanese Journal of Psychology*, 65, 61-66.)
- Fiske, S. T., & Taylor, S. E. 1984 *Social cognition*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- 伊藤裕子 1995 女子青年の職経歴選択と父母の養育態度——親への評価を媒介にして—— 青年心理学研究, 7, 15-29.
(Ito, Y. 1995 The influence of gender role attitudes of parents on the choice of career patterns in female adolescents. *Japanese Journal of Adolescent Psychology*, 7, 15-29.)
- 伊藤裕子 1997a 青年期における性役割観の形成 風間書房
(Ito, Y. 1997a *Development of gender role concepts in adolescence*. Tokyo: Kazama Press.)
- 伊藤裕子 1997b 高校生における性差観の形成環境と性役割選択——性差観スケール (SGC) 作成の試み—— 教育心理学研究, 45, 396-404.
(Ito, Y. 1997b The formative factors of gender conception and its relationship with a selection of gender roles in adolescents. *Japanese Journal of Educational Psychology*, 45, 396-404.)
- 伊藤裕子 1998 高校生のジェンダーをめぐる意識 教育心理学研究, 46, 247-254.
(Ito, Y. 1998 Relationship between gender conception and gender-related awareness and experiences in adolescents. *Japanese Journal of Educational Psychology*, 46, 247-254.)
- 伊藤裕子・本田時雄・田代俊子・田中政子・福井とみ子・山村香苗・川浦康至 1976 女性の生活史に関する研究II——職業経歴の要因分析—— 日本教育心理学会第18回総会発表論文集, 330-331.
(Ito, Y., Honda, T., Tashiro, T., Tanaka, M., Fukui, T., Yamamura, K., & Kawaura, Y. 1976 A study of life course in women II. *The 18th Congress of the Japanese Association of Educational Psychology*, 330-331.)

- 児島和人 1985 意識変化の方向・過程・将来
NHK 世論調査部(編) 現代日本人の意識構造 日本放送出版協会 Pp.183-213.
- Levy, G. D., & Carter, D. B. 1989 Gender schema, gender constancy and gender role knowledge: The roles of cognitive factors in preschoolers' gender-role stereotypic attitudes. *Developmental Psychology*, **25**, 444-449.
- Martin, C. L., Wood, C. H., & Little, J. K. 1990 The development of gender stereotype components. *Child Development*, **61**, 1891-1904.
- Morgan, C. S., & Walker, A. J. 1983 Predicting sex role attitudes. *Social Psychology Quarterly*, **46**, 148-151.
- Nelson, M. C. 1988 Reliability, validity, and cross-cultural comparisons for the simplified attitudes toward women scale. *Sex Roles*, **18**, 289-296.
- Payne, T. J., Connor, J. M., & Colletti, G. 1987 Gender-based schematic processing: An empirical investigation and reevaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, **52**, 937-945.
- 鈴木淳子 1987 フェミニズム・スケールの作成と信頼性・妥当性の検討 社会心理学研究, **2**, 45-54.
(Suzuki, A. 1987 Construction and validation of feminism scale. *Japanese Journal of Social Psychology*, **2**, 45-54.)
- 鈴木淳子 1994a 脱男性役割態度スケール (SARLM) の作成 心理学研究, **64**, 451-459.
(Suzuki, A. 1994a Development of a scale of attitudes toward the roles of liberated men (SARLM). *Japanese Journal of Psychology*, **64**, 451-459.)
- 鈴木淳子 1994b 平等主義的性役割態度スケール短縮版 (SESRA-S) の作成 心理学研究, **65**, 34-41.
(Suzuki, A. 1994b Construction of a short-form of the scale of egalitarian sex role attitudes (SESRA-S). *Japanese Journal of Psychology*, **65**, 34-41.)
- 鈴木淳子 1997 レクチャー社会心理学 III 性役割 恒内出版
(Suzuki, A. 1997 *Gender roles*. Tokyo: Kakiuchi Press.)
- Tallichet, S. E., & Willits, F. K. 1986 Gender-role attitudes change of young women: Influential factors from a panel study. *Social Psychology Quarterly*, **49**, 219-227.
- 東京都生活文化局婦人青少年部婦人計画課 1990 性の商品化に関する研究
- 東京都生活文化局女性青少年部女性計画課 1994 女性問題に関する国際比較調査
- 上野千鶴子 1996 セクシュアリティの社会学——序説—— 井上俊也編 現代社会学第10巻 セクシュアリティの社会学 岩波書店 Pp.1-24.
- 1998.5.11 受稿, 1998.9.5 受理——

付 録

年齢と教育歴による性差観の平均値と標準偏差(() 内, n は人数)

	中 卒	高 卒	短大・高専卒	大 卒
女 性	20 代 74.33(16.42, $n=3$)	70.00(11.88, $n=22$)	70.50(14.06, $n=26$)	66.83(15.53, $n=18$)
	30 代 —	75.60(13.84, $n=25$)	75.32(14.42, $n=38$)	60.42(16.06, $n=19$)
	40 代 79.11(8.28, $n=9$)	73.63(15.86, $n=44$)	71.53(15.82, $n=34$)	63.43(18.73, $n=14$)
	50 代 81.77(20.63, $n=13$)	82.18(16.17, $n=58$)	86.00(15.18, $n=13$)	58.00(2.45, $n=3$)
男 性	20 代 88.00(5.66, $n=2$)	74.23(14.79, $n=22$)	71.83(17.75, $n=12$)	71.75(13.12, $n=28$)
	30 代 75.00(16.97, $n=2$)	70.95(14.78, $n=19$)	70.33(11.29, $n=9$)	71.60(15.75, $n=37$)
	40 代 88.00(20.39, $n=6$)	76.93(15.74, $n=28$)	80.13(8.37, $n=8$)	77.36(15.28, $n=59$)
	50 代 88.14(14.66, $n=14$)	80.20(13.48, $n=25$)	80.75(11.98, $n=4$)	71.07(14.38, $n=27$)