

第3章 大学教育の受容過程の日欧比較

村山 詩帆（佐賀大学）

1. 問題の設定

教育の効果というテーマは、これまで幾度となく教育学者や社会学者、経済学者が研究関心を寄せてきた。大学卒業後の昇進・所得、政治的満足感、労働生産性に及ぼす教育の効果、効果の持続性など、実証研究だけでも枚挙に暇がない（松繁編 2004, Van Praag & Ferrer-i-Carbonell 2004, Bawles & Gintis 2000, 塚原 1987 など）。

最近では、国立大学の運営交付金、私立大学の経常費補助金といった教育コストの負担をめぐるポリティクスに端を発し、大学の教育・研究組織は内外からの厳しい点検・評価の視線に浴している。こうした社会の趨勢は、大学教育に何をもたらすのだろうか。

かつてマイヤーとロワンは制度化された組織の正統化が、組織活動に対する点検・評価の極小化、儀式化によって達成されると主張し、その骨子は現在も変わっていない（Meyer & Rowan 1977: 359, Meyer, Ramirez, Frank, and Schofer 2007: 206-208）。マイヤーとロワンに従えば、点検・評価とは制度化された組織の活動を統制し、整合させようとする試みにほかならず、矛盾を生み、脱正統化に繋がっていく（Meyer & Rowan 1977: 356-359）。過去に、「教育の過剰と技能のミスマッチ」（Halaby 1994）や「人材管理の失敗」（Brown & Hesketh 2004）が教育研究者の争点になったのも、点検・評価が生み出した一つの帰結であったのかもしれない。

一方、SSM調査（社会階層と社会移動全国調査）による日本社会の学歴意識研究からは、子供への高学歴志向は世代を経ながら減少しているが、学歴の効用を認めない階層消費的な（家庭が本人の学歴に影響するが、学歴が本人の人生を決めるとは思わない）高学歴志向が男子で増える傾向にあることが明らかにされている（中村 2000: 156-164）。だとすれば、大学教育から得られる便益が低下してもなお、教育システムを正統化するメカニズムが（作動の仕方を変えながら）存続している可能性も否定できない。

社会学的な正統化研究には、上述のマイヤーとロワン以外に、正統性概念を決定が拘束力のあるものとして承認されることと定式化した、ルーマンによる正統性理解の転回がある（Luhmann 訳書 1990: 22）。ルーマン正統化論は、決定が拘束力のあるものと承認され、決定が自らの行為の前提とされる「受容」（Akzeptieren）という概念に、重要な位置を与えており（Luhmann 訳書 1990: 23）。

本稿の目的は、大学教育の経験を有する人々が、卒業後のキャリア形成過程において、自らが経験した大学教育をどのように理解し、受容しているのかを（実験的にではあるが）実証的に検討することにある。以下、大学教育の受容過程の分析が可能な、卒業生を対象に実施された日欧調査データを用い、比較社会論的なアプローチを試みる。

2. 大学教育の受容に関する意識の比較

1) データ

前節の研究関心から、本稿では大学を離れて5年を経過した学士・修士レベルの修了者を対象として、2005年から2007年にかけて実施された「卒業生のキャリアと大学教育の評価に関する日欧調査」から得られたデータを用い、イタリア(ITA)、スペイン(ESP)、フランス(FRA)、オーストリア(AUT)、ドイツ(DEU)、オランダ(NLD)、イギリス(UKM)、フィンランド(FIN)、ノルウェー(NOR)、チェコ共和国(CZE)、日本(JPN)の11カ国について比較分析を行う。

「卒業生のキャリアと大学教育の評価に関する日欧調査」（以下、「卒業生調査」と略記）の調査票には、「仮に、高校卒業後の進路選択をやり直せるとすれば、以下のどれを選びますか」というユニークな質問項目と、「同じ大学の同じ専攻分野を選ぶ」、「同じ大学の違う専攻分野を選ぶ」、「違う大学の同じ専攻分野を選ぶ」、「違う大学の違う専攻分野を選ぶ」、「いずれにも進学しない」といった選択肢が設けられている¹⁾。大学卒業後、高校卒業後の進路をめぐる（仮想的な）選択を生み出す態度（以下、「仮想的な進路選択態度」と略記）は、卒業生が自ら経験した大学教育に対する理解を経由して形成されると考えられる。この仮想的な進路選択態度に注目した分析を試みることによって、卒業生が自己の大学教育の経験をどのように受容しているのかを（多分に間接的ではあるが）通念的な理解に拠らずに推論することが可能となる。

なお、こうした間接的な方法による大学教育の受容に関する推論であれば、SSM調査による領域別満足感の学歴、高学歴志向などのデータを用いても行える。ただし、卒業生調査の場合、在学時の専攻分野、教育課程や大学教育の便益に対する評価のような、大卒者に対象を絞った調査ならではの項目が利用できる点において、他の調査データにはない分析上のメリットがある²⁾。

2) 仮想的な進路選択態度の分布

詳しい分析に先立って、仮想的な進路選択態度の分布を国別に示す（図1参照）。ここからは、「同じ大学の同じ専攻分野」とする回答の割合が大きく、9カ国で50%を上回っていることがわかる。日本(JPN)の場合、「同じ大学の同じ専攻分野」とする回答の割合は約31%と小さく、「違う大学の違う専攻分野」の割合が約37%と最も大きい点で、異質性が一際目立っている。

「同じ大学の同じ専攻分野」とする回答には、卒業生が自ら経験した大学教育を受容してはじめて形成される態度が反映されていると考えられる。だが、「同じ大学の同じ専攻分野」の割合が小さいからと言って、ただちに日本の大学で卒業生にとって受容しがたい教育研究が行われていると評価するのは早計である。

卒業生が大学教育それ自体を受容していない場合、論理上は「いずれにも進学しない」を選択することになるが、「いずれにも進学しない」とする回答の割合は日本を含む11カ国のすべてで10%に満たない。また、「いずれにも進学しない」と回答しながら、卒業後に1カ年以上の教育課程に在籍している卒業生も存在する（図2参照）。彼／彼女らは、

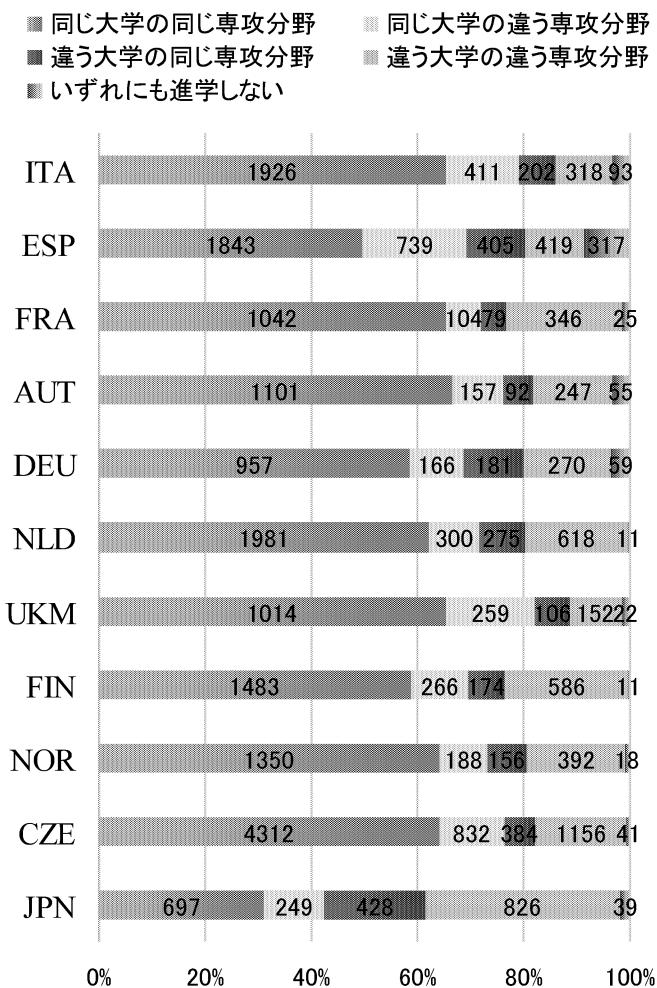


図1 卒業生による仮想的進路選択の分布(国別)

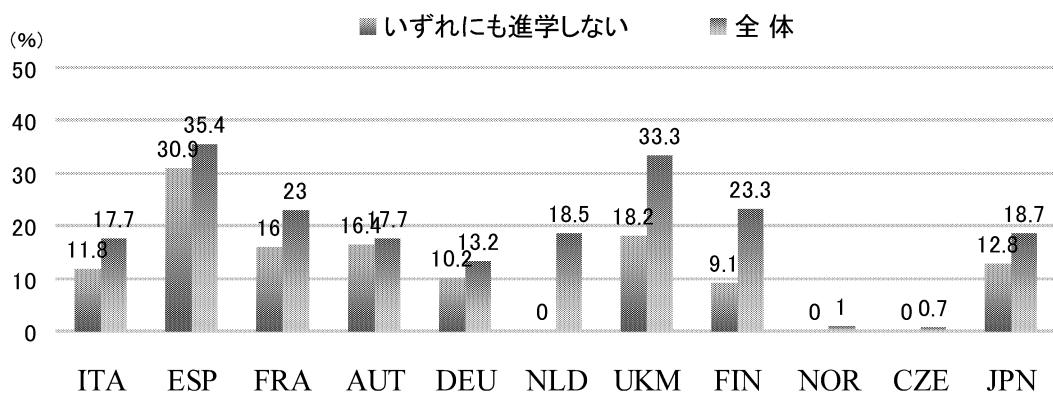


図2 卒業後における教育機関(1ヵ年以上の課程)での在籍率

大学教育にかかる諸費用の負担が大きいために「いざれにも進学しない」としたにすぎず、卒業後に費用負担の小さい教育機関に再び入学した可能性がある。

表1 仮想的な進路選択態度別にみた領域別満足感の平均値と標準偏差

| 仮想的な 進路選択態度 | 教養教育 (全学共通教育) | | 専門教育 | | 指導教員や 研究室での指導 | | 大学生活全般 | |
|----------------|------------------|----------|------|----------|------------------|----------|--------|----------|
| | 平均 | 標準 偏差 | 平均 | 標準 偏差 | 平均 | 標準 偏差 | 平均 | 標準 偏差 |
| 同じ大学の同じ専攻分野 | 3.32 | .951 | 3.98 | .831 | 4.10 | .928 | 4.13 | .838 |
| 同じ大学の違う専攻分野 | 3.14 | .923 | 3.49 | .921 | 3.57 | 1.076 | 3.88 | .974 |
| 違う大学の同じ専攻分野 | 2.97 | .900 | 3.47 | .973 | 3.54 | 1.147 | 3.62 | .942 |
| 違う大学の違う専攻分野 | 2.92 | .941 | 3.36 | .950 | 3.46 | 1.082 | 3.56 | .988 |
| いずれにも進学しない | 3.08 | 1.050 | 3.26 | 1.155 | 3.53 | 1.133 | 3.61 | 1.001 |

日本のデータにしかない質問項目ではあるが、教養教育（全学共通教育）、専門教育、指導教員や研究室での指導、大学生活全般の4領域別に対する満足感（5件法）と仮想的な進路選択態度の関連を示すと、表1のようになる³⁾。「同じ大学の同じ専攻分野」の満足感がすべての領域で最も高く、ついで「同じ大学の違う専攻分野」、「違う大学の同じ専攻分野」、「違う大学の違う専攻分野」となっている。ところが、「いずれにも進学しない」の満足感は、「違う大学の同じ専攻分野」、「違う大学の違う専攻分野」とさほど変わらない。

なお、専攻分野別に仮想的な進路選択態度をみると、「同じ大学の同じ専攻分野」と専攻分野との結びつきには国による相違がある（表2参照）。オーストリア（AUT）、オランダ（NLD）、ノルウェー（NOR）、チェコ共和国（CZE）のように、「同じ大学の同じ専攻分野」の割合にみられる専攻分野間の差異が10%未満に収まっている国がある中で、フランス（FRA）やフィンランド（FIN）では、20%以上の開きが生じている。

表2 専攻分野別にみた「同じ大学の同じ専攻分野」の回答率

| 国名 | 人文科学・ 芸術・一般 | | 教育学 | | 社会科学系 | | 理工系 | | 保健・健康 | |
|-----|----------------|--------|-----|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
| | 度数 | (%) | 度数 | (%) | 度数 | (%) | 度数 | (%) | 度数 | (%) |
| ITA | 276 | (67.6) | 54 | (67.5) | 784 | (63.6) | 557 | (63.5) | 238 | (73.5) |
| ESP | 152 | (45.2) | 220 | (50.1) | 600 | (47.4) | 576 | (48.4) | 269 | (59.4) |
| FRA | 156 | (60.0) | 63 | (70.0) | 396 | (67.7) | 305 | (59.1) | 105 | (85.4) |
| AUT | 147 | (65.6) | 136 | (65.1) | 451 | (65.9) | 325 | (69.6) | 42 | (61.8) |
| DEU | 134 | (55.8) | 68 | (60.7) | 235 | (53.7) | 380 | (61.2) | 135 | (62.8) |
| NLD | 157 | (64.6) | 283 | (66.6) | 741 | (60.7) | 403 | (63.5) | 397 | (60.0) |
| UKM | 282 | (66.2) | 37 | (72.5) | 327 | (60.0) | 272 | (67.3) | 86 | (74.1) |
| FIN | 165 | (50.6) | 136 | (72.7) | 410 | (55.8) | 489 | (61.4) | 283 | (59.5) |
| NOR | 86 | (61.0) | 264 | (64.2) | 320 | (68.5) | 279 | (64.3) | 401 | (61.6) |
| CZE | 231 | (65.4) | 753 | (59.5) | 1,294 | (64.9) | 1,372 | (64.7) | 544 | (66.6) |
| JPN | 79 | (24.8) | 66 | (35.9) | 157 | (28.6) | 293 | (31.6) | 100 | (40.5) |

注1) 社会科学系は社会科学・商学・法学・サービス。

注2) 理工系は自然科学・数学・コンピュータ科学・工学・製造・建築・農学・生命科学。

3) 仮想的な進路選択態度と大学教育の便益評価・初職

仮想的な進路選択態度にみられる国家間の相違は、単純に大学教育の「良し悪し」を映し出しているわけではなさそうだが、大学教育の便益や学校から職業への移行に応じて、卒業生の仮想的な進路選択態度が変わってくるかもしれない。以下では、大学教育の便益に対する評価、卒業後の初職と、仮想的な進路選択態度との関連について分析を行う。

前者の大学教育の便益に対する評価（以下、「教育の便益評価」と略記）の指標として、大学の教育課程で学んだことがどの程度役に立っているかを尋ねた5つの質問項目（5件法）について、主成分分析を行って得られた主成分得点を用いる（表3参照）。この主成分得点が高いほど、卒業による教育の便益評価は高くなる⁴⁾。

教育の便益評価の平均値を国別にみると、大きくはない差であるが、ノルウェー（NOR）が高く、日本で低くなっている（図3参照）。また、教育の便益評価の主成分得点が1以上の高得点者（約15%）と-1以下の低得点者（約15%）を抽出し、この2つの群について仮想的な進路選択態度が「同じ大学の同じ専攻分野」である卒業生の割合を示した場合、やはり1以上の高得点者の方が-1以下の低得点者にくらべて、「同じ大学の同じ専

表3 教育の便益評価の主成分分析

| 変 数 | 因子 負荷量 |
|---------------------|-----------|
| 働き始めるうえで | .717 |
| 職場で学習を進めいくうえで | .754 |
| 将来のキャリアを展望するうえで | .800 |
| 人格の発達のうえで | .604 |
| 起業家としてのスキルを発展させるうえで | .489 |
| 固有値 | 2.326 |
| 寄与率 (%) | 46.5 |

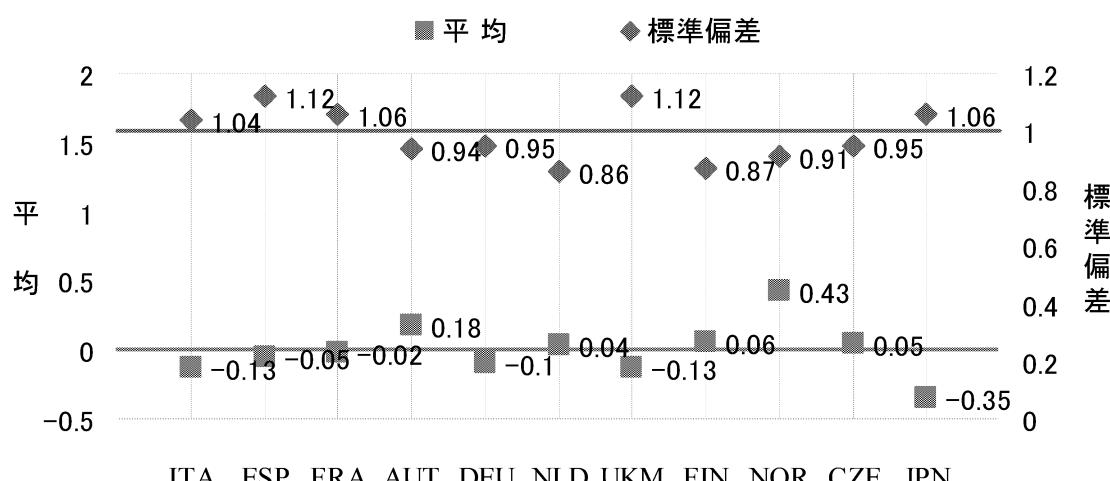


図3 教育の便益評価の平均値と標準偏差

攻分野」とする態度を形成する傾向にあることがわかる（図4参照）。しかしながら、低得点者であっても「同じ大学の同じ専攻分野」が無視できない割合で存在している。また、高得点者と低得点者間の落差に注目してみると、相対的にオランダ（NLD）で落差が大きく、イタリア（ITA）、フランス（FRA）、イギリス（UKM）では落差が小さい。

さらに卒業後、最初に就いた仕事で6ヶ月以上勤務した職業（以下、「初職」と略記）を、ホワイトカラー雇用上層（W雇上）、ホワイトカラー雇用下層（W雇下）、ブルーカラー雇用（B雇）、その他の職業（その他）、雇用経験なしの5カテゴリに大別した場合、W雇上に就いた卒業生の割合に、相当な格差がみられる（表4参照）。スペイン（ESP）のW雇上は約23%にすぎず、ノルウェー（NOR）、日本（JPN）でも30%台の域を出

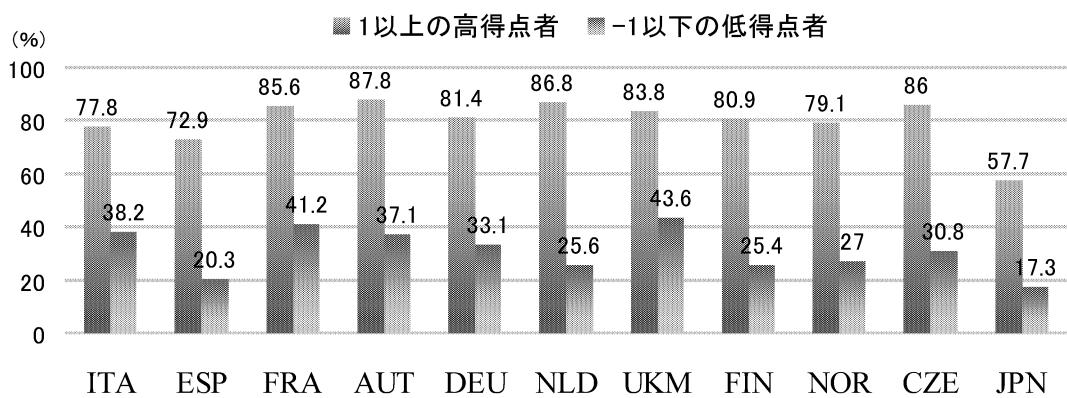


図4 教育の便益評価による「同じ大学の同じ専攻分野」の回答率

表4 卒業後の初職(卒業後6ヶ月以上勤務したもの)

| 国名 | W雇上 | | W雇下 | | B雇 | | その他 | | 雇用経験なし | |
|-----|-------|--------|-------|--------|-----|-------|-----|--------|--------|--------|
| | 度数 | (%) | 度数 | (%) | 度数 | (%) | 度数 | (%) | 度数 | (%) |
| ITA | 1,490 | (48.6) | 847 | (27.6) | 12 | (0.4) | 322 | (10.5) | 393 | (12.8) |
| ESP | 856 | (23.1) | 2,118 | (57.0) | 232 | (6.2) | 207 | (5.6) | 300 | (8.1) |
| FRA | 933 | (58.2) | 436 | (27.2) | 25 | (1.6) | 56 | (3.5) | 152 | (9.5) |
| AUT | 1,415 | (80.3) | 118 | (6.7) | 2 | (0.1) | 169 | (9.6) | 58 | (3.3) |
| DEU | 1,213 | (73.4) | 227 | (13.7) | 15 | (0.9) | 124 | (7.5) | 73 | (4.4) |
| NLD | 1,980 | (58.8) | 1,084 | (32.2) | 31 | (0.9) | 152 | (4.5) | 119 | (3.5) |
| UKM | 630 | (41.3) | 702 | (46.0) | 44 | (2.9) | 51 | (3.3) | 99 | (6.5) |
| FIN | 1,478 | (56.4) | 912 | (34.8) | 24 | (0.9) | 89 | (3.4) | 116 | (4.5) |
| NOR | 769 | (35.7) | 1,275 | (59.2) | 19 | (0.9) | 58 | (2.7) | 33 | (1.5) |
| CZE | 3,272 | (53.6) | 1,317 | (21.6) | 37 | (0.6) | 748 | (12.2) | 735 | (12.0) |
| JPN | 891 | (37.0) | 1,230 | (51.1) | 69 | (2.9) | 54 | (2.2) | 162 | (6.7) |

注1) W雇上は専門・管理的職業。W雇下は準専門・事務・サービス・販売的職業。B雇は職人及び関連職務、生産工程・労務作業者、単純作業の従事者。その他は農業・漁業、自営業。

注2) 雇用経験なしは卒業後の勤務が6ヶ月に満たないケース、卒業後6ヶ月以内に教育機関に在籍していたケースを含む。

ない。しかしながら、図 1 でみた仮想的な進路選択態度の分布とは必ずしも整合しない。W 扱上の少ないスペインと日本で「同じ大学の同じ専攻分野」とする割合が小さい点は整合するものの、W 扱上が日本と同程度であるノルウェーで「同じ大学の同じ専攻分野」が 60% を超えている点は不整合である。

これらの結果から、教育の便益評価や初職と仮想的な進路選択態度との関連は、各国の諸制度に応じてさまざまであると推測できる。だが、仮想的な進路選択態度の形成に教育の便益評価や初職がどのくらい効果を及ぼすかが、未解決の課題として残されている。

3. 大学教育の受容過程に関する予測

1) 教育の便益と教育課程の専門性・選抜性による大学教育の受容

第 2 節の検討から、仮想的な進路選択態度の形成過程は、各国の制度によって異なっている可能性がある。ただし、自らが経験した大学教育に対する便益評価が高い卒業生は、大学教育を受容しやすいと考えられる。ここから、次のような予測が成り立つ。

予測 1-1：教育の便益評価が高い卒業生ほど、「同じ大学の同じ専攻分野」を選択する。

また、「ドイツの専門性」、「日本の選抜性」といった、大学から職業への移行を形容する通念的な制度理解（吉本 2001: 127）が、各国の制度理解を支える信念に裏付けられている場合、「専門性」や「選抜性」が仮想的な進路選択態度の形成に対して有意な効果を持つはずである。通念的な理解に従えば、ドイツでは専門性の効果、フランス、イギリス、日本では選抜性の効果が相対的に大きいことになるため、仮想的な進路選択態度に対する専門性と選抜性の効果を、次のように予測しておく。

予測 1-2：ドイツの卒業生は、卒業した教育課程の専門性が高いほど、「同じ大学の同じ専攻分野」を選択する。

予測 1-3：フランス、イギリス、日本の卒業生は、卒業した教育課程の選抜性が高いほど、「同じ大学の同じ専攻分野」を選択する。

予測 1-1 から予測 1-3 は、卒業生の間で、教育の便益や専門性、選抜性が自ら経験した大学教育を点検・評価する規準として内面化されていなければ成立しない。また、この予測は、第 1 節で述べたマイヤーとロワンの提唱する、組織活動に対する点検・評価の極小化、儀式化による正統化と、鋭く対立する。

2) 点検・評価の極小化による大学教育の受容

マイヤーとロワンは、制度化された組織にとっての点検・評価を、儀式的な側面を貶め、「適正かつ誠実に事が運んでいる」といった信用を犯すものとみる（Meyer & Rowan 1977: 359）。また、教育投資が失敗に終わるなどして、卒業生が面目を保つことができな

ければ、教育組織への信用は持続しない。このため、失敗による不協和を何らかの方法で低減しなければならない (Meyer & Rowan 1977: 358)。

フェスティンガーの唱える認知的不協和の理論によれば、こうした不協和を低減、除去するのに採用可能な方法は、(1)行動に関する認知要素を変える、(2)環境に関する認知を変える、(3)新しい認知要素を付加する、の3つである (Festinger 訳書 1965: 19-24)。(1)の方法によって不協和を低減するには、卒業生が当の行為や感情を変化させなければならない⁵⁾。(2)の方法に従えば、教育投資が成功裡に終わったかどうかとは無関係に、卒業生は自らが経験した大学教育を受容するようになる。(3)の方法による不協和の低減については、大学で培った社会的なネットワークから、大学での「かけがえのない」諸経験に至るまで、さまざまな認知要素を付加することができる。しかしながら、卒業生調査のようなクロスセクション・データによっては、認知要素が後付されているか、卒業後どの時点で付加されたものなのかを判別できない。

上記の理由から、ここでは(2)の方法にもとづく予測のみを次のように立てておく。

予測 2-1：初職が B 雇・その他・雇用経験なしの卒業生であっても、W 雇上の卒業生と等しく「同じ大学の同じ専攻分野」を選択する。

4. 大学教育の受容過程の比較分析

1) 分析に使用する方法と変数

仮想的な進路選択態度とは、明確な順序性のない質的変数である。この変数を従属変数とし、性別や職業などの質的変数と大学教育の便益評価などの連続量を同時に独立変数として用いつつ、複数の独立変数の効果をコントロールした分析を行うため、ロジスティック回帰分析を適用する。

表 5 教育課程に対する評価の主成分分析(バリマックス回転)

| 変 数 | 因子 負荷量 | | |
|----------------------------|-----------|-------|-------|
| | I | II | III |
| 職業志向的な教育課程だった | .803 | -.023 | -.094 |
| 経験的・実務的な知識(重視されていた程度) | .735 | -.105 | .131 |
| 教育課程の内容が、雇用者によく知っていた | .616 | .325 | -.118 |
| 学術的に評価の高い教育課程だった | .088 | .808 | .105 |
| 一般的に、授業・課題の要求水準が高いとみなされていた | .161 | .785 | -.093 |
| 学問的な理論や概念枠組み(重視されていた程度) | -.131 | .466 | .096 |
| 幅広い教育目標を有していた | .127 | .094 | .760 |
| 科目選択の自由度の高い教育課程だった | -.167 | .014 | .748 |
| 因子寄与 | 1.659 | 1.613 | 1.205 |
| 寄与率 (%) | 20.7 | 20.2 | 15.1 |

従属変数である仮想的な進路選択態度は、結果の解釈をできるだけ容易にするため、便宜的に「同じ大学の同じ専攻分野」、「その他」の2カテゴリに再編する。また、独立変数は性別、取得学位レベル⁶⁾、専攻分野といった基本属性に加え、第3節で導出した予測に従って、教育課程の専門性と選抜性、教育の便益評価、初職とする。

教育課程の専門性、選抜性の指標には、教育課程に対する評価と関連のある8つの質問項目（5件法）による主成分分析から得られた主成分得点を用いる（表5参照）⁷⁾。第1因子は、教育課程の職業的な専門性が高いとする評価（以下、「専門性」と略記）、第2因子は教育課程の選抜性が高いとする評価（以下、「選抜性」）、第3因子は教養教育のような課程であるとする評価と解釈できる。なお、因子寄与が特に小さい第3因子については、本節の分析では使用しない。

2) 仮想的な進路選択態度に対する諸効果の比較検討

日欧における大学教育の受容過程を中立的に比較できる独立変数は、卒業生調査データからは不完全にしか用意できない。だが、教育課程で取得できる学位（以下、「取得学位レベル」と略記）などは、学位制度の相違はあるものの、無視できない変数である。そこで分析にあたり、諸制度の相違に配慮して国別に行い、独立変数の効果について比較検討

表6a 仮想的な進路選択態度のロジスティック回帰(ITA, ESP, FRA)

| 独立変数 | ITA | | ESP | | FRA | |
|------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | B | Exp(B) | B | Exp(B) | B | Exp(B) |
| 性別(男子=0,女子=1) | .061 | 1.063 | -.040 | .961 | -.345 | .709* |
| 取得学位レベル(学士=0,修士=1) | .074 | 1.077 | .047 | 1.048 | .187 | 1.206 |
| 専攻分野(基準カテゴリ:社会科学) | | | | | | |
| 人文科学・芸術・一般 | .398 | 1.489** | -.070 | .933 | .128 | 1.137 |
| 教育学 | .145 | 1.156 | .200 | 1.222 | .140 | 1.150 |
| 理工系 | -.141 | .869 | -.253 | .777* | -.448 | .639** |
| 保健・健康 | .475 | 1.608* | -.070 | .932 | .800 | 2.225* |
| 教育の便益評価 | .550 | 1.733** | .680 | 1.973** | .565 | 1.760** |
| 教育課程評価 | | | | | | |
| 専門性 | .186 | 1.205** | .375 | 1.455** | .140 | 1.150† |
| 選抜性 | .203 | 1.225** | .044 | 1.045 | .212 | 1.236** |
| 初職(基準カテゴリ:W雇下) | | | | | | |
| W雇上 | .159 | 1.172† | .259 | 1.296* | .334 | 1.396* |
| B雇・その他・雇用経験なし | .508 | 1.661 | -.069 | .933 | -.146 | .864 |
| 定数 | .477 | 1.610* | .072 | 1.074 | .891 | 2.437** |
| -2 log likelihood | 2771.19 | | 4035.02 | | 1484.28 | |
| Hosmer & Lemeshow の χ^2 | 24.81 | | 7.87 | | 5.30 | |
| df | 8 | | 8 | | 8 | |
| N | 2316 | | 3295 | | 1294 | |
| Cox & Snell R ² | .108 | | .149 | | .137 | |
| Nagelkerke R ² | .148 | | .199 | | .188 | |

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

する（表 6a～表 6d 参照）。

仮想的な進路選択態度を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果、性別、取得学
位レベル、専攻分野には殆ど一貫した効果がなかったが、次のような傾向が観察される⁸⁾。

B は標準化されていない回帰係数、Exp(B)はオッズ比を表している（オッズ比は、従属変
数の各カテゴリが選択される確率を、当該カテゴリが選択されない確率で除したもの）。

第 1 に、いずれの国家においても、教育の便益評価が「同じ大学の同じ専攻分野」に対
して有意な効果を及ぼしている。この結果は、第 3 節の予測 1-1 に合致しているものの、
オッズ比にやや国家間の違いがみられ、オランダ（NLD）の 2.670 が最も大きく、日本
(JPN) は 1.501 と最も小さくなっている⁹⁾。

第 2 に、教育課程評価の専門性のオッズ比からは、フランス（FRA）、イギリス（UKM）
を除き、「同じ大学の同じ専攻分野」への有意な効果が認められる。ドイツ（DEU）の効
果はオーストリア（AUT）よりも小さく、スペイン（ESP）と同程度でしかない。通念的
な制度理解に基づく第 3 節の予測 1-2 が殆どの国家について成り立つことから、教育課程
の専門性が「同じ大学の同じ専攻分野」に結びつくのは、少なくともドイツに固有の傾向
とは言えない。

第 3 に、教育課程評価の選抜性が「同じ大学の同じ専攻分野」に対して有意な効果を持

表 6b 仮想的な進路選択態度のロジスティック回帰(AUT, DEU, NLD)

| 独立変数 | AUT | | DEU | | NLD | |
|------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | B | Exp(B) | B | Exp(B) | B | Exp(B) |
| 性 別(男子=0,女子=1) | -.335 | .715* | .001 | 1.001 | -.108 | .898 |
| 取得学位レベル(学士=0,修士=1) | .680 | 1.974* | .434 | 1.544** | .171 | 1.186 |
| 専攻分野(基準カテゴリ:社会科学) | | | | | | |
| 人文科学・芸術・一般 | .542 | 1.720** | .584 | 1.793** | .685 | 1.983** |
| 教育学 | .356 | 1.427† | .483 | 1.621† | .618 | 1.856** |
| 理工系 | .015 | 1.015 | .403 | 1.496** | .198 | 1.218† |
| 保健・健康 | -.088 | .916 | .455 | 1.577* | .019 | 1.019 |
| 教育の便益評価 | .764 | 2.146** | .689 | 1.991** | .982 | 2.670** |
| 教育課程評価 | | | | | | |
| 専門性 | .496 | 1.642** | .407 | 1.503** | .229 | 1.257** |
| 選抜性 | .191 | 1.211** | -.028 | .972 | .127 | 1.136* |
| 初職(基準カテゴリ:W 雇下) | | | | | | |
| W 雇上 | -.274 | .760† | .438 | 1.550** | .074 | 1.077 |
| B 雇・その他・雇用経験なし | .947 | 2.579 | .879 | 2.408 | -.396 | .673 |
| 定 数 | .380 | 1.462 | -.481 | .618* | .333 | 1.395** |
| -2 log likelihood | 1645.55 | | 1781.77 | | 3483.20 | |
| Hosmer と Lemeshow の χ^2 | 7.13 | | 11.08 | | 12.17 | |
| df | 8 | | 8 | | 8 | |
| N | 1509 | | 1477 | | 3009 | |
| Cox & Snell R ² | .168 | | .142 | | .153 | |
| Nagelkerke R ² | .233 | | .191 | | .208 | |

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

つ国家は、イタリア (ITA)、フランス (FRA)、オーストリア (AUT)、オランダ (NLD)、イギリス (UKM)、フィンランド (FIN)、チェコ共和国 (CZE)、日本 (JPN) である。これら 8ヶ国中、日本の効果が最も大きく 1.538、ついでイギリスの 1.439 が大きいが、フランスは 5 番目に止まっている。予測 1-3 もやはり部分的にしか当てはまらない。

第 4 に、初職の「同じ大学の同じ専攻分野」に対する有意な効果は、スペイン (ESP)、フランス (FRA)、ドイツ (DEU)、ノルウェー (NOR) の W 雇上で認められる。ただし、W 雇上のオッズ比が 1.0 以上の有意な（正の）効果があるのはスペイン、フランス、ドイツのみで、オーストリアではむしろ W 雇上の卒業生が「同じ大学の同じ専攻分野」を避ける傾向にある（ただし、統計的有意差はみられない）。B 雇・その他・雇用経験なしについては、イタリア (ITA)、オーストリア (AUT)、ドイツ (DEU) で、正の効果となっている（いずれも統計的に有意ではない）。予測 2-1 とは相容れない結果となっているが、少なくとも仮想的な進路選択は、初職への移行の成功・失敗によって単純に決定されるものではないことがわかる。

第 3 節で導出した予測 1-1 と予測 2-1 のうち、11 カ国に共通して支持できるのは、教育の便益の効果に関する予測 1-1 だけであった。また、予測 1-2 や予測 1-3 に反して、専門性の効果がドイツで際立って大きいわけではなく、選抜性についてもフランスの効果がさほど

表 6c 仮想的な進路選択態度のロジスティック回帰(UKM, FIN, NOR)

| 独立変数 | UKM | | FIN | | NOR | |
|------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | B | Exp(B) | B | Exp(B) | B | Exp(B) |
| 性別(男子=0,女子=1) | -.035 | .966 | -.404 | .668** | -.352 | .703** |
| 取得学位レベル(学士=0,修士=1) | .012 | 1.012 | .006 | 1.006 | -.166 | .843 |
| 専攻分野(基準カテゴリ:社会科学) | | | | | | |
| 人文科学・芸術・一般 | .496 | 1.643** | .014 | 1.014 | .178 | 1.194 |
| 教育学 | .376 | 1.457 | .767 | 2.154** | -.016 | .984 |
| 理工系 | .296 | 1.345† | -.060 | .942 | -.155 | .857 |
| 保健・健康 | .092 | 1.097 | .265 | 1.303† | -.449 | .639** |
| 教育の便益評価 | .623 | 1.865** | .701 | 2.015** | .733 | 2.081** |
| 教育課程評価 | | | | | | |
| 専門性 | .070 | 1.073 | .208 | 1.231** | .241 | 1.272** |
| 選抜性 | .364 | 1.439** | .322 | 1.380** | .017 | 1.017 |
| 初職(基準カテゴリ:W 雇下) | | | | | | |
| W 雇上 | .068 | 1.070 | .095 | 1.100 | .391 | 1.479* |
| B 雇・その他・雇用経験なし | -.288 | .750 | -.666 | .514 | -.423 | .655 |
| 定数 | .432 | 1.540** | .433 | 1.542** | .488 | 1.630** |
| -2 log likelihood | 1567.71 | | 2889.16 | | 2263.41 | |
| Hosmer & Lemeshow の χ^2 | 7.45 | | 7.87 | | 6.13 | |
| df | 8 | | 8 | | 8 | |
| N | 1351 | | 2402 | | 1914 | |
| Cox & Snell R ² | .139 | | .140 | | .120 | |
| Nagelkerke R ² | .190 | | .189 | | .164 | |

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

表 6d 仮想的な進路選択態度のロジスティック回帰(CZE, JPN)

| 独立変数 | CZE | | JPN | |
|------------------------------|---------|---------|---------|---------|
| | B | Exp(B) | B | Exp(B) |
| 性 別(男子=0,女子=1) | -.113 | .893† | -.090 | .914 |
| 取得学位レベル(学士=0,修士=1) | -.218 | .804* | .329 | 1.390† |
| 専攻分野(基準カテゴリ:社会科学) | | | | |
| 人文科学・芸術・一般 | .125 | 1.133 | -.288 | .750 |
| 教育学 | -.469 | .626** | .087 | 1.091 |
| 理工系 | -.170 | .844* | -.083 | .920 |
| 保健・健康 | -.596 | .551** | -.068 | .934 |
| 教育の便益評価 | .759 | 2.136** | .406 | 1.501** |
| 教育課程評価 | | | | |
| 専門性 | .299 | 1.348** | .249 | 1.283** |
| 選抜性 | .233 | 1.262** | .431 | 1.538** |
| 初職(基準カテゴリ:W 雇下) | | | | |
| W 雇上 | .061 | 1.063 | .043 | 1.044 |
| B 雇・その他・雇用経験なし | -.174 | .841 | .090 | 1.094 |
| 定 数 | .998 | 2.714** | -.506 | .603** |
| -2 log likelihood | 6269.58 | | 2269.40 | |
| Hosmer と Lemeshow の χ^2 | 6.50 | | 6.00 | |
| df | 8 | | 8 | |
| N | 5464 | | 2029 | |
| Cox & Snell R ² | .150 | | .109 | |
| Nagelkerke R ² | .205 | | .153 | |

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

ど大きくない点は、通念的な理解では説明できない結果であり、興味深い。また、図示はしないが、雇用期間の定めのない初職は日本（約 81%）、チェコ共和国（約 65%）、イギリス（約 64%）、オーストリア（約 60%）、ノルウェー（約 53%）の順に多い。しかしながら、ノルウェーでは選抜性の効果が全くなく、欧米の専門性、日本の選抜性という通念は、ここでも部分的にしか合致していない¹⁰⁾。

モデルの説明力を示す擬似決定係数である Cox & Snell R²や Nagelkerke R²も、.100 ~.230 のごく小さい範囲に収まっている点を見落とすべきでない（イタリアについては、分析モデル自体が適合していない）。本稿で用意したモデルのフィット自体、決して良好なものではなく、卒業生による点検・評価と大学教育の受容は相対的に独立している。その意味では、マイヤーとロワンが唱える、組織活動に対する点検・評価の極小化に合致する結果が得られているとも言える。

5. 結論と課題

これまでの分析結果から、卒業における大学教育の受容過程に関する主な知見をまとめると、次のようなになる。

(1)日本を除いた各国の卒業生は、大部分が「同じ大学の同じ専攻分野」とする仮想的な進路選択をしていることから、卒業生の間には自らが経験した大学教育を受容するメカニズムが働いている（日本の場合も、「いずれにも進学しない」が10%にも満たないため、大学教育それ自体については受容されている）。(2)大学教育の便益に対する評価が高い卒業生ほど、「同じ大学の同じ専攻分野」を選択しやすい傾向にあるが、大学教育の便益評価の効果は11カ国で日本が最も小さい。(3)教育課程の専門性、選抜性の評価は、教育の便益評価にくらべて効果が小さく、国家間にみられる効果の相違も、ドイツ=専門性、フランス、イギリス、日本=選抜性といった通念的な制度理解によってはうまく説明できない。(4)初職の効果をみると、大学からW雇用への移行は「同じ大学の同じ専攻分野」とする仮想的な進路選択に必ずしも結びついていない。

これらの知見は、大学教育の受容過程で何が起きているのかを十分に解明するものではない。しかしながら、以下のような論点と課題を提起することが可能である。

第1に、教育の便益評価が大学教育の受容に大きな効果を持たず、専門性、選抜性の効果も国家間でさまざまな上、大学からW雇用への移行までが大学教育の受容とさほど関連がない。これらの結果は、既述したように、組織活動に対する点検・評価の極小化、儀式化によって、制度化された組織の正統化が達成されるというマイヤーとロワンの説と親和性がある。学歴の効用を認めない階層消費的な高学歴志向の増加（中村 2000）なども、教育活動に対する点検・評価の極小化、儀式化が進行した結果と考えれば、さほど不思議ではない（この場合、点検・評価の極小化、儀式化がなぜ進行したのかが、解明すべき課題となる）。

第2に、日本の教育システムには、入学者選抜の偏差値によって大学が相対的に小刻みに序列化されているといった構造的な特徴がある（竹内 1995: 93-96）。そのため、日本の卒業生は（現実の進路選択とは違った）反実仮想的な進路選択を行いややすく、結果的に「同じ大学の同じ専攻分野」の割合が小さくなるとする解釈も成り立つ。日本の場合に、教育課程の選抜性の評価が仮想的な進路選択に11カ国のうち最も大きな効果を示すのも、日本の卒業生が「もっと偏差値の高い大学に行っていれば・・・」という反実仮想を抱きがちなせいかもしれない。

いずれにせよ、大学教育の便益や教育課程の専門性、選抜性に対する評価、大学から職業への移行と、大学教育の受容の間にごく弱い関係しかない以上、日本の卒業生が「同じ大学の同じ専攻分野」をなぜ選択しないのかは、本稿で用いた日欧調査データによってはうまく説明できない。大卒者の賃金を低く抑え、大学教育の便益を貶価する、企業・マスコミによる「大学教育無効論」が跋扈するような社会的体質が、大学教育の良し悪しとは関係なく、卒業した大学や教育課程の受容を妨げている可能性も残っている（金子 2007: 137-138）。日本の大学教育の便益が、11カ国で最も低く評価されている点などは、こうした可能性を傍証しているのではないか。

今後の研究にとって、大学教育のステークホルダー（卒業生を含む利害関係者）を取り巻く、卒業した大学から大学全般に至るまでの複数の異なる水準に関心を払った、マルチレベル分析などによるさらに詳しい比較社会論的な検討が行われるべきだろう。

【注】

- 1) 「いずれにも進学しない」は、厳密には改定版国際教育標準分類 ISCED5A 以上の大学型高等教育機関のいずれにも進学しないとする態度である点に注意されたい。日本の場合、「短期大学を選ぶ」と回答した 8 (0.3%) のケース、「専門学校を選ぶ」とした 96 (約 4%) のケースについては、分析から除外した。
- 2) デメリットとして、調査対象を大学教育の経験者に限定しているため、初期キャリアの形成過程に及ぼす諸効果を、教育効果と社会化効果に分解しきれない欠点があることを断つておく。
- 3) 領域別満足感は、「卒業した大学・学部の教育課程のうち、以下の点についてどのくらい満足していますか」という質問項目に対する「まったく満足していない」(1)から「とても満足している」(5)の 5 件法による回答から測定した。
- 4) 教育の便益評価は、最大値が 2.11、最小値が -3.15 である（平均=0、標準偏差=1）
- 5) ただし、仮想的な進路選択態度を「同じ大学の同じ専攻分野」以外に変えることは、大学か専攻分野のいずれかに限ってしか受容できないか、あるいは大学も専攻分野も受容できない結果になるため、不協和をうまく低減できない。
- 6) 取得学位レベルは、ISCED による教育段階区分の 5A に相当し、博士学位に接続している課程=1、接続していない課程=0 とコードした（日本の場合、1=修士課程、0=学士課程に対応させてある）。
- 7) 専門性の最大値は 2.74、最小値が -2.81 で、選抜性については最大値が 2.71、最小値が -3.58 となっている（いずれも平均=0、標準偏差=1）。
- 8) 各国に一貫した効果は殆どないが、特定の専攻分野が仮想的な進路選択態度に大きな効果を示すケースが散見される。これは、専攻分野での個別的な経験が、教育の便益評価や教育課程評価、初職などと独立して、大学教育の受容に影響することを示唆している。
- 9) オッズ比は、例えばオランダ (NLD) の 2.670 の場合、教育の便益評価の得点が 1 点上昇するごとに、卒業生が「同じ大学の同じ専攻分野」を選択する確率が、当該カテゴリを選択しない確率の 2.814 倍になることを意味する。日本の場合、「同じ大学の同じ専攻分野」を選択する確率は、それを選択しない確率の 1.501 倍となる。
- 10) 通念に従えば、内部労働市場型である社会の場合、専門性よりも選抜性が要請されることになる（小林 1981: 54）。だが、各国の雇用契約と専門性、選抜性の効果の間に明瞭な対応関係がみられない理由は、初職との交互作用項をモデルに組み込んでいない点にあるかもしれない。しかしながら、少なくとも労働市場が専門性、選抜性のいずれを要請しようと、それ自体によって大学教育の受容がただちに達成されるわけではない。
また、山本 (2002: 74) の日米英における先行研究のレビューによれば、欧米=狭いスペシャリスト型、日本=幅広いジェネラリスト型といった通念に再考を迫る結果となっている。

【引用文献】

- Bawles,S. & Gintis,H. 2004, “Does Schooling Raise Earnings by Making People Smarter?” In *Meritocracy and Economic Inequality*, eds.Arrow,K., Bawles,S., and Durlauf,S. Princeton University Press: 118-136.
- Brown,Ph., Hesketh,A. 2004, *The Mismanagement of Talent: Employability and Jobs in the Knowledge Economy*, Oxford University Press.
- Festinger,L. 1957, *A Theory of Cognitive Dissonance*, Row, Peterson and Company
(=1965, 末永俊郎監訳 『認知的不協和の理論—社会心理学序説—』 誠信書房) .

- Halaby,C.N. 1994, "Overeducation and Skill Mismatch" , *Sociology of Education*, Vol.67 (January): 47-59.
- 金子元久 2007, 『大学の教育力—何を教え、学ぶか—』 筑摩書房.
- 小林雅之 1981, 「選抜・配分装置としての学校—労働市場の内部化との関連で—」、『教育社会学研究』第 36 集: 51-62.
- Luhmann,N. 1983, *Legitimation durch Verfahren*, Suhrkamp Verlag, Frankfurt am Main (=1990, 今井弘道訳 『手続を通しての正統化』 風行社) .
- 松繁寿和 2004, 『大学教育効果の実証分析—ある国立大学卒業生たちのその後—』 日本評論社.
- Meyer,J.W., Ramirez,F.O., Frank,D.J., and Schofer,E. 2007, "Higher Education as an Institution" In *Sociology of Higher Education: Contributions and Their Contexts*, ed.Gunport,P.J. The Johns Hopkins University Press: 187-221.
- Meyer,J.W. & Rowan,B. 1977, "Institutionalized Organizations: Formal Structure as Myth and Ceremony" , *American Journal of Sociology*, Vol.83, No.2: 340-363.
- 中村高康 2000, 「高学歴志向の趨勢—世代の変化に注目して—」、近藤博之編 『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』 東京大学出版会: 151-173.
- Praag,B.M.S.Van, Ferrer-i-Carbonell,A. 2004, *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press.
- 竹内 洋 1995, 『日本のメリトクラシー—構造と心性—』 東京大学出版会.
- 塚原修一 1987, 「教育効果の持続性」、市川昭午編 『教育の効果』 東信堂: 62-74.
- 山本 茂 2002, 「従来の諸研究」、小池和男・猪木武徳編 『ホワイトカラーの人材形成—日米英独の比較—』 東京経済新報社: 55-79.
- 吉本圭一 2001, 「大学教育と職業への移行—日欧比較調査結果より—」、『高等教育研究』 第 4 集: 113-133.