

Title	「学校経験の意味づけ」が移行期における将来の見通しに与える影響：道具性・自己充足性に着目して
Author(s)	瀬戸, 麗
Citation	教育文化学年報. 2022, 17, p. 15-24
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/87535
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

「学校経験の意味づけ」が移行期における将来の見通しに与える影響 —道具性・自己充足性に着目して—

瀬戸 麗

1. 問題の所在

1990年代以降、日本でも非正規雇用の割合の急上昇や職業の分化が指摘され、若者の学校から職業への移行の非線形化や長期化、つまり「移行の不安定化」が取り沙汰されるようになった(乾 2006)。それに伴い、7年間のインタビュー調査(乾 2006, 2013)や5年間のパネル調査・インタビュー調査(乾・本田・中村 2017)をもとに、若者の移行経験の実態が明らかにされた。例えば、長期的で不安定な移行過程をたどる若者は、「居場所」となる仲間関係やネットワークが、移行期を生き抜く「共同資源」や個人のレジリエンス(乾 2006, 藤井(南出) 2013, 藤田 2017)、そして就労形態(平塚 2017)に影響する可能性が指摘されている。そのような人間関係の構築に学校という「場」が寄与することも指摘されている(乾 2006, 平塚 2017)。移行の不安定化のもとで職場における同年代同士の間関係の形成が困難になる中で、学校のもつ人間関係の形成機能に焦点が当たったのである。他方、移行の不安定化に先立つ1970年代から1980年代より、学校機能に対する意味づけの変容が見られると指摘する論稿もある。伊藤(2018)によると、以前は、「職業に直結する知識や技能、さらには社会的地位などを将来獲得させる／する」(p.102)のためのインストルメンタルな機能に焦点が当たり、「即自的な充足、すなわち、今学校で居心地よく過ごすこと」(p.102)であるコンサマトリーな機能に焦点があてられることはあまりなかった。しかし、高度経済成長期後、前者は等閑視され後者の疎外が問題視されるようになったという。伊藤の議論は学校の居場所化(新谷 2008)の議論とも重なる。

以上のように、若者の移行の文脈においても、学校機能の意味づけの文脈においても、人間関係やコンサマトリーといった側面が重視されるようになってきている。現代日本において、学校経験がどのように若者の移行に影響を及ぼしているのかについて、インストルメンタルな側面も含めて、改めて実証的に明らかにする必要がある。

そこで、本稿は、高校段階の学校経験の意味づけが移行期における将来の見通しに与える影響について、学校のインストルメンタルな機能とコンサマトリーな機能に着目して明らかにすることを目的とする(検討課題①)。その際、高校段階の学校経験の意味づけが社会的背景によってどのように規定されているのかについても検討する(検討課題②)。

2. 課題設定

上記検討課題①②を明らかにするにあたって、仮説を以下のように設定した。なお、若者が高校のインストルメンタルな機能に意味を見出すことを「道具性を見出す」と表現し、コンサマトリーな機能に意味を見出すことを「自己充足性を見出す」と表現する。

仮説①-1：高校に道具性を見出す人ほど、移行期において将来の見通しを立てやすい

①-2：高校に自己充足性を見出す人ほど、移行期において将来の見通しを立てやすい

仮説②-1：男性は高校に道具性を見出しやすく、女性は自己充足性を見出しやすい

②-2：親の学歴が高いほど、高校に道具性と自己充足性を見出しやすい

②-3：出身家族の経済的状況が良いほど、高校に道具性と自己充足性を見出しやすい

②-4：義務教育段階の成績が高いほど、高校に道具性と自己充足性を見出しやすい

上記の仮説を設定した理由は次の通りである。仮説①について、道具性はその定義に将来志向性を含むため、将来の見通しの立てやすさと親和的だと考えられる。また、自己充足性については一見直接将来の見通しにはつながらないが、移行期の人間関係は高校時代の人間関係に影響していること、移行期の人間関係が現在や将来に対する積極的意識を高めること（平塚 2017）から、将来の見通しの立てやすさにも正の影響を持つと考えられる。

仮説②-1 について、男子生徒は教師から大学進学を勧められやすく（乾 2006）、教師のジェンダー意識により道具性を見出しやすいと考えられ、女性の方が豊富で安定した人間関係を得やすく（稲葉 2011, 平塚 2017）、学校でも同様の傾向が見られると考えられる。仮説②-2,3,4 について、伊藤（2018）が、出身階層と到達階層の低さがいじめられた経験の多さと相関関係があるという知見（中村 2015）をもとにインストルメンタルな機能とコンサマトリーな機能の非充足の結びつきを論じ、進学校においては両機能が両立しやすいと指摘したことを踏まえると、社会階層や義務教育段階の成績の高低によって道具性と自己充足性を見出しやすさが異なると考えられる。

以上を踏まえて、分析の枠組みを図 1 に示す。

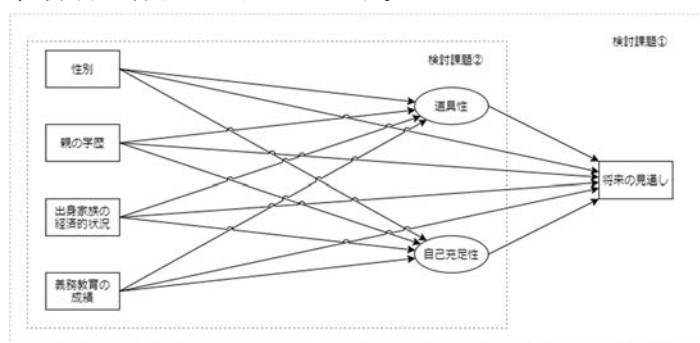


図 1 分析の枠組み

3. 方法

1) 調査概要

本稿で用いるデータは 2007 年から 2011 年にかけて実施された「若者の教育とキャリア形成に関する調査」のうちの第 1 回調査と第 5 回調査である。「若者の教育とキャリア形成に関する調査」は、若者の移行過程をめぐる変容実態を捉えるためのパネル調査として設計・実施された。研究主体は、「若者の教育とキャリア形成に関する研究会」（代表：乾彰夫）である。調査対象は 2007 年 4 月 1 日現在 20 歳である全国の男女である。初回調査では全国から層化二段階で無作為抽出し、依頼状と調査票を送付、訪問回収により 1,687 名からの回答を得た。第 1 回（2007 年）の調査対象者数は 5018、有効回収数 1687（有効回収率 33.6%）、また第 5 回（2011 年）の調査対象者数は 971、有効回収数 744（有効回収率 76.6%）である。学歴や職業などの社会的属性を尋ねる項目と、仕事や学校経験などに関する意識を尋ねる項目があり、学校経験との関連で若者の移行を検討する本稿に適切なデータである。本稿では、第 5 回調査の有効回収数である 744 を総数とする。

2) 変数

本稿で使用する変数について説明する。性別は、男性を基準カテゴリに設定した。母親学歴は、中学校卒業者を「初等学歴」として基準カテゴリに設定、高校卒業者を「中等学歴」、高等専門学校・専門学校・短期大学・四年制大学・大学院の卒業者を「高等学歴」とした。出身家族の経済的状況は、18 歳時の家族の暮らし向きを尋ねる項目を用いた（「1=ゆとりがある」「2=ややゆとりがある」「3=やや苦しい」「4=苦しい」を反転）。義務教育段階の成績は、中学 3 年生時の成績について尋ねる項目の値を用いた（「1=上の方」「2=やや上の方」「3=真ん中のあたり」「4=やや下の方」「5=下の方」を反転）。本人学歴は、分析に応じて第 1 回調査（検討課題②の検討）と第 5 回調査（検討課題①の検討）の値を使い分け、いずれも中等学歴を基準カテゴリに設定した。職業は、正規雇用、非正規雇用、自営経営者、学生、無職のうち、正規雇用を基準カテゴリに設定した。学校経験の意味づけについて、第 1 回調査（20, 21 歳時点）の学校経験に関する 7 項目（詳細は表 1 に記述、回答は「1=とてもそう感じる」「2=少しそう感じる」「3=あまりそう感じない」「4=まったくそう感じない」で反転）を観測変数とした探索的因子分析によって抽出された潜在変数を用いた。将来の見通しについて、第 5 回調査（24, 25 歳時点、移行期と判断する）の「あなたのご自分の将来の見通しが立っていると感じますか」という質問項目を用いた（「1=とてもそう感じる」「2=ややそう感じる」「3=あまりそう感じない」「4=まったくそう感じない」を反転）。

表 1 に、変数の記述統計量、および各変数のもととなった調査回と質問項目の詳細を示した。なお、量的変数の尺度について、値が小さいほど否定的な回答であり、値が大きいほど肯定的な回答である。

表 1 分析に用いる変数の記述統計量

調査回	変数名 (基準カテゴリ)	Mean	S.D.	Min.	Max.	
第1回	性別 (男性)					
	女性	0.434	0.496	0	1	
第1回	母親学歴 (母初等学歴)					
	母中等学歴	0.413	0.493	0	1	
	母高等学歴	0.544	0.498	0	1	
第1回	出身家族の経済的状況	18歳の頃の家族の暮らし向き	2.749	0.884	1	4
第1回	義務教育の成績	中学3年生時の成績	3.350	1.143	1	5
第1回	本人学歴 (中等学歴)					
	高等学歴	0.196	0.398	0	1	
第5回	本人学歴 (中等学歴)					
	高等学歴	0.245	0.430	0	1	
第5回	職業 (正規)					
	非正規	0.238	0.426	0	1	
	自営経営者	0.016	0.126	0	1	
	学生	0.050	0.218	0	1	
	無職	0.065	0.246	0	1	
第1回	学校経験の意味づけ	自分の進路について深く考える機会が得られた	2.812	0.892	1	4
	自分自身がつきたい職業について学べた	2.194	0.897	1	4	
	進路に関する指導や支援が充実していた	2.871	0.909	1	4	
	社会生活を送る上で必要な知識等を学べた	2.817	0.871	1	4	
	居心地がよく安心できる人間関係が得られた	3.296	0.838	1	4	
	刺激を与えてくれる人間関係が得られた	3.059	0.907	1	4	
	長く付き合っていけそうな人間関係が得られた	3.284	0.866	1	4	
第5回	将来の見通し	2.485	0.757	1	4	

注：N=682.

検討課題①では、独立変数として、性別、母親学歴、出身家族の経済的状況、義務教育の成績、本人学歴（第1回調査）、職業、学校経験の意味づけを用い、従属変数として、将来の見通しを用いた。検討課題②では、独立変数として性別、母親学歴、出身家族の経済的状況、義務教育の成績、本人学歴（第5回調査）を用い、従属変数として学校経験の意味づけを用いた。

3) 分析手法

分析には R パッケージを用い、探索的因子分析と確証的因子分析を含む構造方程式モデリングを手法とした⁽¹⁾。まず4節1項にて探索的因子分析を行い、実際にどのような潜在変数が抽出されるのかを検討する。次に4節2項にて、探索的因子分析で抽出された潜在変数を参考に、確証的因子分析を含む構造方程式モデリングを行う。

4. 分析結果

1) 探索的因子分析の結果

学校経験の意味づけに関する7項目の質問において探索的因子分析を行い、どのような潜在変数が抽出されるのかを検討し、因子数と因子名を決定する。

まず、因子数を決定するためのスクリープロットを図2に示した。スクリープロットの

実線が点線よりも明確に上回っており、固有値の劇的な変化が見られなくなる最大の数である 2 因子解を採択した。

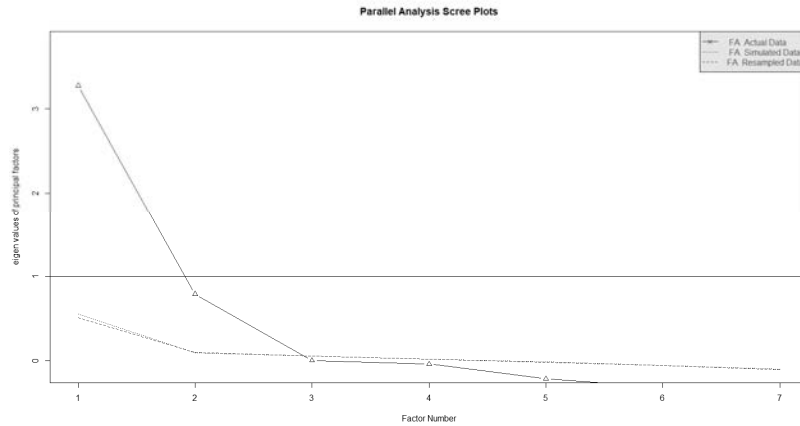


図 2 スクリーンプロット（学校経験の意味づけ）

因子の命名について、第 1 因子と第 2 因子の各因子負荷量の値のもとで総合的に決定する。因子負荷量を表 2 に示した。第 1 因子は進路や職業に関する性質、第 2 因子は居心地や人間関係に関する性質に分類できる。したがって第 1 因子を「道具性」、第 2 因子を「自己充足性」と命名した。人間関係を含まずとも学校で居心地良く過ごすことは可能であるが、コンサトリーが阻害されている状況の一例に「いじめ」を挙げられる（伊藤 2018）ように、学校における自己充足性の多くは人間関係が関連していると考えられるからである。

表 2 探索的因子分析（2 因子解）の因子負荷量

因子名/項目名	因子負荷量		共通性
	第1因子	第2因子	
第1因子：道具性			
進路に関する指導や支援が充実していた	0.82	-0.07	0.62
自分の進路について深く考える機会が得られた	0.78	-0.01	0.60
自分自身がつきたい職業について学べた	0.65	-0.01	0.41
社会生活を送る上で必要な知識等を学べた	0.60	0.10	0.43
第2因子：自己充足性			
居心地がよく安心できる人間関係が得られた	-0.07	0.98	0.88
長く付き合っていけそうな人間関係が得られた	-0.06	0.94	0.82
刺激を与えてくれる人間関係が得られた	0.18	0.70	0.67

注：N=682, 最尤法, プロマックス回転, 因子間相関=0.550, 因子負荷量の差分が大きな順に並び替え。

2) 確証的因子分析を含む構造方程式モデリングの結果

4 節 1 項で抽出された 2 つの因子（「道具性」と「自己充足性」）を用いて、確証的因子分析を含む構造方程式モデリングの分析を行う。独立変数に道具性を加えた道具性モデルと自己充足性を加えた自己充足性モデルの 2 つに分けて行い、各従属変数において 2 つのモデルを比較した。適合度指数は、道具性モデルでは RMSEA=0.029, CFI=0.973, 自己充足

性モデルでは RMSEA=0.000, CFI=1.000 であり, それぞれ RMSEA<0.05 かつ CFI>0.95 の許容範囲内であるため, 各分析モデルの妥当性が示された。なお, 分析モデルは道具性モデルと自己充足性モデルの 2 つであるが, 以下①～③で結果を記述する際には, 因子分析部分 (表 3), 将来の見通しを従属変数とした回帰分析部分 (表 4) と学校経験の意味づけを従属変数とした回帰分析部分 (表 5) に分け, 両モデルを併記する形を用いる。

① 確証的因子分析の結果

構造方程式モデリングの因子分析部分 (測定モデル) の結果を表 3 に示した。探索的因子分析によって抽出された 2 つの因子は, 構造方程式モデリングの因子分析部分の結果からも支持されたため, 一定の妥当性を有する。

表 3 構造方程式モデリング (因子分析部分)

測定モデル	道具性モデル		自己充足性モデル		
	道具性		自己充足性		
	因子負荷量	R ²	因子負荷量	R ²	
学校経験の意味づけ	自分の進路について深く考える機会が得られた	1.000	0.612	—	—
	自分自身がつきたい職業について学べた	0.825	0.412	—	—
	進路に関する指導や支援が充実していた	1.014	0.607	—	—
	社会生活を送る上で必要な知識等を学べた	0.798	0.409	—	—
	居心地がよく安心できる人間関係が得られた	—	—	1.000	0.881
	刺激を与えてくれる人間関係が得られた	—	—	0.913	0.628
	長く付き合っていけそうな人間関係が得られた	—	—	0.995	0.817
RMSEA		0.029		0.000	
CFI		0.973		1.000	

注: N=682, ロバスト最尤法, 標準化推定値

② 構造方程式モデリングの結果 (検討課題①)

構造方程式モデリングの回帰分析部分 (因果モデル) の結果を表 4 に示した。

表 4 構造方程式モデリング (将来の見通し)

因果モデル	道具性モデル		自己充足性モデル	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
性別 (男性)				
女性	-0.059	0.058	-0.055	0.059
母親学歴 (母初等学歴)				
母中等学歴	0.082	0.155	0.091	0.153
母高等学歴	0.057	0.155	0.069	0.154
出身家族の経済的状況 18歳の頃の家族の暮らし向き	0.026	0.034	0.026	0.034
義務教育の成績 中学3年生時の成績	0.087 **	0.028	0.092 **	0.028
本人学歴 (中等学歴)				
高等学歴	-0.060	0.075	-0.056	0.074
職業 (正規)				
非正規	-0.195 **	0.070	-0.203 **	0.070
自営経営者	0.647 **	0.239	0.631 **	0.231
学生	0.144	0.145	0.132	0.143
無職	-0.343 **	0.126	-0.379 **	0.129
学校経験の意味づけ				
道具性	0.162 ***	0.044	—	—
自己充足性	—	—	0.108 **	0.037
R ²		0.090		0.082
RMSEA		0.029		0.000
CFI		0.973		1.000

注: N=682, ***p<0.001, **p<0.01, ロバスト最尤法, 標準化推定値

表 4 から、移行期における将来の見通しに対する変数の影響は次のように言える。義務教育段階の成績が高いほど、高校に道具性・自己充足性を見出すほど、将来の見通しを立てやすい。また、職業について、正規雇用に対して自営経営者の方が将来の見通しを立てやすく、非正規や無職の方が将来の見通しを立てにくい。そして、性別や母親学歴、出身家族の経済的状況は、移行期における将来の見通しに影響を与えないことが指摘された。以上から、仮説①-1「高校に道具性を見出す人ほど、移行期において将来の見通しを立てやすい」および仮説①-2「高校に自己充足性を見出す人ほど、移行期において将来の見通しを立てやすい」は支持される。

若者の移行が不安定化する現在においては、将来の見通しに対して、性別や母親学歴、出身家族の経済的状況といった属性が影響力を持たない一方で、義務教育段階の学校経験および高校段階の学校経験の意味づけがより影響力をもつことが明らかになった。

③構造方程式モデリングの結果（検討課題②）

前目では移行期の将来の見通しに対する学校経験の重要性が指摘された。そこで、本目では高校段階の学校経験の意味づけに焦点を当て、道具性と自己充足性の規定要因を検討する。学校経験の意味づけにおける構造方程式モデリングの回帰分析部分（因果モデル）の結果を表 5 に示した。

表 5 構造方程式モデリング（学校経験の意味づけ）

因果モデル	道具性モデル		自己充足性モデル	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
性別 (男性)				
女性	0.136 *	0.060	0.183 **	0.063
母親学歴 (母初等学歴)				
母中等学歴	0.085	0.174	0.030	0.189
母高等学歴	0.154	0.176	0.115	0.190
出身家族の経済的状況 18歳の頃の家族の暮らし向き	0.049	0.034	0.081 *	0.035
義務教育の成績 中学3年生時の成績	0.070 *	0.030	0.067 *	0.029
本人学歴 (中等学歴)				
高等学歴	0.048	0.086	-0.054	0.087
R ²	0.044		0.040	
RMSEA	0.029		0.000	
CFI	0.973		1.000	

注：N=682, **p<0.01, *p<0.05, ロバスト最尤法, 標準化推定値

表 5 から、男性よりも女性が、中学 3 年生時の成績が高い方が、高校に道具性を見出しやすいことが分かった。また、男性よりも女性の方が、18 歳の頃の家族の暮らし向きが良い方が、中学 3 年生時の成績が良い方が、高校に自己充足性を見出しやすい。一方で、母学歴については道具性・自己充足性とともに影響せず、18 歳の頃の家族の暮らし向きは道具性を見出しやすさには影響しない。以上から、仮説に対する結果は次の通りである。

仮説②-1：男性は高校に道具性を見出しやすく、女性は自己充足性を見出しやすい→女性の
み支持

仮説②-2：親の学歴が高いほど、高校に道具性と自己充足性を見出しやすい→不支持

仮説②-3：出身家族の経済的状況が良いほど、高校に道具性と自己充足性を見出しやすい→

一部支持（自己充足性には影響）

仮説②-4：義務教育段階の成績が高いほど、高校に道具性と自己充足性を見出しやすい→支持

道具性・自己充足性の見出しやすさは、一部の属性や過去の経験に影響されるといえる。ただし、出身家族の経済的状況は、道具性・自己充足性の見出しやすさに対して異なる効果を持っており、前者には影響しない一方で、後者には影響していた。友人関係のはく奪は子どもの「貧困」経験において重要な位置づけにあることが指摘されているが（リッジ 2002=2010）、本稿の分析からも同様の実態が見られると言えよう。

前目（4.1.2）および本目（4.1.3）の結果を図3に示す。

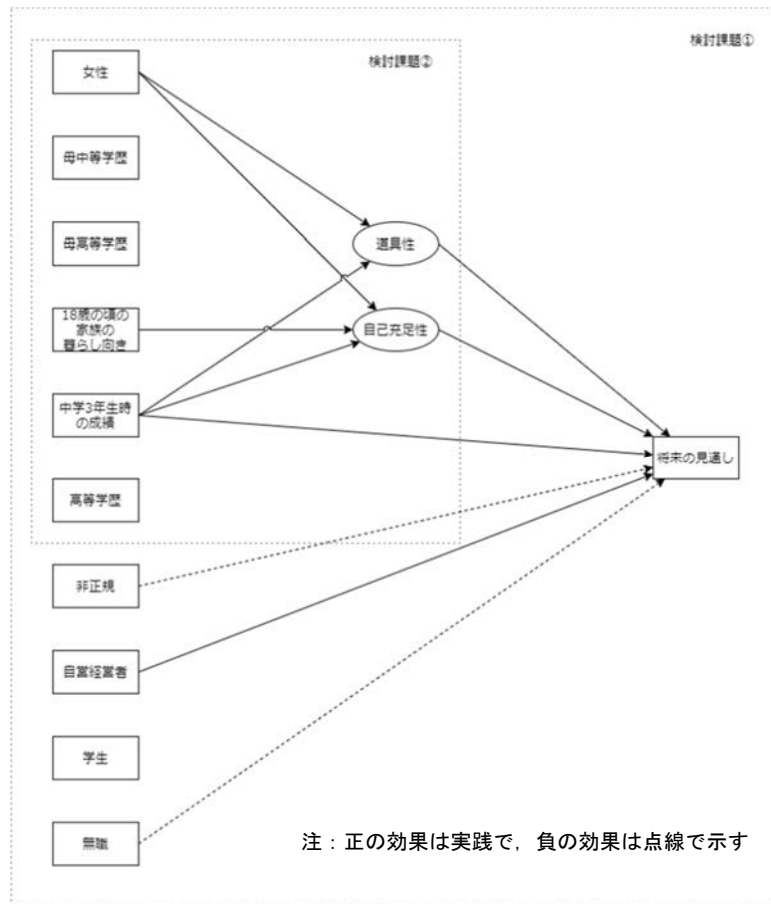


図3 分析結果のパス図

5. 考察

本稿の分析結果をまとめると、検討課題①では、高校段階の学校経験の意味づけ（道具性や自己充足性を見出すかどうか）が、移行期における将来の見通しの立てやすさに正の影響をもつことが指摘された。義務教育段階の学校経験や職業が影響力をもつ一方で、親の学歴

や家族の経済的状況といった属性は影響力を持たないことが明らかになった。検討課題②では、高校段階の学校経験の意味づけ（道具性や自己充足性を見出すかどうか）は、性別や義務教育段階の成績の高さに規定される一方で、親の学歴の影響は見られなかった。また、出身家族の経済的状況は、道具性を見出しやすさには影響がなかったが、自己充足性に対しては影響があった。

以上から次の点を指摘できる。第一に、学校経験の意味づけが若者の安定的な移行に対して持つ役割は、少なくとも意識の面では強いと言える。検討課題①で指摘したように、移行期の将来の見通しに対しては、社会階層の影響があまり見られず、代わりに学校経験の意味づけの影響が強く見られた。たしかに、社会が「個人化」するに従い、見かけ上、若者の移行経験に社会階層の影響が見られなくなっている（が実際には影響は残っている）とするファーロング（1997=2009）の主張を踏まえると、社会階層の影響が真に薄まったわけでは必ずしもないだろう。しかし、若者が学校に道具性と自己充足性の両方を見出せるような環境も重要となろう。このような環境が、若者の安定的な移行経験そのものに寄与する可能性もあるのではないか。

第二に、貧困も学校経験における自己充足性に影響を及ぼしている可能性がある。道具性と自己充足性の規定要因はほとんど重なったが、出身家族の経済的状況は自己充足性のみに影響した。学校が居場所化する中でも、学校経験に自己充足性を見出せない層があり、貧困層や生活不安定層の子どもがそれに当てはまることが示唆される。本稿では経済的状況が直接将来の見通しに影響する様子は見られなかったが、貧困経験を経由して、間接的に移行に影響を及ぼす可能性もあるだろう。

第三に、義務教育段階の学校経験の重要性が挙げられる。中3時の成績は、高校段階の学校経験の意味づけ（道具性と自己充足性を見出すかどうか）、そして、移行期における将来の見通しに直接影響があった。義務教育段階での学校経験の豊かさは、義務教育終了後の学校経験および移行経験に対して、属性による不平等を低める可能性を有していると言える。ただし、本稿の調査項目には「成績」以外に義務教育段階の学校経験をはかるものはなく、限界がある。今後の研究では、義務教育段階の学校経験が高校段階の学校経験や移行経験にどのように影響するかについて、多元的な指標を用いて検討する必要がある。

〈注〉

- (1) 探索的因子分析は、データから理論仮説を想定せず探索的に潜在変数を抽出するための分析手法であるのに対し、確証的因子分析は、データから理論仮説が想定するような潜在変数が抽出できるのかを検討するための分析手法である（狩野 2002）。本稿の分析は、伊藤（2016）を参考にした。

〈引用文献〉

藤井（南出）吉祥，2013，「ネットワーク形成・維持の基盤」乾彰夫編，『高卒5年どう生

- き、これからどう生きるのか』大月書店, pp.213-246.
- 藤田武志, 2013, 「学校経験と社会的不平等—『意欲の貧困』を手がかりに」 乾彰夫・本田由紀・中村高康編, 『危機のなかの若者たち』東京大学出版会, pp.243-266.
- Furlong, A., & Cartmel, F., 1997, *Young People and Social Change*, Open University Press UK Limited. (=2009, 乾彰夫・西村貴之・平塚眞樹・丸井妙子訳, 『若者と社会変容—リスク社会を生きる』大月書店).
- 平塚眞樹, 2017, 「若者の移行の背景・過程とソーシャル・キャピタル」 乾彰夫・本田由紀・中村高康編『危機のなかの若者たち』東京大学出版会, pp.335-364.
- 保坂亨, 2000, 『学校を欠席する子どもたち—長期欠席・不登校から学校教育を考える』東京大学出版会。
- 稲葉陽二, 2011, 『ソーシャル・キャピタル入門—孤立から絆へ』中公新書。
- 乾彰夫編, 2006, 『18歳の今を生きぬく—高卒1年目の選択』青木書店。
- 乾彰夫編, 2013, 『高卒5年どう生き、これからどう生きるのか—若者たちが今〈大人になる〉とは』大月書店。
- 乾彰夫・本田由紀・中村高康編, 2017, 『危機のなかの若者たち—教育とキャリアに関する5年間の追跡調査』東京大学出版会。
- 伊藤理央, 2016, 「日本人の政治参加—投票外参加のコーホート分析」 太郎丸博編, 『後期近代と価値意識の変容—日本人の意識 1973-2008』 pp.129-148.
- 伊藤茂樹, 2018, 「『学校問題』の再構築—インストルメンタル/コンサマトリーに着目して」日本教育社会学会編, 『教育社会学のフロンティア 2 変容する社会と教育のゆくえ』岩波書店, pp.101-122.
- 狩野裕, 2002, 「構造方程式モデリングは、因子分析、分散分析、パス解析のすべてによって代わるのか?」『行動計量学』29(2), pp.138-59.
- 中村高康, 2015, 「被いじめ体験と社会階層—見落とされた分析課題のための試験的分析—」中村高康(研究代表), 『全国無作為抽出調査による「教育体験と社会階層の関連性」に関する実証的研究』科学研究費補助金研究成果報告書。
- Ridge, T., 2002, *Child Poverty and Social Exclusion*, The Policy Press. (=2010, 中村好孝・松田洋介訳, 渡辺雅男監訳, 『子どもの貧困と社会的排除』桜井書店).

付記

本稿執筆に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「若者の教育とキャリア形成に関する調査」(若者の教育とキャリア形成に関する研究会 代表: 乾彰夫)の個票データの提供を受けました。