

組織社会化がキャリア発達に与える影響と  
特性的自己効力感の調整効果に関する研究

指導教員名： 西村 孝史

氏名 : 堀内 葉津美

枚数 : 23枚

# 組織社会化がキャリア発達に与える影響と 特性的自己効力感の調整効果に関する研究

堀内 葉津美

## 要約

本研究では、大学生のサークルおよび部活動における組織社会化とキャリア発達の関係を検討した。キャリア発達を主観と客観の2つの側面から捉えたことで、主観的なキャリア発達と客観的なキャリア発達では組織社会化との関係を規定するモデルが異なることが明らかになった。具体的には、組織社会化が主観的なキャリア発達に直接正の効果を与えるのに対し、組織社会化と客観的なキャリア発達の間には因果関係が確認されなかった。また、活動への参加割合が組織社会化と客観的なキャリア発達に正の効果を与え、特性的自己効力感が主観的なキャリア発達に正の効果を与えることが判明した。

キーワード：組織社会化，キャリア発達，特性的自己効力感，大学生

## 目次

- I. 問題意識
- II. 既存研究
  1. 組織社会化
  2. 特性的自己効力感
- III. 研究枠組み
- IV. 仮説の導出
- V. 調査方法
  1. 調査方法および手続
  2. 使用尺度
- VI. 結果
  1. 天井効果・床効果の検証
  2. ハーマンの単一因子テスト
  3. 因子分析
  4. 相関分析
  5. 重回帰分析
- VII. 追加分析
  1. 従属変数間の因果関係の検証
  2. 特性的自己効力感の効果
  3. 組織社会化と影響力の因果の問題
  4. 客観的なキャリア発達と主観的なキャリア発達
  5. 組織社会化の媒介効果

## VIII. 考察

1. 本分析
2. 追加分析

## IX. インプリケーション

1. 学術的インプリケーション
2. 実務的インプリケーション

## X. 本研究の限界

## XI. 参考文献

### I. 問題意識

企業に入社した新規学卒就職者あるいは中途採用者は、OJTやOff-JTなどを通じて職務経験を積み、組織に適応する。「組織への参入者が組織の一員となるために、組織の規範・価値観・行動様式を受け入れ、職務遂行に必要な技能を習得し、組織に適応していく過程」(高橋, 1993)を組織社会化という。つまり、職務経験の蓄積のみが組織への適応に資するわけではなく、職場における人間関係の構築、組織文化の吸収等も組織への適応であるといえる。2016年に実施された新入社員研修を受講した社員が社会人生活の中で不安を感じるものの上位3つに「仕事をうまくこなせるか(77.9%)」、「人間・先輩・同僚との人間関係(63.2%)」、「環境の変化に対応できるか(43.8%)」が挙げられた(マイナビ研修サービス, 2016)。いずれも組織への適応に対する不安と言い換えることができる。

組織社会化とキャリア発達に関する研究はこれまでも行われてきている。たとえば、組織側から新規参入者の組織社会化を促すことを組織社会化戦術という。組織社会化戦術は業績向上、職務満足の上昇、離職意志の低下といった点で有効である(小川, 2005)。また、組織社会化の結果として組織コミットメントや職務満足の上昇、離職意志の低下が実証研究により示されている(高橋, 1993)。このように、新規参入者の主観的な側面におけるキャリア発達に関する研究は盛んに行われている。一方で、地位等の客観的なキャリア発達に関する研究は不十分である。金井(2010)はキャリアの成功を主観的な側面と客観的な側面から4象限に分けて捉えた。すなわち、「(主観的に)幸福な(客観的)成功者」、「幸福な敗者」、「不幸な成功者」、「不幸な敗者」である。このうち、「幸福な敗者」と「不幸な成功者」が相当数存在するとして、主観的な成功のみでキャリアの成功を論ずる危険性を指摘した。このように、キャリア発達を考える際には主観的な成功だけではなく、客観的な成功をも考慮する必要がある。

本研究では個人が組織に適応する過程、すなわち組織社会化がキャリア発達に与える影響を明らかにする。組織社会化とキャリア発達の関係性を考えるためには縦断的に調査するべきであるが、企業に所属する従業員に対する追跡調査は現実的に不可能である。一方、大学生は最短四年間という短い期間内に組織参入から退出までのプロセスを経験する。大学生の方が短いサイクルで組織の参入から退出を経験していることから、本研究では調査対象を大学生とする。ベネッセ教育総合研究所(2012)によると、大学生の57.2%がサークル・部活動に所属していることから、本研究では、大学生が主体となって運営する組織であるサークル・部活動を調査対象組織とする。多くの大学生がサークル・部活動へ所属しているが、すべての学生が組織内でキャリア発達を果たすとは限らない。そこで、大学生の組織社会化と客観的なキャリア発達に関連があるのか、すなわち、大学生が所属しているサークル・部活動への適応度合いが、サークル内における地位獲得に及ぼす影響を調査する。

大学生のサークルおよび部活動では、企業組織に比べて厳格な強制力を伴う指揮命令がなされない。

役職に就いていてもその権限を行使できていると感じられない、あるいは役職に就いていないが強い影響力を持つと感じる人も存在するであろう。こうした際の要因の1つとして組織への適応度合いがある。なぜなら、組織への適応度合いが高い人は、組織内の規範や良好な人間関係を獲得しているからである。そこで本研究では、組織規範や良好な人間関係の獲得等の組織社会化が、主観的なキャリア発達、すなわち自らの影響力に対する認識に与える効果を検証する。

本研究では併せて組織社会化がキャリア発達に与える影響の調整変数として特性的自己効力感の効果を検証する。特性的自己効力感とは、「具体的な個々の課題や状況に依存せずに、より長期的に、より一般化した日常場面における行動に影響する自己効力感」(成田・下仲・中里・河合・佐藤・長田, 1995)のことであり、特定の状況における自己効力感とは区別される。伊達・神藤(2003)は、勉強に対する自己効力感が高い人は勉強の楽しさや興味、価値を高めることで学習の持続性を高く維持することを示している。自己効力感はある特定の課題に対する自己遂行可能感のみではなく、課題に対する動機づけを通して持続性を高めると言える。組織社会化とキャリア発達はともに持続的に行われるものであるため、組織社会化がキャリア発達に与える影響を自己効力感が調整すると考えられる。自己効力感とキャリアに関する研究はわが国でも盛んに行われている。しかし、進路選択に関する自己効力感に焦点を当てた研究が多く(安達, 2004; 安達, 2008; 廣瀬, 1998; 下村, 2007)、特性的自己効力と組織社会化に関する研究は不十分である。

## II. 既存研究

### 1. 組織社会化

組織社会化には「個人が組織に適応すること」と「組織が個人に適応すること」の2つの側面がある(Wanous, 1980)。多くの研究では個人が組織に適応することを組織社会化と定義している(尾形, 2017; 高橋, 1993; 竹内, 2012)。

組織社会化は「組織の実情の受容」、「役割の明確化」、「自己の位置づけ」、「社会化成功への手ごかりの発見」の4つのステージモデルで表され、新規参加者は段階的に組織社会化を達成する(Wanous, 1980)。また、組織社会化は個人の行動のみによって達成されるのではなく、組織社会化戦術を用いることによって組織が個人に組織社会化を促すことも可能である(小川, 2005)。組織社会化戦術は、①集合的-個別的、②公式-非公式、③順次的-ランダム的、④固定的-不定的、⑤連続的-分離的、⑥付与的-剥奪的の6つの次元から成る(Van Maanen & Schein, 1979)。組織社会化の効果として、組織コミットメントや職務満足の向上、離職意志の低下が実証研究により示されている(高橋, 1993)。

### 2. 特性的自己効力感

「ある行動を起こす前に個人が感じる「自己遂行可能感」(坂野・東條, 1986)を自己効力感という。自己効力感は2つの水準で効果が発揮されると考えられている。1つは、特定の状況における自己遂行可能感であり、一般に自己効力感はこの水準を意味する(坂野ら, 1986)。もう一方は、特性的自己効力感と呼ばれ、長期的・一般的な日常場面における行動に影響する自己効力感を表す(成田ら, 1995)。

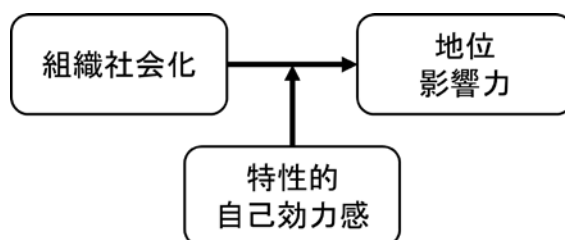
特性的自己効力感の効果として、職務に対する自己効力感の向上(Elias et al., 2013)、ネガティブな出来事に直面しても積極的に対処を試みる(三宅, 2000)が挙げられる。また、特性的自己効力感が高いと物事へのコントロール可能感を高く評価するため、コントロール不能感による学習性無気力感が生じにくいことが示されている(久野・矢澤・大平, 2003)。

尾形(2017)が指摘するように、組織社会化の研究領域では、新入社員を対象とした研究が盛んに行われている(小川, 2005; 佐々木, 1993; 竹内・竹内, 2004; 竹内・竹内, 2009)。わが国において新入社員とは多くの場合新規学卒就職者を指す。組織への適応を課題とみなし自己効力感を前者の水準で捉えることも可能であるが、端的に組織への適応と言っても職務経験の蓄積, 人間関係の構築, 自己の役割の明確化など課題が数多く存在する。また, こういった組織への適応は新入社員にとって未知の領域であることが多い。このため, 本研究では特性的自己効力感を用いる。

### III. 研究枠組み

独立変数に組織社会化を, 従属変数に地位と影響力を置く。調整変数に特性的自己効力感を置く。研究枠組みは図表 1 に示す。

図表 1. 研究枠組み



### IV. 仮説の導出

組織社会化により職務遂行に必要な技能や良好な対人関係等を獲得できる(高橋, 1993)。また, 組織社会化の結果は業績や人事考課となって現れ, 時間が伴うにつれて昇進や昇格につながる(若林, 2006)。このことから, ある時点での組織社会化の達成度合いが高いと, 同時点における組織内での地位は高いであろう。

【仮説 1: 組織社会化が高いと, 組織内での地位は高い。】

組織社会化には, 「個人が組織に適応するもの」と「組織が個人に適応するもの」がある(Wanous, 1980)。つまり, 個人と組織は相互に影響を与え合っていると言える。また, ポスト不足など何らかの理由により役職に就いていない人でも, 組織規範や良好な人間関係等を獲得している人は組織内での存在感や影響力を認められるであろう。このことから, 組織社会化達成度合いが高いと, 組織内での影響力は大きいであろう。

【仮説 2: 組織社会化が高いと, 組織内での影響力は大きい。】

同じ程度の組織社会化を達成している人が複数いる場合, 全員の影響力や地位が同じであるとは限らない。組織社会化が地位及び影響力に与える効果を調整する変数の一つとして, 特性的自己効力感が考えられる。特性的自己効力感が高い人は社会的指導性に優れている(佐藤, 2009)。佐藤(2009)の社会的指導性は, YG 性格検査(矢田部, 1954)における支配性を表しており, 社会的指導性に優れている人は主導権を握り物事を進めるタイプである。

特性的自己効力感を地位及び影響力の先行要因として考えることもできるかもしれない。しかし, 特性的自己効力感が高いばかりで組織社会化を達成していない人が地位及び影響力を獲得できるだろう

か。高橋(2008)によると、人事評価を構成する「業績」「能力」「情意」の3要素は、それぞれ「業務をどれだけ遂行したか」「職務遂行能力」「与えられた仕事に対してどのような態度をとっているか」を評価される。このうち、「情意」は協調性や意欲の高さといった態度や姿勢に関する側面を評価するものである。情意要素のうち重要部分を占めていると考えられているのは他者との人間関係である。つまり、特性的自己効力感が高くても、良好な人間関係を獲得できていない場合、人事評価は低くなり地位及び影響力の獲得には及ばないと考えられる。このため、特性的自己効力感とは地位及び影響力の先行要因ではなく、むしろ組織社会化が地位及び影響力に与える効果を調整する役割を担うと言える。以上の理由から、複数人が同じ程度の組織社会化を達成している場合、特性的自己効力感が高い人の方が地位及び影響力を獲得しやすいであろう。

【仮説 3: 特性的自己効力感が高いと、組織社会化が地位及び影響力に与える効果を強める。】

## V. 調査方法

### 1. 調査対象および手続

4年制大学に在籍し、かつサークルまたは部活動に所属する大学生を対象とした調査を行った。2017年9月18日から2017年10月25日までを回答期間とし、114名の回答を得た。このうち、不適切な回答をしたサンプル(9名)を除く105名を分析対象とした。男性は50名、女性は55名、平均学年は2.21年生であった。図表2は性別と学年ごとの対象者数である。

調査手続は、Web アンケート調査(53名)と質問紙調査(52名)を併用した。Web アンケート調査はGoogle formを用いた。質問紙調査は留置法と面接法を併用した。

図表 2. サンプル内訳

学年	1年生	2年生	3年生	4年生	合計
男性	10 (9.5%)	19 (18.1%)	11 (10.5%)	4 (3.8%)	50 (47.6%)
女性	15 (14.3%)	25 (23.8%)	11 (10.5%)	10 (9.5%)	55 (52.4%)
合計	25 (23.8%)	44 (41.9%)	22 (21.0%)	14 (13.3%)	105 (100.0%)

### 2. 使用尺度

#### 2-1. 従属変数

##### ① 地位

調査時点において、サークルまたは部活動で主要な役職に就いているか、または過去に就いていたことがあるか尋ねた。主要な役職は部長、副部長、会計を指し、その他の役職に就いている場合は「その他」の欄に自由記述とした。

##### ② 影響力

役職の有無にかかわらず、自己認知している組織内での影響力の大きさを「サークル・部活動全体に対して」、「先輩に対して」、「同期に対して」、「(2年生以上のみ)後輩に対して」の4項目で設定し、5件法で尋ねた。

#### 2-2. 独立変数

##### ① 組織社会化

小川(2005)の組織社会化尺度を大学生向けに修正し使用した。小川(2005)の尺度は会社員として働く従業員に尋ねる目的で翻訳・作成されている。このため、24 項目のうち、大学生向けにふさわしくない1項目を除いた23項目について、「まったく当てはまらない」から「よく当てはまる」の5件法で尋ねた。ただし、質問内容によってはサークル・部活動の活動内容に該当しない可能性があるため、「該当なし」を設けた。「該当なし」と回答したサンプルは当該質問項目において欠損値として扱った。

### 2-3. 調整変数

#### ① 特性的自己効力感

成田ら(1995)の特性的自己効力感尺度を使用した。23項目からなり、「まったく当てはまらない」から「よく当てはまる」の5件法で尋ねた。

### 2-4. コントロール変数

#### ① 学年

#### ② 男性ダミー

#### ③ 男女比

サークル・部活動に所属するメンバーの男女比を尋ねた。男性と女性の割合が0:10の場合を1, 1:9の場合を2, ……というように男性が多くなればなるほど数値が大きくなるように変数を設定した。

#### ④ 活動参加割合

自主的な活動を含む活動日数のうち、どれくらいの割合で参加しているかを10%単位で尋ねた。

#### ⑤ 先輩からの推薦ダミー

役職を決定する方法について尋ねた。先輩からの推薦または投票で役職に決定したサンプルを1, それ以外を0とした。

#### ⑥ 同期からの推薦ダミー

役職を決定する方法について尋ねた。同期からの推薦または投票で役職に決定したサンプルを1, それ以外を0とした。

#### ⑦ 部長ダミー

調査対象のサークル・部活動について、過去または現在において部長という役職に就いているサンプルを1, それ以外を0とした。

#### ⑧ 副部長ダミー

調査対象のサークル・部活動について、過去または現在において副部長という役職に就いているサンプルを1, それ以外を0とした。

## VI. 結果

### 1. 天井効果・床効果の検証

影響力尺度, 組織社会化尺度, 特性的自己効力感尺度に対して天井効果および床効果を検証した。この結果, 組織社会化尺度のうち, 「サークル・部活動のルールはよく知っている(活動規則や経費に関する規則等)」, 「どの活動の優先順位が高いのか, よく理解している」, 「このサークル・部活動独特の言

葉の意味は、よくわかっている（イニシャルや略語、ニックネームなど。）、「このサークル・部活動の運営のあり方はよくわかっている。」の4項目に天井効果が確認されたため、以降の研究から除外した。床効果は確認されなかった。

## 2. ハーマンの単一因子テスト

本研究では全ての構成概念について同一のサンプルに回答を尋ねた。このため、コモン・メソッド・バイアスが生じているおそれがある。コモン・メソッド・バイアスとは研究を構成する尺度を同一のサンプルに求めることによって生じる尺度エラーのことである。解消にはつながらないが、コモン・メソッド・バイアスが生じているか否かを検証する手法の1つにハーマンの単一因子テストがある。Podsakoff et al.(2003)によると、ハーマンの単一因子テストの結果、(a)1つの因子にまとまる、または(b)ある因子の共分散が全体の50%以上を占めるときに、コモン・メソッド・バイアスが生じていると判断する。

ハーマンの単一因子テストにより、コモン・メソッド・バイアスが生じているかを検証した。独立変数、従属変数、調整変数を構成する地位、影響力、組織社会化、特性的自己効力感を因子分析(主因子法)に投入したところ、12の因子に分かれた。また、第1因子の共分散は24.826%であった。以上のことから、本研究のサンプルでコモン・メソッド・バイアスが生じている可能性は低いと言える。

## 3. 因子分析

### 3-1. 影響力

2年生から4年生までのサンプルについては4項目の平均値を使用し、1年生のサンプルについては「(2年生以上のみ)後輩に対して」を除く3項目の平均値を使用した因子分析を行った(最尤法、プロマックス回転)。この結果、組織への影響力尺度は1つの因子にまとまった(平均=3.15, 標準偏差=1.14, クロンバックの $\alpha=0.907$ )。

### 3-2. 組織社会化

先述の通り、組織社会化尺度では「該当なし」に回答したサンプルは欠損値として扱った。質問項目によりサンプル数が異なるため、因子分析の際はその因子を構成するすべての質問項目に「該当なし」と回答しなかったサンプルが対象となった。天井効果および床効果が確認されなかった19項目について因子数を固定せずに因子分析を行った(最尤法、プロマックス回転)。この結果、3因子に分かれた。組織社会化尺度が3因子に分かれることは先行研究の小川(2005)と同一であり、クロンバックの $\alpha$ 係数も十分に高いと言えるが、分かれた項目内容が先行研究とは大きく異なっていた。

各因子の固有値を見ると、第1因子の固有値が第2因子、第3因子に比べてきわめて高い数値を示した(第1因子の固有値=9.553, 第2因子の固有値=1.380, 第3因子の固有値=1.277)。また、第1因子の分散が50.278%であった。このため、組織社会化の因子数は1が最適であると判断した。組織社会化尺度19項目について因子数を1つに固定し再度因子分析(最尤法)を行ったところ、クロンバックの $\alpha$ 係数が0.94(平均=3.69, 標準偏差=0.73,  $n=85$ )ときわめて高い数字になった。本研究では尺度としてのまとまりを重視し、組織社会化尺度は1因子であると解釈した。

### 3-3. 特性的自己効力感



因子数を固定せずに因子分析を行った(最尤法, プロマックス回転)ところ, 7つの因子に分かれた。各因子のなかには1つの項目で構成される因子や, クロンバックの $\alpha$ 係数が0.4未満の因子が確認された。各因子の固有値を確認すると, 第1因子の固有値が5.605, 第2因子の固有値が2.700, 第3因子の固有値が2.029, 第4因子の固有値が1.732であった。第1因子の固有値が第2因子の固有値の2倍以上あることから, 特性的自己効力感の因子数は1が最適であると判断した。因子数を1つに固定し再度因子分析(最尤法)を行ったところ, クロンバックの $\alpha$ 係数が0.82(平均=3.07, 標準偏差=0.50)と十分な数字になった。成田ら(1995)の先行研究では特性的自己効力感尺度を1因子解で採用している。このため, 本研究でも特性的自己効力感尺度は1因子であると解釈した。

#### 3-4. 相関分析

コントロール変数として考慮すべき回答者属性を確認するため, 特性的自己効力感, 影響力, 組織社会化および現在または過去の役職経験について回答者属性との相関分析を行った。各属性と有意な相関関係を最も多く持っているのは影響力であった。

次に, 特性的自己効力感, 影響力, 組織社会化および現在または過去の役職経験について相互の相関関係を検証した。過去役職経験ダミーと特性的自己効力感, 過去役職ダミーと組織社会化は相関が見られなかった。その他の変数同士は有意な正の相関関係を持つと確認された。相関分析の結果を図表3に示す。

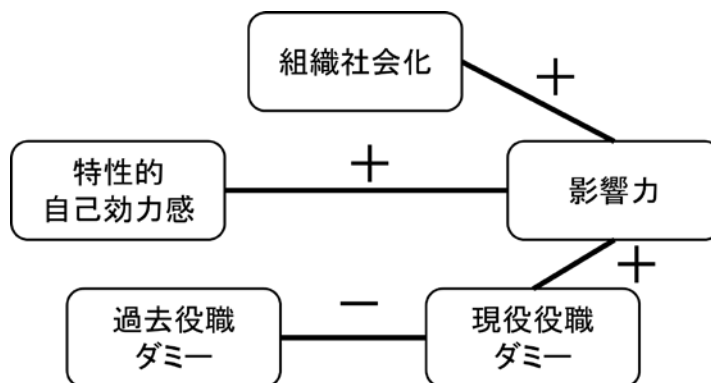
続けて, これらの変数間で擬似相関の有無を確認するため偏相関分析を行った。偏相関分析では, 5変数のうち1つを制御変数として4変数の相関関係を確認した。この結果, 影響力と特性的自己効力感, 組織社会化, 現役役職ダミーはそれぞれ変わらず有意な正の相関関係が確認された。また, 現役役職ダミーと過去役職ダミーは変わらず有意な負の相関関係が確認された。5つの変数の相関関係を図表4に示す。

図表 3. 回答者属性と各変数の相関分析

	特性的自己効力感	影響力	組織社会化	現在役職ダミー	過去役職ダミー
学年	.188*	.303***	.275**	.061	.515***
所属期間	.207**	.258***	.252**	.041	.499***
男女比	-.165*	-.91	-.81	.034	.131
週間活動日数	.087	.09	.274**	.052	-.014
活動参加割合	.145	.275***	.549***	.303***	.078
部長ダミー	.226**	.421***	.246**	.249**	.223**
副部長ダミー	.075	.241**	.028	.229**	.154
先輩からの推薦ダミー	.004	.361***	.056	.389***	.187*
同期からの推薦ダミー	.362***	.410***	.250**	.461***	.063
特性的自己効力感	1				
影響力	.305***	1			
組織社会化	.263**	.415***	1		
現在役職ダミー	.164*	.385***	.256**	1	
過去役職ダミー	.096	.168*	.146	-.320	1

\*\*\* 1%水準で有意(両側)  
 \*\* 5%水準で有意(両側)  
 \* 10%水準で有意(両側)

図表 4. 偏相関分析



4. 重回帰分析

相関分析で相関関係が有意であった回答者属性(学年, 男性ダミー, 男女比, 活動参加割合, 先輩からの推薦ダミー, 同期からの推薦ダミー)をコントロール変数とし, 重回帰分析を行った(図表 5)。部長ダミーはすべての変数と有意な正の相関関係であったが, 従属変数である現役役職ダミーおよび過去役職ダミーと内包する意味が類似する。このため, コントロール変数から部長ダミーは除外した。現役役職ダミーを従属変数, 組織社会化を独立変数として分析した結果, 組織社会化は現役役職ダミーに影響を与えなかった。また, 過去役職ダミーを従属変数, 組織社会化を独立変数として分析した場合も同様に, 組織社会化は過去役職ダミーに影響を与えなかった。このことから, 仮説 1 は棄却された。

次に、影響力を従属変数、組織社会化を独立変数として重回帰分析を行ったところ、組織社会化は影響力に正の効果を与えた。これは、組織社会化が高いと組織内での影響力が強いことを示しており、このことから、仮説 2 は支持された。

特性的自己効力感の調整効果を検証するために、独立変数に組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項と、特性的自己効力感を投入して再び重回帰分析を行った。現役役職ダミーを従属変数とした場合と過去役職ダミーを従属変数とした場合、組織社会化と特性的自己効力感は単独で有意ではなく、組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項も非有意であった。

また、影響力を従属変数に投入した場合、組織社会化と特性的自己効力感はともに影響力に正の効果を与えることがわかった。これは、影響力の先行要因として組織社会化と特性的自己効力感が存在し、それぞれ効果を与えることを示している。しかし、組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項は有意な結果が出なかった。組織社会化と特性的自己効力感を掛け合わせても影響力に効果を与えないため、仮説 3 は棄却された。

## VII. 追加分析

### 1. 従属変数間の因果関係の検証

偏相関分析の結果、影響力と現役役職ダミーに正の相関があることが確認された。追加分析では影響力と地位(現役役職ダミー)の関係を検証する。図表 3 から、活動参加割合は現役役職ダミーと影響力それぞれと正の相関を持つことが確認できる。重回帰分析の結果、図表 5 より、活動参加割合は現役役職ダミーに正の効果を与えることがわかった。一方で、活動参加割合は影響力に効果を与えないことが確認できる。これは、活動参加割合と影響力は現役役職ダミーを介した擬似相関であるためだと考えられる。

活動参加割合と影響力の偏相関関係を検証するため、現役役職ダミーを制御変数として偏相関分析を行った。この結果、活動参加割合と影響力はわずかながら正の相関関係が確認された( $r=.180$ ,  $p=.067$ )。

独立変数に現役役職ダミーと活動参加割合、従属変数を影響力とした重回帰分析を行った。コントロール変数には仮説を検討するために実施した分析(図表 5)と同様に学年、男性ダミー、男女比、先輩からの推薦ダミー、同期からの推薦ダミーの 5 つの変数を投入した。重回帰分析の結果、現役役職ダミーと活動参加割合は影響力に効果を与えないことが明らかになった。

図表 5. 重回帰分析

	現役役職ダミー			過去役職ダミー			影響力		
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	Model7	Model8	Model9
	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )
学年	-.032	-.036	-.032	.457***	.459***	.448***	.224**	.207**	.211**
男性ダミー	.002	.003	.006	.093	.093	.085	.032	.038	.041
男女比	.083	.089	.078	-.109	-.112	-.081	-.257**	-.233	-.244**
活動参加割合	.192*	.191*	.194*	-.006	-.005	-.015	-.102	-.108	-.104
先輩からの推薦ダミー	.217**	.218**	.217**	.159	.158	.163	.322***	.329***	.327***
同期からの推薦ダミー	.461***	.450***	.461***	-.156	-.149	-.180	.132	.080	.092
組織社会化	.039	.032	.017	.038	.041	.086	.335***	.305***	.289**
特性的自己効力感		.043	.058		-.025	-.071		.195**	.212**
組織社会化×特性的自己効力感			-.057			.172			-.064
定数	-.207	-.317	-.316	-.213	-.172	-.174	1.457**	.329	.332
F値	6.596***	5.733***	5.086***	3.768***	3.264***	3.239***	7.378***	7.257***	6.452***
調整済みR2乗	.318	.311	.305	.187	.187	.193	.347	.373	.369

\*\*\* 1%水準で有意(両側)

\*\* 5%水準で有意(両側)

\* 10%水準で有意(両側)

次に、独立変数に影響力と活動参加割合、従属変数を現役役職ダミーとした重回帰分析を行った。コントロール変数は先ほどの分析と同じ4つの変数を投入した。重回帰分析の結果、活動参加割合は現役役職ダミーに正の効果を与えた(標準化係数=.262, p=.002)が、影響力は現役役職ダミーに効果を示さなかった。このことから、現役役職ダミーと影響力の間には因果関係がないことが確認された。これらの重回帰分析の結果を図表6に示す。

独立変数に活動参加割合、従属変数をそれぞれ現役役職ダミーと影響力とした重回帰分析を行った。コントロール変数は先ほどの分析と同じ変数を投入した。重回帰分析の結果、活動参加割合は現役役職ダミーと影響力それぞれに正の効果を与えていた。これは、活動参加割合が現役役職ダミーと影響力の交絡変数である可能性を示している。つまり、現役役職ダミーと影響力が正の相関関係にあったのは、それぞれの規定要因に活動参加割合という同一の変数が存在しているからだと考えられる。

活動参加割合が交絡変数であることを検証するため、活動参加割合を制御変数として現役役職ダミーと影響力の偏相関分析を行った。現役役職ダミーと影響力は正の相関関係(r=.329, p=.001)にあり、活動参加割合を制御変数とした現役役職ダミーと影響力の偏相関係数は、現役役職ダミーを制御変数とした活動参加割合と影響力の偏相関係数よりも大きい。このことから、活動参加割合が交絡変数であることは否定された。

## 2. 特性的自己効力感の効果

本分析では組織社会化が単体で影響力に与える効果と、組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項が影響力に与える効果を検証した。交互作用効果は確認されなかったものの、特性的自己効力感が影響力の先行要因であることが示された。そこで、追加分析では特性的自己効力感が単体で影響力に与える効果を確認する。独立変数に特性的自己効力感のみを投入した場合、影響力に有意な

図表 6. 重回帰分析(追加分析)

	影響力		現役役職ダミー	
	標準化係数(β)		標準化係数(β)	
	Model10		Model11	
学年	.168*	学年	-.169*	
男性ダミー	.056	男性ダミー	.004	
男女比	-.172*	男女比	.106	
活動参加割合	.152*	活動参加割合	.262***	
先輩からの推薦ダミー	.249**	先輩からの推薦ダミー	.232**	
同期からの推薦ダミー	.240**	同期からの推薦ダミー	.393***	
現役役職ダミー	.124	影響力	.129	
定数	2.350***	定数	-.236	
F値	7.508***	F値	8.998***	
調整済みR2乗	.305	調整済みR2乗	.350	
*** 1%水準で有意(両側)				
** 5%水準で有意(両側)				
* 10%水準で有意(両側)				

効果を与えなかった。しかし、組織社会化と同時に独立変数に投入した場合、特性的自己効力感は影響力に両側 10%水準で有意な効果を与えることがわかった。これは組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項を投入した場合も同様である。特性的自己効力感のみを独立変数としたモデルと、組織社会化と特性的自己効力感を同時に独立変数としたモデルを比較すると、一方のモデルでは有意であったが、もう一方のモデルでは有意でなくなっているコントロール変数の存在が確認できる。たとえば、特性的自己効力感のみを独立変数に投入した場合は活動参加割合、同期からの推薦ダミーが有意であったが、組織社会化と特性的自己効力感を同時に独立変数に投入した場合は有意ではない。また、組織社会化と特性的自己効力感を同時に独立変数に投入した場合は男女比が有意であったが、特性的自己効力感のみを独立変数に投入した場合は有意ではなかった。

### 3. 組織社会化と影響力の因果の問題

仮説 2 では、重回帰分析によって組織社会化が影響力に与える効果が確認された。そこで、独立変数を影響力、従属変数を組織社会化として重回帰分析を行うと、有意な正の効果を確認された。また、独立変数に特性的自己効力感を追加して投入すると、組織社会化を従属変数としたモデルでは特性的自己効力感は無意味な効果を示さなかった。4つのモデルを図表 7 に示す。この重回帰分析により、組織社会化と影響力は逆因果の可能性が示された。

ただし、それぞれのモデルで有意なコントロール変数には差異が見られた。たとえば、組織社会化を独立変数、影響力を従属変数とした場合は学年、男女比、先輩からの推薦ダミーが有意なコントロール変数である。一方で、影響力を独立変数、組織社会化を従属変数とした場合は活動参加割合、先輩からの推薦ダミーが有意なコントロール変数である。共通しているコントロール変数は先輩からの推薦ダミーであるが、有意確率が異なるうえに回帰係数の正負が反転していた。これは独立変数に自己効力感を追加した場合も同様であった。

組織社会化と影響力の同一性を確認するため、因子分析を行った。組織社会化と影響力の 2 つの変数を投入し、主因子法を用いた。2 変数は 1 つの因子にまとまった(平均値=3.40, 標準偏差=0.77)。それぞれの因子負荷量は 0.644 で同一であった。続けて信頼性分析を行ったところ、クロンバックの  $\alpha$  係数は 0.55 であった。クロンバックの  $\alpha$  係数が十分に高い数値ではないため、組織社会化と影響力の 2 変数は 1 つの因子にまとまると言うには信頼性が欠けることが示された。

図表 7. 重回帰分析(逆因果)

	影響力			組織社会化	
	Model12	Model13		Model14	Model15
	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )		標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )
(定数)			(定数)		
学年	.224**	.207**	学年	.013	.012
男性ダミー	.032	.038	男性ダミー	.111	.113
男女比	-.257**	-.233**	男女比	.062	.064
活動参加割合	-.102	-.108	活動参加割合	.506***	.502***
先輩からの推薦ダミー	.322***	.329***	先輩からの推薦ダミー	-.188*	-.183*
同期からの推薦ダミー	.132	.080	同期からの推薦ダミー	.154	.144
組織社会化	.335***	.305***	影響力	.312***	.300***
特性的自己効力感		.195**	特性的自己効力感		.043
F値	7.378***	7.257***	F値	8.730***	7.583***
調整済みR2乗	.347	.373	調整済みR2乗	.392	.385

\*\*\* 1%水準で有意(両側)

\*\* 5%水準で有意(両側)

\* 10%水準で有意(両側)

#### 4. 主観的なキャリア発達と客観的なキャリア発達

本研究は組織社会化とキャリア発達の関係を検証している。キャリア発達を主観および客観の両側面から捉えるため、主観的なキャリア発達を影響力、客観的なキャリア発達を地位と設定する。影響力の中央値以上を 1、中央値未満を 0 とする影響力高群ダミーを作成した。地位は現役役職ダミーを使用した。影響力と地位のクロス集計表を作成し、サンプルがどのように分布しているかを確認する(図表 8)。

地位が低い人は影響力も低く、地位が高い人は影響力も高いことが示されている。最もサンプル数が多く分布しているのは影響力が低く地位も低い象限であった。一方が高く、もう一方が低いというサンプルも存在した。わずかな差ではあるが、影響力が高く地位が低いサンプルよりも、影響力が低く地位が高いサンプルの方が多い。

組織社会化の達成度合いによってキャリア発達に違いが見られるのかを検証するため、組織社会化高群と組織社会化低群に分けてクロス集計表を作成した(図表 9)。組織社会化変数の中央値以上を 1、中央値未満を 0 とする組織社会化高群ダミーを作成し使用した。組織社会化低群では、地位も影響力もともに低いサンプルが 7 割を占め、次いで地位が高いにもかかわらず影響力が低いサンプルは 17.1%を占めていた。役職の有無を問わず影響力のみを見ると、87.8%のサンプルは影響力が低かった。一方で、組織社会化高群では、地位も影響力も高いサンプルが最も多く、次いで地位も影響力も低いサンプルが多かった。地位が低く影響力が高いサンプルと地位が高く影響力が低いサンプルは同数であった。組織社会化の高低を問わず、地位が低く影響力が高いサンプルがもっとも少なかった。組織社会化低群と組織社会化高群を比較すると、組織社会化低群では影響力が低いサンプルの方が多く、組織社会化高群では影響力が高いサンプルの方が多い。

図表 8. クロス集計表

		影響力		合計
		低	高	
現役役職	なし	46.7%	13.3%	60.0%
	あり	17.1%	22.9%	40.0%
合計		63.8%	36.2%	100.0%

図表 9. 組織社会化別クロス集計表

組織社会化低群		影響力		合計	組織社会化高群		影響力		合計
		低	高				低	高	
現役役職	なし	70.7%	4.9%	75.6%	現役役職	なし	23.8%	19.0%	42.9%
	あり	17.1%	7.3%	24.4%		あり	19.0%	38.1%	57.1%
合計		87.8%	12.2%	100.0%	合計		42.9%	57.1%	100.0%

#### 5. 組織社会化の媒介効果

図表 6 では活動への参加割合が影響力に効果を与えている。しかし図表 5 より、活動への参加割合は影響力に直接効果を与えない。また、図表 7 より活動への参加割合が組織社会化に効果を与えることがわかる。仮説 2 が支持されたことから、組織社会化が影響力に効果を与えることも確認されている。これは、活動への参加割合が組織社会化を媒介して影響力に効果を与える媒介効果があることを示している。従属変数を影響力とした重回帰分析の結果を図表 10 に示す。

図表 10. 組織社会化の媒介効果

	影響力	組織社会化	影響力
	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )	標準化係数( $\beta$ )
	Model16	Model17	Model18
学年	.186	.093	.224**
男性ダミー	.084	.136	.032
男女比	-.183*	-.021	-.257**
先輩からの推薦ダミー	.295***	-.098	.322***
同期からの推薦ダミー	.276***	.217**	.132
活動参加割合	.166*	.529***	-.102
組織社会化			.335***
定数	2.274***	2.344***	1.457**
F値	8.502***	7.881***	7.378***
調整済みR2乗	.302	.330	.347

## VIII. 考察

### 1. 本分析

前述の結果を受けて、仮説ごとに再検討する。

【仮説 1: 組織社会化が高いと、組織内での地位は高い。】

仮説 1 は棄却された。有意な結果が見つけられなかったことから、組織社会化は地位に影響を与えないと言える。組織社会化は組織に属する各個人がそれぞれ達成するものであり、複数人が同程度の組織社会化を達成することは理論上ありえる。しかし、地位はポストごとに定員が設定されており、定員を超えて同じポストに複数人が就くことはできない。地位を獲得できるかどうかは二者択一的であり、組織社会化が高くても地位を獲得できない可能性は十分想定できる。本研究で役職経験があるサンプルのうち、先輩からの推薦で役職に就いたサンプルは 23、同期からの推薦で役職に就いたサンプルは 18、自薦で役職に就いたサンプルは 17、その他の方法で役職に就いたサンプルは 3 であった(重複回答あり)。役職の決め方についてサンプル数に大きな差が見られないことから、大学生のサークル・部活動では会社員の昇進昇格よりも本人の意志が反映されやすいと言える。組織社会化が高い場合でも、本人が地位獲得を望まない場合は役職に就かないことが可能である。

また、大学生のサークル・部活動の場合、企業とは異なり明確な評価基準をもって役職を決定することが少ないことも 1 つの理由であると考えられる。企業の人事評価は「業績」「能力」「情意」の 3 要素で構成され(高橋, 2008)、明確な基準をもって昇進昇格が決まるいわば絶対評価の側面を有する一方、昇給や賞与金額の変動などは、原資である予算が限られているため相対評価が用いられる。Lazear & Rosen(1981)は報酬の決定方法について、従業員個人のアウトプットを直接測定するよりも相対評価を行った方が低コストであることを示している。一方、大学生のサークル・部活動では役職の決定に明確な基準を用いるのではなく、該当する学年の学生のうちもっともふさわしい学生を選出するいわば相対評価である。絶対評価が「育成の理論」に基づくのに対し、相対評価が「選抜の理論」に基づく(佐藤ら, 2015)ことから、長期間かけて内部人材を育成・選抜する企業は絶対評価と相対評価の両方を用いており、短期間で役職の任期を終える大学生のサークル・部活動

は相対評価のみを用いていると言える。大学生のサークル・部活動において、同程度の組織社会化を達成していたとしても、所属する組織やメンバー構成が異なれば同じ役職を獲得できるとは限らない。このため、組織社会化と地位の間に因果関係が生じなかったと考察できる。

【仮説 2: 組織社会化が高いと、組織内での影響力は大きい。】

仮説 2 は支持された。影響力は組織社会化と同様に各個人が獲得するものである。同じ組織内で同程度の影響力を複数人が獲得することは考えにくい、仮説 1 の地位とは異なり獲得か否かの二者択一ではないため、不可能ではない。また、より高い組織社会化を達成するということは、組織内での人間関係の役割を定義し、組織文脈の中に自己を位置づけ、やがて相互受容の気持ちを得ることである(Wanous, 1980)。組織の人間関係を学びその中に自己を組み込むことで、組織のメンバーとして受け入れられる。組織内の知識を学び、良好な人間関係を獲得することで組織内での発信力が上がり、影響力の獲得につながるであろう。

小川(2012)は期待されたことに忠実に従おうとする保守管理的役割志向と自分の役割に何らかの変化を持ち込もうとする変革的役割志向について、組織社会化段階モデルを用いて説明している。組織の目標に関する学習、職務遂行に必要な知識の学習、集団レベルの人間関係の学習は保守管理的役割志向を強くする。一方、変革的役割志向は組織の目標に関する学習と仕事という面から見た個人のアイデンティティの学習によって強められている。組織社会化段階モデルでは、新しい仕事について学び、集団内の人間関係を学んだ後のステップで新しい自己イメージの確立に努める(Wanous, 1980)。つまり、新規参入者は初期の組織社会化により保守管理的役割志向が強くなり、さらに組織社会化を達成していくことで変革的役割志向が強くなる(小川, 2012)。自分の役割に何らかの変化を起こすと、自分の周囲の人間の役割に多少なりとも変化が生じるであろう。組織社会化達成度合いが高いと、より強い変革的役割志向を持ち、周りの人間により強い影響を与えと言える。以上の理由から、組織社会化と影響力の間に因果関係が認められたと考えられる。

ただし、先ほどの追加分析で述べたように、組織社会化と影響力には逆因果の可能性があり、仮説 2 の支持には疑問の余地がある。

【仮説 3: 特性的自己効力感が高いと、組織社会化が地位及び影響力に与える効果を強める。】

仮説 3 は棄却された。まず、仮説 1 において組織社会化と地位の因果関係は棄却されたため、当該モデルの特性的自己効力感の調整効果も同様に棄却される。

仮説 2 において組織社会化と影響力の因果関係が支持されたため、特性的自己効力感の調整効果を検証したところ、組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項は影響力に効果を与えないことが示された。また、特性的自己効力感が影響力の先行要因であることが示された。特性的自己効力感が高い人は社会的指導性と外向性に優れている(佐藤, 2009)。外向的な人はリーダーシップ PM 理論における集団目標達成機能と集団維持・強化機能が高い(塹江・大矢, 1977)。外向性に優れている人は組織の目標を達成することと組織自体を維持することにおいてリーダーシップを発揮できると言える。リーダーシップとは、リーダーが部下に対して行使する対人影響力のことである(清水, 2000)ことから、リーダーシップが強いということはより大きい対人影響力を行使できると言える。このため、特性的自己効力感 は影響力の先行要因であると認められる。

仮説を導出した時点では、特性的自己効力感 は単体で影響力に効果を与えず、組織社会化を調整



する効果のみを持つと考えられていた。組織社会化と特性的自己効力感の交互作用項が影響力に効果を与えなかったのは、独立変数である組織社会化と特性的自己効力感は掛け合わされるまでもなく従属変数である影響力に効果を与えるためであると考えられる。特性的自己効力感は長期間に渡る自己遂行可能感であり、組織参入以前から養うことが可能である。このため、同時期に複数の人間が組織に参入しても、それぞれの特性的自己効力感は一律ではない。

一方で、組織社会化は職務遂行に必要なスキルや良好な人間関係の獲得など組織に適応するプロセスのことを指す。同時期に複数の人間が組織に参入した場合、それぞれの組織社会化は参入時点ではほぼ同一である。組織社会化を達成せずに特性的自己効力感ばかりが高い人間は、人間関係を軽視して職場での影響力が小さいと考えられそうである。しかし、組織改革の際に用いられる「新しい風」という言葉は、それまでの組織にはない新しい価値観や技術のことを指す。この「新しい風」が組織風土を変革することを鑑みると、組織社会化が高くなくとも周囲へ影響力を行使することは可能であろう。以上の理由から、組織社会化が達成されていなくても、特性的自己効力感が高ければ影響力は高くなるという考察が可能である。

## 2. 追加分析

本分析の結果を参照しながら追加分析の結果について検討する。

### 2-1. 従属変数間の因果関係の検証

現役職ダミーと影響力が正の相関関係にあったにもかかわらず、因果関係が確認できなかった。活動参加割合が交絡変数として存在している可能性も浮上したが、偏相関分析の結果、活動参加割合は交絡変数ではないことがわかった。

現役職ダミーと影響力に因果関係が見られなかったということは、客観的なキャリア発達と主観的なキャリア発達の間因果関係がないということを示している。すなわち、地位が高いから影響力を獲得できるということではなく、逆に影響力が強いから地位が高くなるということもない。ある個人の地位が高いとしても、フォロワーの独立性が高くリーダーの指揮監督を重要視しない場合、当該個人すなわちリーダーがフォロワーに与える影響力は小さいであろう。大学生のサークル・部活動の指揮命令系統は企業に比べて緩やかである。部長や副部長などの役職に就いているメンバーの命令を無視した場合の処遇はサークル・部活動によって異なるが、厳しく処罰する場合もあれば不問に処する場合もある。一方、企業の場合は指揮命令系統が厳格であり、上司の命令に背くと減給や人事評価が下がるなどの処罰がほぼ確実に行われる。大学生のサークル・部活動のような指揮命令系統のあいまいさのため、地位が影響力に与える効果が確認されなかったと言える。そもそも大学生のサークル・部活動の役職はメンバーにとって魅力的なものではなく、できれば避けたいものなのかもしれない。本人の希望とは関係なしに役職に就いた場合、仕事に消極的になってしまい、影響力を獲得できないと考えられる。

また、仮説3の考察で述べたように、影響力には良いものと悪いものがある。ある個人の影響力が高いとしても、その影響力が悪いものであった場合地位の獲得にはつながらないであろう。先述の通り、人事評価を構成する3要素の1つである「情意」は他者との人間関係を重視する(高橋, 2008)。あるメンバーの影響力が強いとしても、周囲との人間関係が険悪な場合は高い人事評価を獲得することは難しい。このため、影響力が強くても地位を獲得できるとは限らない。以上の理由から、地位と影響力の間には因果関係が確認されなかったのであろう。

## 2-2. 特性的自己効力感の効果

特性的自己効力感は単体で影響力に効果を与えないが、組織社会化と同時に独立変数に投入した場合は影響力に効果を与えた。しかし、仮説 3 が棄却されたように、特性的自己効力感は調整変数ではなかった。特性的自己効力感単体でも影響力に効果を与えるが、活動への参加割合や同期からの推薦・投票ダミーの効果が大きすぎるため、特性的自己効力感の効果は有意でないという結果が得られた。組織社会化と特性的自己効力感を同時に独立変数に投入すると、活動への参加割合や同期からの推薦・投票ダミーが影響力に与える効果が組織社会化に吸収され、特性的自己効力感が影響力に与える効果が正しく反映されたと考えられる。以上の理由から、特性的自己効力感は単体でも影響力に効果を与えると考察できる。

## 2-3. 組織社会化と影響力の因果の問題

組織社会化と影響力の相関が中程度であるにもかかわらず(図表 3)、2 つの変数は因子分析で 1 つの因子にまとまった。ただし、互いに独立変数と従属変数を入れ替えると有意なコントロール変数が変わることと、クロンバックの  $\alpha$  係数の値が十分でないことから、組織社会化と影響力が 1 つの因子にまとまることは否定できる。組織社会化には「個人が組織によって変化するもの」と「組織が個人によって変化するもの」があり(Wanous, 1980)、本研究では前者を組織社会化と定義しているが、後者を広義の組織社会化として考慮すると組織社会化と影響力は表裏一体であると言える。

組織社会化と影響力の因果の方向を考察する。(a)組織社会化が影響力に効果を与える場合と(b)影響力が組織社会化に効果を与える場合の 2 パターンを仮定する。(a)組織社会化が影響力に効果を与えると仮定した場合、仮説 2 で述べたように、組織社会化段階モデルが関係していると考えられる。組織社会化の達成度合いが高まるにつれて、職務に必要な技術・知識を獲得し、良好な人間関係を築き、組織内政治について詳しくなる。組織社会化最終ステージに至ると、新規参入者と組織の間の相互受容を促すシグナルを発信するようになる(Wanous, 1980)。このため、組織社会化が高いと他者への影響力が強くなると考えられる。

(b)影響力が組織社会化に効果を与えると仮定した場合、影響力の先行要因が特性的自己効力感であることから、組織参入間もなくして影響力に差がつき始めると考えられる。特性的自己効力感が高いと職務に対する自己効力感は高い(Elias et al, 2013)ため、他の新規参入者よりも職務遂行可能感は高いと言える。また、三宅(2000)は特性的自己効力感が高いとネガティブな出来事に直面しても積極的に対処を試みるようになることを示している。組織参入以前の期待と組織参入後の現実のギャップを表すリアリティ・ショックは組織社会化過程における初期適応課題であり(尾形, 2012)、新規参入者にとって克服しなければならない課題の 1 つである。特性的自己効力感が高いとリアリティ・ショックの克服に積極的になり、組織社会化は促されるであろう。しかし、リアリティ・ショックを乗り越えながら周囲への影響力を獲得するには、現実を受け入れるために組織について学び、人間関係を獲得することが不可欠である。組織について学び、人間関係を獲得することは組織社会化に他ならない。以上の理由から、組織社会化が影響力に効果を与えると考察する。このことから、仮説 2 は支持された。

## 2-4. 主観的なキャリア発達と客観的なキャリア発達

図表 8 より、影響力と地位には一定の相関があることが示されている。これは図表 3 の相関分析の結果とも合致する。このことから、主観的なキャリア発達と客観的なキャリア発達の間には相関があると言える。ただし、追加分析 2-1. で検証した通り、主観的なキャリア発達と客観的なキャリア発達の間には因果関係はない。

図表 8 において、影響力が高く地位が低いサンプルよりも、影響力が低く地位が高いサンプルの方が多かったのは、組織社会化低群で影響力が低く地位が高いサンプルが多いためである(図表 9)。組織社会化の達成度合いが低い場合、地位が高くても影響力は低くなる。これは、追加分析 2-1. で考察した内容と合致する。

地位が低く影響力が高いサンプルが最も少なかったのは、地位の獲得が二者択一的なものであるのに対し、影響力の獲得が二者択一であるとは限らないためだと考えられる。サークル・部活動において役職を決定する際、対象となるメンバーの組織社会化が一律に低かったとしても、「選抜の理論」に基づく相対評価(佐藤ら, 2015)で必ず誰かを役職に就けることになる。一方で、対象となるメンバーの影響力が一律に低かったとしても、他の学年のメンバーが影響力を行使するだけである。対象となるメンバーのうち誰かの影響力が必ず高くなるわけではない。このため、組織社会化の高低を問わず地位が低く影響力が高いサンプルがもっとも少なかったと考察できる。

## 2-5. 組織社会化の媒介効果

活動への参加割合と地位獲得、活動への参加割合と影響力に因果関係が確認された。まず活動への参加割合と地位獲得について考察する。図表 7 より、活動への参加割合が高いと組織社会化の達成度合いが高くなることが読み取れる。しかし、組織社会化が高いと地位が高いという仮説 1 は棄却された。活動への参加割合と地位獲得の因果関係は、組織社会化を媒介とした因果関係ではなく活動への参加割合から地位獲得へ直接効果を与えている因果関係であるということである。活動への参加割合は大学生のサークル・部活動特有の変数である。企業とは異なり、サークル・部活動は 1 年間に一度の代替わりで役職の顔ぶれが変化する。代替わりと代替わりの間に顔ぶれが変わるといふイレギュラーはサークル・部活動に所属する人間としては避けたい事態である。誰を役職に就かせるか考える際、「年度の途中で辞めない」という条件を無意識のうちに加味していてもおかしくはない。組織社会化が達成できていないとしても、活動への参加割合が多いことでその人間は今後も辞めないだろうと周囲から思われる。つまり、活動への参加割合が継続意志の代理指標になっている。このため、組織社会化を媒介することなく活動への参加割合が地位獲得に効果を与えたのだと考えられる。

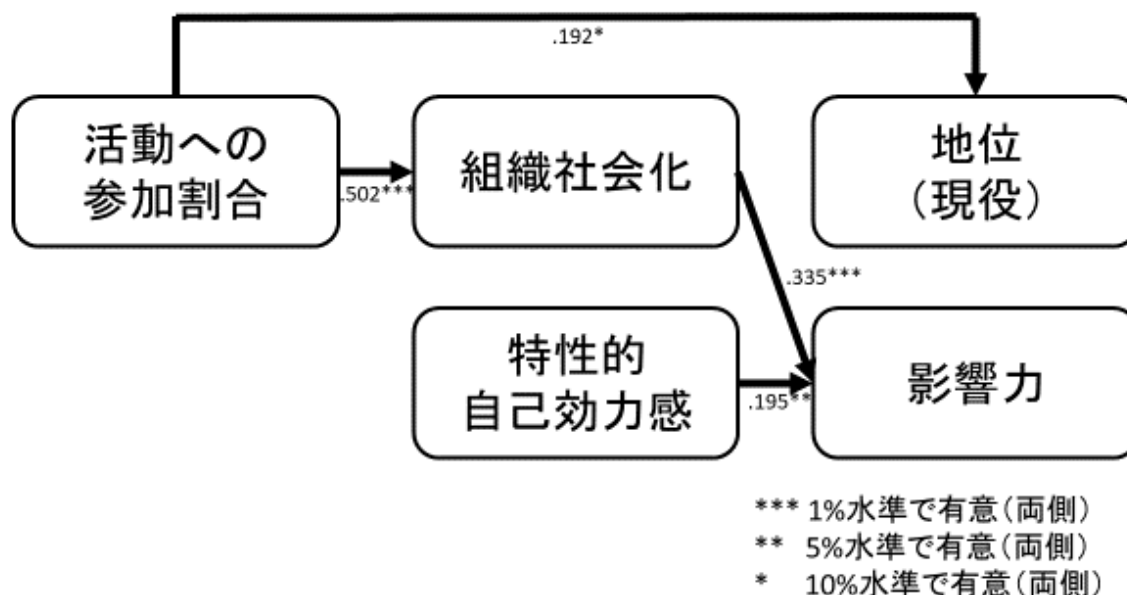
活動参加割合は組織社会化を媒介して影響力に正の効果を与えた。影響力は意図的に付与したり付与されたりするものではなく、自然と身につけるものである。このため、活動への参加割合が多いからといって周囲から影響力を与えられることはない。活動への参加割合が大きいことで組織の知識や良好な人間関係を獲得し、組織社会化が達成されることで影響力が強くなると考えられる。

この分析により、活動への参加割合が地位すなわち客観的なキャリア発達に効果を与える場合は組織社会化を媒介しないと見える。一方で、活動への参加割合が影響力すなわち主観的なキャリア発達に効果を与える場合は組織社会化を媒介する。客観的なキャリア発達を果たす場合は組織に適応するか否かは重要ではない。大学生のサークル・部活動において、地位獲得のためには組織への適応よりも活動への参加割合のほうが重要度は高い。今後も活動への参加を続けるという周囲から

の期待が地位獲得につながるためだと考えられる。主観的なキャリア発達を果たす場合は組織への適応が重要である。活動への参加割合が大きい場合でも、サークル・部活動の知識や良好な人間関係を獲得していないと他のメンバーに影響を与えられないためだと考えられる。

本分析および追加分析の結果を図表 11 にまとめる。

図表 11. 分析結果



## IX. インプリケーション

### 1. 学術的インプリケーション

本研究では、キャリア発達を主観的な側面と客観的な側面から捉えて組織社会化との関係を検証した。活動への参加割合を独立変数に置くと、主観的なキャリア発達の場合は組織社会化による媒介効果が確認されたが、客観的なキャリア発達の場合は組織社会化による媒介効果が確認されなかった。端的にキャリア発達と言っても主観と客観によってモデルが異なるという結果は、今後のキャリア発達に関する研究の新しい視点の1つを示すと言えよう。

また、大学生のサークル・部活動に焦点を当てることで、短期間でのキャリア発達に着目したことも本研究の新しさと言える。従来行われてきた新入社員の企業内組織社会化とは異なる視点から組織社会化に着目したことで、活動への参加割合という新しい先行要因を発見することができた。

特性的自己効力感とキャリア発達という点に着目する。今までわが国で行われてきた研究は進路選択に対する自己効力感とキャリア発達の間を検証したものが多く、特性的自己効力感に着目したものは不十分であった。しかし、本研究の結果より特性的自己効力感の影響力は主観的なキャリア発達に正の効果を与えることが示された。進路選択に対する自己効力感のみではなく、特性的自己効力感もキャリア発達研究に組み込むのに十分な概念であることがわかった。

## 2. 実務的インプリケーション

組織社会化の先行要因が判明したことから、組織への新規参加者が組織社会化を果たすためには活動への参加割合を増やすことが重要であることが示された。ここでいう「活動」には自主的な活動も含むため、正規の活動時間のみではなくその他の活動への参加が求められる。サークル・部活動で言えば、自主練習やメンバーとの飲み会などが組織社会化を促すであろう。新入社員にとっては、職務以外の社内サークルや自主的な職場の勉強会、職場の飲み会への参加によって組織社会化を図ることができると言える。

また、本研究の結果は短期間でのキャリア発達を目指す人びとへの 1 つの指標となり得る。大学生のサークル・部活動に限らず、他部門や他社との合同プロジェクトの際にイニシアチブを握りたい従業員にも有効であると考えられる。プロジェクトチームに少しでも早く深く適応することで、チーム内の影響力を確保することが可能になる。また、企業側にとっても、日常場面における自己遂行可能感が高い従業員をプロジェクトに派遣することでプロジェクトを自社にとって有利に動かすことができるようになる可能性がある。

## X. 本研究の限界

本研究の限界として、長期的なキャリア発達への一般化の難しさを挙げる。本研究は調査対象がサークル・部活動に所属する大学生であったことから、組織社会化の先行要因として活動への参加割合が確認された。しかし企業で働く新入社員にとっては、労働時間はどの新入社員もほぼ 100%職務に従事しており、労働時間外の社内サークルや飲み会といったイベントへの参加が組織社会化の鍵になってしまう。ワーク・ライフ・バランスを重視する社員にとっては好ましくない結果である。たとえ労働時間外のイベントに参加したとしても、長期的なキャリア発達を果たすことができるとは限らない。本研究はあくまでも短期的なキャリア発達にかかる調査にとどまり、賃金の変動や異動が発生する従業員の長期的なキャリア発達に一般化することは難しいといえる。

組織社会化と地位の関係を規定出来なかった点も本研究の限界である。本研究の調査結果では、組織社会化と主観的なキャリア発達の間には因果関係があり、組織社会化と客観的なキャリア発達の間には因果関係が認められなかった。しかしながら、組織社会化と客観的なキャリア発達はなんの関係もないと言い切ることができる結果でもなかった。組織社会化と客観的なキャリア発達に資する調査に出来なかったことは心の底から無念である。今後の研究では、組織社会化と客観的なキャリア発達の間を規定する変数の検討が必要である。

## XI. 参考文献

- 安達 智子(2004)「大学生のキャリア選択 ——その心理的背景と支援」『日本労働研究雑誌』Vol.533 pp.27-37.
- 安達 智子(2008)「女子学生のキャリア意識 ——就業動機、キャリア探索との関連——」『心理学研究』Vol.79, No.1 pp.27-34.
- ベネッセ教育総合研究所(2012)「第 2 回大学生の学習・生活実態調査報告書」URL: <http://berd.benesse.jp/koutou/research/detail1.php?id=3159> (2017 年 4 月 3 日 閲覧)
- 伊達 崇達・神藤 貴昭(2003)「自己効力感、不安、自己調整学習方略、学習の持続性に関する因果モデルの検証: 認知的側面と動機づけ的側面の自己調整学習方略に着目して」『日本教育工学雑誌』Vol.27, No.4

pp.377-385.

Elias, S. M., Barney, C. E. & Bishop, J. W. (2013) "The treatment of self-efficacy among psychology and management scholars," *Journal of Applied Social Psychology*, Vol.43, No.4 pp.811-822.

廣瀬 英子(1998)「進路に関する自己効力研究の発展と課題」『教育心理学研究』 Vol.46 pp.343-355.

塹江 清志・大矢 一明(1977)「PM 式リーダーシップ・タイプと Y-G 性格検査による性格特性との関係」『名古屋工業大学学報』 Vol.29 pp.7-13.

金井 壽宏(2010)「キャリアの学説と学説のキャリア」『日本労働研究雑誌』 Vol. 603 pp.4-15.

久野真由美・矢澤久史・大平英樹(2003)「学習性無力感の生起事態における特性的自己効力感と免疫機能の変動」『心理学研究』 Vol.73, No.6 pp.472-479.

Lazear, E. P. & Rosen, S. (1981) "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contract," *The Journal of Political Economy*, Vol.89, No.5, pp.841-864.

マイナビ研修サービス(2016)「2016 マイナビ新入社員意識調査」 URL: <http://hrd.mynavi.jp/wp-content/uploads/hrd/2016-04press+ishiki.pdf> (2017 年 5 月 9 日 閲覧)

三宅 幹子(2000)「特性的自己効力感とネガティブな出来事に対する原因帰属および対処行動」『性格心理学研究』 Vol.9, No.1 pp.1-10.

村上 一真(2013)「節電目標の理解度と停電への不安・恐怖が節電行動・節電率に与える影響の分析」『環境科学会誌』 Vol.26, No.5 pp.401-412.

成田 健一・下仲 順子・中里 克治・河合 千恵子・佐藤 眞一・長田 由紀子(1995)「特性的自己効力感尺度の検討 ——生涯発達の利用の可能性を探る——」『教育心理学研究』 Vol.43, No.3 pp.306-314.

尾形 真実哉(2012)「リアリティ・ショック(reality shock)の概念整理」『甲南経営研究』 Vol.53, No.1 pp.85-126.

尾形 真実哉(2017)「中途採用の組織適応課題に関する質的分析」『甲南経営研究』 Vol.57, No.4 pp.57-106.

小川 憲彦(2005)「組織社会化戦術が若年就業者の組織適応に与える影響」『人材育成研究』 Vol.1, No.1 pp.79-94.

小川 憲彦(2012)「組織社会化戦術と役割志向性の関係における個人学習の媒介効果と組織文化の調整効果—変革志向の人材をいかに育成するか—」(WORKING PAPER SERIES of The Research Institute for Innovation Management) 法政大学イノベーション・マネジメント研究センター.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. & Podsakoff, N.P. (2003) "Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies," *Journal of Applied Psychology*, Vol.88, No.5 pp.879-903.

坂野 雄二・東條 光彦(1986)「一般性セルフ・エフィカシー尺度作成の試み」『行動療法研究』 Vol.12, No.1 pp.73-82.

佐々木 政司(1993)「組織社会化過程における新入社員の態度変容に関する研究 ——幻滅経験と入社 8 ヶ月後の態度・行動の変化——」『経営行動科学』 Vol.8, No.1 pp.23-32.

佐藤 博樹・藤村 博之・八代 充史(2015)『新しい人事労務管理』有斐閣.

佐藤 祐基(2009)「自己効力感と性格特性との関連」『人間福祉研究』 No.12 pp.153-161.

清水 龍瑩(2000)「優れたトップリーダーの能力」『三田商学研究』 Vol.42, No.6 pp.31-57.

下村 英雄(2007)「中学生におけるコンピュータを活用したキャリアガイダンスが進路自己効力感に与える影響」『教育心理学研究』 Vol.55 pp.276-286.

- 高橋 弘司(1993)「組織社会化研究をめぐる諸問題 ——研究レビュー——」『経営行動科学』Vol.8, No.1 pp.1-22.
- 高橋 弘司(1994)「組織社会化段階モデルの開発及び妥当性検証の試み」『経営行動科学』Vol.9, No.2 pp.103-121.
- 高橋 潔(2008)「内部・外部労働市場における職業能力評価の役割」『日本労働研究雑誌』No.577 pp.4-16.
- 竹内 倫和(2012)「新規学卒就職者の組織適応プロセス：職務探索行動研究と組織社会化研究の統合の視点から」『学習院大学 経済論集』Vol.40, No.3 pp.143-160.
- 竹内 倫和・竹内規彦(2004)「組織社会化施策が新規学卒就職者の組織適応に与える影響」『経営行動科学学会年次大会：発表論文集』Vol.7 pp.203-212.
- 竹内 倫和・竹内 規彦(2009)「新規参入者の組織社会化メカニズムに関する実証的検討 ——入社前・入社後の組織適応要因——」『日本経営学会誌』Vol.23 pp.37-49.
- Van Maanen, J. & Schein, E. H. (1979) "Toward a Theory of Organizational Socialization," *Research in Organizational Behavior*, Vol.1 pp.209-266.
- 若林 満(2006)「組織内キャリア発達とその環境」『経営行動科学』Vol.19, No.2 pp.77-108.
- Wanous, J. P. (1980) *Organizational Entry: Recruitment, Selection, and Socialization of Newcomers*, Canada, Addison-Wesley Publishing Company, Inc.
- 矢田部 達郎(1954)「性格自己診断検査の作製」『京都大學文學部研究紀要』Vol.3 pp.71-167.

以上