

MMRC
DISCUSSION PAPER SERIES


No. 519

見通し指数の長期的定点観測

東京大学大学院経済学研究科

高橋 伸夫

2019年10月

 MONOZUKURI 東京大学ものづくり経営研究センター
Manufacturing Management Research Center (MMRC)

ディスカッション・ペーパー・シリーズは未定稿を議論を目的として公開しているものである。
引用・複写の際には著者の了解を得られたい。

<http://merc.e.u-tokyo.ac.jp/mmrc/dp/index.html>

見通し指数の長期的定点観測

高橋伸夫 東京大学大学院経済学研究科

Long-Term Fixed-Point Observations of Perspective Index

Nobuo TAKAHASHI
University of Tokyo
nobuta@biglobe.jp

Abstract: This paper takes up data from a Japanese company with over 1,000 employees. We conduct a complete survey using an annual questionnaire and interviews with executives over a 12-year period from FY2004 to FY2015 with a large reorganization. The benefits of long-term fixed-point observations of perspective index are summarized as follows: (a) We can easily check for spurious correlations. (b) Changes in time series clarify the linkage between variables and reveal variables that are not explanatory variables. (c) The causal relationship appears only when the organization is greatly shaken and many variables change. (d) Even accidental events can be treated as social experiments. (e) In essence, there is an effect like the cohort effect that cannot be clarified without long-term fixed-point observation. However, if we do not devise a way to express fixed-point observational survey data in time series, no matter how much data is accumulated, it only means increasing the sample size in cross-sectional surveys.

Keywords: perspective index, long-term fixed-point observations, spurious correlations, causal relationship, social experiments, cohort effect

1. X社における長期的定点観測

本稿では、従業員数が千数百人の日本企業 X 社について、大規模な組織再編を挟んで 2004 年度～2015 年度の 12 年間にわたり、年に一度の質問調査票による全数調査と経営幹部のヒアリング調査を行ってきた定点観測的なデータを分析する。質問票調査は、全社一斉に質問調査票が配布され、記入してもらった上で回収するという留置法で行われた。2004～2015 年度の 12 回の調査で、質問調査票の総配布数は 16,117、総回収数は 15,928、回収率は 98.8%であった。

X 社では、2005 年から 2006 年にかけて、大規模かつ全面的な組織再編が行われた。この再編は、全国の事業所を数で 1/3 に統廃合するという大規模なもので、それまで自分が働いてきた事業所がなくなり、会社にとどまるには地域を越えた転勤が必要となるというものだった。そこで、2005 年 8 月末まで希望退職者を募ると、退職希望を意思表示した者が全従業員の 20%近くにもなり、これは想定されていた人数よりも多く、2006 年 4 月の新体制発足までに、新たに退職希望者数の半数程度の数の新人採用を迫られる結果となった。第 1 回調査は 2004 年 10 月、第 2 回調査は希望退職者募集締め切り直後の 2005 年 9 月、そして第 3 回調査は新入社員の大量採用と新体制発足からほぼ 1 年を経過した 2007 年 2 月に行われている。したがって、X 社調査では、最初の 3 回の調査がこの大規模再編のちょうど前・最中・後を捉えている。

本稿で例示される長期的定点観測のメリットは、次のように整理できる。(a) 疑似相関を容易に見抜ける。(b) 時系列の変化が、変数間の連動性を鮮明にし、説明変数ではない変数をあぶりだす。(c) 組織が大きく揺さぶられて、多くの変数が変動したとき、はじめて因果関係は現れてくる。(d) 偶然発生した事象でも社会的実験として取り扱える。(e) そもそも本質的に、長期的定点観測をしない限り、明らかにできない効果がある。ただし、定点観測的調査データでも、それを時系列で表現する工夫をしなければ、どんなにデータを累積しても、横断的調査でサンプル・サイズを大きくするのと同じ意味しかもない。

2. 自己決定度と見通し指数

既に、高橋・大川・稲水・秋池(2013)は、X 社における 2004～2012 年度の 9 回分の長期的定点観測データにもとづいて、見通し指数と満足感の間には直接的因果関係があるが、自己決定度と満足感の間には疑似相関である可能性が高いことを明らかにしている。そこで、本稿では、さらに 3 回分の調査データを追加した 2004～2015 年度の 12 回分のデータを使って、高橋他(2013)の追試をすることから始めよう。

(1)自己決定度

Vroom (1964)によって現在のような形にまとめられた外的報酬による期待理論は、多くの研究者によって実証研究が行われたが、Vroom 自身は、広範な調査研究のサーベイの結果、職務遂行が目的達成の手段であるばかりでなく、目的そのものでもあることを示しており、個人は職務遂行に対する外的に媒介された結果とは無関係に、効率的遂行からは満足を引き出し、非効率的遂行からは不満足を引き出すことを示唆しているとしていた (Vroom, 1964, pp.266-267 邦訳 pp.304-305)。それどころか、多くの場合、外的報酬は内発的動機づけを低下させることが実証されている (Deci, 1975, ch.5; Deci, Koestner, & Ryan, 1999)。実際、ひとたび金銭的報酬のために仕事をするようになってしまうと、その状態で、金銭的報酬が与えられなくなると、満足も得られなくなり、仕事をする気もまたなくなってしまう (高橋, 2004; Takahashi, 2015)。

Deciはこの内発的動機づけ(intrinsic motivation)を考察し、「内発的に動機づけられた行動は、人がそれに従事することにより、自己を有能(competent)で自己決定的(self-determining)であると感知することのできるような行動」と定義した(Deci, 1975, p.61 邦訳 p.68)。有能さ(competence)の概念はもともと White (1959)が、日常的用法よりも広義に、生物学的意味で有機体とその環境と効果的に相互に作用する能力を指して用いたものだったが、Deciはそれを自己決定と結びつけ、ある人の自己決定の感覚が高くなれば、彼もしくは彼女の満足感は増加し、逆に、もし、自己決定の感覚が低くなれば、彼もしくは彼女の満足感は減少するとした(Deci, 1975, Proposition II)。そこで、この命題を検証すべく、高橋(1993a; 1993b)は、次の5問の回答をダミー変数化した上で、その合計点を「自己決定度」として定義した。

【自己決定度】

- D1. トップの経営方針と自分の仕事との関係を考えながら仕事をしている。(はい=1; いいえ=0)
- D2. 上司からの権限委譲がなされている。(はい=1; いいえ=0)
- D3. 自分の意見が尊重されていると思う。(はい=1; いいえ=0)
- D4. 10年後の自分の会社のあるべき姿を認識している。(はい=1; いいえ=0)
- D5. 良いと思ったことは、周囲を説得する自信がある。(はい=1; いいえ=0)

定義から、自己決定度は0から5までの整数値をとることになる。この自己決定度を用いると、Deciの命題は、次のような仮説に書き換えられる。

仮説1. 自己決定度が高くなるほど、満足感は増加する。

(2)見通し指数

ワーク・モチベーションの理論の中から生まれた自己決定度に対して、見通し指数は別の文脈から開発された。ゲーム理論では、囚人のジレンマ・ゲームは、理論的に裏切り合いの共倒れで均衡することになっている。それに疑問を感じて、1959年に最初の実験結果(Scodel et al., 1959)が発表されてから、20年間に、約1000点もの論文、著書が発表され(Pruitt & Kimmel, 1977)、反復囚人のジレンマ状況では、必ずしも共倒れの裏切り合いにはならないということがわかってきた。実験では、むしろ協調はかなりの頻度で出現する(Rapoport & Chammah, 1965)。

さらに、プログラム同士を戦わせた反復囚人のジレンマ・ゲームのコンピュータ選手権でも、協調行動が生き残ることが分かった(Axelrod, 1984)。その鍵は「反復」囚人のジレンマにあり、未来係数は、この反復囚人のジレンマ・ゲームで次回の対戦が行われる確率のことで、この確率が十分に1に近ければ、いつまでも反復され、協調行動が支配的になることが理論的にもわかっている(高橋, 1997, ch.1; Shimizu & Takahashi, 2003)。本稿で分析の中心となるのは『組織科学』に高橋(1996a; 1998)が発表した「見通し指数」で、未来係数の一種である(Takahashi, 2013b)。見通し指数は、次の五つの質問項目の回答をダミー変数化して、合計したものである。

【見通し指数】

- P1. 10年後の自分の会社のあるべき姿を認識している。(はい=1; いいえ=0)
- P2. 日々の仕事を消化するだけになっている。(はい=0; いいえ=1)
- P3. 上司から仕事上の目標をはっきり示されている。(はい=1; いいえ=0)

- P4. 長期的展望に立った仕事というより、短期的な数字合わせになりがちである。(はい=0; いいえ=1)
- P5. この会社において、自分の10年後の未来の姿にある程度期待がもてる。(はい=1; いいえ=0)

定義から、見通し指数は0から5までの整数値をとることになる。この見通し指数を使った次の仮説2を、仮説1とともに、実際の日本企業の調査データを基にして検証した。

仮説2. 見通し指数が高くなるほど、満足感は増加する。

(3) JPC 調査データによる検証

当初、仮説1と仮説2の検証には、日本生産性本部(Japan Productivity Center; JPC)経営アカデミーの参加者の所属企業を対象にした調査を年1回の「組織活性化のための従業員意識調査」すなわちJPC調査のデータが用いられた。として行われた。調査の具体的な実施方法などについては、高橋(1992, ch.6)に詳しいが、一つまたは複数のホワイトカラーの組織単位を選び、その構成員の全数調査が行われた。1990~2000年に、のべ77社385組織単位の12,218人に質問調査票を配布し、10,916人から回収している。回収率は89.3%であった。検証には、自己決定度と見通し指数に加えて、

- Q1. 現在の職務に満足感を感じる。(はい=1; いいえ=0)

に対して「はい」と答えた比率「満足比率」を用いている¹。この「満足比率」を用い、「自己決定度が0の人のグループ」「自己決定度が1の人のグループ」……「自己決定度が5の人のグループ」という6グループのそれぞれについて、満足比率を求めた。1990~2000年の10,637人分のJPC調査データを使って、図1のようにプロットしてみると、自己決定度が上がるにつれて、満足比率もまた上昇するというようなきれいな直線関係(Takahashi, 2002)が得られ(決定係数0.9881)、仮説1を支持していた(高橋他, 2013)。

同様に、見通し指数についても、「満足比率」を用いて、「見通し指数が0の人のグループ」「見通し指数が1の人のグループ」……「見通し指数が5の人のグループ」という6グループのそれぞれについて、満足比率を求め、1992年~2000年の8,908人分のJPC調査データを使って、図1のようにプロットしてみると、見通し指数が高くなるほど、満足比率が上がるという、ほぼ完全な線形関係があり(決定係数0.9992)、仮説2を支持していた(高橋, 2004; Takahashi, 2014)。

¹ 職務満足については、多元的概念として扱う研究者が多いが、それがどんな次元から構成されているのかということについては、多くの研究者の間で合意があるわけではない。しかも代表的なコーネル系のJDI (Job Descriptive Index)やミネソタ系のMSQ (Minnesota Satisfaction Questionnaire)のように、幅広く職務要因の種類ごとに多くの質問項目を用意し、それをもとにして合成得点として職務満足を求めてしまうと、多くの質問項目を探索的に分析に用いる場合には、分析の過程で、説明変数側と被説明変数側とで質問項目が実際上重なってしまう。しかし、それを事前に回避して職務満足を定義するのでは、かえって恣意的で客観性に欠けるので、ここでは、あえて合成得点を用いずに、質問Q1だけで「満足比率」を計算することにする。

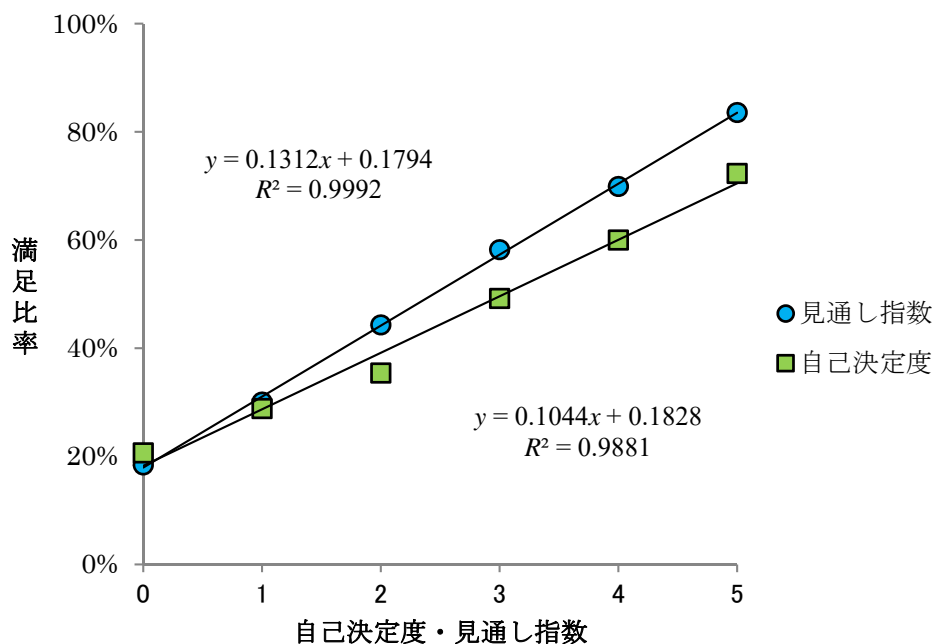


図 1. JPC 調査の自己決定度・見通し指数と満足比率の関係
(出所)高橋他(2013) 図 1。

3. X 社調査

図 1 から、自己決定度と見通し指数の二つの変数は、ともに満足比率との間にきれいな直線的な関係があり、回帰直線もかなり似ていることがわかる。二つの変数は、異なる変数であるにもかかわらず、どちらも職務満足の説明変数なのだろうか。この疑問に対して、自己決定度の方は、実は疑似相関であると明らかにしたのが高橋・大川・稲水・秋池(2013)である。その際に威力を発揮したのが、従業員数千数百人の日本企業 X 社を大規模な組織再編を挟んで 12 年にわたって、年に一度の質問調査票による全数調査と経営幹部のヒアリング調査を行ってきた定点観測的なデータだった²。高橋他(2013)では、2004 年度～2012 年度の 9 回分の調査データを用いているが、その後、さらに 3 回分のデータが追加され、2004 年度～2015 年度の 12 回分の調査データが使用可能になっているので、本稿では、この 12 回分の調査データを使って、まずは高橋他(2013)の追試を行ってみよう。

(1)調査設計と概要

X 社では、2004 年度から毎年度 1 回のペースで、全従業員を対象に、全社一斉に質問調査票が配布され、記入してもらった上で回収するという留置法による全数調査が行われてきた。2004～2015 年度の 12 回の調査で、質問調査票の総配布数は 16,117、総回収数は 15,928、回収率は 98.8%であった(表 1)。

² 2004～2008 年度の 5 回分の調査データを使った分析は、ぬるま湯感(Takahashi, 2013a)も含めて、高橋・大川・稲水(2009)でも行われている。

表 1. X 社調査の配布回収状況

調査年度	調査年	質問票調査実施日		配布数	回収数	回収率
		配布	回収			
2004 年度	2004 年	10 月 12 日	10 月 18 日	1,427	1,411	98.9%
2005 年度	2005 年	9 月 13 日	9 月 15 日	1,382	1,341	97.0%
2006 年度	2007 年	2 月 5 日	2 月 9 日	1,278	1,271	99.5%
2007 年度	2008 年	2 月 4 日	2 月 9 日	1,289	1,266	98.2%
2008 年度	2009 年	2 月 2 日	2 月 6 日	1,316	1,308	99.4%
2009 年度	2010 年	2 月 1 日	2 月 8 日	1,328	1,324	99.7%
2010 年度	2011 年	2 月 1 日	2 月 8 日	1,350	1,339	99.2%
2011 年度	2012 年	2 月 1 日	2 月 8 日	1,352	1,331	98.4%
2012 年度	2013 年	2 月 1 日	2 月 8 日	1,332	1,317	98.9%
2013 年度	2014 年	1 月 30 日	2 月 6 日	1,329	1,322	99.5%
2014 年度	2015 年	1 月 30 日	2 月 6 日	1,362	1,344	98.7%
2015 年度	2016 年	2 月 1 日	2 月 8 日	1,372	1,354	98.7%
全体				16,117	15,928	98.8%

X 社では、2005 年から 2006 年にかけて、全国の事業所の数を 1/3 に統廃合するという大規模かつ全面的な組織再編が行われた。これは、それまで自分が働いてきた事業所がなくなり、会社にとどまるには地域を越えた転勤が必要となるような再編で、2005 年 8 月末まで希望退職者を募ると、退職希望者が全従業員の 20% 近くにもなるほどだった。これは想定人数をはるかに超えていて、2006 年 4 月の新体制発足までに、新たに退職希望者数の半数程度の数の新人採用を迫られた。こんな事態を迎える中で、第 1 回調査は 2004 年 10 月、第 2 回調査は希望退職者募集締め切り直後の 2005 年 9 月、そして第 3 回調査は新入社員の大量採用と新体制発足からほぼ 1 年を経過した 2007 年 2 月に行われている。実際、図 2 では、全体、職種別(職種 A・職種 B・職種 C・職種 D)、職位別(一般職・係長職・管理職)の満足比率の年度推移を示しているが、いずれの職種、職位でも第 2 回の 2005 年度の調査で急落し、2006 年度以降、回復していくことになる。ただし、X 社調査のデータを職種別、職位別に分析する際には、もともと人数の少ない職種や職位の変動の解釈には注意が必要である。職種別に見ると、年度によって変動はあるものの、職種 A が約 5 割、職種 D が約 3 割、残りの約 2 割が職種 B・職種 C という構成比になっている。職位別では、一般職が約 8 割、係長職と管理職はそれぞれ約 1 割である。職種で半数を占める職種 A と職位で 8 割を占める一般職とはかなり重なっていて、職種 A はほぼ全員が一般職で、一般職の約 6 割が職種 A である。したがって、一般職と職種 A については、似た傾向を示すことになる(高橋他, 2013)。

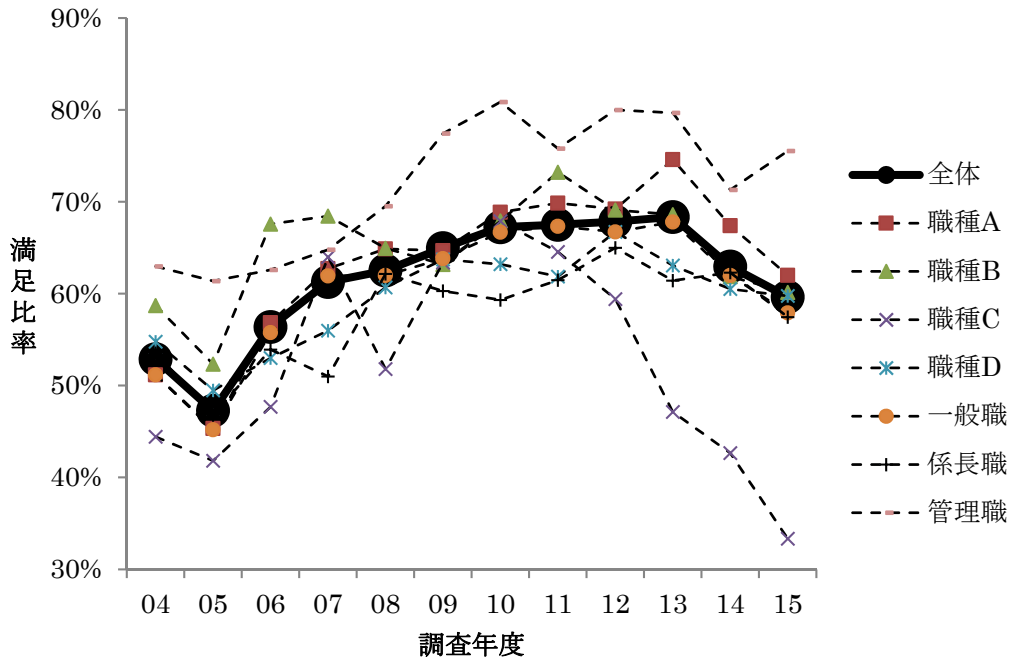


図 2. X 社調査の満足比率の年度推移(2004～2015 年度)

(2)自己決定度と見通し指数

自己決定度について、X 社調査データ(のべ 15,693 人分)を、表 2 のように集計して、図 1 同様にプロットしてみると、図 3 のように、自己決定度が上がるにつれて、満足比率もまた上昇するというようなきれいな直線的関係が得られ(決定係数 0.9694)、やはり仮説 1 を支持していた。ただし、比較のために、図 1 の 1990～2000 年の 10,637 人分の JPC 調査データのプロットと回帰直線も示すと、X 社調査の方が JPC 調査より直線の適合度が低下している。また、JPC 調査より X 社調査の方が、傾きが緩やかになっていることが分かる。

それに対して、見通し指数について、X 社調査(のべ 15,710 人分)を表 3 のように集計して、同様に得られた図 4 を見ると、自己決定度と比べて、X 社調査・JPC 調査両者の違いがずっと小さくなっている。なぜそうなるのかについては後ほど議論するが、見通し指数についても、それが上がるにつれて、満足比率もまた上昇するというようなきれいな直線関係が得られ(決定係数 0.9918)、仮説 2 を支持していた。

表 2. X 社調査の自己決定度と満足比率(2004～2015 年度)

職務満足		自己決定度						全体
		0	1	2	3	4	5	
はい	2004	16	79	109	149	185	192	730
	2005	19	50	109	117	173	149	617
	2006	22	79	110	153	191	149	704
	2007	20	76	104	174	220	165	759
	2008	21	74	119	185	202	207	808
	2009	25	71	122	171	228	232	849
	2010	26	79	111	174	247	251	888
	2011	22	81	137	169	202	272	883
	2012	19	70	124	156	234	287	890
	2013	22	71	128	159	221	298	899
	2014	28	55	121	148	200	283	835
	2015	20	64	107	136	197	275	799
		小計	260	849	1401	1891	2500	2760
いいえ	2004	46	80	136	165	136	89	652
	2005	53	92	134	179	143	86	687
	2006	35	71	130	151	98	59	544
	2007	35	76	109	122	87	54	483
	2008	36	77	115	114	88	50	480
	2009	32	70	99	120	82	52	455
	2010	31	66	91	98	86	62	434
	2011	36	59	72	101	91	63	422
	2012	24	78	83	83	86	67	421
	2013	29	69	77	106	68	65	414
	2014	48	76	108	96	104	63	495
	2015	52	86	116	118	104	69	545
		小計	457	900	1270	1453	1173	779
全体		717	1749	2671	3344	3673	3539	15693
満足比率		36.26%	48.54%	52.45%	56.55%	68.06%	77.99%	61.56%

表 3. X 社調査の見通し指数と満足比率(2004～2015 年度)

職務満足		見通し指数						全体
		0	1	2	3	4	5	
はい	2004	16	96	189	204	161	69	735
	2005	15	96	160	185	100	62	618
	2006	16	83	153	178	159	111	700
	2007	26	60	152	203	185	134	760
	2008	13	72	170	218	182	152	807
	2009	16	72	153	238	209	161	849
	2010	22	79	142	220	222	201	886
	2011	19	72	157	219	217	199	883
	2012	17	73	160	208	205	224	887
	2013	13	81	138	234	220	214	900
	2014	14	73	133	206	197	216	839
	2015	15	81	139	185	195	184	799
		小計	202	938	1846	2498	2252	1927
いいえ	2004	46	146	205	165	65	23	650
	2005	68	173	211	151	60	34	697
	2006	44	148	143	124	63	28	550
	2007	44	117	112	113	64	31	481
	2008	45	116	135	106	65	16	483
	2009	35	104	133	115	48	22	457
	2010	32	97	107	99	74	29	438
	2011	37	80	103	94	60	46	420
	2012	43	81	101	90	66	39	420
	2013	43	76	107	87	61	39	413
	2014	54	104	121	101	77	39	496
	2015	75	136	147	91	58	35	542
		小計	566	1378	1625	1336	761	381
全体		768	2316	3471	3834	3013	2308	15710
満足比率		26.30%	40.50%	53.18%	65.15%	74.74%	83.49%	61.51%

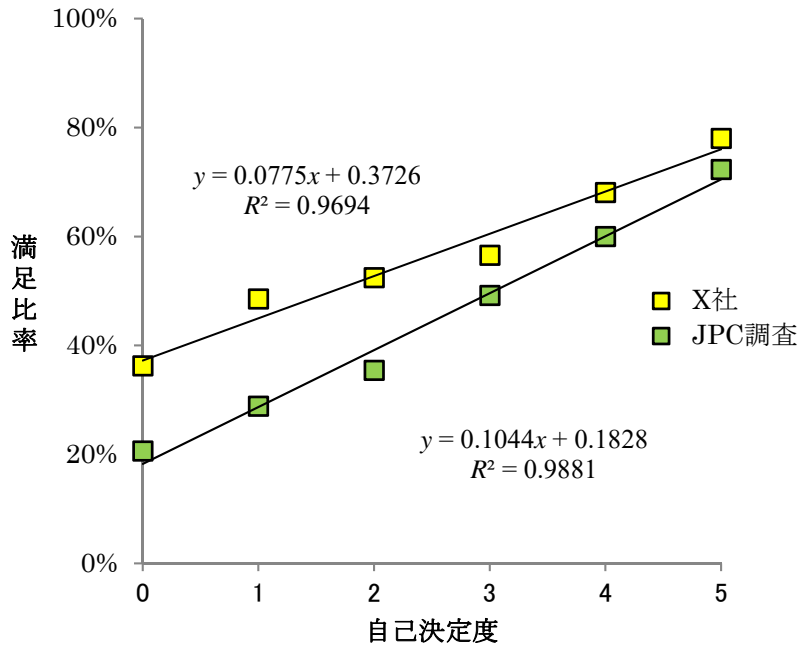


図 3. X 社調査の自己決定度と満足比率(2004～2015 年度)

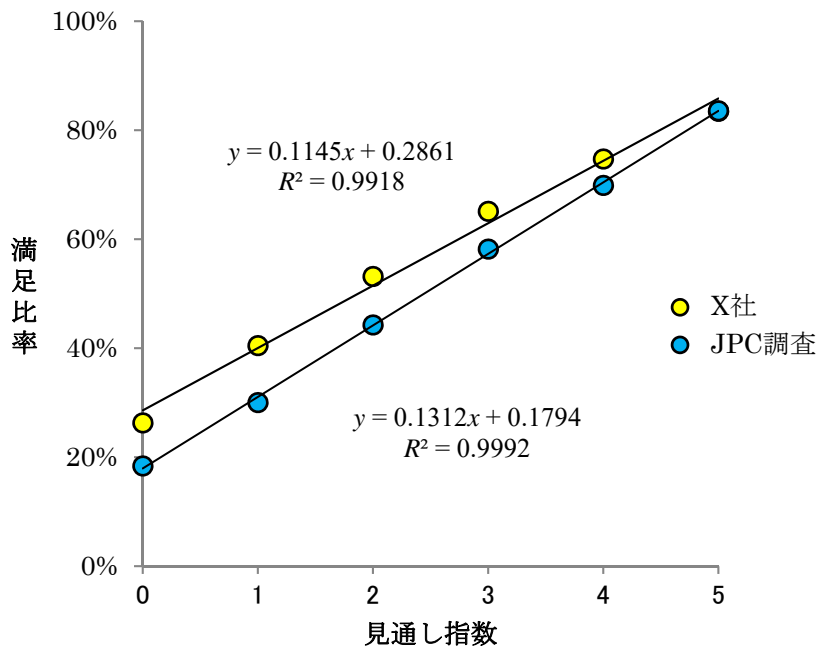


図 4. X 社調査の見通し指数と満足比率(2004～2015 年度)

(3)大規模な組織再編をはさんだ経年変化

ただし、こうした分析の仕方をしてしている限りは、いくら年数を重ねて、長期的に観測してデータを累積しても、横断的調査でサンプル・サイズを大きくするのと同じ意味しかもたないことは一目瞭然である。長期的観測を生かすには、経年変化を分析する必要がある。

X社では2005年から2006年にかけて大規模な組織再編が行われたために、図2の満足比率をはじめとして、諸指標が大きく変動する。実は、自己決定度と見通し指数も経年変化で見ると大きく変動しており、図5と図6で全体、職種別、職位別に各年のプロットをすると、その変動の大きさがわかる。

ところが、図5と図6を見比べると、一見して、明らかな違いに気づく。見通し指数の図6の方は、全体でも、どの職種、どの職位でも、同じような切片、傾きをもった直線上を推移していたことが分かる。つまり、全体・各職種・各職位で、仮説2の関係「見通し指数が高くなるほど、満足感は増加する」が成立していたのである。

それに対して、自己決定度の図5の方は、明らかに職種ごと、職位ごとに自己決定度の帯域(横幅)が決まっており、その横の帯域の中で満足比率が激しく縦に上下していたことが分かる。特にその傾向が顕著なのは、全体の約5割を構成する職種Aと約8割を構成する一般職で、職種Aの自己決定度は2.68(2006年度)~2.97(2013年度)の狭い範囲に収まっており、一般職の自己決定度も2.80(2006年度)~3.06(2012年度)の狭い範囲に収まっている。その狭い帯域の中で、職種Aの満足比率は45%(2005年度)から75%(2013年度)まで、一般職は45%(2005年度)から68%(2013年度)まで、垂直方向に上下するのである。自己決定度の変動の幅が比較的大きい係長職、職種Cでもその帯域は他の職位、職種とはほとんど重ならない(Takahashi, Ohkawa, & Inamizu, 2014a, 2014b)。これは、自己決定度が、職種、特に職位によって制度的に大きく制約されるものであることを示している。確かに、常識的に考えれば、特に一般職、係長職、管理職の自己決定度が同じわけがない。当然のことながら、上の職位の方が大きな権限をもっており、必然的に自己決定度も高いのである(高橋他, 2013)。

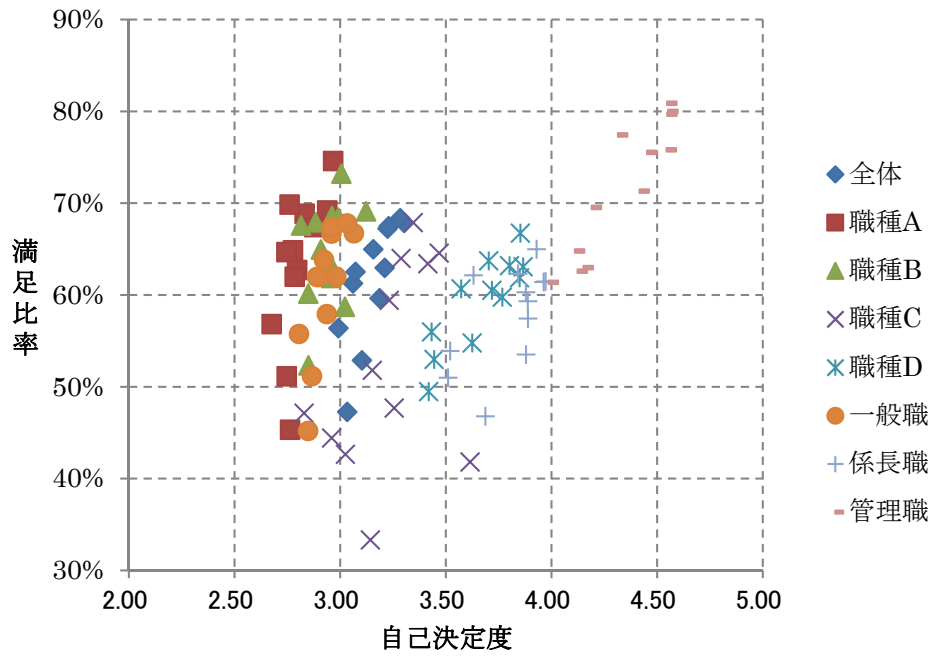


図 5. 職種別・職位別の自己決定度と満足比率の年度変化(2004～2015 年度)

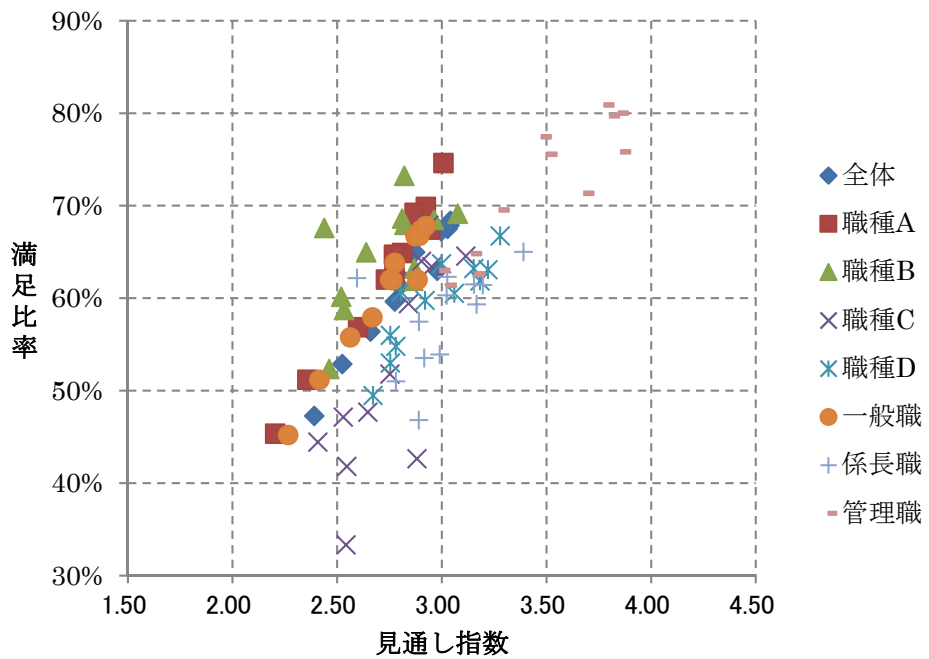


図 6. 職種別・職位別の見通し指数と満足比率の年度変化(2004～2015 年度)

(4)疑似相関

以上のような考察から、高橋他(2013)は、2004～2012年度の9回分のデータを使って、自己決定度に関しては疑似相関(spurious correlation)の疑いがあると結論づけたが、さらに3回分を追加した2004～2015年度の12回分の分析でも、それは一層明らかになったことになる。さらに、高橋他(2013)では描かなかったが、調査の各年度の見通し指数、自己決定度、満足比率の推移を時系列で追いかけた図7を見ると、明らかに、見通し指数と満足比率は連動していることがわかる。それに対して、自己決定度は連動しておらず、特に満足比率の変化の大きな時期、2005年前後はほとんど反応していない。つまり、自己決定理論の盛り上がり(Deci & Ryan, 2002; Ryan & Deci, 2017)にもかかわらず、実際にはそれは疑似相関であり、自己決定度では満足比率の変化を説明できないのである。満足比率を説明できるのは、見通し指数の方だということになる。

さらに、図7は、2006年度以降のデータだけでは、このことは分からなかったことも示している。2005年から2006年にかけての大規模かつ全面的な組織再編のショックで組織が大きく揺さぶられ、多くの変数が変動したとき、はじめて因果関係が現れてきたのである。各種変数が安定している(ほとんど定数状態の)時期には、そもそも因果関係は分からないのである。X社調査の場合のように、一度大きなゆらぎのようなものが起こり、大きく組織が揺さぶられて各指標が変動しないと、因果関係は分からない。それはまさに医者
の打診に相当するものであり、高橋他(2013)はこれを「打診法」と呼んだが、この打診法を使わなければ、自己決定度と満足比率の表面的な相関関係が、実は疑似相関であることを暴けなかったのである。

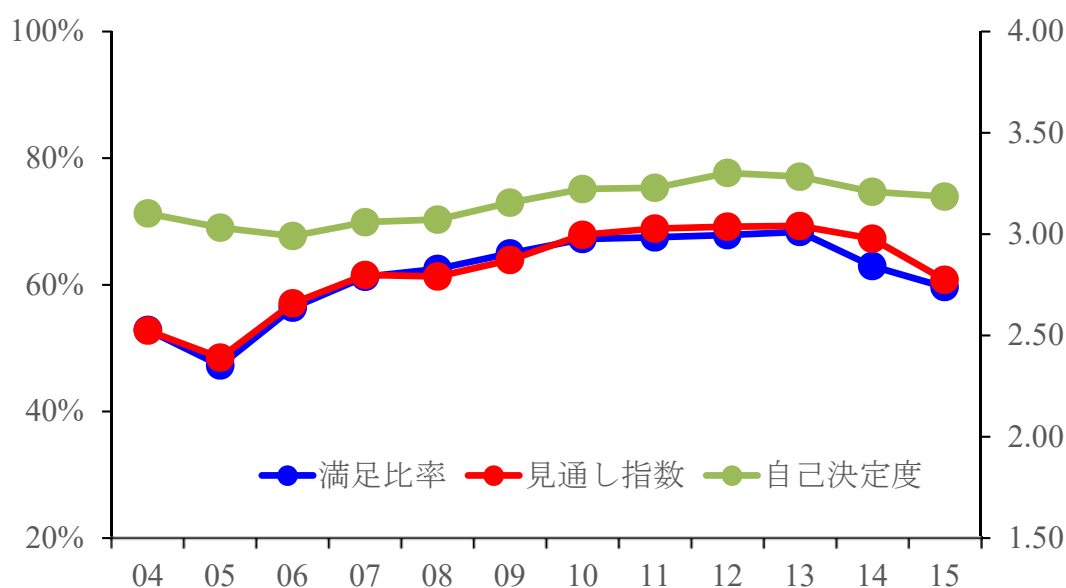


図7. X社調査で年度ごとの満足比率・見通し指数・自己決定度の推移(2004～2015年度)

4. 社会的実験として効果を見定める

高橋(1996a; 1996c; 1997; 1998)、Takahashi (2013b)は、日本企業が過去の実績や現在の損得勘定よりも、未来の実現に寄り掛かって意思決定を行なっているとし、それを「未来傾斜原理」に則った行動としている。たとえば、1960年代以降、割引率を用いた評価方法が急速に普及し

た米国(Klammer, 1972; Kim & Farragher, 1981)と比べて、日本企業では、1990年代以降になっても、投資決定の際に、あまり割引率が使われないことが指摘されているが(高橋, 1997, 2004; Takahashi, 2013b)、これも未来傾斜原理に則った行動である。しかし、日本企業だから、何もしなくても未来係数が高いわけではない、実は、X社では、社長との対話が従業員の見通し指数を向上させていた。そのことを Takahashi (2018a)を元に。

X社では、実は2010年10月に売上高が激減するという環境の変化があった。にもかかわらず、図7では、2011年2月実施の2010年度調査の満足比率も見通し指数もむしろ向上している。これはなぜなのか？ そこで見通し指数を算出する元になる5つのダミー変数の平均の推移を見てみると図8のようになった。このグラフから分かることは、特に質問P5に対する「はい」の比率が大きく向上しているということである。

なぜ、希望退職を募った2005年8月や売上高が急減した2010年10月を挟んでも、質問P5で「この会社において、自分の10年後の未来の姿にある程度期待がもてる。」に「はい」と答える従業員が増え続けたのか？ このうち2005年度については、当時の担当者も退職しており、今となっては原因を特定することは難しい。しかし、2010年度については、10月から売上高が激減することを予想して、6月に就任(内部昇進)したてのI社長が、7月から全国の事業所を視察して回り、従業員との対談を通してメッセージを発していたということが分かった。

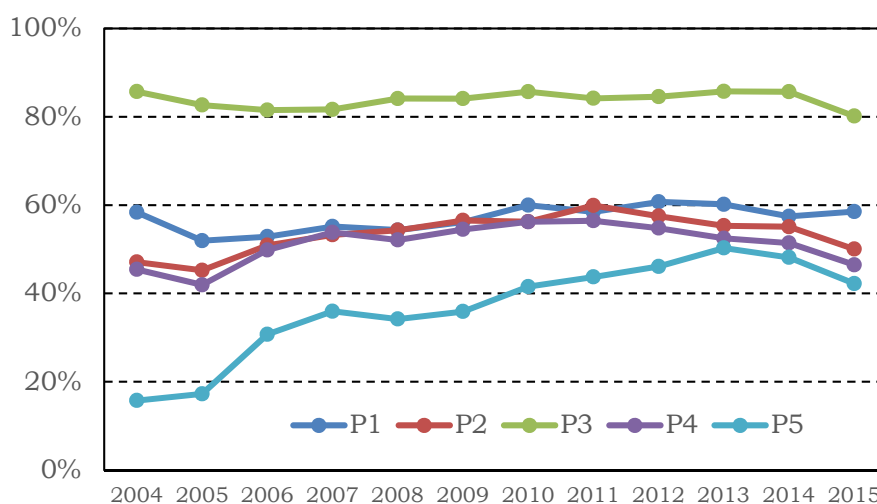


図8. X社調査で調査年度ごとに見た質問P1~P5 (2004~2015年度)

実は、2011年2月の調査時点で、視察が間に合わなかった事業所が5箇所あった(そのうち2箇所は、2011年3月11日の東日本大震災で、結局、視察に行けなくなった)。そこで、I社長の視察予定順に、35の事業所に番号をつけて、ダミー変数P5の平均(質問P5に「はい」と答えた従業員の比率)を棒グラフで表すと、図9のようになった。明らかに、調査時点までに視察に回れた30事業所と、回れなかった5事業所とでは、「はい」比率に差があった。ほぼ26-28%のラインを境にして、前者は1箇所を除いてそれ以上であり、後者はそれ以下である。

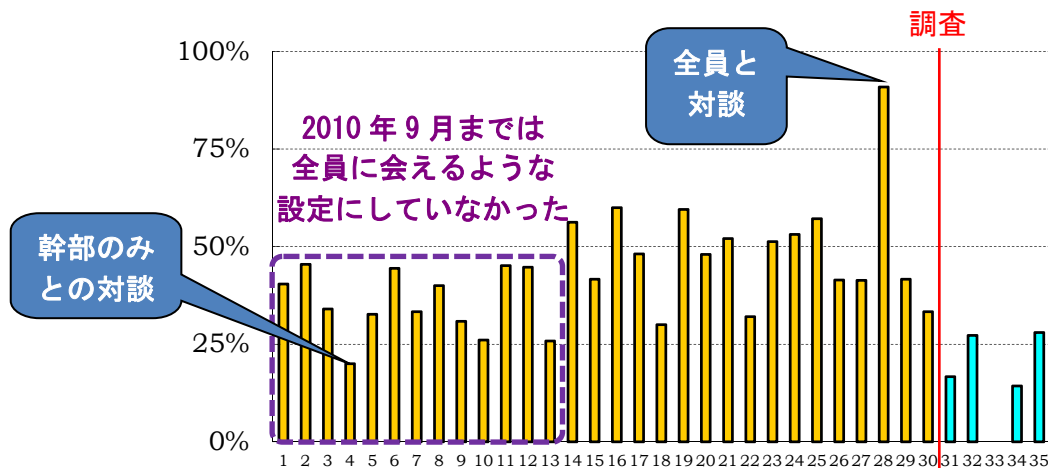


図 9. X 社調査で変数 P5 の事業所ごとの平均(2011 年度)
(出所) Takahashi (2011) Figure 4.

しかも、最初から 13 事業所まで(破線枠で囲んだ部分)は、2010 年 9 月までに視察に回った事業所だが、従業員全員が対談に出席できるようには手配・設定されていなかったことがわかった。この部分は、視察に回った事業所の中では「はい」比率が低めで、いずれも 50%に届いていない。特に 4 番目の事業所は、20%と唯一 26-28%のラインを下回っているが、ここでは幹部としか対談しなかったことも分かった。対照的に、2010 年 10 月以降、14 番目の事業所以降は、従業員全員が対談に出席できるように手配がなされ、中でも、最高の 91%を記録した 28 番目の事業所では、実際に従業員全員が対談に出席していたことを社長が覚えていた。

対談は、各事業所で、従業員側から事前に社長宛の質問を出してもらい、それに対して、社長が直接答えていくという方式がとられた。そして実は、その後には懇親会が設定され、社長は対談だけではなく、懇親会にまで出席していたこともわかった。対談の出席者数は記録がないが、懇親会への従業員の出席者数については、飲食代の関係もあって事業所別に記録されていた。そこで、懇親会への出席率と質問 P5「未来に期待がもてる」比率の関係をプロットしてみると、図 10 のようなグラフが得られた。このグラフからは、懇親会出席率が 80%以下では、質問 P5 で「この会社において、自分の 10 年後の未来の姿にある程度期待がもてる。」に「はい」と答える従業員が 50%以上になることはないという、かなりはっきりとした関係が読み取れる。以上のことから、社長が事業所を視察に回り、従業員と直接対談し、しかも懇親会まで設けるということが、「この会社において、自分の 10 年後の未来の姿にある程度期待がもてる」ようになることにプラスの効果があることが分かった。

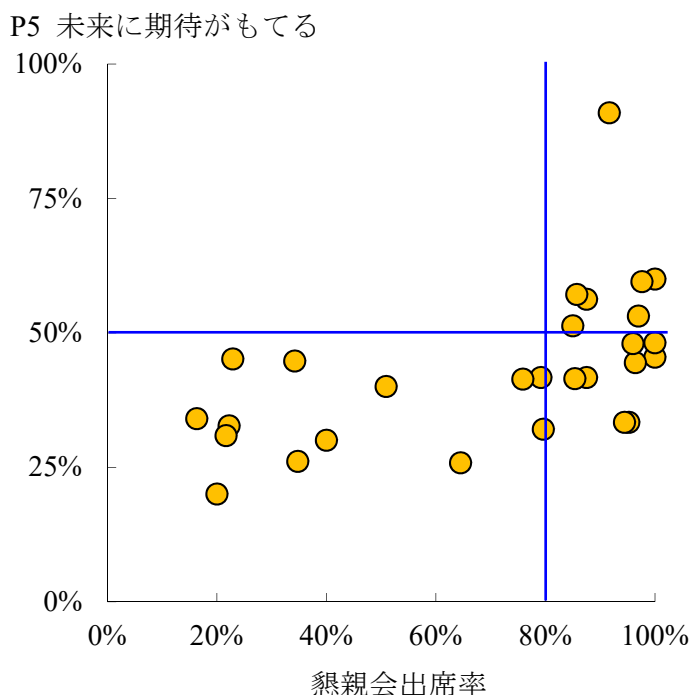


図 10. X 社調査で変数 P5 と懇親会出席率の事業所ごとの平均(2011 年度)
(出所) Takahashi (2018a) Figure 5。

以上のような 2010 年度の分析結果は I 社長にフィードバックされた。I 社長はその結果に励まされ、社長在任中の 4 年間(2013 年度まで)、各事業所を回り、従業員との対談と懇親会を繰り返した。その間、2010 年度～2013 年度、図 8 が示すように、質問 P5「未来に期待がもてる」比率は上昇を続け、2009 年度の 36%は、2013 年度には 50%にまで上昇している。同時に、図 7 が示したように、見通し指数も 2009 年度の 2.87 が、2012・2013 年度には 3.04 にまで上昇している。

しかし、社長が交代し、こうした実践が中止されると、図 8 が示すように P5 は減少を始め、図 7 が示すように見通し指数が低下し、満足比率が下がり始める。つまり未来係数は定数ではなかったのである。それを維持するには、不断の実践が必要なことをこの調査データは示している。

5. 世代による変化(コーホート効果)を見定める

(1)勤続年数の影響

March & Simon (1993, p.96)は、内発的職務満足は、勤務期間中、初期と後期が高い U 字型になるとしている。実際、高橋(1996b)が、7 社のホワイトカラー部門を対象とした横断的調査で、1995 年 10 月から 12 月にかけて質問調査票を配布・回収した 1,168 人分のデータ(配布 1,603 人; 回収率 72.9%)を分析したところ、調査対象者を勤続年数で 5 年ごとに区切って階級に分類すると、見通し指数は、(a)入社直後(勤続年数「5 年未満」)と永年勤続者で高く、(b)勤続年数「5 年以上 10 年未満」で底を打つ U 字型になることを見出している。このことは、次の二つの可能性を示している。

可能性(1): 勤続年数は見通し指数の説明変数である。

可能性(2): 勤続年数とは無関係に見通し指数が高い者、低い者が存在していて、たまたまそのとき入社直後(勤続年数「5年未満」)の階級と永年勤続の階級に見通し指数が高い者が集まっていて、勤続年数「5年以上10年未満」の階級に見通し指数が低い者が集まっていた。

しかし、(1)と(2)のどちらなのかは、1回だけの横断的調査では分からない。そのことを確かめるには、階級を勤続年数5年ごとに区切っているのだから、同じ会社を10年くらいは連続して調べる必要がある。そこで Takahashi (2018b)は、X社の12年度分の全数調査データを用いてこのことを検証している。

(2) コーホート効果の発見

調査対象者を、勤続年数で5年ごとに区切って、勤続年数「5年未満」「5年以上10年未満」「10年以上15年未満」「15年以上20年未満」「20年以上25年未満」「25年以上」の6階級に分類し、各階級で見通し指数の平均を求めた。各年度で、6階級の平均を求めたものが図11に示されている。赤い太線で示した12年分の平均が典型的だが、入社直後と永年勤続者で見通し指数が高くなり、U字型になる傾向は、12年間どの年度でも安定的に見られた。

さらに、質問P1、P3、P5については「はい」の割合(%)、質問P2、P4については「いいえ」の割合(%)を示すと、この傾向は見通し指数を計算する基になっているすべての質問でも同様に見られた(Takahashi, 2018b, Figures 2-6)。つまり、質問のどれかが決定的に効いているのではなく、見通し指数は入社直後と永年勤続者で高くなり、U字型になる傾向があったのである。

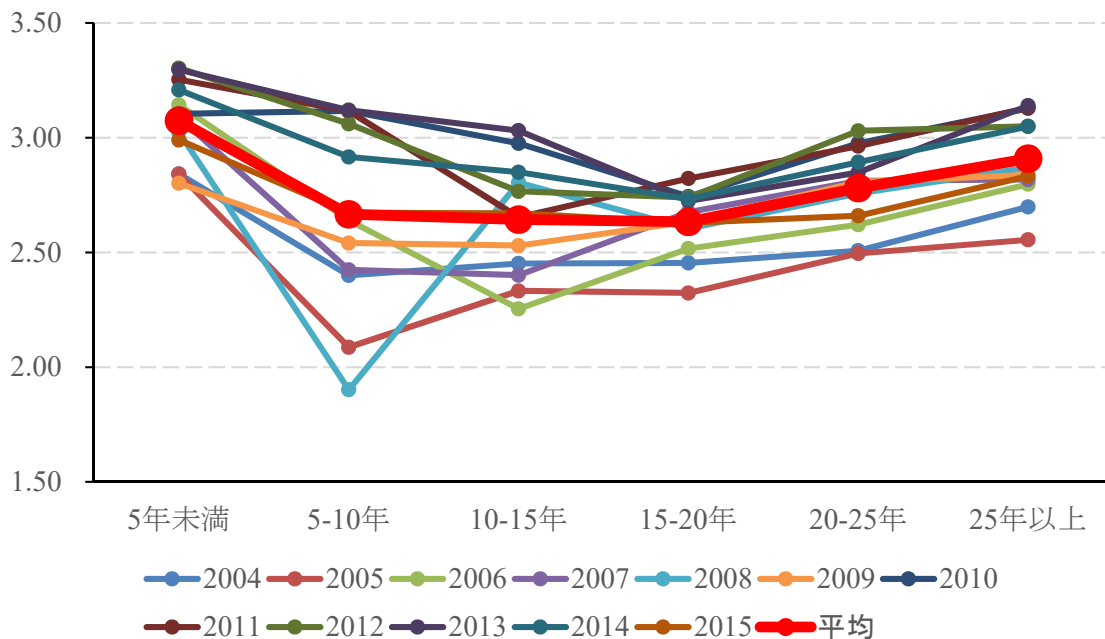


図 10. X 社調査の勤続年数と見通し指数(2004~2015 年度)
(出所) Takahashi (2018b) Figure 1。

それに対して、見通し指数が底を打つ勤続年数の階級が定まっていないことも図 10 から分かる。しかも、表 4 で、底を打つ勤続年数の階級を紫色に網掛けすると、(2008 年を除き)ほぼ 5 年間隔で、「5 年以上 10 年未満」→「10 年以上 15 年未満」→「15 年以上 20 年未満」と移動している。X 社の場合、定年以外の中途退職者は、2006 年調査以降ほとんどいないので、この動きは、勤続年数とは無関係に相対的に見通し指数の低い者が集まった世代が存在し、その勤続年数が増えるために現れる現象、すなわちコーホート効果だと考えるのが妥当である。

表 4. X 社調査の勤続年数と見通し指数(2004～2015 年度)

	勤続年数						全体
	5 年未満	5-10 年	10-15 年	15-20 年	20-25 年	25 年以上	
2004	2.84	2.40	2.45	2.45	2.51	2.70	2.52
2005	2.84	2.09	2.33	2.32	2.50	2.56	2.39
2006	3.14	2.64	2.25	2.52	2.62	2.80	2.66
2007	3.09	2.42	2.40	2.68	2.81	2.82	2.80
2008	3.02	1.90	2.80	2.60	2.76	2.87	2.79
2009	2.80	2.54	2.53	2.63	2.81	2.84	2.87
2010	3.10	3.12	2.98	2.74	2.98	3.13	3.00
2011	3.25	3.12	2.65	2.82	2.96	3.13	3.03
2012	3.30	3.06	2.77	2.74	3.03	3.05	3.04
2013	3.30	3.12	3.03	2.73	2.85	3.14	3.04
2014	3.21	2.92	2.85	2.73	2.89	3.05	2.98
2015	2.99	2.67	2.67	2.63	2.66	2.83	2.77
平均	3.07	2.67	2.64	2.63	2.78	2.91	2.82

(出所) Takahashi (2018b) Table 1.

以上のことから、Takahashi (1996b)は、7 社の横断的調査で、見通し指数は、(a)入社直後と永年勤続者で高くなり、(b)勤続年数「5 年以上 10 年未満」で底を打つ U 字型になる傾向を見出した。本稿では、X 社の年 1 回 12 年度分の全数調査データを用いて検証したところ、

- (A) 入社直後と永年勤続者で見通し指数が高くなり、U 字型になる傾向は、12 年間どの年度でも安定的に見られた。したがって、勤続年数は見通し指数の説明変数であると考えられる。しかし同時に、
- (B) 見通し指数の底の部分は定まっておらず、ほぼ 5 年間隔で、「5 年以上 10 年未満」→「10 年以上 15 年未満」→「15 年以上 20 年未満」と移動していた。これは、勤続年数とは無関係に相対的に見通し指数の低い者が集まった世代が存在し、その勤続年数が増えるために現れるコーホート効果と考えられる。

図 10 でも表 4 でも、2008 年の「5 年以上 10 年未満」の階級の見通し指数が突出して低いことが分かる。2008 年度の調査は、2009 年 2 月 2 日～6 日に実施されており、たまたまこの調査時点で、勤続年数「5 年以上 10 年未満」階級は、ほぼ全員、親会社からの出向組で占められていた(高橋・大川・八田・稲水・大神, 2009)。そこに、2008 年 9 月 15 日にリ

リーマン・ブラザーズが経営破綻したことに端を発する「リーマン・ショック」が直撃し、出向者の見通しに負の影響を与えたと考えられる。同様に、2005年の「5年以上10年未満」階級の見通し指数も突出して低いが、2005年調査はどの階級も見通し指数がほぼ最低といってもいいほど低く、既に述べたように、事業所を数で1/3に統廃合するといった大規模な組織再編が行われた12年間の中でも特殊な状況にあった(Takahashi, Ohkawa, & Inamizu, 2014b; 高橋・大川・稲水・秋池, 2013)。

6. 結論

長期的定点観測的調査データでも、それを時系列で表現する工夫をしなければ、どんなにデータを累積しても、横断的調査でサンプル・サイズを大きくするのと同じ意味しかもたない。しかし、経年変化のような経時変化を示すことができれば、本稿で例示される長期的定点観測のメリットは、次のように整理できる。(a) 疑似相関を容易に見抜ける。(b) 時系列の変化は、変数間の連動性を鮮明にし、説明変数ではない変数をあぶり出す。(c) 組織が大きく揺さぶられて、多くの変数が変動したとき、はじめて因果関係は現れてくる。(d) 偶然発生した事象でも社会的実験として取り扱える。(e) コーホート効果のように、そもそも本質的に、長期的定点観測をしない限り、明らかにできない効果がある。

特に(a)~(c)は通常横断的調査のデータから因果関係を論じることが無意味である可能性を強く示唆している。理論的に明確なメカニズムが想定されない限り、横断的調査データに見られる多くの相関は、因果関係などない表面的な疑似相関だと考えるべきである。もし2変数間に因果関係があるのであれば、時系列で変数間の連動性が確認できなくてはならない。しかもそれは、定常状態の平時ではダメで、組織が大きく揺さぶられて、多くの変数が大きく変動したときにはじめて確認ができる性質のものである。

参考文献

- Axelrod, R. (1984). *The evolution of cooperation*. New York, NY: Basic Books.
- Deci, E. L. (1975). *Intrinsic motivation*. New York, NY: Plenum Press.
- Deci, E. L., Koestner, R., & Ryan, R. M. (1999). A meta-analytic review of experiments examining the effects of extrinsic rewards on intrinsic motivation. *Psychological Bulletin*, 125(6), 627-668.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (Eds.). (2002). *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY: University of Rochester Press.
- Kim, S. H., & Farragher, E. J. (1981). Current capital budgeting practices. *Management Accounting*, 62(12), 26-30.
- Klammer, T. (1972). Empirical evidence of the adoption of sophisticated capital budgeting techniques. *Journal of Business*, 45(3), 387-397.
- March, J. G., & Simon, H. A. (1958; 1993). *Organizations*. 1st ed., New York, NY: John Wiley & Sons; 2nd ed., Cambridge, MA: Blackwell.
- Pruitt, D. G., & Kimmel, M. J. (1977). Twenty years of experimental gaming: Critique, synthesis, and suggestions for the future. *Annual Review of Psychology*, 28(1), 363-392.
- Rapoport, A., & Chammah, A. M. (1965). *Prisoner's dilemma: A study in conflict and cooperation*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. New York, NY: Guilford Publications.
- Scodel, A., Minas, J. S., Ratoosh, P., & Lipetz, M. (1959). Some descriptive aspects of two-person non-zero-sum games. *Journal of Conflict Resolution*, 3(2), 114-119.
- Shimizu, T., & Takahashi, N. (2003). Note on complete proof of Axelrod's Theorem. *Annals of Business Administrative Science*, 2(4), 39-46. doi: 10.7880/abas.2.39
- 高橋伸夫 (1992). 『経営統計入門—SASによる組織分析—』 東京大学出版会. doi: 10.15083/00074153
- 高橋伸夫 (1993a). 『ぬるま湯的経営の研究—人と組織の変化性向—』 東洋経済新報社. doi: 10.15083/00074362
- 高橋伸夫 (1993b). 『組織の中の決定理論』 朝倉書店. doi: 10.15083/00074817
- 高橋伸夫 (1996a). 「見通しと組織均衡」『組織科学』 29(3), 57-68.
- 高橋伸夫 (1996b). 「企業内外の参加者の組織均衡」『経済学論集』 62(2), 23-37. 東京大学経済学会.
- 高橋伸夫(編著) (1996c). 『未来傾斜原理—協調的な経営行動の進化—』 白桃書房.
- 高橋伸夫 (1997). 『日本企業の意思決定原理』 東京大学出版会. doi: 10.15083/00074167
- 高橋伸夫 (1998). 「意思決定原理と日本企業」『組織科学』 31(4), 14-27.
- Takahashi, N. (2002). The degree of self-determination and job satisfaction of white-collar workers in Japanese firms. *Annals of Business Administrative Science*, 1(1), 1-7. doi: 10.7880/abas.1.1
- 高橋伸夫 (2004). 『虚妄の成果主義—日本型年功制復活のススメ—』 日経 BP 社.
- Takahashi, N. (2013a). A hypothesis about lukewarm feeling in Japanese firms. *Annals of Business Administrative Science*, 12, 237-250. doi: 10.7880/abas.12.237
- Takahashi, N. (2013b). On the future parameter. *Annals of Business Administrative Science*, 12(6), 277-290. doi: 10.7880/abas.12.277
- Takahashi, N. (2014). Future parameter explains job satisfaction and turnover candidates in Japanese companies. *Annals of Business Administrative Science*, 13(3), 129-140. doi:

10.7880/abas.13.129

- Takahashi, N. (2015). Japanese work ethic and culture: A new paradigm of intrinsic motivation. *Annals of Business Administrative Science*, 14(5), 261-278. doi: 10.7880/abas.14.261
- Takahashi, N. (2018a). Talks with the president raise future expectations. *Annals of Business Administrative Science*, 17(3), 109-121. doi: 10.7880/abas.0180506a
- Takahashi, N. (2018b). Fresh/long-time employees have better perspective but what of the others? *Annals of Business Administrative Science*, 17(6), 263-273. doi: 10.7880/abas.0181119a
- 高橋伸夫・大川洋史・八田真行・稲水伸行・大神正道 (2009). 「技術進化とコミュニティの文化変容モデル」『経済学論集』75(3), 63-78. 東京大学経済学会.
- 高橋伸夫・大川洋史・稲水伸行 (2009). 「組織のコーナリング—oractika による追試とトレーニング—」『赤門マネジメント・レビュー』8(8), 433-462. doi: 10.14955/amr.080801
- Takahashi, N., Ohkawa H., & Inamizu, N. (2014a). Perspective index in Company X from 2004-2013. *Annals of Business Administrative Science*, 13(4), 231-242. doi: 10.7880/abas.13.231
- Takahashi, N., Ohkawa H., & Inamizu, N. (2014b). Spurious correlation between self-determination and job satisfaction: A case of Company X from 2004-2013. *Annals of Business Administrative Science*, 13(5), 243-254. doi: 10.7880/abas.13.243
- 高橋伸夫・大川洋史・稲水伸行・秋池篤 (2013). 「組織の打診調査法」『組織科学』47(2), 4-14. doi: 10.11207/soshikikagaku.47.2_4
- Vroom, V. H. (1964). *Work and motivation.*, New York, NY: John Wiley & Sons.
- White, R. W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66(5), 297-333.