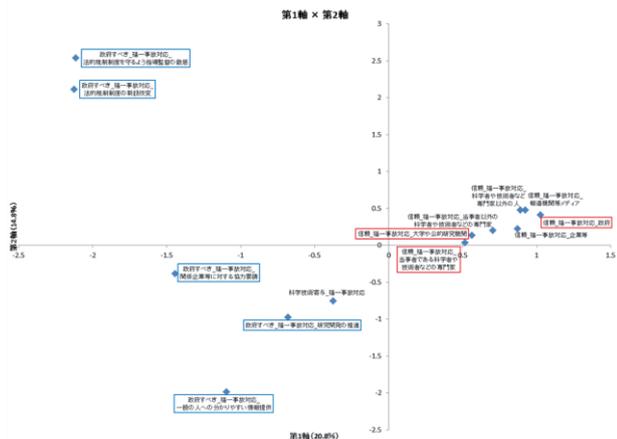


Title	科学技術行政の信頼回復に関する計量分析とweb調査補正
Author(s)	細坪, 護拳
Citation	年次学術大会講演要旨集, 30: 249-254
Issue Date	2015-10-10
Type	Conference Paper
Text version	publisher
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10119/13269">http://hdl.handle.net/10119/13269</a>
Rights	本著作物は研究・技術計画学会の許可のもとに掲載するものです。This material is posted here with permission of the Japan Society for Science Policy and Research Management.
Description	一般講演要旨



すい情報提供がトップであり、次点が研究開発の推進となっている。一方、「信頼度」(図表 3 右)では、大学や公的研究機関がトップであり、次点が当事者である科学者・技術者などの専門家となる。図表 3 の変量を数量化Ⅲ類分析すると図表 4 となる。



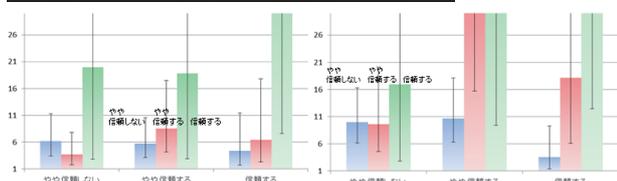
図表 4 福島第一事故対応に関する「政府がすべきこと」と「信頼度」変量の数量化Ⅲ類分析(累積寄与率 35.6%, 15 年 3 月 web 調査結果から作成)

図表 4 から、信頼と政府対応は遠く、信頼はむしろ関係者間で距離が近い。一方、政府対応はちらばり、最も信頼に近い政府対応は研究開発の推進と分かる。更に、因果的分析として、全変量説明変量の MNL-BIC + BN + 全変量 BN との共通部分を探索すると、明確な関係は次となる。

**大学や公的研究機関への信頼**

→(オッズ比: 図表 5 左)→ **企業や民間団体への信頼**

→(オッズ比: 図表 5 右)→ **政府への信頼**

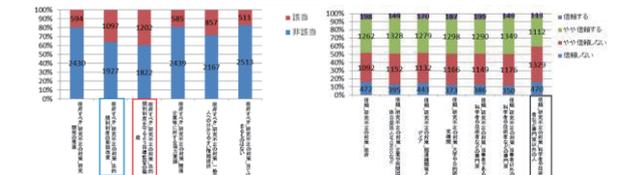


図表 5 福島第一事故対応に関する信頼モデルのオッズ比推定量(15 年 3 月 web 調査結果から作成)

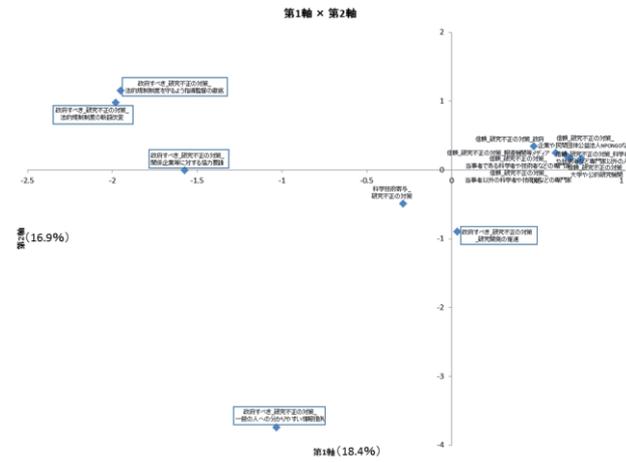
図表 5 から、大学等への信頼が企業等への信頼に結実する関係のオッズ比(左)は比例的だが、企業等への信頼が政府への信頼に結実する関係のオッズ比(右)は否定側も比較的強い。即ち、企業等を信頼しないから政府を信頼しない、という関係も存在する。いずれにしても上の信頼関係では、主体の誠実性は信頼に結実していない。これは、誠実性伝搬仮説でなく、実体や経済影響、専門性や安全性が信頼の因果である可能性がある。

**(3) 研究不正対応**

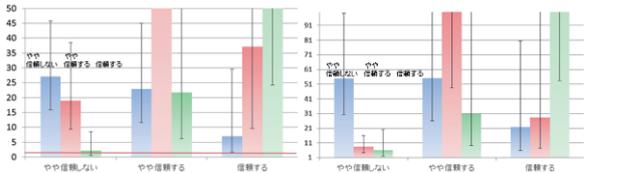
研究不正対応に関して、「政府がすべきこと」及び「信頼度」(図表 6)を示す。「政府がすべきこと」では法的規制等を守るよう指導監督の徹底がトップであり、次点が法的規制等の新設改変となっている。一方、「信頼度」では、ほぼ横並びであり、科学者・技術者など専門家以外の人の信頼度が最も低い。図表 6 の変量を数量化Ⅲ類分析すると図表 7 となる。図表 7 から、信頼と政府対応は遠く、信頼は関係者間で距離が非常に近い。政府対応はちらばり、信頼と最も近い政府対応は研究開発の推進である。



図表 6 研究不正対応に関する「政府がすべきこと」(左)及び「信頼度」(右)(重複選択可、赤棒が最大値、青棒が次点、15 年 3 月 web 調査結果から作成)



図表 7 研究不正対応に関する「政府がすべきこと」と「信頼度」変量の数量化Ⅲ類分析(累積寄与率 35.3%, 15 年 3 月 web 調査結果から作成)



図表 8 研究不正対応に関する信頼モデルのオッズ比推定量(15 年 3 月 web 調査結果から作成)

更に、因果的分析として、全変量説明変量の MNL-BIC + BN + 全変量 BN との共通部分を探索すると、明確な関係は次となる。

**大学や公的研究機関への信頼**

→(オッズ比: 図表 8 左)→ **当事者科学者等への信頼**

→(オッズ比: 図表 8 右)→ **当事者以外科学者等への信頼**

図表 8 から、大学等への信頼が当事者科学者等への信頼に結実する関係のオッズ比は、当事者科学者等への信頼が当事者以外科学者への信頼に結実する関係のオッズ比とともに、否定側も比較的強い。即ち、信頼するから信頼するとともに、信頼しないから信頼しない、という不信伝搬的な関係も存在する。また、ここでも主体の誠実性は信頼に結実していない。この原因としては国民社会が誠実性を十分感じ取れなかった可能性とともに、経済性や話題性など他の要因が優先された可能性もある。

上記の福島第一事故対応、研究不正対応に共通して、**大学や公的研究機関への信頼**が引き金となっており、非常に重要な信頼機関と判明した。

**II. web 調査の補正**

**1. 推定法**

**(1) 傾向スコアの考え方**

Web 調査の公募型方式には非確率的バイアス(選択バイアス)があり、政府統計などで行われるウェイトバック補

正を行っても母集団を推計できない[10-14] (図表 9)。

	世論調査データ: $y_{real}$	web調査のデータ: $y_{web}$	
公募型(処置群: treatment, $z=1$ )	観測不可能	データあり	$y_1$
無作為抽出(対照群: control, $z=0$ )	データあり	観測不可能	$y_0$
世論調査とweb調査で $y$ と $z$ 以外に共通する変数群: 共変量 $X$	性別、年代、居住地域等回答者属性や $y$ 以外の主観変量		

$y$  = 科学技術関心度, 科学者信頼度...

図表 9 web 調査と選択バイアスの関係

図表 9 から、 $y_{real}$  と  $y_{web}$  は直接比較(差分や除算)できないと分かる。以降、処置効果( $z$ )の影響が支配的として  $y_0$  と  $y_1$  と表現してよいとする。

そこで、共変量  $X$  を条件付けて処置項  $z$  が  $y$  と統計学的に独立( $y_0, y_1 \perp z | X$  (強く無視できる割り当て) [15]) を仮定すると、 $y_0$  と  $y_1$  は比較できる(直観的には、 $z$  と  $y$  の関係に帰無仮説を設定している、と考えると分かりやすい)。上の割り当て仮定は常に成立するとは限らないため、共変量  $X$  の代わりにバランススコア(共変量調整)  $b(X)$  を導入することもある(後述) [14]。

式で表すと  $y = \gamma z + \beta X + \varepsilon$  ( $\varepsilon$ : 誤差項) を 2 段階推定することになる。この 1 段階目の  $z = \alpha X + v$  で得られる推定確率  $e = p(z=1|X)$  が 傾向スコア(propensity score: PS) と定義される。

### (2) 周辺構造モデル

PS の逆数による重み付け平均値 ( $IPW$ : Inverse Probability Weighting)

$i$ : 回答者個人,  $y = zy_1 + (1-z)y_0, z = 0, \text{ or } 1$

$$\bar{E}(y) = E(y_1) + E(y_0)$$

$$= \sum_{i=1}^N \frac{z_i y_i}{e_i} / \sum_{i=1}^N \frac{z_i}{e_i} + \sum_{i=1}^N \frac{(1-z_i) y_i}{1-e_i} / \sum_{i=1}^N \frac{1-z_i}{1-e_i}$$

$$\sim \frac{1}{N_1} \sum_{i: (z=1)} \frac{y_i}{e_i} + \frac{1}{N_0} \sum_{i: (z=0)} \frac{y_i}{1-e_i}$$

右辺の  $y_i$  に係る PS の逆数  $\frac{1}{e_i} (z=1), \frac{1}{1-e_i} (z=0)$  がそれぞれの weight (重み) となる。PS 補正の方法は他にも二重にロバストな推定量等も提案されており、weight も一種類ではない。通常、ATE (平均処置効果),  $E(y_1 - y_0|x) = E(y_1|x) - E(y_0|x)$  より、安定性のため ATT (= TET, 周辺効果),  $E(y_1 - y_0|x) = E(y_1|z=1, x) - E(y_0|z=1, x)$  が使用されることが多い。

(1) のバランススコアの例として、IPW の式から、 $y_1$  の係数  $\frac{z_i}{e_i}$  と  $y_0$  の係数  $\frac{1-z_i}{1-e_i}$  に、 $X_i$  の関数  $f(X_i)$  に関して、 $E\left\{\frac{z_i}{e_i} f(X_i) - \frac{1-z_i}{1-e_i} f(X_i)\right\} = 0$  も満たす  $\hat{\beta}$  を求める方法があり、本稿ではそれを使用する (CBPS 法) [16]

### (3) 実データ

#### 1) データセット概要

$y_0$ : 世論調査

2010/01 科学技術と社会に関する世論調査 (内閣府,  $N = 1,916$ ) [17] 集計データのみ

2011/07, 12 世論調査 (科政研,  $N = 1,010, 1,208$ ) [7]

2013/10 日本人の国民性調査 (統計数理研究所,  $N = 1,579$ ) [18] 集計データのみ

→ 集計データから、反復比例当てはめ法で高次元クロス集計表 (擬似マイクロデータ) 作成

$y_1$ : web 調査 2009/11 - 12/03 科学技術に関する意識調査 (科学技術・学術政策研究所、以下同じ) [7]

2012/11, 13/01, 03 同上 (設問がノーベル賞関連) [8]

2014/02, 10, 15/03, 06 同上 [9]

注: 共変量数が少ないため、入れられる変量は全部投入

2) 本件のような社会現象の月次 web 調査補正には観測時間の斟酌が必要だが、

pp-data(panel data) でなく、繰り返し測定データ (対応なし)

回答者数も大幅変動 (09/11-13/03:  $N = 700 - 900$ ,

14/02:  $N = 2,400 - 3,000$ )

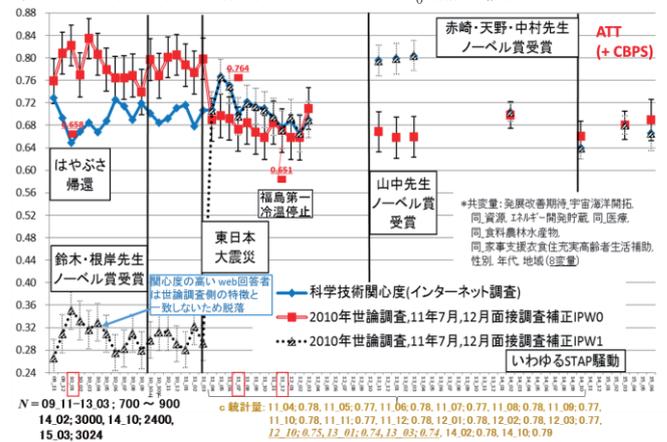
単純に共変量に時間項を入れると、 $z_0$  と強く相関

→ web 調査の観測時点毎に補正する。応答変量は信頼回復関係変量とする

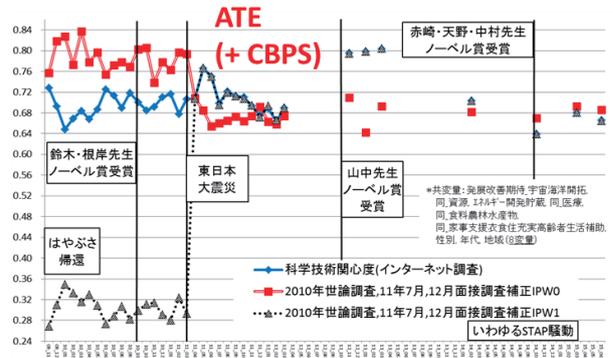
## 2. 傾向スコアによる web 補正

### (1) 科学技術関心度の補正 (09 年 11 月 ~ 15 年 6 月)

Web 調査の科学技術関心度を 8 つの共変量で補正すると図表 10 (CBPS+ATT), 図表 11 (CBPS+ATE) となる。ともに 11 年 3 月の東日本大震災発生時まで  $IPW_0$  (補正值) と



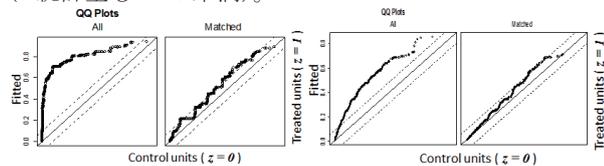
図表 10 科学技術関心度の補正值 (CBPS+ATT 法, 09 年 11 月 ~ 15 年 6 月, 10 年 1 月, 11 年 7 月及び 12 月世論調査と web 調査結果から作成)



図表 11 科学技術関心度の補正值 (CBPS+ATE 法, 09 年 11 月 ~ 15 年 6 月, 10 年 1 月, 11 年 7 月及び 12 月世論調査と web 調査結果から作成)

$IPW_1$  (web 調査母集団) が大きく乖離しており、震災後に交差している。これは、図表 10 中に記したように、平常時の web 調査による科学技術への関心を有する回答者層が、世論調査の関心を有する回答者層の構造と捨れるためである。震災直後、この捨れが緩和される。結果として、補正された科学技術関心度は震災直後から 11 年 6 月頃までは低下し、その後はやや上昇気配も見せつつ、長期的には回復傾向にある。これから、科学技術への関心が回答者の

一種の心の余裕の尺度とも考えられる。また、震災直前後のQQプロットは図表12となると同時に、 $E(y_0) = E(y_1)$ の仮説検定のP値とc統計量は図表13となる。11年5月、12年11月、13年1月、3月でうまく補正できていない可能性があるが、特に後者3つに関してはノーベル賞関連調査のため、web調査でも偏りが殊更酷かった可能性もある(c統計量も0.75未満)。



図表12 科学技術関心度補正のQQプロット(CBPS+ATT法, 11年2月(左)/4月(右), 10年1月, 11年7月及び12月世論調査とweb調査結果から作成)

	ウェルチのt検定:P値		ワイルコクソンの順位和検定:P値		c統計量
	CBPS前	CBPS後	CBPS前	CBPS後	
2011年4月	0.155	0.227	0.162	0.225	0.779
2011年5月	0.000	0.005	0.000	0.005	0.774
2011年6月	0.000	0.019	0.000	0.017	0.779
2011年7月	0.346	0.405	0.351	0.403	0.771
2011年8月	0.027	0.086	0.031	0.084	0.780
2011年9月	0.088	0.265	0.094	0.263	0.772
2011年10月	0.112	0.099	0.118	0.097	0.776
2011年11月	0.500	0.977	0.502	0.977	0.769
2011年12月	0.736	0.240	0.735	0.241	0.775
2012年1月	0.724	0.325	0.724	0.324	0.776
2012年2月	0.311	0.449	0.306	0.450	0.779
2012年3月	0.659	0.796	0.660	0.796	0.774
2012年11月	0.000	0.000	0.000	0.000	0.747
2013年1月	0.000	0.000	0.000	0.000	0.743
2013年3月	0.000	0.000	0.000	0.000	0.741
2014年2月	0.053	0.060	0.054	0.058	0.777
2014年10月	0.001	0.017	0.000	0.018	0.792
2015年3月	0.898	0.122	0.898	0.125	0.800
2015年6月	0.332	0.162	0.328	0.164	0.808

図表13  $E(y_0) = E(y_1)$ の仮説検定のP値とc統計量(CBPS+ATT法, 11年4月, 世論調査とweb調査結果から作成)

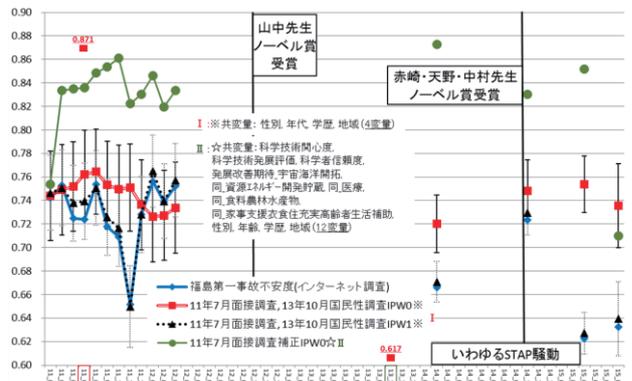
## (2) 福島第一事故不安度の補正(10年5月~15年6月)

Web調査の福島第一事故不安度の補正では、共変量不足のため、世論調査数2(N=2,589)、共変量数4のモデルIと、世論調査数1(N=1,010)、共変量数12のモデルIIが考えられる。図表14中で赤、緑色でそれぞれの補正值を記入した。直観的には緑より赤色が適切に思われる。モデルIでは

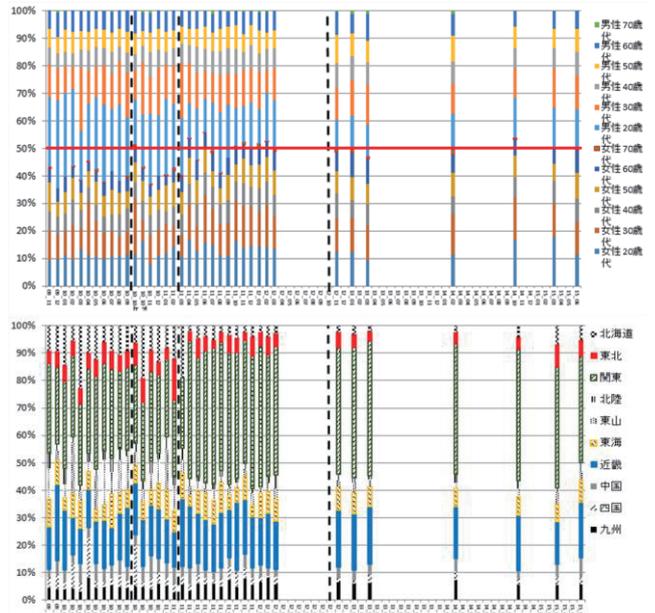
・全時点で  $0.74 < c$  統計量  $< 0.78$ 、12/16時点で  $E(y_0) = E(y_1)$  : ワイルコクソンの順位和検定 (1% 有意水準)

モデルIIでは  
 ・全時点で  $c$  統計量  $> 0.81$ 、全時点で  $E(y_0) \neq E(y_1)$   
 : ワイルコクソンの順位和検定 (1% 有意水準)

図表13から、c統計量(>0.8)というモデル妥当性の判断基準にはあまり有効でなさそうであることも鑑みると、モデルIIよりIを優先すべきと思われる。一方、傾向スコアマッチングの結果(weight)を活用すると、他の共変量の情報から補正值の挙動の背景を調べることもできる。一例として、科学技術関心度補正值の共変量から、震災前では科学技術関心度の補正(期待)値には男性の寄与が大きく、震災後は一時的にその傾向が逆転する。特に30代女性の寄与が大きくなっていったようだ。12年末頃からその傾向は元に戻りつつあるように見える。



図表14 福島第一事故不安度の補正(CBPS+ATT法, 11年4月~15年6月, 11年7月世論調査, 13年国民性調査とweb調査結果から作成)



図表15 科学技術関心度補正期待値の共変量構成(性別×年代別(上)と居住地域(下), 10年1月, 11年7月及び12月世論調査とweb調査結果から作成)

## 3. 傾向スコアの活用- 科学技術行政と信頼の因果関係

web調査本来のバイアスを承知の上、web調査データから科学技術行政と信頼に関する因果関係を調べる。14年2月, 15年3月, 6月で3時点PPデータ(パネルデータ)化し(N=2,286)、この中で因果関係を推定する。PPデータに対する2段階推定として周辺構造モデルによるCBPS-GEE法、GEE-GEE法(GEE<sup>2</sup>法)を使用する。即ち、二値のzに対し、CBPSやGEEから傾向スコアを推定(回答者属性等の共変量数76, ATT)した後、yへの効果をGEEで推定し、効果はオッズ比と信頼区間で表す。両モデルの共通傾向箇所を示す(図表16群)。図表16-1では「信頼の塊(ブロック)」因果が観察される。つまり概ね、何かを信頼する人は政府も信頼する。これは回答者属性的な性格/気質による固定効果的要因と推測される。SNS信頼者は主体、特に個人信頼を明確に軽視するものの、国等の行政機関への情報を信頼する構造が観察される。また、主体信頼に関して、個人信頼より機関信頼が重視される。なお、ラジオと司法機関への各事例への信頼が強いが、これは設問時点数(1時点)に起因する識別問題のため無視すべきである。



