統計数理（2012）
第 60 巻 第 1 号 219–234
［研究資料］

明治末期における小学生の理想人物調査
—キャリブレーション手法の比較—

土屋 隆裕[†]

（受付 2012 年 1 月 31 日；採択 3 月 6 日）

要　　旨

1908（明治 41）年の讀賣新聞紙上に小学生の理想人物調査の結果が連載された．調査は新聞社の募集に応じた学校で行われたもので，性別や年齢，地域は母集団と比べ偏っている．そこで当調査データを素材としてウェイトのキャリブレーションを行い，その結果を比較することで，キャリブレーションの適用にあたっての指針を得ることとした．まず，キャリブレーションに用いる補助変数は，キャリブレーションによる推定値の変化の大きさと不等加重効果の両方を考慮して選択することを提案した．次に，キャリブレーションに用いる距離関数の違いは，推定値にはほとんど影響しないことが示された．ウェイトに範囲制約を課す方法としては，トリミングを行う方法や切断型の距離関数を用いる方法よりも，ロジット関数を用いる方が好ましいことが明らかとなった．なお，ウェイトのキャリブレーションを行った結果，理想人物の上位 5 名は楠木正成，二宮尊徳，豊臣秀吉，中江藤樹，ナイチンゲールとなった．

キーワード： 応募法，ウェイトのキャリブレーション，不等加重効果．

1．本稿の目的

1.1　早年における理想人物

安岡正篤は『東洋倫理概論』(安岡, 1929)において「英雄哲人に対する私淑」という一章を設け，人間の一生のうち早年の倫理の根本要件である志尚を盛んにするため，古人に私淑することの必要性を説いている．どのような古人に私淑するかは，特に早年にあっては後生を教え導く身近な成年の価値観，さらには社会全体の価値観に大きく影響を受けよう．そのため早年における理想人物やその有無を調べることは，早年に限らずその時代の人々が一般に持つ規範意識や倫理観をうかがい知る一つの有効な手段となる．混迷する現代にあってその打開策を歴史の中に模索するとき，数世代前の時代における若者が理想としていた人物に改めて焦点をあて，彼我の差を明らかにすることは，個人や社会が今後進むべき道を考える上で，きわめて示唆に富むのではないだろうか．

本稿では，今からちょうど 100 年前の明治末期に実施された，小学生の理想人物調査を取り上げる．20 世紀に入ったばかりの明治末期では，現代的な確率抽出法に基づく標本調査は期待できない．確率抽出法は，昭和 9 年に Neyman (1934) が有意抽出法に対する優位を示して以来，発展してきたものだからである (木村, 2001)．本稿の調査データはいわゆる応募法で得られたものであり，標本としてどの程度の代表性を持つのか定かではない．そのため無意味な調査と

[†] 統計数理研究所：〒190–8562 東京都立川市緑町 10–3

して切り捨てることもできる．しかし統計的な意識調査自体が稀な時代であり，再調査は不可能であることを考え併せれば，むしろ限界を認めつつ，参考資料として記録に留めておくことは全くの無意味ではなかろう(応募法による調査あるいは SLOP (Self-selected Listener Opinion Poll)をどう考えるべきかは，例えば Horvitz et al., 1995 を参照のこと)．

確率抽出法の考え方が浸透した近年にあっても，回収率の低下などによって，得られたデータ自体をもはや確率抽出標本とは見做せないことが少なくない．未回収による偏りを補正する一つの手段として，例えば母集団情報を用いたウェイトのキャリブレーションなどは，国際的な調査では既に標準的な手法として組み込まれている(OECD, 2011)．キャリブレーションは他にも抽出枠の不完全さの補正や，固定サイズデザインではないときの推定量の分散縮小など多様な目的に利用される．一方でキャリブレーションとは様々な手法の総称であり，個々の手法の違いが結果にどう影響するのか分からないことも多い(Kott, 2006)．これはキャリブレーションがどのデータに対しても一律に，あるいは機械的に適用できるものではなく，状況に応じて各々適切な手法の選択が求められる性格のものだからである．そこで本稿では上記の調査データを素材としてキャリブレーションを適用し，各手法の性質や手法間の違いを見ていく．その結果は，各キャリブレーション手法の特性の理解に寄与しよう．

つまり本稿の目的は大きく二つある．第一は，限界があることは承知の上で，明治末期の小学生がどのような人物を理想としていたのか調査した結果を記録に留めておくことである．第二の目的は，ウェイトのキャリブレーション手法の違いによって結果数値にどのような違いが生じるのか，あるいは生じないのかを一つの実例をもって示し，各手法の特性の理解に資することである．

1.2 ウェイトのキャリブレーション

以下では，ウェイトのキャリブレーション手法を検討していくときの観点について説明を加えておく．キャリブレーションとは，補助変数に関する推定値が母集団値に一致するよう，各回答者個人に与えるウェイトを調整する手法の総称である．補助変数の歪みを補正することで，目的とする変数に関しても推定値の誤差あるいは偏りを縮小しようというのである．しかし仮に一部の個人にのみ極端に大きなウェイトを与えると，推定量の分散は拡大し，偏りは縮小しても平均二乗誤差の増大を招くおそれがある．つまり偏りと分散の双方を考慮した適度な調整加減が求められる．そこで本稿では以下の三つの観点から検討を行う．

- どの補助変数を用いればよいか
  キャリブレーションに用いる補助変数の候補は複数であることが多い．一般に，目的とする変数との相関が低い補助変数を用いると，推定量の偏りは減小せずに分散は増大してしまう(Lumley, 2010)．したがって分散に注意を払いつつ，偏りの軽減に効果のある適切な補助変数の組み合わせを選び出さなければならない．
- どの距離関数を用いればよいか
  キャリブレーションではウェイトの調整幅を小さく抑えるため，調整前後のウェイト間の距離関数を定め，それを最小とする．代表的な距離関数としては線形関数，乗法関数，ロジット関数の三つが知られている．各距離関数の特性を把握し，データに合った距離関数の選択が必要である．
- 範囲制約をどう課せばよいか
  一部のウェイト値が極端になることを防ぐために，ウェイトがとり得る値の範囲に制約を課すことがある．主な方法として，限界値を超えたウェイトを一律に限界値とするトリミング，範囲制約を課した切断型の距離関数を用いる方法，限界値が組み込まれたロジット関数を用いる方法の三つがある．各方法の違いを把握するとともに，限界値の定め方に指

針が必要である．

以下では，本稿で取り上げるデータを紹介した後，キャリブレーションについてさらに詳しく解説し，上記三つの観点からの検討を順に行う．

2. 方法

2.1 用いるデータ

本稿で取り上げる調査は，1908 (明治 41) 年 5 月 5 日 (火) から 7 月 2 日 (木) にかけて，讀賣新聞紙上に「未来の国民たる小学生は如何なる人を理想とするか」という題で掲載された記事である (読売新聞社メディア企画局データベース部, 1999)．讀賣新聞社では同年 4 月 21 日から 5 月 3 日の新聞紙上において，全国の高等尋常小学校長ならびに教員に対し，尋常小学校 5，6 年生および高等小学校 1，2 年生を対象に「理想の人物」あるいは「何某の様な人になりたい」ということを調査し，その結果を学級ごとにまとめた上で新聞社宛に送付するよう求めている．記事は，学校・学年・性ごとに，挙げられた人物名とその人物を挙げた児童数を掲載したものである．記事には他に，具体的な学校名と所在地，調査した学級の在籍数も掲載されている．

ここで当時の学校制度について簡単に補足しておく．1900 (明治 33) 年に改正・施行された小学校令では，6 歳で尋常小学校に入学し修業年限は 4 年であった．義務教育は尋常小学校までであり，その後には 10 歳で入学する高等小学校がある．1908 (明治 41) 年には再び小学校令が改正・施行され，義務教育である尋常小学校の修業年限は 6 年に延長される．高等小学校は尋常小学校の後に中学校や高等女学校などとともに並び，12 歳で入学することとなった．本稿で用いるデータが収集された 1908 年春は，改正された小学校令の施行直後の時期に当たる．そのため記事に掲載された高等小学校 1，2 年生とは，旧制度下の 10 歳，11 歳に相当するのか，改正後の 12 歳，13 歳に相当するのか定かではない．両者が混ざっているおそれもある．しかし 1908 年の改正後には，高等小学校 1 年と中学校 1 年は法令上は同年齢であるにもかかわらず，新聞社は中学校 1 年のデータは要求せず掲載もしていないこと，改正直後に新制度における高等小学校 2 年が出てくるとは考えにくいことから，本稿では高等小学校 1，2 年生はそれぞれ尋常小学校 5，6 年生と同年齢とみなすこととする．

掲載された学校は全部で 69 校になるが，中には男女をまとめた結果しか示されていなかったり，対象学年以外の学年の結果が示されていたりする学校もある．本稿では対象学年について性別の結果が分かる 54 校だけを用いる．この 54 校の回答者の人数は全部で 5,079 名であり，属性別の内訳は表 1 に示すとおりである．表中の母集団の数値は 1908 (明治 41) 年末時点での日本帝国人口静態統計による．1908 (明治 41) 年の就学率は男子 98.73%，女子 96.86% (国立教育研究所, 1974) と 100% に近いため，人口静態統計による数値を母集団サイズとみなして用いることとする．なお尋常小学校 5 年生あるいは高等小学校 1 年生は，1908 年末にはその多くが 11 歳となるため，小学校 5 年生は 11 歳，小学校 6 年生は 12 歳として扱う．母集団と比べ，回答者には男子や 11 歳が多く，中国・四国，九州が少ない．

2.2 キャリブレーション手法

一般にウェイトのキャリブレーションとは，標本 s の抽出方法を反映した，第 i 児童の抽出ウェイト w_i に対し，ある g ウェイト g_i を乗じて新たなウェイト $w_i g_i$ を求めることである．ただし g ウェイト g_i は，新たなウェイト $w_i g_i$ を用いたとき，補助変数ベクトル $\boldsymbol{x}$ に関する母集団総計の推定値のベクトル $\hat{\boldsymbol{\tau}}_{x,\mathrm{C}}$ が母集団 U における真の値のベクトル $\boldsymbol{\tau}_x$ に一致するよう定める (Deville and Särndal, 1992; Deville et al., 1993)．

$$\hat{\boldsymbol{\tau}}_{x,\mathrm{C}} = \sum_{i \in s} w_i g_i \boldsymbol{x}_i = \sum_{i \in U} \boldsymbol{x}_i = \boldsymbol{\tau}_x \tag{2.1}$$

表 1.　各属性サイズ.

	母集団	回答者	乗法関数 ($U=4.5$)
全体	2,031,530 (*100.0*)	5,079 (*100.0*)	(*100.0*)
性別			
男子	1,026,345 (*50.5*)	3,379 (*66.5*)	(*52.0*)
女子	1,005,185 (*49.5*)	1,700 (*33.5*)	(*48.0*)
年齢			
11 歳	1,037,462 (*51.1*)	2,802 (*55.2*)	(*51.4*)
12 歳	994,068 (*48.9*)	2,277 (*44.8*)	(*48.6*)
地方			
北海道・東北	287,319 (*14.1*)	834 (*16.4*)	(*14.5*)
関東	347,442 (*17.1*)	1,356 (*26.7*)	(*17.7*)
中部	415,671 (*20.5*)	989 (*19.5*)	(*20.9*)
近畿	308,288 (*15.2*)	1,272 (*25.0*)	(*15.7*)
中国・四国	347,883 (*17.1*)	421 (*8.3*)	(*17.3*)
九州	324,927 (*16.0*)	207 (*4.1*)	(*13.9*)

この (2.1) 式をキャリブレーション方程式という．ウェイトのキャリブレーションを行わないとき，ある属性群 d における第 j 人物の割合の推定量は $\hat{p}_{j,d}=\sum_{i\in s}w_i\delta_{di}y_{ij}/\sum_{i\in s}w_i\delta_{di}$ である．y_{ij} は第 i 児童が第 j 人物を挙げたか否かの指示変数であり，δ_{di} は第 i 児童がある属性 d を持つか否かの指示変数である．これに対し，ウェイトのキャリブレーションを行ったときの推定量は次式となる．

$$\hat{p}_{j,d,\mathrm{C}}=\sum_{i\in s}w_ig_i\delta_{di}y_{ij}\Bigg/\sum_{i\in s}w_ig_i\delta_{di} \tag{2.2}$$

(2.1) 式を満たす g_i は何通りも存在するので，なるべく 1 に近い g_i を採用する．具体的には g_i に関する距離関数 $G(g_i)$ を定め，キャリブレーション方程式を満たすという制約条件の下で加重距離 $\sum_s w_iG(g_i)$ を最小とする g_i を求める．距離関数としては線形関数，乗法関数，ロジット関数の三つがよく知られている．なお補助変数ベクトル $\boldsymbol{x}_i$ が，性別など一つのカテゴリカルな変数のダミー変数ベクトルであるときには，どの距離関数を用いても同じ g_i が得られ，(2.2) 式は事後層化推定量となる．

線形関数

$$\sum_{i\in s}w_iG(g_i)=\sum_{i\in s}w_i\frac{(g_i-1)^2}{2} \tag{2.3}$$

このとき g ウェイトは次式となる．

$$g_i=1+(\boldsymbol{\tau}_x-\hat{\boldsymbol{\tau}}_x)'\left(\sum_{i\in s}w_i\boldsymbol{x}_i\boldsymbol{x}_i'\right)^{-1}\boldsymbol{x}_i \tag{2.4}$$

(2.4) 式の g_i は，データによっては負の値となることが知られている．

乗法関数

$$\sum_{i\in s}w_iG(g_i)=\sum_{i\in s}w_i\{g_i\log(g_i)-g_i+1\} \tag{2.5}$$

$$g_i = \exp(\boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta}) \tag{2.6}$$

ただし $\boldsymbol{\beta}$ は(2.1)式を満たすよう求める．(2.6)式の g_i は負となることはないが，極端に大きな値となるおそれがある．

ロジット関数

$$\sum_{i \in s} w_i G(g_i) = \sum_{i \in s} w_i \left[\frac{1}{A} \left\{ (g_i - L) \log \frac{g_i - L}{1 - L} + (U - g_i) \log \frac{U - g_i}{U - 1} \right\} \right] \tag{2.7}$$

$$g_i = \frac{L(U-1) + U(1-L)\exp(A\boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{(U-1) + (1-L)\exp(A\boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta})} \tag{2.8}$$

ただし $A = (U-L)/\{(U-1)(1-L)\}$ であり，g_i の下限 L と上限 U は $L < 1 < U$ を満たすようあらかじめ定めておく．$L = 0$，$U \to \infty$ とすればロジット関数は乗法関数に一致するので(Folsom, 1991; Folsom and Singh, 2000)，ロジット関数は g_i に範囲制約を課した乗法関数とみなせる．

線形関数や乗法関数では，g_i が負となったり，極端な値となったりすることを避けるため，g_i がとり得る値の範囲に制限を課すことがある．その一つの方法は，得られた g_i をあらかじめ定めた下限 L と上限 U を用いて $g_i^* = c_i g_i$ とトリミングし，トリミング後の g_i^* を最終的な g_i として用いることである(Kalton and Flores-Cervantes, 2003)．

$$c_i = \begin{cases} L/g_i & g_i < L \text{ のとき} \\ a & L \le g_i \le U \text{ のとき} \\ U/g_i & g_i > U \text{ のとき} \end{cases} \tag{2.9}$$

(2.9)式の a は，トリミング後のウェイト合計が再び $\sum_{i \in s} w_i g_i^* = N$ を満たすようにするための調整係数である．なおトリミング後の g_i は，(2.1)式のキャリブレーション方程式を満たさない．もう一つの方法は，以下の切断型の距離関数を用いる方法である(Deville et al., 1993)．

$$G(g_i) = \begin{cases} \frac{(g_i - 1)^2}{2} \text{ あるいは } \{g_i \log(g_i) - g_i + 1\} & L \le g_i \le U \text{ のとき} \\ \infty & \text{上記以外のとき} \end{cases} \tag{2.10}$$

切断型の距離関数で求められた g_i はキャリブレーション方程式を満たす．

抽出ウェイト w_i は, 非復元抽出法では包含確率 π_i の逆数 $w_i = 1/\pi_i$ である(土屋, 2009)．しかし本稿のデータは非確率抽出されたために包含確率 π_i が分からず, 抽出ウェイト w_i を定めようがない．したがって議論を先へ進めるには何らかの仮定が必要である．児童によって異なる抽出ウェイトとする積極的な理由がないため, 本稿ではどの児童も等しく $w_i = 2{,}031{,}530/5{,}079 = 400$ とする．このように w_i を定めるのは，あくまでもキャリブレーション手法を適用する素材として本データを利用しようとするからであり，応募法で得られたデータであっても等しい w_i を与えた上でキャリブレーションを行えば，母集団に関する推定ができるということを主張するものではない．

学校を PSU とする確率抽出標本であれば，全児童の抽出ウェイトが等しくなるのは学校を等確率で抽出する集落抽出法の場合，あるいは学校を学級数で確率比例抽出し，各学校で 1 学級を等確率で抽出する二段確率比例集落抽出法の場合である．ただし $w_i = 400$ とは限らない．学校の抽出率が非常に小さければ，いずれの場合も $\hat{p}_{j,d,\mathrm{C}}$ の分散の推定量は，K を標本学校数とし s_k を第 k 学校の標本としたとき以下で近似できる(Deville and Särndal, 1992; Demnati and Rao, 2004).

$$(2.11) \qquad \hat{V}(\hat{p}_{j,d,\mathrm{C}}) \approx \frac{K}{(K-1)(\sum_{i\in s} w_i g_i \delta_{di})^2} \sum_{k=1}^{K} \left(\sum_{i\in s_k} w_i g_i e_i - \frac{1}{K} \sum_{i\in s} w_i g_i e_i \right)^2$$

e_i は，キャリブレーションを行わないときは $e_i = \delta_{di} y_{ij}$ であり，キャリブレーションを行うときには $\delta_{di}(y_{ij} - \hat{p}_{j,d,\mathrm{C}})$ を $\boldsymbol{x}_i$ に加重線形回帰したときの残差である.

$$(2.12) \qquad e_i = \delta_{di}(y_{ij} - \hat{p}_{j,d,\mathrm{C}}) - \boldsymbol{x}_i' \left(\sum_{i\in s} w_i \boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i' \right)^{-1} \left\{ \sum_{i\in s} w_i \boldsymbol{x}_i \delta_{di}(y_{ij} - \hat{p}_{j,d,\mathrm{C}}) \right\}$$

繰り返しになるが本稿のデータは非確率抽出によるものであり，(2.11)式による分散の評価が適切であるという根拠はない．しかし学校を PSU とする確率抽出法でデータが得られたものと仮定し，分析を行ってみることは，キャリブレーション手法の性質を吟味する上では有用な作業であろう.

3. 結果

3.1 各人物の回答割合

表 2 は，回答者数が多い上位 20 名の人物と，その属性ごとの割合を示したものである．なお同一人物が異なる呼称で掲載されていた場合には名寄せを行った．例えば大楠公は楠木正成とし，近江聖人は中江藤樹とした．また担任の教師名は全て教師とし，友人名は同様に全て友人とした．最も多かった回答は楠木正成の 599 人であり，これは全体 5,079 人の 11.8%に当たる．二番目以降は順に二宮尊徳(10.5%)，豊臣秀吉(9.7%)，中江藤樹(7.7%)と続く．表 2 のうち，今では馴染みが薄いと思われる人物については説明を加えておく．10 番目の瓜生岩子は明

表 2. 上位 20 名の属性別割合 (%).

	全 体	男子	女子	11 歳	12 歳	北海道・東北	関東	中部	近畿	中国・四国	九州
楠木正成	599 (*11.8*)	*15.0*	*5.5*	*11.3*	*12.4*	*10.2*	*10.4*	*11.2*	*12.7*	*19.7*	*8.2*
二宮尊徳	533 (*10.5*)	*11.2*	*9.2*	*11.0*	*9.9*	*15.1*	*9.8*	*9.8*	*9.7*	*10.5*	*4.8*
豊臣秀吉	492 (*9.7*)	*10.2*	*8.7*	*14.7*	*3.5*	*7.4*	*6.7*	*11.6*	*13.7*	*5.7*	*12.6*
中江藤樹	391 (*7.7*)	*8.8*	*5.5*	*2.3*	*14.3*	*7.2*	*7.4*	*11.2*	*8.3*	*2.9*	*1.4*
東郷平八郎	222 (*4.4*)	*6.2*	*0.8*	*4.7*	*3.9*	*5.5*	*4.6*	*3.6*	*3.9*	*5.9*	*1.4*
ナイチンゲール	204 (*4.0*)	*0.8*	*10.4*	*2.1*	*6.4*	*3.6*	*5.2*	*3.8*	*4.2*	*1.7*	*2.9*
紫式部	135 (*2.7*)	*0.2*	*7.6*	*1.5*	*4.0*	*1.9*	*3.5*	*2.2*	*3.2*	*1.0*	*1.9*
大山巌	122 (*2.4*)	*3.5*	*0.2*	*2.4*	*2.5*	*2.5*	*2.4*	*1.6*	*3.1*	*1.4*	*3.4*
リンカーン	96 (*1.9*)	*1.8*	*2.1*	*2.6*	*1.1*	*5.0*	*1.7*	*1.8*	*0.6*	*1.0*	*1.0*
瓜生岩子	94 (*1.9*)	*0.0*	*5.5*	*1.4*	*2.4*	*1.7*	*2.6*	*2.8*	*1.2*	*0.5*	*0.0*
広瀬武夫	80 (*1.6*)	*2.4*	*0.0*	*1.9*	*1.2*	*1.2*	*1.3*	*0.8*	*2.9*	*1.0*	*1.9*
ワシントン	79 (*1.6*)	*1.9*	*0.9*	*1.5*	*1.6*	*2.8*	*2.1*	*1.0*	*0.5*	*1.4*	*2.9*
おふさ	73 (*1.4*)	*0.1*	*4.1*	*2.6*	*0.0*	*0.2*	*0.9*	*1.5*	*1.7*	*4.3*	*2.4*
楠木正行	73 (*1.4*)	*1.7*	*0.9*	*1.7*	*1.1*	*0.5*	*0.8*	*1.3*	*1.7*	*4.5*	*1.9*
教師	71 (*1.4*)	*0.9*	*2.4*	*1.8*	*0.9*	*1.1*	*1.5*	*1.5*	*1.7*	*0.7*	*1.0*
税所敦子	58 (*1.1*)	*0.0*	*3.4*	*0.4*	*2.0*	*0.5*	*1.6*	*0.8*	*1.3*	*1.4*	*0.5*
加藤清正	54 (*1.1*)	*1.6*	*0.0*	*0.5*	*1.8*	*0.4*	*1.0*	*2.6*	*0.7*	*0.5*	*0.0*
友人	53 (*1.0*)	*0.7*	*1.8*	*1.5*	*0.5*	*1.3*	*1.0*	*0.8*	*1.2*	*1.2*	*0.5*
フランクリン	49 (*1.0*)	*1.1*	*0.8*	*0.3*	*1.8*	*0.2*	*1.4*	*1.8*	*0.5*	*0.5*	*1.0*
北白川宮能久親王	47 (*0.9*)	*0.9*	*0.9*	*1.6*	*0.1*	*0.6*	*1.5*	*1.0*	*0.9*	*0.0*	*0.5*

治時代に社会福祉の基礎を築き，日本のナイチンゲールとも言われたが，1897（明治 30）年に没した．13 番目のおふさは，小学 4 年用の第 1 期国定修身教科書で「孝行」という題目で紹介された人物である．16 番目の税所敦子は歌人で，明治時代の紫式部とも言われる．北白川宮能久親王は小学 5 年用の第 1 期国定修身教科書で紹介されている．日清戦争後に割譲された台湾に近衛師団長として出征したが，当地で殉職した．

属性別に見ると，男子では楠木正成が 15.0% で最多であるが，女子ではナイチンゲールが 10.4% と最も多く，紫式部も 7.6% と多い．また 11 歳では豊臣秀吉が 14.7% と最も多く，12 歳では 14.3% の中江藤樹が最多である．

3.2　どの補助変数を用いればよいか

次にウェイトのキャリブレーションを行った結果を見ていく．本稿では全ての推定値および標準誤差は，値を 100 倍したパーセントを単位とする．まず補助変数の違いが結果に与える影響である．利用可能な補助変数の候補は，表 1 に示す性別・年齢・地方の三つとその組み合わせに限られる．仮に未回収による偏りの補正を目的としてウェイト調整を行うのであれば，補助変数として属性だけを用いるのではなく，調査に対する回答者の態度なども利用することが必要である（土屋, 2006, 2010）．しかし本データでは表 1 以外の情報は得られないこと，各手法の特徴把握のための比較が主な目的であることから上記の変数だけを用いる．

図 1 は，横軸に示す変数を補助変数として線形関数を用いたときの，表 2 の上位 10 名の推定値である．補助変数の×は二つあるいは三つの補助変数のクロスを一つの変数としたことを表す．どの補助変数の組み合わせを用いても上位 4 名の順位は変わらない．また使用する補助変数によって同一人物でも推定値は変わるが，その違いはたかだか 2 ポイント程度である．後に示すように 1 ポイントを超える標準誤差の大きさに鑑みれば，補助変数によって推定値はあまり変わらないと言えるかもしれない．しかし例えば楠木正成と二宮尊徳を比べると，“年齢×地域” では両者の差が 3 ポイントを超えて楠木正成が単独 1 位という印象を受けるが，“性” や “年齢＋性”，“年齢×性” では両者は並び，支持を分けている印象を受ける．またウェイト

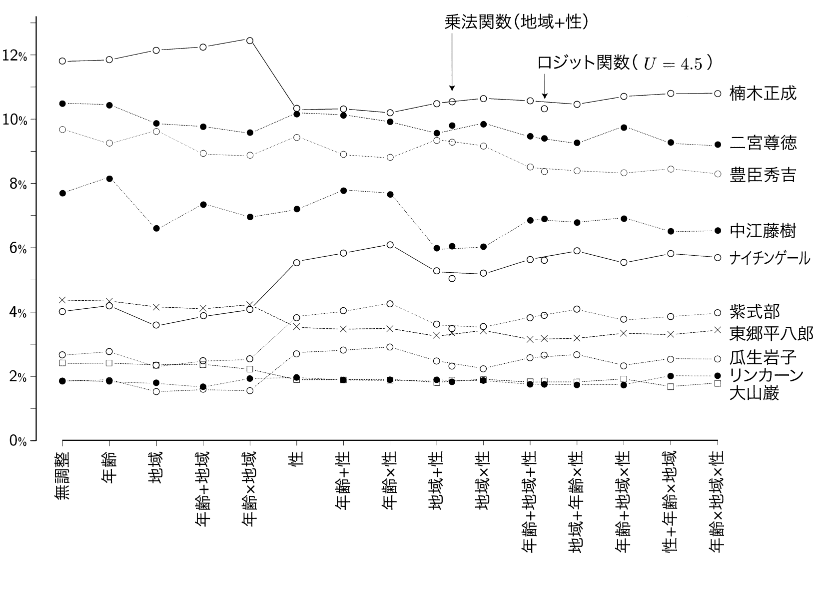

図 1．線形関数を用いたキャリブレーション推定値．

表 3. ロジスティック回帰分析の結果.

	χ^2 値			R^2
	性	年齢	地域	(Cox & Snell)
楠木正成	110.2***	0.3	34.7***	.028
二宮尊徳	4.8*	2.0	28.1***	.007
豊臣秀吉	2.9	205.7***	47.7***	.049
中江藤樹	18.8***	261.5***	44.8***	.062
東郷平八郎	103.3***	4.1*	13.0*	.023
ナイチンゲール	261.0***	84.1***	6.7	.067
紫式部	244.6***	44.4***	8.8	.057
大山巌	70.9***	0.0	8.6	.016
リンカーン	0.7	16.1***	56.6***	.014
瓜生岩子	196.7***	12.9***	22.2***	.045
広瀬武夫	65.8**	5.9*	19.0**	.018
ワシントン	6.9**	0.0	24.4***	.006
おふさ	132.5***	68.6***	25.6***	.044
楠木正行	4.8*	3.9*	29.7***	.008
教師	17.8***	5.8*	3.4	.005
税所敦子	128.3***	37.7***	7.6	.034
加藤清正	44.3***	19.1***	28.1***	.018
友人	12.0***	10.1**	2.5	.005
フランクリン	1.1	27.8***	17.5**	.009
北白川宮能久親王	0.0	35.2***	16.9**	.010

が無調整だと東郷平八郎とナイチンゲールの差はほとんどないが，補助変数に“性”が含まれると，ナイチンゲールは東郷平八郎を 2 ポイント以上引き離して 5 位に浮上する．つまり用いる補助変数によって結果の解釈は異なる．そのため適切な補助変数の選択が必要である．

キャリブレーションに用いる変数は，目的とする変数と強い関連を持つ必要がある．目的とする変数との関連がない補助変数を用いても，標準誤差を拡大させるおそれがあるだけだからである (Lumley, 2010)．したがって補助変数の選択を行うには，目的とする変数との関連と標準誤差という少なくとも二つの観点から検討する必要がある．そこでまず，各人物を基準変数とし，性，年齢，地域の三つを説明変数としたロジスティック回帰分析を行った結果を表 3 に示す．人物によって有意な補助変数に違いはあるものの，三つの補助変数のいずれも多くの人物で有意である．ロジスティック回帰分析の結果を利用すれば，三つ全ての補助変数を用いることになろう．図 1 によると，三つ全ての補助変数を利用すれば，その組み合わせ方法が異なってもキャリブレーション推定値に大きな違いは生じない．

次に図 2 は，図 1 のうち主な 5 名の標準誤差である．標準誤差を小さくする補助変数の組み合わせは人物によって異なる．例えば楠木正成は“性＋年齢×地域”の標準誤差が最小であるが，二宮尊徳は“年齢×性”が最小であり，豊臣秀吉は“年齢×地域×性”が最小である．ナイチンゲールは“地域”が最小であり，“性”が含まれると標準誤差は大きくなりがちである．各人物の標準誤差を見ても，適切な補助変数の選択は難しい．

そこで本稿では，目的とする変数との関連と標準誤差の二つの観点を同時に考慮するため，以下の方法を用いる．まず，目的とする変数と補助変数との関連の強さに関しては，表 2 の 20 名のキャリブレーション前の推定値 $\hat{p}_j$ とキャリブレーション推定値 $\hat{p}_{j,\mathrm{C}}$ との差の大きさで測る．

$$\text{差} = 100 \times \sum_{j=1}^{20} |\hat{p}_{j,\mathrm{C}} - \hat{p}_j| \tag{3.1}$$

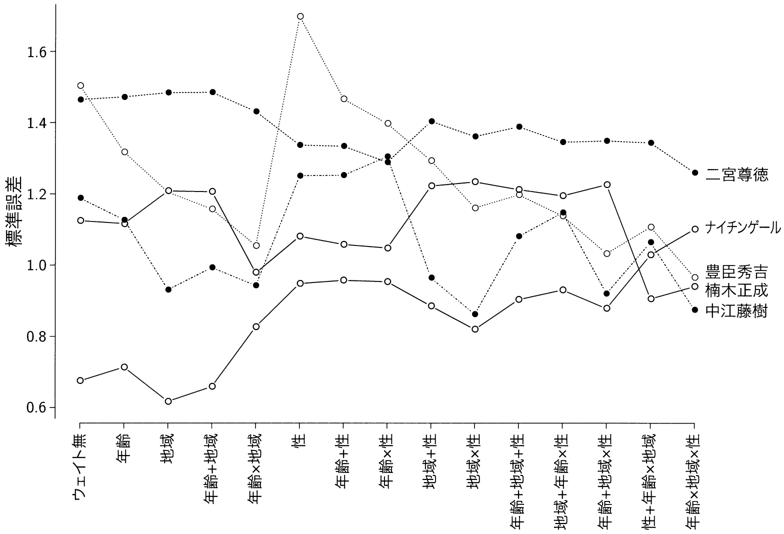

図 2.　キャリブレーション推定値の標準誤差 (線形関数).

関連が弱い補助変数を用いても，$\hat{p}_{j,\mathrm{C}}$ は $\hat{p}_j$ とは大きく変わらないし，関連が強い補助変数を用いても $\hat{p}_{j,\mathrm{C}}$ が $\hat{p}_j$ と変わらないのであれば，そもそもキャリブレーションを行う必要がないからである．

次に標準誤差に関連した指標としては不等加重効果 (Kish, 1965) を用いて，その値が小さいほど好ましいものと判断する．

$$\text{(3.2)} \qquad \text{不等加重効果} = n\frac{\sum_{i\in s}(w_i g_i)^2}{\left(\sum_{i\in s} w_i g_i\right)^2} = 1 + \frac{n-1}{n}CV(w_i g_i)^2 \approx 1 + CV(w_i g_i)^2$$

全てのキャリブレーションウェイト $w_i g_i$ が等しいと，その変動係数は $CV(w_i g_i) = 0$ となり，不等加重効果は最小値 1 となる．対して一部の個体にのみ極端な g_i あるいは $w_i g_i$ が与えられるほど不等加重効果の値は大きくなる．ウェイトのバラツキの大きさを表す指標としては他に R 指標 (Schouten et al., 2009) やウェイトの分散を用いる方法 (Särndal and Lundström, 2005) もある．R 指標は回答確率の逆数をウェイトとしたときの指標であるため，キャリブレーションウェイトにはそぐわない．またウェイトの分散も，変動係数と意図するところは同じであるが，不等加重効果はウェイトがばらつくことで推定量の分散が何倍になるかを表した値と解釈できるため (Kish, 1992)，指標としてより適当であろう．Witt (2009) は，距離関数を最小とする代わりに，不等加重効果を最小とすることで g_i を求めるキャリブレーション手法を提案している．

図 3 は，横軸を (3.1) 式による推定値の変化の大きさとし，縦軸を不等加重効果として補助変数の組み合わせを示したものである．補助変数に “性” が含まれると推定値は大きく動く．また，一般に同時に用いる補助変数の数が増えると不等加重効果は大きくなる．ただし “性”, “年齢＋性”, “年齢×性” についてはキャリブレーション推定値は大きく動くものの，不等加重効果は小さい．したがってこの三通りの組み合わせのいずれかを用いるのが望ましい．表 3 に示すように “地域” も多くの人物と関係しているが，“性” に “地域” を加えて用いても推定値はあまり変わらず，不等加重効果を大きくしてしまうだけである．図 2 によれば “性” だ

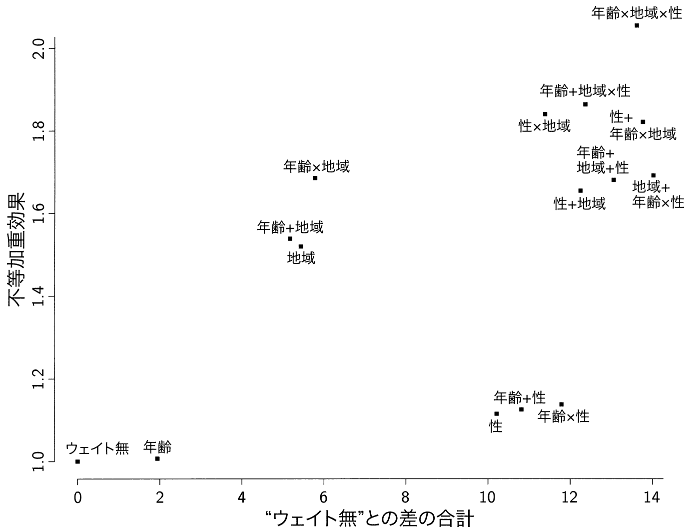

図 3.　各キャリブレーションウェイト（線形関数）の不等加重効果.

けのときの豊臣秀吉の標準誤差は他の補助変数の組み合わせよりも大きく，図 1 によれば“年齢＋性”と“年齢×性”の間で推定値に大きな違いは見られないことから，ひとまず線形関数では“年齢×性”を用いることとする.

3.3　どの距離関数を用いればよいか

次に距離関数の違いが推定値に与える影響を見てみる．まず (3.1) 式に倣い，線形関数による推定値と乗法関数による推定値との差の絶対値を求めたところ，差が最も大きい補助変数の組み合わせは“地域＋性”であった．図 1 にはそのときの乗法関数による推定値を示す．線形関数による推定値と比べ，乗法関数では二宮尊徳と豊臣秀吉の間の差が若干広がり，紫式部と東郷平八郎の差が縮まるなど，線形関数と乗法関数では結果は全く同じではないが，実質的に同じとみなしてよいであろう．さらに図 4 の左図は，“地域＋性”を用いたときの表 2 に示す 20 名の推定値の標準誤差を，線形関数と乗法関数の間で比較したものである．標準誤差についても両者の間に大きな違いはない．前節では，ひとまず線形関数で“年齢×性”を用いることとした．どの補助変数の組み合わせを用いても線形関数と乗法関数の間で推定値にほとんど差が認められず，また“年齢×性”という一つの変数だけを用いるのであればどの距離関数も同じ事後層化推定量となることから，最終的に“年齢×性”を用いることとしてよいであろう.

ところで，推定値や標準誤差はほとんど同じであっても，g_i の値は距離関数の間で大きく異なることがある．図 4 の右図は，補助変数を“地域＋性”としたときの g_i を，線形関数と乗法関数の間で比較したものである．複数の回答者が同じ g_i の値を持つため，図中の円の面積は回答者数に比例させてある．線形関数では $g_i = 4.51$ が最大であるが，乗法関数の最大値は $g_i = 6.44$ となってさらに大きい．そのため属性別の推定などで該当する標本サイズが小さくなると，線形関数と乗法関数とでは推定値が異なるおそれがある.

そこで図 5 は，線形関数と乗法関数の間の属性別推定値の差を主な 5 名について示したものである．補助変数としてはいずれも“地域＋性”を用いている．性や年齢別の推定値では差はほとんど見られないが，地域別の推定値では最大 1.5 ポイント程度の差がみられる．例えば関

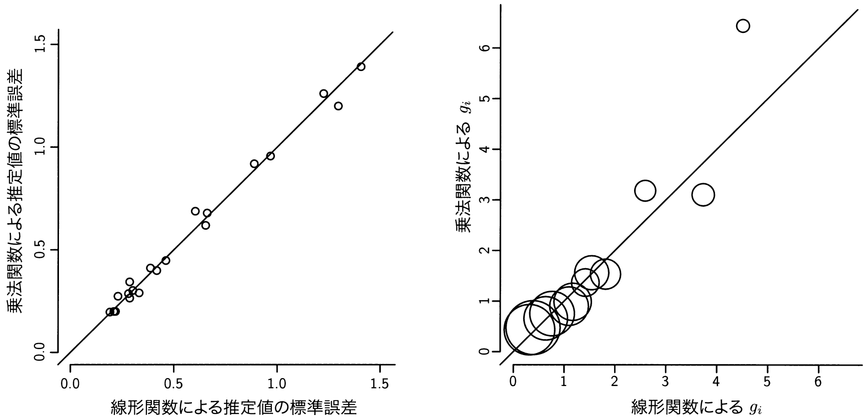

図 4.　線形関数と乗法関数による推定値の標準誤差と g_i (地域＋性).

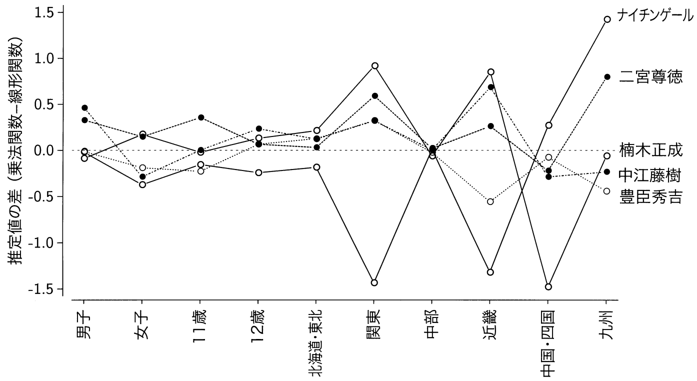

図 5.　属性別キャリブレーション推定値の差 (線形関数と乗法関数).

東のナイチンゲールは線形関数では 9.3% であるが，乗法関数では 7.9% である．地域についてはキャリブレーションを行い，関東の回答者数 1,356 人は全回答者数 5,079 人の 1/4 を占めてはいても，このような差が生じることには留意しておく必要があろう．なお，“地域＋性” を用いたときの線形関数の不等加重効果は 1.654，乗法関数は 1.728 であるので，仮に “地域＋性” を用いるのであれば，不等加重効果の小さなものを選ぶという方針に従い，線形関数を選ぶことになる．

3.4　範囲制約をどう課せばよいか

図 4 の右図に示すように，乗法関数では一部の g_i のみが大きな値となり，不等加重効果も大きくなりやすい．また図 1 の線形関数によるキャリブレーション結果では負の g_i が得られることはなかったが，仮に g_i が負となったときには g_i の下限に制約を課す，あるいは他の距離関数を用いることが必要である．g_i の範囲に制約を課す方法として，この節では乗法関数によるウェイトをトリミングする方法，切断型の乗法関数を用いる方法，ロジット関数を用いる方法の三つを比較する．線形関数を比較の対象としないのは，負の g_i が得られなかったため

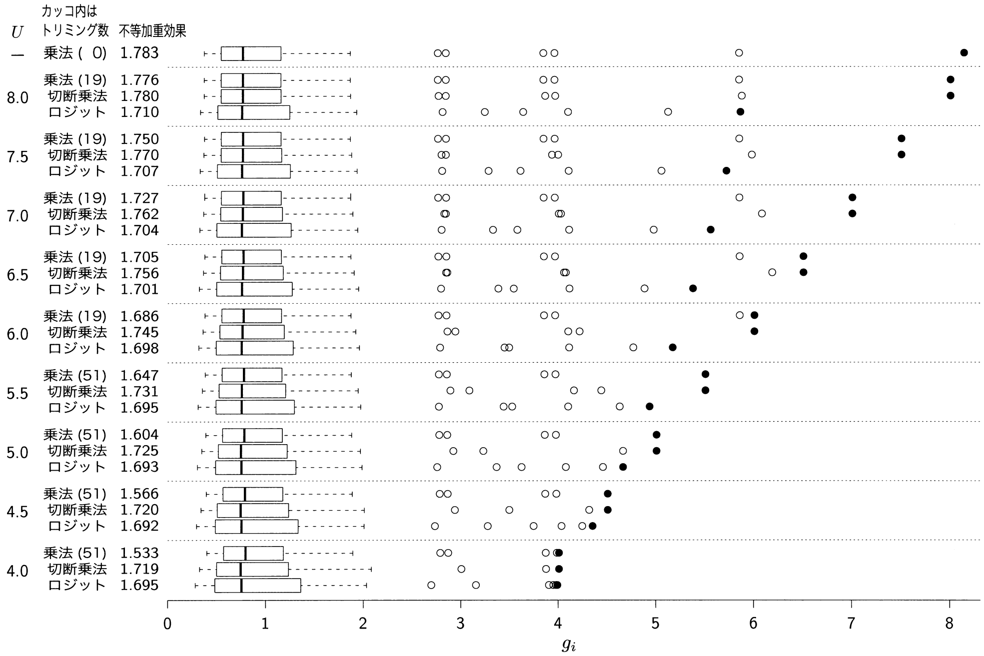

図 6. 各 U に応じた g_i の箱ヒゲ図.

である.

以下で用いる補助変数は“年齢＋地域＋性”とする．これは三つの補助変数を用いると不等加重効果が大きくなり，制約を課した効果が見やすいからである．乗法関数による不等加重効果は 1.783 であり，最大の g_i は $g_i = 8.138$ であった．そこで下限は $L = 0$ とし，上限 U を 8.0 から 4.0 まで 0.5 ずつ小さくしながら，上記三つの方法で g_i を求めた．図 6 には g_i の箱ヒゲ図を，最大値を黒丸として示す．

まずトリミングを行う乗法関数と切断型の乗法関数を比較すると，どちらも g_i の最大値は U であるが，不等加重効果はトリミングを行う方が小さい．その理由は，制約のない乗法関数では g_i の最大値が $g_i = 8.138$ となることで，他の g_i の調整幅は小さくともキャリブレーション方程式が満たされるのに対し，切断型の乗法関数では最大値が制限されるため，より多くの g_i の調整幅を大きくしなければキャリブレーション方程式が満たされないことにある．実際，箱ヒゲ図の箱の大きさはトリミングを行う方が切断型よりも小さい．次に両乗法関数とロジット関数を比較すると，ロジット関数では g_i の最大値は必ずしも上限 U とはならない．そのため特に上限 U が大きいときには，ロジット関数の方が不等加重効果は小さい．そして例えばトリミングを行う乗法関数では，上限 U を小さくすると不等加重効果は 1.776 ($U = 8.0$) から 1.533 ($U = 4.0$) へと 0.243 小さくなるが，ロジット関数では 1.710 ($U = 8.0$) から 1.692 ($U = 4.5$) へと 0.018 しか小さくならない．

不等加重効果は小さい方がよいという方針に従えば，上限 U は小さくするのがよい．トリミングを行う乗法関数では U をどこまでも小さくできるが，切断型の乗法関数やロジット関数では U を小さくし過ぎると，キャリブレーション方程式を満たす解が求まらなくなる．実際，$U = 3.5$ では解が求まらなかった．そこで，解が求まる範囲で U を定めればよいであろう．

なお，ロジット関数では $U=4.5$ の方が $U=4.0$ よりも不等加重効果は小さい．そこで以下では $U=4.5$ とする．ロジット関数で U を小さくしていくと不等加重効果が再び上昇に転じる現象は，解が求まらなくなる直前でたびたび観察される．

$U=4.5$ のときの不等加重効果はトリミングした乗法関数が最も小さく，次にロジット関数が小さい．不等加重効果だけを比べれば，トリミングがよいことになる．一方でトリミングを行うと，(2.1) 式のキャリブレーション方程式は成り立たない．トリミングした g_i による各属性サイズの割合の推定値を表 1 に示すが，例えば女子の推定値は 48.0% であり，真の 49.5% に届いていない．そのためトリミングではキャリブレーションの効果が十分に期待できない．ウェイト無との差を (3.1) 式で見ると，切断型の乗法関数の 13.32 やロジット関数の 13.48 と比べ，トリミングを行う乗法関数は 11.67 と小さい．また各人物の推定値は，例えばナイチンゲールはトリミングを行うと 5.2% であり，切断型の 5.4% やロジット関数の 5.6% よりも小さい．そのため総合的に判断すれば，範囲制約を課す三つの方法の中ではロジット関数が最も望ましいと言える．

$U=4.5$ としたロジット関数による各人物の推定値を図 1 に示した．上位 3 名の推定値が，線形関数による推定値よりも若干小さくなるが，ほとんど同じと見てよいであろう．

4. まとめと考察

4.1 理想とする人物は誰か

本稿の分析によれば，“年齢×性” によるキャリブレーションの結果，明治末期の 1908 (明治 43) 年における小学 5，6 年生が理想とする上位 5 位の人物は楠木正成 (10.2%)，二宮尊徳 (9.9%)，豊臣秀吉 (8.8%)，中江藤樹 (7.7%)，ナイチンゲール (6.1%) となった．用いたデータは応募法で得られたものであり，結果の精度を統計的には評価できない．歴史的な事実にその裏付けを求めていこう．まず，上位 5 位の人物はいずれも当時用いられていた第 1 期国定修身教科書で紹介されており，修身が大きく影響したと考えれば全く不自然ではない．楠木正成を祀る湊川神社は明治天皇の命によって 1872 (明治 5) 年に創建され，1898 (明治 33) 年には皇居外苑の楠木正成の銅像が献納されている．その背景には国威発揚を狙った明治政府の思惑などもあろうが，世論の支持と無関係ではあり得ない出来事であり，楠木正成が上位を占めることは十分に納得がいく．調査が行われたのと同じ 1908 (明治 41) 年には，内村鑑三が Representative Men of Japan (Uchimura, 1908) の中で代表的日本人として西郷隆盛・上杉鷹山・二宮尊徳・中江藤樹・日蓮上人の 5 名を紹介しており，上位 5 位のうちの 2 名が含まれる．豊臣秀吉と中江藤樹は学年 (年齢) によって支持割合が大きく異なったが，その理由は修身の教科書にあると考えられる．豊臣秀吉は小学 5 年 (高等科 1 年) のはじめの方ではじめて紹介され，中江藤樹は小学 6 年 (高等科 2 年) のはじめの方ではじめて紹介されているからである．ちなみに楠木正成は小学 4 年，二宮尊徳は小学 3 年で紹介されている．さらに唐澤 (1967) は，1904 (明治 37) 年から 1941 (昭和 16) 年まで 5 期の国定修身教科書に登場頻数が最も多い女性として，ナイチンゲール (7 課) を挙げており，女子からの強い支持を得たものと考えられる．

明治末期の小学生に理想とされた人物への支持がその後どうなったか，一つの調査結果を見ておこう．調査から 55 年が経過した 1963 (昭和 38) 年には第 3 次日本人の国民性調査が行われた (国民性調査委員会, 1964)．調査では 22 名の人物を挙げ，それぞれについて「この人物のことはよく知らない」「非常にりっぱな人物だと思う」「まありっぱな人物だと思う」「それ程りっぱな人物とは思わない」「りっぱな人物とは，とても思えない」の 5 つの選択肢の中から 1 つを選んでもらっている．二宮尊徳はどの年齢層においても「非常にりっぱ」が 7 割前後を占め，半世紀を経ても支持が続く．しかし楠木正成の「非常にりっぱ」は 60 代では 56% だが，20 代では 21% と激減しているばかりでなく，20 代の 27% は「よく知らない」としている．中

江藤樹にいたっては 20 代の 65%が「よく知らない」としている．ちなみに調査で挙げられた 22 名のうち，「非常にりっぱ」の割合が最も高かったのは野口英世の 70%であり，次いで二宮尊徳，明治天皇，聖徳太子が 67%，湯川秀樹が 61%であった．

二宮尊徳がその後も根強く支持を受け続けたのに対し，楠木正成や中江藤樹への支持は全く様変わりしている．特に戦後は修身が廃止されたため，ある古人が何をした人なのかという事実は歴史教科で学べるが，どのように生きた人なのかを学ぶ場は学校にはほとんどない．「忠」や「孝」の代表ではあっても歴史的な出来事の「主役」ではない楠木正成や中江藤樹が，「よく知らない」とされるのも当然であろう．フランクル (1957) は，何かを創造することで実現される創造価値ではなく，運命に対してどのような態度をとるかということで実現される態度価値こそが，人間にとっては最高の価値であるとしている．明治末期の小学生にとっては，楠木正成や中江藤樹は態度価値を体現した理想の人物だったと言える．しかし彼らが忘れ去られた今，早年において態度価値を学べる代わりの古人は果たしているのだろうか．

4.2 キャリブレーション手法の比較結果

キャリブレーションに用いる補助変数の選択にあたっては，キャリブレーションによる推定値の変化と不等加重効果とを同時に評価することを提案した．一般に推定値の変化が大きいほど不等加重効果も大きい．今回のデータでは，変化は大きくとも不等加重効果が小さい組み合わせが見つかったが，そのような幸運に常に恵まれるとは限らない．他のデータでも本稿の選択手法が通用するのか経験の積み重ねが必要である．なお未回収による偏りの補正を目的とした場合には，推定値の変化が大きいからといって偏りが軽減されたとは限らず，逆に結果の偏りを大きくしているかもしれない．しかしその懸念は，調査に対する回答者の態度などを補助変数として取り入れることで，ほぼ払拭することができる (土屋, 2006)．むしろキャリブレーションを行っても偏りを十分に小さくできないことの方が問題である．

キャリブレーションに用いる距離関数の違いは，今回のデータでは全体の推定値や標準誤差にほとんど影響しなかった．ただし属性別の推定を行う場合など標本サイズが小さいと，その属性に関してキャリブレーションを行っていたとしても，距離関数の間で推定値が異なることがあった．したがって標本全体のサイズが小さいときに，距離関数の違いが推定値にどのように影響するのかさらに検証が必要である．

ウェイトに制約を課すのであれば，トリミングや切断型の距離関数を用いるよりは，ロジット関数を用いるのがよさそうである．トリミングを行うとキャリブレーション方程式が満たされず，キャリブレーションの効果が十分に得られないおそれがある．また今回のデータでは，ロジット関数の方が切断型の関数よりも不等加重効果は小さくなった．ロジット関数では g_i の最大値が必ずしも U とはならないからであり，ある程度小さな U であれば，U をさらに小さくしても不等加重効果はあまり変わらない．この性質はロジット関数の利点と言える．Lee and Valliant (2009) は，傾向スコアによるウェイト調整後にさらにキャリブレーションを行ったときの推定量の分散を推定する方法として，ジャックナイフ法を薦めているが， U を限界まで小さくしておくと，ジャックナイフ反復によっては解が求まらないおそれがあるからである．ロジット関数で U を少し大きめに設定しておけば，この問題は回避できる．

参 考 文 献

Demnati, A. and Rao, J. N. K. (2004). Linearization variance estimators for survey data, *Survey Methodology*, **30**, 17–26.

Deville, J.-C. and Särndal, C.-E. (1992). Calibration estimators in survey sampling, *Journal of the*

American Statistical Association, **87**, 376–382.
Deville, J.-C., Särndal, C.-E. and Sautory, O. (1993). Generalized raking procedures in survey sampling, *Journal of the American Statistical Association*, **88**, 1013–1020.
Folsom, R. E. (1991). Exponential and logistic weight adjustment for sampling and nonresponse error reduction, *Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 197–202.
Folsom, R. E. and Singh, A. C. (2000). The generalized exponential model for sampling weight calibration for extreme values, nonresponse, and poststratification, *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 598–603.
フランクル，ヴィクトール E. (1957). 『死と愛』(霜山徳爾 訳)，みすず書房，東京.
Horvitz, D., Koshland, D., Rubin, D., Gollin, A., Sawyer, T. and Tanur, J. M. (1995). Pseudo-opinion polls: SLOP or useful data?, *Chance*, **2**, 16–25.
Kalton, G. and Flores-Cervantes, I. (2003). Weighting methods, *Journal of Official Statistics*, **19**, 81–97.
唐澤富太郎(1967). 『図説近代百年の教育』，国土社，東京.
木村和範(2001). 『標本調査法の生成と展開』，北海道大学図書刊行会，札幌.
Kish, L. (1965). *Survey Sampling*, John Wiley & Sons, New York.
Kish, L. (1992). Weighting for unequal P_i, *Journal of Official Statistics*, **8**, 183–200.
国民性調査委員会(1964). 国民性の研究 第 III 次調査 1963 調査，数研研究リポート，No. 11, 統計数理研究所，東京.
国立教育研究所(1974). 『日本近代教育百年史』，第四巻，文唱堂，東京.
Kott, P. S. (2006). Using calibration weighting to adjust for nonresponse and coverage errors, *Survey Methodology*, **32**, 133–142.
Lee, S. and Valliant, R. (2009). Estimation for volunteer panel web surveys using propensity score adjustment and calibration adjustment, *Sociological Methods and Research*, **37**, 319–343.
Lumley, T. (2010). *Complex Surveys*, John Wiley & Sons, New Jersey.
Neyman, J. (1934). On the two different aspects of the representative method: The method of stratified sampling and the method of purposive selection, *Journal of the Royal Statistical Society*, **97**, 558–625.
OECD (2011). *PIAAC Technical Standards and Guidelines.*
Särndal, C.-E. and Lundström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*, John Wiley & Sons, Chichester.
Schouten, B., Cobben, F. and Bethlehem, J. (2009). Indicators for the representativeness of survey response, *Survey Methodology*, **35**, 101–113.
土屋隆裕(2006). 「調査への指向性」変数を用いた調査不能バイアス補正の試み—「日本人の国民性調査」データへの適用—, 日本統計学会誌，**36**(1), 1–23.
土屋隆裕(2009). 『概説標本調査法』，朝倉書店，東京.
土屋隆裕(2010). 調査への指向性変数を用いた調査不能バイアスの二段補正—「日本人の国民性 第 12 次全国調査」への適用—, 統計数理，**58**(1), 25–38.
Uchimura, K. (1908). *Representative Men of Japan*, Keiseisha, Tokyo.
Witt, M. B. (2009). Overview of software that will produce sample weight adjustments, *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 3009–3023.
安岡正篤(1929). 『東洋倫理概論』，玄黄社，東京.
読売新聞社メディア企画局データベース部(1999). 明治の讀賣新聞 CD-ROM39 枚組，読売新聞社メディア企画局データベース部，東京.

Surveys on Ideal Persons for Elementary School Pupils at the End of the Meiji Period — Comparison of Calibration Techniques —

Takahiro Tsuchiya

The Institute of Statistical Mathematics

This paper presents results of the surveys conducted on the ideal person for elementary school pupils, which were reported in the Yomiuri Shimbun in 1908, i.e., in the 41st year of the Meiji Period. These surveys were conducted in self-selected volunteered schools, which responded to the newspaper's advertisement. The selection of respondents was biased with regard to their gender, age, and the region they belong to. Hence, the results of the surveys were compared by various calibration weighting techniques in order to obtain the underlying rules. First, we proposed to select covariates by considering both the amount of change yielded in calibration estimation and the amount of unequal weighting effect. Second, it was illustrated that the estimates remained almost unchanged even when the distance function used in the calibration was changed. In addition, in order to restrict the maximum value of weights, it is preferable to use a logit function rather than weight trimming or using truncated distance functions. As a result of the calibration, the top five names from the surveys on ideal persons for elementary school pupils were Masashige Kusunoki, Sontoku Ninomiya, Hideyoshi Toyotomi, Toju Nakae, and Florence Nightingale.

Key words: Self-selection method, calibration adjustment of weights, unequal weighting effect.