

Matching 推定量を用いた土地改良事業効果の評価

松 下 京 平

I. はじめに

土地改良事業は、その事業内容の一環としてしばしば事故が起こりやすい場所の一つと目される用排水路に対して、水路の暗渠化、ガードレールの設置など、その安全性を高めることにこれまで取り組んできた。しかし当然ながら、当事業には少なからず費用がかかるため、対費用効果という観点からも、その政策効果の評価が期待される。すなわち、土地改良事業による水路への安全施設の設置は、実際には起きなかったものの安全施設が設置されていなければ起こり得たであろう重大な事故を未然に防ぐことに果たしてどれだけの貢献を果たしたか、を定量的に示すことが求められているのである。

水路への安全施設の設置が果たして死亡等の重大事故の減少にどれほど寄与しているかを定量的に評価することは予想以上に難しい。このような場合、従来は、安全施設を設置している水路群と設置していない水路群の間で死亡等の重大事故発生数を比較するという手法がしばしばとられてきた。しかし残念ながら、後述するように多くの場合において、この手法から得られる推定結果は不適切なものとなる。そこで次に思いつくのは、安全を設置する以前と以後で死亡等の重大事故の発生数がどれほど変化したかを観察する手法である。しかしこれも先ほどと同様、推定上の問題を抱えている。簡潔に述べれば、この手法（いわゆる *before/after comparison*）では、①安全施設の設置による死亡等の重大事故の未然防止効果、②異時点間における周辺の状況変化による死亡等の重大事故の発生の仕組みの変化による効果、とがうまく分離できない可能性があるのである。

実際、安全施設の設置による死亡等の重大事故防止効果を適切に計測するた

めには、因果関係の観点からいえば、なかりせばの原理 (with/without principle) に従い評価しなくてはならない。すなわち、ある一つの水路に着目し、そこに安全施設を設置した場合としなかった場合の互いに背反な仮想状況下での死亡等の重大事故発生件数を比較する必要があるのである。この状態は計量経済学では、仮想現実的 (counterfactual) 状況と呼ばれ、多くの政策評価が直面する難問の一つとして考えられてきた。

この流れにおいて、土地改良事業による水路への安全施設の設置が死亡事故につながるような重大な事故をどれほど減少させたかを論じた先行研究として浅野・松下 (2009) がすでにある。そこでは、計量経済学の手法が援用され、平均処置効果 (*Average Treatment Effect* : 以後、ATE と略記) という視点から、水路への安全施設の設置が年間1,171人当たりの命を救っていることが明らかにされている。ただし彼らが推定した ATE とは、すべての水路群を対象として、安全施設を設置した場合としなかった場合の平均的な死亡事故数の違いを表したものである。しかし土地改良事業効果の評価という観点からは、実際には安全施設を設置していない水路群を含むすべての水路群を対象とした評価よりは、安全施設を実際に設置している水路群のみを対象とした評価の方がよりふさわしい政策評価と考えられる。

そこで本稿では、浅野・松下 (2009) のアイデアを踏襲した上で、その研究を一步進め、政策評価としてはより適切と考えられる、安全施設を実際に設置している水路群を対象とした平均処置効果 (*Average Treatment Effect on Treated* : 以後、ATT と略記) の推計を行うことを目的に据えることとする。

本稿の構成は以下のとおりである。Ⅱ. では、本稿が分析対象とする土地改良事業がその安全施設の設置を手掛ける水路での事故に関する現況を簡単に説明する。Ⅲ. では、近年政策評価の分野において注目を集めている matching 推定に関する計量経済学的な説明を行う。Ⅳ. では、Ⅱ. で紹介する実際の事故データに対し、Ⅲ. で説明する matching 推定を用いることで、土地改良事業による水路への安全施設の設置が死亡事故数の減少にどれほどの効果を有しているかを定量的に示す。その上で、得られた結果に対する考察を行う。Ⅴ.

では、本分析から得られた知見を整理し、今後の課題および研究の展望を述べることで本稿のむすびとする。

II. 分析概要

本稿では、浅野・松下（2009）の研究の中で紹介されているデータを分析に用いることにする。それゆえ、ここではデータの詳細に関してはその説明を省略し、概略のみを引用という形で紹介するに留める¹⁾。

「2006年、農林水産省農村振興局事業計画課は国営事業実施地区の土地改良区へ全国アンケートを行い、安全施設の有無及び開水路／パイプライン、接道別に用水路・排水路における1995年から2005年までの事故発生件数を調べた。安全性向上効果をみるためには対象は可能な限り同質であることが望ましい。そのため、全ての用排水路および貯水池に関するデータのうちから、開水路かつ接道している水路での事故のみをとりあげる。そして、土地改良区によって回答された事故発生状況データを基に、安全施設がある水路となない水路にわけ、1995年から2005年までの全事故数、人身事故数、死亡事故数をそれぞれ集計した」

浅野・松下（2009）

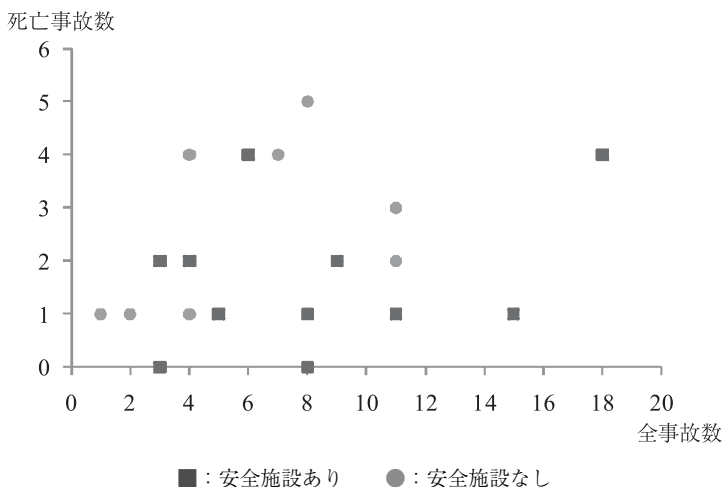
また、分析に用いるサンプルの集計方法についても先行研究と同じ理由により、1995年から2005年までの11年間の各年について、各地区の発生事故数を安全施設の有無別に集計した22のサンプルを用いる方法を本稿でも採用することにする²⁾。

本稿では、以上のデータのうち各年の水路群における安全施設の有無、全事故数、および死亡事故数の3つのデータを分析に用いる。これらのデータの関係を視覚的に表したものを第1図に示す。縦軸は死亡事故数、横軸は全事故数

1) たとえば、安全施設が設置されている水路群およびされていない水路群の1995年から2005年までの各年の全事故数、人身事故数、死亡事故数などの詳細なデータに関しては浅野・松下（2009）p. 360中の表1を参照。

2) 浅野・松下（2009）p. 362を参照。

第1図 安全施設の有無別での全事故数および死亡事故数の関係



である。図中の■は安全施設のある水路群のデータであることを、●は安全施設のない水路群のデータであることを表している。第1図を一見すると、水路に安全施設が設置されているかどうかと死亡事故数の間には顕著な関係があるとは確かにいいにくそうである。果たして、水路への安全施設の設置が死亡事故数の減少に貢献しているのであろうか。本稿では、次節で述べる *matching* 推定の手法を援用することでこの疑問を検証していく。

III. Matching 推定

仮想現実的状況が引き起こす統計上の問題への対処法はこれまでに精力的に研究が進められてきた分野である (Rosenbaum & Rubin, 1983; Heckman, Ichimura & Todd, 1997; Angrist, 1998; Dehejia and Wahba, 1999; Lee, 2005; Stock & Watson, 2007など参照)。本節ではまず仮想現実的状況がしばしば引き起こす自己選抜バイアス (*Self-Selection Bias*) の問題について簡単に述べる。その後、自己選抜バイアスを適切に処理するために必要な前提条件および *matching* 推定の具体的な内容について、後述する水路への安全施設の設置の事例に基づき説明す

る。なお本稿で述べる導出方法は主に Wooldridge (2001) および Angrist & Pischke (2008) に倣うものである。

従来の政策評価においてしばしばなされてきた手法は、処置群（安全施設の設置あり）と制御群（安全施設の設置なし）との間の単純比較である。しかし残念ながら、この方法では安全施設の設置が重大事故、すなわち死亡事故数の減少にどれほど効果を有していたかを適切に評価することはできない。それは次の式（1）から見てとれる。

$$\begin{aligned}\beta &\equiv E[Y_i | d_i = 1] - E[Y_i | d_i = 0] \\ &= \{E[Y_i | d_i = 1] - E[Y_{0i} | d_i = 1]\} + \{E[Y_{0i} | d_i = 1] - E[Y_{0i} | d_i = 0]\} \\ &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 1] + \{E[Y_{0i} | d_i = 1] - E[Y_{0i} | d_i = 0]\} \quad (1)\end{aligned}$$

ここで Y_i は水路 i で観察される死亡事故数、 Y_{1i} (Y_{0i}) は水路 i が安全施設を設置した（しない）ときの仮想的な死亡事故数、 d_i は水路 i が安全施設を設置したかどうかを表すダミー変数とする。水路への安全施設の設置による死亡事故防止効果は式（1）の右辺第一項によって表される部分で、処置群における平均処置効果（ATT）と呼ばれる。式（1）の右辺第二項は自己選抜バイアスと呼ばれる効果を表している。この項がゼロにならない限り、すなわち Y_0 が処置に対して平均独立でない限り、処置群と制御群に関する死亡事故数の単純比較からはバイアスのかかった推定値が得られることになる³⁾。

この自己選抜バイアスは、Rosenbaum & Rubin (1983) が「処置の無視可能性 (Ignorability of Treatment)」と呼ぶ条件付き独立仮定 (Conditional Independence Assumption : 以後、CIA と略記) を課すことで処理することが可能となる。CIA は式（2）のように書き表すことができる⁴⁾。

3) 現在安全施設が設置されている水路群 (A) が現在安全施設が設置されていない水路群 (B) よりももともとは危険であった場合、すなわち、仮にともに安全施設がない場合に、 A での死亡事故数が B での死亡事故数よりも多いならば、単純比較で得られる推定値は本来よりも大きな値をとる（本事例の場合、安全施設の死亡事故数減少効果の過小評価を意味する）。

4) 場合によっては、より弱い制約の条件付き平均独立 $E[Y_{0i} | X_i, d_i] = E[Y_{0i} | X_i]$ および $E[Y_{1i} | X_i, d_i] = E[Y_{1i} | X_i]$ を課すことで ATE もしくは ATT を得ることができる。

$$\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \amalg d_i | X_i \quad (2)$$

CIA が満たされているならば、処置群における平均処置効果 δ_{TOT} は次のように導出することができる。

$$\begin{aligned} \delta_{TOT} &\equiv E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 1] \\ &= E\{E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i, d_i = 1] | d_i = 1\} \\ &= E\{E[Y_{1i} | X_i, d_i = 1] - E[Y_{0i} | X_i, d_i = 1] | d_i = 1\} \end{aligned}$$

CIA より,

$$E[Y_{0i} | X_i, d_i = 1] = E[Y_{0i} | X_i, d_i = 0]$$

となるので、最終的に式 (3) が得られる。

$$\begin{aligned} \delta_{TOT} &\equiv E\{E[Y_{1i} | X_i, d_i = 1] - E[Y_{0i} | X_i, d_i = 0] | d_i = 1\} \\ &= E[\delta_X | d_i = 1] \end{aligned} \quad (3)$$

ここで δ_X は特定の値をとる X_i における安全施設の有無別の水路の平均死亡事故数の差を表している。

式 (3) のデメリットは X_i の次元が高くなればなるほど、推定に伴う労力が飛躍的に高まってしまう点にある。そこで、 X_i がもつ情報を propensity score というスカラー情報に落とし込むことによって、その推定を簡素化しようというのが propensity score matching の発想である (Rosenbaum & Rubin, 1983)。

Propensity score matching はすでにその成立が証明されている次の定理に基づき展開される (Angrist & Pischke, 2008, pp.81-82)。

【Propensity score 定理】

もし $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \amalg d_i | X_i$ で表される CIA が成立するならば、以下の関係が成立する。

$$\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp\!\!\!\perp d_i | p(X_i)$$

ここで $p(X_i)$ は次のように定義される。

$$p(X_i) \equiv E[d_i | X_i] = P[d_i = 1 | X_i]$$

この定理に基づくと、式(3)の条件部分である多次元ベクトル X_i を propensity score と呼ばれるスカラー $p(X_i)$ で代替することができ、その結果、式(4)を得ることができる。

$$E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 1] = E\{E[Y_{1i} | p(X_i), d_i = 1] - E[Y_{0i} | p(X_i), d_i = 0] | d_i = 1\} \quad (4)$$

さらに、母集団内にいついかなるときにおいても必ず処置を受ける（受けない）ような主体は存在しないという意味で $0 < p(X) < 1$ for all X という条件を仮定することで propensity score matching を用いた ATE および ATT の推定が可能となる⁵⁾。

実際には propensity score 定理を用いた推定方法は次のように二段階に分けることができる。第一段階として、 $p(X_i)$ を何らかの方法を用いて推定する⁶⁾。第二段階として、第一段階で推定された propensity score に基づき matching を行う (Angrist, 1998; Heckman, Ichimura & Todd, 1998)。このとき推定された propensity score に基づき、どのペアを matching させるかが問題となる。その具体的な方法に関しては一般的に、(i) kernel, (ii) nearest neighbor, (iii) radius, (iv) stratification, の4つが提案されている (Heckman, Ichimura & Todd, 1998; Smith & Todd, 2005; 藤栄, 2009)⁷⁾。ただし、上述する4つの方法のどれを用い

5) Propensity score 定理および $0 < p(X) < 1$ for all X の条件を合わせて、「強い処置無視可能性 (strictly ignorability of treatment)」と呼ぶことがある (Rausenbaum & Rubin, 1983; Wooldridge, 2001)。

6) Propensity score の求め方には一意に定まった決まりはないが、一般的にはロジットモデルが用いられることが多い (Dehejia & Wahba, 1999)。それゆえ、本稿も多くの先行研究に倣い、ロジットモデルを用いて propensity score を推定する。

7) 各 matching の具体的な方法に関して包括的な説明を行っている先行研究としては Smith

るべきかについての議論は未だに決着がついていないため (Angrist & Pischke, 2008, pp.86), 本稿ではそれぞれの matching の方法で推定を行い, 総合的に分析結果を検討することとする。

IV. 推定結果

Matching による推定を行うための第一段階として, まずは propensity score をロジットモデルによって求める。従属変数となる処置変数は水路に安全施設が設置されているかどうかを表すダミー変数 safe である。推定結果を第 1 表に示す。全事故数を表す acci のパラメータは10%水準でも統計的には有意ではないものの, 正の値をとることから全事故数が多い水路ほど安全施設が設置されやすい傾向にあることが示唆される。このとき死亡事故数を表す death は 5 区分に分割された上でバランス検定は行われ, 全ての matching においてバランス特性は満たされていた⁸⁾。

第 1 表 Propensity Score の推定結果

Dependent variable : safe	Parameter	Std. error
const	-0.996	0.115
acci	0.114	0.893
Log likelihood	-14.353	
Pseudo R-squared	0.059	
Sample size	22	

第 2 表に推定結果を示す。第 2 列目の Simple Comparison (単純比較) は, 従来の政策評価の典型例として, 安全施設の有無別での死亡事故数の平均値の

↘ & Todd (2005) を参照すること。
8) バランス検定は, 処置群 (安全施設有水路) と match された制御群 (安全施設無水路) とが安全施設が設置される前には類似した特徴をもっていたかどうかに関する情報を提供するものである。バランス特性が満たされていない場合には, 「強い処置無視可能性」が満たされていないことが疑われるが, 今回はバランス特性が満たされているという結果を得た (Caliendo & Kopeinig, 2005)。

第2表 単純比較および matching による推定結果

	Simple Comparison	Kernel	Nearest Neighbor	Radius	Stratifi- cation
Difference with/ without safe	-0.818				
ATT		-1.137* (0.62)	-1.288* (0.666)	-1.361* (0.705)	-1.608*** (0.598)
Sample size (treated/control)		20 (11/9)	20 (11/9)	18 (9/9)	20 (10/10)

註：1) 括弧内は200回のブートストラップ試行によって得られた標準誤差

2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを表す

差を求めた結果を表している。第3列目から第6列目はⅢ. で説明した propensity score matching による推定結果を表している。

まず単純比較による推定結果であるが、これによると水路に安全施設を設置することで1年間で約0.818人の命を救っていることを意味している。しかし、水路への安全施設の設置、すなわち水路の暗渠化やガードレールの設置等は無作為に行われるのではなく、むしろそもそも水路の危険性が高いところに優先的に設置され则认为の方が自然である。それゆえ、単純比較による推定結果には自己選抜バイアスが生じている可能性が高い。今回のケースでは自己選抜バイアスによって、水路への安全施設の設置による死亡事故数減少効果が過小評価されている可能性が疑われる。

では、propensity score matching によって自己選抜バイアスが取り除かれた推定結果を検討する。それぞれ matching 方法によって得られる推定結果にいくぶんのバラつきが見受けられるが、その幅は1年間で約1.137人～1.608人の命を救うというものである⁹⁾。たとえ、その下限をとったとしても単純比較による推定結果よりも大きな値をとることが示された。この結果より、単純比較による推定結果は水路への安全施設の設置による死亡事故数減少効果を過小評価し

9) Nearest Neighbor による propensity score matching においては、ブートストラップによって求められた推定量はしばしば不適切であることが指摘されている (Abadie & Imbens, 2008)。

ていたことが見てとれる。また、4つの推定結果のうち3つに関しては、浅野・松下（2009）の分析結果である1年間で1,171人の命を救うという推定結果よりも大きなものとなっている。この違いは、浅野・松下（2009）による推定がATEを導出していたのに対し、本稿はATTを導出しているという評価対象の違いに起因していると考えられる。彼らが推定したATEは次のように書き下すことができる（Angrist & Pischke, 2008, p.160）。

$$E[Y_{1i} - Y_{0i}] = E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 1] \cdot P[d_i = 1] + E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 0] \cdot P[d_i = 0]$$

右辺第一項は本稿で求めるATTを表している。それに対し、右辺第二項は制御群（安全施設のない水路群：そもそも安全と考えられる水路群）で処置がなされた（安全施設が設置された）場合の処置の因果効果を表す。ATEはこれら2つの効果を加重平均することによって求めることができる。安全と考えられる水路に安全施設を設置したとしても、そもそもが安全であるがゆえに、安全施設の設置による死亡者数の減少効果は発現しにくいことが予想される。こういった事情を反映し、ATEはATTに比べ、低い値をとると考えられる。

V. むすび

本稿では、土地改良事業による水路への安全施設の設置が死亡事故減少に対して有する効果をATTと呼ばれる概念を用いて評価した。分析から得られた知見を整理しておく。第一に、本来危険と目される水路に安全施設を設置することで救われる命は年間当たり1,137人から1,608人であることが分かった。これは安全施設が設置されている水路群とされていない水路群とを単純比較したときの0.818人よりも大きく、自己選抜バイアスの存在を考慮しない従来の評価手法では土地改良事業効果を過小評価してしまっていたことを示唆する。第二に、先行研究である浅野・松下（2009）では本稿と同じ分析データ、同じ対象を用いてATEを求めていたが、本稿で得られたATTはATEよりも概ね大きな値をとることが分かった。その原因としては、ATEが制御群の平均処置効果と処置群の平均処置効果の加重平均であることが考えられる。

計量経済学の手法を援用した自己選抜バイアスの処理，という観点において本稿が提示する propensity score matching の適用範囲は実に幅広い。たとえば，中山間地域等直接支払制度や農地・水・環境保全向上対策に代表される農林水産省が推進する農村振興政策のあらゆる場面において，クロスセクションデータが存在し，評価対象となる従属変数，政策の有無を表す処置変数，および政策の有無を決定する十分な制御変数，が入手可能である限り，今回の分析手法の枠組を適用することで，その適切な政策評価を下すことが可能となる。

今後の課題としては，propensity score matching においてその要石となる条件付き独立が満たされないような場合において，自己選抜バイアスをどのように処理することができるかを挙げることができる。本稿では幸い，バランス検定によりバランス特性が満たされていることが示唆されたが，条件付き独立が十分に保証されるほどには制御変数を分析モデルに組み込めない状況は大いに起こり得ることである。条件付き独立が満たされない場合において自己選抜バイアスの除去方法を検討することは今後の政策評価の分野において重要な意義をもつと予想され，今後の研究の深化が求められる。

引用文献

1. Abadie, A. and G. W. Imbens, "On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimator," *Econometrica*, 76, 2008, pp.1537-1557.
2. Angrist, J. D., "Estimating the Labor Market Impact on Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants," *Econometrica*, 66, 1998, pp.249-288.
3. Angrist, J. D. and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Economics: An Empiricist's Companion*, Princeton Univ Press, 2008.
4. 浅野耕太・松下京平，「土地改良事業における安全性向上効果の推計—仮想現実的状况下でのセレクションバイアスの修正—」『農村計画学会誌』第27巻第4号，2009，pp. 359-364.
5. Caliendo, M. and S. Kopeinig, "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching," *IZA Discussion Paper*, 1588, 2005.
6. Dehejia, R. H. and S. Wahba, "Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the

- Evaluation of Training Programs,” *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1999, pp. 1053–1062.
7. Heckman, J. J., H. Ichimura and P. E. Todd, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator,” *Review of Economic Studies*, 64, 1997, pp.605–654.
 8. Imbens, G., “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review,” *The Review of Economics and Statistics*, 86, 2004, pp.4–29.
 9. 藤栄剛, 「農業への新規参入過程における借入制約と資金調達」『彦根論叢』第379号 7月, 2009, pp. 25–46.
 10. Lee, M. J., *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*, Oxford University Press, 2005.
 11. Rosenbaum, P. P. and D. B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70, 1983, pp.41–55.
 12. Smith, J. A. and P. E. Todd, “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?,” *Journal of Econometrics*, 125, 2005, pp.305–353.
 13. Stock, J. H. and M. W. Watson, *Introduction to Econometrics*, 2nd ed., Addison Wesley, 2007, pp.468–521.
 14. Wooldridge, J. F., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2001.

Valuation of Effect of Safety Facilities Installed by Land Improvement Associations Using Matching Estimator

Kyohei Matsushita

Abstract

Irrigation ditches have been generally considered as high-accident locations, and Land Improvement Associations has addressed this issue by setting subsurface drainage or installing guard rail to irrigation ditches. From the perspective of cost-effectiveness, it is unsurprisingly required to evaluate its effect; how many accidents would be saved by the safety facilities installed by Land Improvement Associations need to be revealed.

The purpose of this article is to evaluate the effect of installation of safety facilities by Land Improvement Associations. Simple comparison between the irrigation ditches with and without safety facility suggested that 0.818 people per year have been saved by the safety facility. We, however, suspect this estimate is suffered from the self-selection bias associated with counterfactual situations, and a previous study has already revealed that 1.171 people per year have been saved from the perspective of average treatment effect. The estimation strategy of this article is different from the previous study; the estimated effect is an average treatment effect on treated, and the estimation method is not regression but propensity score matching – e.g. kernel, nearest neighbor, radius, and stratification matching. Obtained result revealed that the safety facility actually has saved from 1.137 to 1.608 people and these suggest that simple comparison was actually suffered from the self-selection bias.