

日本の水道事業の技術効率性に影響を 与える要因の分析

中山 徳 良

要 旨

本論文は、わが国の水道事業における技術効率性に影響を与えている要因について分析を行ったものである。分析方法としては、通常の2段階法ではなく、Simar-Wilsonによる二重ブートストラップ法を用いている。分析の結果、主として伏流水・地下水を水源としている事業者よりも表流水、ダム水、受水を水源としている事業者の方が非効率的であること、補助金の総収益に占める割合が高い事業者は非効率的であること、企業規模の大きな事業者ほど効率的であること、顧客密度の大きい事業者ほど効率的であることが示された。

キーワード：水道事業、技術効率性、2段階アプローチ、ブートストラップ法

JEL 分類：D24, L95

1. はじめに

1990年代後半から、わが国の水道事業を対象とする計量経済学やオペレーションズ・リサーチの手法を用いた研究が行われるようになり、その1つである効率性分析についても、これまで研究が積み重ねられてきている¹⁾。

わが国の水道事業は、水源のような事業者のコントロールできない外的環境が異なっている状況の下で経営されているという事実は広く知られている。そのため、わが国の水道事業の分析をする場合には、事業者の間に大きな異質性が存在していることに留意する必要がある。水道事業の効率性分析では、どのような外的環境要因が効率性に影響を与えているのかを検証することが1つの重要なテーマとなっている。

しかし、次節で述べるように効率性の要因の分析を行った研究には、1段階目において

1) 効率性分析については Coelli et al. (2005) にまとめられている。

DEAにより効率性を計測し、2段階目でトービット分析等を用いて要因の分析をしている中山(2000)や原田(2004)、技術効率性効果フロンティアモデルを用いて分析をしている吉川他(2012)やPhillips(2013)、ノンパラメトリック推定を用いているMarques et al.(2014)があるが、その数は比較的少ない。要因によっては先行研究で得られている結果が異なっているものもあり、さらなる研究の蓄積が必要であると思われる。そこで本研究では、これまでわが国の水道事業に適用されていなかったSimar and Wilson(2007)による二重ブートストラップ法を用いて、わが国の水道事業の効率性に影響を与える要因について分析することにした。

本論文での分析の結果として次のことが得られた。①主として地下水を水源としている事業者よりも表流水、ダム水、受水を水源としている事業者の方が非効率的である。②総収益に補助金が占める割合が高い事業者は非効率的である。③企業規模が大きい事業者ほど効率的である。④顧客密度の大きい事業者ほど効率的である。

次節からの本論文の構成は以下のとおりである。第2節では、わが国の水道事業の効率性分析についての先行研究をサーベイする。第3節では、本論文で用いる分析手法であるSimar-Wilsonの二重ブートストラップ法について説明し、第4節では、分析に用いたデータについて説明する。第5節では、得られた分析結果について述べる。第6節では、本研究のまとめと今後の課題について述べる。

2. 先行研究

わが国における水道事業の効率性分析は、高田(1997)から始まったものと思われる²⁾。この研究は、1981年から1995年までの関東地方の末端給水広域水道事業と茨城県内の単独水道事業についてDEAを適用し、技術効率性を計測したものである。そして、効率性とそれに影響を与える要因について相関係数を見ている。その結果、技術効率性と10m³当たりの水道料金との間に負の相関関係があることが示されている³⁾。また、回帰分析により規模を示す給水人口や有収水量、および人口密度が効率性に正の影響を与えることを示している。

中山(2000)は、1997年における関西地区の末端給水事業の技術効率性をDEAにより計測し、どのような要因により効率性が影響されるかを分析した研究である。分析の結果、給水単価が高いほど非効率的であること、規模に関して収穫一定を仮定したモデル(CRSモデル)では総費用に占める補助金の比率が高いほど非効率的であること、規模に関して収穫可変を仮定したモデル(VRSモデル)では普及率が高いほど非効率的であることが示されている。

2) この論文では水道用水供給事業も扱っているが、ここでは触れない。また、この論文は改訂した後に高田・茂野(2001)として『筑波大学農林社会経済研究』に掲載されている。こちらでは効率性と一般会計負担金の間に負の相関があることが示されている。

3) ただし、相関関係であるので、因果関係については今後の分析が必要であるとしている。

原田（2004）は、DEA と SFA（確率的フロンティア分析）を用いて 2001 年における全国の末端給水事業者について技術効率性の計測を行っている。また、事業者の経営特性と事業者の環境特性が計測された効率性に与える影響を調べている。分析の結果を見ると、DEA の CRS モデルによる効率性、VRS モデルによる効率性、SFA による効率性の 3 つのうち、どれを被説明変数にするかによって結果が異なっている要因が多い。どの効率性を被説明変数にしても共通している結果は、供給単価が高いほど非効率的であることである。DEA による効率性だけの結果に注目すれば、規模に関する収穫の仮定にかかわらず、総費用に占める補助金の比率が高くなるほど非効率的になること、受水率が高くなるほど効率的になることが示されている。

吉川他（2012）では、2007 年における全国の事業者のデータを用いて、技術効率性効果フロンティアモデルにより生産フロンティアを推定している。このモデルでは、生産フロンティアとともに環境変数が効率性へ与える影響を同時に推定することができる。環境変数として、取水規模、受水比率、地下水比率、負荷率、顧客密度、平均料金、補助金比率を取り上げている。その結果、取水規模、受水比率、地下水比率、顧客密度が高いほど効率的であること、平均料金、補助金比率が高いほど非効率的であることを示している。

Phillips（2013）では、2004 年から 2007 年における全国の事業者のデータを用いて、技術効率性効果フロンティアモデルにより生産フロンティアを推定している。その結果、施設利用率が高いほど、顧客密度が大きいほど、事業者の規模が大きいほど効率的であることを示している。また、原水の水質が低いほど、給水収益に占める補助金の比率が高いほど、委託に依存しているほど非効率的であることを示している。

Marques et al.（2014）では、2004 年から 2007 年における全国の事業者のデータを用いて、条件付き効率性モデルを用いて分析している。その際に環境変数として地域、都道府県、経営主体、水源、垂直統合、稼働率、一人当たり使用量、顧客密度、漏水、1 月の使用料金、委託、補助金、GDP、時間を考慮している。

効率性の要因の影響を分析することを主たる目的としない水道事業の効率性分析については、以下のようなものがある。Aida et al.（1998）は、DEA の RAM（range-adjusted measure）モデルを関東地方の事業者に適用している。中山（2002a）は、確率的フロンティア分析により計測された効率性と DEA により計測された効率性の比較をしている。中山（2002b）は、兵庫県の事業者の Malmquist 生産性を計測し、それを効率性変化と技術変化に分解している。中山（2003）は、確率的フロンティア法により費用フロンティアを推定し、規模の経済性を計測している。笠井（2010）は、サンプルを外的要因により分割し、産出物の質を含めた変数を用いて DEA を行っている。中村（2012a）は、ネットワーク密度を用いて水道事業者を分割し、それぞれについて DEA を用いて効率性を計測している。中村（2012b）は、水道事業の垂直的な構造を考慮し、ネットワーク DEA を用いて分析をしている。笠井（2010）、

中村 (2012a, 2012b) は、効率性に対しある環境要因が影響していることを示すというよりは、環境要因をあらかじめ仮定し、それをコントロールして効率性を計測した研究である。Yano and Berg (2013) は、4種類の分布の仮定に基づく均一分散と二重不均一分散の確率的生産フロンティアモデルの整合性を検討している。

以上のように日本の水道事業の効率性分析が行われてきたが、Simar and Wilson (2007) による二重ブートストラップ法を適用している研究はない。そこで、この方法を用いてわが国の水道事業の効率性に影響を与える要因を分析することで、先行研究に新たな実証研究を加えることにしたい。

3. 分析方法

3.1 2段階法

第1段階としてDEAを用いてわが国の水道事業の技術効率性を計測する。分析の都合上、ここでは産出指向型モデルを用いることにする。産出指向型モデルは、投入財の投入量を所与として、より多くの産出物を生産する事業者をより効率的であると評価するものである。また、DEAを行うに当たっては、規模に関する収穫を仮定する必要があるが、特に水道事業について先験的に言えることもないため、ここでは規模に関して収穫一定を仮定するモデル(CRSモデル)と規模に関して収穫可変を仮定するモデル(VRSモデル)の2つの場合について計測を行うことにする。

事業者数を N 、投入物の数を K 、産出物の数を M とする。このとき第 i 番目の事業者の技術効率性 $\hat{\delta}_i$ は以下のように求めることができる。

$$\begin{aligned} \max_{\lambda, \hat{\delta}_i} \quad & \hat{\delta}_i \\ \text{s.t.} \quad & -\hat{\delta}_i y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{1}$$

ここで x_i は第 i 番目の事業者の投入ベクトル、 y_i は第 i 番目の事業者の産出ベクトルを表している。また、 X は $K \times N$ の投入行列、 Y は $M \times N$ の産出行列、 λ は $N \times 1$ のベクトルである。これが産出指向型 CRS モデルである。産出指向型 VRS モデルの場合には、(1) の制約に $1\lambda=1$ を加えればよい。 1 はすべての要素が1の $N \times 1$ のベクトルである。

(1) 式で求められる $\hat{\delta}_i$ は1以上の数値となる。1の値をとる事業者が最も効率的であり、1より大きな値をとる事業者は非効率であることを示している。現在投入している投入物を用いれば、現在の生産量よりも多く生産することができることを意味しているからである。

次に技術効率性に影響を与えている要因を検証する。そのために以下のような切断回帰モデルを考える。

$$\hat{\delta}_i = \mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで $\hat{\delta}_i$ は (1) により求めた技術効率性、 \mathbf{z}_i は要因のベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ は推定するパラメーターである。 ε_i は誤差項で正規分布に従うとするが、 $\hat{\delta}_i \geq 1$ であるため $\varepsilon_i \geq 1 - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta}$ となり、 $1 - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta}$ で左側を切断された切断正規分布に従う変数となる。添え字の i は第 i 番目の事業者を表している。

3.2 ブートストラップ法

Simar and Wilson (2007) は、1段階目に DEA などで効率性を求め、2段階目で効率性の要因を分析する2段階法の問題点を指摘し、問題点に対処する方法を提案している。そこで、本論文では彼らにより提案されたアルゴリズム #2 を用いて推定を行う。その手順は以下のとおりである。

【Simar-Wilson のアルゴリズム #2】

ステップ1：DEA により $\hat{\delta}_i$ を求める。

ステップ2： $\hat{\delta}_i > 1$ となるサンプルを用いて、 $\hat{\delta}_i$ の \mathbf{z}_i 上への切断回帰モデルを最尤法で推定し、推定値である $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ と $\hat{\sigma}_\varepsilon$ を求める。

ステップ3：次の (3.1) から (3.4) の手順を L_1 回繰り返す。 $(\hat{\delta}_i^*)_{i=1}^{L_1}$ を求める。

(3.1) $1 - \mathbf{z}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}$ で左側を切断された切断正規分布 $N(0, \hat{\sigma}_\varepsilon^2)$ から $\varepsilon_i (i=1, \dots, N)$ を抽出する。

(3.2) 抽出した $\varepsilon_i (i=1, \dots, N)$ により、 $\delta_i^* = \mathbf{z}_i \hat{\boldsymbol{\beta}} + \varepsilon_i$ を計算する。

(3.3) $i=1, \dots, N$ について $x_i^* = x_i$ 、 $y_i^* = y_i \times (\hat{\delta}_i / \delta_i^*)$ を作成する。

(3.4) 参照集合に x_i^* と y_i^* を用いて DEA により $\hat{\delta}_i^*$ を求める。

ステップ4：バイアスを修正した推定量 $\hat{\delta}_i$ を次式により計算する。

$$\hat{\delta}_i = \hat{\delta}_i^* - bias_i$$

バイアスは

$$bias_i = \frac{1}{L_1} \sum_{i=1}^{L_1} \hat{\delta}_i^* - \hat{\delta}_i$$

により求める⁴⁾。

4) Simar and Wilson (1998) を参照。

ステップ5: $\hat{\delta}_i$ の \mathbf{z}_i 上への切断回帰モデルを最尤法で推定し, 推定値である $\hat{\beta}$ と $\hat{\sigma}_i$ を得る.

ステップ6: 次の (6.1) から (6.3) の手順を L_2 回繰り返す, $\{(\hat{\beta}^*, \hat{\sigma}_i^*)\}_{i=1}^{L_2}$ を求める.

(6.1) $1 - \mathbf{z}_i \hat{\beta}$ で左側を切断された切断正規分布 $N(0, \hat{\sigma}_i^2)$ から $\varepsilon_i (i=1, \dots, N)$ を抽出する.

(6.2) 抽出した $\varepsilon_i (i=1, \dots, N)$ により, $\delta_i^{**} = \mathbf{z}_i \hat{\beta} + \varepsilon_i$ を計算する.

(6.3) δ_i^{**} の \mathbf{z}_i 上への切断回帰モデルを最尤法で推定し, 推定値 $(\hat{\beta}^*, \hat{\sigma}_i^*)$ を得る.

ステップ7: $\{(\hat{\beta}^*, \hat{\sigma}_i^*)\}_{i=1}^{L_2}$ および $\hat{\beta}$ と $\hat{\sigma}_i$ を用いて β のそれぞれの要素と σ_i の信頼区間を計算する.

第 h 番目のパラメーターの $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は,

$$\Pr(-b_\alpha \leq \hat{\beta}_h - \beta_h \leq -a_\alpha) = (1 - \alpha) \quad (3)$$

のように書くことができる. しかし, $\hat{\beta}_h - \beta_h$ の分布は未知であるため, a_α と b_α の値はわからない. そこで, 上の手順で求めた $\{(\hat{\beta}^*)\}_{i=1}^{L_2}$ を用いて,

$$\Pr(-b_\alpha^* \leq \hat{\beta}_h^* - \hat{\beta}_h \leq -a_\alpha^*) \approx 1 - \alpha \quad (4)$$

により a_α^* と b_α^* を見つける. (4) 式によって得られた a_α^* と b_α^* を (3) 式の a_α と b_α とすることにより, β_h の $(1 - \alpha) \times 100\%$ の信頼区間は,

$$(\hat{\beta}_h + a_\alpha^*, \hat{\beta}_h + b_\alpha^*)$$

となる⁵⁾.

Simar-Wilson のアルゴリズム #2 の計算では, DEA については R のパッケージの Benchmarking を用いて行っている. 切断正規分布からの乱数の生成については R のパッケージの truncnorm を用いている. 切断回帰モデルの推定には Stata 12 を用いた. Simar and Wilson (2007) のとおり, Simar-Wilson のアルゴリズム #2 のステップ3の L_1 は 100, ステップ6の L_2 は 2000 として計算を行っている⁶⁾.

4. データ

本論文で用いたデータは, 2012 年度の末端給水事業者のものである. 都道府県, 政令指定都市, 企業団が経営している事業者は除いている. これは, 都道府県営と企業団営の事業者は複数の市町村が含まれているため, 政令指定都市営の事業者は規模が大きすぎるためである. 政令指定都市営の事業者を除いていることについては問題があるかもしれない. また, データ

5) Simar and Wilson (2000) では効率性の信頼区間を同様に求めている.

6) アルゴリズム #2 の R Code は Machado (2013) のものを参考にしてしている.

表 1 産出物と投入物の記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年間総配水量 (千 m ³)	7,646	10,469	192	67,693
職員数 (人)	20	31	1	261
償却資産額 (千円)	9,816,827	12,414,360	172,887	92,627,347
その他投入物 (千円)	513,125	777,290	8,096	6,407,733

に不備がある事業者を除いている。さらに東日本大震災の影響をできるだけ小さくするために特定被災地方公共団体に指定されている地方自治体の運営している事業者を除いている。その結果、サンプルの大きさは 1,072 となった。

水道事業は、労働、資本、労働と資本以外の投入物の 3 つの投入物を用い、1 つの産出物を生産するものとしている⁷⁾。

労働には職員数を用いている。資本には償却資産額から減価償却費累計額を引いたものを使用している。その他投入物は動力費、光熱水費、通信運搬費、修繕費、材料費、薬品費、路面復旧費、委託料、受水費、負担金、その他を加えたものを用いている。クロスセクションデータを使用しているため、その他投入物の価格はすべての事業者で同一であると仮定していることになる。生産物には年間総配水量を用いている。これらの数値は総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑 第 60 集』から得ている。これには 2012 年度のデータが収録されている。

表 1 は、産出物と投入物の記述統計を示したものである。これを見ると規模の小さな事業者が多いことがわかる。

技術効率性に影響を与える要因としては、まず水源が考えられる。原田(2004)、吉川他(2012)において要因として取り入れられているものである。水源については、総務省が公表している『水道事業経営指標』の「団体別類型一覧表」の水源区分によりダミー変数を作成した。水源ダミー 1 は、表流水を水源とする事業者が 1、それ以外の事業者が 0 をとるダミー変数である。水源ダミー 2 は、ダムを主とする水源とする事業者が 1、それ以外の事業者が 0 をとるダミー変数である。水源ダミー 3 は、受水を主とする水源とする事業者が 1、それ以外の事業者が 0 をとるダミー変数である。『地方公営企業年鑑』では取水量ではなく取水能力の構成のみが掲載されているため、『水道事業経営指標』の分類を用いることにした。

補助金も効率性に影響する要因である。これは先行研究のほとんどが要因としているものである。補助金が増えると経営の規律が緩み非効率的になることが考えられる。ここでは補助金

7) 労働と資本以外の投入物のことを以下ではその他投入物と呼ぶことにする。

を営業収益の他会計負担金，営業外収益の国庫補助金，都道府県補助金，他会計補助金，特別利益の他会計繰入金の合計とし，それを総収益で割ることで総収益のうちどの程度を補助金で賄っているかという指標にしている．これを補助率と呼ぶことにする．反対に非効率的であるために補助金が増加するという影響も考えられる．水道事業は公営企業であるので，非効率的だからといって倒産することもないためである．この問題に簡単に対処するため，補助率には前年度の数値を用いることにした．補助金や総収益は総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑 第59集』から得ている．

施設の利用状況も効率性に影響を与える要因と考えられる．ここでは負荷率を用いている⁸⁾．負荷率は1日平均配水量を1日最大配水能力で割った数値であり，施設の利用状況を示す指標である．この指標が小さいということは，施設の能力に見合った生産が行われていないことになる．この数値は総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑 第60集』から得ている．

事業の規模も効率性に影響を与える変数である．ここでは配水能力 (m³/日) を事業の規模の代理変数としている．配水能力が大きければ，それだけ大きな施設を必要とするからである．この数値も総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑 第60集』から得ている．

顧客密度も効率性に影響を与える変数である．吉川他 (2012) や Phillips (2013) が要因としているものである．ここでは現在給水人口を導送配水管延長で割った値を顧客密度としている．この数値が大きければ，水道管のある一定の長さに対して給水人口が多いことを意味し，効率的に水を提供できると考えられる．これらの数値も総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑 第60集』から得ている．

表2 効率性に影響を与える変数の記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
水源ダミー1： 表流水	0.160	0.367	0.000	1.000
水源ダミー2： ダム水	0.066	0.248	0.000	1.000
水源ダミー3： 受水	0.304	0.460	0.000	1.000
補助率	0.042	0.082	0.000	0.613
負荷率	0.823	0.087	0.396	1.000
配水能力 (m ³ /日)	34.634	46.590	1.430	360.100
顧客密度 (人/千m)	138	83	14	595

8) 中山 (2000)，原田 (2004)，Phillips (2013) では，負荷率ではなく，1日配水能力に対する1日平均配水量の割合を示す施設利用率が用いられている．水道施設は最も需要の大きいときを想定して作られていると思われるため，ここでは負荷率を用いている．

効率性の影響を与える要因として、中山（2000）のように供給価格を用いている研究がある。しかし、供給単価を要因とするには問題点があると思われるため、本研究では使用しなかった。問題点の1つは、高田（1997）も指摘しているように供給価格が高いために非効率なのか、非効率のために供給価格が高いのかということである。もう1つは、たとえ1期前の供給価格を用いて1つ目の問題点に対処したとしても、今回考慮している水源などの他の環境要因が供給価格を高くしている可能性があることである。

表2には、効率性に影響を与える変数の記述統計を示している。

5. 分析結果

表3はDEAによる効率性の計測結果である。理論通りにバイアスを修正した方が非効率性になっている。また、効率性の範囲は他事業の結果と比較すると広がっている。

表4はCRSモデルによる効率性の切断回帰分析の結果を示している。表の2列目の係数は、バイアスを修正した技術効率性を被説明変数とするパラメーターの推定値を示している。3列目と4列目の下限、上限は、Simar-Wilsonのアルゴリズム #2のステップ7によって計算された信頼区間を示している。

水源ダミー1、水源ダミー2、水源ダミー3のいずれもが有意であり、符号は正である。『水道事業経営指標』の「団体別類型一覧表」の水源区分は「表流水」、「ダムを主とするもの」、「受水を主とするもの」、「その他」の4つの分かれている。そのため、ダミー変数の基準（3つの水源ダミー変数が0になる場合）は「その他」としている。その他は伏流水や地下水を主たる水源とする事業者と考えられる。3つのダミー変数が正であるということは、ダムを主たる水源とする事業者、受水を主たる水源としている事業者は伏流水や地下水を主たる水源とする事業者よりも非効率性となっていることを表している。原田（2004）のDEAで計測した効率性については受水の比率が高いほど非効率性となっているが、原田（2004）のSFAで計測した効率性および吉川他（2013）の技術効率性効果フロンティアモデルでは受水の比率が高いほど効率性となっている。今回はDEAを用いているが、原田（2004）のDEAで計測した効率性の結果と同様である。手法によりはっきり結果が分かれてしまっているが、その原因は今のと

表3 バイアス修正前と修正後の技術効率性

		平均	標準偏差	最小値	最大値
CRS	修正前	2.813	1.099	1.000	10.203
	修正後	3.003	1.184	1.073	10.662
VRS	修正前	2.320	1.057	1.000	10.122
	修正後	2.549	1.186	1.043	10.786

表 4 切斷回帰モデルの推定結果 (CRS モデル)

変数	係数	下限	上限
定数項	6.0733**	5.0124	7.0853
水源ダミー 1	0.5937**	0.3715	0.8096
水源ダミー 2	1.1064**	0.7834	1.4056
水源ダミー 3	1.1826**	0.9883	1.3776
補助率	4.6802**	3.6942	5.6471
負荷率	-0.0882	-1.1312	0.8820
ln 規模	-0.1006**	-0.1895	-0.0106
ln 顧客密度	-0.6090**	-0.7997	-0.4111

注：**は 5% 有意水準で有意であることを示している。
 下限, 上限は 95% 信頼区間の上限と下限を表している。

表 5 切斷回帰モデルの推定結果 (VRS モデル)

変数	係数	下限	上限
定数項	13.4763**	12.2468	14.7304
水源ダミー 1	0.4587**	0.2235	0.6768
水源ダミー 2	0.8850**	0.5498	1.2075
水源ダミー 3	1.0607**	0.8520	1.2558
補助率	3.7770**	2.8375	4.6510
負荷率	-0.5610	-1.5248	0.4457
ln 規模	-0.7815**	-0.8883	-0.6757
ln 顧客密度	-0.8036**	-1.0206	-0.5987

注：**は 5% 有意水準で有意であることを示している。
 下限, 上限は 95% 信頼区間の上限と下限を表している。

ころ不明である。

補助率も有意であり、符号は正である。収入に占める補助金の割合が高くなる事業者ほど非効率的であることを意味している。これは多くの先行研究が示している結果と同じである⁹⁾。

負荷率は、符号は負であったが、有意ではなかった。負荷率を用いている吉川他 (2012) は負荷率の上昇が効率性を高める結果を得ているのとは異なったものとなった。

規模の対数値と顧客密度の対数値の係数は有意であり、符号は負であった。規模の大きい事業者ほど効率的であり、また、顧客密度の大きい事業者ほど効率的になることが示されている。規模については Phillips (2013)、顧客密度については吉川他 (2012) や Phillips (2013) と同様の結果を得ている。

表 5 は VRS モデルによる効率性の切斷回帰分析の結果を示している。表の 2 列目の係数は、バイアスを修正した技術効率性を被説明変数とするパラメーターの推定値を示している。3 列

9) Marques et al. (2014) には、総費用に占める補助金の割合が 7% くらいまでは効率性に対して好ましい効果を与えるが、その後 20% くらいまでは好ましくない効果を与えているという興味深い結果が示されている。

目と4列目の下限、上限は、Simar-Wilson のアルゴリズム #2 のステップ7によって計算された信頼区間を示している。

VRS モデルの結果は CRS モデルの結果と係数の有意性や符号は同じである。しかし、絶対値で見ると、VRS モデルの方が CRS モデルの方よりも正の係数の大きさは小さくなっていて、負の係数の大きさは大きくなっている。定数項を除けば、特に補助率の係数と規模の対数値の係数の違いが目立っている。

6. 結論と今後の課題

本論文は、Simar-Wilson のアルゴリズム #2 を用いて、わが国の水道事業の効率性に影響与えている変数について分析を行った。その結果、主として伏流水・地下水を水源としている事業者よりも表流水、ダム水、受水を水源としている事業者の方が非効率的事業者であることが示された。また、補助金の総収益に占める割合が高い事業者は非効率的事業者であることが示された。さらに、企業規模が大きい事業者ほど効率的であること、顧客密度の大きい事業者ほど効率的であることが示された。

今後の課題としては、効率性に影響を与えている要因が本研究のものだけでよいのか検討すること、他の年のデータや DEA 以外の方法でも確かめてみることである。そして、このような研究をさらに行い、事業者の責任ではない非効率性を取り除いた上で、水道事業に競争的な環境を導入するにはどうしたらよいかを検討することがさらなる課題である。

謝辞

向井清史先生には、名古屋市立大学大学院経済学研究科に赴任してから公私にわたり大変お世話になりました。心より感謝申し上げます。なお、本研究は科研費（25518010）の助成を受けています。

参考文献

- Aida, K., W. W. Cooper, J. T. Pastor, and T. Sueyoshi (1998), "Evaluating water supply services in Japan with RAM: A range-adjusted measure of inefficiency," *Omega*, Vol. 26, No. 2, pp. 207-232.
- Coelli, T. J., D. S. P. Rao, C. J. O'Donnell, G. E. Battese (2005) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2nd Edition, New York, Springer.
- 原田禎夫 (2004) 「水道事業の効率性分析」『経済学論叢』(同志社大学経済学会) 第 55 卷, 第 4 号, pp. 565-598.
- 笠井文雄 (2010) 「わが国水道事業の効率性に関する考察 —サービス品質と外部環境要因を考慮した比較分析—」『商学研究科紀要』(早稲田大学大学院商学研究科) 第 71 卷, pp. 337-350.
- Machado, F. V. P. (2013) "Decentralization and

- accountability: The curse of local underdevelopment,” Inter-American Development Bank, IDB Working Paper, No. IDB-WP-397.
- Marques, R. C., S. Berg and S. Yane (2014) “Nonparametric benchmarking of Japanese water utilities: Institutional and environmental factors affecting efficiency,” *Journal of Water Resources Planning and Management*, Vol. 140, No. 5, pp. 562-571.
- 中村春雄 (2012a) 「環境要因が日本の水道事業の効率性に与える影響に関する分析」『公益事業研究』第64巻, 第1号, pp. 15-24.
- 中村春雄 (2012b) 「DEAによる日本の水道事業の部門別効率性の分析」『公益事業研究』第64巻, 第2号, pp. 11-21.
- 中山徳良 (2000) 「水道事業における技術非効率性の計測と原因」『公益事業研究』第52巻, 第2号, pp. 91-96.
- 中山徳良 (2002a) 「水道事業の経済効率性の計測」『日本経済研究』第45号, pp. 23-40.
- 中山徳良 (2002b) 「兵庫県における水道事業の効率性と生産性」『地域学研究』第32巻, 第3号, pp. 161-173.
- 中山徳良 (2003) 「確率的フロンティアを用いた水道事業の効率性分析」『経済政策ジャーナル』第1巻, 第1・2号, pp. 102-110.
- Phillips, M. A. (2013) “Inefficiency in Japanese water utility firms: A stochastic frontier approach,” *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 44, No. 2, pp. 197-214.
- Simar L., and P. W. Wilson (1998), “Sensitivity analysis of efficiency scores: How to bootstrap in nonparametric frontier models,” *Management Science*, Vol. 44, No. 1, pp. 49-61.
- Simar L., and P. W. Wilson (2000), “Statistical inference in nonparametric frontier models: The state of the art,” *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 13, No. 1, pp. 49-78.
- Simar L., and P. W. Wilson (2007), “Estimation and inference in two-stage semi-parametric models of production processes,” *Journal of Econometrics*, Vol. 136, No. 1, pp. 31-64.
- 高田しのぶ (1997) 「水道事業の経営効率に関する研究 —DEAによるアプローチ—」筑波大学大学院農学研究科修士論文.
- 高田しのぶ・茂野隆一 (2001) 「水道事業の効率性格差とその要因」『筑波大学農林社会経済研究』No. 18, pp. 31-47.
- Yane, S., and S. Berg (2013) “Sensitivity analysis of efficiency rankings to distributional assumptions: Applications to Japanese water utilities,” *Applied Economics*, Vol. 45, No. 17, pp. 2337-2348.
- 吉川丈・磯合良輔・矢根遥佳・矢根眞二 (2012) 「確率的生産フロンティアと環境変数：技術効率性効果フロンティアモデルの上水道事業への適用」『桃山学院大学経済経営論集』(桃山学院大学総合研究所) 第53巻, 第4号, pp. 59-97.