上水道の検針データを用いた世帯別 日使用水量の推計

津田守正¹・岩見洋一²

¹正会員 博士 (工) 国立研究開発法人 土木研究所 水災害・リスクマネジメント国際センター
(〒305-8516 茨城県つくば市南原 1-6)
E-mail: mori-tsuda@pwri.go.jp

²正会員 工修 国立研究開発法人 土木研究所 水災害・リスクマネジメント国際センター
(〒305-8516 茨城県つくば市南原 1-6)
E-mail: y-iwami@pwri.go.jp

近年の家庭等における節水型機器の普及や、洗濯等における水の再利用など、家庭の水使用形態の変化を、長期的な水資源計画等において考慮することが重要になってきている。本論文では、上水道の給水制限時における、家庭の使用水量の変化を詳細に推計するため、複数月の使用水量の集計値である世帯別検針データから、集計値の時間的配分手法を用いて、日使用水量を推計する手法を提案した。上水道の検針データは世帯により集計期間が異なるため、給水制限時の使用水量を横並びで比較することが困難であるが、提案した手法により日使用水量が推計されるため、統一的な評価が可能となる。本手法を適用することで、世帯毎の検針日の相違にかかわらず、同等の推計結果が得られることを示した。

Key Words: temporal disaggregation, household water consumption, water supply restriction

1. はじめに

家庭等における節水型機器の普及や、水の再利用などの水使用形態の変化を、渇水時の貯水池等の利水運用や、長期的な水資源開発計画において考慮することが重要になってきている。普段から水の再利用が実施されると、渇水時に、追加的に水の再利用を実施する余地が縮小する^{1),2)}ため、減圧給水や時間給水といった、上水道の給水制限が実施されても、使用水量が抑制されにくく、小雨の長期化に備えるための、水源の温存が困難になる。よって、家庭等の水使用形態の変化が、平常時の上水道の需要量や給水制限時に追加的に実施される節水量にどのように作用するかを、定量評価することが重要である。

上水道の給水量は、家庭や業務など様々な用途に利用され、給水量に占める各用途の比率は経年的に変化している。また、渇水時には家庭の水使用に対して優先的な配慮がなされることから、家庭における水使用形態の変化を把握することはきわめて有意義である。

また、我が国では、減圧給水や時間給水の強度は、降雨や水源等の状況に応じて、日単位できめ細かく調整されるため、日単位の解析が必要である。しかし、上水道の日使用水量は、水道事業者において、用途別に集計されていない。各世帯の水道使用水量の検針は、通常、数か月間隔で行われ、水道事業者内の検針値の集

計値が、調定水量として月単位で集計されている。

このような、上水道の用途別日使用水量を用いた解析の要請に対して、筆者らは、月単位の調定水量を用いて、上水道利用者あたりの平均的な用途別日使用水量を自治体単位で推計する、複数の手法を提案してきた^{3),4),5)}。特に、計量経済学の分野において適用されてきた、集計値を用いて高頻度の時系列値を推計する手法^{6),7)}を応用し、月単位で集計された自治体単位の調定水量を、調定水量の集計方法を考慮して、時間的に配分し、日使用水量を推計する手法を提案した⁵⁾。これより、自治体や年代により集計方法が異なり、直接比較することができなかった、上水道の用途別使用水量を、日使用水量という、統一的な尺度で評価することが可能となった。

一方で、少子高齢化や核家族化等、世帯特性の変化が、給水制限の効果に与える影響を、渇水時の水源運用や給水圧のコントロール、長期的な水資源計画において考慮するうえで、世帯特性別の解析が重要である。従来、世帯特性別の水使用特性を把握するため、家庭の使用水量を直接計測する方法⁸⁾が用いられてきたが、この方法では、得られるデータ数に限りがあり、給水制限の効果把握した研究は限定されている。また、水道事業者により、水道利用者ごとの水道料金を計算するために集計されている上水道の検針データ⁹⁾は、大量の蓄積があるものの、世帯ごとに異なるタイミングで

検針が行われるため、給水制限による使用水量の低減量を、世帯間で比較することは、きわめて困難である。

一方、上述した集計値の時間的配分手法は、複数月に1度の頻度で行われる、世帯単位の使用水量の検針データにも適用可能である。大量のデータを用いた解析を行う上で、検針データの活用が有効であり、本手法により、世帯別日使用水量に変換することで、世帯間の比較を、同一の尺度で行うことが可能になる。

そこで、本論文では、上水道の給水制限による使用水量の変化を、世帯別に定量評価する手法を構築することを目的として、集計値の時間的配分手法を上水道の世帯別検針データに適用する。また、時間的配分手法を適用するうえで課題となる、分散行列の設定についても検討を行う。この手法を、愛媛県松山市の世帯別使用水量に適用し、給水制限時の水使用実態を把握する上での有用性と、今後の課題について考察を行う。

2. 解析手法

(1) 集計値の時間的配分手法の概要

集計値の時間的配分手法については、既往文献⁵⁾に概要を示しているとおりであり、本論文においても同様に、基本的には、Chow-Lin⁶⁾に従っている。

まず、ベクトル Y と、 p 種類の観測データ $X(x_1, x_2, \dots, x_p)$ に線形の相関関係があると仮定する。 Y の集計値である Y^* 、 Y と Y^* の関係を表現する集計行列 C 、 Y を X で回帰した際の誤差項 u の分散行列 V をもとに、 Y の最良線形不偏推計値 Y_e を求める。推計値 Y_e は、集計行列 C により集計した場合に、 Y^* と整合するように決定される。

まず、ここでは、要素数 n の集計系列 Y^* をもとに、これを時間的に3分割した要素数 $3n$ の未観測の系列 Y を推計する場合を例に、時間的配分手法の概要を示す。なお、これ以降「*」は集計値を意味する。 Y と X には、以下の関係があると仮定する。

$$Y = X\beta + u \quad (1)$$

Y は要素数 $3n$ のベクトル、 X は要素数 $3n \times p$ の行列である。誤差項 u は平均0、分散行列 $V(3n \times 3n)$ の確率変数である。このとき、 Y^* は、集計行列 $C(n \times 3n)$ と Y により、式 (2) のように表される。

$$Y^* = CY \quad (2)$$

集計行列 C は以下の形である。

$$C = \begin{pmatrix} 111000000 & \dots & 0 \\ 000111000 & \dots & 0 \\ 000000111 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 000000000 & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (3)$$

Y の推計値 Y_e は、以下の式 (4)～式 (6) により得られる。なお「 T 」は転置行列を表す。

$$Y_e = X\hat{\beta} + (V_Z^* V^{*-1})u^* \quad (4)$$

ここで、

$$\hat{\beta} = (X^{*T} V^{*-1} X^*)^{-1} X^{*T} V^{*-1} Y^* \quad (5)$$

$$\hat{u}^* = Y^* - X^* \hat{\beta} \quad (6)$$

なお、式 (4)、式 (5) 中の $V^* = CVC^T$ 、 $X^* = CX$ 、 V_Z^* は、 Y と Y^* の共分散行列で、 $V_Z^* = VC^T$ である。

誤差項 u が平均0、標準偏差 σ のホワイトノイズである場合、分散行列 V_n は、以下の形で表される。

$$V_n = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (7)$$

なお、右辺第1項の分散 σ^2 は、式 (4) 及び式 (5) 中の分母、分子の V_Z^* 、 V^* により打ち消されるため、 Y_e を推計するうえで設定する必要は無い。なお、このことは、後述する V_f 、 V_q を分散行列として用いた場合においても同様である。

誤差項 u が相関係数 a の1階の系列相関を持つAR(1)モデルに従う場合、 t 期、 $t-1$ 期の誤差 u_t 、 u_{t-1} の関係は、平均0、分散が σ^2 の確率変数 e_t により、式 (8) で表される。

$$u_t = au_{t-1} + e_t \quad (8)$$

このとき、誤差項 u の分散行列 V_f は、以下の形になる。

$$V_f = \frac{\sigma^2}{1-a^2} \begin{pmatrix} 1 & a & a^2 & \dots & a^{3n-1} \\ a & 1 & a & \dots & a^{3n-2} \\ a^2 & a & 1 & \dots & a^{3n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a^{3n-1} & a^{3n-2} & a^{3n-3} & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (9)$$

さらに、Denton¹⁰⁾により示された、誤差項が $u_t = u_{t-1} + e_t$ のランダムウォークモデルに従う場合、分散行列 V_q は、以下の形で示される。

$$V_q = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 2 & 2 & \dots & 2 \\ 1 & 2 & 3 & \dots & 3 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 2 & 3 & \dots & 3n \end{pmatrix} \quad (10)$$

以上より、 Y^* 、 X 、 C 、 V を用いて、 Y の推計値 Y_e を得ることができる。

(2) 世帯別水道使用量検針データへの適用方法

前節で述べた集計値の時間的配分手法を、世帯別水道使用量検針データによる日使用水量の推計に適用する。上水道の検針により得られた検針水量を y_m^* ($m = 1, \dots, M$) とすると、 y_m^* は、前節における集計値 Y^* の要素に相当する。 y_m^* の検針日を t_m とする。ただし $t_0 = 1$ とする。 t 日 ($t = 1, \dots, t_M - 1$) における未観測の日使用水量 y_t とすると、 y_t は前節の Y の要素に相当する。 y_m^* には、前回の検針日から今回の検針日の前日までの使用水量が集計されていると考えると、 y_m^* と y_t の関係は、以下の式(11)で表される。

$$y_m^* = \sum_{t=t_{m-1}}^{t_m-1} y_t \quad (11)$$

この関係から、集計行列 C は、以下の式(12)で表される。

$$C = [c_{ij}]_{ij}^{(M, t_M-1)}$$

$$c_{ij} = \begin{cases} 1 & (t_{i-1} \leq j < t_i - 1) \\ 0 & (j < t_{i-1}, t_i - 1 \leq j) \end{cases} \quad (12)$$

さらに、日単位の給水制限強度など y_t と相関すると考えられる説明変数 X 、前節で述べた分散行列 V を設定することで、式(4)～式(6)を用いて、 y_t の推計値を得ることができる。

3. 実地域への適用

(1) 対象地域の概要

松山市では、上水道利用世帯の検針は2ヶ月に1度の頻度で行われる。検針は各月の1日から25日頃までの間に、世帯毎に順次行われる。

解析は2004年4月から2008年3月までの期間を対象に行った。このうち、2007年には給水制限が行われ、上水道の給水圧を減圧する減圧給水が行われた。このときの給水制限の概要を、表-1に示す。

表-1 解析期間中の給水制限の概要

年度	給水制限期間	日数	最大制限
2007	2007.6.12～2007.7.5	24日	50%減圧

図-1 年平均使用水量の度数分布 (2004- 2007 年度)

(2) 適用方法

解析に用いた世帯別検針データは、水道事業者より提供を受けた。事前に水道事業者において、世帯規模、地区等が均等になるように抽出されたうえで、世帯が判別できないよう、地区、口径、検針日、検針水量等の情報が抽出されたうえで提供を受けた。こうした処理において、相応の作業が必要になったことから、今回は200世帯分のデータの提供を受けた。提供を受けた200世帯の年平均使用水量の分布を、図-1に示す。40 m^3 から260 m^3 に多くの世帯が分布している。

t 日の世帯別使用水量 y_t は、給水制限強度(減圧給水率)と年周期の変動を考慮して、式(13)の回帰モデルで表現されると仮定した。

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 press_t + \beta_2 \sin(2\pi day_t / 365) + \beta_3 \cos(2\pi day_t / 365) + u_t \quad (13)$$

給水制限の影響は $press_t$ により表現することとした。通常時の給水圧を100%とし、給水制限率(%)を差し引いた値を用いた。年周期の変動は、右辺第3項、第4項により、年ごとの1月1日からの通し番号 day_t を用いて、 $\sin$ 、 $\cos$ 関数で表現した。この期間の松山市の上水道の給水量は、基本的に夏場に多く、冬場に少ない傾向にある。上水道の給水量の約3/4は家庭用が占めることから、世帯別使用水量についても同様の変動傾向にあると仮定した。 u_t は誤差項である。

約2か月間の使用水量の合計値である検針データを、第2章第1節の集計値 y_m^* と考える。式(1)の

図-2 共分散行列 V による比較 (2005 年度)

図-3 共分散行列 V による比較 (2007 年度)

X は、式 (13) 中の定数項、 $press_t$ 、 $\sin(2\pi day_t/365)$ 、 $\cos(2\pi day_t/365)$ に対応し、定数 β の推定は世帯別に行った。式 (2) における集計行列 C は、各検針データ y_m^* の集計期間により、第 2 章第 2 節の式 (12) に基づき定めた。誤差項の共分散行列 V については、式 (7)～式 (10) に示す誤差項が完全独立の場合、相関係数 0.5 の 1 階の系列相関がある場合、ランダムウォークモデルに従う場合の 3 種類を比較することとした。

4. 適用結果

(1) 誤差項の形式の比較

年間の使用水量が約 200 m^3 であり、平均的な水使用状況にあると考えられる世帯 No.4 を例に、誤差項の形式が、完全に独立の場合、相関係数 0.5 の 1 階の系列相関が存在する場合、ランダムウォークモデルに従う場合を比較した。この世帯では、偶数月の 10 日頃に検針が行われた。給水制限が実施されなかった 2005 年度と、6 月から 7 月にかけて給水制限が実施された 2007 年度の結果を、それぞれ、図-2、図-3 に示す。

図-2 をみると、ランダムウォークモデルは連続的な値となっているものの、他のモデルは、検針が行われた

偶数月の 10 日前後において不連続になっている。これに関連して、筆者らが別途行った研究において、自治体単位の調定水量から、日使用水量を推計した場合には、誤差項の形式により結果に大きな違いは生じなかった。文献⁵⁾ に示したように、調定水量から日使用水量を推計する場合、集計行列 C は、1 日ごとの検針件数、検針日毎の集計期間を考慮しなければならないため、検針データから世帯別日使用水量を推計する場合と比べて複雑である。このため、合計した場合に調定水量と整合するような、日使用水量のとり得る範囲が小さく、誤差項の形式による差が生じにくいと考えられる。

一方で、検針データから世帯別日使用水量を推計する際の集計行列 C はより単純であり、日使用水量がとり得る幅が比較的大きい。このため、モデルによる推計結果に違いが生じたと考えられる。本論文では比較的単純な 3 ケースの比較を行ったが、より複雑なモデル^{11),12)} の適用の可能性についても検討の余地がある。

また、今後、実際の日使用水量データとの比較による検証が必要である。近年、水道事業者により、水道スマートメータの実証実験も行われるようになってきており、こうした取り組みとも連携の可能性を図りつつ、モデルの妥当性を検証することが考えられる。

図-3 より、2007 年度の推計結果をみると、ランダムウォークモデルは、他のモデルと比べて、給水制限時の使用水量の低減量が大きかった。給水制限時の使用水量の低減量は、誤差項が独立の場合と 1 階の系列相関の場合は 0.3 m^3 、ランダムウォークモデルは 4.0 m^3 であり、10 倍以上の差があった。誤差項が独立の場合と、1 階の系列相関の場合は、ある日の誤差の影響は、日数の経過により急速に低減する。そのため、図-2 でもみられたような、調定日前後の不連続と、給水制限による使用水量の低減が、モデル上、明確に区分されず、給水制限による使用水量の低減量が過小評価されている可能性がある。一方、ランダムウォークモデルは、より長期間における連続性も踏まえて、使用水量が推計されるため、給水制限による使用水量の低減量が、他の 2 モデルと比べて明確に区分されると考えられる。

以上のように、検針日が世帯によって異なるという状況において、給水制限時の使用水量の低減量の比較を行う上では、給水制限未実施時に段差の無い連続的な日使用水量推計値が得られ、給水制限の影響をより明確に判別できる点から、ランダムウォークモデルが有利と考えられる。そこで、以降の検討では、誤差項としてランダムウォークモデルを適用することとした。

図-4 世帯間の検針値の比較

図-5 世帯間の使用水量の比較 (2005 年度)

(2) 世帯間の推計使用水量の比較

年使用水量が約 200 m^3 であった 5 世帯 (世帯 No.4, No.23, No.67, No.154, No.189) を対象に、世帯間の比較を行った。図-4 に、各世帯の検針データを示す。プロットは検針が実施された日である。世帯によって検針タイミングが異なり、世帯 No.4, No.154, No.189 は、偶数月に検針が行われ、世帯 No.23, No.67 は、奇数月に検針が行われた。このため、2007 年 6 月 12 日から 7 月 5 日にかけて実施された給水制限期間中の使用水量は、世帯 No.4, No.154, No.189 については、8 月の検針に反映され、世帯 No.23, No.67 は、7 月の検針に反映されている。各世帯とも、この期間の検針値が若干少ない特徴はみられるが、検針値の変動が大きいため、2007 年度の給水制限時に、使用水量がどの程度低減したかを定量的に判別することは困難である。

2005 年度、2007 年度の日使用水量推計結果を、図-5、図-6 に示す。図-5 から、各世帯がそれぞれ異なる変動傾向にあることが示唆される。特に、世帯 No.4, No.67, No.154 は、年間を通じて、使用水量の増減が少なく、比較的安定しているが、世帯 No.23, No.189 は、冬場は比較的安定しているものの、夏場の増減が大きい。

図-6 に示す 2007 年度の結果からは、いずれの世帯においても給水制限時に使用水量が低減している状況が表現されており、この手法が給水制限時の使用水量を推計するうえで有用であると考えられる。給水制限により、世帯 No.4 については、使用水量が約 4.0 m^3 低減したと推計される。No.23, No.67, No.154, No.189 は、それぞれ約 1.3 m^3 、約 2.2 m^3 、約 4.8 m^3 、約 1.2 m^3 低減したと推計される。2005 年度に夏場の使用水量の増減が大きい傾向がみられた世帯 No.23, No.189 の低減量が少ない。この理由として、夏場の使用水量の増減が大きい世帯では、給水制限時の使用水量の低減と夏場の増減が、適切に区分されていない可能性がある。

図-6 世帯間の使用水量の比較 (2007 年度)

これについては、モデルの適用性も含めて、さらなる検討の余地がある。

(3) テストデータを用いた検針日の影響の比較

検針日の相違による推計結果への影響を、より詳細に把握するために、テストデータを用いた検証を行った。日使用水量の年変動が、振幅 0.2 m^3 の sin 曲線により表現され、2 月 1 日の日使用水量が 0.6 m^3 、8 月 1 日の日使用水量が 0.8 m^3 になると仮定した。検針が奇数月 1 日に行われる場合、奇数月 15 日に行われる場合、偶数月 1 日に行われる場合、偶数月 15 日に行われる場合の 4 ケースを想定し、それぞれのケースごとの仮想的な検針データを作成した。作成した検針データを用いて日使用水量を推計し、検針日の違いによる結果の比較を行った。計算期間は 2004 年 4 月 1 日から 2008 年 3 月 31 日までとし、2007 年 6 月 15 日から 25 % の減圧が開始され、7 月 1 日からは 37.5 %、7 月 11 日から 50 %、7 月 21 日から 37.5 %、8 月 1 日から 20 日まで 12.5 % の減圧が課され、使用水量がそれぞれの制限率に比例して、 0.05 m^3 、 0.075 m^3 、 0.1 m^3 、 0.075 m^3 、 0.025 m^3 減少したと仮定した (テストデータ 1)。給

図-7 テストデータ 1 を用いた推計結果 (2007 年度)

図-8 テストデータ 2 を用いた推計結果 (2007 年度)

水制限により、合計 3.9 m^3 低減したと仮定したものである。

2007 年度の計算結果を、図-7 に示す。推計結果は、検針日に関わらず、いずれも元データと一致しており、給水制限による低減量は合計 3.9 m^3 であった。これより、式 (13) の回帰モデルが正しく特定化され、誤差が存在しない場合には、本手法により良好な推計結果が得られると考えられる。

次に、給水制限強度と使用水量の低減量が比例しない場合を考えた。給水制限率は、ケース 1 と同様とした。ただし、給水制限による使用水量の低減量が、若干ランダムに変動すると仮定した。6 月 15 日からの使用水量の低減量は 0.05 m^3 、7 月 1 日からはケース 1 よりも低減量が若干多く 0.08 m^3 、7 月 11 日はケース 1 と同様に 0.1 m^3 とした。この後、給水制限強度は低減されていくが、実際の渇水時にもみられるように、節水行動が継続して行われると考え、節水量がケース 1 と比べて多くなった場合を想定した。7 月 21 日からの低減量は 0.09 m^3 、8 月 1 日からは 0.06 m^3 とした。さらに、8 月 21 日から 8 月 31 日まで、給水制限が実施されていなかったが、 0.025 m^3 の減量が継続したと想定した。これより、使用水量の低減量は、合計 5.095 m^3 となる。

2007 年度の計算結果を、図-8 に示す。検針日によって若干の違いがみられ、奇数月 1 日に検針が行われる場合、給水制限による低減量は 3.48 m^3 、奇数月 15 日は 4.33 m^3 、偶数月 1 日は 5.63 m^3 、偶数月 15 日は 4.97 m^3 であった。本ケースは、若干極端なケースを想定したものではあるが、使用水量にランダムな誤差が含まれる場合や、式 (13) の回帰モデルが適切に設定されなかった場合には、検針日の違いにより推計値に相違が生じることが示唆される。

以上より提案した手法は、1 年周期で使用水量が増減するような年間変動の場合は、回帰モデルが適切に特定化されていれば、検針日の違いに関わらず、良好な

推計結果が得られると考えられるが、誤差の影響により、推定結果に若干の違いが生じる可能性がある。また、本論文では、単純な年周期を示す sin 曲線を考えたが、週変動が含まれる場合など、様々なケースが考えられる。こうした影響を把握するうえで、シンプルなケースに対して誤差を少しずつ加えていった場合の変化を、細かく把握するというアプローチも考えられる。これについては、今後のさらなる課題とし、より詳細に検討を行いたいと考えている。

5. おわりに

本研究では、世帯特性の変化に伴う渇水時の水源運用、長期的な水資源計画の立案に資することを目的として、給水制限による使用水量の変化を、世帯別に定量評価する手法を検討した。複数月単位で世帯別に集計されている、上水道の世帯別検針データに対して、集計値の時間的配分手法を適用し、推計した世帯別日使用水量をもとに給水制限の影響を評価する手法を提案した。得られた主な結論は、以下のとおりである。

1. 集計値の時間的配分手法により、世帯別日使用水量を推計することが可能であり、世帯によって集計期間が異なり、直接の比較が困難であった給水制限による上水道の使用水量の変化を、日使用水量という横並びの尺度で比較することが可能である。
2. 使用水量が 1 年周期で増減するような単純な変動特性を示す場合には、検針日の相違にかかわらず、給水制限時の使用水量の低減量については、同等の推計結果が得られる。一方で、使用水量の低減量にランダムな増減が含まれる場合には、検針日の違いにより推計結果に影響が生じる可能性があるため、より詳細な検討が必要である。

3. 時間的配分手法を適用するうえで仮定する，誤差項の形式によって，異なる推計結果が得られた．日使用水量を表現するうえで適したモデル形式について，さらに検討の余地がある．また，どのようなモデルが適切かを判断するためには，実測日使用水量データとの比較による検証が必要である．近年，水道事業者により，水道スマートメータの実証実験も行われるようになってきている．こうした取り組みと連携しつつ，モデルの妥当性を検証することも考えられる．
4. 提案した手法により推計した世帯別日需要量を地区内で重ね合わせることで，地区別の需要量の推計が可能であり，たとえば地区別漏水量の推計等にも応用できる可能性がある．

謝辞： 本検討に用いた上水道の世帯別検針データは，松山市公営企業局より提供を受けた．ここに記し，謝意を表す．

参考文献

- 1) 村川三郎，西田勝，北山広樹，西名大作，周南，宮山博司：福岡市の住宅団地 10 年間における水使用構造の比較，日本建築学会計画系論文集，No.554，pp.47-53，2002．
- 2) Kenney, D. S., R. A. Klein and M. P. Clark: Use and effectiveness of municipal water restrictions during drought in Colorado, *J.Am. Water Resour. Assoc.*, Vol.40, No.1, pp.77-87, 2004.
- 3) 津田守正：節水型機器普及による漏水被害軽減の可能性：香川県高松市を例として，土木学会論文集 G (環境)，Vol.67, No.6, II.129-II.134, 2011．
- 4) 津田守正，西田修三，入江政安：水道の需要抑制による漏水被害軽減効果の定量解析，土木学会論文集 B1 (水工学)，Vol.68, No.4, I.1441-I.1446, 2012．
- 5) 津田守正，岩見洋一：上水道の用途別月使用水量の時間的配分による用途別日使用水量の推計，土木学会論文集 G (環境)，Vol.71, No.6, II.387-II.395, 2015．
- 6) Chow, G.C., A. Lin: Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series, *Rev. Econ. Stat.*, Vol.53, No.4, pp.372-375, 1971.
- 7) Fernandes, R. B.: A methodological note on the estimation of time series *Rev. Econ. Stat.*, Vol.63, No. 3, pp.471-476, 1981.
- 8) 竹崎義則，山海敏弘：戸建住宅における節水機器の使用効果に関する研究-節水機器設置前後の給水の水量変化に関する実験的研究(その 1) -，日本建築学会環境系論文集，Vol.74, No.644, pp.1145-1154, 2009．
- 9) 清水聡行，東祐亮，谷口久美子，山田淳：多変量解析法を用いた家庭用水の需要予測に関する一考察，土木学会論文集 G (環境)，Vol.68, No.1, pp.72-83, 2012．
- 10) Denton, F. T.: Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. *J. Am. Statist. Assoc.*, Vol.66, No. 333, pp.99-102, 1971.
- 11) Silva, J. M. C. Santos and F. N. Cardoso: The Chow-Lin method using dynamic models, *Econ. Model.*, Vol.18, pp.269-280, 2001.
- 12) Guay, A. and A. Maurin: Disaggregation methods based on MIDAS regression, *Econ. Model.*, Vol.50, pp.123-129, 2015.

(2016. 3. 22 受付)

ESTIMATION OF DAILY HOUSEHOLD WATER CONSUMPTION USING METERED WATER CONSUMPTION DATA

Morimasa TSUDA and Yoichi IWAMI

Considering the changes in household water consumption characteristics such as water saving appliances and water reuse is important for designing long term water resources management plan and reservoir operation during drought period. This paper suggested estimating method of daily household water consumption during water supply restrictions using metered water consumption, which is total of water consumption for several months. Temporal disaggregation technique was applied to the estimation. Because date of metering are different between households, quantitative analysis on water consumption during water supply restrictions using metered water consumption data was difficult. However it is easily conducted by using estimated daily water consumption by this method.