

パネルデータによる家計電力需要関数の推定 Estimation of Household Electricity Demand Functions with Panel Data

趙 彤・徳島大学大学院社会産業理工学研究部

摘 要

本稿では沖縄電力を除く電力会社 9 社の管内を対象として、2000 年から 2015 年のパネルデータによる家計の電力需要関数を計測する。電力需要の価格弾力性と価格交差弾力性は先行研究と似たような結果が得られた。しかし、電力需要の所得効果と人口効果については、電力需要と全く無相関という先行研究と全く異なった結果が得られた。このような違いは推定の期間によるものであるが、電力政策は経済状況や人口状態の変化に基づいて立案すべきで、本稿はこのような変化に実証的なエビデンスを提供する。

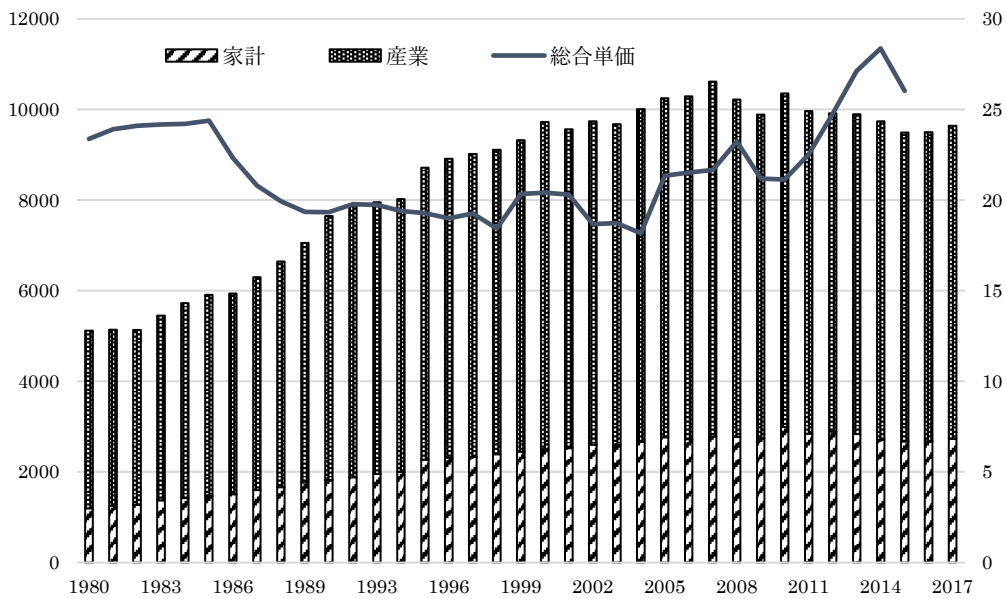
Summary

In this paper, we measure household electricity demand functions using panel data from 2000 to 2015 for the nine Japanese electric power companies, excluding Okinawa Electric Power Company. We find that the price elasticity of electricity demand and the cross-price elasticity of electricity demand are similar to previous studies. However, the results for the income and population effects of electricity demand are quite different from those of previous studies, the income and population effects of electricity demand are completely uncorrelated with electricity demand in this paper. Although these differences are due to the period of the estimation, electricity policy should be formulated based on changes in current economic and population conditions, and this paper provides empirical evidence for such changes.

1. はじめに

本稿は、沖縄電力を除く電力会社 9 社の管内を対象として、パネルデータによる家計（電灯）電力需要関数を計測する。さらに、戦後一貫して上昇してきた電力需給が 2011 年東日本大震災以降、突然下降トレンドに変化しつつある。なぜこのような長期トレンドの変更が起こったか、その理由を探ってみる。とりわけ、電力価格変化と長期経済停滞が電力需要に与える影響を分析する。

図 1 家計・産業電力需要と電力総合単価



出典：資源エネルギー庁「総合エネルギー統計」及び東京電力ホームページ

注：電力総合単価は東京電力が発表した管内の電力販売価格の加重平均である。2016年と2017年は発表されていない。

図 1 は日本の家計・産業の電力需給（右軸）と電力の総合単価（左軸）である。図のように、東日本大震災が起こった 2011 年まで、多少の上下があるものの、増加のトレンドが常に保っていた。その中に家計の電力需要も同じ傾向である。しかし、家計の電力需要は絶対的な量が増えた上に、その相対的な割合は 1980 年の 23.4% から 1990 年の 23.8%、2000 年の 25.7%、2010 年の 28.9%、2017 年の 28.4% と徐々に増加してきた。また、エネルギー起源二酸化炭素排出量の推移をみると、2017 年度の家庭部門の排出量は 1 億 8,670 万トンであり、1990 年の 1 億 2,870 万トンと比較すると 45.1% 増加し、増加率がもっとも大きな部門である¹。

ほとんどの先行研究は電力需要の価格弾力性をフォーカスして研究を進めていた。しか

¹ 全国地球温暖化防止活動推進センターのホームページ（2022 年 3 月閲覧）

し、図 1 から分かるように、2004 年までは電力総合単価は緩やかに下落するとともに電力需要が増加していた。2004 年以降、電力総合単価は上昇トレンドになったが、電力需要は 2011 年まで上昇トレンドを維持した後、減少トレンドになった。この事実は電力需要に価格の他に別の要因が影響していたのではないかと示唆している。バブル経済が崩壊した以降、日本の経済が停滞したとともに、少子高齢化にも突入してしまった。経済の低迷や人口の減少が電力需要の減少に繋がったのではないかと考えるのが自然である。本稿ではこれらの要因についても実証モデルを用いて検証してみる。

本稿の構成は下記の通りである。次節は電力需要に関する先行研究をサーベイする。第 3 節は研究手法を説明し、第 4 節は利用するデータを紹介する。第 5 節は推計結果を示し、簡単に分析する。第 6 節は本稿のまとめとして論文のインプリケーションを考察する。

2. 先行研究

電力産業が強い自然独占性をもつ産業である上、電力が生活維持に絶対欠かせないであるため、2000 年初頭までは電力需要の価格弾力性が極めて小さいと想定され、家計（電灯）及び産業（電力）需要の価格弾力性の値は 0.1、もしくは 0 に近い（大河原他, 1989; 山野, 1999）。Bernstein and Griffin (2005) はプーリングデータを用いて全米 9 地域別に家庭と商業における電力需要の価格弾力性を計測し、家庭では短期が 0.054~0.318、長期が 0.058~0.618、商業では短期が 0.158~0.306、長期が 0.371~1.422 と、価格弾力性が非常に低い地域も存在することが示されている。

大塚他(2013)は電力会社 9 社の管内の電灯・電力需要の価格弾力性を推定した。全国ベースでは電灯需要の価格弾力性は短期で 0.483、長期で 1.541 と高い一方、電力需要は短期で 0.191、長期で 0.445 と低いことを明らかにした。

島田(2012)は 9 地域圏のパネルデータを用い、変数の定常性や共和分関係を考慮した誤差修正モデル (ECM) による Granger 因果性の分析を実施した。家計の最終消費支出と家庭電力需要の間には双方向に正の因果性があり、家庭電力需要と電力料金の間には双方向に正負の因果性がある。家計の電力需要の価格弾力性は-0.481 である。

谷下(2009)は 9 地域圏のパネルデータを使い固定効果モデルを用いて家計電力需要量の価格弾力性を推定した。価格弾力性の値は短期で約-0.5~-0.9、長期で約-1.0~-2.7 と推定され、他の先行研究よりかなり大きくなった。さらに、弾力性の値は地域によって異なり、大都市の多い関東、関西と中部は北海道、東北、北陸、中国、四国と九州より大きい。

欧米諸国では家庭の電力需要と価格・所得との関係に関する研究蓄積が進んでおり、Espey and Espey (2004) は 36 の研究からえられた価格弾力性と所得弾力性のメタアナリシスを行い、短期価格弾力性の中央値が-0.28、長期価格弾力性の中央値が-0.81 であることを示した。

本研究は研究手法として島田(2012)と近いが、使用する説明変数が異なった上、研究目的も電力需要の価格弾力性を解明するだけでなく、電力需要のトレンド転換に重点が置

かれている。

3. 研究手法

本研究は 9 つの地域圏における 2000 年から 2015 年までのパネルデータを利用し、家計の電力需給に関する固定効果モデルとランダム効果モデルの推定を行う。推定式は下記の式で表される。

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 i : 地域、 t : 時点である。 $Y_{i,t}$ は被説明変数で、ここでは家計の電力需要である。 $X_{i,t}$ は説明変数で、ベクトルである。 $\mu_{i,t}$ は誤差項である。さらに、 $\mu_{i,t} = v_i + \varepsilon_{i,t}$ と分解され、 v_i は時間不変の地域*i*の特徴を表す因子、 $\varepsilon_{i,t}$ は平均ゼロの分布を持つ誤差項である。地域の特徴が切片として推定される場合は固定効果モデル、誤差項の一部としてパラメータを持つ分布として推定される場合はランダム効果モデルである。本稿ではまずプーリングモデルを推定した上、固定効果モデルとランダム効果モデルによる推定を行い、結果を比較する。

4. データ

電力需要は家計用の電灯需要と産業・商業用の電力需要と二つに分けられる。本稿では家計の電力需要に焦点を当てその需要関数の推定を行う。家計の電力（電灯）需要の推定に利用されたデータは、期間は 2000 年から 2015 年、地域は同期間における沖縄電力を除く電力 9 社（北海道、東北、関東、北陸、中部、関西、中国、四国と九州）の管内を対象とした年度データである。電力需要は各社の年間の電灯電力販売量である。電灯価格は電灯電力販売額（電灯料）を電灯電力販売量で除したものである。

表 1 使用したデータの出典一覧

変 数 名	出 典
家計の電力需要	気事業連合会の HP
家計（電灯）の電力価格	同上
灯油価格	日本エネルギー研究所石油情報センターの HP
冷房度日・暖房度日	『エネルギー・経済統計要覧』（省エネルギーセンター）
総人口と総世帯数	「都道府県・市区町村のすがた」（e-Stat）
総所得	同上、2000 年価格
単位 GDP の CO2 排出量	環境省 HP

表 2 変数の記述統計

変数名	Mean	Median	SD	Min	Max	Obs
家計電力需要	30431.9	24323.28	25410.14	6644.2	103422.1	144
家計電力価格	21.63932	21.35961	1.795691	18.31718	28.02721	144
灯油価格	1319.329	1389.613	391.3026	726.1548	1953.608	144
単位 GDP の CO2 排出量	1266.063	1270	38.29974	1166	1318	144
総人口	1.40E+07	9480000	1.21E+07	3845534	4.59E+07	144
総世帯数	5562007	3373930	5069612	1541066	2.01E+07	144
総所得	4.31E+07	2.42E+07	4.37E+07	9907498	1.73E+08	144
暖房度日	1168.299	941.5	536.9993	599	2769	144
冷房度日	382.7153	431	179.8066	0	652	144

本稿では灯油を電力の代替財として扱い、電力需要の代替効果を測定する。灯油価格は各都道府県の年間平均 18L 灯油店頭販売価格を電力 9 社の管轄地域に合わせて単純平均したものである。

家計の電力需要に大きく影響するのが居住地域の気候である。冷房度日と暖房度日は説明変数として用いる。上記電力 9 社本社所在地の数値を地域の代理変数として使う。

電力の需要は価格や環境といった要因に影響されると同時に、経済・人口的要因にも影響される。本稿では 9 地域の総人口、総世帯数及び総所得を説明変数として扱う。

電力需要は技術進歩にも影響される。例えば、同じ出力のエアコンであれば、10 年前と比較すると、エネルギー効率が大きく進歩するのが普通である。エネルギー効率に関する技術進歩を直接に表すデータがないので、単位 GDP 当たりの CO2 排出量をその代理変数として扱う。使用したデータの出典の一覧は表 1 に書かれている。

表 2 は推定に利用する変数の記述統計である。弾力性の取得や分散不均一の緩和のため、モデルの推定を行う際、データの対数変換を行う。

5. 推定結果

まず、すべてのデータをプールした推定結果を示す。表 3 は推定の結果である。モデル 1 とモデル 2 の違いはモデル 2 に説明変数の中に電力需要の 1 期ラグ項があるが、モデル 1 にはないことにある。モデル 3 とモデル 4 にも同じ違いがある。さらに、価格と需要の間に強い内生性が存在するので、モデル 3 とモデル 4 では電力価格と灯油価格を $t+1$ 期の価格に変更し、内生性問題を軽減した上、モデルの推定を行う。

プールデータによる推定はあまり良い結果が得られてない。需要の価格弾力性は理論的に負である。つまり、価格の上昇が需要の減少をもたらし、たとえ下級財のギッフェン財であっても価格の代替効果が負でなければならない。電力と灯油の間では明らかに代替関

係であるので、需要の価格交差弾力性が正になるのが合理である。つまり、灯油価格の上昇は電気価格が相対的に安くなり、電力の需要が増加することになる。4 つのモデルの中には 2 つの価格弾力性の推定結果が理論とともに整合するものが 1 つもなかった。

表 4 は 9 地域のパネルデータによる推定結果である。モデル 5 からモデル 8 までは固定効果モデルによる推定結果で、モデル 9 はランダム効果モデルによる推定結果である。4 つの固定効果モデルにおいて、固定効果の F 統計量の P 値 (地域ごとのダミー変数がすべてゼロの確率) がすべて 0.0001 より小さいからプーリングモデルよりも固定効果モデルが選択されるべきである。また、ランダム効果モデルにおける個体特有効果の標準偏差 (σ_u) がゼロとなっていたので、ランダム効果モデルよりも固定効果モデルが選ばれるべきである²。さらに、ランダム効果モデルにおける電気価格と灯油価格の係数がともにプラスになっていたため、プーリングモデルと同じ、経済理論において合理的ではない。谷下(2009)も同じことを指摘した。

表 3 プールデータによる推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Pooling Model	Pooling Model	Pooling Model	Pooling Model
Log電力価格	0.345 ** (0.169)	-0.118 *** (0.027)	—	—
Log灯油価格	0.054 (0.044)	-0.051 *** (0.007)	—	—
Log電力価格(t+1)	—	—	0.544 *** (0.186)	-0.098 ** (0.039)
Log灯油価格(t+1)	—	—	0.119 ** (0.052)	-0.007 (0.010)
Log世帯数	0.591 ** (0.243)	0.026 (0.034)	0.409 * (0.246)	-0.045 (0.039)
Logco2	0.117 (0.401)	0.007 (0.073)	-0.399 (0.428)	0.033 (0.093)
Log人口	1.313 *** (0.288)	0.004 (0.051)	1.421 *** (0.286)	0.087 (0.060)
Log総所得	-0.816 *** (0.174)	-0.015 (0.028)	-0.755 *** (0.174)	-0.014 (0.034)
Log暖房度日	0.004 (0.052)	0.040 *** (0.011)	-0.070 (0.055)	0.034 ** (0.013)
Log冷房度日	0.038 ** (0.019)	0.014 *** (0.004)	0.010 (0.020)	0.011 ** (0.005)
Log電力需要(t-1)	—	0.991 *** (0.014)	—	0.979 *** (0.018)
切片	-8.694 *** (2.832)	0.196 (0.516)	-5.436 * (2.907)	-0.465 (0.585)
R-squared	0.964	0.999	0.965	0.999

注 1 : 上段は推定係数、括弧内の数字はロバスト標準誤差である。

注 2 : “*”、“**”、“***”はそれぞれ 10%、5%及び 1%の有意水準を表す。

² Hausman 検定は chi2 の値がゼロより小さいので、Hausman 検定ができなかった。

表 4 パネルデータによる推定結果

	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
	Fixed Effects Model	Fixed Effects Model	Fixed Effects Model	Fixed Effects Model	Random Effect Model
Log電力価格	-0.407*** (0.075)	-	-0.276*** (0.080)	-	0.345** (0.171)
Log灯油価格	0.073*** (0.007)	-	0.040* (0.018)	-	0.054 (0.048)
Log電力価格(t+1)	-	-0.288*** (0.083)	-	-0.135* (0.063)	-
Log灯油価格(t+1)	-	0.097*** (0.019)	-	0.093*** (0.014)	-
Log世帯数	0.412** (0.151)	0.488* (0.232)	0.104 (0.165)	-0.214 (0.229)	0.591*** (0.212)
Logco2	-0.127 (0.078)	-0.115 (0.114)	-0.222** (0.089)	-0.293*** (0.075)	0.117 (0.433)
Log人口	-0.209 (0.265)	-0.327 (0.287)	-0.026 (0.181)	0.142 (0.202)	1.313*** (0.290)
Log総所得	-0.005 (0.059)	-0.083 (0.060)	0.122 (0.070)	0.037 (0.046)	-0.816*** (0.158)
Log暖房度日	0.140*** (0.019)	0.086*** (0.015)	0.142*** (0.020)	0.113*** (0.013)	0.004 (0.061)
Log冷房度日	0.007 (0.007)	0.003 (0.007)	0.011 (0.008)	0.005 (0.007)	0.038 (0.024)
Log電力需要(t-1)	-	-	0.395* (0.183)	0.438** (0.161)	-
切片	7.854** (3.011)	9.719*** (2.540)	3.874 (2.269)	6.980*** (2.046)	-8.694*** (3.062)

注 1：上段は推定係数、括弧内の数字はロバスト標準誤差である。

注 2：“*”、“**”、“***”はそれぞれ 10%、5%及び 1%の有意水準を表す。

モデル 5 とモデル 6 における違いは、モデル 5 は電力価格と灯油価格が当期のものであるが、モデル 6 はそれを t+1 期のものに変更した。モデル 7 とモデル 8 も同じ違いがある。さらに、モデル 7 とモデル 8 には電力需要の 1 期ラグ項があるのに、モデル 5 とモデル 6 にはなかった。

4 つの固定効果モデルにおいては電力価格が有意な負の係数、灯油価格が有意な正の係数が得られた。モデル 7 を例にすると、電気価格の短期弾力性は-0.267 で、つまり、電力価格 1%上昇すると、電力需要が 0.276%減少することになる。灯油価格 1%上昇すると、電力需要は 0.04%上昇することになる。長期的な需要の価格弾力性は $0.456(=0.276/(1-0.395))$ になり、価格の変動が電力需要に影響するには約 2 年かかることになる。暖房度日は 4 つのモデルともにプラスに有意な結果を得ている。モデル 7 の場合、暖房度日が 1%増加すると、電力需要が 0.142%上昇することになる。それに対して冷房度日については有意な結果を得られなかった。

世帯数と GDP 当たり CO2 排出量に関しては、係数の符号が想定したものと一致するが、有意水準がまちまちである。人口と総所得に関しては全く相関してなかった。

表 5 は地域別の推定結果である。モデル 10 とモデル 11 の違いはモデル 11 には電力需要の 1 期ラグ項が説明変数として存在するが、モデル 10 にはないことにある。地域別の電力需要の価格弾力性はかなりことなり、モデル 11 を例にすると、一番低い中国地方は

0.158 であることに対して、一番高い北陸地方は 0.886 で、5.6 倍の差があった。

表 5 パネルデータによる地域別推定結果

	Model 10		Model 11	
	Fixed Effects Model		Fixed Effects Model	
Log灯油価格	0.076 ***	(0.007)	0.065 ***	(0.013)
Log世帯数	0.390 ***	(0.102)	0.257 *	(0.129)
Logco2	-0.121	(0.075)	-0.187 *	(0.098)
Log人口	-0.125	(0.213)	-0.045	(0.202)
Log総所得	0.014	(0.060)	0.093	(0.094)
Log暖房度日	0.137 ***	(0.020)	0.144 ***	(0.022)
Log冷房度日	0.007	(0.007)	0.010	(0.007)
Log電力需要(t-1)	—		0.146	(0.120)
電力価格：中国	-0.192 ***	(0.032)	-0.158 ***	(0.033)
電力価格：中部	-0.479 ***	(0.028)	-0.415 ***	(0.054)
電力価格：九州	-0.431 ***	(0.016)	-0.325 ***	(0.049)
電力価格：北海道	-0.359 ***	(0.030)	-0.300 ***	(0.046)
電力価格：北陸	-0.929 ***	(0.063)	-0.886 ***	(0.102)
電力価格：四国	-0.504 ***	(0.022)	-0.475 ***	(0.041)
電力価格：東京	-0.404 ***	(0.027)	-0.355 ***	(0.048)
電力価格：東北	-0.345 ***	(0.047)	-0.299 ***	(0.056)
電力価格：関西	-0.493 ***	(0.012)	-0.448 ***	(0.050)
切片	6.605 **	(2.980)	4.845	(2.879)

注 1：上段は推定係数、括弧内の数字はロバスト標準誤差である。

注 2：“*”、“**”、“***”はそれぞれ 10%、5%及び 1%の有意水準を表す。

6. まとめ

本稿の推定結果を先行研究と比較しながらまとめると、下記の 3 つの結論が得られる。まず、電力需要の価格弾力性がマイナス、電力需要の価格（灯油）交差弾力性がプラスという結論は多くの先行研究の結論と同じである。電力需要の価格弾力性の値については、先行研究ではかなりの幅を持っているが、本稿では、推定式に電力需要のラグ項がない場

合(平均弾力性)の値は 0.407 (モデル 5) で、内閣府(2001)、内閣府(2003)と内閣府(2009)の推定結果とかなり近く、同じパネルデータを用いた島田(2012)の 0.481 にも近い。ラグ項のある場合の値は短期 0.267 と長期 0.456 (モデル 7) は先行研究の中では値が小さい方である。

第 2 に、総所得と人口が電力需要に全く影響しないという結論が先行研究とかなり異なる。理由は利用する変数の期間が異なることになるとと思われる。本稿では 2000 年以降のデータを用いて推定を行っていた。人口の場合、2000 年日本の総人口は 1.268 億人、2015 年は 1.271 億人、両者の差がわずか 30 万人である。GDP に関して、2000 年は 535.4 兆円、2015 年は 538.0 兆円でほぼ無変化と言った方がよい。一方、家計の電力需要は 2010 年までずっと上昇していたので、両者の間に相関関係を持たないのが当たり前である。つまり、2000 年以降、家計の電力需要には所得効果と人口効果が存在しなくなった³。

第 3 に、地域別における家計電力需要の価格弾力性は先行研究と同じ、地域の間には大きな差が存在する。しかし、谷下(2009)が指摘したように、大都市圏を有する地域の価格弾力性が地方地域より高いという傾向が本稿には存在していない。

本稿では 9 地域の 2000 年～2015 年のパネルデータを用いて、家計の電力需要関数を電気価格、灯油価格、世帯数などの説明変数を使って推定した。全体として推定結果は先行研究と近いものがあれば、異なったものもある。とりわけ、人口と総所得が電気需要に相関しないという結論が特筆すべきである。しかし、人口成長の停滞や経済の長期低迷という日本経済の現状は推定結果から見れば、むしろ一目瞭然である。2011 年以降、電力需要の転換は一般的に経済停滞と人口の少子高齢化によるものだと思われがちであるが、実際は単に価格の上昇によるものである。これらの事実は必需品である電力は時間がかかるが、価格の上昇によって需要が減少に転じられることになることを意味する。人口や経済の成長を見込めない以上、家計の電力需要もこれから徐々に減少していくと思われる。電力政策の立案は過去の研究成果に基づいて行われたことが多いので、大きく変化した経済情勢に合わせて研究だけではなく、政策の立案のエビデンスも変えないといけない。

参考文献

- Bernstein, M. A. and Griffin, J. (2005), "Regional differences in price-elasticity of demand for energy", *The Rand Corporation Technical Report*. https://www.rand.org/pubs/technical_reports/TR292.html (2022 年 3 月 16 日閲覧)
- Espey, J. A., and M. Espey (2004), "Turning on the lights: A meta-analysis of residential electricity demand elasticities", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 65-81.

³ 例えば、電力需要の減少が人口の減少によるものならば、推定係数は有意なプラスになるのである。総所得も同じである。

- 秋山修一, 細江宣裕 (2008), 「電力需要関数の地域別推定」, 『社会経済研究』, Vol.56, pp.49-58.
- 大塚章弘, 田口裕史, 林田元就, 間瀬貴之 (2013), 「地域別電灯・電力価格の価格弾力性の分析」, 『電力中央研究所報告 Y12015』 .
<https://criepi.denken.or.jp/hokokusho/pb/reportDownload?reportNoUkCode=Y12015&tenpuTypeCode=30&seqNo=1&reportId=8275> (2022 年 3 月 16 日閲覧)
- 島田幸司 (2012), 「日本における家庭用電力需要・電気料金・消費支出間の因果性の実証分析」, 『土木学会論文集 G (環境)』, Vol. 68, No.5, pp.I_59-I_65.
- 谷下雅義 (2009), 「世帯電力需要量の価格弾力性の地域別推定」, *Journal of Japan society of Energy and Resource*, Vol. 30, No. 5, pp.1-7.
- 内閣府 (2001), 「近年の規制改革の経済効果:利用者メリットの分析(改訂試算)」政策効果分析レポート No.7.
<https://www5.cao.go.jp/keizai3/2001/0629seisakukoka7.pdf>(2022 年 3 月 16 日閲覧)
- 内閣府 (2003)「90 年代以降の規制改革の経済効果:利用者メリットの分析(再改訂試算)」政策効果分析レポート No.17.
<https://www5.cao.go.jp/keizai3/2003/1222seisakukoka17.pdf> (2022 年 3 月 16 日閲覧)
- 内閣府 (2007)「規制改革の経済効果:利用者メリットの分析(改訂試算)2007 年版」政策効果分析レポート No.22.
<https://www5.cao.go.jp/keizai3/2007/0328seisakukoka22-1.pdf> (2022 年 3 月 16 日閲覧)