

福島原発事故の影響を調べてみて

名古屋市立大学大学院経済学研究科附属経済研究所 程島 次郎

要旨

福島原発事故の株価と社債への影響を約3年に亘り調べてきた。その研究に携わった経験を記述している。具体的には、データのこと、推定の方法に関する問題、投資対象として見た場合の株式と電力債について、述べる。

1. 初めに

平成24年から「データで見る日本経済・経営」というテーマで名古屋市立大学大学院経済学研究科附属経済研究所のプロジェクトとして研究を始めて3年が経過しようとしている。その間主として平成23年3月に起きた福島原発事故の株価と社債への影響を調べてきた。本稿では、その間の研究を振り返ってみたい。

2. 研究の経緯

まず、この研究では、先行研究をサーベイすることから始まった。私が一番最初に注目したのは、Serita and Xu (2012)の論文である。この論文は平成24年5月の日本ファイナンス学会の発表論文で、我々の研究所プロジェクトが始まって間もない時期に発表された。この論文では、福島原発事故以降のいろいろな法令の電力会社、代替エネルギー企業、原発関連企業などの株価への影響を調べている。推定方法は、多変量回帰モデルをSUR (seemingly unrelated regression) モデルとみなしてGLSE (generalized least squares estimator) で推定している。その後、Kawashima and Takeda (2012)の研究を見つけ、その明確な研究結果に大いに影響を受けた。彼らは、東京電力を除く9電力会社の日次の株価収益率を用いて、TOPIX Indexの収益率をマーケットリターンとしたマーケットモデルを用いて、福島原発事故以後のCAR (cumulative abnormal return)の記述統計やシステムティックリスクおよびトータルリスクの変化に注目し、構造変化の検定を行っている。そこでは、ファイナンスと計量分析の基本的な分析が行われ、きわめて明確な結論を導き出すことに成功している。ただ、Kawashima and Takeda (2012)では、福島原発事故以前のデータを用いて得られたマーケットモデルのパラメータの推定値を原発事故後のデータにも使っているが、原発事故以後マーケットモデルのパラメータが変化している場合は正しい方法とは言えない。

Kawashima and Takeda (2012)と同じように、Betzer et al. (2013)、Mama and Bassen (2013)、Ferstl et al. (2012)などの先行研究でも原発事故以降のモデルのパラメータが事故以前と異なるという想定にはなっていないことは問題である。

私は、程島 (2013) では、

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \gamma_i d_t R_{mt} + \delta_1 d_t dum1_i + \delta_2 d_t dum2_i + \delta_3 d_t dum3_i + \delta_4 d_t dum4_i + \delta_5 d_t dum5_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

というモデルを考えた。ここで、 i は i 企業を表し、 t は t 週を表す。また、 R_{it} は収益率を示し、 R_{mt} はマーケットの収益率を示し、 d_t は2011年3月11日より後だと1をとりそれ以外は0をとるダミー変数であり、 $dum1_i$ は東京電力だと1をとりそうでないと0になる東京電力のダミー変数であり、 $dum2_i$ は東北震災の直接的な被害を受けた東京電力と東北電力だと1をとりそうでないと0になるダミー変数であり、 $dum3_i$ は原子力発電を行っていた電力会社は1をとりそうでないと0をとるダミー変数であり、 $dum4_i$ は原子力発電の割合が多い電力会社は1をとり、そうでないと0をとるダミー変数であり、最後の $dum5_i$ はガス会社だと1をとりそうでないと0をとるガス会社のダミー変数である。上記の式は、いわゆる *seemingly unrelated regression model* と呼ばれる多変量回帰モデルの一種であり、誤差項に同時点の相関を認め異時点の相関を認めない一般化最小2乗推定量(*generalized least squares estimator (GLSE)*)で推定するのが通常である。また、モデル(1)はパネル固定効果モデルとも考えることができる。程島(2013)では、一般化最小2乗推定量の他に、最小2乗推定量(*least squares estimator (LSE)*)で推定し、最小2乗推定量の分散の推定で、標準的な分散の推定の他に同じ企業の残差には相関を認めたクラスターロバスト(*cluster-robust*)な推定を行っている。クラスターロバストな分散の推定量については、例えば、Cameron et al. (2008) (2011), Petersen (2009), Thompson (2011)などの参考文献がある。そのうち、Petersen (2009) と Thompson (2011)は、ファイナンスの専門雑誌に掲載された計量経済学的手法とそのファイナンスの応用が書いてある論文であり、ファイナンスや会計の実証研究でも残差項の相関を考慮するクラスターロバストな方法が重要であることを示している。程島(2013)で重要な発見は、福島原発事故が東京電力の株価に与えた巨大な負の影響が標準的なLSEやGLSEの t 値では東京電力のダミー変数が有意にならず、同じ企業の残差には相関がありその相関を考慮した *one way cluster-robust* な分散の推定量を使った t 値では有意になることである。特に、東京電力を示すダミー変数の t 値は、14桁の t 値となり、東京電力が受けた巨大災害を適切に反映した t 値になっていると言える。また、原発事故以降電力の代替エネルギーであるガス会社の株価が上昇したにも拘らず、やはりLSEやGLSEの t 値では有意にならなかったが、同じ企業の残差には相関がありその相関を考慮した *one way cluster-robust* な分散の推定量を使った t 値では有意になっている。したがって、事実と整合的な結果は、*one way cluster-robust* な分散の推定量を使った t 値で得られている。これらは、原発事故の影響を推定しようとした先行研究では全く言及されていない重要な事実であると言える。ちなみに、この場合、同じ企業の残差の間の相関だけでなく、同じ時間の残差には相関があるとして計算される *two way cluster-robust* な分散の推定量はマ

イナスの値になることがあり計算できなくなる。

一方、程島 (2014)では、以下のモデルを推定している。

$$RP_{ijt} = \alpha + \beta term_t + \gamma_1 dum1_{ijt} + \gamma_2 dum2_{ijt} + \gamma_3 dum3_{ijt} + \gamma_4 dum4_{ijt} + \gamma_5 dum5_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

ここで、 RP_{ijt} は、i企業のj番目のt週のリスクプレミアムであり、 $term_t$ はt期の長短金利差を表し、 $dum1_{ijt}$ は観測値が福島原発事故のあった2011年3月11日の後東京電力なら1になりそうでないと0になる東京電力ダミーである、 $dum2_{ijt}$ は福島原発事故の直接的な被害を受けた東京電力と東北電力なら福島原発事故の後1になりそうでないと0になるダミー変数であり、 $dum3_{ijt}$ は原子力発電を行っていた電力会社は福島原発事故の後1になりそうでない企業は0になる原子力発電に関するダミー変数であり、 $dum4_{ijt}$ は原子力発電の割合が高い（平成22年度第2四半期で原子力発電の割合が20パーセント以上ある場合（ただし、中国電力は平成22年度第2四半期で原子力発電の割合が特に低かったので平成21年度第2四半期での割合で決めた））電力会社は福島原発事故の後1をとりそうでないと0をとるダミー変数であり、 $dum5_{ijt}$ はガス会社だと福島原発事故の後1をとりそうでないと0をとるガス会社を表すダミー変数であり、 ε_{ijt} は誤差項を表す。程島 (2013)では、パネル固定効果モデルの形をしているが、程島 (2014)では、標準的な多変量回帰モデルである。LSEのt値に関しては、標準的にはt値と、同じ企業の残差には相関があるとした one way cluster-robust な分散の推定量を使ったt値、同じ時点の残差には相関があるとした one way cluster-robust な分散の推定量を使ったt値、同じ企業でかつ同じ時点の残差の分散は不均一だとする White の分散の推定量を使ったt値、同じ企業と同じ時点の残差の両方に相関があるとした two way cluster-robust な分散の推定量を使ったt値を求めた。株価のデータと比べて、社債は倒産しなければ満期まで所有すれば額面金額が返済されるので、社債のデータでは福島原発事故はそれほど大きな影響はなかった。それでも、東電の社債では価格や利回りに大きな影響があった。標準的なt値とそれ以外の3つのt値に、株価の場合のような大きな差はなかった。すなわち、東京電力のダミー変数は、標準的なt値でも有意であり、ほかの3つのt値でもすべて有意であった。その中で、株価の場合と同じように、同じ企業の残差には相関があるとした one way cluster-robust な分散の推定量を使ったt値が15桁のt値であった。また、ガス会社のダミー変数は、係数推定値が負であるが、White の分散の推定量を使ったt値以外の3つのt値は、有意でなかった。ちなみに、White の分散の推定量を使ったt値は単独ではあまり参考にすべき統計量ではない (Petersen (2009)や Thompson (2011)を参照されたい)。

また、程島 (2014)では、上に述べたモデルを修正して、2011年3月11日の後では1をとる構造変化ダミー変数を定数項と長短金利差にも導入する以下のモデルを考えた。

$$RP_{ijt} = \alpha + \beta term_t + \delta_1 dum_t + \delta_2 term_t * dum_t + \gamma_1 dum1_{ijt} + \gamma_2 dum2_{ijt}$$

$$+\gamma_3 dum3_{ijt} + \gamma_4 dum4_{ijt} + \gamma_5 dum5_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

ここで、 dum_t は2011年3月11日の後なら1そうでないなら0をとるダミー変数で、 $term_t * dum_t$ は、 $term_t$ と dum_t の交互作用である。このモデル(3)の推定結果では、福島原発事故の後1をとる構造変化ダミー変数がどのt値でも有意になっている、一方長短金利差の推定値はプラスになりどのt値で見ても有意でない、反面長短金利差と構造変化ダミー変数の交互作用である δ_2 は推定値がマイナスでどのt値でも有意である。また、自由度修正済み決定係数で見てもこの修正されたモデル(3)の方が改善されている。さらに、修正されたモデル(3)では、ガス会社のダミー変数である γ_5 がどのt値で見ても有意になっているのが大きく異なる点である。

次に、Hodoshima (2014b)では、日本の週次の10電力会社の株価収益率を説明するパネル固定効果モデルを考えている。すなわち、

$$R_{it} = \sum_{j=1}^{10} D_j \alpha_j + \sum_{j=1}^{10} \beta_j D_j R_{Mt} + \sum_{j=1}^{10} \gamma_j D_j R_{Mt} D_{Ft} + \sum_{j=1}^{10} \delta_j D_j R_{Mt} D_{At} \\ + \zeta_1 D_{Ft} + \zeta_2 D_{At} + \eta_1 dum_{1t} + \eta_2 dum_{2t} + \eta_3 dum_{3t} + \eta_4 dum_{4t} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

を考えている。ここで、 R_{it} はt週のi番目の電力会社の株価収益率で、 R_{Mt} はt週のTOPIXの収益率、 D_j はj=iのとき1を取りそれ以外は0になるダミー変数、 D_{Ft} はtが福島原発事故の後、すなわち2011年3月18日以降、なら1それ以外は0になる福島原発事故のダミー変数、 D_{At} はアベノミクス以降、すなわち2013年1月1日以降、なら1それ以外は0になるアベノミクスのダミー変数、 dum_{1t} はi番目の電力会社が東京電力でt週が福島原発事故の後だと1を取りそれ以外だと0を取る東京電力ダミー変数、 dum_{2t} はi番目の電力会社が東京電力または東北電力でt週が福島原発事故の後だと1を取りそれ以外だと0を取る東北大震災の被害を受けた電力会社のダミー変数、 dum_{3t} はi番目の電力会社が原発を所有してt週が福島原発事故の後だと1を取りそれ以外だと0を取る原発ダミー変数、 dum_{4t} は原発への依存度が20%以上で福島原発事故の後だと1をとりそれ以外だと0を取る原発依存度ダミー変数である。モデル(4)で α_j 、 β_j 、 γ_j 、 δ_j は、それぞれモデルの定数項と R_{Mt} 、 $R_{Mt}D_{Ft}$ 、 $R_{Mt}D_{At}$ の回帰係数と関連する固定効果パネルデータ分析の個別効果を表している。モデル(4)の定数項の個別効果である α_j ($j=1, \dots, 10$)の推定値はすべてマイナスで中部電力と中国電力以外は1%有意である。 R_{Mt} の個別効果である β_j

($j=1, \dots, 10$)の推定値は、中部電力以外は正ですべて有意である。 $R_{Mt}D_{Ft}$ の個別効果である γ_j ($j=1, \dots, 10$)の推定値はすべて正で有意である。特に、東京電力の個別効果である γ_1 は最大で、その次が東北電力の個別効果である γ_6 である。 γ_j は、 β_j の10倍以上も大きくなっている(東京、関西、九州、北海道、沖縄の各電力会社)ので、福島原発事故以降システムティックリスクが増加したと言える。 $R_{Mt}D_{At}$ の個別効果である δ_j ($j=1, \dots, 10$)の推定値は、東京、中部、東北の各電力会社で負である。また、 δ_j の推定値の絶対値は、 γ_j のそれよりも小さいので、アベノミクス以降システムティックリスクが減少したと言える。このように固定効果パネルデータ分析によって、個別の電力会社への影響を推定できるという長所がある。

このモデル(4)でも程島(2013)と同様に、東京電力ダミー変数 dum_{1t} の係数推定値が標準的なLSEやGLSEのt値では有意にならず、福島原発事故の巨大な影響が観察できないという問題が生じる。このモデル(4)でも、同じ企業の残差には相関がありその相関を考慮したone way cluster-robustな分散の推定量を使ったt値では、東京電力を示すダミー変数のt値は、14桁のt値となり、東京電力が受けた大災害を適切に反映したt値になっている。

Hodoshima (2014b)では、2009年4月3日から2013年11月29日までの週次データを使った先行研究より長いデータを使っている。そのため、先行研究では考慮していなかったその後の展開が分析されている。2012年12月に安倍内閣が発足してからのいわゆるアベノミクスの効果の検証が、その例である。推定結果では、アベノミクスダミー変数の係数そのものは有意ではなかったが、マーケットリターンとの交互作用は有意となっている。

Hodoshima (2014a)では、Hodoshima (2014b)と同じ期間の日本の10社の電力会社の社債の週次のリスクプレミアムのデータを分析している。そこで推定されたモデルの1つは、以下のモデル(5)である。

$$\begin{aligned}
 RP_{iit} = & \sum_{j=1}^{10} D_j \alpha_j + \lambda_1 dum1_{iit} + \lambda_2 dum2_{iit} + \beta_1 term_t + \beta_2 term_t dum1_{iit} \\
 & + \beta_3 term_t dum2_{iit} + \beta_4 R_{Mt} + \beta_5 R_{Mt} dum1_{iit} + \beta_6 R_{Mt} dum2_{iit} + \gamma_1 TEPCO_{iit} \\
 & + \gamma_2 Victim_{iit} + \gamma_3 NPP_{iit} + \delta_1 coupon_{iit} + \delta_2 maturity_{iit} + \varepsilon_{iit} \quad (5)
 \end{aligned}$$

モデル(5)では、モデル(3)と比べて、アベノミクスのダミー変数である $dum2_{iit}$ 、マーケットリターンであるトピックスの収益率 R_{Mt} 、東京電力ダミー変数の $TEPCO_{iit}$ 、東北大震災の被災企業である東北電力を示すダミー変数 $Victim_{iit}$ 、原発を所有している電力会社を示すダミー変数 NPP_{iit} 、電力債のクーポンを表す $coupon_{iit}$ 、満期までの長さを表す $maturity_{iit}$ などが含まれている。モデル(3)と比べて、固定効果のダミー変数が定数項に入っているが、株価収益率を示すモデル(4)と比べて、マーケットリターンや長短金利差などの回帰係数には、固定効果のダミー変数が入っていない。それは、回帰係数に固定効果のダミー変数を入れるとLSEの分散の推定値がマイナスになったりしてt値が得られないためである。モデル(5)では、同じ企業と同じ時点の残差の両方に相関があるとしたtwo way cluster-robustな分散の推定量を使ったt値を求めた。それによると、福島原発事故とアベノミクスの2つの構造変化のダミー変数の係数の λ_1 と λ_2 はそれぞれ正と負の符号を持ちともに有意となった。また、長短金利差は、全期間、原発事故後、アベノミクス後の3つの期間すべてで有意となった。また、東京電力ダミー変数の $TEPCO_{iit}$ 、東北大震災の被災企業である東北電力を示すダミー変数 $Victim_{iit}$ 、原発を所有している電力会社を示すダミー変数 NPP_{iit} の3つのダミー変数も、すべて正で有意となった。さらに、自由度修正済み決定係数は、(5)のモデルに対しては、0.837と満足できる値になっている。自由度修正済み決定係数の値は、東京電力のデータを除いた場合は、もっと高いものになっている。このように、電力債のリスクプレミアムのモデルは、固定効果ダミー変数を導入することによって、推定結果や検定結果が満足のい

くものになっている。

上記で述べたように、福島原発事故の電力株と電力債に対する影響を調べる際に、パネルデータの固定効果モデルを用いるのは、データの特徴からごく自然なアプローチであると考えられる。にも拘らず、先行研究ではパネル固定効果モデルを用いた分析がほとんど見当たらないのは、これらの先行研究の計量経済学に対する意識があまり高くはないと言わざるを得ない。しかし、パネルデータの固定効果モデルを用いても、標準的なLSEなどの分散の推定量をもちいると原発事故の甚大な被害があった東京電力ダミー変数が有意でないという結果が得られるので、cluster-robustな分散の推定量を使うなどの工夫が必要になる。原発事故の影響を調べる先行研究でcluster-robustな分散の推定量を用いた研究は、上で言及してきた我々の研究以外では知る限り1つもない。このように、原発事故の影響を測定するという社会的に重要な研究を実行するに当たり、計量経済学の方法に注意を払うことが非常に重要であることが確認できた。

ここまで、福島原発事故の電力株や電力債に対する影響を測定してきたわけであるが、原発事故という巨大災害によって暴落した株式や社債を投資という観点から見てみると、魅力的な良い投資機会を提供してくれたとも言える。しかし、株式と社債では、性格の異なる金融商品であるので、投資という観点からも異なる対応をしなければならない。株式の価値が基本的には将来の収益によって決まるので、将来の株価も将来の収益によって決まると言ってもよい。そのため、将来の収益が見通せない場合は、株式への投資も容易ではない。一方、社債の価値は、会社が倒産しなければ将来の配当や元本によって決まり、社債の配当や元本は発行時点で決まっているので、社債への投資も難しくないと見えよう。そこで、投資という観点から注目したいのは、東京電力の社債への投資である。表1には、2040年5月28日に満期を迎える東京電力の第564回債の2011年1月から2015年2月までの月末のメディアンの価格と利回り（複利）が示されている。このデータを見ると、福島原発事故後社債の価格がかなり下落してその後かなり回復していることが見て取れる。この表から、東京電力の存続が認められた時点から、東京電力債への投資が魅力的な投資になったことがわかる。2040年満期の東京電力債に対して、表2には2018年7月25日満期の東京電力第545回債のメディアンの価格と利回り（複利）が与えられている。表2のデータを表1のデータと比較してみると、表1の長期債と比べて表2の東京電力債は投資機会としては劣ったものであると言える。これは、デフォルトリスクのため債券価格が低くなっていたものが、デフォルトリスクがなくなって本来の債権価値に戻ったわけであるが、長期債のほうが債権価値が高いので価格の変化も大きくなっているのが自然な動きといえる。また、東京電力以外の電力債ということで、中部電力債で2028年7月25日満期の中部電力第420回債のメディアンの価格と利回り（複利）が示されている。中部電力の場合、福島原発事故からの直接的な被害がないためデフォルトリスクがなく、その電力債には福島原発事故の影響はデータからは見ることができない。そのため、投資機会としては、東京電力債と比べて特に良い投資機会はなかったと言える。

表1 東京電力2040年満期債の価格と利回り

Date	Price	yield	Date	Price	yield
2011/1/31	101.6	2.29	2013/2/28	67.51	4.431
2011/2/28	101.56	2.292	2013/3/29	70.9	4.165
2011/3/31	86.09	3.093	2013/4/30	70.94	4.165
2011/4/28	72.85	3.943	2013/5/31	73.79	3.954
2011/5/31	69.67	4.18	2013/6/28	73.01	4.015
2011/6/30	63.98	4.641	2013/7/31	73.04	4.017
2011/7/29	65.34	4.531	2013/8/30	69.46	4.298
2011/8/31	64.42	4.613	2013/9/30	69.46	4.302
2011/9/30	62.22	4.808	2013/10/31	69.82	4.277
2011/10/31	50.96	5.959	2013/11/29	68.78	4.365
2011/11/30	51.49	5.904	2013/12/30	69.32	4.325
2011/12/30	52.02	5.849	2014/1/31	71.11	4.187
2012/1/31	57.16	5.306	2014/2/28	70.92	4.206
2012/2/29	60.31	5.006	2014/3/31	73.9	3.98
2012/3/30	58.56	5.178	2014/4/30	76.05	3.825
2012/4/27	58.09	5.229	2014/5/30	79.22	3.604
2012/5/31	61.59	4.902	2014/6/30	84.76	3.239
2012/6/29	62.11	4.86	2014/7/31	87.69	3.058
2012/7/31	63.97	4.7	2014/8/29	88.58	3.006
2012/8/31	62.63	4.823	2014/9/30	88.92	2.987
2012/9/28	62.95	4.799	2014/10/31	87.8	3.057
2012/10/31	64.7	4.65	2014/11/28	91.23	2.852
2012/11/30	61.52	4.939	2014/12/30	93.57	2.718
2012/12/28	61.56	4.94	2015/1/30	93.36	2.73
2013/1/31	63.19	4.797	2015/2/27	93.23	2.739

↗

表2 東京電力2018年満期債の価格と利回り

Date	Price	yield	Date	Price	yield
2011/1/31	106.38	0.963	2013/2/28	93.79	3.105
2011/2/28	106.06	0.998	2013/3/29	94.76	2.918
2011/3/31	98.78	2.029	2013/4/30	94.33	3.025
2011/4/28	91.68	3.142	2013/5/31	96.11	2.661
2011/5/31	88.23	3.739	2013/6/28	96.73	2.539
2011/6/30	83.47	4.615	2013/7/31	96.58	2.584
2011/7/29	85.48	4.273	2013/8/30	93.76	3.235
2011/8/31	84.88	4.414	2013/9/30	93.54	3.308
2011/9/30	82.88	4.825	2013/10/31	93.11	3.438
2011/10/31	66.37	8.508	2013/11/29	92.97	3.498
2011/11/30	65.72	8.757	2013/12/30	92.92	3.538
2011/12/30	66.91	8.532	2014/1/31	93.4	3.45
2012/1/31	76.26	6.377	2014/2/28	94.13	3.291
2012/2/29	78.53	5.927	2014/3/31	96.97	2.593
2012/3/30	78.52	5.978	2014/4/30	98.16	2.306
2012/4/27	78.93	5.935	2014/5/30	99.12	2.071
2012/5/31	82.14	5.286	2014/6/30	100.99	1.597
2012/6/29	82.98	5.147	2014/7/31	101.02	1.583
2012/7/31	84.96	4.766	2014/8/29	101.08	1.562
2012/8/31	85.2	4.754	2014/9/30	101.06	1.562
2012/9/28	87.35	4.329	2014/10/31	101.03	1.563
2012/10/31	91.41	3.516	2014/11/28	101.09	1.541
2012/11/30	87.23	4.427	2014/12/30	101.24	1.491
2012/12/28	87.78	4.34	2015/1/30	101.29	1.467
2013/1/31	93.11	3.23	2015/2/27	101.53	1.387

↑

表3 中部電力2028年満期債の価格と利回り

Date	Price	yield	Date	Price	yield
2011/1/31	114.8	1.993	2013/2/28	115.81	1.818
2011/2/28	114.48	2.01	2013/3/29	119.27	1.579
2011/3/31	111.97	2.167	2013/4/30	118.83	1.602
2011/4/28	112.1	2.156	2013/5/31	114.97	1.861
2011/5/31	113.86	2.038	2013/6/28	115.75	1.802
2011/6/30	112.04	2.153	2013/7/31	116.08	1.773
2011/7/29	112.39	2.127	2013/8/30	116.98	1.705
2011/8/31	112.91	2.089	2013/9/30	117.99	1.629
2011/9/30	114.25	1.998	2013/10/31	119.6	1.511
2011/10/31	113.76	2.026	2013/11/29	120.61	1.435
2011/11/30	113.11	2.065	2013/12/30	119.62	1.496
2011/12/30	113.02	2.067	2014/1/31	120.96	1.396
2012/1/31	113.3	2.045	2014/2/28	121.22	1.371
2012/2/29	112.95	2.065	2014/3/31	120.98	1.38
2012/3/30	112.72	2.077	2014/4/30	120.83	1.383
2012/4/27	113.62	2.012	2014/5/30	121.36	1.338
2012/5/31	114.75	1.932	2014/6/30	121.94	1.29
2012/6/29	115.11	1.904	2014/7/31	122.14	1.267
2012/7/31	115.97	1.842	2014/8/29	122.84	1.21
2012/8/31	114.94	1.906	2014/9/30	122.73	1.209
2012/9/28	115.39	1.871	2014/10/31	123.27	1.161
2012/10/31	115.17	1.881	2014/11/28	124.37	1.076
2012/11/30	114.56	1.918	2014/12/30	126.35	0.928
2012/12/28	113.76	1.969	2015/1/30	126.53	0.905
2013/1/31	113.7	1.969	2015/2/27	125.21	0.987

↗

参考文献

程島次郎 (2013) 「福島原発事故の電力会社とガス会社の株価への影響」『国際地域経済研究』第14号、17-25.

程島次郎 (2014) 「福島原発事故の電力会社とガス会社の社債への影響」『国際地域経済研究』第15号、5-15.

Betzer, A., Doumet, M., Rienne, U. (2013) How policy change effect affect shareholder wealth: the case of the Fukushima

Dai-ichi nuclear accident. *Applied Economics Letters* 20, 799-803.

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., Miller, D. I., 2008. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics* 90, 414-427.

Cameron, A. C., Gelbach, J., Miller, D. I. (2011) Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business and Economic Statistics* 29, 238-249.

Ferstl, R., Utz, S., Wimmer, M. (2012) The effect of the Japan 2011 accident on nuclear and alternative energy stocks worldwide—an event study. *J. Bus. Res.* 5, 25-41.

Hodoshima J. (2014a) The effect of the Fukushima nuclear disaster on bond risk premia of electric power companies, Institute of Economic Research Discussion Paper Series No. 56, pp. 1-41, Nagoya City University.

Hodoshima, J., Morita Y. (2014b) A panel data analysis of stock returns of electric power companies in the Fukushima nuclear accident, Institute of Economic Research Discussion Paper Series No. 57, pp. 1-20, Nagoya City University.

Kawashima, S., Takeda, F. (2012) The effect of the Fukushima nuclear accident on stock prices of electric power utilities in Japan. *Energy Economics* 34, 2029-2038.

Lopatta, K., Kaspereit, T. (2014) The cross-section of returns, benchmark model parameters, and idiosyncratic volatility of nuclear energy firms after Fukushima Daiichi, *Energy Economics* 41, 125-136.

Mama, H. B., Bassen, A. (2013) Contagion effects in the electricity utility industry following the Fukushima nuclear accident. *Applied economics* 45, 125-136.

Petersen, M. A. (2009) Estimating standard errors in financial panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies* 22, 435-480.

Serita, T., Xu, P. (2012) Energy stock returns and the Fukushima nuclear accident. presented at the 20th conference of Nippon Finance Association.

Thompson, S. B. (2011) Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics* 99, 1-10.