

電力取引価格の変動率に関する分析¹

—電源と支援制度による影響について—

2022 年 11 月

¹ 本稿は、2022 年 12 月 10 日、11 日に開催される ISFJ 日本政策学生会議「政策フォーラム 2022」のために作成したものである。本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

要約

環境問題がどんどん深刻化する今、各国は二酸化炭素の排出を削減すべく、伝統的な火力発電などを代替しようと、各種再生可能エネルギーによる発電を導入している。

しかし、再生可能エネルギーの導入に当たって、さまざまな障壁が存在する。例えば、直接的な効果として、住民の負担が上昇するなど。また、間接的な効果として、価格への影響を通じて、価格変動率も変わり、リスク回避的な市場や投資家からみて必ずしも好ましいとは考えられない。さらに、Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta (2019) での指摘の通り、変動性再生可能エネルギーの変動性や予測不可能性から、発電ポートフォリオの観点から、(変動性) 再生可能エネルギーは、変動費／固定費比率の低い従来型エネルギー電源を単純に代替することはできない可能性がある。

故に、本稿では主に再生可能エネルギーと電力価格の変動率に注目し、各再生可能エネルギー電源の価格変動率へ影響を、回帰分析を通じて分析した。

また、電源だけではなく、その再生可能エネルギー発電を支援する制度についても分析を行った。具体的に、近年になった、日本を含む多くの国では、再生可能エネルギー支援制度として、FIT 制度から FIP 制度に移行している。しかし、FIT と比べて、FIP は価格変動率を高める恐れがあるのではないかと我々は考えたので、それに関する分析を行った。

分析の結果、意外なことに、すべての(変動性) 再生可能エネルギー電源が価格変動率を高めるわけではなく、価格変動率への影響は電源別・国別に異なることが分かった。また、FIP への移行は恐らく価格変動率を高めるということも分かった。

故に、本稿は、以上の分析結果をもって、2つの政策提案をする。一つ目は、「価格変動率の影響を考えて、再生可能エネルギー普及を進める際に電源の優先度を付ける」。二つ目は、「FIP 移行による価格変動率の上昇に対し、隣国電源市場との市場統合など対応策を用意すること」。

目次

要約	02
第一章 導入	05
第1節 地球温暖化	
第2節 再エネの重要性・現状	
第二章 先行研究・本稿の位置付け	07
第1節 先行研究	
第2節 問題意識・本稿の位置付け	
第三章 データの出典	09
第四章 分析手法	10
第1節 分析の紹介	
第1項 考え方	
第2項 変数の紹介と加工	
第2節 相関分析	
第3節 データの季節的変動	
第4節 仮説展開	
第5節 季節ダミー付き重回帰分析	
第6節 FIT から FIP への切り替えによる影響	
第1項 対象国の再生可能エネルギー電力源支援政策	
第2項 FIT 制度と FIP 制度の紹介	
第3項 t 検定	
第4項 差分の差分法(DID)	
第5章 結果解釈	19
第1節 基本統計量のまとめ	
第2節 相関分析	
第3節 データの季節的変動	
第4節 季節ダミー付き重回帰分析	
第5節 FIT から FIP への移行による影響	
第1項 t 検定	
第2項 差分の差分法(DID)	
第6節 結果のまとめ	
第6章 政策提言	37
第1節 政策提言1 [普及を進める電源の優先度]	
第2節 政策提言2 [隣国との電力市場の統合]	

第3節 政策提言の課題

参考文献	40
------	----

第一章 導入

第一節 地球温暖化

第一節ではエネルギー関連の二酸化炭素排出量をもとに、環境に与える影響を地球温暖化の観点で考えていく。

近年の急激な地球温暖化は温室効果ガスによる影響が大きいとされ、中国電力 Energia の HP によると温室効果ガスのうち 76% は二酸化炭素であり化石燃料起源の二酸化炭素は 65% と大きな割合を占めているとされている。また、国際エネルギー機関（IEA）4 月 20 日の報告によるとコロナ禍における世界経済の停滞とエネルギー需要の減少があった 2020 年には世界の二酸化炭素排出量は 5.8% と過去最大に減少したが、2021 年には経済の回復とともにエネルギー需要も回復するとされ、2019 年のピーク時には劣るものの二酸化炭素の排出量も増加すると予測されている。また、日本における二酸化炭素の排出量は、発電所などのエネルギー転換部門で最も排出されており、全体の 41% となっている。このことから、化石燃料のエネルギー転換を減らす、つまり再生可能エネルギーの導入を進めることで二酸化炭素排出量の減少に向け大幅な改善が見込めると考えている。

第二節 再エネの重要性・現状

第二節では再生可能エネルギーの社会的な重要性を述べた後に、日本における導入状況と政策目標を紹介していく。

社会的な課題として再生可能エネルギーは、持続可能な開発目標 (Sustainable Development Goals :SDGs) の 7 つ目の項目である環境によいクリーンなエネルギーを増やしていくことをポイントとし、地球温暖化の抑制のために化石燃料を使用した二酸化炭素を排出するエネルギー源からクリーンで安全な再生可能エネルギーへの転換に向け、先進国だけでなく途上国においても積極的に導入が進められてきている。このことから、社会的な課題としての重要性は非常に高いと考えている。

次に我が国においての再生可能エネルギー導入の現状を見ていく。経済産業省資源エネルギー庁新エネルギー課「2030 年に向けた今後の再エネ政策（2021 年 10 月 14 日）」によると、2011 年度における再生可能エネルギーの導入量は 1,131 億 kWh とエネルギー発電量全体の 10.4% を占めるのみだった。しかし、2012 年 7 月以降の FIT 制度（固定価格買取制度）開始により再生可能エネルギーの導入量は大幅に増加し、2020 年度には 1,983 億 kWh と 19.8% に上昇した。日本の増加スピードは世界トップクラスである。

現在の日本政府はクリーンエネルギー戦略を基に新たなエネルギーミックスを組み立て、2030 年では温室効果ガス排出量の 46% 削減、割合としては 36~38%（合計 3,360~

3,530 億 kWh 程度) の導入、2050 年にはカーボンニュートラルの実現を目標に再生可能エネルギーの導入を進めている。

第二章 先行研究・本稿の位置付け

第一節 先行研究

再生可能エネルギーの導入における電力価格の変動性と不確実性は事実であり、この変動率の高さはリスクとみられ投資に悪影響を与える。この価格変動率における先行研究を以下で2つ紹介する。

Shuaili Dong, Hailong Li, Fredrik Wallin, Ander Avelin, Qi Zhang, Zhixin Yu (2018)の「Volatility of electricity price in Denmark and Sweden」によると、再生可能エネルギーの普及によって電力価格が様々なパターンになるという。ノルドプール（風力発電が高い割合を占める）のデンマーク地域価格とノルドプール（水力発電が高い割合を占める）のスウェーデン地域価格、PJM 市場（再生可能エネルギーがほとんど普及していない、化石燃料が支配的）を比較すると、安定したエネルギー源であるスウェーデンの水力発電が価格変動率は最も低く、次に比較的安定した発電を行える PJM 市場が次点に来了。最後にデンマークだが、風力発電は断続性が強く安定性に欠けたため価格の変動率に顕著な影響を与えたということが分かった。

また、Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)の「The effect of variable renewable energy sources on electricity price volatility: the case of the Iberian market」では、イベリア市場を中心に、variable renewable energy supply(以降 V-RES)が価格変動に与える影響について注目し、回帰分析及び EGARCH モデルを使用した結果、平均的に、再エネ電源の供給（V-RES）の1%の増加は、0.44%の電力価格変動をもたらす、経済学的には大きく、統計学的にも有意的である。

しかし、電源別にみると、風力発電の普及率が常に価格変動率にプラスに寄与しているのに対し、太陽光発電の普及率が逆に価格変動率にマイナスに寄与していることが分かった。代替モデルを使って分析しても、似たような結果が出て、特に太陽光発電の技術が価格変動を抑制することを示す結果も出ているようである。

また、フランス市場との接続により市場統合を行うことで風力発電の供給変動に対する価格変動の感応度を緩和することに役立つことを発見したことが分かった。

第二節 問題意識・本稿の位置付け

再生可能エネルギーを用いた発電は先進国をはじめ世界的に広まりつつあるなか、Shuaili Dong, Hailong Li, Fredrik Wallin, Ander Avelin, Qi Zhang, Zhixin Yu (2018)の研究によると、安定的に給電できる電源の普及率が高ければ、価格変動率も顕著な影響を受けることが分かった。

しかしながら再生可能エネルギーを用いた発電は安定供給が難しいものが多く占める(太陽光発電や風力発電等)。さらに、Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)の研究によると、V-RES の電力価格変動率との先行研究において、相反する結果が存在する。

つまり、どの電源がどのような理由で、価格変動率にどのような影響を与えるかはまだ明白ではない。

また、Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)の研究では、主にイベリア市場に注目しており、国別の分析を行わなかった。

ここで問題となってくるのがその V-RES が価格変動率に影響を与えるということは、変動性再生可能エネルギーを導入する国にとっては少なからずリスクを伴うということである。

世界的に再生可能エネルギーを普及していこうとしている動きは活発になってはいるがそのようなリスクが伴うからには、リスク回避的な市場からみて何かしらのリターンが求められる。しかしながらそのリターンがその国が望むものでない場合は、再生可能エネルギーを用いた発電というのは受け入れがたいものとなる。つまり V-RES が電力価格に影響を及ぼすということは、再生可能エネルギーの普及を阻害する要因になりうるということである。その点に我々は主の問題意識を抱いた。

そのほか、Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)での指摘の通り、変動性再生可能エネルギーの変動性や予測不可能性から、電力需要ピークや V-RES の発電量不足に対応するための柔軟性を確保し、予備エネルギーとして機能する運転コストの高い発電所がより重要になる。また、これは変動費／固定費比率の低い従来型エネルギー電源を単純に代替することはできないということを意味している。これは、今後の再生可能エネルギー電源普及における大きな障害にあり得ると考えられる。

故に、本稿では、変動性再生可能エネルギーのみならず、そして一か国に限らず、複数の電源と国を分析対象に挙げ、より安定的な市場を作るための政策提案をしたいと考えている。

また近年の再生可能エネルギーの普及の高まりに伴って、日本を含む各国が再生可能エネルギー支援制度として、FIT 制度から FIP 制度に切り替えている。その理由として FIT 制度は価格が一定で、収入はいつ発電しても同じで需要ピーク時に供給量を増やすインセンティブがない。対して FIP 制度は補助額が一定で、収入は市場価格に連動するが需要ピーク時に供給量を増やすインセンティブがあるからである。

このように支援制度が FIT から FIP への移行が進む中で、そのような切り替えが電力価格変動率に影響を及ぼすのではないかという点についても問題意識を抱いて、その影響を分析したいと考えている。

第三章 データの出典

データ取得の対象とした国はドイツ、オーストリア、フランス、日本である。以下でエネルギー発電量、取引価格等を参考にしたデータ出典元を紹介する。

ドイツ、オーストリアの卸電気市場での（前日）電力価格と各電源の発電量、及びフランスの電力価格はすべて「SMARD」から取得している。

「SMARD」については、ドイツ連邦経済エネルギー省が、エネルギー経済法に基づき、開設された電力市場に関する情報プラットフォーム「SMARD」である。これは、ドイツ連邦ネットワーク庁によって運営されるもので、コンテンツは継続的に更新される。ドイツ国内と一部のヨーロッパ地域における電力市場に関するデータをほぼリアルタイムで表示する。さらに発電、消費、卸価格、輸出入、予備電力に関するデータが様々な時間枠で算出され、それらを組み合わせて表示することができる。バーケ事務次官は、「SMARDにより、電力市場の透明性を強化し、エネルギー源がどのように連動するのかを示す。これにより、皆がエネルギーシフトの進捗を確認できる」と述べた²。

「SMARD」で取得できなかったフランスの電源別発電量のデータについては、ORDE で収集を行うことができた。

Open Data Energy Networks (ORDE) プラットフォームは、Réseaux Énergies のメンバーの協力によって作製されたもので、共通のオープンデータだけでなくメンバーが提供するデータにリアルタイムでのアクセスできるフランスのウェブサイトである。

日本の発電量情報については、ISEP Energy Chart を通じて、発電量の推移や電源構成などのグラフを閲覧・データの収集をすることができた。

ISEP Energy Chart は、環境エネルギー政策研究所によるエネルギーデータ可視化プロジェクトだ。自然エネルギーの急速な拡大を読み解くためのデータが提供されており、日本全国の 2022 年 7 月までのデータがアップデートされている。

最後に、日本の（スポット）電力取引価格のデータを取得した出典元である JEPX について、全称は「一般社団法人日本卸電力取引所」で、指定された受渡日のシステムプライス（スポット取引の約定計算で得られた全国大の売り入札曲線と買い入札曲線の交点の価格）と約定量が参照できる。

以上が、分析に使われるすべてのデータの出典であるが、以下の分析ではこれらサイトから得られたデータをもとに、多くの図表を作成しており、すべてのサイトを利用した図表も少なくないので、見やすくするために、以下の図表の出典では、作成者のみ掲載し、図表の元となるデータの出典は本章を参照してください。

² EIC ネット (2017)

第四章 分析手法

第1節 分析の紹介

第1項 考え方

前文で紹介した問題を解決し、価格変動率を抑える方法を探るために、まずはそれぞれの再生可能エネルギー電源に関する分析を行って、電力価格の変動率の主な変数との関係を考察する。そのあと、FIP 制度実施前後の価格変動率サンプルを比較し、その母集団に平均値の差が存在するかどうかを確認する。

再生可能エネルギー電源の考察について、具体的に、まずは価格変動率と各変数との相関分析を行い、その大まかな関係を考察する。しかし、価格変動要因がお互いに影響しあっている可能性もあるため、相関分析だけではなく、いくつかの仮説を展開し、他の要因を排除した回帰分析で、信憑性を高めたいと考えている。その際、データに季節的な変動が存在するかどうかを確認し、あった場合にはそこを考慮に入れて分析を進める。

FIP 制度移行に関する考察について、2017 年 1 月に政策を変えたドイツを例に、政策実施前の 1 年間と実施後の 1 年間という 2 つの価格変動率グループの平均値を、t 検定を通じて、有意差の存在を考察する。

しかし、t 検定のみで行った場合、ほかの要因が同時期の価格変動率に影響を及ぼす可能性を排除できないため、その問題を低減するために、差分の差分法 (Difference in differences, DID) を用いて、結論の信憑性の強化に試みる。

第2項 変数の紹介と加工

分析を始める前に、データの加工や変数の紹介をしたいと思う。

まずは、一番重要な価格変動率 (volatility) を具体的に定義する。Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)での分析と同じ、Rintamäki, Siddiqui, and Salo (2017) and Mauritzen (2010)で採用されている価格変動率の定義に従い、電力価格の日内変動率を取引日における時間ごとの価格の標準偏差として計算する。

$$v_t = \sqrt{\frac{1}{24} * \sum_{h=1}^{24} (p_{h,t} - \bar{p}_t)^2}$$

(式 1)

ここで、 v_t は t 日における価格変動率 (volatility)、 $p_{h,t}$ は h 時間における t 日の電力価格、 $\bar{p}_t$ は t 日における平均電力価格のことを表している。

また、日本のデータはスポット価格を使っており、それ以外は前日価格 (day-ahead price) を使っている。

また、日本の電力価格のデータは1日に48個のコードに分かれているため、数式中の24を48に変えて、(日内) 価格変動率³を計算している。

同時刻に異なる複数のデータがあった場合はその平均で計算し、データの欠落があったりする場合、その日を分析対象から外すこととする。

本稿が注目するほかの変数として、各国の電源別発電量とその電源がその時に占める総発電量の割合がある。対象に選ばれた国は「ドイツ」、「オーストリア」、「フランス」、「日本」の四か国であり、説明変数に選ばれた再生可能エネルギー電源は「風力発電」、「太陽光発電 (Photovoltaics)」、「バイオマス発電 (Biomass)」、「水力発電 (Hydropower)」の四つである。また、「風力発電 (Wind)」を「陸上風力 (Wind onshore)」と「洋上風力 (Wind offshore)」として区別した場合は、その合計ではなく、それぞれに計算している。

また、各再生可能エネルギー電源が占める割合は、再生可能かどうかを問わない総発電量で計算している。以下は便宜上、普及率 (penetration ratio) と称する。国によって、各電源の発電量は15分別で集計されたり、30分別に集計されたりなどしているが、普及率は、発電量を日別に加工してから、計算しているため、日別普及率となっている。

発電量の単位として、フランスはMWで、それ以外の国はMWhを使っており、電力価格の単位として、「ドイツ」、「オーストリア」、「フランス」は「€/MWh」で、日本は「円/kWh」となっている。

本稿では主に対数表示(a log-log model)を使って、分析を行うため、稀ではあるがマイナスやゼロの価格が出てくると、分析に支障が生じてしまう。故に、日平均電力価格にマイナスの値があった系列には、全系列にその最小値の絶対値より少し高い値を加算して、データを加工している⁴。

再生可能エネルギー電源に関する考察の場合、「ドイツ」、「オーストリア」、「フランス」の分析対象サンプルは、2020年1月1日から2022年1月1日にわたる期間を対象にしているが、「日本」だけは2020年4月1日から、2022年4月1日にわたる期間を対象にしている。

制度に関する考察の場合は、t検定では2016年1月1日から2017年1月1日にわたる期間をグループ1とし、2017年1月1日から2018年1月1日にわたる期間をグループ2としている。また、差分の差分法に使われるデータの期間は2016年6月1日から2017年4月までであり、詳細の扱いは後に紹介する。

³ 以下では、便宜上日内を省略することもある。

⁴ 例えば、ドイツの日平均価格の最小値は約「-26.13」であるので、対数変換を行うさいは、すべての日平均価格サンプルに27を加算する。

第2節 相関分析

以上で紹介したデータを用いて、(対数表示の) 日内価格変動率と (対数表示の) ほかの変数との相関分析を行う。

具体的に、まずはドイツを例に、(日内) 価格変動率と主要変数との相関グラフを作成し、データの視覚化を試みる。

そして、それぞれの国における価格変動率とその他変数との相関係数をまとめて、表として作成し、その関係性を考察する。

第3節 データの季節的変動

次に、データの季節的変動についてみる。

まずはドイツと日本を例に、季節的変動の視覚化のグラフを作成する。

具体的に、各国のデータを曜日・月別に分類し、7 個の曜日別グループと 12 個の月別グループに対し、それぞれの平均・標準偏差を計算し、系列全体サンプルと比較するグラフを作成する。

そして、各グループの系列全体サンプルからの乖離率を国別にまとめて、表にすることで、各国のデータの季節的変動がわかる。

データに季節的変動があった場合、それに応じてデータを調整したほうがより正確な分析が得られると考えられるため、その分析結果のいかんで、回帰分析のさいに、季節ダミー変数を追加するかを決める。

また、ドイツの電力価格のデータだけ、時間別電力価格で作成しており、ほかの国は日平均価格を用いている。

第4節 仮説展開

Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)での仮説に参考して、天候などに影響されやすい変動性再生可能エネルギー電源は、その故電力供給も不安定になりがちで、頻繁な供給量変化は、卸電気市場での取引価格の変動率を増加させかねない。

また、水力発電について、季節はあるものの、その供給は比較的安定しているので、検証すべき最初の仮説は以下の通りである。

「H1：変動性再生可能エネルギー電源の供給 (V-RES) の増加は、
電力価格の変動幅を増大させる。」

また、変動性再生可能エネルギー電源の普及率 (penetration ratio)、つまり、天候などに影響されやすい電源の、電力市場に占める割合の増加も、市場全体を不安定にさせかねないという考えから、第二の仮説を立てる。

「H2：変動性再生可能エネルギー電源の普及率の増加は、
電力価格の変動幅を増大させる。」

次に、FIP 制度は FIT 制度と比べて、発電業者が受け取る料金は市場によって変動し得るため、支援を受けている再生可能エネルギー発電業者も、市場価格というシグナルに反応するようになり、自ら発電業者を調整すると考えられるため、以下のように、仮説 3 を立てる。

「H3：FIP への切り替えは電力価格の変動幅を増大させる。」

また、仮説 3 を検定するために、t 検定を用いるため、FIP への移行を区切りに、その前後の価格を 2 つのグループに分けて、その平均値の有意差を検定する。

故に、最後の仮説 4 は以下の通りである。

「H4：移行前の価格グループの母集団平均値は、
移行後の価格グループのより小さい。」

第5節 季節ダミー付き重回帰分析

第3節で、季節ダミーを使わない可能性についても言及したが、このタイトルで、すでにネタバレになってしまったように、各国のサンプルに季節性が確認された。よって、季節ダミー変数付きの重回帰分析のみを行うことになる。

まずはダミー変数について、月をダミー変数 D_1 として採用し、 q 月なら 1 と仮定し、それ以外なら 0 とする。曜日について、ダミー変数 D_2 を採用し、 k 曜日なら 1 (月曜日とする) と仮定し、それ以外なら 0 とする。

つまり、ダミー変数は以下のようになる。

$$D_{1k} = \begin{cases} 1, & k \text{ が 1 月のとき} \\ 0, & k \text{ が 1 月以外のとき} \end{cases}$$

$$D_{2q} = \begin{cases} 1, & q \text{ が 月曜日のとき} \\ 0, & q \text{ が 月曜日以外のとき} \end{cases}$$

ただし、 $k \in \{1, 12\}$ で、 $q \in \{1, 7\}$

(式 2)

したがって、回帰分析のモデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} \ln v_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln Windon_t + \alpha_2 \cdot \ln Windoff_t + \alpha_3 \cdot \ln PV_t \\ & + \alpha_4 \cdot \ln Bio_t + \alpha_5 \cdot \ln Hydro_t + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times D_{1kt} + \sum_{q=1}^6 \delta_q \times D_{2qt} + \mu_t \end{aligned}$$

(式 3)

ここで、 $\ln v_t$ は価格変動率の対数表示で、 α_0 は定数項で、 $\ln Windon_t$ は日別陸上風力発電量の対数表示で、 $\ln Windoff_t$ は日別洋上風力発電量の対数表示で、 $\ln PV_t$ は日別太陽光発電量の対数表示で、 $\ln Bio_t$ は日別バイオマス発電量の対数表示で、 $\ln Hydro_t$ は日別水力発電量の対数表示で、 μ_t は誤差項である。

前文で紹介したように、 $D1$ が月のダミー変数なので、 $D1_{1t}$ は「 $k=1$ 」月を表すダミー変数であり、同様に、 $D2$ が曜日のダミー変数なので、 $D2_{1t}$ は「 $q=1$ 」曜日を表すダミー変数である。「 α_1 」、「 α_2 」、「 α_3 」、「 α_4 」、「 α_5 」は各変数の係数であり、主な検証対象でもある。

この手法を用いると、それぞれの係数はプラスかマイナスかをみて、その統計学的有意性をチェックすれば、仮説 1 を検証できる。

また、フランスと日本のデータには、「陸上風力発電」と「洋上風力発電」の区別がなく、すべての「風力発電」という項目に集計されているため、洋上風力と陸上風力が使う「 α_1 」、「 α_2 」と異なる係数「 α_6 」を使い、対数表示用の記号も「 $\ln Wind_t$ 」にする。

これらについて、モデルを日本とフランス用に置き換えると、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \ln v_t = & \alpha_0 + \alpha_6 \cdot \ln Wind_t + \alpha_3 \cdot \ln PV_t \\ & + \alpha_4 \cdot \ln Bio_t + \alpha_5 \cdot \ln Hydro_t + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times D_{1kt} + \sum_{q=1}^6 \delta_q \times D_{2qt} + \mu_t \end{aligned} \quad (\text{式 4})$$

続いて、仮説 2 を検証するために、式 3 での各再生可能エネルギー電源の供給量を、その普及率に置き換えて分析を行う。

モデル式は具体的に、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \ln v_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln PenWindon_t + \beta_2 \cdot \ln PenWindoff_t + \beta_3 \cdot \ln PenPV_t \\ & + \beta_4 \cdot \ln PenBio_t + \beta_5 \cdot \ln PenHydro_t + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times D_{1kt} + \sum_{q=1}^6 \delta_q \times D_{2qt} + \mu_t \end{aligned} \quad (\text{式 5})$$

$\ln v_t$ は前文と同じ価格変動率の対数表示で、 β_0 は定数項で、 $\ln PenWindon_t$ は日別陸上風力普及率の対数表示で、 $\ln PenWindoff_t$ は日別洋上風力普及率の対数表示で、 $\ln PenPV_t$ は日別太陽光普及率の対数表示で、 $\ln PenBio_t$ は日別バイオマス普及率の対数表示で、 $\ln PenHydro_t$ は日別水力普及率の対数表示である。

結果の確認の仕方も変わらず、すべての係数がともにプラスの値を取り、且つ統計学的に有意性を確認できたら、仮説 2 を廃却できないと考えられる。

「 β_1 」、「 β_2 」、「 β_3 」、「 β_4 」、「 β_5 」は各変数の係数であり、主な検証対象でもある。

そして、先ほどと同じ、フランスと日本用に、洋上風力と陸上風力に関する項目を置き換える。具体的に、「 $\ln PenWindon_t$ 」と「 $\ln PenWindoff_t$ 」を「 $\ln PenWind_t$ 」に置き換えて、その係数も「 β_1 」と「 β_2 」から「 β_6 」に置き換える。

第6節 FIT から FIP への移行による影響

第1項 対象国の再生可能エネルギー電源支援政策

FIP への移行の影響を分析するまえに、対象となった国の政策を紹介する。

ドイツにおける FIT 制度から FIP 制度への移行について紹介する。ドイツでは 1991 年にいち早く再生可能エネルギー電気買取制度を導入し、2000 年に再エネ法 (EEG) により、固定価格化した。さらに 2012 年には市場プレミアムと FIT との選択制となった。2014 年 8 月には賦課金水準の大幅増を受けて、市場プレミアム制度の本格導入・義務化の改正法を施行した (500kW 未満の小規模設備は適用除外)。その後の 2017 年 1 月には 750kW 超の太陽光・陸上風力・洋上風力、150kW 超のバイオマスについて入札制度の導入し、これにより本格的な入札制度に移行した。

次にフランスにおける FIT 制度から FIP 制度への移行について紹介する。フランスでは電力自由化法に基づき、12MW 以下の再生可能エネルギー発電設備を対象とした固定価格買取制度を施行。これ以降順次エネルギー源別の固定買取価格をアレテにて設定した。また 2010 年以降、太陽光発電に適用する買取価格について、数次にわたる改定を実施。その後、2011 年 3 月には設備容量 100kW 以上の太陽光発電設備は、政府が実施する競争入札制度により導入を支援するといった内容の法令を施行。2016 年 5 月にはプレミアム価格 (FIP) 制度の施行に関する政令が公布され、エネルギー源別に政令で定められたプレミアム価格が売電収入に上乗せする形式に変更。今後は陸上風力を除く 500kW 以上の設備に対して、固定買取価格 (FIT) ではなく FIP が適用されることとなった。

以上のようにドイツ、フランスのようにヨーロッパの各国で FIT 制度 FIP 制度への移行が行われているのが現状である。

第2項 FIT 制度と FIP 制度の紹介

今さらではあるが、何度も言及した FIT と FIP であるが、今から本稿の研究において重要視するポイントを中心に、両制度を紹介する。

FIT 制度とは固定価格買取制度のことであり、主に再生可能エネルギーで発電した電気を電力会社が一定価格で一定期間買い取ることを国が約束する制度である。そして、電力会社が買い取る費用の一部を電力の最終消費者 (住民等) から賦課金という形で集める。そうすることでいまだ高い再エネの設備建設コストも回収の見通しが立つようになり、再エネの普及がより進むことが期待される制度である。

しかし、FIT 制度は再エネの普及には貢献する一方で、国民の電気料金に負担を強いることになるデメリットがあることもわかる。また、短期限界費用が比較的に低いと考えられる再エネを大量導入すれば、現存の短期限界費用が高い電力源は競争に負け、卸電気市場での電力価格が低下することになりかねない (メリットオーダー効果)。しかしながら FIT 制度により再エネ電源は一定の収益が保証されているため、電気価格の低下と固定さ

れた買取価格が相俟って、賦課金上昇の形で、最終消費者である私たちが負担することになってくる。

さらに、支援されている再エネ発電業者の収入は固定買取価格で保証されているため、たとえ電力価格がマイナスになっても、再エネ発電業者に発電量調整のインセンティブが働かない。いわば、価格シグナルが機能しにくくなる恐れがある。

そこで、この価格シグナルの問題に対し、再エネ発電業者の収入を市場価格と結び付けて、市場メカニズムを再機能ようとする FIP 制度がある。

FIP 制度とは「フィードインプレミアム (Feed-in Premium)」の略称で、多少の違いはあるが、多くの国で FIT 制度の後に採用されている新たな再エネ支援制度であり、日本でも 2022 年 4 月からいくつかの主力エネルギーに適用されるようになる⁵。

具体的に、FIT 制度のような固定された買取価格ではなく、支援される再エネ発電業者が受け取るのは「電力価格+プレミアム価格」として、市場価格に応じて発電量を調整できることになる。

しかし、市場価格に反応できるようになったというメリットを裏返せば、再生可能エネルギー電源発電業者が自ら発電量を調整するようになり、卸電気市場における供給の不安定につながり、価格変動率が高めてしまう恐れもある。

その考えは果たして正しいかどうかについて、これから検証する

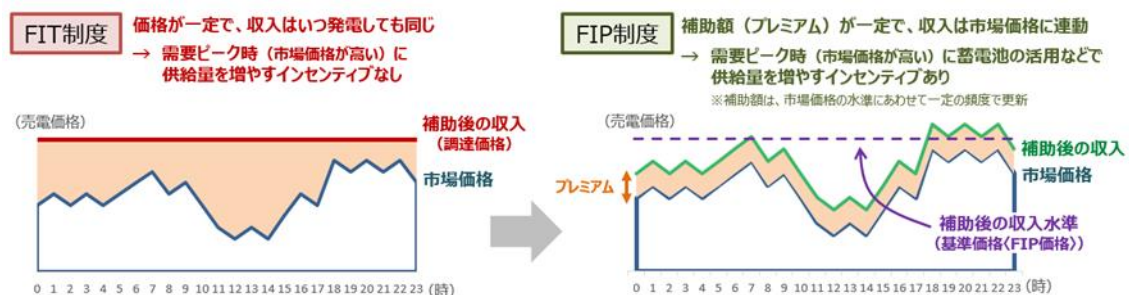


図 1：FIP イメージ図 資源エネルギー庁により作成

第 3 項 t 検定

さて、第 1 項からドイツは少し 2017 年に一部の再生可能エネルギー電源を強制的に FIP 制度に移行させたことが分かったため、その政策実施前の 1 年間と実施後の 1 年間という 2 つの（日内）価格変動率グループに分ける。

t 検定を行う前に、両グループの価格変動率サンプルを日付の軸にプロットし、その折れ線グラフを確認する。

⁵ 経済産業省資源エネルギー庁（2021）

そのあと、F 検定を行い、両グループの分散に有意差があるかどうかを確認し、その結果次第で、t 検定のやり方を選択する。そして、t 検定を通じて、平均の有意差を考察する。

その仮説 4 の対立仮説の p 値をみて、 $P(T < t)$ 両側が 0.05 より小さければ、対立仮説を棄却できて、両グループの平均に有意差があると考えられる。

第 4 項 差分の差分法 (Difference in differences, DID)

しかし、t 検定からは、両グループの平均に有意差があることしか読み取れず、その有意差は政策以外の要因による可能性もあるため、差分の差分法を使い、仮説 3 の結論を強化する。

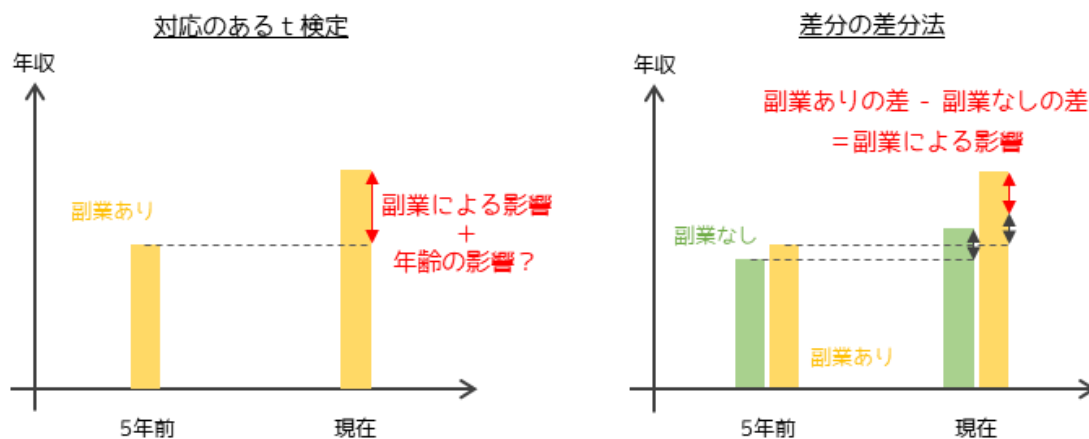


図 2：差分の差分法イメージ図 STAAT により

比較対象として、ドイツの近隣で、2016 年 5 月に FIP 制度を導入したフランスを選ぶ。対象期間を 2016 年 9 月から 2017 年 4 月までとし、2016 年 6 月 1 日から 9 月 1 日までの両国の価格変動率の時系列データを折れ線グラフにプロットし、平行トレンドの前提を確認する。

また、平行トレンドの仮定が満たされた場合、2016 年 6 月 1 日から 9 月 1 日までの価格の変動率のデータに対し、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定と Phillips-Perron 検定を使い、単位根検定を行って、その価格変動率の平均は時間に通じて変化するかどうかチェックする。

単位根が存在しなければ、2016 年 9 月 1 日から 2017 年 1 月 1 日までの両国の価格変動率の平均値の差を、2017 年 1 月 1 日から 2017 年 4 月 1 日までの両国の価格変動率の平均値の差と比較して、仮説 3 を検定する。

単位根が存在する場合、簡単化のため、折れ線グラフから、4 ヶ月分が生じ得るだいたいの変動分を予測し、両国の価格変動率の平均値の差に考慮して、仮説 3 を検定する。

第五章 結果解釈

第一節 基本統計量のまとめ

第一節では主要変数の統計量に注目する。まずは、価格に関わる主要変数から始める。

変数	統計量	ドイツ	オーストリア	フランス	日本
ph,t	平均値	63.64	69.97	70.66	12.33
	標準偏差	62.95	66.99	71.80	18.24
	最大値	620.00	620.00	620.00	251.00
	最小値	-83.94	-77.68	-75.82	0.01
pt	平均値	63.64	69.96	70.65	12.33
	標準偏差	58.62	63.79	69.11	15.76
	最大値	431.98	434.34	452.94	154.57
	最小値	-26.13	-22.75	-10.10	2.61
vt	平均値	16.61	14.85	14.52	4.55
	標準偏差	15.98	14.29	13.24	8.00
	最大値	114.79	99.35	92.36	75.25
	最小値	2.69	2.03	2.12	0.30

表 1：基本統計量（価格関連） 筆者作成⁶

ここでは、「 v_t 」は t 日における価格変動率（volatility）、「 ph, t 」は h 時間における t 日の電力価格（日本だけはコード別電力価格、詳細は前章を参照）、「 pt 」は t 日における平均電力価格のことを表している。

そして、前章に紹介したように、電力価格の単位について、「ドイツ」、「オーストリア」、「フランス」では「€/MWh」で、日本では「円/kWh」となっており、日本以外のサンプルの期間は 2020 年 1 月 1 日から 2 年で、日本だけは 2020 年 4 月 1 日から 2 年となっている。

続いては、各電源の発電量に関する基本統計量をまとめた次の表 2 である。

変数	統計量	ドイツ	オーストリア	フランス	日本
洋上風量	平均値	69729.637			
	標準偏差	42857.198			
	最大値	155345.000			
	最小値	1251.000			

⁶ ノート：元データの出典は第三章を参照してください。

陸上風力	平均値	263613.139	19453.801		
	標準偏差	196238.019	15228.470		
	最大値	909308.000	67787.000		
	最小値	14230.000	96.000		
風力	平均値			207038.464	24641.160
	標準偏差			140359.982	14015.159
	最大値			651590.000	66400.000
	最小値			18155.000	2671.000
太陽光	平均値	126321.951	2260.751	72277.975	209395.026
	標準偏差	81447.750	1284.473	35099.334	75266.410
	最大値	320719.000	5724.000	150780.000	393032.000
	最小値	5375.000	153.000	12222.000	28180.000
バイオマス	平均値	109833.505	4314.343	52901.033	37464.363
	標準偏差	4697.685	502.814	2895.250	3107.033
	最大値	120492.000	5270.000	62876.000	48470.000
	最小値	93865.000	3191.000	43145.000	28090.000
水力	平均値	41099.348	89089.064	344500.235	190562.212
	標準偏差	9165.093	28436.793	101596.051	61820.202
	最大値	58635.000	149404.000	638354.000	340249.000
	最小値	22821.000	33204.000	130302.000	90152.000
洋上風量普及率	平均値	6.32%			
	標準偏差	3.89%			
	最大値	14.15%			
	最小値	0.11%			
陸上風力普及率	平均値	23.91%	14.70%		
	標準偏差	17.87%	11.51%		
	最大値	82.82%	51.23%		
	最小値	1.30%	0.07%		
風力普及率	平均値			6.67%	1.03%
	標準偏差			4.52%	0.58%
	最大値			20.99%	2.77%
	最小値			0.58%	0.11%
太陽光普及率	平均値	11.51%	1.71%	2.33%	8.73%
	標準偏差	7.43%	0.97%	1.13%	3.13%
	最大値	29.21%	4.33%	4.86%	16.38%
	最小値	0.49%	0.12%	0.39%	1.17%

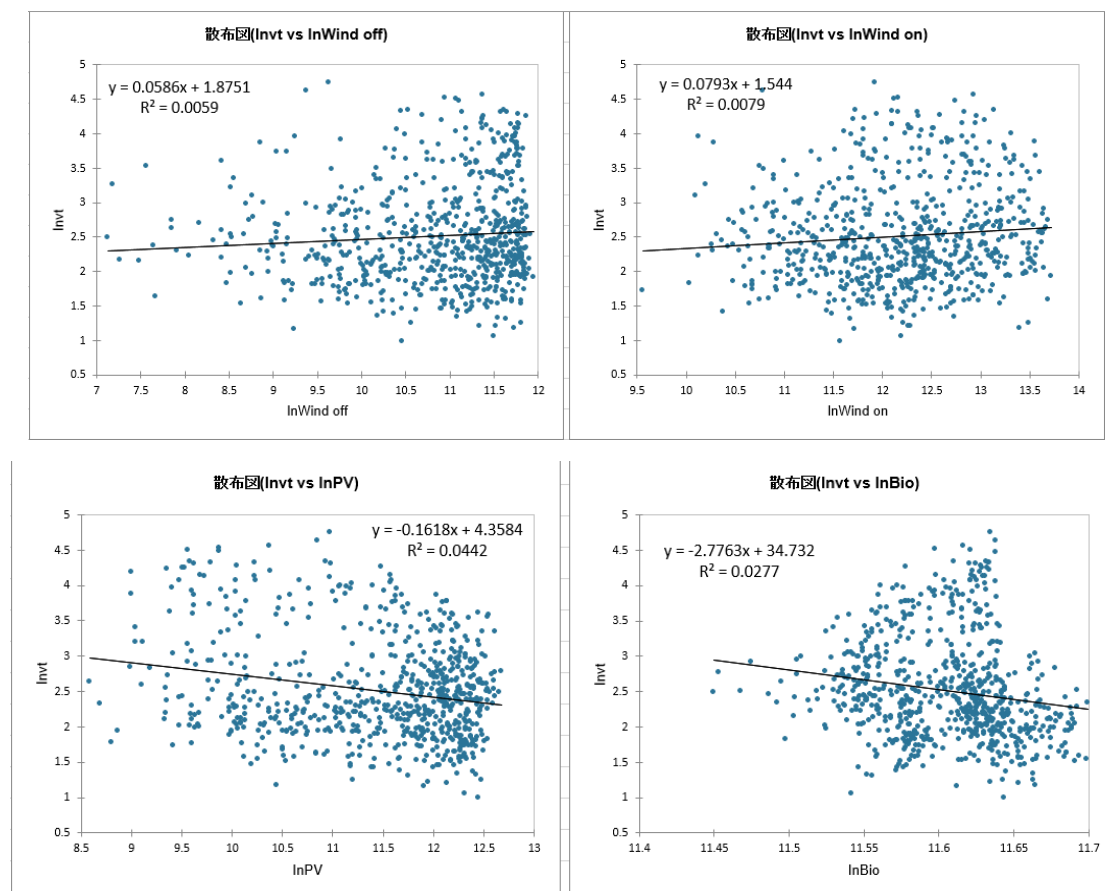
変数	統計量	ドイツ	オーストリア	フランス	日本
バイオマス 普及率	平均値	10.00%	3.26%	1.70%	1.56%
	標準偏差	0.43%	0.38%	0.09%	0.13%
	最大値	10.97%	3.98%	2.03%	2.02%
	最小値	8.55%	2.41%	1.39%	1.17%
水力普及率	平均値	3.75%	67.32%	11.10%	7.94%
	標準偏差	0.83%	21.49%	3.27%	2.58%
	最大値	5.34%	112.90%	20.56%	14.18%
	最小値	2.08%	25.09%	4.20%	3.76%

表 2：基本統計量（発電量関連）

第二節 相関分析

続いて、相関分析の結果には入ろう。

図 3 はドイツの価格変動率と対象再生可能エネルギー発電量との散布図である。



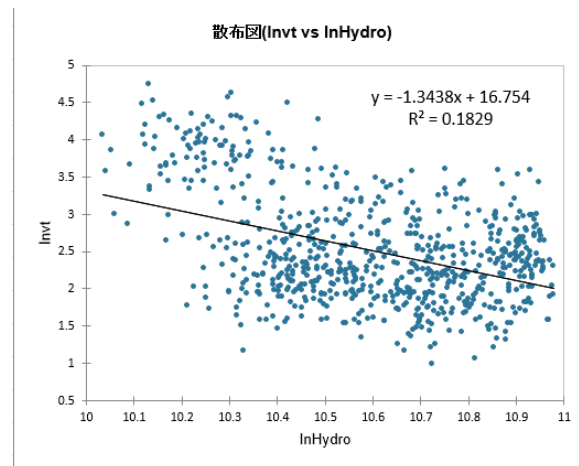


図 3：ドイツの相関分析視覚化 筆者作成

そして、以下の表 3 が国別の価格変動率とほかの変数との相関係数である。

	lnvt	lnvt	lnvt	lnvt
Pearson correlation	ドイツ	オーストリア	フランス	日本
lnPt	0.597	0.693	0.721	0.864
lnWind off	0.077			
lnWind on	0.089	-0.062		
lnWind			0.058	0.252
lnPV	-0.210	-0.246	-0.113	-0.044
lnBio	-0.166	-0.736	-0.055	0.391
lnHydro	-0.428	-0.296	-0.312	-0.475
lnPenWind off	0.077			
lnPenWind on	0.089	-0.062		
lnPenWind			0.058	0.252
lnPenPV	-0.210	-0.246	-0.113	-0.044
lnPenBio	-0.166	-0.736	-0.055	0.391
lnPenHydro	-0.428	-0.296	-0.312	-0.475

表 3：相関分析 筆者作成⁷

⁷ ノート：図 3 と表 3 で使われる記号は、前章と同じ、価格変動率の対数表示「 $\ln v_t$ 」、（日別）陸上風力発電量の対数表示「 $\ln Windon_t$ 」、（日別）洋上風力発電量の対数表示「 $\ln Windoff_t$ 」で、太陽光発電量の対数表示「 $\ln PV_t$ 」、バイオマス発電量の対数表示「 $\ln Bio_t$ 」、水力発電量の対数表示「 $\ln Hydro_t$ 」、陸上風力普及率の対数表示

見やすくするために、ゼロより大きい値、つまり価格変動率と正の相関関係にあることを示す値を赤で示した。

以上の結果は、風力発電と太陽光発電しか対象にしなかった Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta (2019) がイベリア市場での分析と整合的であったが、以下のような意外な事象を発見した。

電源別にみると、陸上と洋上を含む風力発電の供給増加は 4 ケ国のなか、3 ケ国の価格変動率の対数に正の相関がある。太陽光発電と水力発電の供給増加は 4 ケ国すべての

「 $\ln v_t$ 」と負の相関にあり、普及率についてもその通りである。また、バイオマス発電の供給増加及び普及率の増加は日本を除いて、すべての「 $\ln v_t$ 」と負の相関にある。

特に、オーストリアの結果についてみると、対象となったすべての電源の供給量増加及び普及率増加は、「 $\ln v_t$ 」と負の相関にある。

この分析によると、再生可能エネルギーの供給増加は市場を不安定にさせるという考え方は必ずしも正しいとは言えず、仮説 1 と仮説 2 は棄却される。

しかし、結論の強化も兼ねて、要因がお互いに影響しあっている可能性を除去するために、次のセクションに進む。

第三節 データの季節的変動

データの季節的変動について、まずは前節と同じ、ドイツを例に、データの視覚化をする。

以下の図 4 から分かるように、ドイツの平日の電力価格サンプルの平均値は、全体のを上回る傾向にある、そして、日曜日になると、電力価格は全体サンプル平均と比べて 30.24% も低く、そして月曜日にまた上昇する。

	月	火	水	木	金	土	日
平均	8.72%	11.68%	10.46%	10.71%	1.38%	1.38%	-30.24%
標準偏差	10.03%	10.74%	6.31%	7.20%	-11.24%	-11.24%	-21.11%

「 $\ln PenWindon_t$ 」、洋上風力普及率の対数表示「 $\ln PenWindoff_t$ 」、太陽光普及率の対数表示「 $\ln PenPV_t$ 」、バイオマス普及率の対数表示「 $\ln PenBio_t$ 」、水力普及率の対数表示「 $\ln PenHydro_t$ 」である。分析対象サンプルは、2020 年 1 月 1 日から 2022 年 1 月 1 日まで、データの詳しい処理は前章を参照してください。

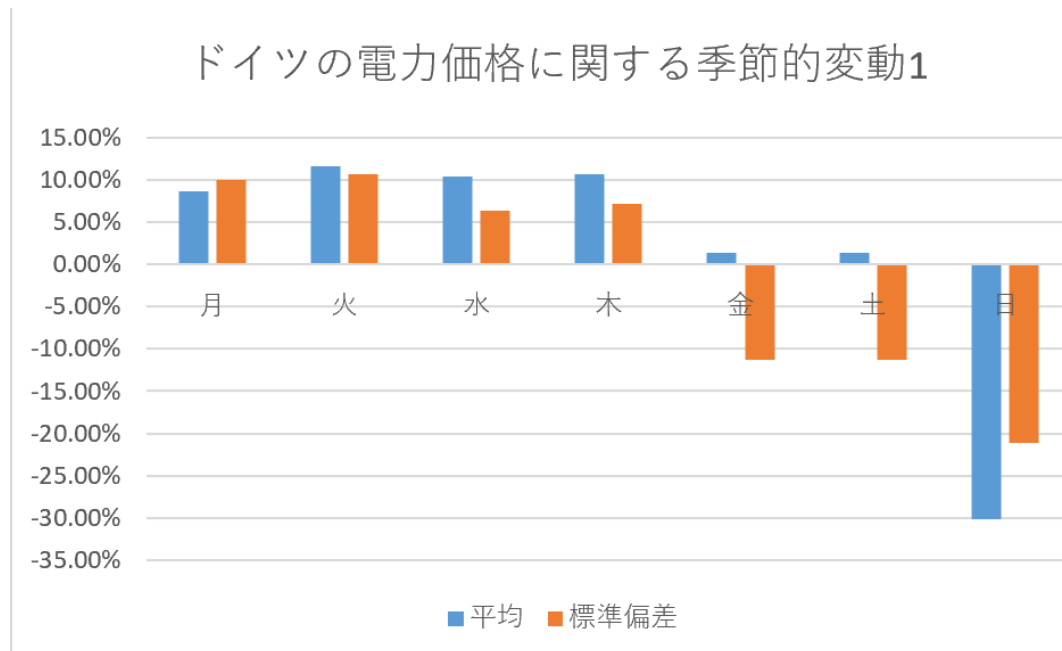
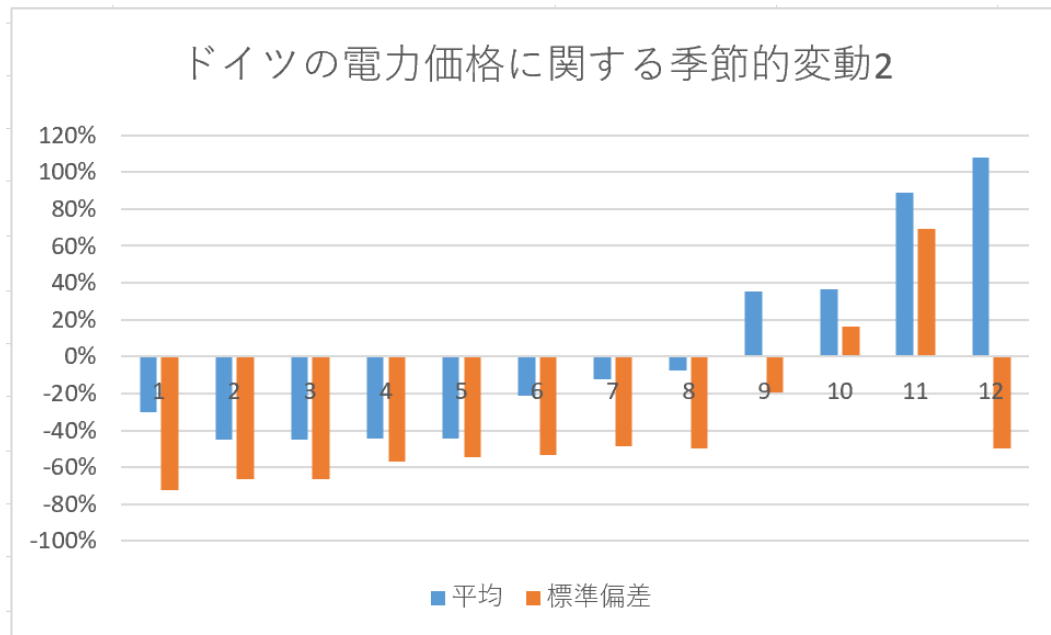


図 4：ドイツの曜日別季節的変動 筆者作成⁸

そして、月別にみると（図 5 を参照）、ドイツの 1 月から 8 月までのデータは、すべて全体サンプルを下回っているのに対して、11・12 月では全体サンプルを約 100% も上回っている。

月	1	2	3	4	5	6
平均	-30.02%	-44.88%	-45.28%	-44.45%	-44.26%	-21.23%
標準偏差	-72.23%	-66.49%	-66.16%	-56.74%	-54.60%	-53.17%
月	7	8	9	10	11	12
平均	-12.45%	-7.64%	35.18%	36.28%	89.03%	107.87%
標準偏差	-48.84%	-49.86%	-19.35%	16.09%	69.13%	-49.86%

⁸ ノート：これは曜日別の平均電力価格（時間別電力価格を使用）を全体サンプル平均と比べて得られるものであり、2020 年 1 月 1 日から 2022 年 1 月 1 日までを期間としている。

図 5：ドイツの月別季節的変動 筆者作成⁹

各国の電力価格の曜日別季節的変動のデータをまとめたのが表 4 である。

	月曜日	火曜日	水曜日	木曜日	金曜日	土曜日	日曜日
ドイツ	8.72%	11.68%	10.46%	10.71%	1.38%	1.38%	-30.24%
オーストリア	2.05%	8.00%	8.68%	10.65%	2.84%	-12.79%	-26.92%
フランス	3.46%	7.74%	9.48%	10.17%	4.71%	-11.42%	-24.65%
日本	-0.36%	10.76%	9.48%	9.09%	7.91%	-13.69%	-23.36%

表 4：国別電力価格の曜日別季節的変動まとめ 筆者作成¹⁰

表 4 では、前項での表 3 と同じ、0 より大きな値を赤で示している。

そして、表 4 の通り、対象となった国のほとんどは、全部平日に全体の平均値を上回り、日曜日に大幅に全体の平均値を下回る傾向にある。

続いて、各国の曜日別季節的変動のデータをまとめた表 4 でも、0 より大きな値を赤くしている。

そして、次の表 5 から分かるように、対象となった国は冬になると、データが全体のを大きく上回る傾向にあり、特に 12 月や 1 月に、100% ないし 200% まで達している。日本

⁹ ノート：同上

¹⁰ ノート：同上

だけ、他の国のデータと時期がずれているのは、両地の気候によるものではないかと考えられる。

月	1月	2月	3月	4月	5月	6月
ドイツ	-30.02%	-44.88%	-45.28%	-44.45%	-44.26%	-21.23%
オーストリア	-28.89%	-43.45%	-44.11%	-44.01%	-48.29%	-27.94%
フランス	-30.15%	-47.02%	-47.64%	-45.82%	-50.36%	-29.73%
日本	244.62%	14.05%	31.46%	-51.66%	-55.74%	-50.83%
月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
ドイツ	-12.45%	-7.64%	35.18%	36.28%	89.03%	107.87%
オーストリア	-17.11%	-15.11%	28.78%	46.79%	76.78%	114.62%
フランス	-20.89%	-19.28%	29.16%	48.96%	81.99%	128.64%
日本	-49.90%	-36.68%	-42.33%	-30.63%	-2.56%	26.80%

表 5：国別電力価格の月別季節的変動まとめ 筆者作成¹¹

電力価格ではなく、その変動率の季節的変動をまとめたのは次の表 6 である。

	月曜日	火曜日	水曜日	木曜日	金曜日	土曜日	日曜日
ドイツ	20.06%	5.16%	-0.42%	3.75%	-10.66%	-19.89%	2.27%
オーストリア	23.78%	6.65%	3.07%	4.51%	-9.99%	-25.10%	-2.65%
フランス	17.75%	3.77%	6.93%	2.71%	-9.87%	-22.58%	1.52%
日本	8.64%	15.00%	6.20%	15.62%	6.39%	-27.47%	-24.60%

月	1月	2月	3月	4月	5月	6月
ドイツ	-41.28%	-40.54%	-36.33%	-26.08%	-27.06%	-35.72%
オーストリア	-41.57%	-37.34%	-46.59%	-33.69%	-24.84%	-33.99%
フランス	-35.72%	-39.77%	-40.04%	-38.75%	-27.87%	-34.79%
日本	315.16%	-4.16%	24.31%	-57.78%	-60.91%	-72.32%
月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
ドイツ	-31.60%	-27.72%	19.49%	65.23%	63.55%	118.98%
オーストリア	-35.84%	-24.56%	23.03%	61.45%	70.65%	122.77%
フランス	-27.24%	-10.02%	20.31%	77.41%	52.61%	104.58%
日本	-70.02%	-28.22%	-53.18%	-28.49%	-9.77%	38.75%

表 6：国別価格変動率の季節的変動 筆者作成¹²

¹¹ ノート：同上

¹² ノート：同上

表 6 から分かるように、価格変動率の場合は、例外ができたが、概ね平日及び冬に全体の平均値を上回る傾向にある。

これらの結果を総合すると、価格に関わる季節的な変動は、その変数のモデル化において説明されるべきものであるように思われるため、次節の回帰分析では、季節ダミーを導入しようと考えている。

第四節 季節ダミー付き重回帰分析

式 3 と式 4、つまり「価格変動率の対数 $\ln v_t$ 」を、「定数 α_0 」・「季節ダミー（曜日と月）」・「陸上風力発電量の対数 $\ln Windon_t$ 」・「洋上風力発電量の対数 $\ln Windoff_t$ 」・「日別太陽光発電量の対数 $\ln PV_t$ 」・「バイオマス発電量の対数 $\ln Bio_t$ 」・「水力発電量の対数 $\ln Hydro_t$ 」・「風力発電 $\ln Wind_t$ 」に対し、回帰分析を行った。

その結果が以下の表 7 であり、標準化係数を視覚化したのが図 6 である

国	変数	R2	分析結果									
			係数	t	Pr > t	下限 (95%)	上限 (95%)	標準化係 数	t	Pr > t	下限 (95%)	上限 (95%)
ドイツ	InWind off	48%	-0.116	-3.415	0.001	-0.183	-0.049	-0.153	-3.415	0.001	-0.240	-0.065
	InWind on		0.149	3.688	0.000	0.070	0.228	0.167	3.688	0.000	0.078	0.255
	InPV		-0.076	-1.630	0.103	-0.167	0.015	-0.098	-1.630	0.103	-0.217	0.020
	InBio		-6.250	-8.289	<0.0001	-7.731	-4.770	-0.375	-8.289	<0.0001	-0.464	-0.286
	InHydro		-1.922	-12.632	<0.0001	-2.220	-1.623	-0.612	-12.632	<0.0001	-0.707	-0.516
オースト リア	InWindon	69%	0.046	3.185	0.002	0.017	0.074	0.071	3.185	0.002	0.027	0.114
	InPV		-0.077	-1.737	0.083	-0.164	0.010	-0.079	-1.737	0.083	-0.168	0.010
	InBio		-4.230	-27.002	<0.0001	-4.538	-3.923	-0.707	-27.002	<0.0001	-0.758	-0.655
	InHydro		-0.393	-4.744	<0.0001	-0.556	-0.230	-0.182	-4.744	<0.0001	-0.258	-0.107
フランス	InWind	34%	0.061	1.681	0.093	-0.010	0.133	0.063	1.681	0.093	-0.011	0.136
	InPV		0.313	4.123	<0.0001	0.164	0.461	0.249	4.123	<0.0001	0.130	0.368
	InBio		0.715	1.359	0.175	-0.318	1.748	0.054	1.359	0.175	-0.024	0.133
	InHydro		-0.533	-4.270	<0.0001	-0.778	-0.288	-0.230	-4.270	<0.0001	-0.336	-0.124
日本	InWind	48%	0.063	1.177	0.239	-0.042	0.168	0.040	1.177	0.239	-0.027	0.107
	InPV		0.173	2.416	0.016	0.032	0.313	0.074	2.416	0.016	0.014	0.133
	InBio		3.425	7.062	<0.0001	2.473	4.378	0.297	7.062	<0.0001	0.215	0.380
	InHydro		-0.941	-5.630	<0.0001	-1.270	-0.613	-0.321	-5.630	<0.0001	-0.433	-0.209

表 7：信頼区間 95%回帰分析結果 筆者作成¹³

¹³ ノート：変数の記号やデータの期間等はすべて全文が定義した通りである。また、見やすくするために、0.05 より大きい P 値を赤で示した。統計学的に有意性を確認された係数についても、ゼロより大きな場合を赤に、ゼロ以下の場合を青にした。

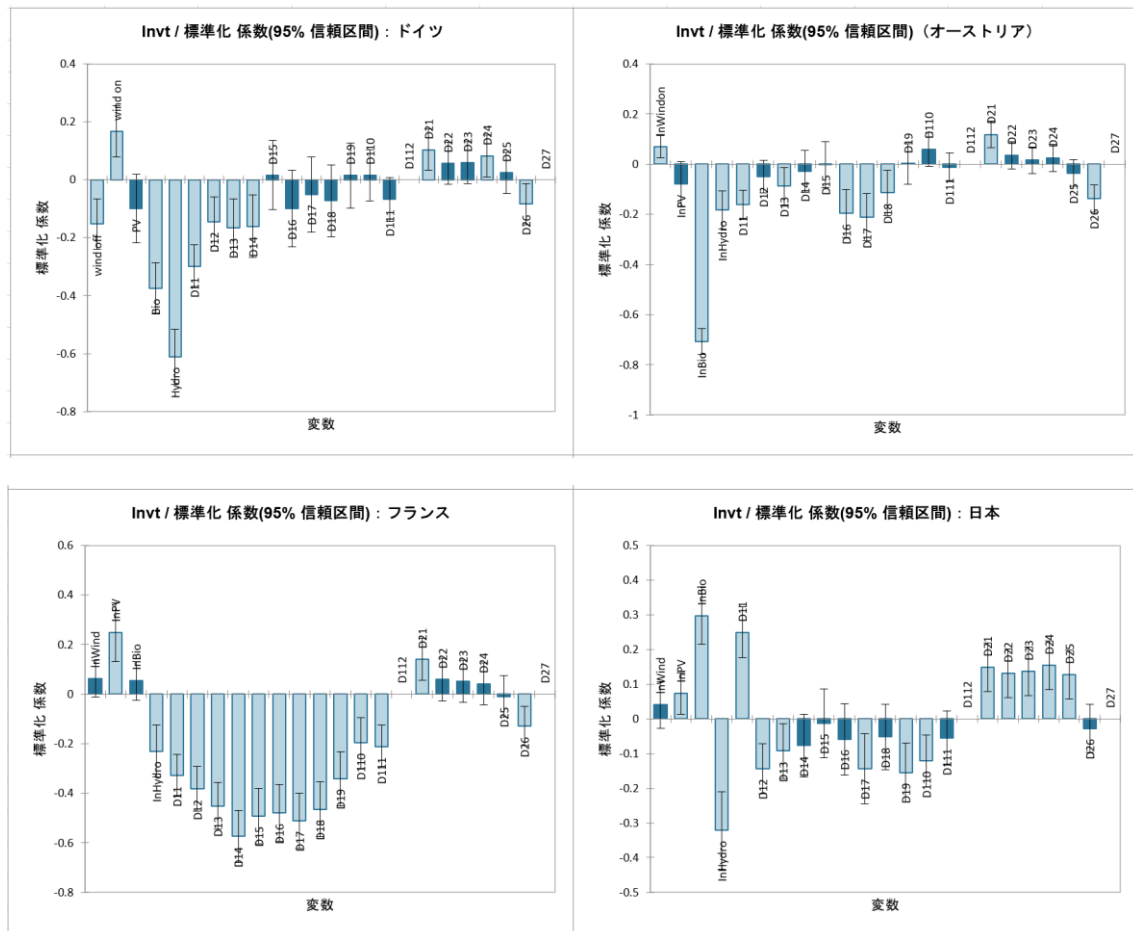


図 6：標準化係数 筆者作成

図 6 から直感的に分かるように、標準化係数がマイナスの項目も結構存在する。しかし、表 7 を見るとわかるように、統計学的に説得力が欠けているデータも存在する。

統計学的に有意性が確認できないデータを除いた場合、相関分析のときと比べて、ドイツの洋上風力の係数がマイナスになり、オーストリアについては、陸上風力の係数がプラスになった。フランスについても、陸上風力の係数がプラスになった。日本については、太陽光発電の係数がプラスになった。

統計学的有意性を確認できないデータも含めて、電源別に係数をみると（表 8 を参照）、陸上と洋上を含む風力発電全体は、価格変動率を強める傾向にあることがわかり、予想通りと言える。また、水力発電について、対象となったすべての国において、マイナスの係数が確認でき、これも仮説 1 の予測通りである。

しかし、太陽光発電とバイオマス発電について、マイナスとプラスはそれぞれ半数の国を占めていて、かつそのなかに統計学的に有意性を確認できた係数も存在することから、仮説 1 は棄却されるべきだろう。

	変数	国	係数	上限	下限	変数	国	係数	上限	下限
Wind	InWind off	ドイツ	-0.116	-0.183	-0.049	InPV	ドイツ	-0.076	-0.167	0.015
		オーストリア					オーストリア	-0.077	-0.164	0.010
		フランス					フランス	0.313	0.164	0.461
		日本					日本	0.173	0.032	0.313
	InWind on	ドイツ	0.149	0.070	0.228	InBio	ドイツ	-6.250	-7.731	-4.770
		オーストリア	0.046	0.017	0.074		オーストリア	-4.230	-4.538	-3.923
		フランス					フランス	0.715	-0.318	1.748
		日本					日本	3.425	2.473	4.378
	InWind	ドイツ				InHydro	ドイツ	-1.922	-2.220	-1.623
		オーストリア					オーストリア	-0.393	-0.556	-0.230
		フランス	0.061	-0.010	0.133		フランス	-0.533	-0.778	-0.288
		日本	0.063	-0.042	0.168		日本	-0.941	-1.270	-0.613

表 8：電源別回帰分析の結果 筆者作成¹⁴

ちなみに、95%を信頼区間とした場合、統計学的に有意性を確認できなかった変数について、条件を緩めて検証を行ったのが表 9 である。

		係数	信頼区間	上限	下限
ドイツ	InPV	-0.076	85%	-0.143	-0.009
オーストリア	InPV	-0.077	90%	-0.150	-0.004
フランス	InWind	0.061	90%	0.001	0.122
	InBio	0.715	80%	0.040	1.390
日本	InWind	0.063	75%	0.001	0.125

表 9：係数に有意性を付けられる信頼区間 筆者作成¹⁵

式 4 と式 5、つまり価格変動率の対数を、各再生可能エネルギー電源の日次普及率に対して、回帰分析を行った結果、ドイツの太陽光発電が 90%の信頼区間でも有意性を確認できたこと以外に、式 2 と式 3 の結果と同じである。

つまり、仮説 2 についても、棄却され则认为るほうが妥当である。

¹⁴ ノート：同上

¹⁵ ノート：同上

国	変数	分析結果						
		R2	係数	t	Pr > t	下限	上限	信頼区間
ドイツ	InPenWindoff	45%	-0.120	-3.468	0.001	-0.188	-0.052	95%
	InPenWindon		0.152	3.681	0.000	0.071	0.232	95%
	InPenPV		-0.088	-1.849	0.065	-0.166	-0.010	90%
	InPenBio		-6.482	-8.453	< 0.0001	-7.988	-4.976	95%
	InPenHydro		-1.848	-12.203	< 0.0001	-2.145	-1.551	95%
オーストリア	InPenWindon	69%	0.046	3.185	0.002	0.017	0.074	95%
	InPenPV		-0.077	-1.737	0.083	-0.150	-0.004	90%
	InPenBio		-4.230	-27.002	< 0.0001	-4.538	-3.923	95%
	InPenHydro		-0.393	-4.744	< 0.0001	-0.556	-0.230	95%
フランス	InPenWind	34%	0.061	1.681	0.093	0.001	0.122	90%
	InPenPV		0.313	4.123	< 0.0001	0.164	0.461	95%
	InPenBio		0.715	1.359	0.175	0.040	1.390	80%
	InPenHydro		-0.533	-4.270	< 0.0001	-0.778	-0.288	95%
日本	InPenWind	48%	0.063	1.177	0.239	0.001	0.125	75%
	InPenPV		0.173	2.416	0.016	0.032	0.313	95%
	InPenBio		3.425	7.062	< 0.0001	2.473	4.378	95%
	InPenHydro		-0.941	-5.630	< 0.0001	-1.270	-0.613	95%

表 10：普及率の場合の回帰分析 筆者作成¹⁶

第五節 FIT から FIP への移行による影響

続いて、制度による価格変動率への影響について、前章の紹介通り、2017 年 1 月 1 日からいくつかの再生可能エネルギー電源を FIP 制度に移行させたドイツと、その隣国のフランスを対象にしている。

まずは、移行前後の価格変動率を折れ線グラフにし、直感的に捉えたのが以下の図 7 である。

図 7 から、一部の例外を除いて、青い折れ線（2017 年）のはだいたい上のほうにあることが読み取れる。

¹⁶ ノート：信頼区間が 95%以外の項目を赤で示した。

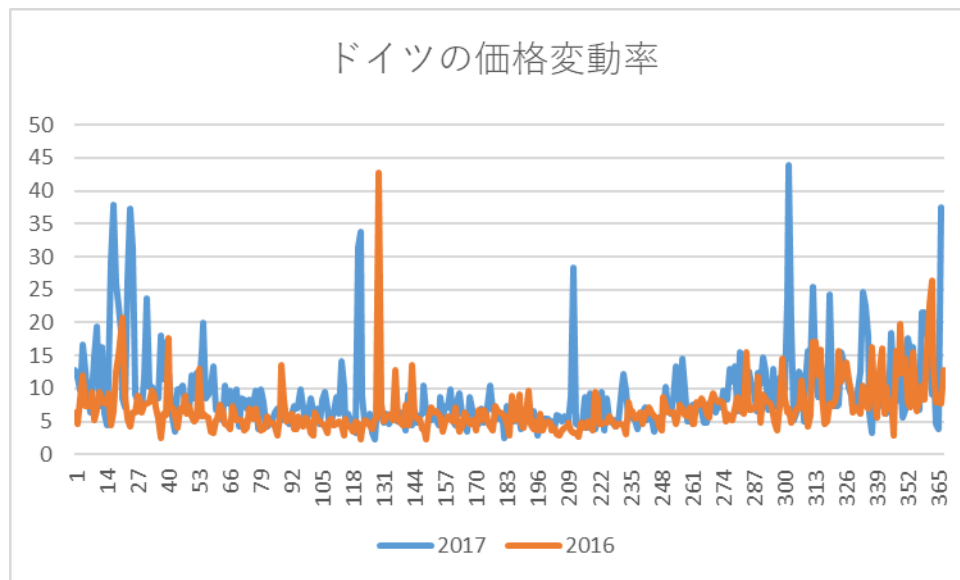


図 7：FIP 移行前後の価格変動率 筆者作成

そして、t 検定を用いて、統計学的に、移行前後の価格変動率グループの平均値に有意差があったかを確認し、さらに差分の差分法を用いて結論の強化を試みる。

第一項 t 検定

t 検定に入る前に、まずは両グループの分散は等しいかどうかを検証するために、f 検定を行う。また、f 検定も t 検定も有意水準 5%のもとで行う。

ドイツのF検定	2016	2017
平均	6.947929609	9.13343002
分散	14.90257463	35.51626728
観測数	367	366
自由度	366	365
観測された分散比	0.419598561	
P(F<=f) 片側	2.22E-16	
F 境界値 片側	0.841738595	

表 11：価格変動率に対する F 検定 筆者作成

表 11 からわかるように、「P(F<=f) 片側」は明らかに 0.05 より小さいので、両グループの分散に有意差はないという対立仮説は棄却され、母集団の分散に有意差はあると考えられるべきだろう。

故に、ここからはウェルチ検定（分散が等しくないと仮定した 2 標本による t 検定）を行い、母集団平均の有意差を検証する。

ドイツt検定	2016	2017
平均	6.947929609	9.13343002
分散	14.90257463	35.51626728
観測数	367	366
仮説平均との差異	0	
自由度	625	
t	-5.890741419	
P(T<=t) 片側	3.14173E-09	
t 境界値 片側	1.647295297	
P(T<=t) 両側	6.28347E-09	
t 境界値 両側	1.963766855	

表 12：価格変動率に対する t 検定の結果 筆者作成

t 検定を行った結果、p 値は 0.05 よりも小さい、且つ 2017 年のほうの平均値が高いことも読み取れる。つまり、2017 年の価格変動率は 2016 年のより統計学的に高いと考えるべきである。故に、仮説 4 が正しいと考えて妥当であると言える。

第二項 差分の差分法 (Difference in differences, DID)

続いて、結論の強化のため、差分の差分法 (DID) を行うが、そのまえに、DID の前提である平行トレンドの仮定を確認する。

前章に紹介したように、平行トレンド検証の期間はフランスの FIP 移行後の 2016 年 6 月 1 日から、2016 年 9 月 1 日である。その間の両国価格変動率の時系列折れ線は以下の図 8 の通りである。

図 8 からは、この 3 ヶ月の間、両国の価格変動率の動きは似ていると言えるだろう。

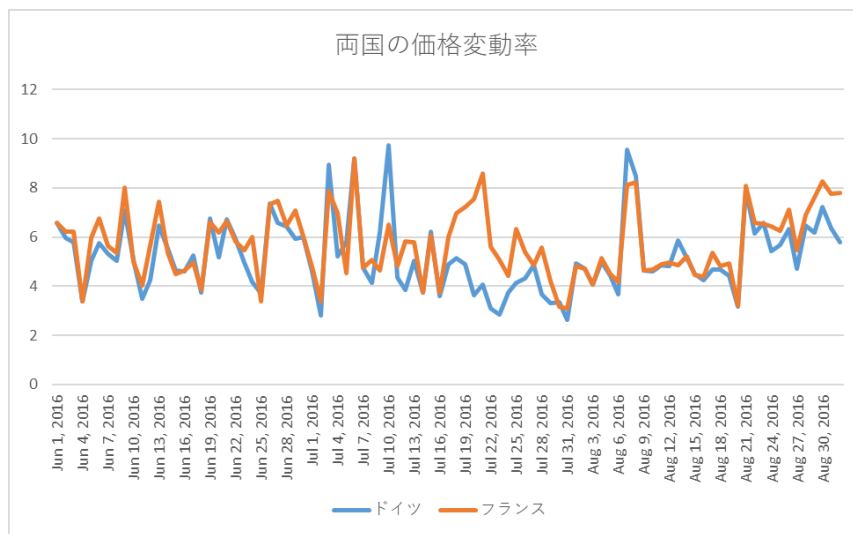


図 8：独仏価格変動率時系列データ 筆者作成

さらに、その期間におけるドイツとフランスのデータについて、単位根検定を行い、時系列サンプルの定常性を確認する。具体的に、対立仮説に定常性があると仮定した ADF 検定と定数項あり Phillips-Perron 検定を行った結果が以下の表 13 である。

国	統計量	ADF(定常性)	PP (定数項あり)
ドイツ	Tau (観測値)	-2.915	-7.759
	Tau (臨界値)	-3.406	-2.893
	p値 (片側)	0.151	< 0.0001
	α	0.160	0.050
フランス	Tau (観測値)	-3.342	-7.386
	Tau (臨界値)	-3.406	-2.893
	p値 (片側)	0.059	< 0.0001
	α	0.060	0.050

表 13：価格変動率に対する単位根検定 筆者作成

Phillips-Perron 検定において、有意水準 α が 0.05 でも、対立仮説が棄却され、単位根が存在しないと考えられる。しかし、ADF 検定において、ドイツの p 値は 0.151 で、フランスの p 値は 0.059 であり、つまり、対立仮説の有意水準はそれぞれ 16% と 6% である。

まとめてみると、いささか統計学的な説得力が欠けているが、サンプルの単位根について、その存在を否定できなくても、存在しない傾向にあると考えるべきである。

故に、本稿では以上のことを踏まえて、DID の前提条件は満たされたと仮定し、分析を進める。

次に、DID 用に、両グループにおける極端的な外れ値を除外し、データを調整する。
調整前後の比較は以下の通りである。

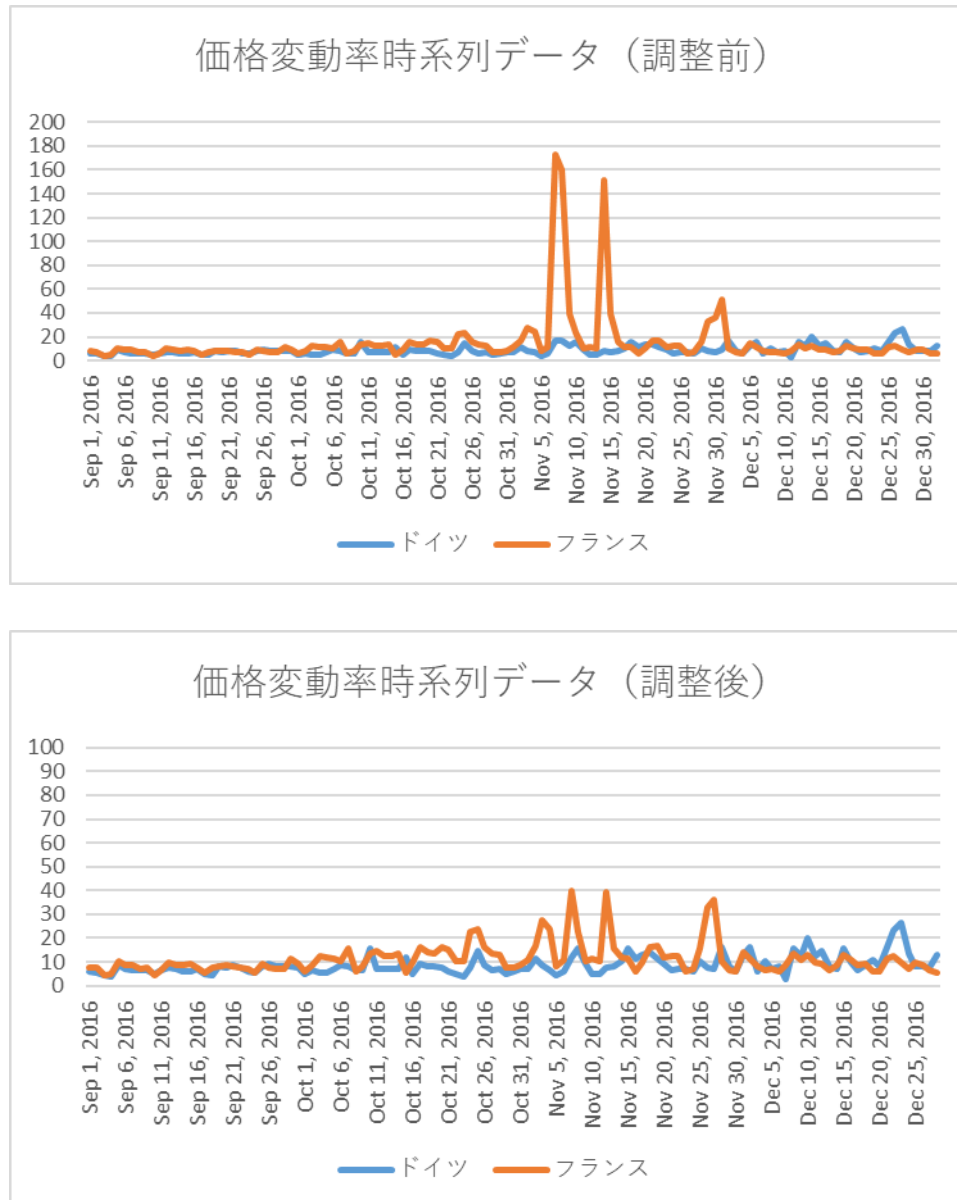


図 9：外れ値調整 筆者作成¹⁷

続いて、該当期間中の両国の価格変動率に関する基本統計量をまとめたのが以下の表 14 である。

¹⁷ ノート：外れ値は主に 2016 年 10 月前後フランスに出現し、具体的に 10 月 7 日 (173.1)・8 日(159.6)・14 日(151.4)と 11 月 1 日(51.5)であり、それらのデータを削除し、分析を進める。

2016年	ドイツ	フランス	差分	
平均	8.647023729	11.28873594	2.641712208	
中央値（メジアン）	7.665059512	9.609544942	1.94448543	
標準偏差	3.910510906	6.381901832	2.471390926	
2017年	ドイツ	フランス	差分	差分の差分
平均	10.17196761	9.583876688	-0.588090917	3.229803125
中央値（メジアン）	8.384049809	7.820700735	-0.563349074	2.507834504
標準偏差	6.658169828	5.635786511	-1.022383317	3.493774243

表 14：移行前後の価格変動率に関する基本統計量 筆者作成

さらに、これをもとに、平均値データをヒストグラムにし、差分の差分法を視覚化したのが以下の図 10 である。

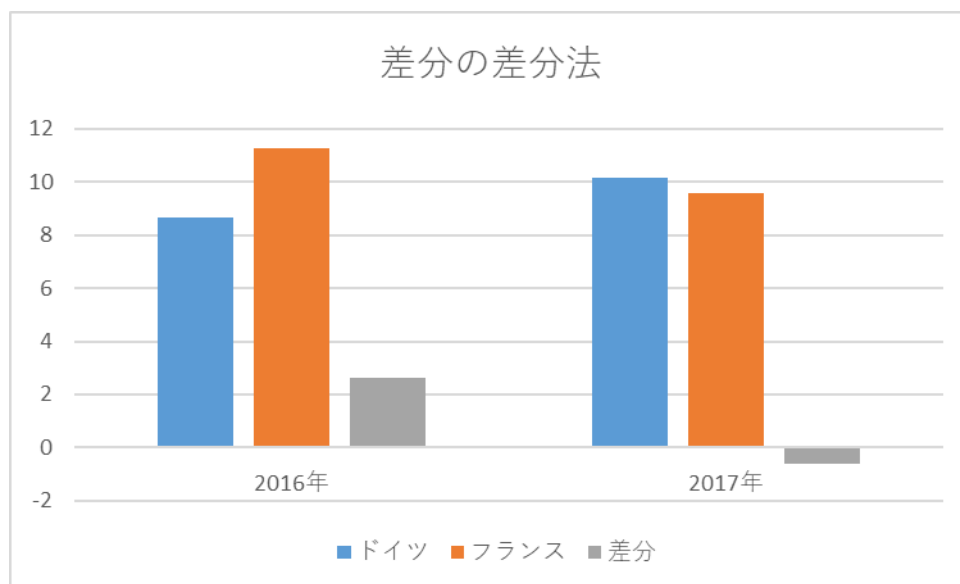


図 10：価格変動率の差分 筆者作成

差分はフランスの価格変動率からドイツの価格変動率を引いたものとして定義する。故に、移行により、ドイツの価格変動率が高められたのなら 2016 年の差分と比べて 2017 の差分は比較的小さくなる。つまり、差分の差分は正の値を取るはずである。

そして、表と図から分かるように、差分は小さくなり、差分の差分が正の値を取っている。

t 検定と差分の差分法による検証の結果、本稿は仮説 3「H3：FIP への切り替えは電力価格の変動幅を増大させる。」は受け入れるべきだと考えている。

第六節 結果のまとめ

以上の結果をまとめる。

相関分析を行った結果、陸上と洋上を含む風力発電の供給増加は4ヶ国のなか、3ヶ国の価格変動率の対数に正の相関がある。太陽光発電と水力発電の供給（普及率）増加は4ヶ国すべての「 Inv_t 」と負の相関にある。また、バイオマス発電の供給増加及び普及率の増加は日本を除いて、すべての「 Inv_t 」と負の相関にある。この分析によると、再生可能エネルギーの供給増加は市場を不安定にさせるという考え方はあながち正しいとは言えず、仮説1と仮説2は棄却される。

また、データサンプルに季節性を発見したため、回帰分析に季節ダミー変数を入れる。そして、回帰分析の結果、相関分析のときと比べて、ドイツの洋上風力の係数がマイナスになった。オーストリアについて、陸上風力の係数がプラスになった。フランスについても、陸上風力の係数がプラスになった。日本については、太陽光発電の係数がプラスになった。

また、電源別にみると、陸上と洋上を含む風力発電全体は、価格変動率を強める傾向にあることがわかり、水力発電について、対象となったすべての国において、マイナスの係数が確認でき、これまでは仮説1と2の予測通りである。しかし、太陽光発電とバイオマス発電について、マイナスとプラスはそれぞれ半数の国を占めていて、また、そのなかに統計学的に有意性を確認できた係数も存在することから、仮説1と2は棄却されるべきだと考えている。

FIP制度移行による影響もt検証と差分の差分法を通じて行った結果、予想通り、価格変動率が高められたと考えられるべきデータが得られて、仮説3は受け入れるべきだと考えている。

第六章 政策提言

本稿で再生可能エネルギー電源と支援制度の両方から、価格変動率に与える影響について分析した結果から得られた内容を解釈すると、①すべての再生可能エネルギー電源が価格変動率を高めるわけではない、②FIT 制度から FIP 制度への移行は価格変動率を高める恐れがある。

これら結果を踏まえ、再生可能エネルギーの普及率を高めつつ価格変動率を下げ、安定的な電力供給を行うために 2 つの政策提言を行う。

第一節 政策提言 1 【普及を進める電源の優先度】

一つ目の政策提言は、現行のエネルギーミックス政策を実現するなか、効率的な価格変動率の低下に向けて電源別に優先順位を定め普及させることである。五章の分析結果から分かったことは、風力発電が変動率を高める恐れが高い一方で、水力発電は変動率を低くする。

しかし、水力発電は地形などの制約が多く、また電源別にみると、バイオマス発電と太陽光発電は国によって、プラスの影響もマイナスも影響も出ている。

マイナスの影響を与える国たちに何らかの通性があるかもしれない、そこを見つけて、プラスの影響を与える電源を、マイナスの影響に変える提案したいところではあるが、ほかの国データの取得が上手に行かなかったため、限られた提案しかできなかった。

しかし、それでも、価格変動率の観点からみて、太陽光発電とバイオマス発電は風力発電より優れていると考えられるだろう。また、発電量ではなく、各種電源の普及率の観点からみても、同じことが考えられる。

したがって、経済産業省資源エネルギー庁新エネルギー課「2030 年に向けた今後の再エネ政策（2021 年 10 月 14 日）」から風力発電のミックスにおける進捗率が最も低いことから風力発電を最優先とし、次点でバイオマス発電を普及させていくことを提言する。

第二節 政策提言 2 【隣国との電力市場の統合】

FIT 制度への移行により、価格変動率の向上が確認されたが、これは発電業者が価格シグナルの表しでもあり、完全なるデメリットとは言えないため、FIP 制度の否定はできない。しかし、制度の移行により、価格が不安定になりがちというのなら、制度の移行とともに、対応策も一緒に出されたほうが良いと考えられる。

電力価格の変動率を安定的に保つには様々な方法が考えられるが、ここではその一つである市場統合による電力価格安定の方法を紹介する。Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019)によると、フランスとスペインは 2014 年 5 月 14 日に市場統合して以降、相

互接続容量 (the interconnection capacity) が増え、V-RES の供給に対する価格変動の感度が急激に低下し、市場間裁定取引機会の利点も確認された。そして市場間裁定取引機会が可能になったため、電力価格が相対的に高くなった市場の電力は、すぐに隣の市場に販売され、相対的に高くなった電力価格は低下し安定することがわかっている。

このことを踏まえて、日本においても隣国の中国や韓国と電力市場の統合を行うことで電力価格の変動率の安定化を促進することが期待できる。つまり本稿での第一の政策提言は隣国との市場統合を行うということである。

第三節 政策提言の課題

課題の一つ目としては、第一節で紹介したように、本研究では、価格変動率を下げる方法には至っていないことである。

二つ目として、フランスとスペインのように日本と韓国・中国などの近隣国とは陸続きではないため国際送電網を作る場合ケーブルは海中になるためコストが非常にかかることが予測される。

そのほか、価格変動率というリスクは投資家たちに重要視されやすいが、普通の住民は変動率より、価格の絶対値や相対値などのほうが重要視される。また、風力発電とバイオマス発電は、太陽光発電と比較すると稼働までにかかるコストが非常に高いことが挙げられる。

(本文文字数：17822 文字)

参考文献

①IEA「Global Energy Review 2021」

<https://www.iea.org/reports/global-energy-review-2021> (2022 年 11 月 3 日閲覧)

②ISEP Energy Chart「発電量の推移」

<https://isep->

[energychart.com/graphics/electricityproduction/?region=all&period_year=2016&period_month=4&period_day=1&period_length=1%20week&display_format=residual_demand](https://isep-energychart.com/graphics/electricityproduction/?region=all&period_year=2016&period_month=4&period_day=1&period_length=1%20week&display_format=residual_demand)

(2022 年 11 月 3 日閲覧)

③JEPX「取引情報:スポット市場・時間前市場」

<http://www.jepx.org/market/index.html> (2022 年 11 月 3 日閲覧)

④JETRO「IEA, 2021 年の世界の CO2 排出量増加を警告」

<https://www.jetro.go.jp/biznews/2021/04/98087ae6ee483b20.html> (2022 年 11 月 3 日閲覧)

⑤経済産業省資源エネルギー庁 (2018)「新しくなった「エネルギー基本計画」、2050 年に向けたエネルギー政策とは？」

<https://www.enecho.meti.go.jp/about/special/johoteikyo/energykihonkeikaku.html>

(2022 年 11 月 3 日閲覧)

⑥経済産業省資源エネルギー庁 (2022)「今後の再生可能エネルギー政策について」

https://www.meti.go.jp/shingikai/enecho/denryoku_gas/saisei_kano/pdf/040_01_00.pdf

⑦経済産業省資源エネルギー庁「固定価格買取制度 制度の概要」

https://www.enecho.meti.go.jp/category/saving_and_new/saiene/kaitori/surcharge.html (2022 年 9 月 9 日閲覧)

⑧経済産業省資源エネルギー庁 (2021)「再エネを日本の主力エネルギーに！「FIP 制度」が 2022 年 4 月スタート」

<https://www.enecho.meti.go.jp/about/special/johoteikyo/fip.html>

(2022 年 9 月 9 日閲覧)

⑨M. メンドーサ ; D. ヤコブス ; B. ソヴァクール (2019) 『再生可能エネルギーと固定価格買取制度 FIT』 (安田陽監訳), 京都大学学術出版会

⑩ODRE 「Données éCO2mix nationales consolidées et définitives (janvier 2012 à mai 2022)」
https://odre.opendatasoft.com/explore/dataset/eco2mix-national-cons-def/table/?disjunctive=nature&sort=-date_heure&q.timerange.date_heure=date_heure:%5B2019-12-31T15:00:00Z+T0+2022-01-01T14:59:59Z%5D (2022 年 11 月 3 日閲覧)

⑪Paulo Pereira da Silva & Paulo Horta(2019) 「The effect of variable renewable energy sources on electricity price volatility: the case of the Iberian market」 『International Journal of Sustainable Energy』 Volume 38, 2019 – Issue 8

⑫Shuaili Dong & Hailong Li & Fredrik Wallin & Ander Avelin & Qi Zhang & Zhixin Yu (2018) 「Volatility of electricity price in Denmark and Sweden」 『Energy Procedia』 Volume 158, February 2019, Pages 4331-4337

⑬SMARD 「Download market data」
<https://www.smard.de/en/downloadcenter/download-market-data#!?downloadAttributes=%7B%22selectedCategory%22:false,%22selectedSubCategory%22:false,%22selectedRegion%22:false,%22from%22:1666562400000,%22to%22:1667602799999,%22selectedFileType%22:false%7D> (2022 年 11 月 3 日閲覧)

⑭Staat (2022) 「差分の差分法」 https://corvus-window.com/all_did/ (2022 年 11 月 3 日閲覧)

⑮中国電力エネルギー総合研究所「エネルギー地域経済レポート 2016 年 12 月～経済学からみた電力システム改革の課題…」
<https://www.energia.co.jp/eneso/kankoubutsu/keirepo/pdf/no509-201612.pdf>

⑯中国電力「環境問題について考えてみよう 発電と二酸化炭素」
<https://www.energia.co.jp/kids/kids-ene/learn/environment/co2.html>
 (2022 年 11 月 03 日閲覧)