

太陽光発電出力抑制の解除が時間前取引 に与える影響に関する研究

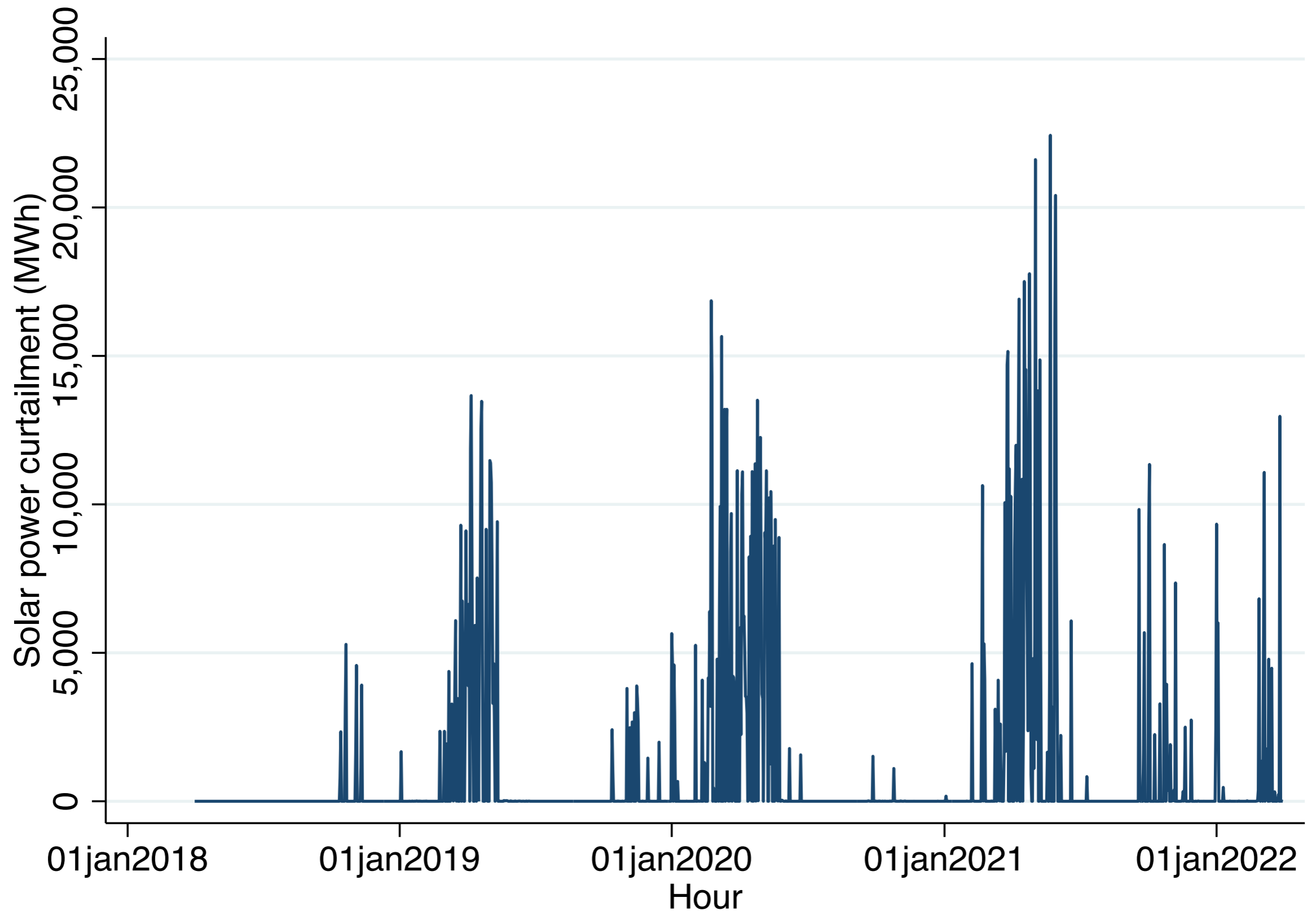
Effects of Released Curtailment in the Intraday Market : An
Empirical Study in Kyushu, Japan

馬 騰、杜 依濛；2023年12月15日
再エネ講座シンポジウム2023

背景・論点

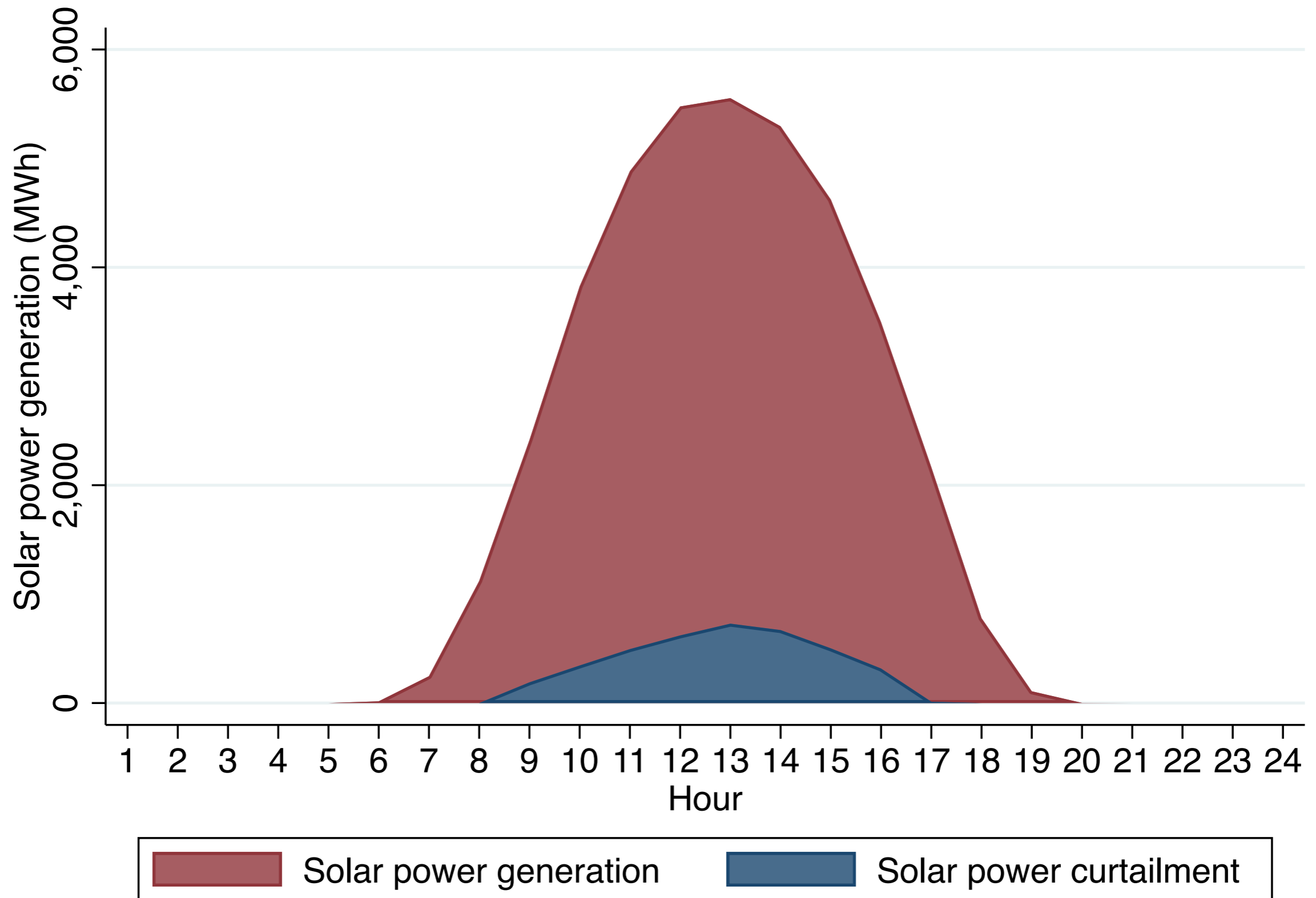
- 日本の再エネ出力抑制が主に**東北地方（風力発電）**と**九州地域（太陽光発電）**に発生
- 2018年10月に最初の太陽光出力抑制が九州地域に発生した以来、出力抑制の抑制量と発生頻度が多くなっている（P3）
- 太陽光出力抑制量は太陽光発電量に占める平均シェア：約6%、最大シェア：約86%（2021年4月18日午後2時）（P4）
- オンライン制御の抑制量は前日16時に確定し、当日2時間前調整が可能（時間前市場に取引することが可能）（P5）
- オンライン制御発電所について、出力抑制前日指示された再エネ電源が当日の指示により、出力抑制が解除され、電力市場へ再び参入する場合もある（P6）
- 太陽光出力抑制の低減に：**1.出力抑制の効率化（発電設備のオンライン化）**、**2.供給対策**、**3.需要対策**、**4.系統対策**（METI, 2021）

太陽光発電出力抑制量と頻度の推移



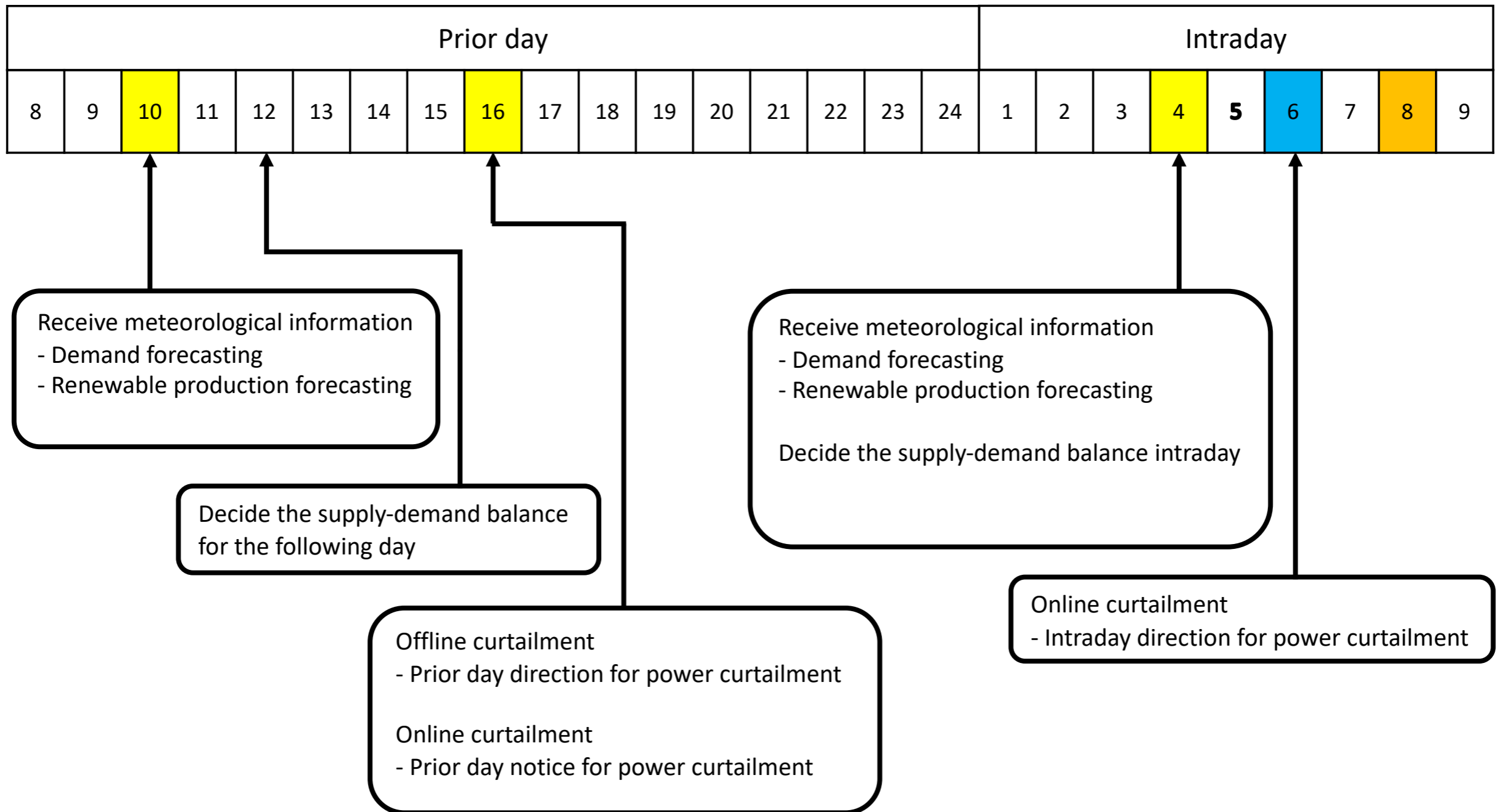
Source: Kyushu EPCO, n.d..

太陽光発電の出力抑制



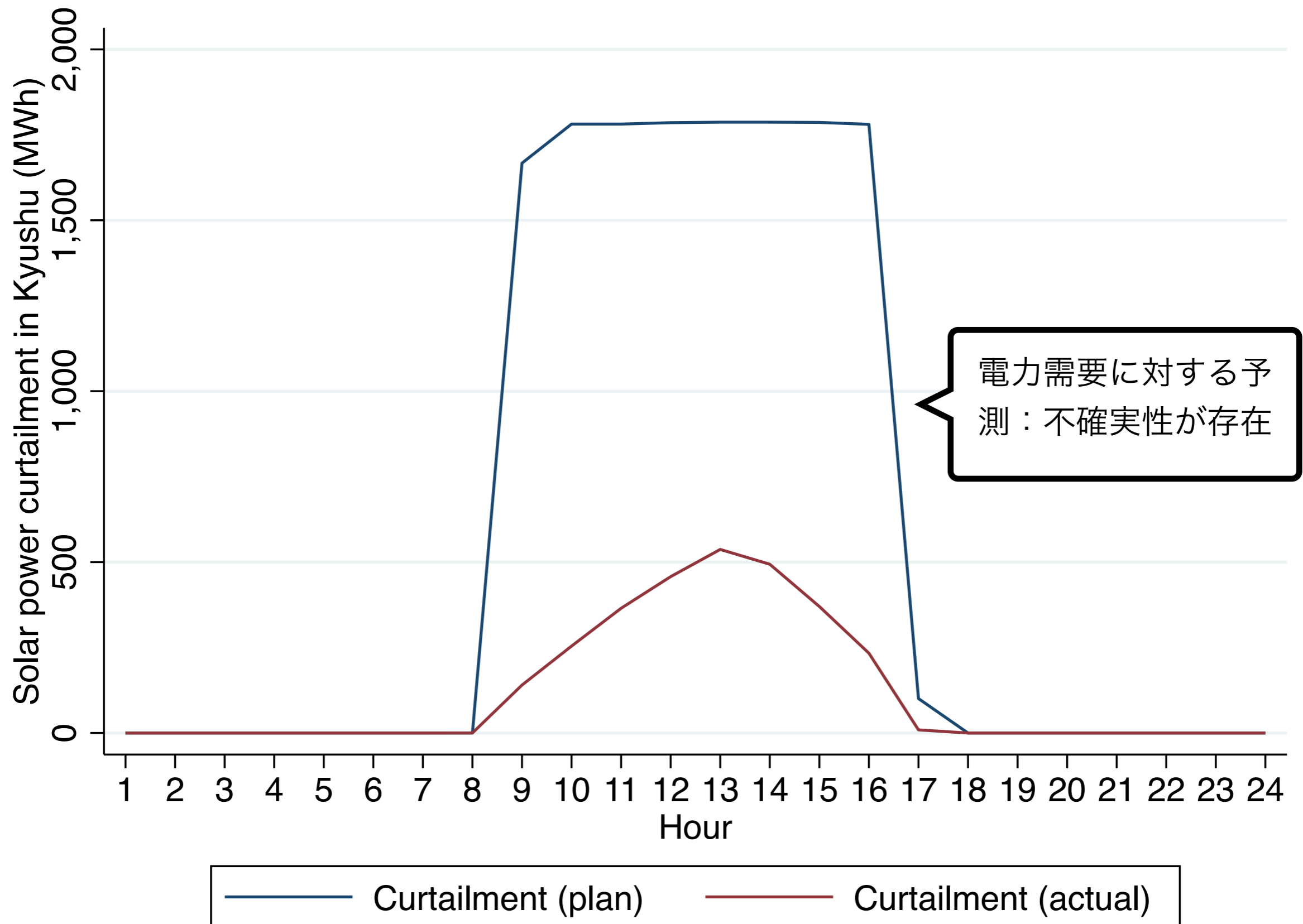
Source: Kyushu EPCO, n.d..

太陽光出力抑制ルール

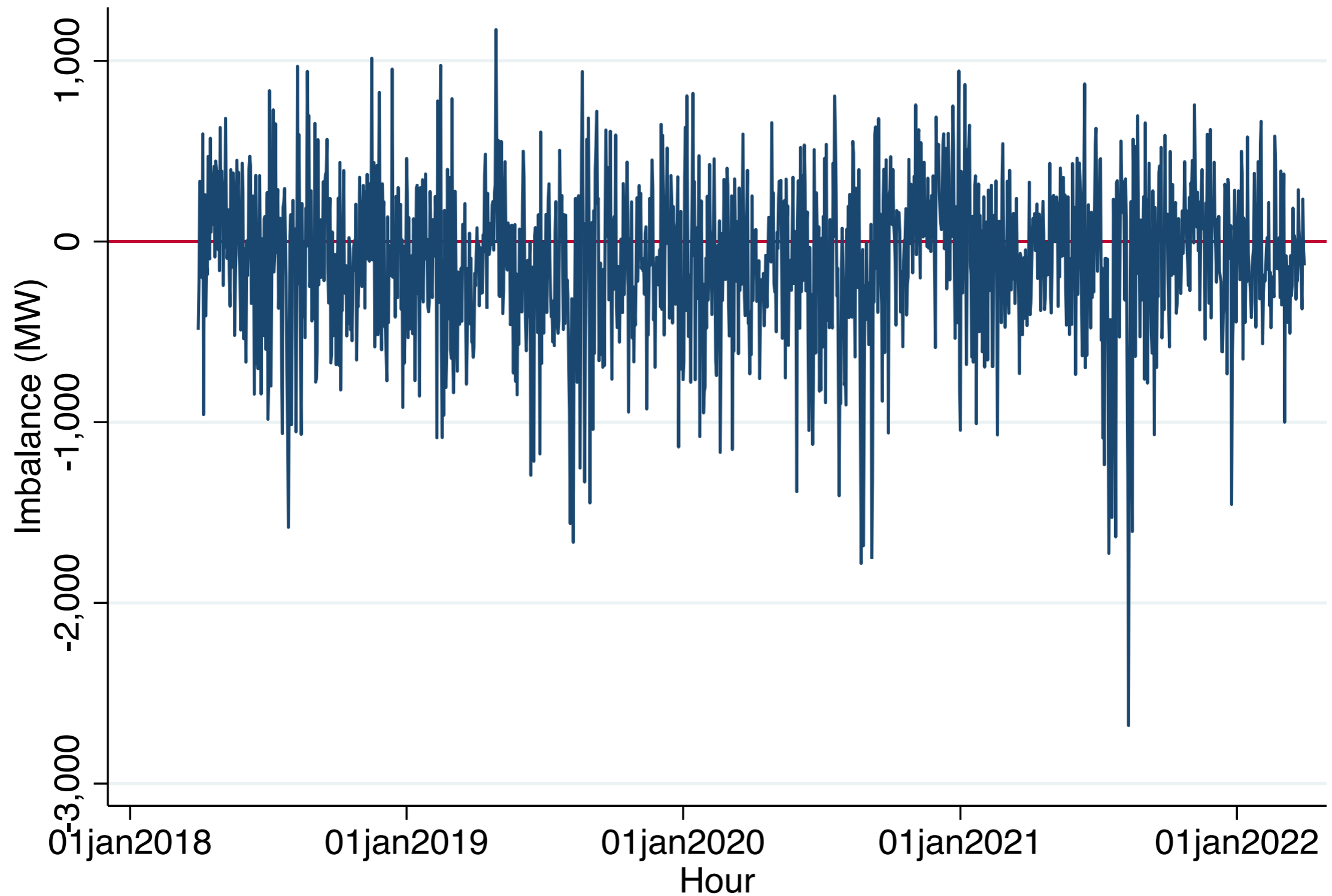


Source: REI (2020).

出力抑制の前日指示と当日指示



インバランスの電力需給関係



Source: OCCTO, n.d..

先行研究

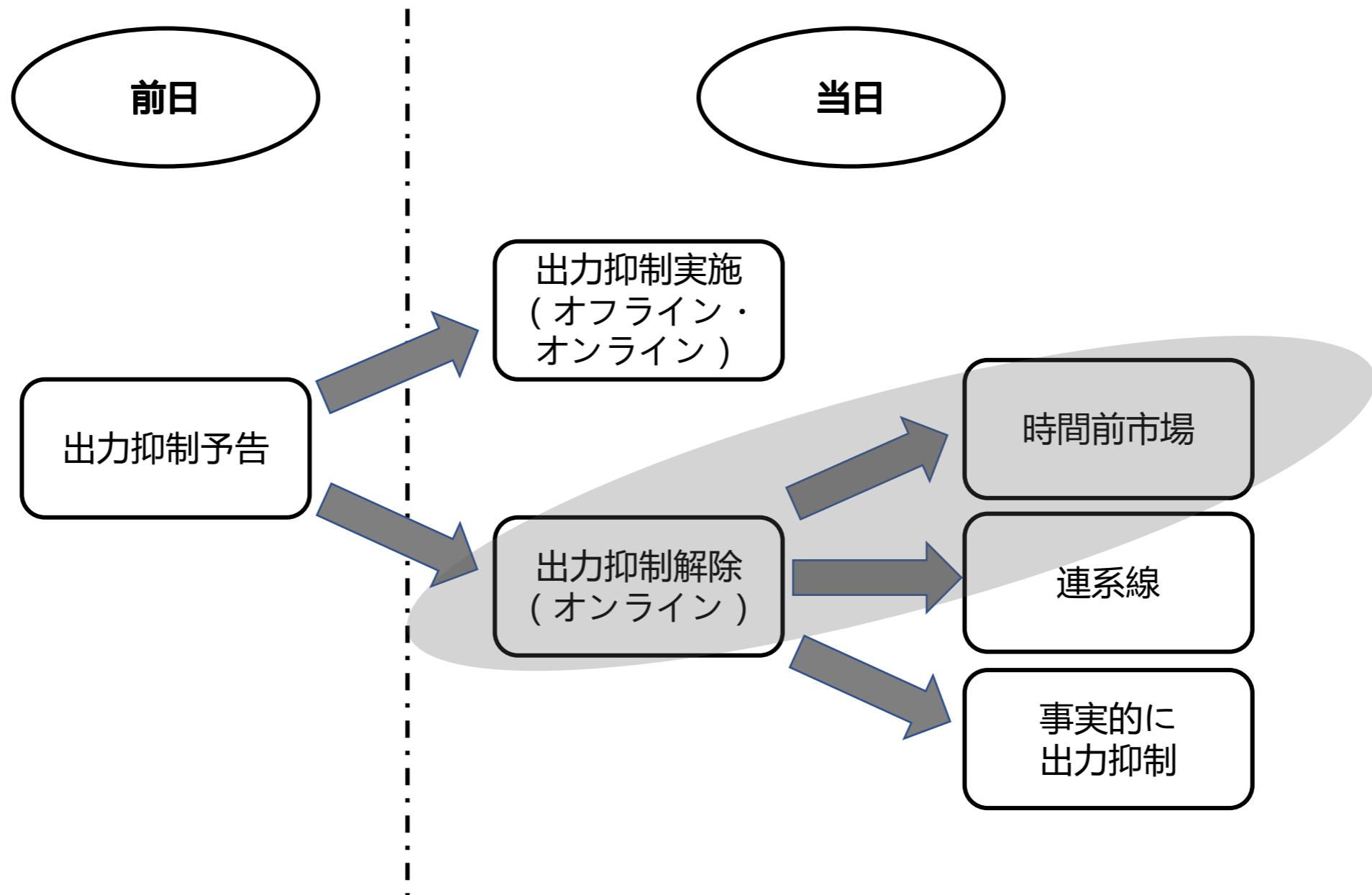
- 九州地域の出力抑制の削減については：①翌日需給バランス測定ミス；②週末の需要変動；③特定な時間帯(9時-15時)の間に注目すべきなどを指摘 (Dumlao and Ishihara, 2020)
- 太陽光出力抑制と揚水発電の関係を検討、揚水発電の出力抑制削減効果を指摘 (Ichimura, 2020)

目的・意義

- 九州地域の太陽光発電出力抑制の解除が時間前市場価格に与える影響を明らかにすること
- 解除された出力抑制が時間前市場の流動性に与える影響を明らかにすること
- 電力需給、揚水発電の応用など要因に応じる解除された出力抑制が時間前市場にもたらす影響の変化を明らかにすること
- 意義：市場メカニズムによる再エネ出力抑制の削減につながることを期待される

研究目標

- 解除された太陽光出力抑制が時間前市場に与える影響を分析



モデル（価格）

- ・ 自己回帰分布ラグモデル（ARDL）を採用

$$Price_t = \alpha + \delta lag Price_t + \beta Difference_t + \gamma Control_t + \varepsilon_t,$$

* t : 時間

* $Price_t$: 時間前市場の取引価格

* $Difference_t$: 解除された太陽光発電量

(太陽光発電の出力抑制予告値 — 出力抑制速報値)

* $Control_t$: 揚水発電によるエネルギー貯蓄量、($Pump_t$)、供給力に対する
予想電力の割合($Utilization_t$)、連系線線による電力輸送量($Transmission_t$)

* ε_t : 残差

データ

- ・ 研究対象：九州地域
- ・ 研究期間：2016年度－2021年度
- ・ サンプル数：52,584
- ・ データの出所：
市場情報に関するデータ：
日本卸電力取引所のホームページ

電力供給と需要に関するデータ：

大手電力会社のホームページ、

電力広域的運営推進機関の系統情報サービスシステム

基礎統計量

Variables	Unit	N	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$Price_t$	yen/kWh	52,584	10.56	12.34	0	248.2
$TradingVolume_t$	MWh	52,584	624.2	624.6	0	7,537
$Curtailement(actual)_t$	MWh	52,584	27.31	190.0	0	3,481
$Curtailement(plan)_t$	MWh	52,584	136.1	787.0	0	9,284
$Utilization_t$	%	52,560	76.45	7.414	15.50	94.89
$Transmission_t$	MWh	52,584	12,977	2,884	4,205	25,401
$Pump(store)_t$	MWh	52,584	124.7	239.9	0	1,974
$Capacity(actual)_t$	10MW	52,584	9,932	1,948	0	16,478
$Capacity(forecast)_t$	10MW	52,584	9,539	2,349	0	16,501
$Illiquidity_d$	Unit	2,191	0.219	2.189	0.001	63.38

分析結果

連系線による電力調達により、時間前市場の市場価格が上昇する

$Price_t$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Price_{t-1}$	1.066*** (0.011)	0.990*** (0.012)	0.970*** (0.012)	0.970*** (0.012)	0.970*** (0.012)	0.970*** (0.012)
$Price_{t-2}$	-0.032** (0.015)	-0.027* (0.015)	-0.028* (0.015)	-0.028* (0.015)	-0.028* (0.015)	-0.028* (0.015)
$Price_{t-3}$	-0.127*** (0.012)	-0.057*** (0.013)	-0.056*** (0.012)	-0.056*** (0.012)	-0.056*** (0.012)	-0.056*** (0.012)
$Price_{t-4}$	0.031*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.037*** (0.008)
$Difference_t$	-0.005*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
$Transmission_t$			0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)
$Utilization_t$			0.126*** (0.011)	0.126*** (0.011)	0.126*** (0.011)	0.126*** (0.011)
$Pump_t$			-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
$Over_t$						
Di_j				0.000 (0.000)		
Di_j					-0.000 (0.000)	
$Difference_t \times Difference_t$						0.000 (0.000)
$Constant$	0.142*** (0.006)	0.131*** (0.009)	-0.552*** (0.066)	-0.552*** (0.066)	-0.552*** (0.066)	-0.550*** (0.067)
$Period\ Dummies$	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	52,576	52,576	52,552	52,552	52,552	52,552
R^2	0.908	0.925	0.926	0.926	0.926	0.926

時間前市場価格が過去の価格に依存

出力抑制が解除された太陽光発電が時間前市場の市場価格を低減する

電力需要の上昇により、時間前市場の市場価格が上昇する

揚水発電の応用により、時間前市場の市場価格が下落する

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

$$Price_t = \alpha + \delta lag Price_t + \beta Difference_t + \gamma Control_t + \theta Over_t + \eta Difference_t \times Over_t + \varepsilon_t,$$

* $Over_t$: 九州地方の電力需要の予測誤差

(出力の実際値 - 予測値 (マイナス値を除いた))

* $Difference_t \times Over_t$: 電力需要が予測値を上回った時の解除された太陽光発電量

	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
$Pump_t$	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
$Over_t$		0.000 (0.000)		
$Difference_t \times Over_t$		0.000 (0.000)		
$Difference_t \times Pump_t$			-0.000 (0.000)	
$Difference_t$				0.000 (0.000)
$Constant$			-0.552*** (0.066)	-0.550*** (0.067)
$Period$			Yes	Yes
N			52,552	52,552
R^2	0.908	0.925	0.926	0.926

電力需要が予測値を上回った時、解除された出力抑制が時間前市場価格にもたらず影響が変わらない

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

$$Price_t = \alpha + \delta lag Price_t + \beta Difference_t + \gamma Control_t + \eta Difference_t \times Pump_t + \varepsilon_t,$$

* $Difference_t \times Pump_t$: 揚水発電が応用した時の解除された太陽光発電量

$Utilization_t$	0.020 (0.004)	0.021 (0.004)	0.020 (0.004)	0.020 (0.004)
$Pump_t$	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
$Over_t$		0.000 (0.000)		
$Difference_t \times Over_t$		0.000 (0.000)		
$Difference_t \times Pump_t$			-0.000 (0.000)	
$Difference_t \times Difference_t$				0.000 (0.000)
Constant			-0.552*** (0.066)	-0.550*** (0.067)
Period Dummies			Yes	Yes
N			52,552	52,552
R ²			0.926	0.926

揚水発電の利用により、解除された出力抑制が時間前市場価格にもたらす影響が変わらない

Note: Standard errors, AIC, BIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

$$Price_t = \alpha + \delta lag Price_t + \beta Difference_t + \gamma Control_t + \eta Difference_t \times Difference_t + \varepsilon_t,$$

* $Difference_t \times Difference_t$: 解除された太陽光発電量の限界効果

			0.020 (0.004)	0.021 (0.004)	0.020 (0.004)	0.020 (0.004)
$Utilization_t$			0.126*** (0.011)	0.125*** (0.011)	0.126*** (0.011)	0.126*** (0.011)
$Pump_t$			0.005***	0.005***	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
$Over_t$						
$Difference_t \times Over_t$						
$Difference_t \times Pump_t$					-0.000 (0.000)	
$Difference_t \times Difference_t$						0.000 (0.000)
$Constant$	0.142*** (0.006)	0.131*** (0.009)	-0.552*** (0.066)	-0.552*** (0.066)	-0.552*** (0.066)	-0.550*** (0.067)
$Period Dummies$	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	52,576	52,576	52,552	52,552	52,552	52,552
R^2	0.908	0.925	0.926	0.926	0.926	0.926

解除された出力抑制量の増加により、解除された出力抑制が時間前市場価格にもたらす影響が変わらない

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

モデル（流動性）

$$Illiquidity_d = \alpha + \delta lag\ Illiquidity_d + \beta Difference_d + \gamma Control_d + \varepsilon_d,$$

* $Illiquidity_d$: 時間前市場の流動性

- $Illiquidity_d$ の計算方法：

$$Return_t = Price_t - Price_{t-1}$$
$$Illiquidity_d = \frac{1}{24} \sum_{t=1}^{24} \frac{|Return_{it}|}{Price_{it} \times Trading\ volume_{it}}$$

- $Illiquidity_d$ が大きほど、流動性が小さい

分析結果 (流動性)

連系線
による
電力調
達によ
り、時
間前市
場の流
動性が
上昇す
る。

$Illiquidity_d$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Illiquidity_{d-1}$	0.268*** (0.102)	0.255*** (0.098)	0.276*** (0.093)	0.299*** (0.102)	0.277*** (0.102)	0.277*** (0.102)
$Illiquidity_{d-2}$	0.195 (0.161)	0.192 (0.158)	0.153 (0.195)	0.195 (0.161)	0.192 (0.158)	0.153 (0.195)
$Illiquidity_{d-3}$	-0.091 (0.081)	-0.093 (0.080)	-0.111 (0.073)	-0.091 (0.081)	-0.093 (0.080)	-0.111 (0.073)
$Illiquidity_{d-4}$	0.067 (0.065)	0.055 (0.063)	0.116 (0.147)	0.067 (0.065)	0.055 (0.063)	0.116 (0.147)
$Difference_d$	-0.010*** (0.002)	-0.021*** (0.006)	-0.018*** (0.007)	-0.010*** (0.002)	-0.021*** (0.006)	-0.018*** (0.007)
$Transmission_d$			-0.435* (0.241)			
$Utilization_d$			0.094 (0.134)			
$Pump_d$			-0.021 (0.048)			
$Overhead_d$				-0.000 (0.000)		
$Difference_d \times Pump_d$						-0.000* (0.000)
$Difference_d \times Difference_d$					0.008 (0.007)	
$Constant$	0.086*** (0.017)	0.364*** (0.080)	5.593* (3.102)	6.112* (3.326)	5.529* (3.095)	5.717* (3.137)
$Period\ Dummies$	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2,187	2,187	2,184	2,184	2,184	2,184
R^2	0.351	0.366	0.370	0.375	0.371	0.372

時間前市場の流動性が
1期前の流動性に依存

出力抑制が解除された
太陽光発電が時間前
市場の流動性を増加す
る

電力需要の上昇が、時
間前市場の流動性を影
響しない

揚水発電の応用が時間前市場の流動性を
影響しない

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

$$Illiquidity_d = \alpha + \delta lag Price_d + \beta Difference_d + \gamma Control_d + \theta Over_d + \eta Difference_d \times Over_d + \varepsilon_d,$$

* $Over_d$: 九州地方の電力需要の予測誤差

(出力の実際値－予測値 (マイナス値を除いた))

* $Difference_d \times Over_d$: 電力需要が予測値を上回った時の解除された太陽光発電量

$Utilization_d$		0.094 (0.134)	0.098 (0.130)	0.093 (0.134)	0.095 (0.143)
$Pump_d$		-0.021 (0.048)	-0.022 (0.048)	-0.030 (0.055)	-0.018 (0.048)
$Over_d$			-0.000 (0.000)		
$Difference_d \times Over_d$			-0.000* (0.000)		
$Difference_d \times Pump_d$				0.008 (0.007)	
$Difference_d$					0.006*** (0.002)
Constant			6.112* (3.326)	5.529* (3.095)	5.717* (3.137)
Period			Yes	Yes	Yes
N			2,184	2,184	2,184
R^2		0.351	0.366	0.370	

電力需要が予測値を上回った時の解除された出力抑制が時間前市場流動性にもたらす影響が増加する

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

$$Illiquidity_d = \alpha + \delta lag\ Illiquidity_d + \beta Difference_d + \gamma Control_d + \eta Difference_d \times Pump_d + \varepsilon_d,$$

* $Difference_d \times Pump_d$: 揚水発電が応用した時の解除された太陽光発電量

$Utilization_d$			0.094 (0.211)	0.098 (0.200)	0.093 (0.134)	0.095 (0.143)
$Pump_d$				0.022 (0.038)	-0.030 (0.055)	-0.018 (0.048)
$Over_d$					0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$Difference_d \times Control_d$					0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$Difference_d \times Pump_d$					0.008 (0.007)	
$Difference_d \times Difference_d$						0.006*** (0.002)
$Constant$	0.086*** (0.017)	0.364*** (0.080)	5.593* (3.102)	6.112* (3.326)	5.529* (3.095)	5.717* (3.137)
$Period\ Dummies$	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2,187	2,187	2,184	2,184	2,184	2,184
R^2	0.351	0.366	0.370	0.375	0.371	0.372

揚水発電の利用により、解除された出力抑制が時間前市場流動性にもたらす影響が変化しない

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

$$Illiquidity_d = \alpha + \delta lag\ Illiquidity_d + \beta Difference_d + \gamma Control_d + \eta Difference_d \times Difference_d + \varepsilon_d,$$

* $Difference_d \times Difference_d$: 解除された太陽光発電量の限界効果

$Utilization_d$			0.094 (0.134)	0.098 (0.130)	0.093 (0.134)	0.095 (0.143)	
$Pump_d$			-0.021	-0.022	-0.030 (0.055)	-0.018 (0.048)	
$Over_d$							
$Difference_d \times Over_d$							
$Difference_d \times Pump_d$					0.008 (0.007)		
$Difference_d \times Difference_d$						0.006*** (0.002)	
$Constant$		0.086*** (0.017)	0.364*** (0.080)	5.593* (3.102)	6.112* (3.326)	5.529* (3.095)	5.717* (3.137)
$Period\ Dummies$	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
N	2,187	2,187	2,184	2,184	2,184	2,184	
R^2	0.351	0.366	0.370	0.375	0.371	0.372	

解除された出力抑制量の増加により、解除された出力抑制が時間前市場流動性にもたらす影響が減少する

Note: Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. The likelihood-ratio tests, FPE, AIC, and HQIC selected the models with four lags. The robust option was used for all of the models. Year, month, and hour dummy variables were used in column (2)–(6). The null hypothesis was rejected by the ADF unit root test on all variables, indicating that the series were stationary for the variables. By using the log-log specification equation, all coefficients show the supply elasticity of the variables except $Utilization_t$, and dummy variables.

まとめ

- 時間前市場において、解除された九州地域の太陽光出力抑制のメリットオーダー効果が観測された
- 解除された太陽光出力抑制量の増加が時間前市場の流動性を高めている
- 電力需要の予測誤差が大ききほど、解除された太陽光出力抑制量の増加が時間前市場の流動性に与える影響が高くなる
- 解除された太陽光出力抑制量が時間前市場の流動性への影響が、解除された抑制量の増加により逓減していた

$$(Illiquidity_d = -0.08Difference_d + 0.06 Difference_d \times Difference_d)$$

$$\Rightarrow \frac{\partial Illiquidity_d}{\partial Difference_d} = -0.08 + 0.006 Difference_d \Rightarrow Difference_d \approx 13.33$$

→時間前市場には約13%の解除された太陽光出力抑制量しか取引できない)

結論

- 解除された再エネ出力抑制量のメリットオーダー効果を高めるため、再エネのオンライン化が重要である
- 市場メカニズム（時間前市場）はが電力需要の予測誤差の是正を有効に対応できる
- 時間前市場の活性化を促進すべきだと考えられる