

米国における電力小売市場自由化の実証分析

An Empirical Analysis of the Transition to Retail Competition in the U.S. Electricity Industry

キーワード：電気事業、小売自由化、経済的成果、私営電気事業者、パネルデータ

服 部 徹

1. はじめに

米国では、ここ数年の間に州レベルで電力小売市場の自由化が始まっており、2000年末の時点で、カリフォルニアをはじめとする約半数の州で小売自由化法案が可決している。その一方で残りの約半数の州では小売自由化の決定に慎重になっており、その傾向はカリフォルニアの一連の電力危機以降ますます強くなっている。このことから明らかなように、米国全体では、小売自由化が電気事業にもたらす効率の改善について懐疑的な状況が見られる。

わが国と米国の電気事業の経営環境には様々な違いも存在するが、本格的に自由化が始まる以前の米国の電気事業は、わが国同様、私営の垂直統合型電力会社が中心的な地位を占めていた。このような基本的な共通点を考えれば、米国の経験はわが国の電気事業にとって大いに参考になるといえる。

本研究では、時期尚早という面もあるが、わが国における将来の電力自由化政策の検討に有益な情報を提供することを目的とし、1992年から1999年までの電気事業者のデータを用いて米国における電力小売自由化の成果を計量経済学的に評価する実証分析を行った。具体的には、州レベルでの小売自由化の決定が既存電気事業者の電気料金、運転保守費用、設備投資行動に及ぼした影響を推計し、自由化初期段階に

おける潜在的な競争の効果を分析評価した。

2. 米国における電力の小売自由化の現状とその評価における課題

分析手法や結果について述べる前に、米国における電力の小売自由化の成果を現時点で評価する上での課題について触れておきたい。

これまでに自由化された多くの規制産業同様、電力の場合も、自由化の本来の目的は市場での競争を通じて電気事業の効率性を改善することにある。特に、自由化以前、すなわち公正報酬率規制の下での電気事業にはアヴァーチ・ジョンソン効果（過剰な資本の投入）やX非効率による経済的非効率があると考えられていたことが背景にある。このような目的からすれば、電力の小売自由化によって、電力供給の効率性が向上して費用が低減し、結果的に平均的な料金水準が下がると予想できる。そしてアヴァーチ・ジョンソン効果が実際に働いていたとすれば、効率化の過程で、規制の下では過剰だった設備投資は減少するといえる。これが自由化への移行によって生じる結果の一般的な予想であり、本研究も、自由化初期段階で既にこのような効果が現れたのかどうか、という観点で行なう。

ただし、米国において現在まで、約半数の州で実施ないしは計画されている電力の小売自由化というのは、詳細にその実態を観察すると、

決して完全な形で自由化されているわけではなく、様々な理由で「移行段階」にあるのが現状である。すなわち、本来自由化というのは価格の設定および参入・退出が自由に行われるようになることを意味するが、実際には、既存の電気事業者がスタンダード・オファーとして供給する電気の料金は規制されており、従来に比べて引き下げられた上で数年間凍結されていたり、既存の電気事業者自身がラストリゾートやデフォルトサービスの供給者であることを義務づけられたりすることが多いのである。したがって現段階で米国の電力小売自由化の成果を評価するといっても、それは完全な市場競争の成果とは言えない点に注意が必要である。また、移行期間中は規制当局による様々な移行措置の影響があることを考慮する必要がある。例えば、家庭用の料金などが下がっていたとしても、それは規制当局が決定した移行期間限定の引き下げによる部分が大きいといえる。そこで、電気事業者が経営環境の変化に自ら対応した結果と規制によって義務付けられて対応した結果とをできるだけ区別する必要があるが、これらを初めから完全に区別することは難しい。本研究では、自由化の成果を評価するにあたり、料金の水準だけではなく費用や設備投資の変化もあわせて分析する他、料金自体も家庭用と産業用需要家で区別するなど、様々な視点を取り入れて、短絡的な評価を避けるようにした。それでも、多くの点で結論が暫定的にならざるを得ないこともあり、現時点の評価には限界があることにも留意すべきである。

3. 分析手法とデータ

3.1 基本モデル

本研究では、小売自由化の決定によって既存の電気事業者のパフォーマンスに生じた変化をどう推計するかが重要なポイントとなる。そのための基本的なアプローチは、小売自由化の決

定がなされていない州の電気事業者のパフォーマンスをベンチマークとした場合、小売自由化の決定のなされた州の電気事業者のパフォーマンスが統計的に有意に異なるかどうかを検定する、というもので、回帰分析の手法を応用する。

評価の項目としては、小売の料金と運転保守費用、および設備投資を考え、それぞれの項目毎にいくつかのパフォーマンス変数 Y を定義する。回帰分析は、各パフォーマンス変数 Y を被説明変数とする単一方程式の回帰モデルを考え、それぞれ独立に推定することによって行なう。これは電気事業者がいわば複雑な同時方程式を解くかのような意思決定をしているのではなく、それぞれの分野について個別に決定しているとの仮定に基づくものである。基本的な回帰モデルは

$$Y = F(X) + R(Z) + e$$

となる。 F は外生変数 X の関数で、自由化のインパクトとは独立に被説明変数に及ぼす影響を説明する部分である。 R は規制政策の決定を示す変数 Z の関数で、自由化の決定が及ぼす影響を説明する部分である。さらに、 e は誤差項である。 F は被説明変数の種類にしたがって選ばれた適切な外生変数をもとに定式化される。 R は自由化のインパクトを捉える重要な部分であるが、以下で詳しく述べるように、複数の形に定式化されて、各評価項目の推計式に用いられる。

3.2 小売自由化のインパクトの推計方法

(1) 自由化決定後の変化

小売自由化のインパクトを捉えるために、まず、実際に自由化が決定してからの変化を直接捉えるような複数の R の定式化を考えた。第一に、電気事業者が電力を供給している州で自由化法案が可決された年以降 1 の値をとるダミ

一変数 (LEGISLAT) のみによる定式化を考えた (R.1)。

$$(R.1) R = \gamma_1 \times \text{LEGISLAT}$$

自由化の決定がその後の電気事業者のパフォーマンスに一定の変化をもたらしたとすれば、パラメータ γ_1 は統計的に有意な値をとると考えられる。次に、自由化法案可決後の経過月数 (MONTHS) を用いた定式化を考えた (R.2)。これは、自由化のインパクトは時間が経過するにつれ大きくなることを仮定している。

$$(R.2) R = \gamma_2 \times \text{MONTHS}$$

さらに、上の二つを組み合わせた定式化を考えた (R.3)。

$$(R.3) R = \eta_1 \times \text{LEGISLAT} + \eta_2 \times \text{MONTHS}$$

これらの定式化では、小売の自由化法案が可決された年以降というのが、何らかの変化が生じる移行期を表すのにふさわしいかどうか、という点を吟味しなければならない。厳密には前後する場合もあるかもしれないが、実際に競争の導入に伴う制度の変更などは、自由化法案が可決した後になるため、本研究では上のような定式化で大きな問題はないと思われる。

推定方法としては、今回利用するデータがパネルデータであるため、各電気事業者に固有の違いを考慮した固定効果モデルや変量効果モデルによる推定方法を採用する¹。

(2) 1992年以降のトレンドの変化

¹ R.1を利用した時の推定上の問題として、もし過去の料金水準が自由化の決定に影響を与えていたとするならば、同時決定バイアスが生じるという問題が考えられる。本研究では、この点について、あらかじめ仮説検定を行なったが、自由化の決定が料金の設定に対して外生的であるという帰無仮説は棄却できなかったため、そのまま単一方程式による推定を行なっている。

本研究ではさらに、小売自由化のインパクトをサンプル期間 (1992年から99年) におけるパフォーマンスのトレンドの差で捉える複数のRの定式化を考えた。まず、1999年末までに自由化を決定した州の電気事業者とそうでない電気事業者の8年間におけるパフォーマンスのトレンドを比べるための定式化を考えた (R.4)。今、前者の電気事業者のダミー変数をLEGISLAT99とすれば、R.4は次のように書くことができる。

$$(R.4) R = \varphi_0 \times \text{LEGISLAT99} \\ + \varphi_1 \times \text{LEGISLAT99} \times \text{TIMETREND}$$

パラメータ φ_0 は、小売の自由化を決定していない事業者との比較において、当初から存在していた差を表している。パラメータ φ_1 は、その格差が時間とともにどのように変化していったのかを示す。すなわち、自由化の可能性が高まっていくことが電気事業者に何らかの変化をもたらしたのだとすれば、その変化はこのパラメータに反映されると考えられる。

さらに、自由化の決定の早さを3段階に分け、その差が8年間のパフォーマンスのトレンドに及ぼす影響をみる定式化を考えた (R.5)。本研究では第1のグループを1996年に自由化を決定した州、第2のグループを1997年または1998年に自由化を決定した州、第3のグループを1999年に決定した州とした。それぞれのグループのダミー変数をLEGIS96, LEGIS9897, LEGIS99とすれば、R.5は次のように書くことができる。

$$(R.5) R = \lambda_1 \times \text{LEGIS96} \\ + \lambda_2 \times \text{LEGIS9897} \\ + \lambda_3 \times \text{LEGIS99} \\ + \lambda_4 \times \text{LEGIS96} \times \text{TIMETREND} \\ + \lambda_5 \times \text{LEGIS9897} \times \text{TIMETREND}$$

$$+\lambda_6 \times \text{LEGIS99} \times \text{TIMETREND}$$

R.4 と R.5 では推定期間中一定のダミー変数を用いているため、固定効果モデルの推定はできない。したがって、変量効果モデルのみでの推定を行なった。

3.3 データ

分析に用いたデータセットは 1992 年から 1999 年までの米国私営電気事業者約 150 社のパネルデータである²。主要なデータは連邦エネルギー規制委員会およびエネルギー情報局の公開データから収集した。

4. 分析結果

主要な推定結果のサマリーとして、表 1 に小売自由化法案可決後のパフォーマンスの変化に関する推計結果、表 2 に 1992 年から 1999 年におけるパフォーマンスのトレンドの変化に関する推計結果を示した。自由化の決定とは独立の外生変数のパラメータ推定値については紙幅の都合で省略する。以下では、評価項目毎に小売自由化に関する推計結果を述べる。

4.1 料金の水準と構造

料金については、総合料金単価と家庭用需要家料金単価および産業用需要家料金単価についてそれぞれ個別に回帰式を推定した。外生変数として、投入要素価格（燃料価格、購入電力価格、賃金率）、需要条件（需要家一件あたり電力消費量、需要家密度、負荷率）、設備特性（設備年齢、原子力発電比率、水力発電比率）、企業特性（自社設備による発電比率、購入電力量における非電気事業者からの購入比率、ガス事業の収入比率、登録持ち株会社ダミー）およ

びタイムトレンドを含めている。推定結果は概ね良好であった。

小売自由化決定後に生じた変化については、表 1 の A に示されているように、総合単価、家庭用、産業用すべての回帰式で、自由化決定ダミー（LEGISLAT）および自由化決定後経過月数（MONTHS）のパラメータ推定値がいずれも有意に負の値をとっており、統計的に意味のある引き下げ効果が認められた³。R.3 の結果から、実際には経過月数によるインパクトの方が説明力は高いといえる。大口の産業用需要家だけではなく、家庭用需要家も自由化の決定で一段と引き下げられた電気料金の恩恵を享受していることがわかる。

家庭用と産業用の料金へのインパクトの違いを統計的に確かめるために、それらの料金の比率（産業用料金／家庭用料金）を被説明変数とした回帰分析を行った⁴。その結果、表 1 の A（右側 2 列）に示すとおり、R.1 のダミー変数のみによる結果では統計的に有意な差は見られず、料金格差に一定の変化があったようには見えない。しかし、経過月数と合わせた R.3 を用いた場合の結果から、料金格差は、移行期間中一定の縮小が見られたものの、そこから再び拡大傾向にあることが示された。

小売自由化と 1992 年以降の料金のトレンドとの関係については、表 2 に示したように、R.4 を用いた推計式の交差項 LEGISLAT * TIMETREND のパラメータから、自由化を決定した州の電気事業者は、8 年間の間に、そうでない電気事業者よりも速いペースで料金を引き下げていることが明らかになった。しかし、自由化の決定時期によってそのインパクトはやや異なっている。R.5 を用いた推計式では 3 つの定数ダミー LEGIS96, LEGIS9897, LEGIS99

² アラスカおよびハワイの電気事業者はサンプルから外した。また、テネシー、ウェストヴァージニア、ワイオミングの各州の電気事業者については十分なデータが揃わなかったため、サンプルに含まれていない。

³ この結果は、各被説明変数に名目料金を用いた場合であるが、実質料金を用いた場合でもほぼ同じ結果を得ている。

⁴ 説明変数には外生変数として、家庭用電力販売量シェア、産業用電力販売量シェア、タイムトレンドを含めている。

表1 小売自由化の決定がその後のパフォーマンスに及ぼした変化

A. 小売電気料金								
変数	総合単価		家庭用料金		産業用料金		産業用/家庭用 料金比率	
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
[R.1]								
LEGISLAT	-0.0095 ** (-1.925)	-0.0110 * (-2.272)	-0.0120 * (-2.154)	-0.0140 * (-2.560)	-0.0167 * (-2.147)	-0.0181 * (-2.621)	-0.0039 (-1.054)	-0.0030 (-0.866)
[R.2]								
MONTHS	-0.0009 * (-3.356)	-0.0009 * (-3.680)	-0.0008 * (-2.957)	-0.0010 * (-3.562)	-0.0019 * (-4.632)	-0.0018 * (-5.409)	-0.0006 * (-2.798)	-0.0005 * (-3.299)
[R.3]								
LEGISLAT	0.0011 (0.177)	0.0005 (0.075)	-0.0030 (-0.423)	-0.0028 (-0.392)	0.0104 (1.066)	0.0092 (1.038)	0.0085 ** (1.690)	0.0078 ** (1.717)
MONTHS	-0.0009 * (-2.747)	-0.0009 * (-2.890)	-0.0008 * (-2.062)	-0.0009 * (-2.504)	-0.0023 * (-4.326)	-0.0021 * (-4.828)	-0.0009 * (-2.978)	-0.0007 * (-3.618)
B. 運転保守費用								
変数	総費用		発電+購入電力		送配電+需要家費			
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果		
[R.1]								
LEGISLAT	-0.0214 (-1.433)	-0.0093 (-0.956)	-0.0098 (-0.988)	0.0075 (0.816)	0.0133 (0.847)	0.0319 * (2.291)		
[R.2]								
MONTHS	-0.0010 (-1.545)	-0.0005 (-1.207)	-0.0002 (-0.497)	0.0005 (1.074)	0.0011 (1.501)	0.0020 * (3.204)		
C. 設備投資								
変数	電気事業設備全体		発電設備		送配電設備			
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果		
[R.1]								
LEGISLAT	-0.0662 (-1.342)	-0.0659 (-1.414)	-0.2675 * (-2.218)	-0.2132 ** (-1.881)	-0.0394 (-1.024)	-0.0491 (-1.331)		
DIVESTR	0.0052 (0.058)	0.0669 (0.801)	-0.1368 (-0.616)	-0.1675 (-0.832)	0.0560 (0.811)	0.0666 (1.014)		

カッコ内は分散不均一調整済み標準誤差を用いて計算されたt値
 *有意水準5%で統計的有意 **有意水準10%で統計的有意
 被説明変数は料金比率を除き、全て対数変換している。

のパラメータ推定値が、早い時期に自由化を決定した州の電気事業者ほど、もともと電気料金が高い傾向にあることを示しているが、それぞれのタイムトレンドとの交差項のパラメータ推定値を見ると、1997年から98年の間に自由化を決定した州の電気事業者については有意な差が見られず、自由化の決定が早ければ早いほど8年間の引き下げ率が大きいとは限らないという結果が示された。ただし、需要家間の料金格差については早い時期に自由化を決定した州の電気事業者ほど速いペースで拡大している。

このように、比較的短期間にもかかわらず、各州が実際に小売自由化を決定したことによる既存電気事業者の料金の引き下げは統計的にもかなりはっきりしている。料金の引き下げ率は産業用需要家にとって大きくなる傾向にあるが、これは自由化を実施した諸外国においても一般的に見られる傾向である。

4.2 運転保守費用

本研究における費用の分析は、短期的な効率性の変化を見るため、運転保守費用

表2 小売自由化の決定が1992年以降のパフォーマンスのトレンドに及ぼした変化

	小売電気料金			運転保守費用		設備投資	
	総合単価	産業用料金	産業用/ 家庭用 料金比率	総費用	発電+ 購入電力 費用	発電設備 投資	送配電設 備投資
	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
[R.4]							
<i>TIMETREND</i>	0.0126 *	-0.0025	-0.0071 *	0.0014	-0.0078 *	-0.0788 *	-0.0371 *
	(4.855)	(-0.716)	(-11.809)	(0.420)	(-2.157)	(-3.937)	(-5.815)
<i>LEGISLAT99</i>	0.1779 *	0.1628 *	0.0194	0.0658 *	0.1067 *	0.2652	-0.0494
	(6.613)	(5.075)	(1.356)	(2.674)	(3.833)	(1.546)	(-0.752)
<i>LEGISLAT99</i>	-0.0028 *	-0.0062 *	-0.0018 *	-0.0068 *	-0.0042 **	-0.0709 *	-0.0087
<i>*TIMETREND</i>	(-2.497)	(-3.787)	(-2.216)	(-2.898)	(-1.920)	(-2.708)	(-1.050)
[R.5]							
<i>TIMETREND</i>	0.0135 *	-0.0009	-0.0067 *	0.0018	-0.0074 *		
	(5.143)	(-0.246)	(-10.955)	(0.534)	(-2.016)		
<i>LEGIS96</i>	0.3034 *	0.2837 *	0.0221	0.0881 *	0.1118 *		
	(7.392)	(5.789)	(1.044)	(2.330)	(2.637)		
<i>LEGIS9897</i>	0.1616 *	0.1777 *	0.0672 *	0.0579 **	0.1059 *		
	(4.655)	(4.303)	(3.709)	(1.877)	(3.020)		
<i>LEGIS99</i>	0.1150 *	0.0722 **	-0.0264	0.0661 *	0.1030 *		
	(3.488)	(1.847)	(-1.439)	(2.217)	(3.024)		
<i>LEGIS96</i>	-0.0031 **	-0.0116 *	-0.0054 *	-0.0081 *	-0.0038		
<i>*TIMETREND</i>	(-1.685)	(-4.426)	(-4.301)	(-2.221)	(-1.100)		
<i>LEGIS9897</i>	0.0001	-0.0036 **	-0.0025 *	-0.0047	-0.0001		
<i>*TIMETREND</i>	(0.090)	(-1.687)	(-2.396)	(-1.536)	(-0.023)		
<i>LEGIS99</i>	-0.0031 *	-0.0058 *	-0.0004	-0.0080 *	-0.0079 *		
<i>*TIMETREND</i>	(-2.189)	(-2.826)	(-0.395)	(-2.645)	(-2.815)		

カッコ内は分散不均一調整済み標準誤差を用いて計算されたt値
 *有意水準5%で統計的有意 **有意水準10%で統計的有意
 被説明変数は料金比率を除き、全て対数変換している。

(Operation and Maintenance Cost) を用いて行った。回帰式は、総費用とともに、発電費用（購入電力費含む）と送配電費用（需要家費含む）とに分けて推定した。外生変数として、販売電力量、需要家数の他、料金の回帰式で用いた投入要素価格、需要条件（需要家一件あたり使用量除く）、設備特性、企業特性を含めている。Rの定式化については料金の分析に用いたものと同じである⁵。

自由化決定後に生じた変化については、表1のBで示すように、R.1とR.2を用いた回帰式で、費用が統計的に有意に削減されたという

結果はどの部門においても見られなかった。特に送配電部門については、有意な増加も見られる⁶。

1992年以降のトレンドに及ぼした変化については、表2に示すR.4を用いた推計式の交差項 *LEGISLAT99*TIMETREND* のパラメータ推定値からわかるように、1999年末までに自由化を決定した州の電気事業者は、それ以外の州の電気事業者と比べてより速いペースで費用を削減してきているといえる。しかし、自由化の決定時期によるインパクトの違いは費用に関しても認められる。R.5を用いた推計式における3つの定数ダミー *LEGIS96*, *LEGIS9897*,

⁵ 推計結果自体は良好であったが、固定効果モデルと変量効果モデルの間では一部の外生変数のパラメータ推定値が大きく異なる結果となった。

⁶ ただし、米国では送配電費用が総費用に占める割合は一般に小さく、総費用に与える影響も大きくないと考えられる。

LEGIS99のそれぞれとタイムトレンドの交差項のパラメータ推定値によれば、費用の削減率は自由化の決定時期と特に関係があるわけではなく、とりわけ早期に自由化を決定した州の電気事業者ほど費用の削減が進んでいるとは限らないということがわかる。

このように、小売自由化による運転保守費用の削減はまだ実現しているとはいえない。効率化を促す一方で、自由化への移行に伴うシステムの変更などで一時的な経費の増加があるのかもしれない。

4.3 設備投資行動

設備投資の分析は、実質粗投資（資産増加）額を用いて行った。したがって、新規の設備投資だけではなく、改良工事なども含まれる。回帰式は、電気事業設備全般に対する投資に加え、発電設備投資と送配電設備投資を別々に分けて推定した。外生変数として、販売電力量、需要家数、自社設備発電比率、既存設備容量、利子率などを含めた。Rの定式化はR.1とR.4を用いたが、発電資産の売却が義務付けられた場合の効果を別に考慮している。

自由化決定後の変化については、表1のCに示したR.1を用いた回帰式の推定結果からわかるように、自由化への移行によって、電気事業者による発電設備への投資が有意に削減されていることが明らかになった。発電資産の売却が義務づけられたことによる効果は別に考慮しているため、この結果はそのような義務がなくても発電設備への投資を削減していることを示している⁷。一方、送配電設備への投資には小売自由化への移行による特別な影響は認められない。

小売自由化と1992年以降のトレンドとの関係については、表2に示したように、発電設備

への投資で、R.4を用いた推計式の交差項LEGISLAT99*TIMETRENDのパラメータ推定値が有意に負の値をとっており、1999年までに自由化を決定した州の電気事業者はその他の事業者に比べて、8年の間に、より大幅に発電設備への投資を削減していることが明らかになった⁸。同じパラメータの推定値を送配電設備についてみると、両者の間に統計的に有意な差が見られない。小売の自由化は推計期間中の送配電投資に影響を与えていないように見える。ただし、回帰式のタイムトレンド項のパラメータ推定値が有意に負の値をとっていることからわかるように、設備投資については、送配電ともに米国の電気事業全体が削減傾向にあるといえる。こうした傾向の中、小売の自由化で小売託送が増えれば、送電混雑の問題が増加する可能性があり、現状のままでそうした問題に十分な対応ができるのかどうかは議論の余地がある。

5. まとめと今後の課題

今回の分析結果を総合すると、米国の自由化のインパクトは、現段階では料金の引き下げと発電設備への投資の削減という形で最も明確に現れている。しかし、家庭用需要家の料金については規制当局による政策的な引き下げの効果が考えられる他、発電設備への投資の削減も発電資産の分離を促す政策的な措置による影響が強いと思われる。ただし、産業用料金と家庭用料金の格差が徐々に開きつつあるといった典型的な自由化の影響も見られた。一方で、運転保守費用は自由化への移行による削減が見られないなど、まだ競争の効果が十分に現れているとはいえない面もある。設備投資については、評価が難しいが、米国全体で削減傾向にあり、今後の研究で、その要因などを分析する必要があ

⁷ その義務によって一層の削減があるとは言えないことも明らかになった。

⁸ 電気事業設備全体についても同様の結果が得られた。

る。

当然のことながら、自由化の評価には長期的な観点が必要であり、こうした分析を今後も継続していく必要がある。今回の分析は、かなり単純な回帰モデルに基づいて行っており、将来の分析に向けて改良すべき点もある。また、本研究では、詳細な分析ができなかったが、電力における自由化のインパクトを考える際に重要な評価項目である環境保全への影響、信頼度への影響についても分析していく必要がある。

【関連報告書】

- [1] Hattori, Toru and Robert J. Graniere (2001) “An Empirical Analysis of the Transition to Retail Competition in the U. S. Electricity Industry,” CRIEPI Report Y01003

（はっとり とおる
電力中央研究所 経済社会研究所）