

送電計劃을 위한 地域別 需要豫測

劉仁根, 李昌浩
韓國電氣研究所

Regional Load Forecasting for Transmission Planning

Yu Inkeun, Rhee Changho
KERI

1. 序

電力需要豫測은 電力事業의 期間別 전원개발計劃, 投資選擇 및 전력회사의 財務計劃 과 直結되는 중요한 基本기능을 담당하고 있다.

전력수요가 過大예측되면 전력부문에서의 過剩投資를 유발하고 이로인한 剩餘설비는 막대한 機會費用의 손실로 국민경제의 資源配分을 歪曲 시키며, 반대로 전력수요가 過小예측되면 전력공급 능력의 부족으로 산업설비의 適正稼働障礙 및 전력 制限을 초래함으로써 경제성장과 국민생활의 不利益을 초래하게된다.

전력수요예측은 그 활용목적에 따라 여러가지로 나누어질 수 있으나 통상 販賣量 豫測, 최대수요예측, 용도별 豫측 및 시간대별 日負荷예측이 많이 사용되고 있다.

본고에서는 송전 전압格上에 따른 송전선로의 계통망 구성을 위해 먼저 전체 최대예측을 하였으며 나아가 판매량 豫측방법을 활용한 지역별 수요예측을 병행하여 試行하였다.

2. 전체 최대수요예측

가. 推定방법

전체 최대수요예측을 위해서는 통상 판매량 豫측을 통하여 평균전력을 구하고 이를 부하율로 나누어 최대전력을 산출하는 방법이 많이 이용되고 있다. 이를 위해서는 전력량에 영향을 미치는 諸般변동요인들 中 몇개의 주요변수를 추출하여 需要函數를 설정하고 이를 통계처리하여 變數의 係數를 推定하며 나아가 각 변수별 豫측치를 추정입력함으로써 전력량의 豫측치를 구한다.

수요추정에 있어 중요하게 취급하는 변수로는 대개 국민소득, 전기요금 水準, 需用家數, 代替연료가격 및 기타 氣候要因 등을 들 수 있다.

특히 최대전력은 年中 최고전력으로 계절별 기후條件에 敏感하게 반응하게 된다.

이러한 점을 감안하여 최근의 최대수요 豫측은 부하를 二分하여 각각의 獨立推定值를 集計하는 방법을 많이 활용하고 있다.

본고에서는 豫측기간이 長期이고 변수의 豫측이 불가능 혹은 부정확한 점을 고려하여 豫측이 가능한 변수만을 이용하여 직접 최대수요를 豫측하는 방법을 이용하였다. 물론 前述한 방법도 여러 case별로 검토하여 보았지만 여기서는 선택모델의 결과만을 記述키로 한다. 피크 實績值를 이용한 수요함수는

다음과 같이 표시할 수 있다.

$$PD = f(Y, PD_{-1}, U) \text{-----}(1)$$

여기서

PD : Peak Demand [KW]

Y : 實質 GNP

PD₋₁ : PD의 time lag

U : 포함되지 않은 설명변수와 誤差

위의 함수에서 PD₋₁을 이용한 것은 소비의 慣習性을 응용하여 적용한 것으로 전기財貨의 屬性에 비추어 볼때 전기기기stock에 대한 proxy변수로 간주할 수 있다.

PD을 설명변수로 이용할 경우 통계적인 自己相關의 파악에 어려움이 있으나 표본數의 제약을 무시하고 Durbin-h 檢定을 함으로써 간접적 방법을 이용하고자 한다.

한편, 모델에 종속변수의 時差값이 포함된 경우에는 線形回歸모델의 諸假定에 위배되고 또한 OLS 추정치는 편기추정을 초래하게 된다.

만약 오차항 v가 자기상관되어 있다면

$$v_t = \rho v_{t-1} \text{-----}(2)$$

변환된 시차분포 모델을 사용하면

$$PD_t = b_0 + b_1 PD_{t-1} + b_2 Y_t + v_t \text{-----}(3)$$

만약 ρ가 알려져 있거나 事前에 가능한 값을 부여할 수 있다면 이 방법은 다음과 같이 변환된 본래자료에 OLS를 적용하는 것과 같다.

$$(PD - \rho PD_{-1}) = b_0 + b_2 Y + v_t \text{-----}(4)$$

이 일반적인 모델추정을 위해서는 두 가지 방법이 있는데 그 중 하나는 代變數 이용법으로 PD_{t-1}을 대체하기 위해 PD_t를 시차의 外生變數 Y들만을 대상으로 회귀분석하여 PD_t를 구한 후 PD_t의 一期間 시차 PD를 취하여 이를 본래 모델의 PD_t에 대신한 대변수로 사용하고 이모델의 OLS를 적용한다.

이 대변수 방법으로 부터 구한 추정치는 역시 편기 추정치가 되나 漸近的으로 一致 및 效率 추정이 된다.

또 다른 한 방법은 一般化最小自乘法 (GLS)을

적용하는 것으로 다음과 같다.

$$(PD_t - \rho PD_{t-1}) = b_0(1-\rho) + b_1(PD_{t-1} - \rho PD_{t-2}) + (Y_t - \rho Y_{t-1}) + \epsilon_t \text{-----(5)}$$

여기서 ρ 는 자기상관계수이며 대부분의 경우 알려져 있지 않다. 따라서 이를 구하기 위해서는 반복절차에 의해 ρ 를 추정하게 된다. 위에서 살펴본 바와 같이 확률항 v_t 가 자기상관되는 경우에는 자기회귀모델의 추정문제보다 복잡해진다. Durbin-Watson-d 통계량은 자기회귀 모델에서 계열상관을 탐색하는데 이용할 수 없는 경우도 있는데 이는 그러한 모델에서 계산된 d값이 통상 2에 가까워지는 성향때문이다.

따라서 본고에서는 大體本의 자기추정에 유효한 Durbin-h 통계량을 DW-d 통계량과 함께 사용하였다. Durbin-h 통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{N}{1-N(v(b))}} \text{-----(6)}$$

여기서 N은 표본의 크기, $v(b)$ 는 사차변수 PD_{t-1} 의 계수분산, $\hat{\rho}$ 는 1차 자기상관계수 ρ 의 추정치이다. 만약 $\rho=0$ 라면 h통계량은 평균이 0이고 분산이 1로 정규분포한다는 사실을 의미한다.

나. 추정 결과
Case 1)

- 실적기간 : 1970-1985(16개)
- 설정함수 : $PD = a + bY + cPD + u$

(표1) Case1의 추정결과

I) ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE
MODEL	2	8.89596 E + 13	4.44798 E + 13	738.582
ERROR	13	78293355216	60225657894	
C TOTAL	15	8.97425 E + 13		

ROOT MSE 245409.2 R-SQUARE 0.9913
DEP MEAN 4796708 ADJ R-SQ 0.9899
C.V. 5.1162

II) PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER = 0
INTERCEP	1	-605566	485074.1	-1.248
GNP	1	62.78455	37.13455	1.691
YLAG	1	0.7690099	0.1826072	4.211

DURBIN-WATSON D 1.837 + bias
(FOR NUMBER OF OBS.) 16
1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.069
DURBIN h 0.3589

Case 2)

Case1에 있어서의 Y값의 t통계치 문제를 극복하기 위하여 곱 변수값에 자연 Log를 취하는 수정된 함수형태를 설정하였다. Case1의 설정함수에 Double-log transformation을 이용하면,

$$\ln(PD) = a + b \ln(Y) + c \ln(PD_{t-1}) + u \text{-----(7)}$$

(표2) Case2의 추정결과

I) ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE
MODEL	2	4.691773	2.345886	1393.359
ERROR	13	0.02168706	0.00168362	
C TOTAL	15	4.71366		

ROOT MSE 0.04103194 R-SQUARE 0.9954
DEP MEAN 15.24704 ADJ R-SQ 0.9946
C.V. 0.2691142

II) PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0
INTERCEP	1	0.03019464	0.4673631	0.065
GNP	1	0.6208524	0.3090199	2.009
YLAG	1	0.5807639	0.1875257	3.097

DURBIN-WATSON D 1.865 + bias
(FOR NUMBER OF OBS.) 16
1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.046

다. 예측결과

實績기간, 변수의 수, 함수형태에 따라 여러가지 경우로 예측해본 결과 GNP불변가격만을 고려한 경우 예측치가 너무 크게 나타났으며 代用변수의 의한 조정된 변수치의 입력은 오히려 통계적 신뢰도에 문제가 발생하였고 2次式 역시 만족스럽지 못했다. 결국 Case2가 가장 바람직한 형태이나 이 함수의 단점은 탄력성 불변의 假定이 내포되어 있다는 점이다. 장기에 있어 탄력성 불변은 비현실적이므로 본 예측에서는 Case1을 사용하였다.

예측기간 : 1986-2020

(표3) 경제 최대 수요 예측

(단위: KW)

PERIOD	FORECAST	95% PREDICTION INTERVAL
1986	10232306.160	9702225.597 - 10762386.722
87	11056375.412	10526294.850 - 11586455.975
88	11955621.136	11425540.573 - 12485701.698
89	12931256.297	12401175.734 - 13461336.859
90	13985532.145	13455451.583 - 14515612.708
91	15098325.434	14568244.872 - 15628405.997
92	16275751.302	15745670.739 - 16866831.864
93	17523793.158	16993712.596 - 18053873.720
94	18848403.433	18318322.870 - 19378485.995
95	20255609.302	19725528.739 - 20785689.864
96	21719758.732	21189678.169 - 22249839.294
97	23250620.917	22720540.354 - 23780701.479
98	24857077.180	24326996.618 - 25387157.743
99	26547413.960	26017333.398 - 27077494.523
2000	28329560.675	27799480.113 - 28859641.238
01	30126005.679	29595925.117 - 30659086.242
02	31954786.531	31424705.989 - 32484667.094
03	33830791.443	33300710.881 - 34360672.006
04	35766599.747	35236519.185 - 36296680.310
05	37773052.891	37242972.328 - 38303133.453
2010	49173378.272	48643297.710 - 49703458.835
2015	62659549.678	62129469.115 - 63189630.240
2020	78928326.654	78398246.091 - 79458407.216

3. 지역별 최대부하의 장기예측

각 지역의 최대전력수요는 사회, 경제, 기후등의 諸요인에 의해 지역간의 상당한 차가 발생한다. 이처럼 상이한 전력수요 형태 및 변화 추이는 전력생산 설비의 구성과 확장 및 송전전압의 격상 그리고 계통의 구성에 지대한 영향을 미치게 된다.

본고에서는 전국을 8개지역으로 나누어 판매전력 및 부하율에 의해 지역별 전력수요를 예측해 보았다. 이와 아울러 지역별 송전피크 부하도 직접 측정하여 예측해 보았으나 實績기간이 짧고 측정오차가 상당하리라 예상되어 참고하는데 그쳤다.

가. 지역별 부하율 예측

부하율은 최대전력에 평균전력의 백분율로
 (평균전력)=(부하율)·(최대전력)이 성립한다.

평균전력은 전체 발전량을 8760시간으로 나눈것으로

(총발전량)=(판매전력량)+(송전손실)+(소내소비)이다.

각 지역별로 송전손실과 소내소비량을 구하기 어려운 관계로 지역별 판매량과 그에 따른 발전량의 관계를 다음과 같이 설정하였다.

$$\text{발전량} = \alpha \cdot \text{판매량} \text{ ----- (8)}$$

식(8)에 의해 구한 발전량을 근거로 평균전력을 구하고 지역별 최대부하의 상한치를 이용하여 부하율을 구한다.

$$M_T = \frac{X_T + (X_{T-1} + X_{T-2} + \dots + X_{T-N}) - X_{T-N}}{N}$$

$$= M_{T-1} + \frac{X_T - X_{T-N}}{N} \text{ ----- (9)}$$

식 (9)에 의해 M_T 를 구하면 (표6)과 같다.

(表 6) 지역별 負荷率 豫測 단위: %

地域	首都圈	江 原	忠 北	忠 南	全 北	全 南	慶 北	慶 南
1985	66.812	63.887	64.989	66.876	73.904	80.704	81.445	70.427
1986	66.127	62.968	64.808	66.091	72.137	78.785	80.966	69.888
1987	65.627	62.600	62.997	64.340	70.129	77.337	79.852	69.723
1988	65.613	62.290	62.128	63.277	71.037	75.107	79.535	69.655
1989	66.045	62.936	63.730	65.146	71.802	77.983	80.450	69.923
1990	65.853	62.698	63.416	64.714	71.276	77.303	80.201	69.797
1991	65.784	62.631	63.068	64.369	71.061	76.933	80.010	69.775
1992	65.824	62.639	63.085	64.376	71.294	76.832	80.049	69.788
1993	65.876	62.726	63.325	64.651	71.358	77.263	80.177	69.821
1994	65.834	62.674	63.223	64.528	71.241	77.083	80.109	69.795
1995	65.830	62.667	63.175	64.481	71.240	77.028	80.088	69.794
1996	65.841	62.676	63.202	64.509	71.285	77.051	80.105	69.799
1997	65.845	62.686	63.231	64.542	71.283	77.106	80.119	69.802
1998	65.838	62.676	63.208	64.515	71.264	77.067	80.105	69.798
1999	65.838	62.676	63.204	64.512	71.268	77.063	80.104	69.798
2000	65.841	62.679	63.212	64.520	71.275	77.072	80.108	69.800

(表 4) 地域別 最大負荷의 上限値

(단위: MW)

地域	首都圈	江 原	忠 北	忠 南	全 北	全 南	慶 北	慶 南
1981	2952.727	579.800	301.700	302.800	216.300	355.200	1018.200	1789.100
1982	3194.022	668.150	335.500	386.700	234.800	386.700	1041.200	1913.300
1983	3695.675	729.650	381.200	459.500	311.100	459.600	1163.300	2157.200
1984	4172.686	787.950	484.100	617.790	334.700	688.300	1348.800	2448.400

(表 5) 地域別 負荷率 (1981~1984)

(단위: %)

地域	首都圈	江 原	忠 北	忠 南	全 北	全 南	慶 北	慶 南
1981	69.552	67.562	65.711	70.015	80.973	88.383	83.359	72.582
1982	68.130	64.438	72.054	73.097	80.169	84.573	85.424	70.551
1983	65.682	63.841	66.474	68.589	66.498	86.257	81.119	69.994
1984	63.886	59.704	55.717	55.803	67.977	63.604	75.878	68.581

(표5)를 자료로 하여 단순이동 평균(Simple Moving Average)방법으로 미래의 부하율을 예측할 수 있다. 단순이동평균을 예측함에 있어 최근의 N개의 관측치들에 똑같은 비중(1/N)을 주는 방법으로 時點 T에서 다음과식과 같이 표시된다.

$$M_T = \frac{X_T + X_{T-1} + X_{T-2} + \dots + X_{T-N+1}}{N}$$

(표 7) 地域別 回歸分析 結果

모델 $Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1}$

首都圈	Variable	Coefficient	Stand. ERR.	T-stat	R ²
首都圈	constant	256.1850	161.2148	1.5891	0.9938
	Y_{t-1}	1.092412	0.020277	53.900	
江 原	Constant	99.8962	30.17717	3.3103	0.9941
	Y_{t-1}	1.031959	0.01865	55.3325	
忠 北	Constant	65.2389	36.8255	1.7716	0.9734
	Y_{t-1}	1.02132	0.03981	25.6573	
忠 南	Constant	36.5326	22.3587	1.6339	0.9920
	Y_{t-1}	1.09494	0.02316	47.3269	
全 北	Constant	24.1899	9.9653	2.4274	0.9966
	Y_{t-1}	1.0876	0.01507	72.1859	
全 南	Constant	33.6460	26.6824	1.2610	0.9919
	Y_{t-1}	1.1284	0.02410	46.8246	
慶 北	Constant	161.4297	59.6630	2.7057	0.9940
	Y_{t-1}	1.0721	0.01967	54.4990	
慶 南	Constant	260.2514	94.3781	2.7575	0.9847
	Y_{t-1}	1.0645	0.01837	57.9378	

나. 지역별 판매량 예측

- 실적구간 : 1964-1984 (21개)
- 설정함수 : $Y_t = f(Y_{t-1})$

자기회귀모델의 1차 자기상관의 검정에는 Durbin-h를 사용하는데 각 지역의 Durbin-h는 (표8)과 같다. Durbin-h는 정규분포하므로 $h < 1.645$ 이면 $\alpha = 0.05$ 수준에서 有意함을 나타낸다. 한편 Durbin-h 檢定을 사용할 수 없는 지역에 대해서는 Double Exponential Smoothing 방법을 적용하여 모델을 만들었다. 위에서는 논의한 내용을 정리하면 (표7), (표8), (표9)와 같다.

다. 지역별 전력수요 예측

앞에서 구한 부하율 예측(표6), 전력판매량 예측(표9)를 근거로 각 지역별 최대 부하를 다음과 같이 구한다.

(지역별 최대부하) = (지역별 평균부하) / (부하율)
이 관계식에 의해 구한 결과를 제시하면 (표10)과 같다.

(표8) 地域別 檢定 모델의 Durbin-h value

地域	D(h)	地域	D(h)
首都圈	1.099	全北	2.884
江原	0.752	全南	1.212
忠北	2.616	慶北	1.416

(표9) 地域別 販賣電力量 豫測 모델

地域	Model
首都圈	$Y_t = 256.1850 + 1.0924 Y_{t-1}$
江原	$Y_t = 99.89623 + 1.0320 Y_{t-1}$
忠北	$Y_t = -92.2619 + 84.0325 t \quad (\alpha = 0.9)$
忠南	$Y_t = 36.5326 + 1.0949 Y_{t-1}$
全北	$Y_t = -212.8905 + 70.8816 t \quad (\alpha = 0.937)$
全南	$Y_t = 33.6460 + 1.1284 Y_{t-1}$
慶北	$Y_t = -1379.886 + 347.917 t \quad (\alpha = 0.92)$
慶南	$Y_t = 260.254 + 1.0645 Y_{t-1}$

(注 : α = Smoothing Constant)

(표10) 地域別 長期 電力需要豫測值

(단위 : MW)

地域 年度	首都圈	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	合計
1985	3901.425	650.711	345.550	475.471	272.955	513.387	1075.958	2153.851	9289
1986	4245.263	701.590	363.091	533.863	300.402	568.891	1152.517	2369.043	10253
1987	4722.853	748.667	390.596	607.723	330.359	694.008	1239.779	2563.810	11297
1988	5210.314	796.947	413.343	683.976	347.220	812.111	1316.178	2779.595	12359
1989	5704.187	834.265	419.807	734.604	364.378	888.122	1371.870	2995.078	13312
1990	6299.215	894.561	438.832	816.944	388.077	1016.556	1446.995	3241.866	14532
1991	6838.303	934.205	458.832	908.551	410.328	1158.215	1521.495	3499.545	15826
1992	7624.708	994.332	475.191	999.765	429.983	1314.271	1591.751	3772.228	17192
1993	8372.330	1034.739	490.351	1097.280	450.593	1480.342	1660.693	4061.280	18547
1994	9201.887	1099.081	508.141	1210.981	472.315	1679.930	1732.455	4372.446	20287
1995	10102.498	1144.379	525.534	1334.157	493.385	1902.677	1803.922	4702.151	22008
1996	11093.936	1201.159	542.309	1467.435	514.094	2151.862	1874.445	5052.722	23997
1997	12157.172	1259.736	559.050	1613.172	535.110	2432.053	1946.056	5426.021	25927
1998	13331.956	1320.982	576.254	1774.320	556.287	2751.352	2016.361	5824.018	28151
1999	14613.557	1383.152	593.288	1950.118	577.249	3110.419	2087.341	6247.236	30562
2000	16013.244	1447.882	610.217	2142.257	598.235	3515.035	2158.176	6697.713	33182

4. 結

전력수요의 정확한 예측을 위해서는 적당한 예측기법을 선택해야 한다.

이를 위해서는 다양한 기법의 개발 및 예측 program의 電算化가 요구되지만 무엇보다도 중요한 것은 데이터의 Availability라 할 수 있다. 따라서 수요예측의 정확도를 높이기 위해서는 관련 데이터의 정리, 조사, 분석이 선행되어야 할 것이다.

본고에서는 미비한 자료 및 단순한 계량기법을 통하여 지역별 수요예측의 한 方法論을 제시했다고 할 수 있다. 따라서 통계자료 미비로 인한 誤謬는今後 자료보완을 통해서 개선될 수 있으리라 믿는다. 아울러 충분한 시간을 두고 여러가지 예측기법을 적용해 봄으로써 보다 신뢰성 높은 예측이 이루어질 것을 기대한다.

(參考文獻)

1. M. Friedman, "A Theory of the Consumption Function", Princeton Univ. Press, 1953
2. J. Durbin, and G.S. Watson, "Testing for Serial Correlation in LS", Part II, Biometrika, June, 1951
3. M. Johnson, "Forecasting and Time Series Analysis", McGrawhill, 1975
4. Chales. W. Ostron, Jr., "Time Series Analysis: Regression Techniques", Sage Series #9.