

러한 ARIMA모델의 일반식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \phi(B)\nabla^d Z_t &= \theta(B) a_t & (1) \\ \phi(B) &= 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \\ \theta(B) &= 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \\ \nabla Z_t &= Z_t - Z_{t-1} = (1-B)Z_t \end{aligned}$$

여기서, Z_t : t-시점에서의 전력, B : 후향연산자.
 a_t : 백색잡음, $N(0, \sigma_a^2)$ p, q : 모델의 차수
 d : 차분의 횟수

또한, 자료가 계절성이나 주기성을 갖을 경우 비정상성 시계열의 경우와 같이, 계절성을 제거하기 위해서 승법계절모델 ARIMA(p, d, q)*(P, D, Q)s 을 사용하며, 일반식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \phi(B)\Phi(B^s)\nabla^d \nabla_s^D Z_t &= \theta(B)\Theta(B^s) a_t & (2) \\ \nabla_s^D &= (Z_t - Z_{t-s})^D \\ &= (1-B^s)^D = (1-B^s)^D Z_t \\ \Phi(B^s) &= 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps} \\ \Theta(B^s) &= 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs} \end{aligned}$$

여기서, P, Q : 모델의 차수 D : 차분의 횟수
 s : 계절성 주기

3.2 모델의 식별방법.
 일반적으로 시계열 모델의 식별에 널리 이용되고 있는 Box-Jenkins의 방법은 자기상관함수(ACF)와 부분자기상관함수(PACF)를 이용하는데, 자기상관함수 ρ_k 는 (3)식과 같이 t 와 $t+k$ 시점 사이의 자기공분산에 대한 분산비를 나타내며 부분자기상관함수 P_k 는 (4)식과 같이 t 와 $t+k$ 시점에서의 상관관계를 의미한다.

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)} \sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} \quad (3)$$

$$P_k = \frac{\text{Cov}(Z_t - Z_{t-1}, Z_{t+k} - Z_{t+k-1})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t - Z_{t-1})} \sqrt{\text{Var}(Z_{t+k} - Z_{t+k-1})}} \quad (4)$$

이와같이 자료의 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과로 부터 표 3의 정리한 특성에 따라 차수 p, q가 결정되며, 또한 자료가 비정상성인 경우는 자료의 변환인 차분에 의해 정상성화가 요구되며 이때 차분의 횟수인 d가 결정된다.

표 3. 시계열모델의 식별

모델	ACF	PACF
AR(p)	지수적감소, Sin파형으로감소	시차 p이후 절단
MA(q)	시차 q이후 절단	지수적감소 또는 Sin파형으로 감소
ARMA(p, q)	(q-p)시차후 절단	(p-q)시차후 절단

3.3 모델의 파라미터 추정과 모델검증[5-6]

시계열 모델의 파라미터 추정 방법은 모멘트추정법(moment method), 조건부 최우추정법(Conditional Maximum likelihood estimation)과 비조건부 최소자승법(Unconditional least square estimation)이 있는데 자료가 비정상성이고, 계절성 모델인 경우 비조건부 최소자승법이 많이 이용되며, (5)식과 같이 Z가 주어졌을 때 오차의 제곱합을 최소화하는 것이다.

$$S(\theta, \mu, \theta) = \sum_{t=1}^n [E(a_t | Z_1, Z_2, \dots, Z_n)]^2 \quad (5)$$

추정된 모델의 적합성을 판별하는 것으로는, 잔차의 검정과 포트멘토우 검증이 있는데, 잔차의 검정은 잔차의 정규성 여부와 자기상관함수의 분포에 의해 결정되며, 포트멘토우의 검정은 Box-Pierce가 Q-통계량을 변형하여 제안한 것으로 잔차의 분포를 이용한 것인데, α 의 유의수준에서 자유도가 (k-p-q)인 χ^2 분포 임계값 보다 (5)식의 계산값이 작은 경우 모델의 적합성을 판정한다.

4. 구성비를 이용한 부하예측 방법

구성비를 반영한 부하군별 부하예측을 하기 위하여 주거용 부하를 대상으로 원별 부하예측, 부하군별 부하예측 그리고 부하의 성장과 계절성을 고려한 부하예측을 한다.

4.1 월별 부하예측

부하구성비 추정 알고리즘에 의하여 년도별, 월별, 최대부하의 지정된 시간의 각 부하군 전력자료를, 부하군별 월별로 정리하면 선정된 월의 각 부하군 사용 형태는 매년 유사하며, 다만, 인공의 증가와 경제적 발전등으로 크기면에서는 증가할 것이다. 즉, 이와같이 선정된 월의 각 부하군 전력과 년도와의 관계를 관찰하면 우리나라의 증가형태가 다음 (6)식과 같은 다항식으로 표현함이 적합함을 알게 되었다.

$$Z_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_n t^n + e_t \quad (6)$$

단, Z_t : 선정된 월의 t년도 전력 t :년도

a_0, a_1, \dots, a_n : 파라미터 e_t : 백색잡음, $N(0, \sigma_e^2)$

4.2 부하군별 부하예측

주거용 전체부하를 부하구성비 추정 알고리즘에 의하여 부하군별로 얻은 부하자료는 비정상성과 계절성인 성질을 갖으므로 이는 3장의 ARIMA 모델인 (2)식의 적용이 가능하며, 이로서 부하군별로 부하예측이 되어 부하군 수 만큼의 예측모델이 나타나게 된다. 이렇게 수행된 결과를 합하면 전체 주거용부하의 최대부하가 구해진다.

4.3 부하의 성장과 계절성을 고려한 부하예측

일반적으로 각 부하군의 전력은 계절에 따라 변동하고, 또한 경제적인 발전으로 인하여 증가추세의 특성을 갖고 있으며 특히 각 부하군의 년도별 최대 부하는 절진적으로 증가하나 최저 부하의 증가는 최대부하의 그것보다 떨어지는 특성이 있다. 각 부하군의 이러한 특성을 고려하기 위해서 (7)식과 같이 추세성분과 계절성분 그리고 계절적인 불규칙 성분으로 분해해서 예측모델을 구축하는 것이 타당하다.

$$Z_t = f(T, S, I) \quad (7)$$

여기서, Z_t : 각 부하군 전력 T : 각 부하군 추세성분

S : 각 부하군 계절성분 I : 각 부하군 불규칙성분

(7)식에서 각 부하군의 추세성분은 주거용부하의 경우 각 부하군을 구성하는 가전기기 보급률이 직접적인 관련이 있으며 다음과 같이 나타낸다.

$$f_T = a_0 + a_1 X_t \quad (8)$$

여기서, f_T : 각 부하군의 추세성분 전력

X_t : 각 부하군 보급률

그리고, (7)식의 계절성분은 주기성을 갖고 앞에서 년도별 최대 부하와 최소부하의 증가율 차이로 인하여 (9)식과 같이 계절 삼각함수에 진폭의 증가 효과를 반영한다.

$$f_s = (\beta_0 + \beta_1 \cdot t) \cos(\omega t + \phi) \quad (9)$$

여기서, f_s : 각 부하군의 계절성분 전력

t : 월 ϕ : 위상차

마지막으로, 계절적인 불규칙 성분은 3장의 ARIMA 모델에 의하여 나타낼 수 있으며, 이와같이 각 부하군의 예측 모델은 세개의 성분을 합성하면 다음과 같이 된다.

$$Z_t = a_0 + a_1 X_t + (\beta_0 + \beta_1 \cdot t) \cos(\omega t + \phi) + \text{ARIMA} + e_t \quad (10)$$

5. 사례연구 및 결과

5.1 샘플 계통

주거용 부하예측을 위해서 한전의 '85-'90년도 까지 월별, 시간별, 실측자료를 이용하여, 부하구성비 추정 알고리즘에 의해 입력자료를 추정하였으며, 선정된 시간은 사례연구로 부터 년도 최대부하 발생 빈도수가 많은 15시로 설정하였다. 이와 같은 입력 자료를 갖고 '90년 월별 주거용 부하와 각부하군별 최대 부하를 예측하였다. 입력 자료의 결과로서 주거용 부하의 전력은 그림 1과 같이 계절성을 갖고 있으며, 또한 년도별, 월별 최대부하일 선정된 시간의 각 부하군 전력은 그림 2과 같고, 이를 통해서 주거용 부하의 경우 취사 부하가 가장 많은 전력을 사용한다는 것을 알 수 있고, 냉장고의 경우는 4계절에 전천후로 사용하는 부하임이 쉽게 발견된다.

'85-'89 RESIDENTIAL LOAD

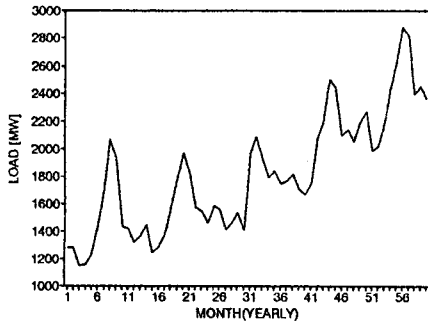


그림 1. 년도별, 월별, 최대부하시 주거용 부하

'85-'89 INPUT DATA (Each Loads of Residential)

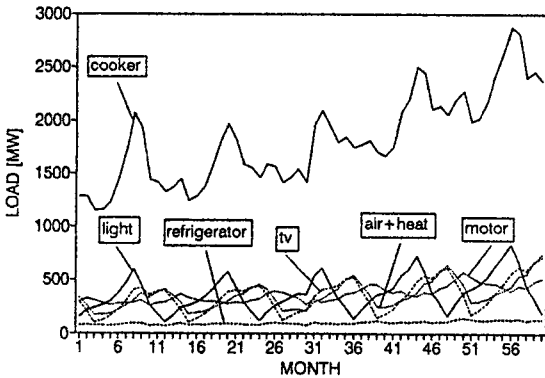


그림 2. 년도별, 월별 최대부하시 각 부하군 전력

5.2 ARIMA에 의한 주거용 전체 부하예측 결과

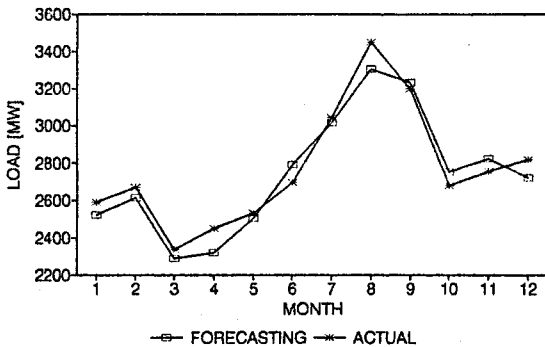
구성비를 이용한 예측 결과와의 비교를 위하여 전체 부하를 대상으로 ARIMA모형을 적용하였으며 주거용 부하는 그림 1와 같이 비정상성이며 계절성을 갖고 있어 3장의 설명과 같이 추정된 실제 자료의 대수변환과 차분에 의해서 정상성 시계열 자료로 만든후, 자기상관계수와 부분자기상관함수에 의한 모델 식별과정을 통해서 ARIMA(0, 1, 1)*(0, 1, 1)12 모델을 얻었다.

모델검정은 유의수준이 0.05일때 χ^2 임계값이 18.31(d. f = 10)보다 적으므로 모델은 적합하다.

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta B)(1-\theta B^{12})a_t \quad (11)$$

$\hat{\theta} = 0.5405, \hat{\theta} = 0.8386, Q^* = 10.3(d. f = 10)$

'90 FORECASTING OUTPUT (Residential)



—○— FORECASTING —*— ACTUAL
그림 3. 주거용 부하예측 결과

주거용 부하의 예측 결과인 그림 3는 실제값과의 절대 오차가 최대 5.0(%)로 양호한 결과를 나타내었다.

5.3 부하구성비를 고려한 부하예측

5.3.1 월별 각 부하군 예측결과
추정된 입력자료를 월별 각 부하군별 자료로 정리한 그림 4는 '85년 부터 '89년까지 8월달 최대부하일의 15시 전력을 나타내고 있는데, 시간과 전력은 (6)식을 이용하여 3차 다항식으로 표현할 수 있으며, 취사부하군의 8월분 전력예측 모델은 (12)식과 같다. 월별 각 부하군의 예측 결과는 표 4와 같다.

'85-'89 RESIDENTIAL LOAD (August)

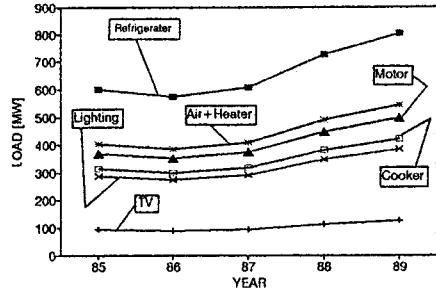


그림 4. 월별 각 부하군 전력

표 4. 부하구성비 고려한 각 부하군의 예측모델 파라미터

부하 예측	cook	air	TV	refri	light	etc
α_0	1132	206	-32.7	-692	-1066	-508
α_1	-1097	2540	145	1100	1015	806
α_2	62.4	49.0	-1.16	-98.0	10.9	-79.5
α_3	-69.9	-110	0.19	-72.1	15.9	1.4
α_4	1.83	1.54	0.015	-2.08	0.326	-1.77
α_5	-0.105	-1.03	0.120	-0.846	0.979	0.097
R^2	0.64	0.91	0.84	0.83	0.93	0.79
ARIMA	(0,1,0)	(0,1,0)	(0,1,0)	(0,1,0)	(0,1,0)	(0,1,0)
ϕ_1	-0.52	-0.44	-0.71	-0.54	-0.84	-0.58
ϕ_2	-0.11	-0.37	-0.50	-0.29	-0.69	-0.35
ϕ_3	-0.48	-0.09	-0.08	-0.01	-0.24	-0.05
ϕ_4	-0.27	-0.08	-0.01	-0.05	-0.03	-0.06

cook : 취사, air : 냉난방, TV : TV,
refri : 냉장고, light : 조명, etc : 기타

$$Z_t = 345 - 47.1t + 13.3t^2 \quad (12)$$

식(12)와 같은 회귀식의 적합도를 결정하는 결정계수는 $R^2 = 98.6(\%)$ 로 각 실적값에 매우 잘 부합한다.

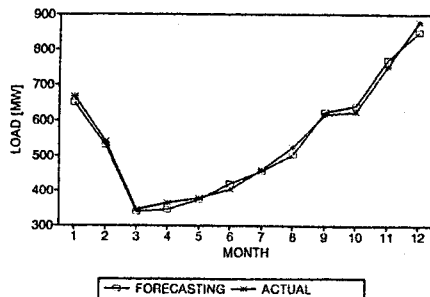
5.3.2 각 부하군별 부하예측 결과

그림 2와 같이 주거용 각 부하군의 실적자료는 식(12)에 따라 평균과 분산이 변화하는 비정상성을 보이고 또는 계절성을 갖고 있어 3장에 설명된 방법에 의하여 취사 부하의 경우 ARIMA(0, 1, 1)*(0, 1, 2)12의 모델의 파라미터를 추정하였으며 모델의 검증은 Q값이 유의수준 0.05에서 χ^2 의 임계값 16.9(d. f=9)보다 작으므로 모델이 적합하다고 볼 수 있고 그 예측결과는 그림 5와 같다.

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta_1 B) \cdot (1-\theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24})a_t$$

$\hat{\theta} = 0.5745, \hat{\theta}_1 = 0.6331, \hat{\theta}_2 = -0.146$
 $Q^* = 11.2(d. f = 9)$ (13)

'90 RESIDENTIAL LOAD FORECAST. CURVE OF THE COOKER



—○— FORECASTING —*— ACTUAL
그림 5. 취사용부하 예측결과

표 5. 부하 예측결과

월	Actual [MW]						월별 각 부하군별 예측값 (절대 오차 [%])						각 부하군별 예측값 (절대 오차 [%])						보급율을 고려한 각 부하군 예측값 (절대 오차 [%])					
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
	1	666.9	593.6	153.6	319.0	607.8	247.5	674.6 (1.2)	600.4 (1.2)	155.3 (1.1)	322.6 (1.1)	614.8 (1.1)	250.3 (1.2)	646.7 (3.0)	577.3 (3.0)	149.3 (3.0)	310.2 (3.0)	591.1 (3.0)	240.6 (3.0)	658.1 (1.3)	570.3 (3.9)	148.5 (3.2)	296.4 (7.0)	584.7 (3.7)
2	541.6	421.2	189.4	445.2	671.3	420.1	555.1 (2.5)	431.7 (2.5)	173.7 (2.5)	456.3 (2.5)	698.1 (2.5)	430.5 (2.5)	529.9 (2.0)	412.1 (2.0)	165.7 (2.0)	435.5 (2.0)	656.8 (2.0)	410.9 (2.0)	547.2 (1.0)	412.5 (2.0)	163.1 (3.6)	411.9 (7.4)	645.5 (3.8)	385.4 (8.2)
3	346.4	201.7	158.1	491.7	627.0	512.2	355.3 (2.5)	206.9 (2.5)	162.2 (2.5)	504.4 (2.5)	643.2 (2.5)	525.4 (2.5)	339.0 (2.0)	197.3 (2.0)	154.6 (2.0)	481.1 (2.0)	613.5 (2.0)	501.2 (2.0)	370.5 (6.0)	213.9 (6.0)	153.0 (2.9)	463.0 (5.7)	607.6 (3.0)	474.5 (7.3)
4	364.9	264.9	154.1	554.6	593.8	517.3	355.8 (2.5)	258.2 (2.5)	150.7 (2.4)	540.7 (2.4)	578.9 (2.4)	504.3 (2.4)	345.6 (5.0)	250.8 (5.0)	148.4 (5.0)	525.2 (5.0)	562.3 (5.0)	489.9 (5.0)	365.0 (0.0)	252.1 (4.7)	145.9 (5.6)	517.4 (6.6)	559.2 (5.8)	477.1 (7.7)
5	378.4	328.4	148.1	612.6	547.2	513.4	388.6 (2.7)	337.3 (2.7)	152.1 (2.7)	629.2 (2.7)	561.9 (2.7)	527.7 (2.7)	374.3 (1.0)	325.0 (1.0)	146.5 (1.0)	606.2 (1.0)	541.5 (1.0)	508.1 (1.0)	382.5 (1.1)	312.4 (4.8)	145.3 (1.8)	600.6 (1.9)	535.4 (2.1)	499.8 (2.6)
6	404.9	408.4	145.5	695.3	512.8	525.0	474.8 (17.2)	478.4 (17.2)	170.6 (17.2)	815.2 (17.2)	601.2 (17.2)	615.6 (17.2)	419.3 (4.0)	422.9 (4.0)	150.7 (4.0)	720.1 (4.0)	531.1 (4.0)	543.7 (4.0)	419.4 (3.6)	419.4 (2.3)	147.9 (1.7)	709.0 (1.9)	520.1 (1.4)	533.9 (1.6)
7	460.1	528.2	150.8	834.9	501.0	569.2	468.9 (1.9)	538.4 (1.9)	153.7 (1.9)	851.0 (1.9)	510.6 (1.9)	580.2 (1.9)	455.8 (1.0)	523.3 (1.0)	149.4 (1.0)	827.1 (1.0)	496.3 (1.0)	563.9 (1.0)	454.7 (1.1)	491.3 (1.5)	145.9 (3.5)	805.0 (3.2)	484.4 (3.2)	548.9 (3.5)
8	524.0	673.9	155.3	1001.4	478.4	617.4	540.3 (3.1)	694.9 (3.1)	160.1 (3.1)	1032.6 (3.1)	493.2 (3.1)	636.6 (3.1)	502.1 (4.0)	645.7 (4.0)	148.8 (4.0)	959.5 (4.0)	458.3 (4.0)	591.6 (4.0)	503.4 (1.1)	607.3 (6.8)	144.5 (8.5)	915.8 (6.2)	448.4 (6.3)	565.5 (6.3)
9	614.0	709.0	152.1	759.8	506.9	456.2	687.2 (11.9)	793.5 (11.9)	170.2 (11.9)	850.3 (11.9)	567.3 (11.9)	510.6 (11.9)	620.7 (4.0)	716.7 (4.0)	153.7 (4.0)	768.0 (4.0)	512.4 (4.0)	561.2 (4.0)	617.7 (0.6)	677.4 (9.8)	148.9 (6.6)	739.1 (8.5)	495.9 (2.1)	442.1 (3.0)
10	620.9	663.3	134.0	494.7	477.0	284.5	646.7 (4.1)	691.1 (4.0)	139.6 (4.0)	515.2 (4.0)	498.9 (4.0)	296.3 (4.0)	639.6 (3.0)	682.4 (3.0)	137.8 (3.0)	508.7 (3.0)	490.6 (3.0)	622.6 (3.0)	644.0 (0.7)	655.2 (2.0)	135.3 (0.9)	499.8 (1.0)	480.4 (0.7)	285.1 (0.2)
11	750.0	756.1	145.1	364.4	546.0	193.1	780.4 (4.0)	786.7 (1.5)	150.9 (1.5)	379.2 (1.5)	568.1 (1.5)	200.9 (1.5)	768.6 (2.0)	744.8 (2.0)	148.6 (3.0)	373.4 (2.0)	559.5 (2.0)	197.9 (1.9)	764.7 (0.2)	735.2 (2.0)	145.2 (1.9)	370.3 (2.0)	546.2 (1.6)	196.1 (1.6)
12	879.3	846.8	155.4	224.2	613.8	95.2	885.9 (1.5)	833.9 (1.5)	153.0 (1.5)	220.8 (1.5)	804.5 (1.5)	93.7 (1.5)	849.1 (3.0)	817.7 (3.0)	150.0 (3.0)	216.5 (3.0)	592.7 (3.0)	91.9 (4.7)	837.1 (9.4)	766.3 (5.3)	147.1 (1.5)	227.7 (5.2)	581.4 (1.5)	103.5 (8.6)

1:조명 2:냉난방 3:텔레비전 4:냉장고 5:조명 6:동력

5.3.3 혼합형 부하예측결과

주거용 가전기기의 보급율을 고려한 각 부하군의 예측은 (10)식과 같고, 추세성분과 계절성분의 추정된 각 부하군의 파라미터는 표 4와 같다. 또한, 불규칙 성분은 ARIMA(4,1,0)(0,1,0) 모델로 식별되었고, 따라서, 이에 관한 예측 결과는 표 5와 같다.

5.3.4 결과 검토

앞에서 제안된 예측방법을 적용한 결과는 표 5와 같이 각 부하군의 예측은 실제값과의 절대오차가 5[%] 이하이며 예측 모델의 수가 6개이고 예측이 용이하다.

한편, 월별 각 부하군 예측 결과는 6월과 9월을 제외하고 예측오차가 4[%] 이내로 예측정도가 매우 좋았으며, 6월과 9월의 경우에는 입력자료에서 '86년도 해당월의 부하의 크기가 '87년도 보다 더 크게 나타났던 이상현상에 의하여 예측이 영향을 받아, 입력자료의 오류 가능성이 높다고 생각된다. 만약 이러한 입력자료의 이상현상이 없었다면 예측오차는 매우 좋았을 것이다. 주거용 부하군이 6개이므로 부하군당 12개의 월별 예측 모델을 갖으므로 전체 72개의 예측 모델을 갖는 특징이 있다.

보급율을 고려한 각 부하군의 예측결과는 추세성분과 계절성분 그리고 불규칙성분으로 분리하여 예측을 한 후 이들을 합성한 결과가 표 1과 같은데 최대 오차가 계절부하인 냉난방의 8월달에 9.8[%]를 나타내고 있다. 이는 계절성 부하의 급변을 보여주고 있으며 따라서 예측이 어려움을 나타낸다.

6. 결론

본 연구에서는 부하의 크기는 부하를 구성하는 요소인 기기들이 직접적으로 좌우한다는 사실을 근거로 각 부하군별로 예측하고자 하였으며, 부하구성비 추정 알고리즘을 이용하여 각 부하군의 과거 실적 자료를 추정하였으며, 이를 토대로 월별 최대 부하인의 설정된 시간의 주거용 부하와 이를 구성하는 각 부하군의 부하를 예측하였다. 그 결과 다음과 같은 결론을 얻었다.

- (1) 주거용 부하의 월별 최대 부하예측은 최대 5[%] 이내를 갖으며
- (2) 부하구성비를 이용하여 각 부하군별로 정도가 높은 예측을 할 수 있고
- (3) 따라서 주거용부하 전체를 대상으로 예측을 한 것과 부하군별 예측을 종합한 결과가 거의 유사함을 알 수 있었다.
- (4) 또한 가전기기의 보급율을 고려하여 예측도 가능함을 제시하였으며

장차, 이 모델은 부하군별 추정이므로 각 부하군의 시간별 사용패턴을 쉽게 알 수 있으므로 단기, 나아가서 순시 모형으로 확장이 가능하고, 부하성장에 경제모형을 추가하게되면 전체적인 부하예측외에도 지역별 또는 모션별 부하예측도 가능하리라고 기대된다.

[참고문헌]

1. 김형섭, 이재혁, 임재윤, 김정훈, '전문가 시스템을 도입한 부하구성비 추정', 대한전기학회 하계 학술대회, pp 345-349, 1991.7.
2. B.Y.Lee, J.H.Kim, K.B.Shim, 'System Wide Load Models for Load Flow and Transient Stability in Korea's Power System', IEEE International Conference, Beijing pp.183-188, Sep. 1991.
3. 임 재윤, 김 정훈, '합리적인 부하구성비 추정방법에 관한 연구', 대한전기학회 하계학술대회.
4. 임 재윤, 김 정훈, '부하모델을 위한 합리적인 부하구성비 추정방법에 관한연구', 대한전기학회 논문집사중, 1993.
5. Willian W.S. Wei, 'Time Series Analysis', Addison-Wesley, 1990.
6. Box and Jenkins, 'Time Series Analysis', Holden Day, 1976.
7. Makridakis and Wheelwright, 'Forecasting Method and Application', John Wiley & Sons, 1978, pp.81-84, 1992
8. E.H. Barakat, J.M. Ai-Qassian, 'New Model for Peak Demand Forecasting applied to Highly Complex Load Characteristics of a Fast Developing Area', IEEE proceedings-c, Vol.139, No. 2, pp.136-140, March 1992.
9. Ibrahim Moghram, Saifur Rahman, 'Analysis and Evaluation of Five Short-Term Load Forecasting Techniques', IEEE Trans.Power System, Vol.4, No.4,
10. Alex D. Papalexopoulos, Timothy C. Hesterberg, 'A Regression Based Approach to Short Term System Load Forecasting', IEEE Trans.Power System, Vol.5, No 4, pp. 1535-1547, November 1990.
11. 한국전력공사, '가전기기 보급율 조사연구', 1992.