

家庭用 電力需要豫測을 爲한 混合指表 모델의 開發

(Development of a Hybrid Exponential Forecasting Model for Household Electric Power Consumption)

黃 鶴*
金 準**

ABSTRACT

This paper develops a short term forecasting model for household electric power consumption in Seoul, which can be used for the effective planning and control of utility management.

The model developed is based on exponentially weighted moving average model and incorporates monthly average temperature as an exogeneous factor so as to enhance its forecasting accuracy.

The model is empirically compared with the Winters' three parameter model which is widely used in practice and the Box-Jenkins model known to be one of the most accurate short term forecasting techniques.

The result indicates that the developed hybrid exponential model is better in terms of accuracy measured by average forecast error, mean squared error, and autocorrelated error.

1. 序 論

豫測活動에 있어 보다 信賴性있는 예측을 實行하는 것은 모든 計劃과 管理활동을 보다 效率的으로 進行시키기 위한 必須的인 요건이며, 家庭用 電力需要에 대한 短期豫測의 경우에도 現發電設備의 維持 및 관리계획을 효율적으로 실행하기 위한 기본적인 요건이 된다.

短期豫測技法에는 使用하는 情報와 特性에 따라 여러가지를 생각할 수 있으나[3], 一般적으로 是時系列分析法 (Time Series Analysis)이 주로 利用된다. 시계열분석법 중에서도 가장 널리 利用되는 方法은 指數平滑法 (Exponential Smoothing Model)이며, 이 모델의 形態와 特

性에 대한 研究는 많이 進행되어 왔다[1, 2, 7, 8]. 그러나 지수平滑법은 모델을 開發하는 단계에 있어서 주어진 時系列이 나타내는 추세나 계절변동에 관한 要因이외의 다른 特定한 關係를 갖는 要因을 考慮하여 그 因果의 影響을 분리해 취급하지는 않는다. 그러나 時系列에 影響을 미치는 外生要因 (exogeneous factor)을 모델에 導入하여 그 因果의 影響을 분리해 처리한다면, 단순히 시계열 자체에서 얻는 情報만으로 豫測을 實施하는 지수平滑법보다는 예측의 正確度가 높아질 것이라 기대된다. 外生要因을 모델에 導入하여 그 影響의 影響을 분리해 취급한 事例로는 Chen 과 Winters [4], Kao와 Pokladnik [5]에 의한 모델을 들 수 있다.

* 韓國科學技術院 産業工學科

** 國防管理研究所

Chen과 Winters는 曜日, 기후를 고려하여 一日最大電力需要예측을 하였고 Kao와 Pokladnik는 病院의 人員數를 recursive discounted least square method에 의해 모델을 수립 하였으며 이때 외생변수로서 休日, 病院의 수용력을 고려하였다.

본 연구에서는 서울지역의 月別 가정용 전력수요를 단기에 예측하는 混合指數모델을 개발하는데 그 목적이 있다.

II. 指數平滑모델의 선택

서울市 家庭用 電力需要¹⁾의 기본 形態를 나타내기 위하여 <表-1>과 같은 4개의 모델을

고려하였다. <表-1>의 表示法은 Winters 모델 [10]에서와 같이 기본판매수준, 계절변동, 추세에 대하여 分離하여 나타낸 것이다. Winters 모델은 선형추세와 倍數계절변동 (multiplicative seasonality)을 假定하는 모델이며, 모델-A는 선형추세와 單순계절 변동 (additive seasonality), 모델-B는 비선형추세와 單순계절 변동, 모델-C는 비선형추세와 비례계절변동을 假定하는 모델의 形態이다 [9]. 이러한 4개의 指數平滑法을 利用하여 가정용 전력수요에 대하여 T時點에서 T+1時點 즉 1期 앞을 豫測하는 方法을 시계열의 후반부 36개 시점에 대하여 實行하였을 때 나타난 結果를 <表-2>에 提示하였다.

<表-1> 모델의 形態

모델	Winters 모델	A	B	C
S _T	α X _T /F _{T-L}	X _T -F _{T-L}	X _T -F _{T-L}	X _T /F _{T-L}
	1-α S _{T-1} +A _{T-1}	S _{T-1} +A _{T-1}	S _{T-1} ·A _{T-1}	S _{T-1} ·A _{T-1}
F _T	β X _T /S _T	X _T -S _T	X _T -S _T	X _T /F _{T-L}
	1-β F _{T-L}	F _{T-L}	F _{T-L}	F _{T-L}
A _T	γ S _T -S _{T-1}	S _T -S _{T-1}	S _T /S _{T-1}	S _T /S _{T-1}
	1-γ A _{T-1}	A _{T-1}	A _{T-1}	A _{T-1}
$\hat{X}_{T+\tau}$	(S _T +τ·A _T)F _{T-1+τ}	S _{T+τ} ·A _T +F _{T-1+τ}	S _T ·A _T ^τ +F _{T-1+τ}	S _T ·A _T ^τ ·F _{T-1+τ}

註) S_T : T 시점의 기본판매수준
 F_T : T 시점의 계절지수
 A_T : T 시점의 추세
 X_T : T 시점의 실적치
 X_{T+τ} : T+τ 시점의 예측치

<表-2> 指數平滑法의 豫測結果

모델	A. E	M. S. E	분산 (σ)	α	β	γ
Winters	- 334.15	4.62 × 10 ⁷	6887.6	.25	.85	.65
A	- 318.52	5.06 × 10 ⁷	7204.0	.25	.95	.55
B	- 945.88	5.42 × 10 ⁷	7405.4	.30	.75	.10
C	- 1268.47	5.04 × 10 ⁷	7088.3	.25	.70	.10

<表-2>에서 보는 바와 같이 평균예측오차 (Average Forecast Error; AE)는 모델-A의 경우가 가장 작고 M. S. E (Mean Squared Error)는 Winters 모델의 경우가 가장 적게 나타났음을 알 수 있다.

Winters 모델의 경우 殘差의 平均이 零에 가장 고 M. S. E가 가장 적으므로 외생요인을 導入하여 전력수요의 豫測에 利用할 모델의 根底로 使用할 指數平滑모델로 決定하기로 한다.

註: 1) 1974년 1월부터 1979년 12월 까지의 자료를 이용하였음.

III. 外生要因의 決定

家庭用 電力需要와 因果의 關係를 갖는 外生變수를 決定하기 위하여, 기후요인²⁾ 중에서 月別

平均溫度(℃), 雲量, 相對濕度(%), 日照率(%)을 選擇하였다.

上記에 各기 중에서 모델에 導入할 요인을 決定하기 위하여 Winters 모델을 利用하여 얻은 계절지수와 기후요인과의 關聯性을 <그림-1, 2, 3, 4>를 통하여 分析하였다.

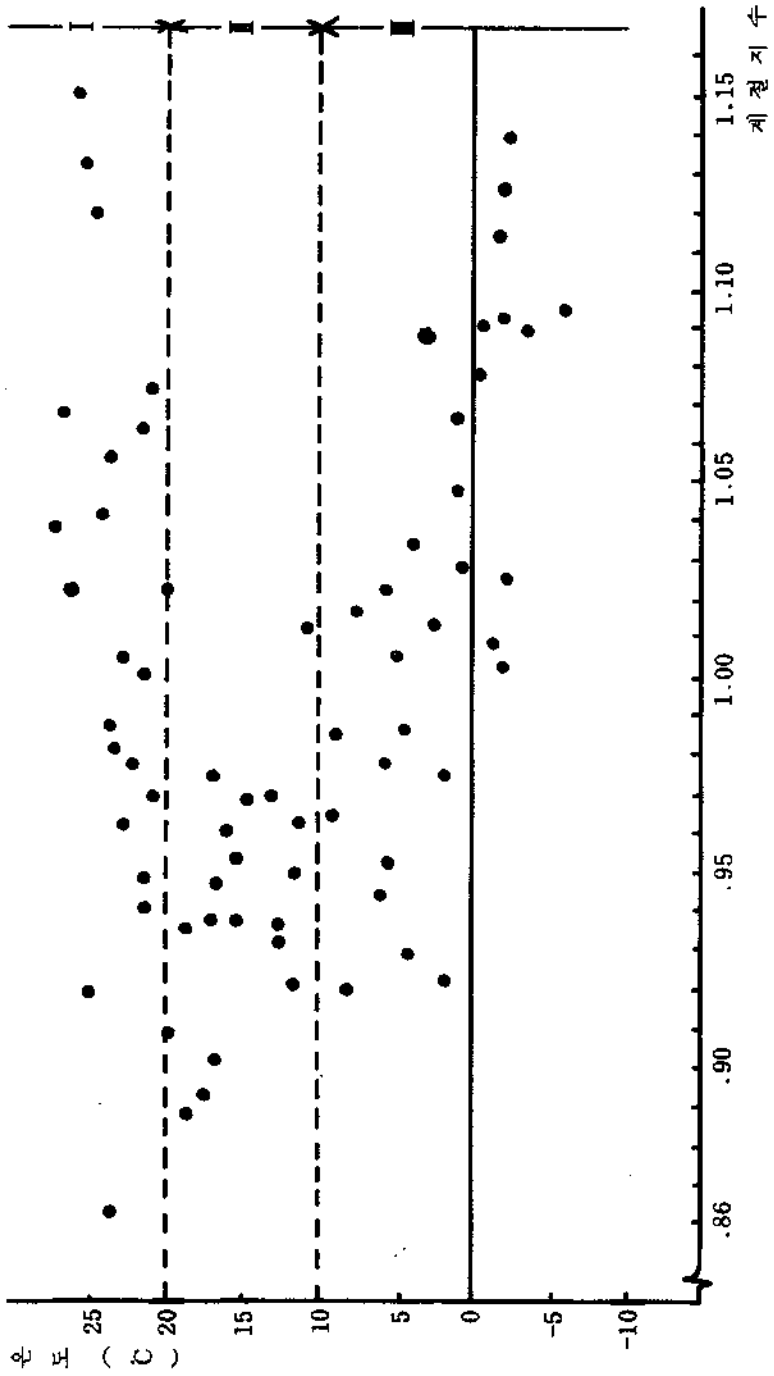
<表-3>은 Winters 모델을 使用³⁾하여 얻은 1974년 1월부터 1979년 12월까지의 계절지수를 나타낸다.

<그림-1>은 계절지수와 평균온도와의 關係를 나타내며 <그림-2> <그림-3> <그림-4>는 각각 일조율, 상대습도, 운량과 계절지수와의 關係를 나타낸다. <그림-1>에서 알 수 있듯이 研究에 選擇된 기후요인 중에서 계절지수의 변동과 關係가 있고 有意하다고 判단되는 요인은 月平均溫度이며, 다른 세가지 요인은 계절변동에 미치는 복합적인 影響이 있으리라 期待되나

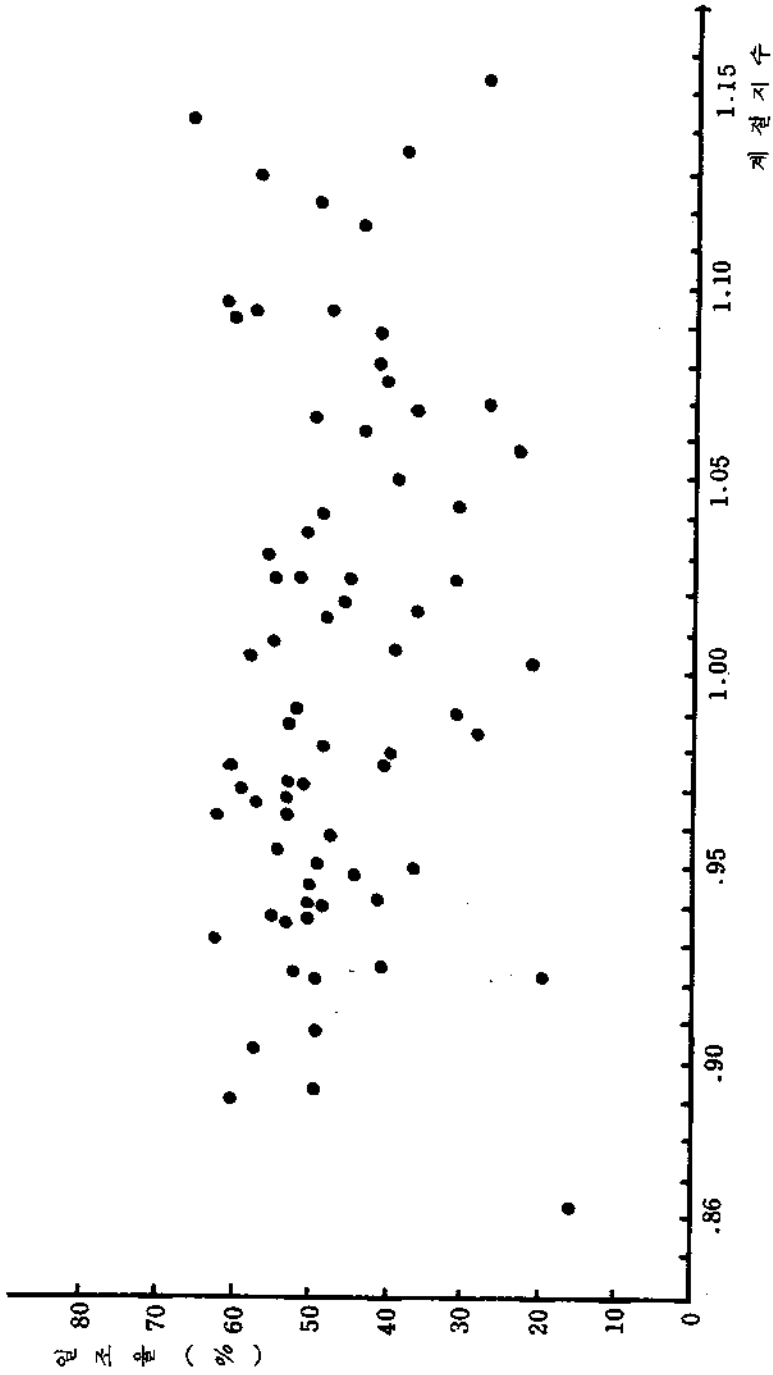
<表-3> Winters 모델을 利用한 계절지수

월 \ 년	1974	1975	1976	1977	1978	1979
1	1.1396	1.1262	1.0901	1.0934	1.0926	1.0662
2	1.1142	1.0914	1.0872	1.0027	1.0251	1.0482
3	1.0337	0.9873	1.0060	0.9524	0.9300	0.9443
4	1.0125	0.9697	0.9632	0.9354	0.9220	0.9491
5	0.9390	0.9467	0.9359	0.8923	0.8889	0.9019
6	0.9068	0.9486	0.9414	0.9633	0.9780	1.0011
7	0.8607	0.9202	0.9842	1.0222	1.0684	1.0418
8	0.9881	1.0396	1.0563	1.1198	1.1515	1.1328
9	0.9697	1.0053	1.0221	1.0642	1.0746	1.0613
10	0.9361	0.9391	0.9536	0.9748	0.9688	0.9612
11	1.0227	0.9649	0.9859	1.0173	0.9208	0.9781
12	1.0780	1.0088	1.0284	1.0141	0.9751	0.9228

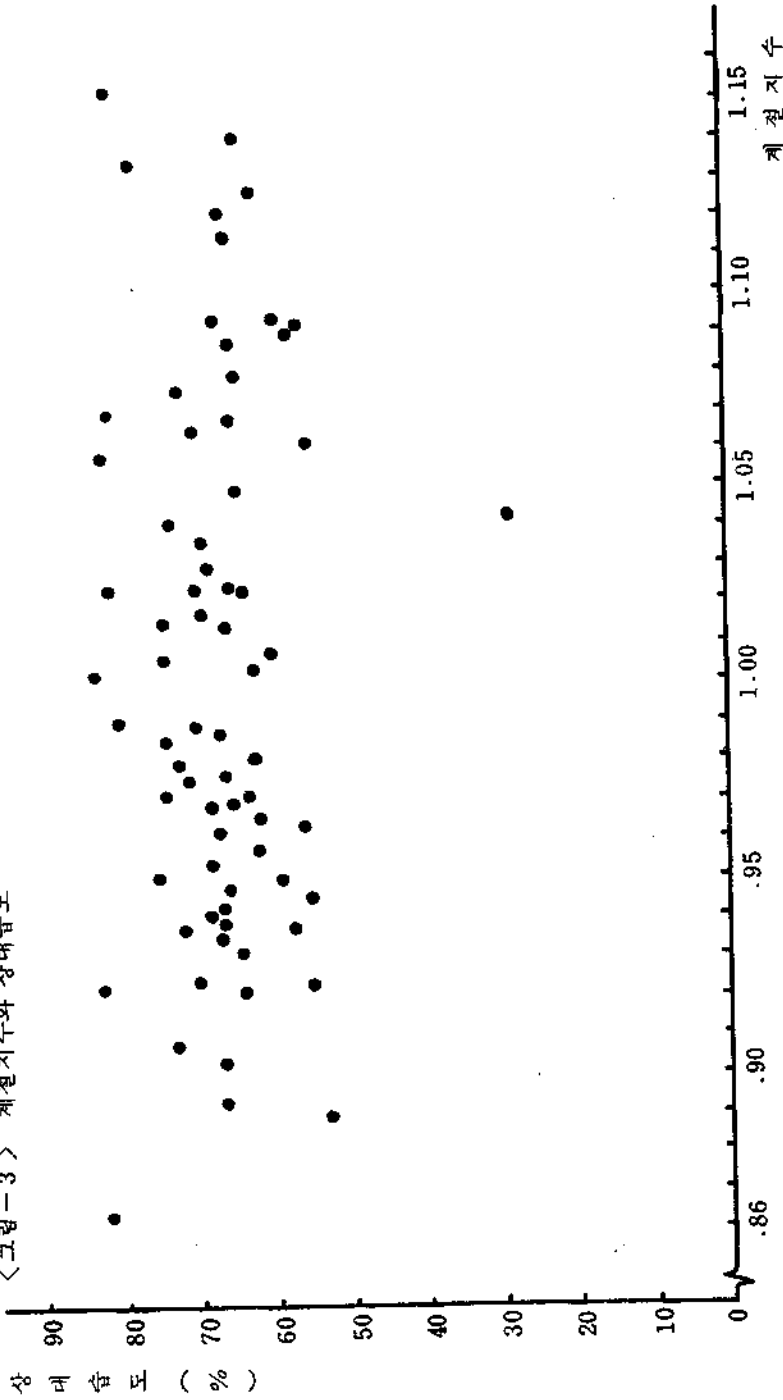
〈그림-1〉 계절지수와 월평균온도



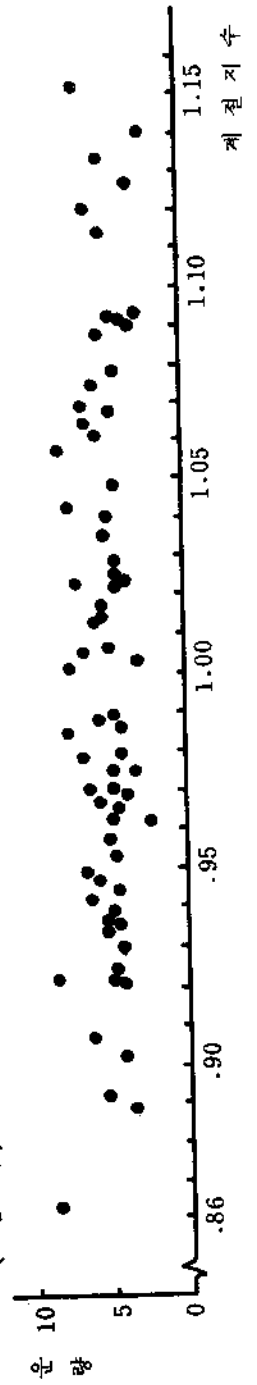
<그림-2> 계절지수와 일조율



<그림-3> 계절지수와 상대습도



<그림-4> 계절지수와 운량



單一요인으로서 계절지수의 변동을 說明하기에는 不充分하다고 판단된다. 따라서 모델 開發을 위하여 使用할 외생요인으로서 月平均溫度만을 選定한다.

- 註: 2) 맑은 날은 雲量이 2.5 以下, 흐린 날은 7.5 以上을 의미한다.
- 註: 3) 계절지수의 초기치는 시계열의 초년도 (1974) 만 이용하였음.

IV. 混合指數 모델의 開發

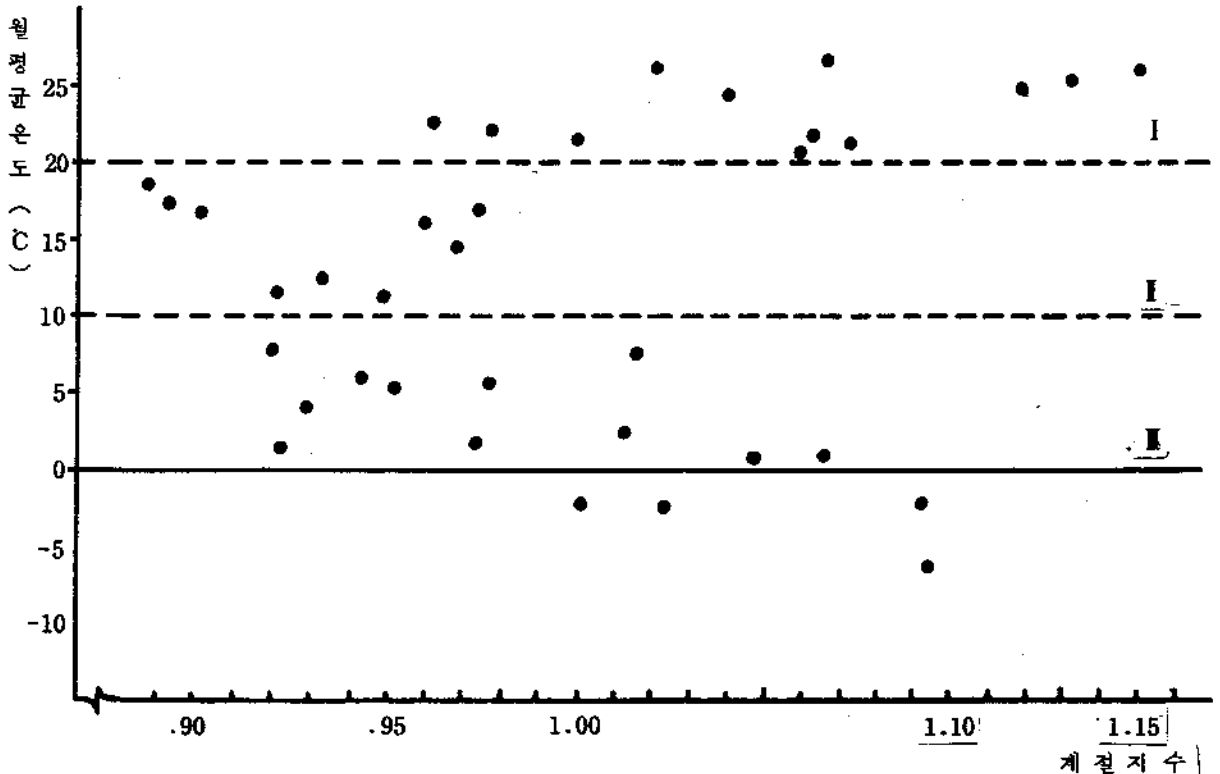
月平均溫度의 영향을 考慮하는 모델을 開發하기 위하여 계절지수와 평균온도와의 關係를 자세히 分析하기로 한다.

<그림-1>에서 보는 바와 같이 계절지수는 평균온도와 전체적으로 逆相關關係를 보이고 있으며, 평균온도가 높을때의 기울기가 평균온도가 낮을 때의 기울기 보다 큰 것을 알 수 있다. 이러한 점은 평균온도 1℃의 差異가 계절지수의 변화에 미치는 영향이 평균온도의 범위에 따라 다르다는 것을 나타내는 것이므로, 온도의 영

향을 考慮하는 모델을 개발할 때에는 온도의 범위에 따라서 같은 1℃의 差異인 경우라도 그 영향의 程度를 분리해 取扱해야 할 것이 요구된다. 평균온도의 영향을 범위에 따라 분리하여 취급하기 위해서 가정용 전력수요의 계절변동을 보다 잘 나타내리라고 판단되는 1977년 1월부터 1979년 12월까지의 계절지수와 月平均溫度와의 關係를 <그림-5>를 통하여 分析하였다. 이와 같은 이유는 계절지수의 절반부 36개는 계절지수의 초기치에 의하여 比較的 영향을 많이 받는 값이라고 볼 수 있기 때문이다. <그림-5>에서 보면, 계절지수와 平均溫度와의 關係는 <그림-1>과 거의 같은 形態를 보이고 있음을 알 수 있다. 그러나 평균온도를 10℃와 20℃를 基準으로 I, II, III 단계로 나누어 比較해 볼 때 <그림-5>에서 계절지수와 평균온도와의 關係가 보다 분명히 나타난다. 즉 I, III 단계에서는 계절지수와 평균온도의 關係를 모델의 간략화를 위해 단순회귀(Simple Regression)의 關係로 나타낼 수 있겠다.

I, III 단계에서 단순회귀의 關係를 式으로 나타내면 i 期의 계절지수의 推定值 $S(i)$ 는 式-

<그림-5> 계절지수와 월평균온도



(1) 과 같이 계산되며 절편 (intercept) A와 기울기 B는 I, II 단계에서 각각 다른 값을 갖는다.

$$S(i) = A + B \cdot T'(i) \dots\dots\dots (1)$$

S(i) : i 期の 계절지수

$$T'(i) : \begin{cases} T(i) - 20, & T(i) \geq 20^\circ\text{C} \\ 10 - T(i), & T(i) \leq 10^\circ\text{C} \end{cases}$$

T(i) : i 期の 월평균온도 (°C)

式-(1) 과 같이 나타나는 계절지수와 온도와 관계를 Winters 모델에導入하기 위하여 다음과 같은 假定을 둔다.

첫째, 시계열의 계절지수는 當時의 월평균기온이 I, II 단계에 있을 境遇에는 B·T'(i) 로 說明되는 부분과 다른 여러가지 복합적인 요인이 주는 부분과의 합으로 나타나며

둘째, B·T'(i) 로 說明되는 계절변동의 크기는 기본판매수준에 대하여 倍數의 관계를 갖는다.

이와 같은 假定아래 月平均溫度的 영향을 분리하여 취급하는 豫測모델 즉 混合指數모델을 開發하면, 기본판매수준 (S_T) 계절지수 (F_T), 추세 (A_T) 및 豫測式 (X̂_{T+τ}) 는 다음과 같이 表示된다.

$$S_T = \alpha \cdot \frac{X_T}{F_{T-L} + B \cdot T'(i)} + (1 - \alpha) \cdot (S_{T-1} + A_{T-1}) \dots\dots\dots (2)$$

$$F_T = \beta \cdot \frac{X_T - S_T \cdot B \cdot T'(i)}{S_T} + (1 - \beta)$$

<表-4> 기본판매수준, 추세, 계절지수의 초기값

기본판매수준 (S ₀) = 61008.58												
추 세 (A ₀) = 703.44												
계 절 지 수 (F _{0i})												
월	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
F _{0i}	1.1273	1.0793	1.0291	1.0528	0.9659	0.9281	0.8403	0.9561	0.9956	0.9741	1.0243	1.0269

$$F_{T-L} \dots\dots\dots (3)$$

$$A_T = \gamma \cdot (S_T - S_{T-1}) + (1 - \gamma) A_{T-1} \dots\dots\dots (4)$$

$$\hat{X}_{T+\tau} = (S_T + \tau \cdot A_T) (F_{T+\tau-L} + B \cdot T'(\tau+7)) \dots\dots\dots (5)$$

L : 계절변동의 週期

V. 모델의 適用

混合指數모델을 適用하기 위하여 먼저 계절지수와 평균온도와의 관계를 나타내는 式-(1)에서의 기울기 B의 값을 推定하기로 한다. 推定하는데 利用한 계절지수의 데이터는 <表-3> 에서의 후반부 36개 값이며, 평균온도가 I, II 단계에 있을 때의 B의 값을 각각 B₁, B₂ 라고 할 때 最小自乘法을 使用하여 얻은 값은 다음과 같다.

$$B_1 = 0.011131$$

$$B_2 = 0.009592$$

<表-4>는 平均溫度的 영향을 考慮하였을 때의 기본판매수준, 추세, 계절지수의 초기치를 나타낸 것이며, 기본판매수준 및 추세의 초기치는 Winters가 제시한 方法 [7] 을 그대로 使用하여 구한 것이다.

<表-4>에 提示한 각 요인의 초기치를 使用하여 온도의 영향을 考慮하는 混合指數모델을 適用한 결과 α, β, γ의 값이 (0.3, 0.85, 0.6) 일 때 豫測誤差가 가장 적은 것으로 나타났으며, 時系列의 후반부 36개 時點에 대한 豫測結果를 <表-5>에 提示하였다.

<表-5> 混合指數모델의 豫測結果

	평균예측오차	M.S.E	분산
지수평활법	- 334.15	4.622×10^7	6887.60
혼합지수모델	- 278.20	3.881×10^7	6311.56

VI. 分析 및 評價

앞에서 開發된 混合指數모델의 精確度를 比較하기 위하여 短期豫測모델로서 그 信賴度가 가장 높다고 인정되는 [6] Box-Jenkins 모델을 적용하기로 하며, 比較의 基準을 同一하게 하기 위하여 Box-Jenkins 모델에서도 時系列의 후반부 36개 時點에 대하여 豫測을 實施하였다. 본래의 時系列에 대수(logarithm)를 취하여 모델을 적용한 결과, 豫測에 適合하다고 判別되는 모델은 <表-6>에 提示한 바와 같다. <表-6>의 豫測結果는 時系列의 후반부 36개 時點에 대하여 1期앞을 豫測하는 방법을 使用했을 때의 결과이다. <表-6>에서 보면 모델-F의 경우에 오차의 제곱의 합(Sum of Squared Error)이 가장 적은 것을 알수 있다. 따라서 모델-F를 개발된 모델의 評價基準으로 選擇하기로 하며 이의 豫測式을 나타내면 다음과 같다. 여기에서

$Z_T(k)$: 時點 T에서 계산된 (T+k) 時點에 대한 예측치

Z_t : 時點 t에서의 관측치

a_t : $Z_t - \hat{Z}_t$

\hat{Z}_t : 時點 t에 대한 예측치라면

$$Z_T(1) = 0.24846 Z_T + 0.75154 Z_{T-1} + Z_{T-11} - 0.24846 Z_{T-12} - 0.75154 Z_{T-13} + 0.65148 a_T - 0.44477 a_{T-11} \dots \dots \dots (6)$$

混合指數모델의 精確度를 比較할 基準으로는 각 모델의 平均豫測誤差(M), M.S.E. (Mean Squared Error), 殘差의 自動相關度(Ac)를 선택하였으며, 이와 같은 統計量의 推定式은 다음과 같다.

1) 平均豫測誤差 (Average Forecast Error ; M)

<表-6> 暫定的모델의 豫測結果

모델	ARIMA(p.d.ds.q)	평균예측오차	M.S.E	분산
A	(0, 1, 1, 12)	- 322.50	4.31×10^7	6654.49
B	(0, 1, 1, 12)	- 336.83	4.46×10^7	6766.28
C	(2, 0, 2, 12)	- 2434.91	1.47×10^8	12039.68
D	(1, 0, 2, 12)	901.69	6.12×10^7	7879.25
E	(1, 1, 1, 12)	- 304.18	4.35×10^7	6679.11
F	(1, 1, 1, 12)	- 431.24	4.17×10^7	6558.48

$$M = \frac{\sum_{t=1}^k (X_t - \hat{X}_t)}{K}$$

K : 豫測횟수

X_t : t 시점의 實測值

\hat{X}_t : t 시점의 豫測值

ii) M. S. E. (Mean Squared Error)

$$M. S. E. = \frac{\sum_{t=1}^k (X_t - \hat{X}_t)^2}{K}$$

iii) 殘差의 自動相關度 (Autocorrelated Error; AC)

$$A. C. = \frac{\sum_{t=1}^k (X_t - \hat{X}_t)(X_{t-1} - \hat{X}_{t-1}) - K \cdot M^2}{\sum_{t=1}^k (X_t - \hat{X}_t)^2 - K \cdot M^2}$$

<表-7>은 Winters 모델, Box - Jenkins 모델, 混合指數모델의 豫測結果를 앞에서 언급

한 統計量으로 나타낸 것이다.

<表-7>에서 보는 바와 같이 세가지 모델의 평균예측오차는 殘差의 平均이 0이라는 假定을 받아들이기에 충분하고, 다같이 음의 부호를 나타내므로, 시계열분석법이 가정하고 있는 것과 社會, 經濟的 狀況을 考慮해 볼 때 짐작할 수 있는 평균예측오차의 부호와 一致한다고 볼 수 있다. 따라서 <表-7>에 나타난 세 모델은 서울市 家庭用 電力需要의 短期豫測모델로서 使用 可能한 모델이라 하겠다. 그러나 豫測의 信賴度를 比較해 볼 때 混合指數모델은 指數平滑法과 Box-Jenkins 모델 보다 M.S.E. 가 각각 16.01%, 7.61% 적게 나타났으며, 殘差의 相關係數의 절대값 즉 자동상관도의 절대값이 최소이므로 예측모델로서는 가장 適合한 모델이라 하겠다.

모델을 개발하는 단계에서 볼 수 있듯이 混合指數모델은 2 단계로 개발되며 Winter 모델보다 使用하기가 복잡하지 않다. 그러나 Box-Jenkins 모델과 比較해 볼 때 모델을 理解하고 使用하기가 便利하며, 모델을 개발하는 데 드는 시간과 비용이 적으므로, 混合指數모델은 단기에측기법으로서 實用性이 있다고 하겠다.

<表-7> 統計量의 값

	指數平滑法	B-J 모델	混合指數모델
M	- 334.15	- 431.24	- 278.20
M.S.E	4.62 × 10 ⁷	4.20 × 10 ⁷	3.88 × 10 ⁷
A.C	0.243	- 0.120	- 0.106

Ⅶ. 結 論

本 研究에서 개발된 混合指數모델은 指數平滑法의 여러 形態 중에서 Winters 모델을 根底로 하여, 계절변동에 영향을 미치는 외생요인 즉 월평균온도를 모델에 導入하여 그 因果의 영향을 분리해 취급하였다. 앞에서 살펴본 바와 같이 월평균온도의 영향을 분리해 취급함으로써 豫測의 精確度가 높아진 반면, 모델을 理解하고 使用하는 점은 Winters 모델에 비하여 어렵지 않음을 알 수

있다. 따라서 추세와 계절변동을 나타내는 다른 時系列에 대한 豫測모델을 개발할 경우에도 본 연구에서 이용한 방법과 유사한 방법으로 외생요인을 모델에 導入하여 因果의 영향을 분리해 취급하도록 한다며는 Box - Jenkins 모델을 使用하는 것보다 經濟的인 利點을 갖고, 指數平滑法 자체를 使用하는 것보다 부정확한 豫測에서 오는 위험을 줄일 수 있으리라 생각된다. 다만, 본 研究에서 외생요인으로서 기후요인만을 대상으로 한 것은 모델의 간편성을 위한 것이나, 기본판매 수준이나

추세와 관련된 요인의 導入이 필요하다면 모델에서 함께 考慮함으로써 豫測의 信賴度를 더욱 높일 수 있을 것이다.

REFERENCES

1. Brown, R. G., Smoothing Forecasting and Prediction of Discrete Time Series, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N. J., 1962.
2. _____, Statistical Forecasting for Inventory Control, McGraw-Hill, New York, 1959.
3. Chamber, J. C., Mullic, S. K. and Smith, D. D., "How to Choose the Right Forecasting Technique," Harvard Business Review, July-August, 1971.
4. Chen, G. K. C. and Winters, P. R., "Forecasting Peak Demand for an Electric Utility with a Hybrid Exponential Model," Management Science, Vol. 12, No. 12, August, 1968.
5. Kao, E. P. C. and Pokladnik, F. M., "Incorporating Exogeneous Factors in Adaptive Forecasting of Hospital Census," Management Science, Vol. 24, No. 16, December, 1978.
6. Mabert, V. A., "An Introduction to Short Term Forecasting Using the Box-Jenkins Methodology," AIIE Transaction, 1975.
7. Muth, J. F., "Optimal Properties of Exponential Weighted Forecast," American Statistical Association Journal, June, 1960.
8. Nerlove, M. and Wage, S., "On the Optimality of Adaptive Forecasting," Management Science, Vol. 10, No. 2 January, 1964.
9. Pegels C. C., "Communication to the Editor, Exponential Forecasting ; New Variations," Management Science, Vol. 20, No. 1, September, 1973.
10. Winters, P. R., "Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages," Management Science, Vol. 6, 1960.