

## 개입 분석 모형 예측력의 비교분석

김덕기<sup>1)</sup> 김인규<sup>2)</sup> 이성덕<sup>3)</sup>

### 요약

개입효과가 포함된 시계열 자료에 대한 여러 시계열 모형에 의한 예측 방법들이 비교 분석된다. 개입이 있는 선형 ARIMA 모형, 비선형 ARCH 모형 및 개입이 있는 비선형 ARCH 모형 그리고 TONG 이 제안한 결합예측방법들이 소개되고, 실증분석으로 개입이 있다고 생각되는 한국건축허가면적 자료로부터 그 예측 수월성이 비교된다.

주요용어: 개입분석모형, 비선형 시계열 모형, ARCH모형, 결합예측

### 1. 서론

시계열자료는 가끔 공휴일, 파업, 석유파동, 정책변화 등과 같은 외부사건에 영향을 받아서 급격한 변화를 나타내는데 이 같은 외부사건들의 영향들은 다른 계열들과 일치성을 갖지 않는 자료들을 생성하게 되고 이러한 관측값들을 특이값(outliers)이라고 한다. 이러한 특이값들중에서 시기와 원인이 알려진 경우의 외부사건(external events)은 시계열에서 개입(interventions)이라고 알려져있다. 시계열의 실증분석에서 특이값이 포함되는 경우에는 분석결과가 전혀 달리 나타날 수 있으므로 그러한 특이값의 효과를 간파하고 제거하는 절차는 매우 중요하다. 이러한 시계열 특이값을 검색하는 방법은 Fox(1972)가 최초로 가법모형과 혁신모형(additive and innovation model)을 사용하는 방법을 제안했고 실증적 사례분석으로는 공기오염 규제와 경제정책의 영향에 관한 연구(Box와 Tiao 1975), 산유국 원유수출 금지의 영향에 관한 연구(Montgomery와 Weatherby 1980), 뉴욕시 정전의 영향에 관한 연구(Izenman and Zabell 1981) 등에서 개입시계열 자료분석의 예를 찾아볼 수 있다. 한편 국내연구로는 선거의 개입이 경제에 미치는 영향에 대해 선형시계열모형인 AR 모형만을 이용한 개입 분석으로 삼성경제연구소(1992)의 연구가 있고, ARIMA모형을 이용한 개입 분석으로는 김종표·박경산(1992)의 연구와 최성관(2000)의 연구가 있다. 본 논문에서는 기존의 선형시계열모형인 ARIMA모형뿐만 아니라 비선형 시계열모형 중 추가, 외환, 통화량 등과 같은 경제모형을 설명하는데 폭넓게 사용되고 있는 자기회귀조건부이분산(ARCH)(Engle,1982)모형및 일반화자기회귀조건부이분산(GARCH)(Bollerslev(1986))모형을 이용한 비선형 개입 시계열 모형을 고려하고 또한 Tong(1990)이 제안한 선형모형의

1) (135-703) 서울 강남구 역삼동, 산업경영기술 컨설팅, 연구위원

2) (300-715) 대전시 동구 자양동, 우송정보대학 전자정보계열, 부교수

E-mail : ikkim@bomoon.woosonginfo.ac.kr

3) (361-763)충북 청주시 개신동 충북대학교 통계학과, 교수

E-mail : sdlee@cbucc.chungbuk.ac.kr

예측과 비선형 모형에 의한 예측을 적절히 결합하는 방법인 '결합예측방법(Combination prediction method)'의 효과를 평균제곱예측오차(MSPE: mean square prediction error)의 기준에서 어느 예측 방법이 우수한지를 한국의 건축허가면적자료(BCP)에 기초하여 분석하고자 한다.

개입시계열 모형에 대한 여러 가지 개입형태와 Tong(1990)이 제안한 선형모형의 예측과 비선형모형에 의한 예측을 결합하는 방법인 '결합예측방법(combination prediction method)'에 대해서는 2장에서 설명하였고, 3장에서는 실증분석으로써 여러 가지 형태의 외부개입이 있는 비선형시계열 자료를 이용해 선형모형으로는 Box-Jenkins의 ARIMA모형과 개입시계열 모형을 이용하여 예측을 하고, 비선형 모형에 대해서는 GARCH모형을 이용해 미래 12개월을 예측하였다. 또한 선형 예측과 비선형 예측을 결합하는 방법인 결합예측방법을 이용하여 예측하였다. 4장에서는 결론에 대하여 기술하였다.

## 2. 개입시계열 모형

### 2.1. 개입시계열 모형

개입시계열 분석은 시점 T에서 개입이 일어났을 때 시계열 자료의 변화가 일어났는지, 또 일어났다면 그 변화의 형태는 어떤 것인지를 분석하는 방법으로써 외부사건이 시점 T에서 발생한 경우에 개입모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = f_t(\delta, \omega, I_t^{(T)}) + \eta_t \quad t = 1, 2, \dots, T, T+1, \dots, n \quad (2.1)$$

여기서, T는 개입시점을,  $\delta, \omega$ 는 개입의 효과를 나타내는 모수벡터를 나타내고 또  $I_t^{(T)}$ 는 개입변수로 0 또는 1을 갖는 지시변수(indicator variable)이다. 또한, 개입시계열모형에서는 일반적으로 잡음항  $\eta_t$ 가 ARMA모형을 따르는 것으로 간주하므로 여기서  $\eta_t$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\eta_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$$

여기서  $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ ,  $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ 는 B의 다항식이고 B는 후진연산자이다. 이 때 개입시점 T에서 발생한 동태모형  $f_t(\cdot)$ 은 알고 있는 것으로 간주하므로 이 모형의 형태에 따라서 [그림 1]과 같은 다양한 개입모형이 설정될 수 있다.(제갈돈(1993)).

#### ① 급진적·영구적효과(abrupt, permanent effect)

$f_t(\cdot)$ 을  $f_t(I_t^{(T)}) = \omega I_t^{(T)}$ 라고 하면 여기서  $I_t^{(T)}$ 는 계단함수(step function)로 정의되며  $I_t^{(T)} = S_t^{(T)}$ 로 표현할 수 있으며 개입 이전에는  $S_t^{(T)} = 0$ 이고 개입당시와 이후에는  $S_t^{(T)} = 1$ 이다. 이 개입요소를 포함하는 개입시계열 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \omega S_t^{(T)} + \eta_t \tag{2.2}$$

여기서 계단함수  $S_t(T)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases}$$

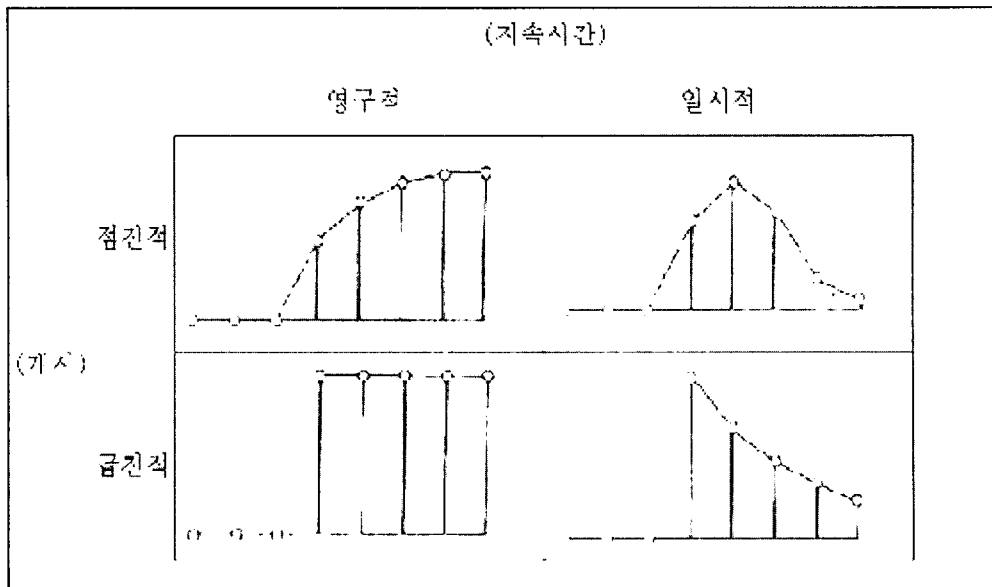


그림 1 : 개입효과와 형태

② 점진적·영구적 효과(gradual, permanent effect)

대다수 사회효과는 점진적·영구적인 경우가 일반적인 사실이며, 동태모형  $f_t(\cdot)$ 을 식(2.6)과 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = f_t(S_t^{(T)}) + \eta_t = \frac{\omega}{1 - \delta B} S_t^{(T)} + \eta_t \tag{2.3}$$

여기서  $f_t(S_t^{(T)}) = Z_t$ 라 놓으면,  $Z_t = \delta Z_{t-1} + \omega S_t^{(T)}$ , ( $0 < \delta < 1$ )이 된다. 여기서  $\delta$ 의 제한 조건을 "시스템 안정성의 한계"라 부르며, 이 한계를 벗어나면 시계열은 불안정적이다. 이 점에서 시계열의 비정상성(nonstationarity)과 유사하다.

③ 급진적·일시적 효과(abrupt, temporally effect)

급진적·일시적 효과는 계단함수(step function)대신에 간헐함수(pulse function)에 의하여 결정된다. 그러므로 간헐함수는  $I_t = P_t^{(T)}$  로 표현할 수 있으며 이때 개입시계열 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = f_t(P_t^{(T)}) + \eta_t = \frac{\omega}{1 - \delta B} P_t^{(T)} + \eta_t \quad (2.4)$$

여기서 간헐함수  $P_t^{(T)}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$$

## 2.2. 비선형 시계열 모형

Engle(1982)을 비롯한 여러 학자들은 실증연구를 통하여 금융관련 시계열자료가 전시점의 분산에 현시점의 분산이 의존하는 경향이 있음을 알고 자기회귀 조건부 이분산(ARCH) 모형을 제안하였다.

ARCH모형을 보다 일반화시킨 것이 일반화된 자기회귀 조건부 이분산모형(GARCH)인데, Bollerslev(1986)는 조건부 이분산의 개념을 오차항들의 제곱뿐만 아니라 시차를 갖는 과거의 조건부 이분산에 의하여 영향을 받는 다음과 같은 모형을 제안하였다.

$$Y_t = x_t \beta + \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (2.5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j h_{t-j}.$$

단,  $p > 0$ ,  $q \geq 0$ ,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0 (i = 1, \dots, p)$ ,  $\gamma_j \geq 0 (j = 1, \dots, q)$  이다.

식(2.5)에서  $q = 0$ 이면 ARCH( $p$ )모형이고,  $p = q = 0$ 이면  $\epsilon_t$ 는 단순히 백색잡음이 된다. ARCH( $p$ )모형은 조건부 분산이 단지 과거 오차항의 선형함수로 표시되어 있지만, GARCH( $p, q$ )모형에서는 과거조건부 분산도 반영되어 있는 것을 알 수 있다.

## 2.3. 결합예측(Combination Prediction)방법

Tong(1990)에 의하면 비선형 예측치를 NL, 선형 예측치를 L이라 하고 모형적합에 사용된 자료의 평균을 M이라 할 때 다음의 결합규칙(combination rule)을 제시하였다.

(1) 비선형 예측치 NL과 선형 예측치 L이 모두 평균 M 보다 작으면 비선형 예측치 NL을 채택.

(2) 비선형 예측치 NL과 선형 예측치 L이 모두 평균 M보다 크면 선형 예측치 L을 채택.

(3) 비선형 예측치 NL이 평균 M 보다 작거나 같고 선형 예측치 L이 평균 M보다 크면 비선형 예측치와 선형 예측치의 산술평균인  $(NL + L)/2$ 로 채택.

(4) 비선형 예측치 NL이 평균 M 보다 크고 선형 예측치 L이 평균 M 보다 작거나 같으면 비선형 예측치와 선형 예측치의 산술평균인  $(NL + L)/2$ 로 채택.

### 3. 실증연구

#### 3.1. 개입모형(Intervention Model)분석

자료는 한국의 1980년 1월부터 1998년 9월까지 월별 건축허가면적에 대한 자료(출처, 단위 : 통계청, 백만㎡)로서 자료를 수집하는 기간 중 1989년 2월부터 1991년 8월까지 6공화국 시절 분당, 일산 등의 건설과 관련된 소위 주택 200만호 건설이 진행되었다. 오광우와 이우리(예측방법과 응용, 1994)의 연구에서는 이 자료를 이용하여 ARIMA모형에 적합시켜서 분석을 하였으며, 본 논문에서는 이 자료를 이용하여 개입 ARIMA와 비선형 모형 및 선형과 비선형 모형의 결합예측 방법에 적합시켜 보고자 한다. 이 분석에서 사용된 패키지는 SAS/ETS를 사용하였다. 이를 위해 200만호 건설이라는 사건을 다음과 같은 간헐함수(pulse function)의 형태로 변수화 하였다.

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t = 1980.1 - 1899.1, 1991.9 - 1998.9 \\ 1, & t = 1989.2 - 1991.8 \end{cases} \quad (3.1)$$

아래 [그림 2]는 개입이 발생한 구간이 1989년 2월에서 1991년 8월까지의 급진적·일시적인 형태를 갖는 것을 볼 수 있으므로 다음과 같은 개입모형을 고려할 수 있다.

$$Y_t = f(I_t^{(T)}) + \eta_t$$

$$Y_t = \frac{\omega}{1 - \delta B} B^b P_t^{(T)} + \eta_t \quad (3.2)$$

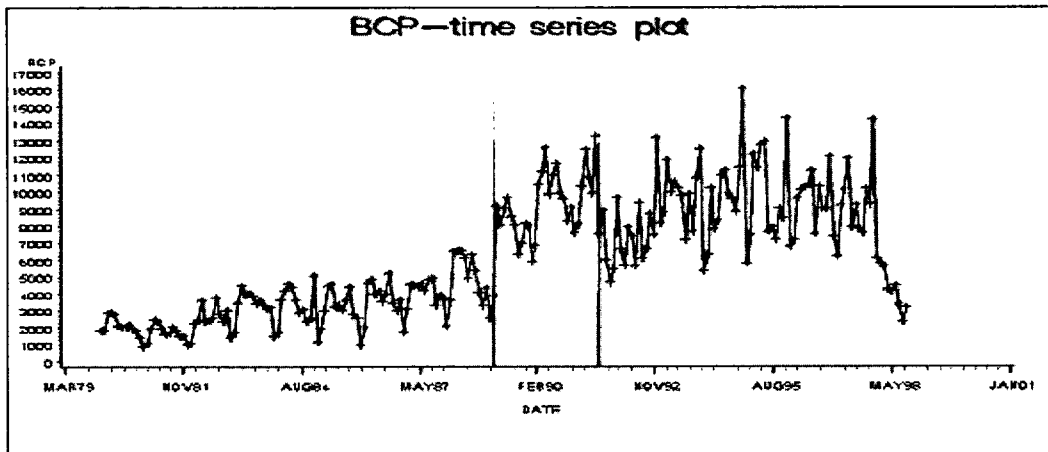


그림 2: 개입이 있는 건축허가면적 자료의 시계열도

① 사전개입모형(Preintervention model) 식별

시간에 따라 원계열의 평균과 분산이 변하여 분산안정화를 위해 Box-Cox 멱변환에 의해 log변환과 1차 분산을 실시한 후 사전개입 시계열(1980.1~1989.1)에 대한 SACF와 SPACF를 구한 결과 계절성이 뚜렷함으로 계절차분을 실시하였고 AIC, SBC통계량을 기준으로 가장 적절한 모형은 다음과 같이 식별되었다. 즉, ARIMA(0, 1, 12) × (0, 1, 1)<sub>s=12</sub>의 lag 1, lag 11, lag 12에서 유의한 부분시차모형으로 아래와 같이 식별되었다.

$$(1 - B)(1 - B^{12})\eta_t = (1 - \theta_1 B - \theta_{11} B^{11} - \theta_{12} B^{12})\epsilon_t \quad (3.3)$$

② 사전개입모형의 모수추정

조건부 최소제곱법에 의한 모수추정결과 모든 모수가 유의하게 나타났으며 모수추정 결과는 다음과 같다.

$$(1 - B)(1 - B^{12})\eta_t = (1 - 0.359B + 0.289B^{11} - 0.605B^{12})\epsilon_t \quad (3.4)$$

③ 모형진단

잔차의 자기상관 여부를 검정하기 위해 수정된 포트맨토우 검정통계량을 구한 결과 잔차가 자기상관이 없고, 잔차의 ACF, PACF를 구한 결과 모형이 적절하다고 할 수 있다.

④ 개입변수와 시계열변수와의 교차상관분석

Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	0	1
-6	0.00092713	0.02360		.	.
-5	-0.0004022	-0.01024		.	.
-4	0.00045449	0.01157		.	.
-3	-0.0051666	-0.13153		***	.
-2	0.0030078	0.07657		.	**
-1	0.0028010	0.07131		.	* .
0	-0.0010940	-0.02785		.	*   .
1	0.0080845	0.20582		.	****
2	-0.0006308	-0.01606		.	.
3	0.0020559	0.05234		.	* .
4	-0.0062812	-0.15991		***	.
5	0.0035937	0.09149		.	** .
6	0.0020279	0.05163		.	* .

그림 3 : 교차상관도표

[그림 3]의 교차상관도표를 보면 시차 1에서 유의하므로 개입의 효과가 1시차만큼 지체되어 나타남을 알 수 있다. 따라서 지체모수(shift parameter)의 차수는 1이었다.

⑤ 개입모형의 모수추정

최종적인 개입모형은  $\eta_t$ 가  $ARIMA(0, 1, 12) \times (0, 1, 0)_{s=12}$ 이며 lag 1, lag 12에서 유의한 부분시차모형은 다음과 같다.

$$Y_t = 0.447P_{t-1}^{(T)} + \frac{(1 - 0.460B - 0.429B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})}\epsilon_t \quad (3.5)$$

⑥ 모형진단

수정된 포트맨토우 검정통계량을 이용한 모형진단 결과 잔차의 자기상관이 없으며, 잔차의 SACF, SPACF 역시 모형이 적합함을 보여준다.

3.2. GARCH 모형분석

한국의 건축허가면적 자료에 대해 로그변환을 통하여 분산을 안정시킨 후 ML추정법에 의해 추정된 모수가 모두 유의하게 나타났다. 그러므로 GARCH모형을 아래와 같은 모형으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln(y_t) &= \hat{\beta}_1 \times time + \sum_{i=1}^{12} \hat{\delta}_i I_{ti} + \epsilon_t = 0.0046 \times time + \sum_{i=1}^{12} \hat{\delta}_i I_{ti} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= 0.742\epsilon_{t-1} + 0.178\epsilon_{t-6} - 0.188\epsilon_{t-7} + 0.221\epsilon_{t-8} - 0.116\epsilon_{t-11} + \nu_t \\ &(\hat{\delta}_1 = 7.418, \dots, \hat{\delta}_{12} = 8.050) \end{aligned} \quad (3.6)$$

여기서  $\nu_t$ 가 조건부 이분산을 갖고 있는지를 Q와 LM통계량을 이용해 검정한 결과 모두 유의수준 0.05보다 작으므로 이분산을 갖고 있다고 할 수 있으며 AIC, SBC, MSE값과 모수절약의 원칙을 같이 고려할 때 최종적으로 선택된 모형은 GARCH(1,1)이며, 모수 추정결과 다음과 같은 최종모형을 설정할 수 있다.

$$\begin{aligned} y_t &= 0.007 \times time + \sum_{i=1}^{12} \hat{\delta}_i + I_{ti} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= 0.670\epsilon_{t-1} + 0.232\epsilon_{t-6} - 0.168\epsilon_{t-7} + 0.232\epsilon_{t-11} + \nu_t \\ \nu_t &= \sqrt{h_t}\epsilon_t \\ h_t &= 0.012 + 0.29\nu_{t-1}^2 + 0.43h_{t-1} \end{aligned} \quad (3.7)$$

위 모형은 설명력  $R^2 = 99.94\%$ 로 상당히 높게 나타났으므로 모형이 적절하다고 할 수 있으며 정규성 검정 결과 유의확률 0.2534로 정규분포라는 귀무가설을 기각하지 못하므로 가정한  $\epsilon_t \sim i.i.d.N(0, 1)$ 임을 알 수 있다.

### 3.3. 개입 GARCH 모형분석

앞 절에서의 모형(3.7)에 개입함수를 포함시켜  $\eta_t = \beta_1 \times time + \sum_{i=1}^{12} \delta_i I_{ti} + \epsilon_t$  라 놓으면 개입이 있는 GARCH모형을 다음과 같이 고려할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln(y_t) &= \omega P_{t-1}^{(T)} + \eta_t = \omega P_{t-1}^{(T)} + \beta \times time + \sum_{i=1}^{12} \delta_i I_{ti} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= \phi_1 \epsilon_{t-1} + \phi_2 \epsilon_{t-6} + \phi_7 \epsilon_{t-7} + \phi_{11} \epsilon_{t-11} + \nu_t \\ \nu_t &= \sqrt{h_t} e_t \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \nu_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} \end{aligned} \quad (3.8)$$

위 모형에 대한 모수추정 방법은 오차가 자기상관이 있는 GARCH모형의 경우와 같으며 AIC, SBC, MSE값과 잔차검정을 통해 최종모형을 다음과 같은 AR(11)-GARCH(1,3)모형으로 lag1, lag6, lag7, lag11이 유의하고 q=3에서만 유의한 부분시차 모형으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln(y_t) &= 0.6895 P_{t-1}^{(T)} + 0.0053 \times time + \sum_{i=1}^{12} \delta_i I_{ti} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= 0.668 \epsilon_{t-1} + 0.318 \epsilon_{t-6} - 0.286 \epsilon_{t-7} + 0.251 \epsilon_{t-11} + \nu_t \\ \nu_t &= \sqrt{h_t} e_t \\ h_t &= 0.016 + 0.375 \nu_{t-3}^2 + 0.274 h_{t-1} \\ (\hat{\delta}_1 &= 7.1414, \dots, \hat{\delta}_{12} = 7.7476) \end{aligned} \quad (3.9)$$

위 모형식의 전체 설명력은  $R^2 = 99.94\%$ 로 상당히 높게 나타났으며 모형이 잘 적합 되었다고 할 수 있다.

### 3.4. 예측방법들의 결과비교

위의 [표 1]과 [표 2]를 보면 ARIMA모형보다는 급진적·일시적인 개입효과를 선형모형에 반영한 개입모형의 RMSE가 더 작게 나타났고 시계열 자료에 비선형성을 고려한 GARCH 모형의 RMSE가 개입모형보다 더 작은 값을 갖는다. 그리고 Tong(1990)이 제안한 결합예측 방법이 RMSE 기준으로 가장 작은 예측오차를 보임을 알 수 있다.

## 4. 결론

시계열자료에는 공휴일, 파업, 석유파동, 정책변화 등과 같은 외부개입(external intervention)의 특성에 따라 시계열 자료에 급진적·일시적인 영향을 주기도 하고 급진적·영구적인 영향 또는 점진적·영구적인 영향을 주는 경우도 있다. 본 논문의 실증분석에서 살펴 보았듯이 한국의 건축허가면적자료를 보면 일반적으로 선형모형인 Box-Jenkins의 모형보다는 외부개입의 형태에 맞는 개입함수를 적절히 선형모형에 고려해줌으로써 보다 효과적



[표 1] 한국의 건축허가면적 자료의 예측결과

DATE	BCP	ARIMA	예측오차	개입ARIMA	예측오차
OCT98	2049	3405.51	1356.51	3636.65	1587.65
NOV98	3934	3325.30	-608.70	3324.28	-609.72
DEC98	5482	4869.76	-612.24	4993.87	-488.13
JAN99	2675	2374.89	-300.11	2355.98	-319.02
FEB99	2881	2313.65	-567.35	2289.98	-591.02
MAT99	3982	2814.83	-1167.17	2718.16	-1263.84
APR99	4428	2529.60	-1898.40	2613.99	-1814.01
MAY99	6124	2645.81	-3478.19	3003.74	-3120.26
JUN99	5268	2500.61	-2767.39	3035.76	-2232.24
JUL99	5046	2245.66	-2800.34	2636.49	-2409.51
AUG99	4931	1708.74	-3222.26	2082.74	-2848.26
SEP99	5849	2025.49	-3823.51	2693.33	-3155.67
RMSE			2246.55		1980.43

[표 2] 한국의 건축허가면적 자료의 예측결과

DATE	BCP	GARCH	예측오차	개입 GARCH	예측오차	결합예측	예측오차
OCT98	2049	3912.53	1863.53	3692.73	1643.73	3912.53	1863.53
NOV98	3934	5290.85	1356.85	5001.07	1067.07	5290.85	1356.85
DEC98	5482	7974.35	2492.35	7458.90	2003.90	6422.06	940.06
JAN99	2675	4213.42	1538.42	3923.53	1248.53	4213.42	1538.42
FEB99	2881	4353.82	1472.82	4131.19	1250.19	4353.82	1472.82
MAT99	3982	6516.71	2534.71	6196.36	2214.36	4665.77	683.77
APR99	4428	6469.02	2041.02	6176.59	1748.59	4499.31	71.31
MAY99	6124	7015.60	891.60	6911.58	787.58	4830.70	-1293.30
JUN99	5268	6099.86	831.86	6033.87	765.87	4300.24	-967.76
JUL99	5046	4992.92	-53.08	4833.62	-212.38	4992.92	-53.08
AUG99	4931	4293.94	-637.06	4024.60	-906.40	4293.94	-637.06
SEP99	5849	4862.73	-986.27	4648.63	-1200.37	4862.73	-986.27
RMSE			1168.45		1367.88		1125.34

인 모형수립이 가능하며 이를 통해 예측오차를 줄일 수 있음을 알 수 있었다. 그리고 선형 회귀모형의 오차가 자기상관이 있고 오차의 분산이 조건부 이분산인 경우의 비선형 모형인 GARCH모형을 이용해 예측한 결과 한국의 건축허가면적자료에서 선형시계열모형보다 RMSE가 더 작게 예측이 됨을 알 수 있었다. 그리고 Tong(1990)이 제시한 선형모형의 예측과 비선형 모형의 예측을 결합한 '결합예측방법(combination prediction method)'에 의해 비선형시계열모형의 예측오차를 줄일 수 있음을 실증분석을 통해 알 수 있었다.

### 참고문헌

- [1] 김종표, 박경산.(1992). 선거와 정치적 경기순환. 선거와 한국정치, 한국정치학회.
- [2] 삼성경제연구소.(1992). 우리 나라에서의 선거와 경제의 상관관계분석, 삼성경제연구소.
- [3] 오광우, 이우리.(1994). 예측방법과 응용, 탐진출판사.
- [4] 제갈돈(1993). 간여시계열 실험과 분석, 자유아카데미.
- [5] 최성관.(2000). 시계열모형을 이용한 선거개입의 경제적 영향분석, 한국데이터정보과학회지, 제11권 2호, 257-268.
- [6] Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics. 31, 307-327.
- [7] Box, G. E. P. and Tiao, G. C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems Journal of American Statistical Association, 70, 70-79.
- [8] Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U. K. inflation. Econometrica 50, 987-1008.
- [9] Fox, A. J. (1972). Outlines in Time Series, Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B 34, 350-363.
- [10] Izenman, A. J. and Zabell, S. L.(1981). Babies and the blackout : The genesis of a misconception. Social Science Research, 10, 282-299.
- [11] Montgomery, D. C. and Weatherby, G. (1980). Modeling and forecast time series using transfer function and intervention methods. AIIE Transactions, 289-307.
- [12] Tong, H. (1990). Nonlinear time series. Oxford University Press, Oxford.

[ 2003년 1월 접수, 2003년 3월 채택 ]

## Combination Prediction for Nonlinear Time Series Data with Intervention

Duk-ki Kim <sup>1)</sup> Inkyu Kim <sup>2)</sup> SungDuck Lee <sup>3)</sup>

### ABSTRACT

Under the case that we know the period and the reason of external events, we reviewed the method of model identification, parameter estimation and model diagnosis with the former papers that have been studied about the linear time series model with intervention, and compared with nonlinear time series model such as ARCH, GARCH model that it has been used widely in economic models, and also we compared with the combination prediction method that Tong(1990) introduced.

*Keywords:* Intervention; nonlinear time series; ARCH model; combination prediction.

---

1) Researcher, Consulting of Industry Management, Kangnamku, Seoul.

2) Associate Professor, Divison of Electronics and Information, Woosong Information College, Daejeon.  
E-mail : ikkim@bomoon.woosonginfo.ac.kr

3) Professor, Dept. of Statistics, Chungbuk National Univ.  
E-mail : sdlee@cbucc.chungbuk.ac.kr