

개입 - ARIMA모형을 이용한 지가변동 예측에 관한 연구
-지역별 하부토지시장을 중심으로-
Forecasting the fluctuation rate of land price with Intervention ARIMA
Model in Korean Land Market
- Focusing on the Regional Land Sub-Markets -

우 경 한국토지공사 토지연구원 책임연구원

* 주요단어 : 지가변동율, ARIMA 모형, 개입-ARIMA 모형, 개입효과

목 차

I. 서론

II. 연구의 범위와 방법

III. 개입-ARIMA모형

1. ARIMA 모형
2. 개입효과의 형태
3. 개입-ARIMA모형의 추정, 진단 및 예측

IV. 실증분석

1. 개입효과를 배제한 ARIMA 모형의 식별, 추정, 진단 및 구축
2. 개입-ARIMA 모형의 추정, 진단 및 예측
3. 개입효과 형태와 지가변동 전망

IV. 결론

I. 서론

60년대 이후 우리나라 지가는 그 어떤 경제지표보다 높은 상승율을 보여왔다. 1962년 이후 경제개발 5개년계획이 추진되며 도시화 산업화가 급격히 진행되며 도시용도 토지의 상대적 부족으로 토지시장의 수급불균형을 초래하였다. 또 빠른 경제성장, 높은 물가상승율, 이자율 등으로 인한 인플레이션 방어수단으로 토지소유를 촉진시켰고 무역수지 흑자로 인한 풍부한 시중 유동성 자금의 토지시장유입도 지가 급등의 원인이 되었다. 즉 우리나라 토지시장은 경제발전 에 따른 토지수급불균형 인플레이션, 무역수지 흑자 등으로 인해 지가가 급등하면 정부는 토지거래 규제정책과 토지공급 확대정책을 펴서 토지시장을 안정시켰고, 이러한 과정에서 지가급등 국면과 안정국면이 반복되어 왔다.

200만호 주택공급 건설계획은 우리나라 토지정책에서 대표적인 택지공급확대 정책이었고, 수도권 5개 신도시 건설효과가 나타나며 우리나라 토지시장은 1990년대 초부터 지속적으로 안정되어왔다. 그러나 1997년 말의 외환위기는 지가의 급락과 토지거래의 위축을 초래하며 지금까지 토지시장의 구조를 근본적으로 흔들게 되었고 IMF의 구제금융과 부동산 시장 붕괴의 위기를 경험하며 토지시장 예측의 중요성이 부각되었다.

외환위기 이전의 토지시장에 대한 연구는 거시경제지표와 전국지가를 중심으로 한 인과관계나 토지시장에 대한 정부정책의 영향분석에 대한 연구가 주를 이루며 토지시장예측에 대한 연구가 적어 토지정책은 사전대비보다 사후수습책으로 시행되는 측면이 많았다. 외환위기를 경험하며 지가변동예측에 관한 연구가 활발히 진행되었으나 전국 지가변동 예측을 중심으로 이루어져 왔고 지역별, 용도지역별, 지목별 같은 토지시장 하부구조 에 대한 분석 및 예측 관련 연구는 거의 없는 실정이다.

시계열 예측모형을 이용한 기존 지가변동예측에 관한 연구는 다른 거시경제변수와의 인과관계나 파급효과를 분석 할 수 있는 VAR모형, 상태공간(state space)모형, 거시계량경제모형등이 주로 이용되었다. ARIMA 모형은 경제현상을 설명 할 수 있는 이론적인 뒷받침이 없고 다른 경제변수들과 상호관계를 규명하기 어렵다는 한계를 지니고 있으나 가장 단순하면서도 추가적인 정보없이 예측이 가능하고 단기 예측의 정확성과 유용성으로 인해 자주 이용되는 시계열 예측방법이다. 또 전통적인 ARIMA 방법을 보완한 개입-ARIMA 모형은 시계열의 구조적 변화나 경제적 충격을 고려하여 시계열 모형구축이 가능하고 외부 경제적 충격이 시계열에 미치는 영향을 분석 할 수 있어 시계열 예측에 유용한 기법이다.

이러한 문제의식을 바탕으로 비록 단변량이지만 1987년 이후 조사된 지역별, 분기별 시계열 자료를 이용할 수 있고 정부의 200만호 주택건설정책의 효과와 IMF 이후 정부의 부동산 정책이 토지시장에 미친 영향을 살펴 볼 수 있는 개입-ARIMA 모형을 적용하여 200만호 주택공급 정책과 1997년도 말 외환위기가 우리나라 지역

별 하부 토지시장에 미친 영향과 향후 토지시장을 전망하는 것이 본 연구의 목적이다.

II. 연구의 범위와 방법

본 연구의 범위는 크게 공간적 범위, 시간적 범위, 내용적 범위로 구분된다. 공간적 범위는 먼저 전국을 대상으로 한다. 다음 전국 토지시장을 대도시지역, 시지역, 군지역으로 세분하며 또한 광역자치단체를 기준으로 서울특별시와 4대 광역시(시계열 자료 부족으로 대전광역시 및 울산광역시 제외)¹⁾, 9개도²⁾를 대상으로 지역별 하부시장에 대한 200만호 주택건설 및 IMF 구제금융 효과가 토지시장 구조변화에 미친 영향을 분석하고 2002년도와 2003년도 분기별 지가변동율을 예측한다.

시간적 범위는 건설교통부와 한국토지공사가 분기별로 지가변동율을 조사 발표하기 시작한 1987년도 1/4분기부터 2002년도 2/4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 분석한다.

내용적 범위는 크게 ARIMA 모형과 개입-ARIMA 모형에 대한 이론적 고찰, 개입-ARIMA 모형의 구축과정, 구축된 모형을 이용한 예측 및 분석부문으로 구분할 수 있다.

제3장에서는 ARIMA 모형의 기본적인 전제와 일반적인 형태, 그리고 시계열자료에 계절적 요인이 있을 경우 예측에 이용하는 계절-ARIMA 모형의 형태를 살펴본다. 또 개입-ARIMA 모형의 일반형태와 시계열 외적인 경제적 요소가 시계열에 미치는 영향에 따라 달라지는 6가지의 개입효과 형태에 대해서 살펴본다.

제4장은 실증분석부분으로서 전국지가변동 예측을 위한 개입-ARIMA 모형의 적합절차로서 모형의 식별, 추정 및 진단과정을 거쳐 200만호 주택건설 정책 및 IMF 구제금융효과를 분석하고 구축된 모형을 이용하여 2002년도 하반기와 2003년도 전국 지가변동율을 예측한다.

또한 전국 지가변동율 예측과정과 동일한 절차를 거쳐 지역별 하부 토지시장에 대한 200만호 주택건설정책과 IMF 구제금융효과가 하부토지시장에 미친 영향을 비교분석하고 지가변동 예측치를 이용하여 2002년도 하반기와 2003년도 토지시장을 전망한다.

연구방법은 문헌조사와 실증분석을 병행하였다. ARIMA 모형에 대한 이론적 배경과 토지시장에 대한 기존연구조사는 문헌조사를 하였고, 시계열 자료에 대한 실증분석은 SAS 통계 패키지를 이용하였다.

1). 부산광역시, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 대전광역시

2). 경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도, 제주도

III. 개입-ARIMA모형

1. ARIMA 모형

ARIMA 모형의 기본개념은 현시점에서 관측값 Y_t 를 과거의 관측 값 ($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$) 들과 백색잡음(white noise)이라 부르는 오차항(ε_t) 들의 선형 함수(linear function) 형태($Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + v_t$, $E(v_t) = 0$, $VAR(v_t) = \sigma_v^2$, $Cov(v_t, v_k) = 0, t \neq k$)로 표현하고자 하는 것이다

분기별 또는 월별로 관측되는 시계열자료는 대개 계절적인 변동의 양상이 나타나게 된다. 이러한 시계열 변동을 지니는 자료를 분석하기 위해서는 계절차분을 통해서 시계열을 안정시켜 ARIMA 모형을 적합시킬 수 있다.

그러나 실제로 계절변동을 지니는 데이터는 계절차분만으로 계절 변동요인이 제거되지 않는 경우가 많다. 즉 계절차분에 의한 계절변동의 제거는 규칙적인 계절변동요인을 제거해 주지만 불규칙적인 계절변동요인은 제거해 주지 못하기 때문에 그대로 남게 된다. 따라서 남아있는 불규칙요인을 제거하기 위해 계절 ARIMA 모형을 고려 할 수 있다. 계절 요인이 있는 ARIMA모형의 일반적인 형태는 다음과 같으며 $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ 로 표시한다.

$$\phi(B) (1-B)^d \Phi(B^s) (1-B^s)^D Y_t = \delta + \theta(B) \Theta(B^s) \varepsilon_t \dots \dots \dots (식1)$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 \dots \dots - \phi_p B^p \quad : \text{AR의 연산자}$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2 \dots \dots - \theta_q B^q \quad : \text{MA의 연산자}$$

$$\Phi(B^s) = 1 - \phi_{1s} B^{1s} - \phi_{2s} B^{2s} \dots \dots - \phi_{ps} B^{ps} \quad : \text{계절 AR의 연산자}$$

$$\Theta(B^s) = 1 - \theta_{1s} B^{1s} - \theta_{2s} B^{2s} \dots \dots - \theta_{qs} B^{qs} \quad : \text{계절 MA의 연산자}$$

Y_t : t 기의 관측시계열 자료

BY_t : 후행연산자(한 시차 전의 Y_t 의 관측값: $BY_t = Y_{t-1}$, $B^2 Y_t = BY_{t-1} = Y_{t-2}$)

ε_t : 서로 독립이며 $N(0, \sigma^2)$ 인 오차항

p : AR의 차수 d : 일반차분 회수 q : MA의 차수

P : 계절 AR의 차수 D : 계절차분 회수 Q : 계절 MA의 차수

2. 개입효과의 형태

ARIMA 모형은 미래의 값을 예측 할 때 분석대상이 되는 시계열 자료만 이용함으로 다른 경제변수들을 함께 이용해야하는 거시경제모형이나 회귀분석 기법들보다 경제적인 것 뿐만 아니라 단기예측에 있어서 예측력이 뛰어나다는 평가를 받고 있다. 그러나 전통적인 ARIMA 모형은 시계열의 구조적 변화나 경제적 충격이 시계열에 미치는 영향을 잘 반영하지 못하므로 구조변화나 경제적 충격이 가해진 시계열을 예측하기 위한 방법으로는 적절치 않다.

그러나 Box와 Tao (1975)는 Los Angeles 지역의 오존발생량에 대해 고속도로개통, 자동차 배기가스 발생 규제에 관한 법안 등의 특정한 사건들이 어떠한 영향을 주었는가를 연구하기 위해 개입-ARIMA(Intervention ARIMA Model)을 개발하였다.³⁾

우리가 분석하고자하는 시계열 자료가 특정 정책변화, 파업, 석유파동과 같이 특정 경제적 사건이 경제시계열에 영향을 미치는 경우가 있다. 즉 우리가 분석하고자하는 변수가 일반적인 시계열 자료가 아니고 이와 같이 어떤 사건의 발생 및 지속 여부를 나타내는 지지함수(indicator function)또는 펄스함수(pulse function)형태 $[Y_t = P(T)=1 (t = T), Y_t = P(T)=0 (t \neq T)]$ 를 갖거나, 계단함수(step function)형태 $[Y_t = S(T)=1 (t < T), Y_t = S(T)=0 (t \geq T)]$ 를 갖는 경우 이들 사건의 발생이 시계열변수에 어떤 영향을 미치는지 알아보하고자 하는 모형이 개입-ARIMA모형(Intervention ARIMA Model)이다.

지지함수형태와 계단함수형태의 개입효과를 고려한 개입-ARIMA모형의 일반적인 형태는 다음과 같이 나타낼 수 있으며 개입변수가 시계열에 미치는 영향의 성격에 따라 다음과 같이 6가지 형태로 구분해 볼 수 있다

$$Y_t = P(T) + N(T) \text{ 또는 } Y_t = S(T) + N(T) \dots \dots \dots \text{(식2)}$$

$P(T)$: 지지함수 형태 시계열, $S(T)$: 계단함수 형태의 시계열

$N(T)$: 관찰되지 않은 잡음과정(noise process)

① 발생시점 T 이후 j 시간에만 ω 만큼의 영향이 있을 경우

$$: Y_t = \omega B^j P_t(T) + N(T)$$

② 발생시점 T 이후 j 시간부터 ω 만큼의 영향이 지속적으로 있는 경우 :

$$: Y_t = \omega B^j S_t(T) + N(T)$$

③ 발생시점 T 이후 j 시간부터 점증적으로 영향이 커지는 경우

3). 국가전문행정연구원. 1999. SAS 시계열분석과정(대전 : 국가전문행정연수원) : p153

$$: Y_t = \frac{\omega B^j}{1-\delta B} S_t(T) + N(T)$$

④ 발생시점 T이후 j시간부터 점증적으로 영향이 줄어드는 경우

$$: Y_t = \frac{\omega B^j}{1-\delta B} P_t(T) + N(T)$$

⑤ 발생시점 T이후 j시간부터 영향력이 시작되어 점차 감소하나 최소한의

$$\text{영향력이 지속되는 경우} : Y_t = \frac{\omega B^j}{1-\delta B} P_t(T) + \omega B^j S_t(T) + N(T)$$

3. 개입-ARIMA모형의 추정, 진단 및 예측

개입-ARIMA모형의 구축과정은 먼저 개입효과와 무관한 시계열자료를 이용하여 원시계열도 추세를 살펴보고 시계열안정화의 필요한 지 여부를 판단하여 차분, 로그변환 등을 통해 자료를 안정화시키고 단위근 검정(unit root test)을 통해 시계열의 안정성 여부를 확인한다. 다음 모형의 식별, 추정, 진단 및 검진절차를 거쳐 ARIMA모형을 선택한다.

ARIMA 모형의 적합절차 중 모형의 식별단계에서는 차분, 로그변환 등을 통해 시계열을 정상화하여 시계열의 안정성을 판단한다. 그러나 시계열에 확실적인 추세가 존재하는 경우 시계열도만으로 시계열의 정상성(stationary)을 판별하기 어려운 경우가 많으므로 단위근 검정(unit root test)에 의해 단위근 존재여부를 판별한다.

단위근이 존재한다는 것은 모형에서 θ_1 이 1에 가까운 값을 가진다는 것을 의미하며 이 경우 ARIMA모형에 의한 예측에 의미가 없다. 또 모형의 식별단계에서는 시계열의 자기상관함수(ACF), 부분자기상관함수(PACF) 그래프를 통해 시계열 자료에 대한 차분수(일반차분 : d, 계절차분 : D)와 AR의 차수(AR 차수 : p, 계절AR의 차수 : P), MA(MA 차수 : q, 계절MA 차수 : Q)를 정하게 된다. 모형의 추정 단계는 식별된 모형의 자기회귀(AR)패러미터 ($\phi_1, \phi_2 \cdots \phi_p, \Phi_{1s}, \Phi_{2s} \cdots \Phi_{Ps}$)와 이동평균(MA) 패러미터 ($\theta_1, \theta_2 \cdots \theta_q, \Theta_{1s}, \Theta_{2s} \cdots \Theta_{Qs}$) 값을 추정하고 패러미터값의 유의성을 검정한다.

모형의 진단단계에서는 식별단계에서 선택된 모형들이 적합한지 잔차의 독립성 검정결과와 개별차수 각각에 대한 자기상관 존재여부를 통계적으로 검정하고 최종 선택된 모형에 의해 미래값을 예측한다.

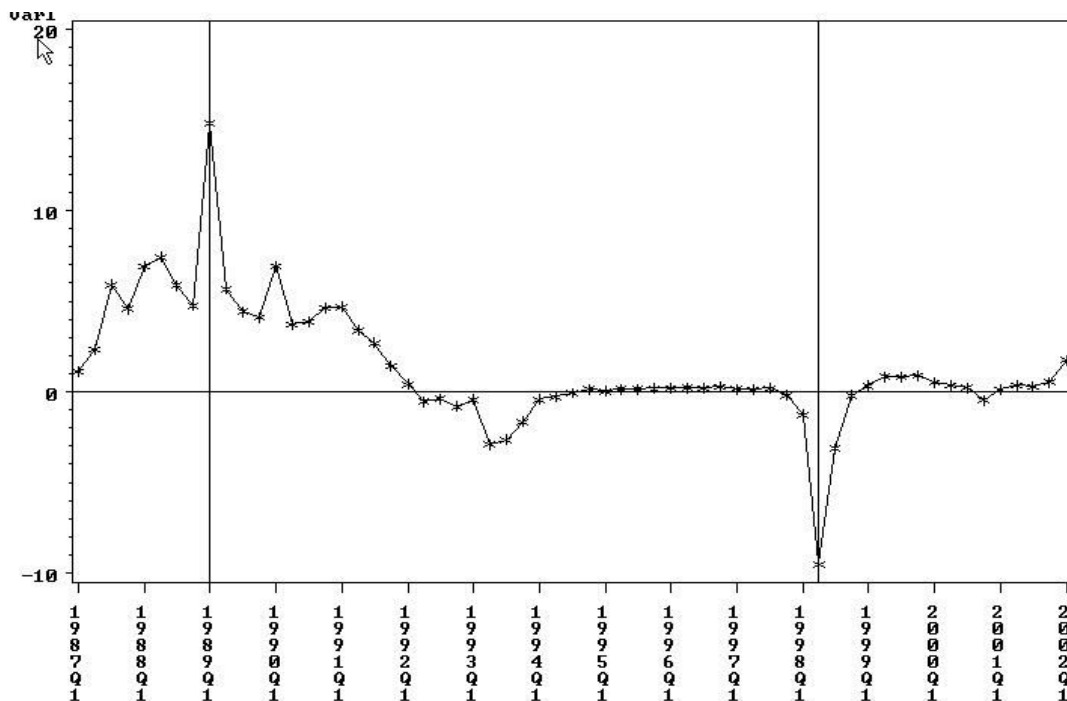
IV. 실증분석

1. 개입효과를 배제한 ARIMA 모형의 식별, 추정, 진단 및 구축

원시계열의 특성을 파악하기 위해 1987년 1/4분기 이후 우리나라 전국지가변동을 시계열도를 보면 <그림 3-1>에서 보는바와 같이 1989년도 1/4분기에는 지가가 폭등하고 1998년도 2/4분기에 폭락하였음을 확인 할 수 있으며 이 시기에 어떤 형태로든 토지시장에 외부적으로 큰 경제적 충격이 있었음을 파악 할 수 있다.

이러한 지가폭등과 폭락의 시기의 경제적인 상황을 살펴보면 1989년도 1/4분기는 80년대 전반기에 소위 3저 현상에 따른 무역수지 흑자로 유발된 풍부한 시중 유동성자금이 부동산시장으로 유입되며 86아시아게임과 88올림픽을 계기로 지가가 폭등하여 정부에서 200만호 주택건설 정책을 입안하여 시행했던 시점이며 1998년 2/4분기는 IMF 구제금융을 받은 직후로서 정부에서 부동산시장 활성화 대책을 적극적으로 추진하던 시기라고 할 수 있다.

<그림 3-1> 전국 지가변동을 추이



본 연구에서는 86아시아 게임, 88올림픽을 계기로 시중의 풍부한 유동성 자금이 부동산 시장에 유입되며 지가가 폭등하자 정부에서 부동산 시장안정대책으로 200만호 주택건설 계획을 발표한 직후였던 1988년 4/4분기와 IMF 구제금융 지원을 받기로 결정한 1997년 4/4분기를 기점으로 외부 경제적인 요인이 토지시장에 영향을 미친것으로 보고 개입모형을 구축하고자 한다. 개입모형을 구축하기 위해서는 먼저 개입효과와 무관한 시계열 자료를 이용하여 ARIMA 모형을 적합 시킨다. 따라서

1989년 3/4분기자료부터 1997년 3/4분기까지의 시계열 자료를 이용하여 ARIMA 모형을 식별하였다.

<그림 3-1>에서 보는바와 같이 1989년 3/4분기부터 1997년 3/4분기까지 전국지가변동율은 평균과 분산이 점점 줄어들며 불안정한 시계열을 보인다. 따라서 시계열의 안정화를 위해 원시계열자료를 1차 차분한 후 시계열도를 그려본 결과 시계열이 다소 불안정한 것으로 보이지만 원시계열보다, 차분된 시계열이 안정적으로 보여 차분된 ARIMA 모형을 적합하기로 하고 시계열의 정상성을 확인하기 위해 단위근 검정(Augmented Dickey Fuller Test :ADF)을 실시하였다. 그 결과 차분된 시계열에서는 단위근이 있다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각 할 수 없었다 ($p=0.33$). 즉 단위근이 존재하는 것으로 판명되어 1차 차분한 시계열 자료는 개입효과를 배제한 ARIMA 모형을 구축하기 어려웠다.

따라서 시계열도를 보면 다소 불안정하게 보이지만 원시계열자료에 대해 ADF법에 의해 단위근을 검정을 실시해본 결과 5% 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 판명($p=0.026$)되었다. 이러한 결과를 고려하여 개입효과를 배제한 ARIMA모형의 식별은 원시계열 자료를 이용하기로 하고 자기상관함수(ACF)와 부분자기상관함수(PACF)를 토대로 AR(1), AR(2), MA(1), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(1,2) 등을 대안으로 모형을 선택하여 추정결과의 패러미터의 유의수준, 잔차의 독립성검정 등을 감안하여 최종적으로 개입이 없는 모형의 형태로 ARIMA(2, 0, 1)를 선택하였다.

<표 3-1> 단위근 검정(ADF Test) 결과

원시계열		1차차분시계열	
ADF Test Statistic	P-값	ADF Test Statistic	P-값
-3.27180	0.026173	-1.90300	0.32659

<표 3-2> ARIMA(2 . 0. 1) 모형의 추정결과

요인	시차(lag:분기)	추정패러메타	t- 값
AR	1	0.11493	2.47
AR	2	0.79902	3.54
MA	1	-0.70732	-2.27
AIC		200.3925	
SBC		214.8156	

2. 개입-ARIMA 모형의 추정, 진단 및 예측

지가변동율의 경우 부동산 가격이 폭등하게 되면 정부는 부동산 관련 조세규제강화와 같은 수요억제 정책이나 200만호 주택건설 같은 공급확대 정책을 실시하게 된

다. 정부의 이러한 토지시장에 대한 개입효과는 개입시점 이후 점차 개입영향이 줄어들어 가는 것으로 볼 수 있다. 또 IMF 구제금융효과 또한 정부의 경제 안정 대책의 효과로 점차 그 효과가 줄어들어 가는 것으로 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 정부의 토지시장 개입효과가 발생시점부터 T 이후 j시간부터 점증적으로 영향이 줄어들어 가는 경우 ($\frac{\omega B^j}{1-\delta B} P_i(T)$)를 상정하여 개입모형을 구축하였다. 또 단일시계열에 두 번의 개입효과를 고려하고 있기 때문에 200만호 주택건설 정책 효과를 $P_{t=1988Q4}(T)$ 으로, IMF 구제금융효과를 $P_{t=1997Q4}(T)$ 로 표기하여 모형에 포함시켰다. 즉 개입-ARIMA 모형에서 $P_{t=1988Q4}(T)$ 의 값은 1988년 1/4분기에 1의 값을 가지고 나머지 기간에는 0의 값을 가지며, $P_{t=1997Q4}(T)$ 의 값은 1997년 4/4분기에 1의 값을 가지고, 나머지 기간에는 0의 값을 가지게 된다.

개입전 ARIMA모형(ARIMA(2,0,1))을 기초로 200만호주택건설 정책효과와 IMF구제금융효과를 고려하여 개입-ARIMA모형을 식별하고 추정한 결과 <그림 3-2>에서 보는 바와 같이 200만호 주택건설 정책이 지가변동율에 미친 영향은 1분기 후부터 그 효과가 발생하기 시작하며 계단형으로 서서히 감소하는 형태로 토지시장에 영향을 미치는 것으로 나타났고 4), IMF 구제금융효과는 3분기 후부터 지가가 계단형으로 서서히 감소하는 형태로 토지시장에 영향을 미치는 것으로 나타났다5). 따라서 전국지가변동율 예측을 위한 개입모형에서 200만호 주택건설 정책의 파급효과는 $\frac{\omega_1 B^1}{1-\delta_1 B} P_{t=1988Q4}(T)$ 형태를 고려하고, IMF 구제금융효과는 $\frac{\omega_2 B^3}{1-\delta_2 B} P_{t=1997Q4}(T)$ 형태를 고려하여 모형을 추정하고 진단하고자 한다.

$$Y_t = \frac{\omega_1 B^1}{1-\delta_1 B} P_{t=1988Q4}(T) + \frac{\omega_2 B^3}{1-\delta_2 B} P_{t=1997Q4}(T) + N(T) \dots \dots \dots \text{(식4)}$$

즉 전국 지가변동율을 예측하기 위해 (식3)과 같은 개입-ARIMA 모형을 선택하여 모형을 추정하고 검증하였으며 최종 추정결과를 식으로 표시하면 (식4)와 같다. 또 최종 개입-ARIMA 모형으로 추정된 파라메타와 각 파라메타의 유의수준은 <표 3-3>으로 정리하였다.

$$(1 - 1.92665 B^1 - 0.92850 B^2) Y_t = \frac{+10.19199 B^1}{(1 - 0.11535 B)} P_{t=1988Q4}(T)$$

4. 이러한 결과는 “윤주현, 김혜승”의 주택경기동향 및 단기전망 연구(2000, 국토연구원) “중개입 ARIMA 모형에 의한 서울시 아파트 가격에 대한 예측에서도 200만호 주택건설 효과는 파급효과가 충격형(pulse)과 계단형(step)으로 영향을 미치며 정(+)의 효과가 미치고 있음을 확인한 바 있다.

5. “윤주현, 김혜승”의 주택경기동향 및 단기전망 연구(2000, 국토연구원) “중개입 ARIMA 모형에 의한 서울시 아파트 가격에 대한 예측에서도 IMF 금융지원에 따른 파급효과가 감소하는 계단형(step)으로 주택가격에 영향을 미치고 있음을 확인한 바 있다.

$$- \frac{8.72147 B^3}{(1 - 0.31633 B^1)} P_{t=1997Q4}(T) + (1 + 0.94902B^1) \varepsilon_t \cdot \cdot \cdot (\text{식}$$

4)

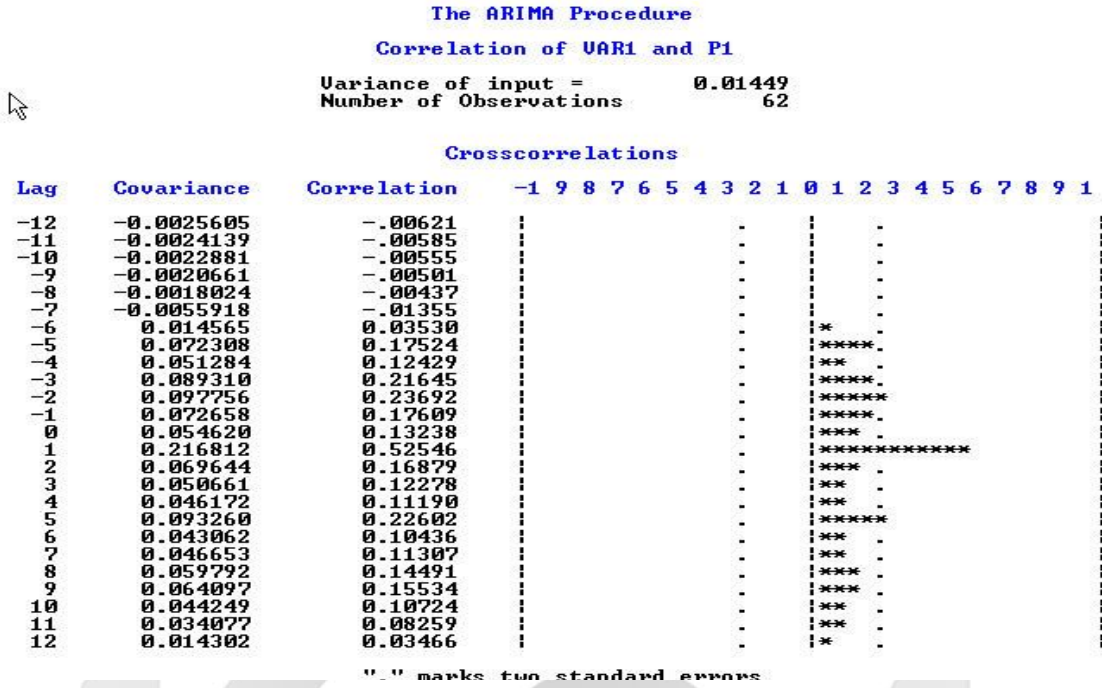
전국지가변동율을 예측하기 위해 개입전 ARIMA 모형의 식별, 추정, 진단 및 구축 절차와 200만호 주택건설 정책과 IMF 구제금융 효과를 고려한 개입-ARIMA 모형을 추정하고 진단한후 전국 지가변동율을 예측한 결과 2002년도에는 3/4분기에 1.24%, 4/4분기에 1.20%가 지가가 상승하며 2002년도 연간 전국 지가는 5.59% 상승 할 것으로 예측되었다.

또한 2003년도에는 1/4분기에 1.17%, 2/4분기에 1.13%, 3/4분기에 1.09%, 4/4분기에 1.06% 지가가 상승하며 상승추세는 지속적으로 감소하는 것으로 예측되었고, 2003년도 연간 지가는 4.52% 상승 할 것으로 예측되었다. 또 최종 선택된 개입-ARIMA 모형에 의한 예측치와 실제치는 <그림 3-4>와 같다.

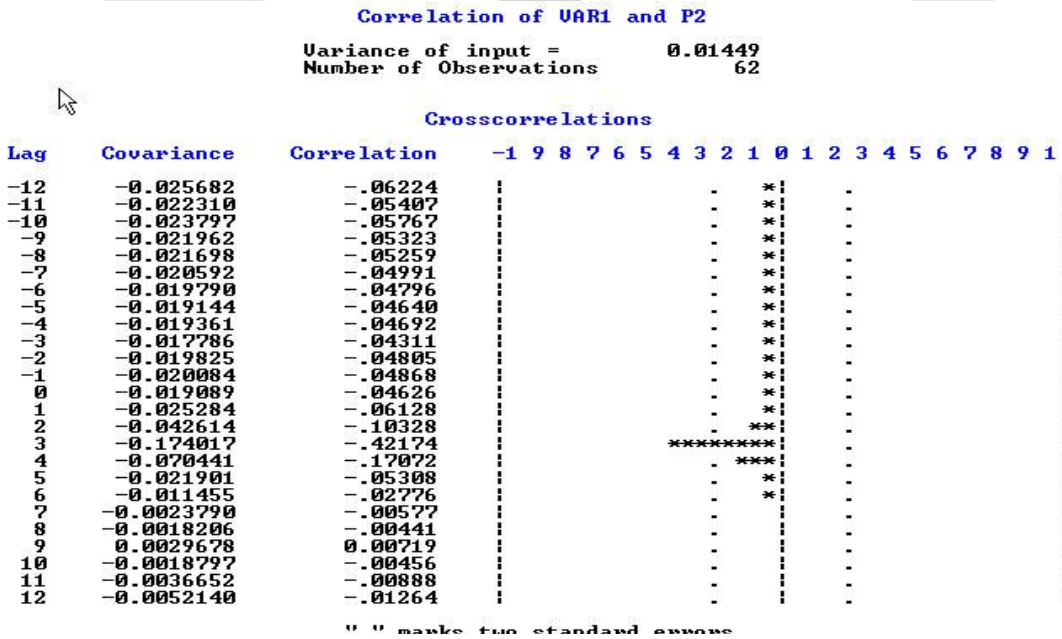
<표3-3> 개입- ARIMA모형의 추정결과

요인	시차(분기)	추정패러메타	t-값	개입시점(년분기)
AR	1	1.92665	5.98	
AR	2	-0.92850	-2.99	
MA	1	0.94902	2.54	
P _{t=1988Q4} (T) (200만호주택건설)	ω ₁ (즉각적 반응요인)	10.19199	13.12	1분기후부터 (1989년 1/4분기)
	δ ₁ (감소율 결정요인)	0.11535	2.44	
P _{t=1997Q4} (T) (IMF 구제금융)	ω ₂ (즉각적 반응요인)	-8.72147	-10.61	3분기후 부터 (1998년 3/4분기)
	δ ₂ (감소율 결정요인)	0.31633	3.08	
AIC	165.549			
SBC	179.968			

<그림 3-2> 전국지가변동율에 대한 200만호 주택건설 정책 개입효과 발생 시점



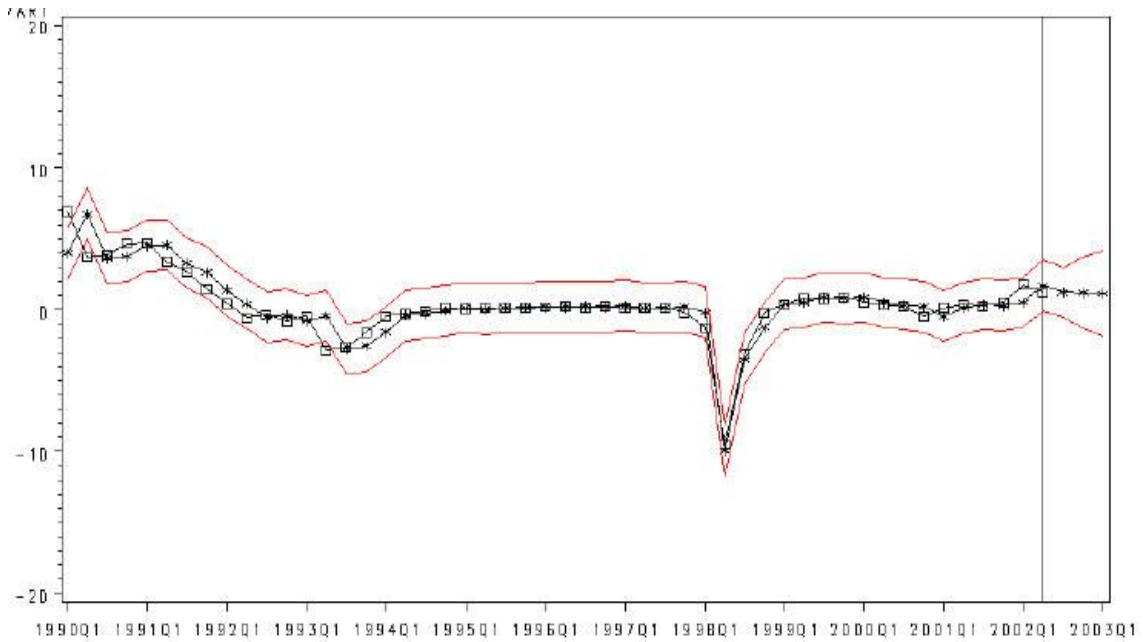
<그림 3-3> 전국지가변동율에 대한 IMF 구제금융 개입효과 발생시점



<표3- 4 > 전국지가변동을 예측치

2002년도					2003년도				
1/4(실제)	2/4(실제)	3/4	4/4	년간	1/4	2/4	3/4	4/4	년간
1.76	1.28	1.24	1.20	5.59	1.17	1.13	1.09	1.06	4.52

<그림 3-4> 전국지가변동에 대한 예측치와 실제치



3. 개입효과 형태와 지가변동 전망

본 연구에서는 1987년 1/4분기부터 2002년 2/4분기까지 분기별 지가변동을 자료를 이용하여 지역별 하부시장별로 전국지가변동을 예측을 위한 개입-ARIMA모형의 구축과 예측 과정과 동일한 절차를 반복하여 200만호 주택건설 공급정책과 IMF 구제금융 효과의 개입형태를 분석하고 2002년도 하반기와 2003년도 분기별 지가변동을 예측하였다.

전국 토지시장을 대도시지역, 시지역, 군지역 지역별 하부시장으로 구분 할 경우 200만호 주택건설 정책의 개입효과발생하기 시작한 시점은 각 하부 토지시장 모두 전국 토지시장을 대상으로 분석할 경우와 마찬가지로 1분기 후 부터 발생하기 시작한 것으로 분석되었다. 그러나 광역자치단체별로 하부토지시장을 구분할 경우 200만호 주택건설 정책효과가 토지시장에 영향을 미치기 시작하는 시점은 가장 빠른 1분기후(1989년 1/4분기)부터 가장 늦은 5분기후(1990년 4/4분기까지)까지 다양한 것

으로 나타났다.

개입효과가 토지시장에 미치는 형태는 하부토지시장을 대도시지역, 시지역, 군지역으로 구분 할 경우나 광역자치단체를 기준으로 구분 할 경우 모두 즉각적인 반응요인 패러미터(ω_1) 부호가 정(+의 값을 갖는 것으로 추정되어 지가변동에 정(+의 형태로 영향을 미치되 그 효과는 점차 감소하는 계단형 형태로 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

200만호 주택건설 정책의 개입효과 발생하기 시작한 시점을 권역별로 구분하여 비교해보면, 수도권 지역(서울, 인천)과 영동권(강원)은 1분기 후부터 바로 정책 효과가 토지시장에 영향을 미치기 시작한 것으로 나타났다. 또한 중부권(충북, 충남)과 호남권북부(전북)의 경우에도 1분기 후부터 바로 정책개입효과가 발생하기 시작한 것으로 나타났다. 호남권 남부(전남)와 영남권중남부(경남) 경우 3분기 후 개입효과가 나타나기 시작하며 영남권북부(대구, 경북, 부산)의 경우 200만호 주택건설 정책이 발표되고 1년 3개월이 지난 5분기후(1999년 1/4분기)에 정책효과가 발생하기 시작한 것으로 나타났다.

이러한 지역별 토지시장에 200만호 주택건설 정책 효과를 정책 개입효과가 발생하기 시작한 시점을 공간적으로 살펴보면 수도권은 정책효과가 즉시 발생하며 중부권, 호남권, 영남권으로 정책효과가 파급되어 나간 것을 확인할 수 있다.

IMF구제금융효과는 대도시, 시지역, 군지역, 그리고 광역자치단체를 기준으로 구분한 하부 토지시장 모두 3분기후(1998년 3/4분기)부터 정책의 효과가 나타나기 시작하였으며 즉각적인 반응요인 패러미터(ω_2) 부호가 부(-)의 값을 갖는 것으로 추정되어 지가하락에 영향을 미치되 그 효과는 점차 감소하는 계단형 형태로 영향을 미쳤던 것으로 나타났다. 또 IMF 구제금융 효과가 토지시장에 발생하기 시작한 시기와 형태는 3분기 후부터 전국 전지역 모두 지가하락에 영향을 미친 것으로 나타나 IMF 구제금융 당시 경제상황이 심각했음을 반증해주고 있다.

즉 200만호 주택건설 정책 효과는 공간적 하부토지시장을 기준으로 볼때 수도권에서 중부권, 호남권, 영남권으로 시차를 두고 영향이 확산되었으나, IMF 구제금융 효과는 전국적 모든 하부 토지시장에 동시에 영향을 주었던 것으로 나타나 당시 심각했던 경제위기상황을 확인할 수 있게 해준다.

개입-ARIMA 모형에 의한 지가변동을 예측 결과를 살펴보면 2002년도 연간 전국 지가는 5.59% 상승 할 것으로 예측되었고, 대도시지역이 6.91%, 시지역이 4.61%, 군지역이 2.47% 상승 할 것으로 예측되었다.

광역자치단체를 기준으로 한 하부토지시장에 대한 2002년도 지가변동 예측 결과를 분석해보면 권역별 하부시장 간에 지가상승에 차별화가 발생 할 것으로 전망된다. 즉 수도권(서울 9.9%, 인천 6.00%, 경기 7.05%) 과 제주도(7.12%) 의 경우 각 지역별 하부시장에서 최소한 6.00% 이상의 지가상승이 전망되고 있는 반면에 호남권(전북 0.39%, 전남 : 0.91 %, 광주 0.38%)의 경우 1% 미만의 근소한 지가 상승이 전망되고 있다.

또 중부권(충북 3.44%, 충남 1.26%) 과 강원도(1.79%) 의 경우 1.26% ~3.44% 수준에서 지가가 상승 할 것으로 예측되었고, 영남권(경북 1.61%, 경남 2.56%, 대구 1.99% , 부산 2.88%)의 경우 1.61%~2.88% 수준의 지가상승이 예측되고 있어 2002년도 토지시장은 수도권 지역이 강세를 보이며 지역하부시장별로 큰 차별화를 보이며 지가상승이 될 것으로 전망된다.

2003년도 연간 전국 지가는 2002년도보다 다소 낮은 4.52% 상승 할 것으로 예측되었고, 대도시지역이 5.47%, 시지역이 3.59%, 군지역이 2.11% 상승 할 것으로 예측되었다. 광역자치단체를 기준으로 한 2003년도 하부토지시장에 대한 지가변동 예측치를 수도권(서울 7.77%, 인천 3.46%, 경기 5.57%), 영동권(강원 1.63%), 중부권(충북 1.47, 충남 0.67%), 호남권(광주 0.13% 전북 0.38%, 전남 0.93%), 영남권(부산 2.42%, 대구 0.98%, 경북 1.10% 경남 2.03%) 으로 구분 해 보면 2002년도에 이어 2003년도에도 수도권의 강세와 호남권과 영남권의 약세가 계속 이어지며 지가상승율이 지역별로 차별화 될 것으로 전망되며 지가상승 추세는 전년도에 비해 전 하부토지시장에서 상승율이 다소 둔화 될 것으로 전망된다.

<표3-5> 토지시장 개입효과 발생시점 및 개입형태

지역	200만호 주택건설 정책		IMF 구제금융	
	개입시점(lag)	ω_1 부호	개입시점(lag)	ω_2 부호
전국	1분기후	+	3분기후	-
대도시	1분기후	+	3분기후	-
시지역	1분기후	+	3분기후	-
군지역	1분기후	+	3분기후	-
서울	1분기후	+	3분기후	-
부산	5분기후	+	3분기후	-
대구	5분기후	+	3분기후	-
인천	1분기후	+	3분기후	-
광주	3분기후	+	3분기후	-
경기	2분기후	+	3분기후	-
강원	1분기후	+	3분기후	-
충북	1분기후	+	3분기후	-
충남	1분기후	+	3분기후	-
전북	1분기후	+	3분기후	-
전남	3분기후	+	3분기후	-
경북	5분기후	+	3분기후	-
경남	3분기후	+	3분기후	-
제주	1분기후	+	3분기후	-

< 표 3- 6> 지가변동을 예측 결과

지역	2002년도					2003년도				
	1/4(실제)	2/4(실제)	3/4	4/4	년간	1/4	2/4	3/4	4/4	년간
전국	1.76	1.28	1.24	1.20	5.59	1.17	1.13	1.09	1.06	4.52
대도시	2.11	1.54	1.67	1.42	6.91	1.50	1.31	1.35	1.20	5.47
시지역	1.51	1.10	0.97	0.95	4.61	0.92	0.90	0.87	0.85	3.59
군지역	0.78	0.56	0.56	0.55	2.47	0.54	0.53	0.52	0.50	2.11
서울	3.00	2.28	2.18	2.09	9.99	2.00	1.93	1.85	1.77	7.77
부산	0.89	0.67	0.65	0.64	2.88	0.62	0.61	0.59	0.58	2.42
대구	0.39	0.30	0.65	0.64	1.99	0.26	0.25	0.24	0.23	0.98
인천	2.40	1.19	1.20	1.09	6.00	0.98	0.89	0.81	0.74	3.46
광주	0.12	0.19	0.04	0.03	0.38	0.04	0.03	0.03	0.03	0.13
경기	2.28	1.58	1.53	1.48	7.05	1.43	1.39	1.34	1.30	5.57
강원	0.46	0.45	0.44	0.43	1.79	0.42	0.41	0.40	0.39	1.63
충북	1.96	0.52	0.48	0.44	3.44	0.41	0.38	0.35	0.32	1.47
충남	0.32	0.36	0.31	0.26	1.26	0.22	0.18	0.15	0.12	0.67
전북	0.07	0.11	0.11	0.10	0.39	0.10	0.10	0.09	0.09	0.38
전남	0.17	0.25	0.25	0.24	0.91	0.24	0.23	0.23	0.23	0.93
경북	0.67	0.32	0.31	0.30	1.61	0.29	0.28	0.27	0.26	1.10
경남	0.82	0.59	0.57	0.56	2.56	0.54	0.52	0.50	0.49	2.07
제주	1.31	2.75	1.46	1.42	7.12	1.39	1.35	1.32	1.28	5.45

V . 결론

이 상과 같이 본 연구에서는 개입-ARIMA 모형을 이용하여 200만호 주택건설 정책 과 IMF 구제금융의 우리나라 토지시장에 대한 개입효과로서 개입형태와 개입효과 발생시기를 살펴보고 전국 및 지역별 하부 토지시장에 대한 2002년도와 2003년도 지가변동을 예측하고 시장을 전망하였다.

개입-ARIMA 모형은 경제현상을 설명 할 수 있는 이론적인 뒷받침이 없고 다른 경제지표들과 상호관계를 규명하기 어렵다는 한계를 지니고 있으나 추가적인 정보 없이 예측이 가능하고 외부 경제적인 충격이 시계열에 미치는 영향을 고려 할 수 있고, 단기예측에 있어서 정확한 예측력으로 인해 자주 쓰이는 기법이다.

200만호 주택건설 정책의 경우 각 하부 토지시장에 대한 개입효과가 발생하기 시작한 시기는 1분기후부터 5분기후까지 다양한 것으로 분석되었다. 그러나 공간적인 범위로 토지시장을 구분해보면 200만호 주택건설의 정책의 효과는 수도권에서 가장 먼저 발생하기 시작하여 중부권, 호남권, 영남권으로 시차를 두고 확산되어 나간 것으로 분석되었다. 또한 200만호 주택건설 효과는 각 하부 토지시장에 지가변동에 정(+)의 형태로 영향을 미치되 그 효과는 점차 감소하는 계단형 형태로 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

IMF 구제금융효과는 대도시, 시지역, 군지역, 그리고 광역자치단체를 기준으로 구

분한 하부 토지시장 모두 3분기후(1998년 3/4분기)부터 정책의 효과가 나타나기 시작하였으며 즉각적인 반응요인 패러미터(ω_2) 부호가 부(-)의 값을 갖는 것으로 추정되어 지가하락에 영향을 미치되 그 효과는 점차 감소하는 계단형 형태로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

또 예측결과를 토대로 지역별 하부 토지시장을 전망해본 결과 2002년도 토지시장은 지역하부시장별로 지가상승율에 있어서 큰 차별화를 보이며 지가상승이 될 것으로 전망된다. 2003년도에도 권역별로 수도권의 강세와 호남권과 영남권의 약세가 계속 이어지며 지가상승율이 지역별로 차별화 될 것으로 전망되며 지가상승추세는 전년도에 비해 전체 하부토지시장에서 상승율이 다소 둔화 될 것으로 전망된다.

참고문헌

- 통계연수부. 1999. SAS 시계열 분석과정. 대전 : 국가전문행정연수원
- 통계연수부. 2000. SAS를 이용한 자료분석과정. 대전 : 국가전문행정연수원
- 박헌주·정희남·박철·문경희. 2000. 토지시장의 구조 변화 및 전망연구. 안양: 국토연구원
- 서승환. 1994. 한국부동산시장의 거시계량분석. 서울 : 홍문사.
- 손재영 편. 1993. 토지시장의 분석과 정책과제. 서울 : 한국개발연구원.
- 윤주현. 2001. VAR 모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망 연구. 안양: 국토연구원
- 윤주현·김혜승. 2000. 주택시장 경기동향 및 단기전망 연구. 안양: 국토연구원
- 이용만. 1998. “금융위기와 토지시장”. 토지연구제9권
- 정희남·김창현. 1997. 거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향분석. 안양 : 국토개발연구원.
- 조주현. 1999. 부동산 주기변동과 요인변수분석. 서울 : 한국개발연구원.
- Box, G. E. and G. M. Jenkins and G. C. Reinsel. 1994. *Time Analysis: Forecasting and Control*. Prentice-Hall Inc.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979. *Distribution of the Estimators for*

- Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association*. Vol.74. pp427-431.
- Edelstein, R. H. and J. M. Paul. 1997. *Are Japanese Land Price Based on Expectation : A Forecasting Model Approach*. University of California at Berkeley.
- Maddala, G. S. 1988. *Introduction to Econometrics*. Macmillan Publishing Company.
- Makridakis, S., Wheelwright, S.C., and Hyndman, R.J. 1998. *Forecasting : Methods and Applications*. 3rd edition.
- Pindyck, R.S., and Rubinfeld, D.L. 1991. *Econometric Models and Economic Forecasts*. McGraw-Hill.
- SAS. 2002. *SA/ETS User's Guide, Version 8 Vol. 1, 8 Vol. 2*

K C I

Forecasting the fluctuation rate of land price with Intervention
ARIMA Model in Korean Land Market
- Focusing on the Regional Land Sub-Markets -

※ **Keywords** : Fluctuation Rate of Land Price, ARIMA, Intervention
- ARIMA, Intervention Effect

Kyoung Woo

The purpose of this study is to analyse the intervention effects of the 200 million houses supply plan and economic crisis in 1997, originated from the shortage of foreign currency, and also to predict the fluctuation rate of land price in Korean land sub-market with intervention model in 2002 and 2003.

The results of this study can be summarized as follows ; According to regions classified by local governments, the intervention effects of 200 million houses supply plan occurred from after 3 months to after 15 months as forms of decreasing step function. The intervention effects of economic crisis occurred after 3 months from all local regions in Korea as forms of increasing step function.

As results of forecasting with intervention ARIMA model, the predicted increasing rate of total land price in Korea during the year 2002 is 5.59%. Also it is analyzed that the increasing rate of land price will be differentiated according to local land sub-markets. In order words, Seoul Metropolitan Area will show the highest increasing rate of land price and, far from Seoul Metropolitan Area, successively Central Area, Ho Nam Area and Kyoung Nam Area, the increasing rate of land price will become lower.

КСІ

КСІ