

VAR 모형을 이용한 수도권 지가변동에 관한 연구

박헌수 · 우경 · 김창수

중앙대 · 한국토지공사 · 한국토지공사

A Study on the land price fluctuations in Seoul Metropolitan Area

Park, Heonsoo · Woo, Kyung · Kim, Changsoo

Associate Professor, Chungang University · Senior Researcher, Korea Land
Corporation · Senior Researcher, Korea Land Corporation

Abstract: The land price fluctuations in Seoul Metropolitan Area could be affected by several factors which are identified as shocks in the national output market, national interest rate, and idiosyncratic neighborhood land markets. Magnitudes or importance levels of those shocks could be specified in short- and long-terms through forecasting error decompositions and the orthogonal impulse responses. The factors which affect the each land price rates vary in regions of interest. In Seoul, for example, idiosyncratic shocks explained almost the land price variations in the short-run, but in the long-run, the shocks in the interest rates and neighborhood land price variations are more important. In Kyunggi Do, the idiosyncratic and land price fluctuations in Seoul are more important. On the other hand, the land price fluctuations in Seoul and Kyunggi Do are important factors for the Incheon's land price fluctuations.

주요어: 벡터자귀회귀모형, 충격반응, 분산분해

VAR, Impulse Responses, Forecast Error Decompositions

1. 서론

토지의 시장가치(지가)는 토지에 대한 수요

와 공급에 의해 결정되며, 이는 GDP성장률, 이자율, 각종 조세율 등 일반경기를 나타내는 여러 요인들에 영향을 받는다. 일반적으로 경

제가 성장하거나, 이자율이 낮아지면 시중의 여유자금이 토지시장으로 유입되기 때문에 지가는 경제성장과 이자율에 동행 혹은 후행하는 것으로 알려져 있다.

지가는 정책적 요인에 의해서도 영향을 받는다. 정부의 도시개발계획은 토지에 대한 수요를 창출할 뿐만 아니라 개발이익의 기대로 인해 지가를 상승시킨다. 개발계획에 따른 투자는 정부의 경제정책과 관련하여 수립되기 때문에 경제적 요인과 밀접하게 관련이 된다.

지가오름세 심리, 환물 심리, 부동산 투기 심리 등 사회·심리적 요인 역시 기업이나 가계의 자금을 부동산에 유입시켜 토지에 대한 가수요를 유발시킴으로서 토지가격의 변동에 영향을 미치기도 한다(강원철·김복순, 1998).

최근 들어 지가변동의 원인들은 토지시장에 관심을 가지는 학자, 정책 결정자, 공공과 민간 부동산개발자들에게 주된 관심 대상이 되고 있다. 이러한 관심의 한 이유는 지역별로 지가수준이 전국의 지가수준과 다르고, 지가변동 역시 지역마다 다르게 나타나고 있으며, 그 차이가 갈수록 커지는 데 있다. 또한 지역의 지가 변동은 해당 지역뿐만 아니라 다른 지역의 지가변동에 영향을 미치기도 한다.

하지만 국민경제 규모는 날로 증대되고, 경제구조가 지속적으로 변화하는 매우 복잡한 양상을 띠고 있기 때문에 기존의 경제이론만으로 토지시장의 지가변동들을 설명하기가 어려워지고 있다.

본 논문의 목적은 세 가지이다. 첫째로, 수도권에 대하여 지가변동률, 경제성장률과 이자율에 대한 벡터자기회귀(Vector Autoregression; VAR) 모형을 통하여 거시경제변수들간의 상호관련성을 살펴보고, 둘째로 지가변동에 영향을 미치는 요인들의 충격에 대한 반응들을 분석하고, 마지막으로 지가변동률을 예측하는 과정에서 영향을 미치는 요인들을 분해하여 살펴봄으로써 수도권 지역의 지가변동률에 대한 예측력을 높이고자한다.

본 논문에서는 분석대상 지역을 서울, 경기, 인천으로 구분하여 지가변동의 파급효과들을 살펴보고자 한다. 분석에 사용된 자료는 1987년 1/4분기부터 2002년 4/4분기까지의 시계열 자료로서, 모형에 사용된 변수들은 대부분이 단위근(unit root)이 존재하지 않기 때문에 변수들 간에는 장기균형관계(long-run equilibrium relationships)가 없다고 가정하였다.

본 논문의 구성은 5개의 절로 구성되어 있다. 2절에서는 지가변동률에 대한 선행연구내용들을 소개하고 있으며, 3절에서는 VAR 모형의 이론적 고찰을 살펴보고, 4절에서는 실증분석 결과를 제시한다. 실증분석에서는 사용된 자료에 대한 소개와 단위근 검정, 적정시차의 결정, 모형추정 결과를 제시한다. 또한, 충격반응(impulse responses)을 분석함으로써 각 지역의 지가변동에 구조적 충격의 효과를 살펴보고, 예측오차의 분산을 구조적인 충격(structural shock)별로 분해함으로써 지가변동에 중요한 요인들을 규명한 뒤에 5절에서 결론을 도출한다.

2. 선행연구

지가에 영향을 미치는 주요 요인들은 경제 전반적인 상황, 부동산 시장의 상황, 정부의 정책을 들 수 있다. 이 중 거시경제변수들 사이의 관계에 관한 연구들은 주로 지가와 거시경제변수들 사이의 관계를 그랜저-심즈의 인과관계분석(Granger-Sims causality test), VAR 분석, 공적분 검정(cointegration test) 또는 회귀분석 등의 연구방법에 의하여 분석한 연구들이 주를 이루고 있다.

김경환·서승환(1990)은 합리적 기대가 포함된 토지 및 주택가격함수를 추정함으로써 지가와 주택가격의 거품성 여부를 분석하였

다. 서승환·김경환·유진방(1991)은 단순회귀 분석을 통해 지가의 상승이 소비증가와 설비 투자의 감소를 초래함을 보였으며, 그랜저-심즈 인과관계 검정결과 지가는 일반물가에 양(+)의 영향을 미치며, 일반물가는 시차를 두고 주택가격에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

박원암(1992)는 자산가격변화와 시장기본요인간의 높은 연관성을 보임으로써 시장기본요인의 중요성을 강조하였다. 지가의 변화를 시장기본요인으로 잘 설명될 수 있는 지가방정식을 추정하여 지가의 변화를 GNP와 총통화의 변화만으로 추정한 결과 적합도가 높은 추정식을 얻을 수 있었다. 통화가 증가하면 명목금리가 하락하고 기대물가상승율이 상승하여 실질금리가 하락함으로 총통화는 실질금리의 대용변수로 채택하였다. 주가에 이미 거품이 포함되어 있으므로 이를 지가방정식에 설명변수로 포함시키는 것은 잘못이며 가격변수의 기대치를 설명변수로 도입하는 것은 외생성의 문제가 있을 수 있다는 점을 지적한 후 지가를 실질금리나 성장률과 같은 시장기본가치의 변화를 통하여 설명할 수 있음을 제시하였다.

한국감정평가업협회(1994)는 이자율이 지가에 영향을 주며, 지가 또한 이자율에 영향을 주고 있다고 분석하였다. 이런 현상은 대기업들이 지가가 오를수록 제도권 금융기관을 독식하여 토지에 투기함으로서 시장의 자금사정이 나빠지고 이자율이 상승한다는 것이다. 또한 도매물가지수, 소비자물가지수 등 인플레이를 대변하는 지수의 변수는 지가상승율에 거의 일방적으로 영향을 받은 것으로 나타나며, 그 영향은 1년 반 내지 2년의 시차를 두고 양의 효과를 보이는 것으로 밝혀졌다.

한종수(1995)는 토지에 대한 공급은 고정되었다는 가정을 설정하고 토지수요에 영향을 미치는 요인들로서 지가변동추이에 따른 변수들을 이용하여 지가변동요인을 실질적으로 분

석하였는데 실질국민총생산, 건축허가면적 등은 실질지가를 설명하는데 있어서 유의성이 없는 것으로 나타났으며, 특히, 금융자산수익률로 정기에금이자율을 이용하여 추정할 경우 실질국민총생산이 실질지가를 하락시키는 이해하기 어려운 결과치가 나왔다. 실질지가의 변동요인에 관한 분석도 금융자산의 수익률로서 사채이자율을 이용한 추정을 중심으로 보면 실질국민총생산이 실질지가에 주는 영향은 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 통화량, 실질지가의 상대적 기대상승률, 해외부문으로부터의 충격, 주택2백만 호 건설 등은 실질지가변동에 유의적으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 결국 실물경제상태를 반영하는 이론지가수준보다 높은 수준으로 형성된 예상지가에 가장 중요한 역할을 하는 것은 토지투기라고 할 수 있으며 한국의 지가에는 투기로 인한 거품지가가 다량으로 포함되어 있다고 볼 수 있다. 그러므로 향후의 지가안정화를 위해서는 토지투기의 근절을 통한 예상지가의 하향조정이 무엇보다도 중요한 문제임을 지적하고 있다.

토지시장과 주택·금융시장과의 관계를 분석하기 위해 다변량 VAR 모형을 분석한 사례로는 서승환(1994), 강원철·김복순(1998), 건설교통부(2000), 윤주현(2001) 논문이 있다. 서승환(1994)에서는 지가와 주택가격사이에는 장기균형관계가 존재한다는 결과를 제시하면서 지가상승율과 1년 전의 총통화증가율 그리고 지가상승율과 2년 전의 주가상승율 사이의 움직임에 유사점이 있음을 보이고 있다. 정부정책을 나타내는 대리변수로서 1년 전 건축허가면적의 전년도 대비 성장률을 고려하는 경우 매우 유사한 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 결과적으로 주택매매가격과 건축허가면적, 주택전세가격과 매매가격 사이에는 공적분관계가 성립하지만 주택매매가격과 전세가격 사이에는 공적분관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 주택의 자본수익률이 불

안정한 시계열을 나타내고 있음을 보여주고 있다.

이상에서 문헌연구들을 살펴본 결과 대부분이 국가전체적으로 거시경제변수들과 지가변동률간의 관계를 설정하고 분석한 사례가 대부분을 차지하고 있다. 본 연구에서는 최근 부동산 가격이 급등하고 있는 수도권 지역에 대해 지가변동률의 변화를 VAR 모형을 통하여 타 거시경제변수와의 관계를 규명한 다음, 충격반응함수와 분산분해 방법을 사용하여 수도권 지가변동에 대해 체계적으로 살펴보고자 한다.

3. 분석모형

본 논문에서는 지가변동에 대한 모형으로서 벡터자기회귀(Vector Autoregression; VAR) 모형을 사용하였다. VAR 모형은 리터만(Litterman)과 심즈(Sims) 등에 의해 단계 예측을 주목적으로 개발된 것으로서, 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속 변수로 하고, 이들 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 구성한 n 개의 선형 회귀방정식을 통하여 시계열의 확률과정(stochastic process)을 추정하는 방법이다.

VAR 모형은 전통적인 구조방정식모형에 의존하는 회귀분석방법과 ARIMA 모형에 의한 시계열분석방법이 갖는 단점을 보완할 수 있기 때문에 주요 경제활동 예측에 많이 사용되고 있다. 특히, VAR 모형은 모형작성자의 선형적 주관을 가급적 배제하여 지극히 일반화된 유형의 모형으로 작성함으로써, 모형내의 각 변수는 자신의 시차변수와 모형 내의 여타 변수의 시차변수들을 동시에 설명변수로 취급하기 때문에 내생변수와 외생변수 간의 주관적인 구분이 필요하지 않고, 일반적으로 모형 내에 포함되는 변수가 많지 않아 실제

예측을 수행하는데 비용과 시간이 많이 절약되고, 대규모 모형에서 제기되는 자료의 수집과 변형의 번거로운 문제를 피할 수 있다.

하지만, VAR 모형에 의한 분석결과는 모형 내에 포함시킬 변수의 선정결과에 따라 추정 및 자료 분석 결과가 민감한 변화를 보일 뿐만 아니라 VAR 모형은 이론적 근거를 무시한 채 설정되므로 정책변수에 대한 연관효과를 분석하려는 조건부예측이 수월치 못한 한계가 있다.

본 논문에서 사용한 자료들을 실질GDP성장률(g_t), 이자율(r_t), 서울지가변동률(s_t), 경기지가변동률(k_t), 인천지가변동률(i_t)로 표기하고 이들로 구성된 다변량 시계열(multi-variate time series) x_t 를 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$x_t = (g_t, r_t, n_t, s_t, i_t)' \quad (1)$$

실질GDP성장률과 지가변동률은 각각 실질GDP와 전국지가수준을 로그차분(log difference)을 취한 것이라고 볼 수 있어 단위근(unit root)을 가지고 있지 않는 것이 보통이다. 이자율 역시 일반적으로 단위근을 가지고 있지 않는다. 추후 이들에 대해서 단위근 검정을 이를 통계적으로 확인하기로 한다.

위에 정의된 다변량 시계열 x_t 는 단위근이 존재하지 않는다는 가정 하에서 p 차의 VAR(Vector Autoregressive) 확률과정을 따른다고 하자. 즉,

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + u_t, \quad (2)$$

여기서 A_i 는 시차변수들(lagged variables)의 ($n \times n$) 계수행렬이고 p 는 VAR 모형에서의 시차계수(lag order)이다. u_t 는

평균이 0이고 분산공분산행렬이 Ω 인 가우시안(Gaussian) 분포를 하는 오차항으로 서로 상관(correlated)되어 있다고 가정한다.

오차항 u_t 는 서로 독립적인 구조적 충격(structural shock)을 나타내는 ϵ_t 와 다음과 같은 관계를 갖는다고 가정한다.

$$\begin{aligned} u_{1t} &= \epsilon_{1t} \\ u_{2t} &= w_{21}\epsilon_{1t} + \epsilon_{2t} \\ u_{3t} &= w_{31}\epsilon_{1t} + w_{32}\epsilon_{2t} + \epsilon_{3t} \\ u_{4t} &= w_{41}\epsilon_{1t} + w_{42}\epsilon_{2t} + w_{43}\epsilon_{3t} + \epsilon_{4t} \\ u_{5t} &= w_{51}\epsilon_{1t} + w_{52}\epsilon_{2t} + w_{53}\epsilon_{3t} + w_{54}\epsilon_{4t} + \epsilon_{5t} \end{aligned}$$

이를 행렬로 표현하면 $u_t = W \epsilon_t$ 임. 즉,

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix}, W = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ w_{31} & w_{32} & 1 & 0 & 0 \\ w_{41} & w_{42} & w_{43} & 1 & 0 \\ w_{51} & w_{52} & w_{53} & w_{54} & 1 \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \\ \epsilon_{5t} \end{bmatrix}.$$

ϵ_{1t} 는 경제성장에 따른 수요충격(demand shock), ϵ_{2t} 는 금융시장의 여건변화를 나타내는 금융충격(monetary shock), ϵ_{3t} , ϵ_{4t} , ϵ_{5t} 는 각각 서울, 경기, 인천 토지시장 여건변화를 나타내는 토지시장충격(land market shocks)을 나타내며, 각각은 서로 직교(orthogonal)한다고 가정한다. 즉, ϵ_t 의 분산공분산행렬은 주대각선 원소는 일정한 상수이며 대각선이외의 원소는 모두 0인 행렬임. 즉,

$$\text{cov}(\epsilon_t) \equiv \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_2^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_3^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_4^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_5^2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

위 식의 의미를 살펴보면, 실질GDP성장율은

수요충격에만 영향을 받는다고 가정하고 있으며, 이자율은 일정부분은 경제성장에 따른 수요충격에 영향을 받으며 (가중치는 w_{21}) 나머지는 금융충격에 의해 영향을 받고, 서울지가변동률은 국가경제성장에 따른 수요충격(가중치는 w_{31})과 금융충격(가중치는 w_{32}), 그리고 토지시장충격에 의해 영향을 받는다고 가정한다. 경기지가변동률은 수요충격, 금융충격, 서울토지시장충격, 그리고 경기토지시장충격에 영향을 받으며, 마지막으로 인천지가변동률은 수요충격, 금융충격, 서울, 경기, 인천 토지시장충격에 의해 영향을 받는다고 가정한다.

$u_t = W \epsilon_t$ 의 관계를 통해 (2)식의 양변에 W^{-1} 을 곱하면 다음의 구조적 VAR 모형을 얻게 된다. 즉,

$$W^{-1}x_t = B_1x_{t-1} + \dots + B_px_{t-p+1} + \epsilon_t,$$

여기서 $B_i = W^{-1}A_i$ 이며 W^{-1} 의 원소들은 x_t 변수들 간의 동시효과를 의미한다.

모형 추정에 앞서 연립방정식체계에서 식별문제(identification problem)가 해결되어야 한다. 즉, (2)식의 축약형(reduced) VAR 모형에서 추정된 오차항 u_t 의 분산공분산 행렬

Ω 에 대한 정보로부터 W^{-1} 와 ϵ_t 의 분산공분산 행렬인 Λ 를 구할 수 있는가 여부이다. W^{-1} 의 식별방법에는 출레스키 분해(Cholesky decomposition)에 의한 방법(Sims 1980), 동시적 제약을 가하는 단기 구조적 VAR 모형에 의한 방법(Bernanke, 1986; Sims 1986), 장기 제약을 가하는 장기 구조적 VAR 모형에 의한 방법(Blanchard and Quah)

등이 있다. 본 논문에서는 (4)와 같이 VAR 모형의 구조를 축차형(recursive) 구조를 가정하고 출레스키 분해법을 이용하여 식별하기로 한다. 즉, 본 논문에서는 (2)의 각 식을 최소자승법으로 추정하여 잔차(residual)을 구하여 Ω 를 추정한 다음 이를 출레스키분해, 즉 $\Omega = PP'$ 를 통해 W^{-1} 와 Λ 를 구한다(Hamilton, 1994). 이를 수식으로 표현하면 다음 식과 같다.

$$\Omega = W\Lambda W' \quad (7)$$

VAR 모형이 식별이 되면 충격반응(impulse responses)을 통해 변수들 간의 과급효과들을 구할 수 있다. 충격반응을 구하기 위해서 VAR 모형을 다음과 같이 벡터이동평균(Vector Moving Average; VMA)모형 형태로 표현하여야 한다.

$$x_t = u_t + \psi_1 u_{t-1} + \psi_2 u_{t-2} + \dots \quad (8)$$

여기서 ψ_s 는 $\partial x_{t+s} / \partial u_t$ 으로서 t 기의 u_t 의 충격에 대해 s 시점후의 x의 변화를 나타내는 충격반응(impulse responses)을 의미한다. u_t 는 구조적 충격들이 서로 상관(correlated)되어 있어 그 의미를 파악하기 어렵다. 이를 구조적 충격으로 직교화(orthogonalized)한 충격반응은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$x_t = W\epsilon_t + \psi_1 W\epsilon_{t-1} + \psi_2 W\epsilon_{t-2} + \dots$$

구조적 충격 ϵ_t 가 내생변수 x_t 에 미치는 효과를 나타낸다. 예를 들어 $\psi_s W$ 행렬의 (i, j)번째 원소는 ϵ_{jt} 의 한 단위 충격이

가해졌을 때 s시점이 지난 후 내생변수 $x_{i,t+s}$ 의 변화량을 나타낸다. 즉,

$\partial x_{i,t+s} / \partial \epsilon_{jt}$ 는 j번째 구조적 충격 한 단위의 변화가 s 시점 후 i번째 내생변수에 미치는 영향을 나타낸다. 충격반응에서 s가 커질 때 그 크기가 0으로 수렴하며 그 충격의 효과는 일시적이며, 만일 0으로 수렴하지 않는다면, 그 효과는 영속적이라고 말할 수 있다.

충격반응은 구조적 충격에 대해 내생변수의 반응을 시차적으로 나타낸 것에 비해, 분산분해(variance decompositions)는 구조적 충격 요인들이 내생변수의 변동에 미치는 상대적 기여도를 나타낸다. 분산분해란 예측기간 별로 내생변수의 예측오차 분산을 구한 후, 이 분산에서 각 구조적 충격이 차지하는 비중을 백분율로 계산하여 구조적 충격의 상대적 기여도를 평가하는 방법으로서 j번째 구조적 충격이 s 시점후의 예측오차 분산의 기여도는 다음과 같다.

$$\text{Var}(\epsilon_{jt}) \left(\sum_{i=1}^s \psi_{i-1} w_j w_j' \psi_{i-1}' \right) \quad (10)$$

여기서 w_j 는 W의 j번째 열벡터(column vector)를 의미한다.

4. 실증분석

1) 자료

본 논문에서 사용한 자료는 한국토지공사 가 매 분기별로 발표하는 지가변동률 가운데서 서울, 경기, 인천 지역에 대한 지가변동률 자료이다. 거시경제변수에 대한 자료는 한국은행에서 매분기별로 발표하고 있는 실질

<표 1> 단위근 검정 결과

시계열		상수항만 고려	상수항과 추세 고려
지가 변동을	서울특별시	-6.17	-6.09
	인천광역시	-5.05	-5.02
	경기도	-5.69	-5.60
거시경제지표	실질GDP성장율	-8.95	-8.92
	이자율	-3.37	-2.72

주: 5% 유의수준: -2.86 (상수항), -3.41 (상수항과 추세고려시)
 1% 유의수준: -3.43 (상수항), -3.96 (상수항과 추세고려시)

GDP성장률과 회사채수익률을 사용한다. 회사채수익률은 시장이자율에 대한 대리변수(proxy variable)로 사용한다.

본 논문에서 자료는 공시지가제도 도입 이후의 지가가 안정화되기 시작한 1987년 1/4분기 이후부터 2002년 4/4분기까지이다.

VAR 모형에서 사용하는 시계열 자료는 추세(trend), 계절성(seasonality), 또는 시변(time-varying) 분산이 없어야 한다. 본 논문에서 사용하는 시계열 자료는 분기별 자료이기 때문에 원계열 자료가 지니고 있는 계절성을 더미변수를 이용하여 제거하였다.

2) 단위근 검정

VAR 모형을 추정하기 전에 각 시계열 자료들이 단위근(unit root)을 가지고 있는지 여부를 파악하여야 한다. 각 시계열이 단위근을 가지고 있는지를 검정하기 위하여 DF(Dickey-Fuller) 검정 방법을 사용하였다. DF 검정은 시계열 z_t 에 대하여 다음 회귀방정식에서 $a=0, b=1$ 가설을 검정하는 것으로서

$$z_t = a + bz_{t-1} + u_t \quad (11)$$

잔차항 u_t 에 자기상관(autocorrelation)이 없는 경우에는 이 가설을 보통의 t-통계량을 이용하여 검정함으로써 단위근의 존재를 알 수 있으나, 일반적으로 경제시계열 자료의 경우는 u_t 에 자기상관이 존재하게 되어 t-통계량을 이용하여 가설을 검정할 수 없게 된다. 이 경우 과거차분(lagged differences) $\Delta z_{t-i}, i=1, \dots, k$ 를 회귀식에 포함시킴으로써 오차항의 자기상관을 없앤 다음에 가설을 검정하게 되는데 이 검정방법을 ADF(Augmented Dicky-Fuller) 검정이라고 한다. 이외에도 PP(Phillips and Perron) 검정법이 있으나 본 논문에서는 ADF 검정방법을 사용하였다. 실제로 ADF 검정에서 시차계수 k 는 알려져 있지 않은데, Said와 Dickey (1984)는 ADF 검정은 표본의 크기 T 에 대하여 k 가 $T^{1/3}$ 수준을 유지한다면 그 검정은 유의하다고 제시함에 따라 본 논문에서는 시차계수 k 는 4를 사용하여 단위근 검정을 수행하였다.

<표 1>은 분석에서 사용된 시계열에 대한 ADF 검정결과를 보여주고 있다. 단위근 검정 결과를 보면 대부분의 시계열이 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다.

3) 적정시차 결정

VAR 모형은 시차항의 차수에 따라서 분석 결과가 영향을 받기 때문에 분석 시계열자료의 안정성여부를 판정한 후 VAR 모형의 적정시차를 결정하여야 한다. VAR 모형에서는 일반적으로 우도비(Likelihood Ratio) 검정을 사용하거나, 다음 식의 AIC(Akaike Information Criteria)와 SBC(Schwartz Bayesian Criteria)을 이용하여 적정시차를 결정한다.

$$AIC = \ln|\Omega_p| + 2p/T \quad (12)$$

$$SBC = \ln|\Omega_p| + \ln(T)n^2p/T \quad (13)$$

여기서 n^2p 는 추정해야할 계수행렬의 파라미터 수를 나타내며, Ω_p 는 시차계수 p의 VAR 모형을 가정하고 최우추정법(MLE)으로부터 구한 오차항의 분산·공분산 행렬을 나타낸다. T는 유효 표본관측치의 수를 나타낸다. VAR 모형에서 최대시차는 4로 가정하였을 때, <표 2>에 의하면 AIC기준에 의한 적정시차는 4이며, SBC 기준에 의한 적정시차는 1이며 우도비(LR) 검정은 3으로 나타났다. 본 논문에서는 적정시차를 3으로 하고 모수들을 top-down 방식으로 변수들을 하나씩 모형에 추가한 다음 SBC 기준에 의해 모형이 개선되는 경우 변수를 추가하고 그렇지 않을 경우 모형에서 제거하는 방식으로 모형을 추정하기로 한다.

4) 모형추정

수도권지역 자가변동률은 1991년 4/4분기(DUM1)와 1998년 4/4분기(DUM2)에서 구조변화가 나타났으며, 1993년 3/4분기(DUM3), 1998년 2/4분기(DUM4)에서 일시적 구조변화

가 발생한 것으로 나타났다. 1991년 4/4분기 이전은 주택200만호 건설 등으로 토지시장의 개발수요가 커 지가가 폭등하였던 시기이며, 1998년 4/4분기이후에는 IMF 구제금융체제에 따른 경기부양책등으로 저금리가 지속되고 있는 시기이다. 반면, 1993년 3/4분기에는 토지공개념의 실시와 신도시건설 등으로 주택경기가 안정화됨으로써 토지가격이 크게 하락하였던 시기이고 1998년 2/4분기에는 IMF 구제금융체제를 맞아 지가가 폭락한 시기이다.

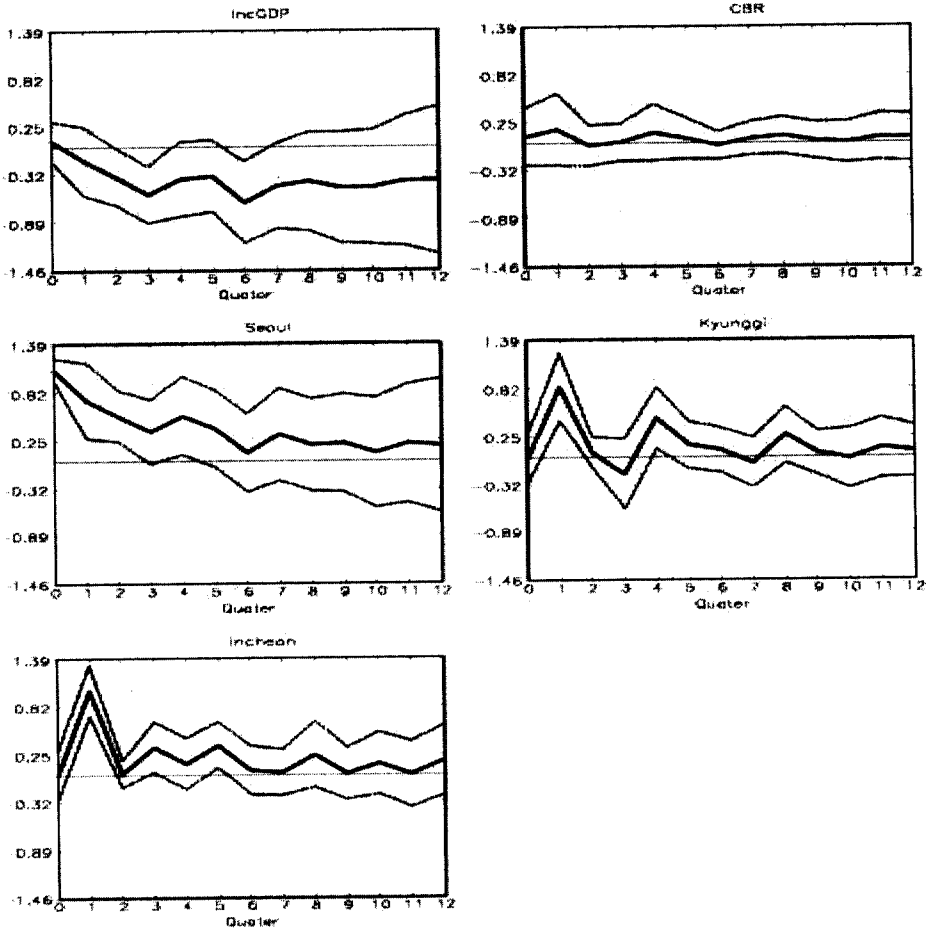
VAR 모형 추정은 EGLS(Estimated General Least Squares) 방법을 사용하였다(Lukephole, 1991).

5) 충격반응분석

토지가격에 미치는 요인별 영향을 동태적으로 파악하기 위하여 충격반응분석을 분석하기로 한다. 충격반응분석이란 어느 한 시점에서 어떤 한 변수에 충격이 주어지는 경우, 그 충격이 모든 변수에 영향을 파급시켜 상호영향을 주고받으면서 시간의 흐름에 따라 각 변수가 어떻게 반응하는 가를 분석하는 방법이다. 즉, 충격반응분석은 VAR모형 내 각 회귀방정식의 오차항을 이동평균(moving average) 확률과정으로 분해한 후, 이들 이동평균확률과정의 시차계수들을 이용하여 외부충격에 대한 변수들의 반응을 분석하는 방법으로서 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$y_t = \nu + u_t + \psi_1 u_{t-1} + \psi_2 u_{t-2} + \dots = \nu + \Psi(L)u_t \quad (14)$$

이때 $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial u_t} = \Psi_s$ 으로서 Ψ_s 의 i 번째 행, j 번째 열에 속한 원소 $\Psi_{ij,s}$ 는 다른 모든 시점에서의 모든 오차항이 고정되어 있다고 가정하고, t 시점에서 j 번째 변수의 오차



<그림 1> 서울지가변동률의 충격반응

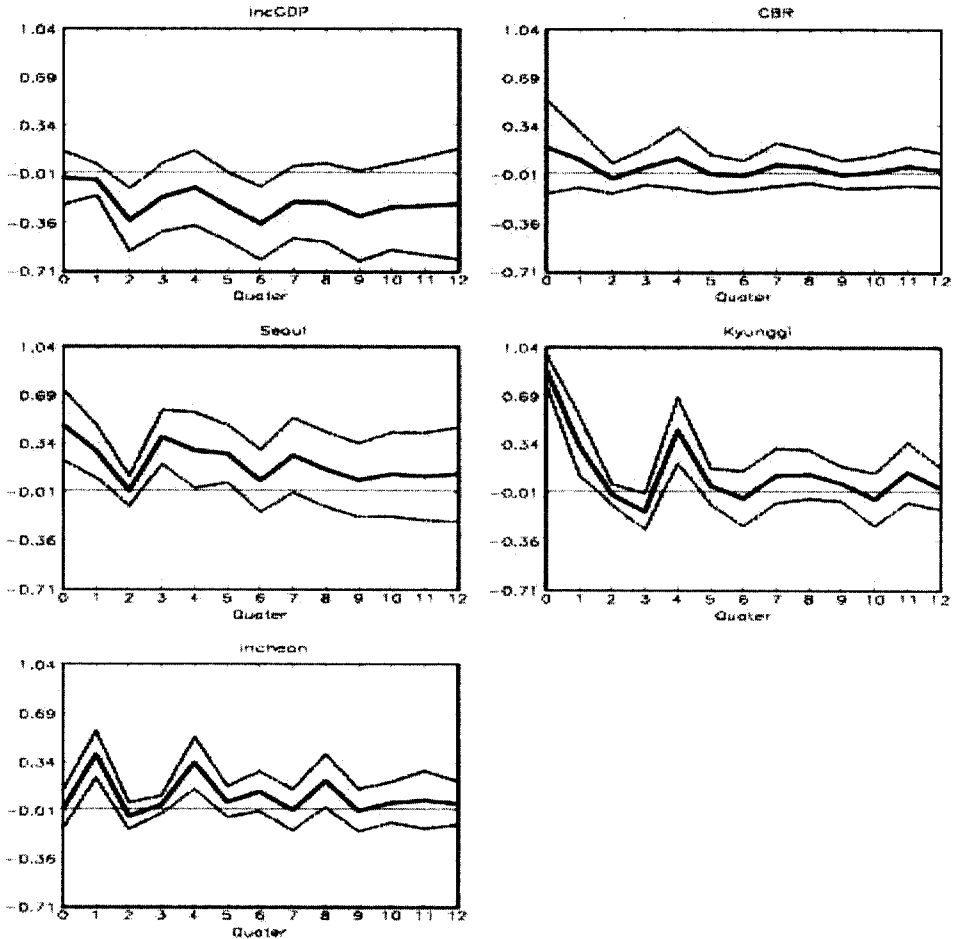
항 u_{jt} 이 한 단위 증가하였을 때 $t+s$ 시점에서 i 번째 변수 $y_{i,t+s}$ 에 어떤 영향을 미치는가를 측정하는 것이다.

축약식 VAR 모형에서 추정한 분산·공분산행렬로부터 구조적 충격(structural shocks) 식별을 위하여 출레스키분해법을 사용하였는데 이 과정에서 사용한 변수들의 순서(order)가 중요하다. 본 논문에서는 실질GDP성장률, 이자율, 서울지가변동률, 경기도지가변동률, 인천지가변동률 순으로 정하였다. 경기도와 인천의 지가변동률의 순서는 불확실하지만 다른

변수들의 순서는 큰 문제가 없다고 보았다.

VAR 모형에서 관심대상 변수의 오차항에 해당되는 표준편차를 나누어주면 1% 충격이 되며, 이를 이용하여 관심대상 변수 1% 변화(충격)에 따른 수도권 토지시장의 지가변동이 어떻게 반응하는지 알 수 있다. 충격반응의 표준오차는 Runkle(1987)이 제시한 부트스트래핑(bootstrapping) 방법을 200회 반복 시행하여 계산하였다.

<그림 1>은 실물경제, 화폐시장, 각 하부 토지시장의 외부 충격에 따른 서울지가변동의 반응을 보여주고 있다. 실질GDP성장률의 충



<그림 2> 경기지가변동률의 충격반응

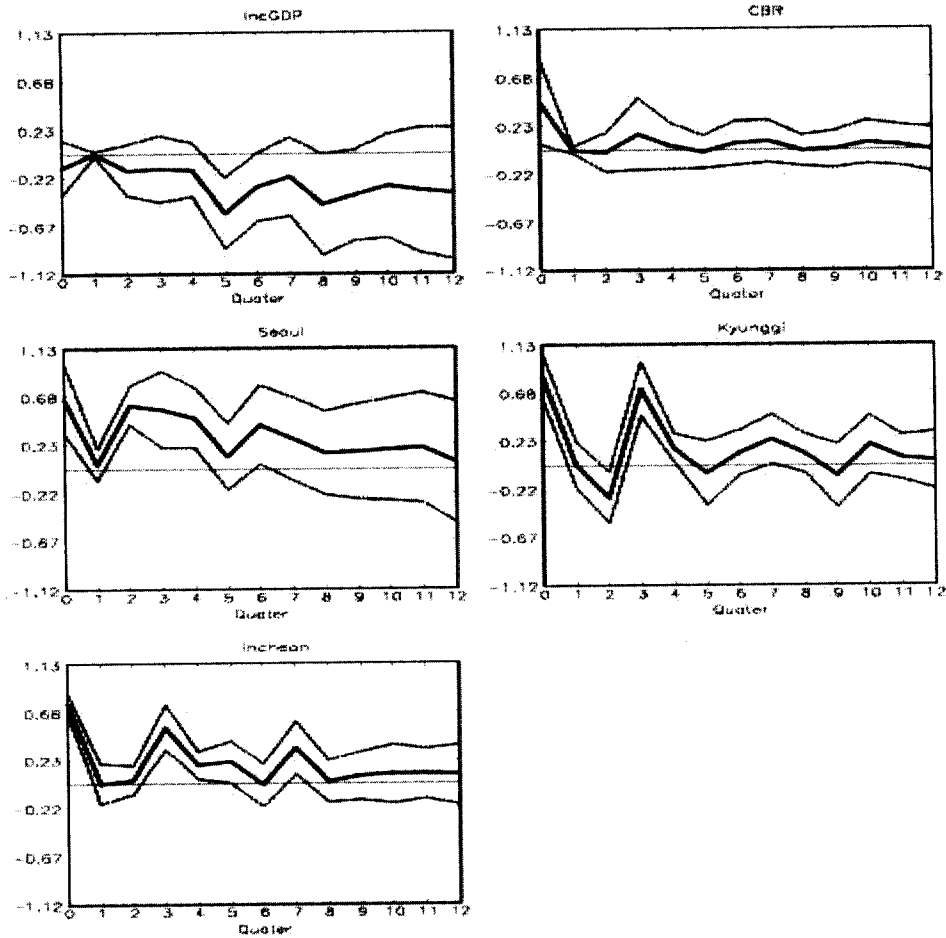
격에 대해 서울의 지가는 3분기와 6분기에 소폭 하락하는 것으로 나타나고 있다. 반면 화폐시장의 충격은 서울 토지가격의 변동에는 효과가 거의 없는 것으로 나타났다. 서울 토지시장 자체의 외부충격의 효과는 3분기동안 효과가 크게 나타나는 것으로 나타났으나 경기와 인천의 토지시장충격은 서울의 토지시장에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<그림 2>와 <그림 3>은 경기도와 인천의 지가변동률의 충격반응을 보여주고 있다. 이 두 지역들은 거시경제의 충격에 대해서 서울과 동일한 반응을 보이고 있다. 또한 자체 토

지시장 충격뿐만이 아니라 인접 지역의 토지시장변동에 단기적으로 민감하게 반응을 보이고 있는 것으로 나타났다.

대부분의 충격반응은 그 효과가 단기적인 것을 알 수 있다. 이는 VAR 모형을 구성하고 있는 모든 변수들이 단위근을 포함하고 있지 않고 있으며, 이들 변수들 간의 장기균형상태를 나타내는 공적분(cointegration) 관계를 가지고 있지 않기 때문이다.

6) 분산분해분석



<그림 3> 인천지가변동을 충격반응

분산분해분석(variance decomposition analysis)은 토지가격의 변동에 있어 각 요인이 얼마만큼 기여하고 있는가를 동태적으로 파악하는 것으로서 궁극적으로 각 변수의 상대적 중요성을 파악할 수 있다.

<표 3>에서 보는바와 같이 서울지역의 지가변동은 단기에는 자체의 요인이 99% 정도를 차지하고 있으나 중·장기로 갈수록 금융요인과 타 지역의 요인에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 주목할 내용은 경제성장요인은 장기적으로도 서울의 지가변동에는

커다란 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 서울의 토지시장과 거시경제시장은 연계성이 아주 낮은 것을 알 수 있다.

경기도는 단기적으로 자체요인에 의해 72.4%이며 장기에서도 자체요인이 63% 정도 차지하는 것으로 경기도 내부의 요인에 의해 지가의 변동이 많이 영향을 받는 것으로 나타났다. 다음으로 중요한 요인은 서울의 지가변동이며 경제성장요인은 서울과 마찬가지로 매우 낮은 것으로 나타났다. 반면 인천시는 단기에서도 자체요인보다 경기도에 많은 영향을 받는 것으로 나타났으며 서울과 자체요인이

비슷한 수준을 보이고 있다.

전반적으로 거시경제요인 가운데 경제성장 요인은 수도권 지역의 지가변동에 큰 영향을 미치지 않고 있으며, 금융요인은 비교적 영향은 작으나 중장기적으로는 10% 내외의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

5. 결론

최근 들어 지역의 지가수준이 전국의 지가 수준과 다르고, 지가변동 역시 지역마다 다르게 나타나고 있으며, 그 차이가 갈수록 커지고 있을 뿐만 아니라 한 지역에서의 지가 변동은 해당 지역뿐만 아니라 다른 지역의 지가 변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 국민경제 규모는 날로 증대되고, 경제구조가 지속적으로 변화하는 매우 복잡한 양상을 띠고 있기 때문에 기존의 경제이론만으로 토지시장의 지가변동들을 설명하기가 어려워지고 있는 실정이다. 따라서 본 논문에서는 이론적 배경이 다소 약하더라도 불확실성의 정도가 점점 더 증가하고 있는 미래에 대한 예측을 보다 정확하게 수행할 수 있는 방법의 필요성이 높아짐에 따라 본 연구에서는 경제성장률과 이자율 등 거시경제지표와 지가변동과의 VAR 모델을 통해 지가변동을 예측하고, 지가 변동에 영향을 미치는 요인들의 충격에 대한 반응들을 분석하며, 예측과정에서 가장 크게 영향을 미치는 요인들을 분해하여 살펴보았다.

수도권의 토지시장을 서울, 경기, 인천으로 순서화하고 토지시장의 상위에 거시경제시장으로 실물경제시장과 금융시장을 포함하여 축조형(block recursive) 형태의 VAR 모델을 구성한 다음 모형을 추정한 결과 지가변동은 주택200만호 건설과 같은 대규모 주택공급계획에 양(+의 영향을 받는 것으로 나타난 반면, IMF 구제금융과 같은 경제불황에 대해서는

부(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 하부시장의 지가변동은 하부시장 자체뿐 아니라 거시경제변수들과 타 수도권지역의 지가변동에 영향을 받는 것으로 나타났다.

수도권의 지가상승률에 미치는 요인은 각 지역마다 다른 것으로 나타났다. 서울의 경우는 단기적으로는 자체요인이 지가변동의 대부분을 차지하고 있지만 중, 장기로 갈수록 금융요인과 인접 토지시장과 밀접하게 관련되어 있는 것을 알 수 있다. 경기도의 경우는 자체요인과 서울의 지가변동에 많은 영향을 받는 것으로 나타났으며, 인천의 경우는 자체요인 보다는 경기와 서울의 지가변동에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히, 단기적으로 경제성장요인은 수도권의 지가변동에 미치는 영향이 매우 낮게 나타난 것은 종래의 선행연구와는 상이한 결과로 받아들일 수 있다. 추후 이에 대한 보다 심도 있는 연구가 수행될 필요가 있다.

이러한 분석결과들로부터 얻은 지역별 지가변동률에 대한 이해를 바탕으로 향후 하부시장에서의 지가변동에 대한 예측력을 제고할 뿐만 아니라 하부시장에 대한 토지시장의 정책효과들을 분석함으로써 지역별로 차별화된 토지정책들을 수립하는데 기여할 수 있을 것을 판단된다. 하지만 본 논문에서는 사용한 변수들의 변동률에 대한 자료만을 국한하여 분석을 시도하였기 때문에 변수들의 수준(level)간의 장기균형관계를 충분히 고려하지 않은 한계가 있다. 만일 수준 변수들간에 공적분(cointegration) 관계가 존재한다면 본 연구에서 설정한 VAR 모형은 장기균형관계를 모형에서 사전에 배제하였기 때문에 모형규정(model specification) 상 오류가 존재하게 된다.

참고문헌

- 강원철·김복순 (1998). 지가변동요인분석. 감정평가연구원.
- 건설교통부 (2000). 지가변동 예고지표 개발을 위한 연구. 건설교통부.
- 김경환·서승환 (1990). "부동산 투기와 자산 가격거품." 한국경제연구. 한국경제연구원.
- 김경환·서승환·유진방 (1991). "우리나라 부동산가격과 물가에 관한 실증분석." 금융경제연구. 한국은행.
- 박원암(1992). "지가, 환율과 거품." 한국개발연구원. 14권 제4호. 한국개발연구원.
- 박현수 외, "What Sources Determine Economic Fluctuations of Anyang City and How Do We Interpret Them?," 국토연구 Vol. 38, No. 6, 1998, pp. 351~372.
- 서승환 (1994). 한국 부동산 시장의 거시계량 분석. 홍문사.
- 윤주현 (2001). VAR 모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망 연구. 국토연구원.
- 한국은행, 「경제통계연보」, 1970~2002 각년도.
- 한국감정평가협회 (1994). 토지가격형성요인 분석에 따른 격차율연구.
- 한종수 (1995). 한국의 지가변동추이와 지가변동요인 분석. 연세대학교 박사학위논문.
- Dickey, D. and W. A. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," Journal of the American Statistical Association, Vol.74, 1979, pp. 427~431.
- Engle, R. F. and C. Grnager, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley, 1976.
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Johansen, S., "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988. pp. 231~254.
- LeSage James P. and Michael Magura, "Econometric modeling of interregional labor market linkages," *Journal of Regional Science*, Vol. 26, 1986. pp. 567~577.
- Lütkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York: Springer-Verlag, 1991.
- Said, S.E. and D.A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, 1984. pp. 599~608.