

An Empirical Analysis on the Relationship between Stock Price, Interest Rate, Price Index and Housing Price using VAR Model

VAR모형을 이용한 주가, 금리, 물가, 주택가격의 관계에 대한 실증연구

Jae-Gyeong Kim(김재경)*

Abstract

Purpose - This study analyzes the relationship and dynamic interactions between stock price index, interest rate, price index, and housing price indices using Korean monthly data from 2000 to 2013, based on a VAR model. This study also examines Granger causal relationships among these variables in order to determine whether the time series of one is useful in forecasting another, or to infer certain types of causal dependency between stochastic variables.

Research design, data, and methodology - We used Korean monthly data for all variables from 2000: M1 to 2013: M3. First, we checked the correlations among different variables. Second, we conducted the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test and the co-integration test using the VAR model. Third, we employed Granger Causality tests to quantify the causal effect from time series observations. Fourth, we used the impulse response function and variance decomposition based on the VAR model to examine the dynamic relationships among the variables.

Results - First, stock price Granger affects interest rate and all housing price indices. Price index Granger, in turn, affects the stock price and six metropolitan housing price indices. However, none of the Granger variables affect the price index. Therefore, it is the stock markets (and not the housing market) that affects the housing prices. Second, the impulse response tests show that maximum influence on stock price is its own, and though it is influenced a little by interest rate, price index affects it negatively. One standard deviation (S.D.) shock to stock price increases the housing price by 0.08 units after two months, whereas an impulse shock to the interest rate negatively impacts the housing price. Third, the variance decomposition results report that the shock to the stock price accounts for 96% of the variation in the stock price, and the shock to the price index accounts for 2.8% after two periods. In contrast, the shock to the interest rate accounts for 80% of the variation in the interest rate after ten periods; the shock to the stock price accounts for 19% of the variation; however, shock to the price index does not affect the interest rate. The housing price index in 10 periods is explained up to 96.7% by

itself, 2.62% by stock price, 0.68% by price index, and 0.04% by interest rate. Therefore, the housing market is explained most by its own variation, whereas the interest rate has little impact on housing price.

Conclusions - The results of the study elucidate the relationship and dynamic interactions among stock price index, interest rate, price index, and housing price indices using VAR model. This study could help form the basis for more appropriate economic policies in the future. As the housing market is very important in Korean economy, any changes in house price affect the other markets, thereby resulting in a shock to the entire economy. Therefore, the analysis on the dynamic relationships between the housing market and economic variables will help with the decision making regarding the housing market policy.

Keywords : VAR, Stock Price, Price Index, Interest Rate, Housing Price Index.

JEL Classifications : C32, C82, P46.

1. 서론

최근까지 경제변수들 간의 인과관계나 상관관계에 대한 많은 연구들이 진행되어왔다. 주식수익률과 물가상승률 간의 관계, 실물 자산과 금융자산을 대표하는 부동산과 주식시장과의 관계, 물가상승률과 주식시장 및 부동산시장과의 관계, 금리가 주식시장 및 부동산시장에 미치는 영향 또는 물가와 금리의 관계 등 수많은 연구들이 있다. 기존의 논문들 중에서 각 변수들 간의 상관관계 분석에서 일치된 내용도 있지만 상반된 결과도 많이 발견된다. 대부분의 연구는 두 변수간의 관계분석이 주를 이루고 종합적인 분석은 그 수가 적다고 할 수 있다.

Ji(2001)는 금융시장과 부동산시장 사이의 관계에 관한 선행연구를 통해 통화주의자는 주식시장의 호황이 자산수요의 증가, 금리 상승으로 이어져 주택수요가 감소하게 될 것이라고 본 반면 케인 지안은 주식시장 호황으로 소득과 소비가 증가하여 건설경기 활황에 의한 주택가격 상승으로 이어질 것으로 본다고 하였다. 이처럼 주식시장과 주택시장의 관계연구는 오랜 논쟁의 대상이 되고 있으며 분석시기와 상황에 따라 다른 결과들이 도출되고 있다. 따라서 주식시장이 부동산시장에 선행하는지 아니면 후행하는지

* Associate Professor, Department of Business Administration, Chodang University, Korea. Tel: +82-61-450-1545. E-mail: jgkim@cdu.ac.kr.

등에 대한 검증이 필요하다고 할 수 있다.

금리가 오르면 일반적으로 주식시장은 하락하고 부동산가격도 떨어지는 경향이 있다. 그런데 어떤 경우는 금리가 오르기 시작하면 부동산가격이 뛰고 주식시장도 상승하는 경우도 많다. 반면 물가가 상승하면, 주가도 오르고 부동산가격도 오른다. 일반적으로 금리와 물가는 역의 관계에 있다. 그러나 경기가 과열되거나 침체기나에 따라 금리와 물가는 같이 움직이기도 하고 반대로 움직이기도 한다. 따라서 우리나라에서 금리, 주식시장, 부동산시장, 물가 등의 관계에 대해 단순한 변수간의 관계가 아닌 종합적인 분석을 통해 이를 점검해 볼 필요가 있다.

전 세계의 많은 국가들에서 부동산, 주식, 금리, 물가 등 여러 경제변수들의 급등락이 반복되면서 경제전반에 영향을 미치고 있다. 우리나라도 예외가 아니어서 이에 대한 원인분석과 대응방안을 고심하고 있다고 할 수 있다. 2000년대 중반부터 시작한 미국의 서브 프라임 모기지 사태는 주택대출의 부실화가 금융위기를 일으켜 미국은 물론 전 세계의 금융시장에, 더 나아가 세계적인 경기침체로 이어질 수 있다는 것을 보여주고 있다. 이처럼 주택가격의 변동은 경제전반에 미치는 파급효과가 크지만, 동시에 주택가격은 경기상황이나 금리, 통화량 등 거시경제환경에 의해서도 영향을 받아 변화할 수 있다.

국내경기와 주택시장은 서로 연관성이 높다고 할 수 있다. 국내 경기상황은 소득이나 이자율 변화를 매개로 주택시장에 영향을 미치고, 국내경기상황을 가장 잘 나타내는 지표가 종합주가지수라고 할 수 있기 때문이다. 따라서 주택가격과 주가지수는 상당히 중요한 경제변수이고 이들의 상관관계 연구는 경제를 이해하고 변동원인과 대응방안을 제시하는 데 있어 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 더불어 이들 두 변수간의 인과관계 및 물가와 금리를 포함한 모든 변수들 간의 인과관계 분석이 필요하다.

본 연구는 2000~2013년까지의 월별 시계열 자료에 근거해 주가지수, 금리, 물가, 주택가격지수 등 경제변수들 간의 인과관계 및 동태적 상관관계를 분석하였다. 즉, 이들 변수들에 대한 VAR 모형을 제시하고, 충격반응과 분산분해분석을 통해 변수간의 동태적인 상호작용을 분석하였다. 연구방법론 및 분석의 초점은 다음과 같다. 첫째, 우선 선정된 변수들 간의 높은 자기상관관계 문제를 해결하기 위한 벡터자기회귀모형(VAR)과 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정 그리고 변수간 장기적이고 안정적인 관계의 존재여부 판정을 위한 공적분 검정을 수행한다. 둘째, 변수들 간의 인과관계, 즉, 종속변수와 설명변수 설정에 필요한 인과관계를 밝히기 위해 Granger Causality test의 실시이다. 셋째, VAR모형을 이용하여 각 변수들의 설명력을 확인하는 것이다. 넷째, VAR모형에 포함된 변수들에 대한 특정변수의 단위당 충격에 대해 내생변수가 어떻게 변하는가를 보여주는 충격반응분석, 그리고, VAR모형의 오차항들이 내생변수 변동에 미치는 상대적 중요도를 분산분해를 통해 측정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 각 경제변수들에 대한 관계를 실증분석 한 선행연구를 검토하고, 제3절에서는 변수 및 분석방법을 제시한다. 제4절에서는 단위근 검정, 공적분 검정, Granger 인과관계 검정, 그리고 VAR 모형을 이용하여 결과를 분석하는 실증분석을 실시하고, 마지막 5절에서 논문을 요약하고 결론을 내린다.

2. 선행연구 검토

거시경제변수들 간의 관계 및 부동산시장의 관계 등에 대한 많은 연구들이 진행되었다. 먼저 인플레이션과 주가의 관계에 대한 연구로 Fama and Schwert(1977)는 미국 자료를 이용하여 주식가격은 기대된 그리고 기대되지 않은 소비자물가지수와 음(-)의 관계에 있다는 증거를 발견하였는데, 이는 주식이 인플레이션에 대한 헤징 역할을 하기 때문인 것으로 분석하였다. Goswami and Jung(1997)은 한국경제에 대한 연구에서 주식가격은 장기금리와는 음(-)의 상관관계를 가지고, 단기금리와는 정(+)의 관계를 갖는다고 하였다. K. Lee(2006)는 주식수익률과 물가간의 인과관계연구에서 VAR모형과 오차수정모형의 추정결과 물가상승률과 주식실질수익률은 음(-)의 상관관계를 가지고 있다고 하였고, 충격반응과 분산분해분석을 통해 주가가 물가에 미치는 영향보다 물가가 주가에 미치는 영향이 훨씬 크다고 하였다.

Ji(2001)는 주식시장과 부동산시장은 단기적으로 대체관계에 있다고 하였고 Lim(2002)은 주식, 채권, 주택의 세 자산시장은 각각 분리 또는 차단되어 장기적 균형관계가 성립하지 않은 것으로 여겨지지만, 그러나 주식과 주택시장의 두 시장은 상호 대체적 관계가 있는 것으로 판단하고 있다. 그러나 Chang and Lee(2010)은 주식시장과 채권시장은 상업용 부동산시장에 영향을 주고 있어 자본시장과 부동산시장은 단기적인 균형관계에 있다고 하였다. 또한 상업용 부동산시장은 주식시장과 동조관계이고 채권시장과는 대체관계이지만 주택시장은 단기적으로 거시경제시장의 영향을 받지 않는다고 하였다.

Kim(2008)은 주식시장과 부동산시장 간에 직접적인 연계는 존재하지 않는다고 하였다. 이는 국내의 제약적 주택정책으로 인해 주식과 주택간 상호 연관관계가 통계적으로 유의하지 않았기 때문이다. 그러나 Yim and Han(2009)은 주식시장 지수와 부동산시장 지수의 시계열 특성비교와 관계에 관한 실증적 연구에서 주가와 주택매매가격 종합지수 간에는 공적분 관계가 존재하며, 과거의 주가와 주택매매가격 종합지수 간의 정(+)의 관계가 있다고 하였다. 주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구에서 Yoo(2007)는 아파트, 연립주택, 단독주택의 경우 주택매매가격은 전세가격, 건축허가면적에 의해서 영향을 받고 있고, 금융지표인 종합주가지수에 의해서도 영향을 받고 있다고 하였다.

Sim(2006)은 주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구에서, 충격반응 함수 분석결과 물가충격이 주택가격을 상승시키는 효과가 외환위기 이전에는 나타나지 않으나, 외환위기 이후(1999년 1분기-2005년 3분기)에는 주택가격을 상승시키는 효과가 있다고 하였다. Y. Lee(2012)는 VECM(vector error correction model)을 이용한 주택가격과 물가의 동학연구에서 모형의 구조변화를 고려하지 않는 경우, 주택가격과 물가 사이의 그랜저 인과관계는 없는 것으로 검정되며, 물가상승이 주택가격을 상승시키는 것이 아니라 오히려 하락시키는 역해징 현상이 발생한다고 하였다. 그러나 모형의 구조변화를 감안하여 분석하면, 세 기간 모두에서 주택가격이 물가를 그랜저-코즈하고 있다고 하였다. 그리고 충격반응함수 분석결과 주택가격 상승이 물가상승을 그리고 물가상승은 주택가격 상승을 야기하는 효과가 모든 기간에 나타나고 있다고 하였다.

VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구에서 Park and An(2009)은 충격반응분석결과 금리가 서울시 구별 주택매매시장에 미치는 영향이 단기적이라고 하였고, 전세가격은 주택매매가격과 비교할 때, 금리의 영향이 1/4수준으로 나타났다고 하였다. 그리고 아파트 매매 및 전세가격에 대한 분산분해에서 전세

가격보다 매매가격변동이 금리변동에 더 많은 영향을 받는 것으로 나타났는데 이는 매매시장은 자산증식수단으로, 전세시장은 실수요자 중심으로 시장이 형성되기 때문이라고 하였다. Son(2010)은 베이지언 VAR분석을 이용한 통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석에서, 2000년대 들어 실질 주택가격의 변동은 콜금리 변경에 의해서는 대체로 불확실하고 미약하게 영향을 받았던 반면, 실질소득, 소비지출, 주거용 건설투자, 물가 등 실물경제충격과 가계대출충격에 의해서는 유의적이면서도 상대적으로 크게 영향을 받은 것으로 나타났다고 하였다. 또한 충격반응분석의 결과는 물가상승이 주택가격을 하락시키는 역효과가 발생한 것으로 나타났다. Song(2012)은 자산가격 결정모형에서 도출되는 모든 주택 및 거시변수(물가, 실질이자율)를 통합하여 공적분 검정을 수행하고 이를 기반으로 구조적 벡터오차수정모형을 수립하여 주택시장을 분석하였다. 구조변화를 감안하지 않은 경우의 분산분해 결과는 실질 이자율 충격의 매매 및 전세가격 설명력이 상당히 낮게 나타나지만 구조변화를 감안한 결과는 그 설명력이 상당히 크게 나타났다고 하였다.

이상에서 살펴본 바와 같이 경제변수들과 부동산시장의 관계에 대한 여러 주장이 존재하는데 동일한 결과도 있지만 상반된 결과도 도출되어 일반적인 결론을 내기가 매우 어렵다. 따라서 본 연구는 외환위기 이후인 2000년대부터 현재까지 우리나라에서 진행된 거시경제변수들과 주택시장변수들의 관계를 VAR모형을 이용하여 동태적으로 분석하여 일관된 결론을 얻고자 한다.

3. 변수선정 및 분석방법

3.1. 변수설정

본 연구에 사용할 자료는 <표 1>에서와 같이 2000년 1월부터 2013년 3월까지의 월간

<표 1> 금리, 주가, 물가, 아파트매매가격의 자료

금리	국고채 3년 만기	interest rate
주가	KOSPI 전월대비 상승률	kospi
아파트 매매 가격	전국지수 전월대비 상승률	whole country
	서울지수 전월대비 상승률	seoul

시계열자료로, 통계청에서 운영중인 e-나라지표에 발표된 지표인 금리, 주가, 물가, 아파트매매가격 등을 사용하였다. 금리는 국고채 3년물, 주가는 코스피(KOSPI)지수

전월대비 상승률, 물가는 소비자물가지수 전월대비 상승률, 아파트매매가격은 전국가격지수, 서울가격지수, 수도권가격지수, 6대광역시가격지수 등 4개지수로 구분하였으며, 모두 전월대비 상승률이다.

3.2. 검증방법

계량경제분석을 수행하는 데 있어서 전통적인 방법인 회귀분석은 본질적으로 인과관계가 있는 두 변수 즉 독립변수와 종속변수 사이의 함수식을 분석대상으로 하는데 반해 시계열 분석은 어떤 특정한 대상의 시간적 변동을 계속적으로 관측하여 얻어진 자료에 의거하여 그 변동의 원인 해명 및 미래예측을 위하여 행하는 분석

방법이다. 이 두 가지 분석방법은 서로 다른 성격의 것으로 인식되어왔으나 점차 결합되어 분석하는 방향으로 진행되고 있는 추세이다.

이러한 결합현상은 동태모형(dynamic model)의 설정에서 찾아볼 수 있다. 즉, 종속변수를 과거의 종속변수 값이나 현재 및 과거의 독립변수들의 함수로 정의하는 회귀모형이라 할 수 있다. 동태모형에서는 오차항의 자기상관의 존재유무와 시계열자료의 불안정성(non-stationary) 문제를 고려해야 한다(Lee & Lee, 1995). 선정된 변수들 간의 높은 자기상관문제를 해결하기위한 벡터자기회귀(VAR)모형과 시계열자료의 불안정성을 판별하는 데는 단위근검정(unit root test)방법이 사용된다.

단위근검정법인 DF(Dickey-Fuller) 검정은 비현실적인 오차항의 백색잡음(white noise) 즉, 자기상관을 가지지 않는다는 것을 가정하기 때문에, 이것의 취약점을 보완할 수 있는 ADF(augmented Dickey-Fuller)검정법을 통해 단위근을 파악한다. 그러나 단위근검정에 의해 개별적인 시계열자료가 불안정적인 것으로 판별되더라도, 둘 또는 그 이상의 시계열과정의 선형결합함수가 안정적일 수 있다. 즉, 공적분이란 개별적으로 불안정적인 변수들의 선형결합이 안정적인 상태라고 할 수 있다(Lee, 2012). 따라서 공적분의 존재여부는 공적분(cointegration)검정을 통해 알 수 있으며, ADF검정을 공적분 회귀모형의 잔차에 적용하면 공적분 검정이 된다.

회귀분석에서는 독립변수와 종속변수가 이미 모형 내에서 경제이론적으로 정해진 것으로 보고 분석을 한다. 그러나 변수들 간의 선형성이 규명되지 않은 변수 사이의 선형성을 추정하는 방법으로 Granger가 개발한 인과관계법을 들 수 있다. Granger 인과관계란 이전 시차 독립변수들이 종속변수를 예측하는데 통계적으로 유의함을 뜻한다. 즉, 한 변수의 변화가 시차를 두고 다른 변수에 영향을 미친다는 것을 뜻한다. 따라서 변수들 간의 독립성 또는 선형성을 파악하기 위해 Granger 인과관계 검정법을 사용하여 추정한다.

다음으로 실증분석을 하기위해 변수들 간의 공적분관계가 존재하는 경우는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하지만, 변수들이 공적분 관계가 아니라면 안정적인 변수들을 이용하여 VAR모형으로 추정하고(Johansen, 1988), 추정된 모수값을 이용하여 충격반응분석과 분산분해분석을 실행한다.

4. 실증분석

4.1 기초통계 분석

각 변수들의 관계를 분석하기 전에 사용할 각 변수들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴본바 그 결과는 <표 2>와 같다. 변동성의 크기를 나타내는 표준편차의 경우, 주가지수(kospi)의 표준편차가 가장 크고, 다음은 금리, 그리고 물가가 가장 작았다. 아파트매매가격지수 중에서는 서울의 표준편차가 가장 크고, 그 다음에는 수도권, 전국, 6대광역시 순이었다. 비대칭도(skewness)는 주가지수와 물가를 제외하고는 모두 양(+)으로 꼬리부분이 오른쪽으로 길어진 형태를 보이고 있다. Jarque and Bera 통계량 값에 의한 확률값 $p < \alpha$ (0.05) 이면 정규분포라 할 수 없기 때문에 주가지수와 물가만이 정규분포라고 할 수 있다.

<표 2> 기초통계분석

	interest	kospi	price	whole	seoul	capital	metropolitan
Mean	4.770377	0.738324	0.255975	0.506622	0.563269	0.52347	0.484947
Median	4.690000	1.120655	0.300000	0.307426	0.214329	0.273908	0.310657
Maximum	9.280000	22.45056	1.300000	4.064352	6.493506	6.867080	0.310557
Minimum	2.600000	-23.13440	-0.600000	-0.86939	-1.63788	-1.383172	-0.788142
Std. Dev	1.367571	7.205903	0.392427	0.818279	1.281033	1.218871	0.635336
Skewness	1.239476	-0.184827	0.021559	1.978340	1.993284	2.234345	1.405595
Kurtosis	4.840400	3.484731	2.726832	8.106367	8.248128	9.617347	5.267869
Jarque-Bera	63.15131	2.446419	0.506680	274.7244	285.9508	419.7432	85.88629
Probability	0.000000	0.294284	0.776204	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observation	159	158	159	158	158	158	158

4.2. 단위근 검정

VAR모형을 설정·추정하기 위한 각 변수들의 안정성(stationarity) 여부를 판단하기 위해 ADF(Augmented Dickey Fuller)단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정은 어떤 시계열에 충격이 가해졌을 때 그 충격으로 인해 분산이 장기적으로 지속되는지 또는 일시적인지 여부를 검정하는 것이다(Song, 2012). 이 단위근 가설의 검정은 귀무가설(null hypothesis)이 기각되면 시계열이 안정적($I(0)$)이고, 채택되면 시계열이 불안정적($I(1)$)임을 의미하게 된다. 또한 오차항의 자기상관(autocorrelation)의 존재여부를 판별하기 위해 더빈-왓슨(DW)의 검정통계량을 이용하였다.

<표 3>은 단위근 검정 및 자기상관 검증결과를 나타낸다. 주가와 물가는 수준변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였고, DW값도 2에 가까워 자기상관도 없는 것으로 나왔다. 금리는 수준변수에서 안정적인 시계열로 나왔지만 DW값이 2에서 멀어 자기상관이 존재하는 것으로 나와 차분(lag)이 필요하였다. 1차 차분 결과 시계열은 안정적이고 자기상관도 없는 것으로 나왔다. 수준변수에서 전국, 서울, 수도권, 6대광역시 등 모든 주택가격지수들은 수준변수에서 시계열은 안정적이나 자기상관이 존재하여, 1차 차분 한 결과 시계열이 안정적이고, 자기상관도 없는 것으로 나왔다.

<표 3> 단위근 검정 및 자기상관 검증결과

구분			금리	주가	물가	전국	서울	수도권	6대광역시
수준	ADF	No trend	-2.78	-11.99	-7.46	-4.16	-4.81	-4.63	-3.13
	ADF 임계치(1%)		-2.58	-2.58	-2.58	-2.58	-2.58	-2.58	-2.58
	DW		1.31	1.99	1.85	1.59	1.63	1.62	1.56
차분	ADF	No trend	-8.54			-5.05	-7.25	-6.95	-5.17
	ADF 임계치(1%)		-2.58			-2.58	-4.02	-4.02	-4.02
	DW		1.99			1.93	2.05	2.00	1.87

변수간의 관련성을 설명하기 위한 상관계수가 <표 4>에 나와 있다. 상관분석은 변수들 간의 관계의 유무만을 확인할 뿐 관계의 원인을 규명하지는 않는다. 상관계수의 크기가 0에 가까우면 두 변수 사이에 관련성이 거의 없으며 크기가 1에 가까우면 두 변수 사이의 관련성은 매우 높다고 해석한다. 다음으로는 상관계수의 부호인데, 부호가 양수이면 두 변수가 같은 방향으로 변화하고 음수이면 두 변수는 반대방향으로 변화한다.

<표 4> 상관계수 (Correlations)

	interest	Kospi	price	whole	seoul	capital	metro
interest	1	0.19193	0.04311	0.08520	0.07705	0.07770	0.06101
kospi	0.19193	1	-0.0130	0.02254	0.03509	0.01858	-0.0334
price	0.04311	-0.0130	1	0.04368	0.06049	0.02792	0.06074
whole	0.08520	0.02254	0.04368	1	0.92950	0.94848	0.84575
seoul	0.07705	0.03509	0.06049	0.92950	1	0.98449	0.62428
capital	0.07770	0.01858	0.02792	0.94848	0.98449	1	0.65694
metro	0.06101	-0.03343	0.06074	0.84575	0.62428	0.65694	1

주가지수와 물가, 주가지수와 6대광역시주택지수 관계만 음(-)의 상관관계를 보이고, 다른 모든 변수는 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 주가와 물가사이의 음(-)의 상관관계는 Fama and Schwart(1977)나 K. Lee(2006)에서도 발견된다. 그러나 Yim and Han (2009)은 주가와 주택매매가격 종합지수 간에는 공적분이 존재하며 정(+)의 관계에 있다고 하였다. 그러나 단순상관관계 분석에서 변수 간 상관관계 수치가 너무 낮게 나오면 의미 있는 결과를 확인하기 어렵다.

4.3 Granger 인과관계 검정

VAR 모형을 이용하여 7개의 변수들에 대한 Granger 인과관계를 검정하기 위해 먼저 적절한 차수(lag)의 길이를 정해야 한다. 각 변수들의 기초통계량 분석에서 정규분포가 아닌 시계열 자료의 적절한 차수의 길이를 확인하기 위하여 Akaike의 정보기준(Akaike Information Criterion: AIC)과 Schwarz의 기준(Schwarz Criterion: SC)을 이용하였다(<표 5> 참조).

<표 5> 7변수를 이용한 VAR모형에 대한 AIC, SC 검정결과

lag	A	SC
1 2	7.191	9.244
1 3	7.177	10.201
1 4	7.235	11.239

일반적으로 AIC는 SC보다 파라미터 수를 과대 식별하는 경향이 있는 것으로 알려지고 있으므로 (Kim & Jang, 2010), SC정보기준에 따라 시차 1에서 최소값을 갖고, 차수가 증가할수록 SC의 값이 커지므로 1차 차수로 검정하는 것이 적당하다고 할 수 있다. 시차를 넓게 잡으면 오차항의 계열상관은 줄이 수 있으나 효율성이 다소 떨어지는 상충관계를 가지므로 (Kim & Jang, 2010) 7개 변수에 의한 VAR 모형을 위한 적정시차로서 1차 차수를 적용한다.

<표 6>은 7개의 각 변수들에 대한 Granger 인과관계에 대한 검정 (Granger Causality Test)결과이다. “그랜저 인과관계가 없다”는 귀무가설이 기각되는 경우에는 그랜저 인과

관계가 성립한다. <표 6>에 대한 해석으로 KOSPI does not Granger Cause INTEREST ($KOSPI \nRightarrow INTEREST$)는 영가설인 귀무가설에 대해 F검정결과 귀무가설이 기각되어 KOSPI는 INTEREST에 영향을 미치는 원인변수이다 (즉, 그랜저 인과관계가 있다). INTEREST does not Granger Cause KOSPI ($INTEREST \nRightarrow KOSPI$)는 귀무가설이 기각되어 INTEREST는 KOSPI에 영향을 미치는 원인변수이다 (즉, 그랜저 인과관계가 있다). 이는 금리의 과거치가 주가의 과거치와 함께 주가를 예측하는 데 도움이 된다는 것을 의미한다.

<표 6> Granger 인과관계 검정결과

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2000:01 2013:03			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
KOSPI does not Granger Cause INTEREST	157	3.87666	0.05075
INTEREST does not Granger Cause KOSPI		5.92005	0.01611
PRICE does not Granger Cause INTEREST	157	0.32708	0.56820
INTEREST does not Granger Cause PRICE		0.22168	0.63841
WHOLE does not Granger Cause INTEREST	157	6.01016	0.01534
INTEREST does not Granger Cause WHOLE		0.19025	0.66331
SEOUL does not Granger Cause INTEREST	157	6.44793	0.01209
INTEREST does not Granger Cause SEOUL		0.97317	0.32543
CAPITAL does not Granger Cause INTEREST	157	6.83043	0.00985
INTEREST does not Granger Cause CAPITAL		0.93587	0.33485
METROPOLITAN does not Granger Cause INTEREST	157	2.45386	0.11928
INTEREST does not Granger Cause METROPOLITAN		0.00307	0.95582
PRICE does not Granger Cause KOSPI	157	4.04663	0.04600
KOSPI does not Granger Cause PRICE		1.56893	0.21225
WHOLE does not Granger Cause KOSPI	157	0.08282	0.77389
KOSPI does not Granger Cause WHOLE		3.96847	0.04812
SEOUL does not Granger Cause KOSPI	157	0.15671	0.69274
KOSPI does not Granger Cause SEOUL		4.74552	0.03089
CAPITAL does not Granger Cause KOSPI	157	0.19641	0.65825
KOSPI does not Granger Cause CAPITAL		3.98399	0.04769
METROPOLITAN does not Granger Cause KOSPI	157	0.00026	0.98702
KOSPI does not Granger Cause METROPOLITAN		4.73288	0.03111
WHOLE does not Granger Cause PRICE	157	1.00398	0.31791
PRICE does not Granger Cause WHOLE		1.19968	0.27509
SEOUL does not Granger Cause PRICE	157	0.15085	0.69825
PRICE does not Granger Cause SEOUL		0.05414	0.81630
CAPITAL does not Granger Cause PRICE	157	0.51074	0.47590
PRICE does not Granger Cause CAPITAL		0.11571	0.73419
METROPOLITAN does not Granger Cause PRICE	157	1.52163	0.21925
PRICE does not Granger Cause METROPOLITAN		7.05533	0.00873
SEOUL does not Granger Cause WHOLE	157	5.12186	0.02502
WHOLE does not Granger Cause SEOUL		5.66965	0.01848
CAPITAL does not Granger Cause WHOLE	157	0.70357	0.40288
WHOLE does not Granger Cause CAPITAL		2.71420	0.10149
METROPOLITAN does not Granger Cause WHOLE	157	0.32472	0.56961
WHOLE does not Granger Cause METROPOLITAN		3.45922	0.06480
CAPITAL does not Granger Cause SEOUL	157	3.63002	0.05860
SEOUL does not Granger Cause CAPITAL		8.00333	0.00529
METROPOLITAN does not Granger Cause SEOUL	157	2.58630	0.10983
SEOUL does not Granger Cause METROPOLITAN		5.99798	0.01544
METROPOLITAN does not Granger Cause CAPITAL	157	2.01216	0.15806
CAPITAL does not Granger Cause METROPOLITAN		2.56372	0.11139

Granger 인과관계 검정결과에 대한 주요 내용은 다음과 같다. 주가(KOSPI)와 금리(INTEREST)는 서로 영향을 주고받는 양방향 인과관계에 있다. 주가는 물가(PRICE)에 의해 영향을 받지만, 영향을 주지는 않는다. 주가는 전국(WHOLE), 서울(Seoul), 수도권(capital), 6대광역시(metro) 등 모든 주택가격지수에 영향을 주지만, 영향을 받지 않는다. 전국, 서울, 수도권, 6대광역시지수는 금리에 영향을 주지만, 영향을 받지 않는다. 물가는 6대광역시지수에 영향을 주지만 받지 않는다. 전국지수는 서울지수와는 서로 영향을 주고받는 양방향관계이고, 그리고 6대광역시지수에는 영향을 주지만, 받지 않는다. 물가는 6대광역시지수에 영향을 주지만, 받지 않는다. 서울지수는 수도권지수와 서로 영향을 주고받는 양방향관계이지만, 6대광역시지수에게는 영향을 주지만 받지 않

는다. 그러나 Y. Lee(2012)에서는 주택가격이 물가를 그랜저 코즈하고 있다.

이러한 분석결과로 미루어 볼 때, 주식시장은 주택시장에 강한 영향을 주지만, 주택시장에 의해 영향을 받지 않는다는 것을 알 수 있다. 모든 주택시장은 금리에 영향을 미치지만, 금리에 의해 영향을 받지 않는다는 특이한 결과도 도출되었다. 대부분의 부동산 시장은 금리에 의해 영향을 받는다는 많은 연구결과와 배치되는 결과이다. 또 하나 특이한 점은 물가가 전국, 서울, 수도권 등 주택가격지수에 영향을 주지 않으나, 6대광역시 아파트가격에는 영향을 준다는 점이다. 이후 분석을 위한 VAR모형의 구성에서 내생변수의 배열순서는 이러한 결과에 기초하여 결정하였다.

4.4 공적분 검정

Engle and Granger(1987)는 개별 시계열이 비정상계열(또는 불안정계열)로 추세변동이 있더라도 이들 시계열간에 장기적으로 안정적인 균형관계를 갖도록 하는 선형결합이 존재한다면 이들 시계열은 공적분(cointegration)관계에 있다고 하였다. 공적분 검정은 Johansen 검정법을 이용하였다 (Johansen & Juselius, 1992 참조). Johansen 검정법은 시계열사이의 동태적 상호연관성을 활용하고 모든 변수들을 내생변수로 취급하여 시계열 속에 존재하는 모든 공적분 관계를 찾아낼 수 있기 때문에 상대적으로 우월한 검정방법이라 할 수 있다. <표 7>의 공적분 검정결과 공적분의 수가 1개도 없다는 영가설을 기각하였으므로 공적분 관계가 있다고 할 수 있다. 따라서 변수들이 공적분 관계에 있기 때문에 금리변수를 차분하지 않고 VECM(Vector Error Correction Model)으로 분석이 가능하다. 그러나 여기서는 나머지 변수들이 단위근을 갖지 않으므로 VAR모형을 이용하여 분석하기로 한다. Johansen(1988)은 만약 변수들이 공적분 관계가 아니라면 안정적인 변수들을 이용한 VAR모형의 추정이 가능하다고 하였다. 일반적으로 변수 간 공적분 관계가 성립한다는 것은 두 변수 간에 장기적 관계가 존재한다는 것을 의미한다. 주가지수와 주택가격지수 간에 공적분 관계가 존재한다는 것은 주식시장과 부동산시장의 상호관련성이 크다는 것을 의미한다고 할 수 있다.

<표 7> 공적분 검정 결과

Sample: 2000:01 2013:03 Included observations: 155 Test assumption: Linear deterministic trend in the data Series: INTEREST KOSPI PRICE WHOLE SEOUL CAPITAL METROPOLITAN Lags interval: 1 to 2				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.444930	289.1738	124.24	133.57	None **
0.371872	197.9313	94.15	103.18	At most 1 **
0.316801	125.8546	68.52	76.07	At most 2 **
0.167258	66.80444	47.21	54.46	At most 3 **
0.147503	38.43461	29.68	35.65	At most 4 **
0.056035	13.69889	15.41	20.04	At most 5
0.030246	4.760559	3.76	6.65	At most 6 *

4.5. VAR(1) 모형을 이용한 관계분석

VAR 모형은 어떠한 경제이론을 기초로 가설을 설정하지 않고 실제 관찰되는 경제시계열 변수들이 주는 정보를 최대한 이용하여 현실경제를 분석하게 된다. 즉, VAR 모형은 모형내의 모든 변수들에 대한 시차변수들을 동시에 설명변수로 이용하여 결과를 분석한다(Moon, 1997). 3개의 경제변수(주가, 물가, 금리)에 대한 VAR(1) 모형의 적정시차를 결정하기 위해 차수1부터 4까지 순차적으로 검정한 결과 AIC와 SC값을 고려하여 차수2로 적용하는 것이 적절하다고 판단하였다 (<표 8> 참고).

<표 8> 경제변수에 대한 AIC, SC 검정결과

lag	AIC	SC
1 2	7.5926	8.0032
1 3	7.5316	8.1207
1 4	7.5644	8.3335

다음으로 앞서 설정한 적정 자기회귀시차와 인과성 검정결과에 따라 3개의 경제변수에 대한 VAR(1)모형을 추정한 후 추정된 모수값을 이용하여 충격반응분석과 분산분해분석을 실시하였다.

적정시차를 2로 하여 구성한 경제변수들에 대한 VAR(1) 모형의 추정결과는 <표 9>와 같다. 1기 시차 물가는 주가에 통계적으로 유의한 영향을 미치고, 1기 및 2기 시차 주가는 차분된 금리에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 물가는 자신의 1기와 2기 시차변수에 의해서만 영향을 받고, 나머지 변수들은 통계적으로 유의성이 낮았다.

다음으로 추정된 VAR(1) 모형에 기초하여 충격반응분석과 분산분해를 실시하였다. 충격반응함수는 내생변수의 현재와 미래값에 대한 오차항의 표준편차 충격의 효과를 추적하는 것이고, 분산분해(variance decomposition)는 내생변수의 변동을 그 자신과 다른 내생변수들이 얼마나 잘 설명하고 있는지를 보여준다(Lee, 2002). <그림 1>은 경제변수간의 관계에 대한 충격반응함수로서, 충격의 크기는 1 표준오차이다.

충격반응분석은 VAR(1)모형에 포함된 변수들에 대한 특정변수의 단위당 충격에 대해, 시간이 지나면서 내생변수가 어떻게 변화되어 나가는가를 보여준다. 전체적으로 충격반응을 살펴보면, 먼저 주가(KOSPI), 물가(PRICE), 그리고 금리(INTEREST) 각각의 교란항의 1 표준오차 상승충격에 대한 주가의 반응은 모두 4기-5기 사이에 그 충격이 소멸되었다. 주가는 주가 자체에 의한 충격이 가장 크고, 물가에 의한 충격은 2기까지 하락(-)을 확대하다 4기에는 양(+)으로 돌아섰다. 금리에 의한 충격은 2기까지 미미한 양(+)의 효과를 보이다 4기에는 완전히 사라졌다. 즉, 주가는 금리보다는 물가에 의해 조금 더 충격을 받는다. 두 번째로, 각 3개지수의 교란항의 1 표준오차 상승충격에 대한 물가의 반응은 약 7기까지 그 충격이 지속되었으며, 그리고 자기자체의 충격이 가장 크고, 주가는 3기까지 상승영향을 미치다 감소하여 5기에는 음(-)의 효과를 보였다. 셋째, 각 교란항의 상승충격에 대한 금리의 반응은 5기에 소멸되었다. 주가에 의한 충격이 3기까지 상승하다 그 다음부터는 감소하여 5기에는 사라졌다. 물가에 의한 영향은 아주 미미하지만 2기후에 조금 나타나다 5기에는 소멸하였다. 즉, 금리는 물가충격보다 주가충격의 영향을 더 받는다고 할 수 있다.

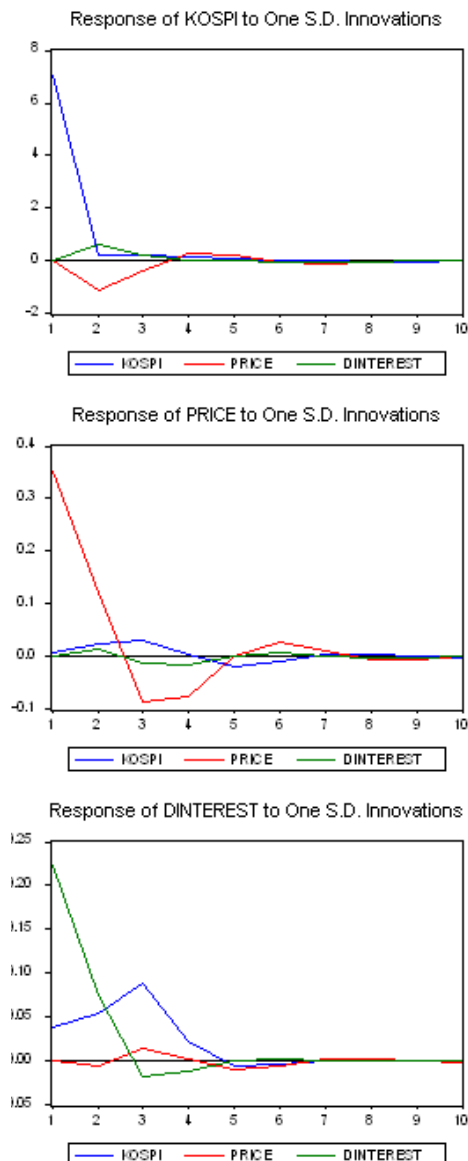
<표 9> 경제변수에 대한 VAR(1) 모형의 추정결과

Sample(adjusted): 2000:04 2013:03 Included observations: 156 after adjusting endpoints Standard errors & t-statistics in parentheses			
	KOSPI	PRICE	DINTEREST
KOSPI(-1)	0.022534 (0.08297) (0.27160)	0.002571 (0.00418) (0.61576)	0.006104 (0.00268) (2.27729)
KOSPI(-2)	0.015865 (0.08218) (0.19304)	0.003873 (0.00414) (0.93637)	0.010948 (0.00265) (4.12354)
PRICE(-1)	-3.060421 (1.51989) (-2.01358)	0.339691 (0.07650) (4.44040)	-0.017971 (0.04910) (-0.36601)
PRICE(-2)	0.111276 (1.53663) (0.07242)	-0.351418 (0.07734) (-4.54367)	0.072746 (0.04964) (1.46545)
DINTEREST(-1)	2.724238 (2.38312) (1.14314)	0.069455 (0.11995) (0.57904)	0.337367 (0.07699) (4.38213)
DINTEREST(-2)	0.230937 (2.34607)	-0.113625 (0.11808)	-0.207032 (0.07579)

	(0.09844)	(-0.96224)	(-2.73166)
C	1.650107	0.249288	-0.063704
	(0.77532)	(0.03902)	(0.02505)
	(2.12829)	(6.38808)	(-2.54340)
R-squared	0.038959	0.199460	0.261390
Adj. R-squared	0.000260	0.167223	0.231648
Sum sq. resids	7662.449	19.41182	7.996698
S.E. equation	7.171181	0.360944	0.231666
Log likelihood	-525.1044	-58.80444	10.37012
Akaike AIC	6.821851	0.843647	-0.043207
Schwarz SC	6.958704	0.980499	0.093646
Mean dependent	0.801035	0.253205	-0.041410
S.D. dependent	7.172112	0.395527	0.264291
Determinant Residual Covariance		0.304159	
Log Likelihood		-571.2272	
Akaike Information Criteria		7.592656	
Schwarz Criteria		8.003214	

주) 첫 번째 ()는 standard error를 나타내고 두 번째 ()는 t값을 나타냄

주) D: 변수의 차분을 의미하고, KOSPI(-1)은 시차1을 의미



<그림 1> 경제변수에 대한 VAR(1)의 충격반응함수

VAR(1) 모형의 오차항들이 내생변수 변동에 미치는 상대적 중요도를 예측오차 분산분해를 통해 측정할 수 있다. 분산분해란 각 충격이 한 변수의 변화를 어느 정도 설명하고 있는지를 비율로 나타낸 것이므로 이를 통해 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다(Lee, 2002). <표 10>은 주가지수, 물가, 금리에 대한 분산분해를 나타낸다. 주가는 자체변동에 의해 대부분 설명되고, 물가에 의해서는 2기 후부터 약 2.8% 정도 설명된다. 그러나 금리에 의한 영향은 아주 미미한 수준이다. 물가도 자체변동에 의해 대부분 설명되고, 주가에 의해 3분기부터 약 1%이상 설명되지만 금리에 의한 영향은 거의 없는 것으로 나타났다. 금리는 1기에는 97%, 2기는 92%, 3기부터는 약 80% 정도 자체충격에 의해 설명되고, 주가에 의한 설명은 1기에 2.8%, 2기에 7.5%, 그리고 3기부터는 약 19% 정도 설명된다. 그러나 물가에 의한 충격은 거의 영향이 없는 것으로 나타나고 있다. 따라서 자체충격에 의한 영향을 제외하고, 금리만이 주가에 의해 상당한 영향을 받는다고 할 수 있다.

<표 10> 주가, 물가, 금리에 대한 분산분해의 결과

Variance Decomposition of KOSPI				
Period	S.E	KOSPI	PRICE	DINTEREST
1	7.008442	100.0000	0.000000	0.000000
2	7.120517	96.98497	2.286125	0.728910
3	7.136442	96.63496	2.541830	0.823210
4	7.144426	96.47472	2.702466	0.822817
5	7.148650	96.37440	2.803177	0.822423
6	7.148895	96.37261	2.805001	0.822385
7	7.149602	96.35421	2.822965	0.822827
8	7.149657	96.35300	2.824144	0.822860
9	7.149720	96.35168	2.825374	0.822946
10	7.149747	96.35095	2.826063	0.822987
Variance Decomposition of KOSPI				
Period	S.E	KOSPI	PRICE	DINTEREST
1	0.352753	0.067058	99.93294	0.000000
2	0.372638	0.464871	99.36306	0.172073
3	0.385094	1.133616	98.58514	0.281246
4	0.392691	1.099924	98.44665	0.453428
5	0.393081	1.290223	98.25655	0.453225
6	0.394271	1.339013	98.17058	0.490406
7	0.394425	1.346494	98.15992	0.493584
8	0.394513	1.363122	98.14031	0.496570
9	0.394566	1.362970	98.13870	0.498334
10	0.394569	1.364895	98.13676	0.498345
Variance Decomposition of KOSPI				
Period	S.E	KOSPI	PRICE	DINTEREST
1	0.226409	2.853154	0.001767	97.14508
2	0.245045	7.568517	0.061784	92.36970
3	0.261768	18.24576	0.369530	81.38471
4	0.263115	18.86175	0.374395	80.76386
5	0.263335	18.86607	0.501608	80.63232
6	0.263408	18.87435	0.531640	80.59401
7	0.263420	18.87268	0.540078	80.58724
8	0.263434	18.87119	0.550385	80.57842
9	0.263435	18.87151	0.550384	80.57811
10	0.263437	18.87128	0.551805	80.57692

Ordering: KOSPI PRICE DINTEREST

4.6. VAR(2) 모형을 이용한 관계분석

4개의 변수(전국아파트가격지수, 주가지수, 물가, 금리)에 대한 VAR(2) 모형의 적정시차를 결정하기 위해 차수 1부터 4까지 순차적으로 검정한 결과 AIC와 SC값을 고려하여 차수 1로 하는 것이 적정하다고 판단하였다.

다음으로 앞서 설정한 적정 자기회귀시차와 인과성 검정결과에 따라 4개의 경제변수에 대한 VAR(2) 모형을 추정한 후 추정된 모수값을 이용하여 충격반응분석과 분산분해분석을 실시하였다.

<표 11> AIC, SC 검정결과

lag	AIC	SC
1 2	9.2649	9.9687
1 3	9.2746	10.2956
1 4	9.3348	10.6759

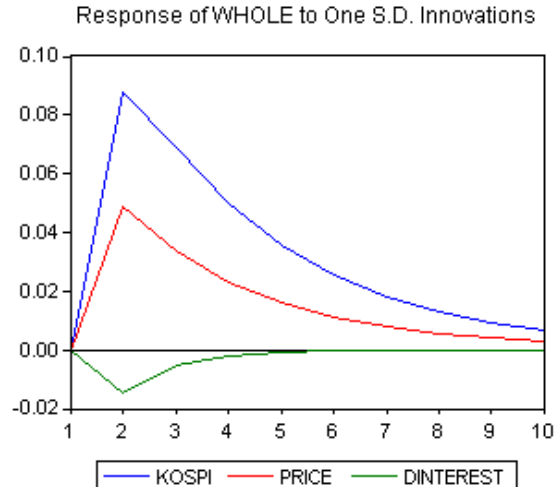
<표 12> 아파트 매매가격지수와 경제변수에 대한 VAR(2) 추정결과

Sample(adjusted): 2003:03 2013:03				
Included observations: 157 after adjusting endpoints				
Standard errors & t-statistics in parentheses				
	WHOLE	KOSPI	PRICE	DINTEREST
WHOLE(-1)	0.725380 (0.05496) (13.1976)	-0.221008 (0.69716) (-0.31701)	-0.039263 (0.03761) (-1.04394)	0.039315 (0.02407) (1.63363)
KOSPI(-1)	0.012876 (0.00633) (2.03544)	0.015743 (0.08024) (0.19619)	0.005211 (0.00433) (1.20374)	0.004788 (0.00277) (1.72864)
PRICE(-1)	0.131280 (0.11433) (1.14821)	-2.978692 (1.45025) (-2.05392)	0.259070 (0.07824) (3.31129)	0.011977 (0.05006) (0.23923)
DINTEREST(-1)	-0.060388 (0.17368) (-0.34770)	2.887120 (2.20300) (1.31054)	0.027422 (0.11885) (0.23073)	0.314948 (0.07605) (4.14147)
C	0.088736 (0.06117) (1.45070)	1.811309 (0.77587) (2.33454)	0.205220 (0.04186) (4.90288)	-0.054239 (0.02678) (-2.02510)
R-squared	0.545713	0.038184	0.080742	0.155896
Adj. R-squared	0.533758	0.012873	0.056551	0.133682
Sum sq. resids	47.72166	7677.989	22.34616	9.149266
S.E. equation	0.560320	7.107256	0.383424	0.245342
Log likelihood	-129.2908	-528.1279	-69.73043	0.368568
Akaike AIC	1.710711	6.791438	0.951980	0.058999
Schwarz SC	1.808044	6.888771	1.049313	0.156332
Mean dependent	0.504863	0.820968	0.254777	-0.040701
S.D. dependent	0.820598	7.153449	0.394749	0.263592
Determinant Residual Covariance		0.116920		
Log Likelihood		-722.6119		
Akaike Information Criteria		9.460024		
Schwarz Criteria		9.849354		

<표 12>는 전국아파트매매가격지수(주택시장)와 경제변수인 주가지수, 물가, 금리에 대해 VAR(2) 모형 계수추정의 결과이다. 주가지수는 주택가격에 유의수준 5%이내에서 유의하고, 결정계수 또한 0.5457의 높은 설명력을 보이고 있다. 이는 주가의 변화가 다음기의 주택가격의 변화에 대해 높은 예측력을 가짐을 나타낸다. 물가는 주가지수에 유의수준 5%이내에서 유의하고, 주가지수는 금리에 유의수준 5%이내에서 유의한 것으로 나타났다.

모두 5% 유의수준에서, 1개월 전의 주가가 주택가격에 미치는

영향력은 0.13이고, 1개월 전의 물가가 주가에 미치는 영향은 -2.98, 그리고 1개월 전의 주가가 금리에 미치는 영향은 0.005 정도이다. 나머지 변수들은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.



<그림 2> 주택가격의 충격반응함수

<표 13> 주택가격지수에 대한 분산분해의 결과

Period	S.E.	WHOLE	KOSPI	PRICE	DINTEREST
1	0.55132533	97.8679189	0	0	0
2	0.69625705	97.1840730	1.59813530	0.49166714	0.04227858
3	0.75951418	96.9091985	2.16596927	0.60969254	0.04026515
4	0.78965874	96.7835107	2.40488161	0.64823764	0.03768215
5	0.80457262	96.7225980	2.51616594	0.66398980	0.03633354
6	0.81207583	96.6922740	2.57051023	0.67122442	0.03566731
7	0.81588058	96.6769809	2.59765219	0.67473832	0.03533544
8	0.81781731	96.6692183	2.61136000	0.67649074	0.03516832
9	0.81880504	96.6692183	2.61832231	0.67737574	0.03508358
10	0.81930926	96.6652653	2.62186883	0.67782537	0.03504045

Ordering: WHOLE KOSPI PRICE DINTEREST

<그림 2>는 주택시장과 경제변수들 간의 관계에 대한 충격반응함수로서, 충격의 크기는 1 표준오차이다. 주가지수의 1 표준오차의 충격에 대한 주택지수의 반응은 양(+)의 반응으로 2기에 가장 크게 증가하였다가 그 효과가 점점 감소하여 10기에는 아주 미미하게 된다. 또한 주가지수가 1단위 증가하면, 주택가격은 2달 뒤에 0.08단위 오른다. 물가의 충격에 대한 주택가격지수의 반응도 주가지수의 경우와 모양이 거의 비슷하지만 크기만 조금 작을 뿐이다. 그러나 금리충격은 부(-)의 방향으로 주택가격지수에 영향을 주고 있으며, 그 반응은 2기에만 부(-)의 영향을 주다가 4기부터는 그 영향이 사라진다. 금리는 부동산과 역의 관계를 갖는다고 알려져 있지만 실제금리와 부동산가격이 역의 상관관계를 보이지 않는 경우도 많았다. 그러나 IMF 체제 이후부터 비교적 뚜렷한 역의 상관관계를 보인다는 주장이 있는데(R. Lee, 2006) 본 연구에서도 약하지만 역의 상관관계를 보이고 있다. 전체적으로 주택시장에 대한 충격의 크기는 주가가 가장 영향력이 크고, 다음에는 물가, 그리고 금리가 부(-)의 방향으로 가장 적은 영향을 미친다.

<표 13>은 주택가격과 다른 경제변수들 간의 동태적 관계를 조사하기 위한 분산분해의 결과이다. 주택가격지수는 자체충격에 의

해 대부분 설명되고, 주가지수에 의해 약간 설명되나, 물가와 금리에 의한 설명은 너무 약하다. 주택가격이 자체충격에 의해 대부분 설명된다는 것은 주택가격의 시계열 자료들이 주택가격의 변동을 예측하기 위한 유용한 정보원이라는 것이다. 주택가격지수는 1기에는 자체에 의해 100% 설명되지만, 2기에는 자체에 의해 97.9%, 주가에 의해 1.6%, 물가에 의해 0.49%, 그리고 금리에 의해 0.04%만 설명되어진다. 이는 단기적으로 주택가격은 금리정책에 의해 영향을 적게 받는다는 것을 나타낸다고 할 수 있다. 주택가격은 기간이 길어질수록 자체에 의한 설명은 조금씩 감소되고, 경제변수에 의한 설명력이 조금씩 증가한다. 즉, 10기에는 자체 설명이 96.7%, 주가 2.62%, 물가 0.68, 금리에 의해 0.04% 설명된다. 따라서 금리변동은 주택가격변동에 영향을 거의 미치지 않는다고 할 수 있다. 이는 부동산시장이 금리에 의해 영향을 받는다는 기존의 연구들과 다른 점이다.

5. 결론 및 시사점

이 연구는 경제변수인 주가, 금리, 물가, 주택가격의 상호관련성을 VAR 모형을 이용하여 분석하였다. 분석기간은 2000년 1월부터 2013년 3월까지 월별자료를 이용하였고, 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 공적분 검정을 수행하였다. 7개의 경제변수들에 대한 인과관계가 존재하는지를 분석하기 위해 Granger 인과관계 검정을 하였다.

다음에는 실증분석을 위해 3개의 경제변수에 VAR(1) 모형을 추정 후 추정된 모수 값을 이용하여 충격반응 분석과 분산분해분석을 실시하였다. 그리고 추가로 주택시장과 경제변수들에 대해 VAR(2) 모형을 추정하고 충격반응과 분산분해 분석을 하였다.

본 연구의 결론은 다음과 같다.

첫째, Granger 인과관계검증 결과 주가와 금리는 서로 영향을 주고받는 양방향 인과관계에 있다. 주가는 물가에 의해 영향을 받지만, 영향을 주지는 않는다. 주식시장은 주택시장에 영향을 주지만, 주택시장에 의해 영향을 받지 않는다. 모든 주택시장은 금리에 영향을 미치지만, 금리에 의해 영향을 받지 않는다. 물가는 전국, 서울, 수도권 등 주택가격에 영향을 주지 않으나, 6대광역시 아파트 가격에는 영향을 준다는 것이다.

둘째, VAR(1) 모형의 추정결과, 물가는 주가에 통계적으로 유의한 영향을 미치고, 주가는 금리에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그리고 충격반응분석결과 주가는 자체충격에 의해 가장 크게 영향을 받고, 물가에 의해서는 음(-)의 충격을 그리고 금리의 충격은 미미하다. 그리고 금리는 자신의 충격에 의해 크게 변동하고, 금리는 물가 충격보다 주가 충격의 영향을 더 받는다. 분산분해분석 결과 주가는 자체의 변동에 의해 대부분 설명되고, 물가에 의해서는 2기 후부터 약 2.8% 정도 설명된다. 물가도 자체 변동에 의해 대부분 설명되고, 주가에 의해 3분기부터 약 1%이상 설명된다. 금리에 의한 영향은 거의 없는 것으로 나타났다. 금리는 10기에 약 80% 정도 자체변동에 의해 설명되고, 주가에 의한 설명은 약 19%정도 설명된다. 그러나 물가에 의한 충격은 거의 영향이 없는 것으로 나타나고 있다.

셋째, VAR(2) 모형의 추정결과 주가지수는 주택시장에 유의수준 5%이내에서 유의한 것으로 나타나 주가의 변화가 다음 기의 주택가격의 변화에 대해 높은 예측력을 가짐을 나타낸다. 또한 1개월 전의 주가가 주택가격에 미치는 영향력은 0.10이고, 1개월 전의 물가가 주가에 미치는 영향은 -2.98, 그리고 1개월 전의 주가가

금리에 미치는 영향은 0.005 정도이다.

넷째, VAR(2) 모형의 충격반응분석결과 주가지수가 1단위 증가하면, 주택가격은 2달 뒤에 0.08단위 오른다. 그러나 금리충격은 부(-)의 방향으로 주택지수에 영향을 주고 있으며, 그 반응은 2기에만 부(-)의 영향을 주다가 4기부터는 그 영향이 사라진다. 따라서 주택시장에 대한 충격의 크기는 주가가 가장 영향력이 크고, 그 다음에는 물가, 그리고 금리가 부(-)의 방향으로 가장 적은 영향을 미친다. 그리고 분산분해의 결과, 주택가격지수는 2기에는 자체에 의해 97.9%, 주가에 의해 1.6%, 물가에 의해 0.49%, 그리고 금리에 의해 0.04%만 설명되어진다. 반면 10기에는 자체 설명이 96.7%, 주가 2.62%, 물가 0.68, 금리에 의해 0.04% 설명된다. 따라서 주택시장은 자체변동에 의해 대부분 설명되고 금리에 의한 영향은 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 부동산시장이 금리에 의해 영향을 받는다는 기존의 연구들과 다른 점이다.

연구의 시사점으로는 첫째, 주식시장과 주택시장의 관계, 그리고 이들 시장과 물가, 금리와의 관계분석을 통해 이들의 변동원인을 밝혀내고 이에 대한 대응방안을 제시하는 데 있어 이 연구는 도움이 될 수 있을 것이다. 또한 정부가 목표로 하는 정책을 달성하기 위해 어떤 변수를 활용해야 효과적인지를 파악할 수도 있을 것이다. 주택시장은 우리나라 경제에서 차지하는 비중이 상당히 크기 때문에 주택시장과 경제변수들 사이의 동태적 상관관계 분석은 주택시장정책 결정에 많은 도움을 줄 수 있을 것이다. 따라서 주택가격이나 주식가격에 영향을 미치는 요인들이 하나의 틀 속에서 복합적으로 움직이기 때문에 개별요인들의 상호관계를 고려한 정책이 필요하다고 할 수 있다.

연구의 한계로는 분석에 사용된 변수들에 대한 이론적 관계를 먼저 도출한 후 계량모형으로 분석하지 못한 점과, 자료를 구하는데 있어서 한계성 때문에 관련성이 높은 변수를 추가하지 못한 것 등이다. 또한 사용된 아파트매매가격지수가 실제 매매사례에 기초하기보다는 일종의 평가(appraisal)에 기초한 자료이기 때문에 측정오차가 개제되어 실제 주택시장을 잘 나타내지 못하여 다른 결과를 가져올 가능성도 있다. 향후 연구방향은 각 변수들에 대한 이론모형을 먼저 설립한 후 현실을 더 잘 설명할 수 있는 변수들을 추가하여 계량모형으로 분석하여 경제에 대한 설명력을 높일 수 있도록 하는 것이다.

Received: September 02, 2013.

Revised: October 10, 2013.

Accepted: October 15, 2013.

References

- Chang, Young Gil, & Lee, Chun Seob (2010). A Study on the Relation of Commercial Real Estate Market and Macroeconomic Factors. *Korea Real Estate Review*, 20(1), 87-113.
- Engle, F. A., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fama, E. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *American Economic Review*, 71, 545-565.
- Fama E., & Schwert, William (1979). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 5, 115-146.

- Goswami, G., & Jung, S.C. (1997). Stock Market and Economic Forces: Evidence from Korea. IMF Working Paper. From <<http://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm?abstractid=1937914>> (Retrieved on April 6, 2012).
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(7), 424-438.
- Ji, Ho Jun (2001). The relationship between Housing Price and Chonse Price. *Housing Finance*, 225, 1-26.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis for the PPP and the UIP for U.K. *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- Kim, Min Gyu, & Jang, Woo Jin (2010). Analysis of Foreign Investment on Bond Futures using VAR and VECM. Proceedings of 2010 Autumn Conference of The Korean Institute of Industrial Engineers (pp. 1-8). Seoul, Korea.
- Kim, Tae Ho (2008). Testing for the Statistical Interrelationship between the Real Estate and the Stock Markets. *The Korean Journal of Applied Statistics*, 21(3), 497-508.
- Kim, Yun-Yeong, & Park, Joon Yong (2009). Foreign Impulse Analysis for Korea in a Global Structural VAR Model. *Kyong Je Hak Yon Gu*, 57(2), 5-37.
- Lee, Jong Won, & Lee, Sang Don (1995). *Econometric Analysis using Rats*. Seoul, Korea: Parkyoungsa Publishing, 1038-1050.
- Lee, Jung-Wan (2012). The Impact of Foreign Exchange Rates on International Travel: The Case of South Korea. *Journal of Distribution Science*, 10(9), 5-11.
- Lee, Keun-Yeong (2002). An Analysis of Causality between Exchange Rates and Stock Prices. *Kyong Je Hak Yon Gu*, 50(4), 231-266.
- Lee, Keun Yeong (2006). Causal Relationships between Stock Returns and Inflation: The Case of Korea. *Kyong Je Hak Yon Gu*, 54(4), 189-222.
- Lee, Rae Yeong (2006). *Real Estate Investment*. Seoul, Korea: Samyoungsa Publishing, 161-162.
- Lee, Youngsoo (2012). Dynamics of Housing Price and Inflation in Korea. *Journal of the Korea Real Estate Analysis Association*, 18(4), 55-72.
- Lim, Jae Man (2002). The Integration with Real Estate Market and Financial Market. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 8(1), 13-24.
- Moon, Kwon-Soon (1997). A understanding of Vector Autoregressive Model. *Statistical Analysis Review*, 2(1), 23-56.
- Park, Heon Soo, & An, Ji A (2009). The Sources of Regional Real Estate Price Fluctuations. *Korea Real Estate Review*, 19(1), 27-49.
- Ryu, Hyunwook, & Koh, Sungsoo (2012). An Empirical Study on the Relationship between Price Change and Trading Volume: Evidence from Seoul Housing Market. *Journal of the Korea Real Estate Analysis Association*, 18(3), 23-36.
- Sim, Sung-Hoon (2006). House Price and Macroeconomic Cycles: A Comparative Analysis of Pre- and Post Economic Crisis Periods. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 12(1), 147-163.
- Son, Jong Chil (2010). Dynamic Analysis of Correlations among Monetary Policy, Real and Financial Variables and Housing Prices. *Korea Real Estate Review*, 58(2), 179-219.
- Song, Joonhyuk (2012). Analysis on Housing Rental and Sales Markets with Structural Breaks. *Applied Economics*, 14(1), 151-185.
- Yim, Byung-Jin, & Han, Sung Yun (2009). A Study on the Relationship between Return on Real Estate and Korea Composite Stock Price Index. *Korean Industrial Economics Association*, 22(4), 2065-2083.
- Yoo, Ji Soo (2007). A Study of Determination of Housing Prices and Housing Occupancy Choice. *Applied Economics*, 9(1), 199-217.