

금융위기 이전과 이후의 서울 아파트 매매가격과 전세가격의 변화에 관한 연구

A Study on the Change of the Sale Price and Chonsej Price of Apartment in Seoul before and after the Global Financial Crisis

성주한(Sung, Joo-Han)*

目次

| | |
|---------------------|------------------|
| I. 서론 | IV. 실증연구 |
| 1. 연구의 목적 | 1. 단위근 검정 |
| 2. 연구의 범위 및 방법 | 2. 그랜저 인과관계 및 모형 |
| II. 이론적 배경 및 방법 | 3. 적정시차 |
| 1. 거시적 동태모형의 이론적 검토 | 4. 공적분 검정 |
| 2. 선행연구 검토 | 5. VEC모형 |
| III. 자료 및 기초통계분석 | V. 결론 |
| 1. 자료 | 1. 연구의 요약 |
| 2. 기초통계분석 | 2. 시사점 |
| | <참고문헌> |

< Abstract >

The purpose of this study is to find out if there is any Change between Sale price and Chonsej price of apartments in Seoul before and after the global Financial Crisis in late 2008. At first, we analyze how the relationship of metropolitan area price and seoul price are interrelated in many channel. Secondly, we analyze how macroeconomic variables affect the Sale and Cheonsej price during the two period of before Global Financial crisis in 2008 and after 2008 Global crisis. The Vector Error Correction Model(VECM) was employed to address the major objectives of this study.

As a result, Metropolitan area price had an effect on the Seoul Sale price before Global Financial crisis in 2008. But Seoul apartment price can have an even bigger impact on the Seoul Sale price after Global Financial crisis. Or At all of these different points in time, Metropolitan area price had an effect on the Seoul Chonsej Price.

The rate of change in the money supply and stock price had an effect on the Seoul Sale price before Global Financial crisis in 2008. But The return of corporate bond, the rate of change in index of industrial product and stock price can have an even bigger impact on the Seoul Sale price after Global Financial crisis. Or The rate of unemployment make a big impact on the Seoul Chonsej price before Global Financial crisis in 2008. But the return of corporate bond, the rate of change in index of industrial product, the rate of rise in consumer prices and the rate of change in the money supply can have an impact on the Seoul Chonsej price after Global Financial crisis.

Key-words : Chonsej Price, Sale Price, Global Financial Crises, Vector Error Correction Model(VECM), Change

한글주제어 : 전세가격, 매매가격, 세계금융위기, 벡터오차수정모형, 변화

* 성주한, 한국지식재단 연구위원, 부동산학박사(주저자)

I. 서론

1. 연구의 목적

세계금융위기는 2008년 9월 15일 리먼 브라더스 파산으로 세계가 경기 침체에 돌입하게 되었다. 2007년부터 신용등급이 낮은 "서브프라임" 대출의 채무불이행 증가로 인해 대형 금융기관들은 위협에 직면하게 되는 금융위기에 대한 징후가 나타났지만, 이에 대한 대책은 없었다. 결국, 지난 6년 간 금융위기는 전 세계에 미국, 유럽, 아시아 등 금융위기 지속적으로 전이되면서 불확실성(uncertainty)을 증가시킴에 따라 체계적 리스크(systematic risk)를 더욱 더 확산시켰다.

특히, 리먼 브라더스의 몰락은 전 세계 금융 시스템에 도미노 현상을 불러일으켰고, 또한 은행 간 대출이 전면 중지되었으며, 미국과 영국 및 그 외의 선진 여러 국가들에서도 주요 금융기관의 붕괴를 막기 위해 많은 공적자금이 투입하였다. 하지만, 아이슬란드 등 북유럽 및 그리스의 은행들은 결국 부도를 피하지 못했고, 이로 인한 결과는 세계 경기침체를 나타나게 하였다.

이러한 상황에서 국내 주택시장도 큰 타격을 받았다. 세계금융위기 이전에는 주택가격이 상승하는 측면이었고 전세가격도 안정되었지만, 세계금융위기로 인해 주택가격은 하락 또는 침체 하에 있고, 이에 따른 전세 및 전월세 시장은 매우 가파른 상승세를 보이고 있다. 특히, 미래에 대한 불확실성으로 자본이득을 얻지 못할 것이라는 판단 하에 주택가격의 정체현상을 보였고, 이로 인해 주택매매에 대한 수요는 감소하였다. 반면, 임대차 시장인 전세 및 전월세 시장의 수요는 매우 큰 폭으로 증가함에 따라 가격 상승을 가져오게 되었다.

따라서 본 연구의 목적은 시기를 세계금융위기 이전과 이후로 나누고, 지역시장과 거시경제로 인해 서울의 매매가격과 전세가격에 어떠한 영향과 변화를 가져왔는지를 살펴보고자 하겠다.

2. 연구의 범위 및 방법

우선적으로 금융위기 이전과 이후의 서울 아파트 매매가격과 전세가격의 변화에 관한 연구를 살펴보기 위해, 금융위기의 시기를 살펴보아야 하는데, 리먼 브라더스 의 파산일인 2008년 9월 15일을 기준으로 2008년 9월 이전과 2008년 9월 이후로 나누어 살펴보았다. 즉, 시기구분은 2000년 1월부터 2008년 8월까지 금융위기 이전, 2008년 10월부터 2014년 9월까지 금융위기 이후로 구분하여 분석을 하였다.

분석방법은 공적분 검정을 통해 공적분이 있는 것으로 나타나 원자료(raw data)를 가지고 VEC모형(벡터오차수정모형)을 적용하였다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

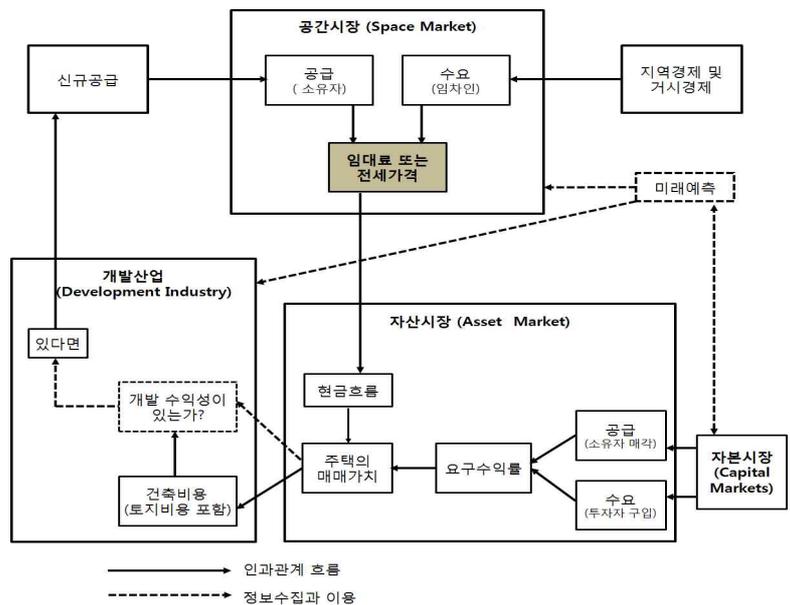
1. 거시적 동태모형의 이론적 검토

한국 부동산시장의 주요한 특성은 높은 부동산 선호, 부동산수요 및 투자패턴의 변화, 주택금융시장의 성장, 부동산과 금융시장의 연계성 강화, 부동산부문의 경제적 위상 강화 등으로 설명되어 질 수 있다. 이러한 현상은 부동산의 동태적인 시스템(real estate dynamic system)과 공간-자산시장이론(property-asset market model)을 통해서 연결되어 질 수 있을 것이다.

부동산의 동태적인 시스템(real estate dynamic system)은 공간시장(space market), 자산시장(asset market) 그리고 개발산업(development industry)으로 이루어진 각 부동산시장의 시스템이 어떻게 서로 연계되어 있으며 국가경제(거시경제)와 지역경제 및 국내외 자본시장과 같은 외생변수들과 어떻게 상호 영향을 주고 받는 지를 보여주는 시스템이다. 이러한 시스템을 통해 전세가격의 거시적 동태모형을 세울 수 있는 근거를 제시하고 있다.

또한 이러한 전세가격의 거시적 동태모형은 전세가격에 영향을 미치는 여러 특성들을 가능한 한 반영하기 위해 공간-자산시장이론을 바탕으로 구축하였다. 공간-자산시장이론(property-asset market model)은 전세시장을 장단기 금리, 경제성장, 시중유동성과 같은 거시경제활동과 긴밀하게 연계시켜준다. 특히 금리변동은 전세시장에 많은 영향을 미치는 요인으로 다루어지고 있다. 따라서 자산의 상대수익에 기초하는 투자패턴, 주택금융시장의 성장, 부동산과 금융시장의 연계성 강화 같은 한국 부동산시장의 성격을 모형에 반영할 수 있다. 또한 공간-자산시장이론에서는 시장의 동태적 균형이 형성되는 과정을 전세가격(임대료) 결정→자산가치 결정→수요 변동→공급 변동→시장균형의 성립이라는 시간경로를 통해 보여준다. 따라서 이러한 전세시장모형의 구축에서 다양한 변수간 일목요연한 정리가 가능하다.

<그림 1> 부동산의 동태적인 시스템 : 공간시장, 자산시장, 개발산업의 상호영향



자료 : Geltner, David M. Norman G., Commercial Real Estate Analysis and Investment, South-Western, 2001, p.25.

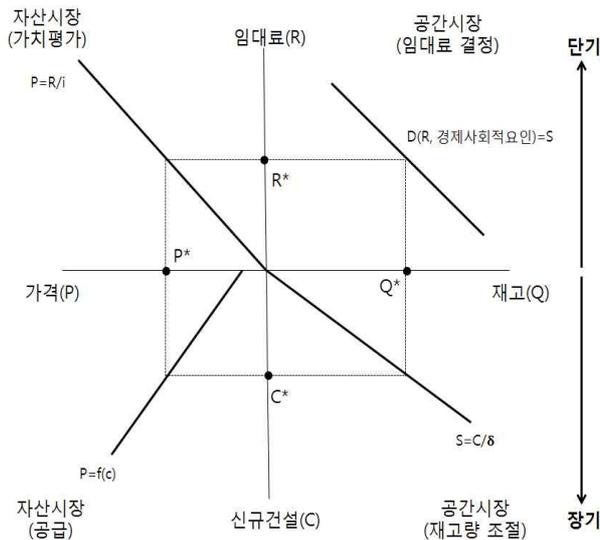
부동산의 동태적인 시스템은 공간시장(space market), 자산시장(asset market) 그리고 개발산업(development industry)으로 이루어진 부동산시장 시스템이 어떻게 서로 연계되어 있으며 국가경제(거시경제)와 지역경제 및 국내외 자본시장과 같은 외생변수들과 어떻게 상호 영향을 주고 받는 지를 보여주는 시스템이다.

이러한 상호영향을 주고 받는 상황에서 부동산의 동태적인 시스템은 공간시장의 수급 조절을 통한 수요와 공급의 불균형을 균형상태로 유지할 수 있도록 해주는 것이다.

공간-자산시장에서 부동산시장은 공간적 측면을 의미하는 수요의 크기 및 자산시장의 수급상황에 따른 가격결정구조에 의해 형성된다. 이때 수요의 크기는 경제·사회적 요인으로 정해지는 임대료(또는 전세가격)을 바탕으로 수요와 공급이 일치하는 수준에서 결정되지만, 기대심리 같은 요인도 수급에 부분적인 영향을 미친다. 부동산에 대한 수요의 크기는 공간시장에서 임대료(또는 전세가격)를 결정하며, 이렇게 결정된 임대료(또는 전세가격)를 시장이자율 등으로 할인한 값을 바탕으로 자산시장에서 자산가격이 형성된다. 자산가격이 변동하면 자산의 수요와 공급이 변화하며, 이에 따라 자산의 재고가 변동해 다시 임대료 또는 전세가격에 영향을 미치는 메커니즘으로 구성되어 있다. 여기서 부동산 재고수준이 처음과 끝이 같다면 공간시장과 자산시장의 결합은 균형을 이루게 되지만, 재고수준의 처음과 끝이 같지 않다면 임대료(또는 전세가격), 가격, 건설량, 재고량은 완전하게 균형상태가 되지 않을 것이라는 것을 알 수 있다.

Wheaton과 Dipasquale은 부동산시장을 부동산 공간시장(Property Market)과 부동산 자산시장(Capital Market)으로 구분하고, 4사분면 모형으로 양 시장의 관계를 설명하고 있다.

<그림 2> 4사분면 모형



자료 : Denise Dipasquale, William C. Wheaton., Urban Economics and Real Estate Market, Prentice Hall, 1996, p.8.

2. 선행연구 검토

1) 거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향의 선행연구

거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향에 대한 연구들은 부동산시장이 일반경제의 변동에 따라 영향을 받는 파생적 시장이라는 특성에 기초해 연구들이 진행되었다. 특히, 주택가격과 거시경제변수들 사이의 관계 분석을 통해 거시경제변수들이 주택가격에 영향을 미치는가 여부는 해외에서도 주요 연구관심 주제 가운데 하나이다.

Baffoe-Bonnie(1998)¹⁾ 등은 통화량이 미국 주택가격에 영향을 준다는 연구결과를 보였다.

Owen Lamont and Jeremy C. Stein(1999)²⁾ 는 미국의 경우 레버리지(차입)와 주택가격의 분석에서 레버리지가 높은 도시(주택의 규모가 크고 LTV금액이 많은 대도시)에서의 주택가격은 소득변동으로 인한 충격에 아주 빠르게 반응을 보인 반면 레버리지가 낮은 도시에서의 주택가격은 소득변동에 따라 점진적인 반응을 나타냈다는 연구결과를 보였다.

Lastrapes(2002)³⁾ 는 미국을 대상으로 VAR분석을 하였는데, 1% 통화공급량 증대는 약 0.9%의 실질주택가격을 상승하는 것으로 보고하고 있다.

Anari and Kolari(2002)⁴⁾ 는 오차수정형태의 주택가격방정식을 이용하여 인플레이션이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 미국 1968년~2000년의 월간 데이터를 이용한 실증분석 결과에 의하면 주택가격의 물가탄력성이 신규주택의 경우 1.29 그리고 기존주택의 경우에는 1.21로 모두 1을 넘어서고 있으며, 이에 따라 주택이 물가상승에 대한 헷징수단으로 사용될 수 있다고 주장하였다. 즉, 주택가격은 장기적이고 안정적으로 주택에 대한 투자수익률이 물가상승률 이상으로 유지하여 인플레이션 헷지(inflation hedge)를 하였다는 연구결과를 보였다.

Aoki et al.(2004)⁵⁾ 는 Bernake et al.(1999)의 금융가속화 모형(financial accelerator model)을 확장한 일반균형모형 분석을 통해 금리와 주택가격의 관계를 살펴보았다. 그들은 영국을 대상으로 한 분석에서 균형모형 내에 주택대출의 신용경로를 감안하는 경우, 금리변동의 효과가 커질 수 있음을 보여주었다. 시뮬레이션 결과에 의하면, 금리가 1% 포인트 상승하는 경우 신용경로를 감안하면 주택가격 하락에 미치는 효과가 0.96%에서 1.98%로 증가하며 소비에 미치는 효과 역시 0.56%에서 0.66로 증가하는 것으로 나타났다.

N. Apergis and A. Rezitis(2003)⁶⁾ 는 그리스의 경우 주택가격과 거시경제변수들의 관계분석에서 주택대출금리는 주택가격 변동에 아주 높은 설명력을 나타내지만 인플레이션과 고용 및 통화량은 영향력이 없다는 연구결과를 보였다.

Ansgar Belke and Walter Orth(2007)⁷⁾ 은 VAR모형을 통해 글로벌 초과유동성과 주

1) J. Baffoe-Bonnie, "The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses : A National and Regional Analysis", 『Journal of Real Estate Finance and Economics』, 17(2), 1998. pp. 179-197.

2) Owen Lamont and Jeremy C. Stein, "Leverage and house-price dynamics in U.S. cities", Rand 『Journal of Economics』, 1999, Vol. 30. Issue 3, pp. 498~514.

3) Lastrapes, W. D., "The Real Price of Housing and Money Supply Shock : Time series Evidence and Theoretical Stimulations", 『Journal of Housing Economics』, Vol. 11, 2002, pp. 40-74.

4) Anari A. and J. Kolari, "House Prices and Inflation", 『Real Estate Economics』, Vol. 30, 2002, pp. 67~84.

5) Aoki, K., J. Proudman G. Vlieghe, "Houses prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach", 『Journal of Financial Intermediation』, Vol. 13, 2004, pp. 414~435.

6) N. Apergis and A. Rezitis, "Housing Prices and macroeconomic factors in Greece : Prospects within the EMU", 『Applied Economics Letters』, 2003, pp. 561~565.

택가격 간의 충격반응분석에서 글로벌 유동성은 세계적인 GDP디플레이터(물가상승) 뿐만 아니라 주택가격에 대해서도 정(+)⁷⁾의 영향을 미친다는 연구결과를 보였다.

Iacoviello and Minetti(2008)⁸⁾은 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 정책금리 변동이 주택가격에 미치는 효과를 분석하였다. 독일, 영국, 핀란드, 노르웨이 유럽 4개국을 대상으로 한 실증분석 결과, 1%의 금리상승은 0.1%~0.3%의 생산감소와 0.1%~3.5%의 주택가격 하락을 초래하는 것으로 나타났다.

국내의 연구문헌으로 김경환·서승환·유진방(1991)⁹⁾은 부동산가격과 물가와의 관계를 분석하였는데 그 결과, 지가상승은 일반물가의 상승을 초래하고 일반물가의 상승은 시차를 두고 주택가격을 상승시킨다는 연구결과를 보였다.

손경환(1991)¹⁰⁾은 주택가격이 일반물가에 비하여 통화량 변동에 훨씬 민감하게 반응한다는 연구결과를 보였다.

조주현(1992)¹¹⁾은 주택의 경우에 있어서도 통화와 물가, 주택가격이 3변수 체계분석에서 통화량의 상대적 외생성이 강하여 통화량→물가→주택가격의 인과경로가 확인되며, 통화량의 외생적 충격이 물가 및 주택가격에 영향을 미친다는 연구결과를 보였다.

서승환(1993)¹²⁾은 지가 및 주택가격변화율, 소비자물가지수 변화율, 인플레이션율, 광고업 임금상승률, 주가지수 변화율 등을 이용해 인과관계 검정과 VAR모형을 이용하여 부동산의 자본수익률을 결정하는 요인들을 분석한 후 지가와 주택가격의 변동은 다른 거시경제변수와 같이 임금과 물가에 영향을 미치며, 일반물가의 변화에 선행한다는 연구결과를 보였다.

남상호(1996)¹³⁾는 새로 개발된 CERIK 건설경제 예측모형은 거시적인 관점에서 이루어졌고, 건설산업을 중심으로 분기별 자료를 이용하여 작성한 계량경제모형으로서 주로 건설경제 동향의 분석과 단기에측이라는 수요를 충족시키기 위해 만들어진 것으로, 연립방정식을 이용하였다. 분석 결과, 주택매매가격은 지가지수·주거용 건축허가면적·건설공사비와 정(+)¹⁴⁾의 관계를 나타냈으며, 또한 주택전세가격도 GDP와 주택매매가격과의 관계에서 정(+)¹⁵⁾의 관계를 나타냈다.

정희남·김창현(1997)¹⁴⁾은 지가상승이 생산자물가, 통화량, 기계설비투자수준의 변동 순서로 영향을 받는다는 연구결과를 보였다.

강원철·김복순(1997)¹⁵⁾은 통화량과 1인당 GNP가 지가에 정의 영향을 미치며, 이자율과 환율은 부의 영향을 미친다는 연구결과를 보였다.

임승직·김은혜(1998)¹⁶⁾는 주택가격 변동요인 분석연구의 회귀분석(OLS) 결과에서

7) Ansgar Belke and Walter Orth, "Global Excess Liquidity and House Prices", 『Ruhr Economic Papers』, 2007, pp. 1~28.

8) Iacoviello, M. and R. Minetti, "The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market", 『Journal of Macroeconomics』, Vol. 30, 2008, pp. 69~96.

9) 김경환·서승환·유진방, 『우리나라 부동산 가격과 물가에 관한 실증분석』, 서울 : 한국은행, 1991.

10) 손경환, 『주택시장 분석을 위한 거시경제모형 연구』, 서울 : 국토개발연구원, 1991.

11) 조주현, "부동산 경기주기와 변동요인", 『토지연구』, 3.3, 1992. pp. 48~49.

12) 서승환, "부동산 가격과 부동산 정책", 『주택금융』, 152호, 1993, pp. 1~14.

13) 남상호, 『CERIK 건설경제 예측모형 개발』, 서울 : 건설산업연구원, 1996.

14) 정희남·김창현, 『거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향 분석』, 국토연구원, 1997

15) 강원철·김복순, 『지가변동요인 분석 : IMF 체제와 지가변동을 중심으로』, 감정평가연구원, 1997

16) 임승직·김은혜, 『주택가격 변동요인 분석연구』, 경기 : 대한주택공사 주택연구소, 1998.

가구수의 변화가 주택가격의 변화에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났고, 그 다음으로 토지가격의 변화, 그리고 임대가격의 변화도 주택가격의 변동에 큰 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 그러나 민간소비지출의 경우 주택가격과 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타나고 있어 주택가격의 상승으로 인한 부의 증가가 소비의 증가로 연계된다는 자산가격 효과는 실증분석 결과에 의해 나타나지 않았다. 그러나 통계적 유의성이 낮아 주택자금대출이 주로 생산자 금융으로 주택가격의 변동에 큰 영향은 주고 있지 않다고 생각할 수 있다. 주거용 건축허가면적의 경우 2년 전의 허가면적과 현재의 주택가격간에 부(-)의 관계가 있다는 것은 아파트의 건설, 공급에 2년 정도의 기간이 소요된다는 점에 비추어 실제로 주택의 공급되는 시점에서 공급의 증가는 주택가격의 하락시킨다는 해석이 가능하다. 임대가격의 경우에는 주택매매가격이 1% 포인트 상승할 경우 임대가격은 0.6% 포인트 증가하는 것으로 나타났고, 경제활동인구 1인당 국내총생산(GDP)의 증가와 임대가격 간에는 정의 관계가 있는 것으로 나타나고 있으며 실질 민간소비지출의 증가도 임대가격을 상승시키는 것으로 나타났다.

김갑성·서승환(1999)¹⁷⁾은 부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석에서 외환위기 이후 부동산시장의 구조변화가 있었는지에 대해 계량적인 방법을 통해 분석을 시도하고 향후 부동산 정책의 방향을 제시하였다. 특히, VAR모형을 통한 충격반응분석과 분산분해분석 결과 1994년의 구조변화 이후 지가변화율과 주택매매가격 변화율, 주택전세가격 변화율을 설명하는데 있어 시장기본가치의 중요성이 증가한 것으로 분석되었다. 실질 GDP 변화율이 부동산가격 변화율을 설명하는 부분이 주가변화율이 부동산가격 변화율을 설명하는 부분보다 상대적으로 커진 것으로 파악되었고, 충격반응분석에서는 실질 GDP 성장률과 주가변화율에 정(+)의 충격이 가해지면 모든 부동산가격 변화율이 정(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

김종욱(2002)¹⁸⁾은 자산가격과 인플레이션과의 관계를 자산가격 변동의 선형을 중심으로 연구하였으며, 순환주기 및 시차상관을 분석한 결과에서는 주택가격이 1년 내외의 시차를 두고 인플레이션에 선행하고, 인플레이션 예측모형을 이용한 분석에서는 주택가격은 4분기 인플레이션에 선행한다는 연구결과를 보였다.

김용순·이석재(2002)¹⁹⁾는 단기 주택가격예측에 초점을 맞추어 분석하기 위해 단기에 측이 용이한 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 이 연구에서는 크게 주택가격의 구조변화 분석과 예측모형 구축으로 나누어지는데 주택가격의 구조변화를 보기 위해 주택가격의 장기시계열추이를 분석하고 비모수기법인 페티트 검정을 통해 구조전환점을 파악하였으며, 주택가격이 주요 거시경제변수와 어떠한 동·후행성을 갖는지를 보기 위해 교차상관관계분석을 실시하였다. 주택가격 예측을 위해 전국 주택매매 및 전세가격 각각에 대한 VAR모형을 구축하고, 충격반응함수와 분산분해분석을 실시하였으며, ARIMA모형과의 예측력도 비교하고 있다. 또한 지역별·유형별 가격예측모형은 통계자료의 제약으로 인해 전국가격변화를 독립변수로 하는 시계열회귀분석을 이용하여 분석하였다. VAR 예측

17) 김갑성·서승환, 『부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석』, 서울 : 삼성경제연구소, 1999.

18) 김종욱, “자산가격 변동의 인플레이션 선행성 분석”, 『조사통계월보』, 제56권 제7호, 2002, pp. 23~47.

19) 김용순·이석재, 『주택시장 여건 변화에 따른 주택경기예측모형 개발연구』, 경기 : 대한주택공사 주택도시연구원, 2002.

모형의 분석결과 회사채수익률의 중요성이 크게 높아졌다. 이는 최근의 주택가격불안이 저금리기조에 기인한다는 것을 의미한다.

박용석(2003)²⁰은 주택가격을 안정기(1992~1997년)와 불안정기(1998~2003년)로 기간을 분해해서 거시경제변수들이 주택가격의 결정에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 연구결과, 실질GDP나 소비자물가와 같은 시장기본가치보다는 회사채수익률과 같은 자산선택적 요인에 의해 주택가격이 결정된다고 설명하였다. 또한 주택가격은 소비자물가와 회사채수익률 등에 영향을 주고, 전세가격은 소비자물가와 주거용 건축허가면적 등에 영향을 미쳐 주택가격의 불안정성이 거시경제의 불안정성을 유발할 수 있을 것으로 해석하였다. 마지막으로 전세가격이 모든 거시경제변수에 대해 대체적으로 강한 영향을 주어 거시경제정책 수립시 전세가격 동향에 대한 세심한 주의가 필요하다고 결론짓고 있다.

손정식·김관영·김용순(2003)²¹은 VAR모형의 충격반응분석 결과, 부동산가격은 공통적으로 회사채수익률에 대해서는 음의 반응을 보이고, 실질 GDP에 대해서는 양의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 주택매매가격과 주택전세가격에 IMF이후 회사채수익률의 영향력이 상대적으로 높아진 것을 알 수 있다.

손경환·강미나(2003)²²는 금리, 국민총생산 같은 거시경제지표의 변동이 부동산시장에 미치는 영향 및 부동산관련변수간의 상호동태적인 파급관계를 분석하기 위한 도구로써 유용하게 사용되고 있는 구조적 VAR모형을 작성해 보았다. 계절조정된 데이터를 전분기 차분한 자료를 가지고 5변수로 구성된 구조적 VAR모형을 추정하고, 충격반응분석 및 예측오차의 분산분해분석을 시도한 결과, 전세가격지수의 변동은 지가지수, 자기자신, 금리에 의해, 주택가격지수는 소득, 금리, 지가지수에 의해 좌우되는 것으로 나타났다. 한편 지가지수는 주택가격지수, 금리, 소득 등에 의해 좌우되었다.

김경환(2003)²³은 부동산가격과 거시경제변수 간의 상호관계의 연구에서 주택매매가격지수는 정규화된 공적분식을 통해 실질금리(회사채수익률)와는 부(-)의 관계, 실질지가지수와 실질 주가지수는 정(+)의 관계를 나타냈다.

김대우·최승남(2004)²⁴은 주택가격에 가장 큰 설명력을 갖는 변수는 금리이므로 경기진작을 위한 저금리 정책을 시행하고자 할 때는 부동산 안정대책을 먼저 마련해야 부동산가격 상승을 동반하지 않고 경기진작을 꾀할 수 있다는 연구결과를 보였다.

심성훈(2004)²⁵은 통화량과 주택가격 사이의 관계가 외환위기 이전에는 거의 모든 주택가격에 인과 하지만 외환위기 이후에는 몇몇 시장에서만 인과관계가 있다는 연구결과를 보였다. 통화량이 주택가격에 미치는 충격반응의 결과, 전반적으로 매매시장보다 전세시장의 경우가 통화량에 대한 반응이 더 크고 증가하는 반응시기도 더 짧음을 알 수가

20) 박용석, “부동산 경기변동과 가격결정요인에 관한 연구 : 주택시장을 중심으로”, 단국대학교 대학원 경제학과 박사학위 논문, 2003.

21) 손정식·김관영·김용순, “부동산가격 예측모형에 관한 연구”, 『주택연구』, 제11권 제1호, 2003, pp. 49~75.

22) 손경환·강미나, 『부동산시장 동향 및 전망체계 구축』, 경기 : 국토연구원, 2003.

23) 김경환, “부동산가격과 거시경제간의 상호관계”, 한국은행 조사국 학술회의 ‘자산가격 변동에 대응한 통화정책 방향’ 발표논문, 2003, pp. 1~34.

24) 김대우·최승남, “주택가격 변동에 관한 연구”, 『산업경영논총』, 제11집, 용인대학교 산업경영연구소, 2004, pp. 1~18.

25) 심성훈, “통화량 변동이 물가와 주택가격에 미치는 영향”, 『주택연구』, 제12권 제2호, 2004, pp. 55~87.

있었다. 특히, 서울 아파트 전세시장의 경우 통화량에 가장 큰 반응을 보이고 있다.

이근영(2004)²⁶⁾은 금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향에 대한 연구에서 3변수(콜금리, 종합주가지수, 매매가격(또는 전세가격, 전세가격/매매가격))와 4변수(M2, 콜금리, 종합주가지수, 매매가격(또는 전세가격, 전세가격/매매가격)), 5변수(산업생산, 소비자물가지수, 콜금리, 종합주가지수, 매매가격(또는 전세가격, 전세가격/매매가격))의 VAR 모형을 이용한 실증분석 결과 콜금리가 하락하였을 때 주택매매가격과 전세가격은 동태적으로 상승한다. 그러나 매매가격보다 전세가격이 더 상승했기 때문에 전세/매매가격비율을 약간 더 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 종합주가지수가 상승하였을 때 주택매매가격과 전세가격이 동태적으로 상승하며 특히 매매가격보다는 전세가격과 더 밀접한 관련을 갖고 있다. 소비자물가지수의 상승은 매매가격과 전세가격을 하락시킨다. 산업생산의 상승은 매매가격보다 전세가격에 보다 큰 영향을 미쳐 전세/매매가격비율을 상승시킨다. M2는 주택가격 등에 그랜저 원인변수가 되지 못하는 것으로 영향을 주지 못하는 것으로 밝혀졌다.

조동철·성명기(2004)²⁷⁾는 실질금리, 부동산가격과 통화정책의 연구에서 장기적으로 자본생산성이 하락하면서 성장률과 실질이자율이 하락하는 경제에서 인플레이션이 부동산가격, 특히 주택의 매매가격과 전세가격의 격차에 어떠한 영향을 미칠 것인지에 대해 살펴보고 있다. 즉, 실질이자율이 하락할 경우 전세가격에 대비한 부동산의 매매가격은 상승하며, 따라서 자본생산성이 하락하면서 성장률 및 실질이자율이 하락할 경우에는 통화당국이 동일한 수준의 인플레이션율을 유지한다고 하더라도 통상 인플레이션의 폐해로 거론되는 실물자산(부동산) 대비 금융자산(전세자금) 가치의 하락이라는 부작용이 확대될 수 있는 것으로 보인다. 이와 같은 이론적 논의는 자료추적이 가능한 1986년 이후 우리나라 주택의 매매·전세가격비율의 변화추이를 설명하는 데에 기여할 수 있다. 즉, 1990년대 이후 전반적인 인플레이션율의 하향안정은 매매·전세가격비율을 안정시키는 한 요인으로 작용해온 것으로 보이며, 최근 2001년 이후 나타난 매매·전세가격비율의 상승은 인플레이션 기대의 확산보다는 실질이자율의 하락에 의하여 주도된 것으로 해석된다.

조동철·성명기(2004)²⁸⁾는 2001년 이후 나타난 매매 및 전세가격 비율의 상승은 인플레이션 기대의 확산 보다는 이자율 하락에 의해 야기된 것이라는 연구결과를 보였다.

박희석·이세구·신창호(2004)²⁹⁾는 부동산 경기를 고려한 서울시 부동산 세수 예측모형에서 외생변수인 건축허가면적(CON_SEO), CD유통수익률(L_CD), 실질국내총생산(GDP)이 내생변수인 아파트가격(P_APT)에 대한 VAR모형의 추정 결과에서 CD유통수익률(L_CD)이 5% 유의수준하에서 유의성이 있는 것으로, 음(-)의 관계를 나타내고 있다.

차문중(2004)³⁰⁾은 주택가격의 결정요인과 정책적 시사점에 대한 연구에서 VEC모형의

26) 이근영, “금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향”, 『경제학연구』, 제52집 제4호, 2004, pp. 5~36.

27) 조동철·성명기, “실질금리, 부동산가격과 통화정책”, 『KDI 정책연구』, 제26권 제1호, 2004, pp. 3~34.

28) 조동철·성명기, “저금리시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점”, 『KDI정책포럼』, 제166호, 2003, pp. 1~24.

29) 박희석·이세구·신창호, 『부동산경기변동이 서울시 세수에 미치는 영향』, 서울 : 서울시정개발연구원, 2004.

30) 차문중, 『주택시장 분석과 정책과제 연구 - 주택가격의 결정요인과 정책적 시사점에 대한 연구』, 서울 : KDI 한국개발연구원, 2004, pp. 85~148.

추정 결과에서 매매가격에 미치는 영향은 금리로부터는 음(-)의 영향을, 전세가격과 토지 가격, 그리고 기대가격상승률로부터는 양(+의 영향을 받는다. 반면에, 전세가격에 미치는 영향은 금리로부터는 강한 음(-)의 영향을, 국내총생산(GDP)으로는 정(+의 영향을 받는다. 즉, 본 연구결과 금리의 효과가 시장에서 아주 중요한 역할을 하고 있음을 확인하였다. 1990년대 이후 주택가격의 설명에 있어 금리변동 또는 경기와 같은 기초경제 여건이 중요해졌기 때문이다. 반면에 GDP나 통화량 등은 주택시장에 미치는 영향이 금리만큼 확실하고 전방위적이지는 못한 것으로 밝혀졌다.

김경환·이한식(2004)³¹⁾은 주택경기 예측모형 연구 I 을 통해 예측의 정확도를 제고할 수 있는 모형의 개발을 시도하였다. VAR모형의 추정결과 주택가격 변화율에 영향을 주는 변수는 전분기의 지가변동률이 정(+의 관계, 전분기의 회사채수익률은 부(-)의 관계이고, 전세가격 변화율에 영향을 주는 변수는 전분기의 지가변동률은 정(+의 관계, 전분기의 회사채수익률은 부(-)의 관계이다. 또한 자기회귀 시차분포(ADL)모형의 결과 주택가격 변화율에 영향을 주는 변수는 전분기의 주택가격 변화율과 전분기의 GDP 성장률, 동분기의 물가상승률은 정(+의 관계, 전분기의 회사채수익률은 부(-)의 관계를 나타냈고, 전세가격 변화율에 영향을 주는 변수는 전분기의 전세가격 변화율, 동분기의 주택가격 변화율, 동분기의 GDP 성장률, 동분기의 물가상승률은 정(+의 관계, 전분기의 회사채수익률은 부(-)의 관계를 나타냈다.

황상필·문소상·윤석현·최영일(2005)³²⁾은 한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축의 부동산시장 블록에서 자산가격 변동이 거시경제에 미치는 영향을 체계적으로 분석할 수 있도록 부동산시장을 별도의 블록으로 명시적으로 설명하였다. 이를 위해 주택시장의 가격 급변동이 실물경제에 불안요인으로 작용하고 있는 점을 감안, 주택가격과 전세가격을 구분하여 모형화 하였으며 주요 설명변수로 주택가격 함수식은 주택자산, 전세가격 등을, 전세가격 함수식은 주택자산, 국내금리 등을 포함하였다. 분석결과 주택매매가격은 전분기 주택매매가격, 주택전세가격, 가계주택자산, 취업자수에 정(+의 관계를 나타냈고, 전분기 3년 만기 회사채수익률은 부(-)의 관계를 나타냈다. 반면, 주택전세가격은 전분기 주택전세가격, 가계주택자산, 전분기 취업자수에 정(+의 관계를 나타냈고, 3년 만기 회사채수익률은 부(-)의 관계를 나타냈다.

정규일(2006)³³⁾은 자산가격과 유동성 사이의 관계 분석을 통해 주택가격 상승요인은 유동성 증가에 기초하고 있기 때문에 유동성이 실물경제활동에 필요한 수준을 벗어나지 않아야 한다는 연구결과를 보였다. 본 논문은 Lastrapes(2002)의 동태균형모형을 원용하여 주택가격, 주식가격 및 유동성 간의 장단기 관계를 실증적으로 분석하였다. 동 모형에 따르면 이론적으로 주택가격은 소득, 미래 주택가격, 유동성과는 양(+의 관계가 있고 주식가격과는 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이론모형에 포함된 변수들을 대상으로 공적분 검정을 실시한 결과, 자산가격과 유동성 간에는 장기균형 관계가 존재하는 것으로

31) 김경환·이한식, 『주택경기 예측모형 연구 I』, 서울 : 주택산업연구원, 2004.

32) 황상필·문소상·윤석현·최영일, “한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축”, 『한국은행 통계조사월보』, 제59권, 2005, pp. 23~91.

33) 정규일, “자산가격과 유동성 간의 관계분석”, 『한국경제연구』, 제17권, 2006, pp. 257~287.

로 나타났다. 자산가격의 단기조정과정을 오차수정모형을 이용하여 추정한 결과, 주택가격과 유동성은 단기적으로도 상호 양의 영향을 미치며 이러한 효과는 1996년 이후 더욱 확대된 것으로 나타났다. 한편, 주식가격과 유동성 간에는 단기적으로 유의한 양의 관계가 없는 것으로 나타났다.

이의석(2006)³⁴⁾은 벡터자기회귀모형(VAR)의 구축을 통해 주택매매가격 및 전세가격의 변동요인을 분석하였다. 분석결과, 서울의 주택매매시장 및 전세시장에 영향을 주는 거시경제지표로는 소비자물가지수, 생산자물가지수, 원 달러, 가계소비지출인 것으로 밝혀졌고, 주택매매가격 및 주택전세가격에 대한 충격반응함수 분석결과, 전국 주택매매가격과 전세가격은 자체의 충격에 크게 반응하며 거시경제지표 중에서는 생산자물가지수의 충격에 가장 크게 반응한다고 분석하였다.

류지수(2007)³⁵⁾는 우리나라의 주택가격의 결정요인과 주택구입 선택요인을 계량적으로 분석하고 있다. 첫째, 회귀분석 결과에 따르면 아파트, 연립주택, 단독주택의 경우 주택매매가격은 전세가격, 건축허가면적에 의해서 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 또한 금융시장의 하나의 지표로서 이용되는 종합주가지수도 주택가격에 영향을 주고 있는 것으로 밝혀졌다. 왜냐하면 증권시장에서 획득한 자금이 부동산시장으로 유입되면 주택매매가격의 상승을 부추기기 때문이다. 주택매매가격의 상승은 주택전세가격의 상승을 유발하며 건축허가면적의 증가는 주택전세가격을 하락시킨다. 또한 금리가 인하되면 주택재산에 대한 신규수요가 증가하고 이에 따라서 주택가격이 상승하게 된다. 둘째, 주택매매가격과 주택전세가격과의 인과관계를 검정한 결과 주택매매가격과 주택전세가격이 상호 영향을 주고 있는 것으로 밝혀졌다. 셋째, 주택점유선택에 대한 다변수 로짓모형 분석에 의하면 나이가 많을수록, 학력이 높을수록, 소득이 높을수록, 여자 가장 보다는 남자 가장이 자가나 전세주택에 거주하고 있는 것으로 나타났다.

이영수(2008)³⁶⁾는 구조벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용하여 우리나라의 주택가격과 거시경제의 상호 연관성을 분석하였다. 그 결과 금리상승이 주택가격 하락을 초래하고, 주택가격 하락이 소비와 생산의 감소로 이어지는 효과가 있다면, 통화정책 파급과정에서 주택가격 경로는 분명히 존재하며 그 효과가 얼마나 되는가를 파악하기 위해 'counter-factual' 분석을 실시한 결과 1% 포인트의 금리상승 충격에 대해, 주택가격 경로를 고려하게 되면 소비는 최대 0.7% 포인트, 생산은 최대 0.07% 포인트, 물가는 최대 0.18% 포인트의 추가 하락요인이 발생한다는 연구결과를 보였다.

한동근(2008)³⁷⁾은 광역시 주택가격 변화의 특징과 요인 분석의 연구에서 패널자료를 이용한 회귀분석 결과 실질 GDP(국내총생산)와 실질이자율이 광역시 주택가격의 변화율에 큰 영향을 미치고 있음을 보여주었다. 또한 지역의 주택가격 변동률에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 실질 GRDP(지역총생산)로 확인되었다. 실질 GDP(국내총생산)의 영향

34) 이의석, “거시경제변수가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 경원대학교 대학원 경영학과 박사학위논문, 2006.

35) 류지수, “주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구”, 『응용경제』, 제9권 제1호, 2007, pp. 199~217.

36) 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석”, 『부동산학연구』, 제14집 제3호, 2008, pp. 129~147.

37) 한동근, “광역시 주택가격 변화의 특징과 요인 분석”, 『국토연구』, 제57권, 2008, pp. 79~97.

과 비교해볼 때, 실질 GRDP(지역총생산)은 실질 GDP(국내총생산)보다 영향력이 3배 이상으로 추정되었다. 따라서 경제성장률이 국가 전체적으로 높아진다 하더라도 지역의 총생산증가율이 그에 미치지 못하는 한 그 지역의 실질주택가격은 강한 하락압력에 직면한다는 것을 알 수 있다. 지역으로의 순인구유입도 주택가격에 정(+)³⁸⁾의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지역의 부도율은 실질주택가격에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었는데, 이는 지역의 자금사정과 경기가 지역 주택시장에 강력한 영향을 미치고 있음을 보여주는 결과이다. 전세가격도 지역의 주택가격에 정(+)³⁸⁾의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타나 주거서비스 수급상황이 그 지역의 주택가격에 영향을 주는 것으로 확인되었다. 1990년대와 2000년대 들어오면서 전국적 요인보다는 지역적 요인이 상대적으로 더 큰 영향을 미친다는 것도 확인되었다.

김은성·이상호·김재준(2009)³⁸⁾는 CD금리와 가산금리(예금은행 가중평균대출금리-CD금리)가 주택매매지수 및 주택전세지수에 미치는 영향을 살펴본 결과, 충격반응분석에서 CD금리와 가산금리는 음(-)의 관계를 나타냈고, 가산금리가 CD금리보다 주택매매지수와 주택전세지수에 더 큰 영향을 미치며 그 영향이 장기적임을 확인할 수 있었다.

2) 거시경제변수가 전세가격에 미치는 영향의 선행연구

예전에는 거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향에 대해서 연구한 선행연구에 대해서 매매가격을 대상으로 하는 모형들이 거의 대부분을 차지하고 있으며, 거시경제변수가 전세가격에 미치는 영향에 대해서 연구한 선행연구는 매매가격의 부수적인 연구가 많았다. 하지만 최근 전세가격시장과 매매가격시장이 다른 시장으로 생각되어지면서 독자적으로 연구가 이루어지는 경향은 물론 더욱 더 세부적인 연구가 이루어지고 있다. 아래의 연구는 매매가격이 아닌 전세가격에 대한 선행연구들을 정리한 것이다.

서승환(1994)은 한국부동산시장의 거시계량분석에서 회귀분석 결과 주택전세가격은 지가와 증권시장의 상황을 나타내는 대리변수로 사용된 종합주가지수에 의하여 설명되었다. 지가는 시차 1분기부터 3분기까지 부(-)의 관계, 시차 4분기부터 5분기까지 정(+)³⁸⁾의 관계를 나타냈고, 2분기, 4분기, 5분기가 유의한 것으로 나타났다. 또한 종합주가지수는 시차 1분기부터 6분기까지 정(+)³⁸⁾의 관계를 나타냈고, 시차 1분기부터 5분기까지 유의한 것으로 나타났다.

남상호·김현아·이선희·박소현(1996)은 CERIK 건설경제 예측모형 개발에서 거시적인 관점에서 건설산업을 중심으로 분기별 자료를 이용하여 작성한 계량경제 모형으로서 주로 건설경제 동향의 분석과 단기예측이라는 수요를 충족시키기 위해 만들어진 것이다. 특히, 주택전세가격 방정식에서 GDP는 정의 영향, 건설공사비지수는 부의 영향을 준 것으로 나타났다.

임승직·김은혜(1998)은 주택가격 변동요인 분석연구에서 주택전세가격 회귀분석 결과 GDP와 주택매매가격은 정(+)³⁸⁾의 영향을 주는 것으로 나타났다.

38) 김은성·이상호·김재준, “CD금리 및 가산금리가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향 분석”, 『대한건축학회논문집 구조계』, 제25권 제12호, 2009, pp. 207~214.

김갑성·서승환(1999)은 부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석에서 VAR모형을 사용하였는데, 실질 GDP성장률과 주가변화율은 주택전세가격 변화율에 정의 영향을 주는 것으로 나타났다.

남정현·이상경·정창무(2001)는 수도권 주택시장 분석에 관한 연구에서 연립방정식 추정결과 서울시 아파트 전세가격에는 당기의 서울시 아파트 매매가격, 1분기전 GDP는 정(+)의 영향, 1분기전 소비자물가, 1분기전 대미불 환율은 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 경기도 아파트 전세가격에 당기의 경기도 아파트 매매가격과 1분기전 서울시 산업생산성, 1분기전 GDP는 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 당기의 경기도 주택재고량, 1분기전 서울시 소비자물가, 당기의 생산자물가는 부(-)의 영향을 갖는 것으로 나타났다.

서울특별시(2002)의 전·월세 가격변화 예측모델개발구축 및 임대주택 임대료 산정을 위한 연구에서 회귀분석 결과 1개월 이전의 전세가격과 동차의 매매가격은 전세가격에 정(+)의 영향, 실물경기인 산업생산지수는 동차 및 1개월에서 4개월까지 시차를 두고 전세가격에 정(+)의 영향을 주고, 신규아파트 공급동수와 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 VAR모형의 충격반응분석 결과 산업생산지수와 매매가격은 거의 모든 기간에 정(+)의 영향을 주면서 수렴하였고, 신규아파트 공급동수와 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주면서 수렴하는 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과는 전세가격이 40.27% 이상의 설명력을 보였고, 산업생산지수 27.72%, 매매가격 15.77%, 회사채수익률 9.52%, 신규아파트 공급동수 6.72%의 순서로 나타났다.

김용순(2002)의 경제·사회환경 변화에 따른 부동산가격 예측모형 개발 연구와 손정식·김관영·김용순(2002)의 부동산가격 예측모형에 관한 연구에서 전국과 서울 주택전세가격 VAR모형의 추정결과 주택전세가격에 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향, 1분기전의 주택전세가격은 정(+)의 영향, 동차의 실업률은 부(-)의 영향을 주었다. 전국 주택전세VAR모형의 충격반응함수에서 주택전세가격에 회사채수익률은 부(-)의 영향, 소비자물가상승률은 정(+)의 영향에서 부(-)의 영향, 실질GDP 성장률과 주택전세가격은 정(+)의 영향을 주었으며, 분산분해분석 결과 주택전세가격은 88% 이상의 가장 높은 설명력을 보이고, 다음으로 회사채수익률, 실질GDP 성장률, 소비자물가상승률의 순서로 설명되고 있다. 또한 서울 주택전세VAR모형의 충격반응함수에서 주택전세가격에 회사채수익률은 부(-)의 영향, 소비자물가상승률은 정(+)의 영향에서 부(-)의 영향, 실질GDP 성장률과 주택전세가격은 정(+)의 영향을 주었으며, 분산분해분석 결과 주택전세가격은 88% 이상의 가장 높은 설명력을 보이고, 다음으로 소비자물가상승률, 회사채수익률, 실질GDP 성장률의 순서로 설명되고 있다.

김용순·이석재(2002)의 주택시장 여건변화에 따른 주택경기에측모형 개발에서 전국 주택전세가격 VAR모형의 추정결과 주택전세가격에 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향, 1분기전의 실질 GDP 성장률과 1분기 전의 주택전세가격은 정(+)의 영향을 주었다. 전국 주택전세VAR모형의 충격반응함수에서 주택전세가격에 회사채수익률과 소비자물가상승률은 부(-)의 영향, 실질GDP 성장률과 주택전세가격은 정(+)의 영향을 주었으며,

주택매매가격은 정(+)¹의 영향에서 부(-)²의 영향을 준 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과 회사채수익률이 35% 이상의 가장 높은 설명력을 보이고, 다음으로 주택매매가격이 28%, 주택전세가격은 26%, 실질GDP 성장률 6%, 소비자물가상승률 2%의 순서로 설명되고 있다. 전세가격 결정에 있어 회사채수익률의 중요성은 월세시장과 밀접히 관련되어 있는 것으로 금리가 하락하면 높은 월세전환이율이 보장되는 월세공급은 늘어나는 반면 전세매물은 감소하게 되어 결국, 전세 수급불균형을 더욱 가중시켜 전세가격이 급등하게 되는 것이다.

김희주·김갑성·이현(2003)은 부동산 경기예측 모형 개발 및 2003년 하반기 추정에서 연립방정식모형을 이용하였고, 전세가격지수 변화율은 1분기전부터 3분기전까지 소비자물가상승률에 부(-)의 영향을 받고, 회사채수익률은 시차에 따라 다르게 나타나는데, 1분기전의 회사채수익률에 정(+)¹의 영향, 2분기전의 회사채수익률에 부(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 6분기전 지가지수 변화율에 부(-)의 영향, 1분기전부터 2분기전까지 주가지수 변화율에 정(+)¹의 영향, 1분기전의 주거용 토지거래량에 정(+)¹의 영향, 1분기전의 민간소비지출 변화율에 정(+)¹ 영향, 1분기전부터 2분기전까지 GDP환가지수 변화율에 정(+)¹의 영향을 받는 것으로 나타났다.

손경환·강미나(2003)의 부동산시장 동향 및 전망체계 구축에서 금리, 국민총생산 같은 거시경제지표의 변동이 부동산시장에 미치는 영향 및 부동산관련변수간의 상호동태적인 파급관계를 분석하기 위한 도구로써 유용하게 사용되고 있는 구조적 VAR모형을 작성해 보았다. 계절조정된 데이터를 전분기 차분한 자료를 가지고 5변수로 구성된 구조적 VAR모형을 추정하고, 충격반응분석 및 예측오차의 분산분해분석을 시도한 결과, 전세가격지수의 변동은 지가지수, 자기자신, 금리에 의해, 주택가격지수는 소득, 금리, 지가지수에 의해 좌우되는 것으로 나타났다. 한편 지가지수는 주택가격지수, 금리, 소득 등에 의해 좌우되었다.

박용석(2003)의 부동산 경기변동과 가격결정요인에 관한 연구에서 VAR모형의 충격반응분석 결과 회사채수익률은 부(-)의 영향, 실질 GDP 성장률과 종합주가지수, 소비자물가지수, 주택전세가격은 정(+)¹의 영향을 나타냈다. 통화량(M2)와 주거용 건축허가면적은 각각 4분기 이후와 6분기 이후에는 정(+)¹의 영향에서 부(-)의 영향으로 바뀌었다. 분산분해분석 결과 주택전세가격이 50.01%, 회사채수익률이 25.24%, 주거용 건축허가면적이 8.24%, 소비자물가지수 6.97%, 종합주가지수 3.95%, 실질 GDP 3.53%, 통화량(M2) 2.02%의 순서로 설명력이 나타났다.

차문중(2004)의 주택시장 분석과 정책과제 연구에서 전국과 강남 주택전세가격 VEC모형 충격반응분석 결과 주택전세가격과 GDP는 정(+)¹의 영향을 주는데 반해, 회사채수익률, 토지가격, 주택매매가격, 기대상승률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 강북 주택전세가격 VEC모형 충격반응분석 결과 주택전세가격과 GDP, 기대상승률은 정(+)¹의 영향을 주는데 반해, 회사채수익률, 토지가격, 주택매매가격은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과 전국과 강북은 주택전세가격이 가장 높은 설명력을 보여주고 있고, 강남은 주택전세가격과 회사채수익률이 비슷하게 설명력을 보여주고 있

지만 주택전세가격이 회사채수익률보다 약간 높은 설명력을 보여주고 있다.

장병기·심성훈(2004)의 주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구에서 구조변화를 고려한 공적분 검증(Gregory and Hansen Method) 결과 전국전세가격과 서울전세가격, 광역시전세가격에 대해서 구조변화이전에는 금리가 영향을 미치지 못했고, 정(+)의 영향을 주었으나 구조변화이후에는 금리가 영향을 미쳤고, 부(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 반면 중소도시 전세가격에 대해서 구조변화이전 이후 모두 금리가 영향을 미쳤고, 구조변화이전에는 정(+)의 영향을 주었으나, 구조변화이후에는 부(-)의 영향을 준 것으로 나타났다.

김경환·이한식(2004)의 주택경기 예측모형 연구 I에서 ADL 모형을 추정한 결과 1분기전의 전세가격변화율과 동차의 매매가격변화율, 4분기 차분의 실질 GDP 성장률, 동차의 소비자물가상승률은 정(+)의 영향을 주고, 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. VAR모형의 추정결과에서는 1분기전의 지가변동률과 1분기전의 전세가격변화율은 정(+)의 영향을 주고, 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

이근영(2004)의 금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향에서 VAR모형의 충격반응분석 결과 M2와 콜금리, 소비자물가지수는 전세가격에 부(-)의 영향, 종합주가지수와 매매가격, 전세가격, 산업생산지수는 전세가격에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과에서는 콜금리와 가격 변수(전세가격과 매매가격)에 의해서 설명력이 높게 나타나는 것을 알 수 있다.

권주안·김윤중·김경환·이한식(2005)의 주택경기 예측모형 연구 II에서 ADL 모형을 추정한 결과 1분기전의 전세가격변화율과 동차의 매매가격변화율, 4분기 차분의 실질 GDP 성장률, 동차의 소비자물가상승률은 정(+)의 영향을 주고, 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. VAR모형의 추정결과에서는 1분기전의 지가변동률과 1분기전의 전세가격변화율은 정(+)의 영향을 주고, 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

한국은행(황상필·윤석현·최영일)(2005)의 한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축에서 연립방정식 회귀분석 결과 1분기전의 주택전세가격과 1분기전의 취업자수, 동차의 가계주택자산은 정(+)의 영향을 주고, 동차의 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

권주안·김윤중·김경환·이한식(2006)의 주택경기 예측모형 연구 III에서 ADL 모형을 추정한 결과 1분기전의 전세가격변화율과 동차의 매매가격변화율, 1분기전의 실질 GDP 성장률, 동차의 소비자물가상승률은 정(+)의 영향을 주고, 1분기전의 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

류지수(2007)의 주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구에서 연립방정식 회귀분석 결과 동차의 주택매매가격과 4분기전의 종합주가지수는 정(+)의 영향, 4분기전의 건축허가면적과 동차의 콜금리는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 거시경제변수와 부동산변수가 전세가격에 미치는 영향(즉, 전세가격의 거시적 동태모형)의 선행연구

이 성립하여야 함으로, 자료에 관한 기초통계량을 검정하여야 한다. 또한 본 연구의 자료는 시계열적으로 집적된 자료로서, 시계열 자료의 평균, 분산, 자기상관함수는 시간의 흐름에 따라 일정하다는 가정인 시계열 자료의 정상성(stationary)을 확인되어야 한다. 시계열자료의 정상성을 확인하는 방법은 단위근검정(unit root test)과 공적분검정(cointegration test)이 있다.

Jarque-Bera 검정에 따라 아파트가격변수들과 거시경제변수들의 시계열자료를 분석한 결과, 소비자물가상승률과 통화량변화율만 정규분포이고, 그 외의 변수들은 Jarque-Bera 확률값이 정규분포한다는 귀무가설 ($= H_0$)을 기각하여 정규분포가 아닌 것으로 나타났다(<표 1> 참조).

<표 1> 서울 아파트가격 변화율과 거시경제변수들의 기초통계량

| 아파트가격과 거시경제변수 | | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 | 왜도 | 첨도 | Jarque-Bera | Probability |
|----------------|---------------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|-------------|-------------|
| GNASALE | 전국아파트매매변화율 | 0.005 | 0.007 | 0.041 | -0.007 | 2.173 | 9.150 | 415.933 | 0.000 |
| GNACHONSEI | 전국아파트전세가격변화율 | 0.005 | 0.006 | 0.032 | -0.009 | 0.840 | 4.793 | 44.279 | 0.000 |
| GSASALE | 서울아파트매매가격변화율 | 0.005 | 0.011 | 0.064 | -0.015 | 2.274 | 10.055 | 516.638 | 0.000 |
| GSACHONSEI | 서울아파트전세가격변화율 | 0.005 | 0.009 | 0.040 | -0.021 | 0.400 | 4.817 | 28.910 | 0.000 |
| GMETROASALE | 수도권아파트매매가격변화율 | 0.005 | 0.011 | 0.065 | -0.011 | 2.504 | 11.569 | 722.318 | 0.000 |
| GMETROACHONSEI | 수도권아파트전세가격변화율 | 0.005 | 0.008 | 0.039 | -0.016 | 0.662 | 5.056 | 43.881 | 0.000 |
| GCPI | 소비자물가상승률 | 0.002 | 0.002 | 0.009 | -0.005 | 0.202 | 3.265 | 1.714 | 0.424 |
| GCPR | 회사채수익률 | 5.390 | 1.614 | 10.010 | 2.790 | 0.780 | 3.464 | 19.409 | 0.000 |
| GEMP | 고용률 | 59.385 | 1.107 | 61.100 | 56.100 | -0.883 | 3.177 | 23.084 | 0.000 |
| GER | 환율 | 0.000 | 0.023 | 0.169 | -0.067 | 2.457 | 19.329 | 2132.363 | 0.000 |
| GIPI | 산업생산지수 변화율 | 0.004 | 0.041 | 0.177 | -0.130 | 0.441 | 6.165 | 79.164 | 0.000 |
| GM2 | 통화량 변화율 | 0.006 | 0.007 | 0.025 | -0.011 | 0.185 | 3.336 | 1.829 | 0.401 |
| GRCON | 주거용 건축허가면적증감률 | 0.002 | 0.374 | 1.509 | -1.314 | 0.247 | 5.544 | 49.256 | 0.000 |
| GSI | 주가상승률 | 0.005 | 0.053 | 0.120 | -0.156 | -0.564 | 3.341 | 10.192 | 0.006 |
| GUNEMP | 실업률 | 3.545 | 0.521 | 5.700 | 2.700 | 1.325 | 5.677 | 104.029 | 0.000 |

IV. 실증연구

1. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성을 검증하기 위하여 단위근검정 결과, 원 시계열 자료 중에서 소비자물가상승률, 회사채수익률, 고용률, 실업률이 단위근을 가지고 있어 불안정한 시계열 자료로 나타났다. 따라서 불안정한 시계열자료를 안정화시키기 위해 1차 차분하여 단위근 검정을 시행하였다. (<표 2> 참조).

<표 2> 아파트가격변수와 거시경제변수의 ADF 단위근 검정 결과(수준변수)

| 변수명 | 설명 | ADF검정통계량 | | | | | |
|----------------|-----------------|-------------------|-----------|-------------------|-----------|-----------------|-----------|
| | | 상수항 | | 상수항과 추세 있음 | | 상수항 없음 | |
| | | 통계량 | 적정시차 | 통계량 | 적정시차 | 통계량 | 적정시차 |
| GNASALE | 전국아파트매매변화율 | -5.080*** | 0 | -5.732*** | 1 | -4.230*** | 0 |
| GNACHONSEI | 전국아파트전세가격변화율 | -4.388*** | 0 | -4.364*** | 0 | -3.542*** | 0 |
| GSASALE | 서울아파트매매가격변화율 | -5.790*** | 1 | -6.676*** | 1 | -4.726*** | 0 |
| GSACHONSEI | 서울아파트전세가격변화율 | -5.739*** | 0 | -5.727*** | 0 | -4.953*** | 0 |
| GMETROASALE | 수도권아파트매매가격변화율 | -5.082*** | 0 | -6.293*** | 1 | -4.648*** | 0 |
| GMETROACHONSEI | 수도권아파트전세가격변화율 | -5.329*** | 0 | -5.317*** | 0 | -4.581*** | 0 |
| GCPI | 소비자물가상승률 | -10.504*** | 0 | -10.720*** | 0 | -1.518 | 8 |
| GCPR | 회사채수익률 | -2.531 | 2 | -2.825 | 2 | -2.314** | 2 |
| GEMP | 고용률 | -2.756* | 12 | -2.776 | 12 | 0.751 | 12 |
| GER | 환율 | -8.918*** | 1 | -8.914*** | 1 | -8.944*** | 1 |
| GIPI | 산업생산지수 변화율 | -21.148*** | 0 | -21.120*** | 0 | -20.839*** | 0 |
| GM2 | 통화량 변화율 | -5.469*** | 2 | -5.487*** | 2 | -2.595*** | 2 |
| GRCON | 주거용 건축허가면적 증감률 | -10.997*** | 3 | -10.960*** | 3 | -11.019*** | 3 |
| GSI | 주가상승률 | -9.806*** | 0 | -9.778*** | 0 | -9.766*** | 0 |
| GUNEMP | 실업률 | -2.988** | 12 | -2.748 | 12 | -0.779 | 12 |

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

<표 3> 거시경제변수와 아파트가격변수의 ADF 단위근 검정 결과(차분변수)

| 변수명 | 설명 | ADF검정통계량 | | | | | |
|----------|----------|------------|------|------------|------|------------|------|
| | | 상수항 | | 상수항과 추세 있음 | | 상수항 없음 | |
| | | 통계량 | 적정시차 | 통계량 | 적정시차 | 통계량 | 적정시차 |
| D_GCPI | 소비자물가상승률 | -9.049*** | 7 | -9.024*** | 7 | -9.064*** | 7 |
| D_GCPR | 회사채수익률 | -8.701*** | 1 | -8.734*** | 1 | -8.498*** | 1 |
| D_GEMP | 고용률 | -12.133*** | 2 | -12.094*** | 2 | -12.154*** | 2 |
| D_GUNEMP | 실업률 | -6.995*** | 1 | -7.448*** | 1 | -0.901 | 4 |

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

1차 차분하여 단위근 검정을 시행한 결과, 유의수준 1%에서 소비자물가상승률, 회사채수익률, 고용률, 실업률 변수에 대한 시계열이 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 안정적인 정상시계열 자료로 변환되었다고 할 수 있다(<표 3> 참조).

2. 그랜저 인과관계 및 모형

단위근 검정을 통해 모든 변수들을 안정적인 상태로 만든 후에 변수들간의 인과관계를 살펴보기 위해 그랜저 인과관계를 살펴보았다. 모든 변수들을 lag1에서 lag8 까지 아파트가격변수와 거시경제변수간 그랜저 인과관계를 살펴본 결과, 변수들의

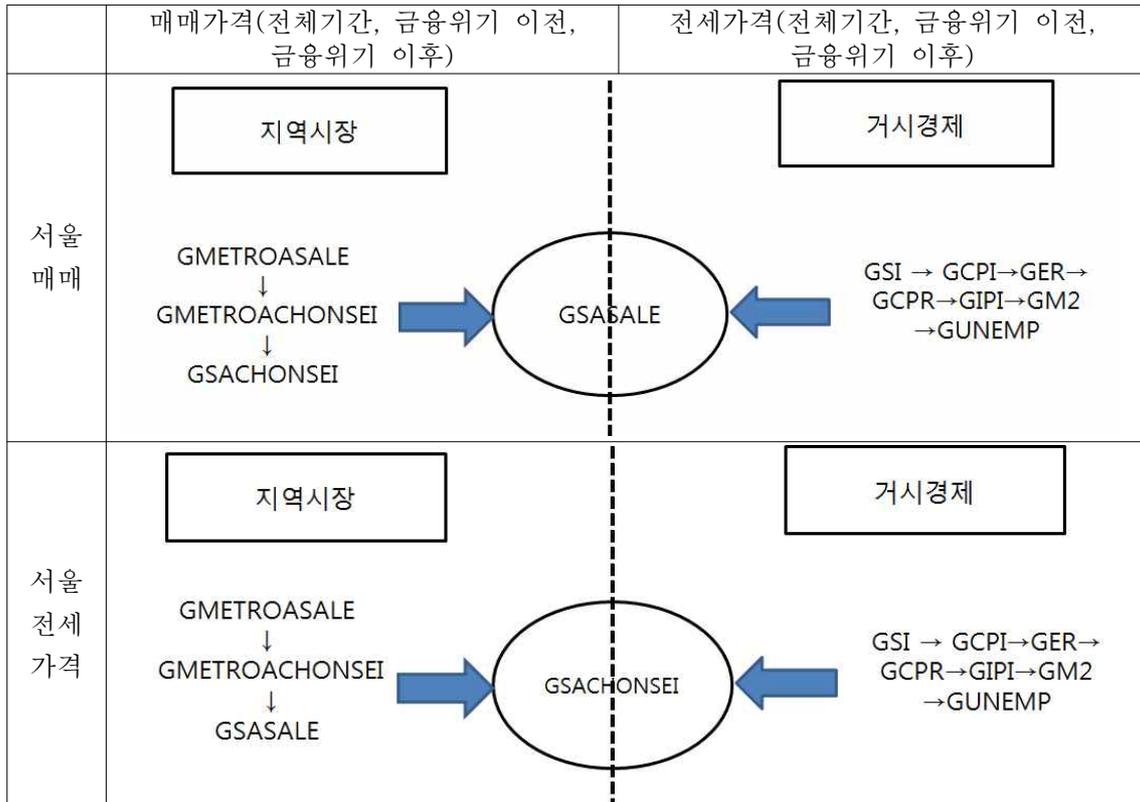
배열은 자세한 사항은 아래 <그림 3> 모형과 같다.

<표 4> 서울 아파트가격과 거시경제변수간의 그랜저 인과관계

| | lag1 | lag2 | lag3 | lag4 | lag5 | lag6 | lag7 | lag8 |
|------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| GNACHONSEI ⇒ GNASALE | 2.906* | 1.569 | 1.530 | 2.306* | 2.485** | 2.122* | 1.947* | 1.982* |
| GSASALE ⇒ GNASALE | 9.852*** | 17.337*** | 13.801*** | 10.624*** | 8.751*** | 7.461*** | 6.963*** | 5.836*** |
| GMETROASALE ⇒ GNASALE | 1.564 | 7.019*** | 4.889*** | 3.451*** | 3.082** | 2.783** | 2.350** | 1.737* |
| GMETROACHONSEI ⇒ GNASALE | 1.403 | 1.863 | 2.179* | 2.582** | 2.762** | 2.262** | 2.091** | 2.027** |
| GNASALE ⇒ GM2 | 9.812*** | 5.402*** | 4.946*** | 3.631*** | 3.134*** | 2.572** | 2.209** | 1.885* |
| GSASALE ⇒ GNACHONSEI | 0.010 | 3.651** | 2.323* | 2.363* | 2.139* | 2.161** | 2.002* | 2.323** |
| GNACHONSEI ⇒ GSACHONSEI | 12.158*** | 5.091*** | 4.064*** | 5.992*** | 5.368*** | 4.556*** | 4.529*** | 4.376*** |
| GNACHONSEI ⇒ GMETROACHONSEI | 6.737*** | 6.342*** | 4.257*** | 3.119** | 2.429** | 2.050* | 1.843* | 1.618 |
| D_G CPR ⇒ GNACHONSEI | 0.042 | 0.120 | 0.388 | 0.580 | 0.799 | 2.212** | 2.201** | 1.824* |
| GNACHONSEI ⇒ D_G CPR | 0.450 | 2.061 | 3.172** | 3.029** | 2.475** | 2.33** | 2.542** | 2.651*** |
| D_GEMP ⇒ GNACHONSEI | 2.420 | 4.036** | 3.335** | 2.149 | 1.770 | 1.435 | 2.214** | 2.056** |
| GIPI ⇒ GNACHONSEI | 0.020 | 0.985 | 1.338 | 1.003 | 0.876 | 2.016* | 1.788* | 1.949* |
| GM2 ⇒ GNACHONSEI | 0.525 | 0.388 | 1.729 | 2.044* | 1.693 | 2.379** | 2.032* | 2.998*** |
| GSI ⇒ GNACHONSEI | 9.384*** | 6.686*** | 5.037*** | 4.280*** | 3.292*** | 3.747*** | 3.274*** | 2.839*** |
| GNACHONSEI ⇒ D_GUNEMP | 1.754 | 2.884* | 2.049 | 2.081* | 2.039* | 1.795 | 1.700 | 1.814* |
| GSASALE ⇒ GSACHONSEI | 0.304 | 3.206** | 2.410* | 2.573** | 2.115* | 1.775 | 1.726 | 2.129** |
| GMETROASALE ⇒ GSASALE | 3.172* | 1.545 | 3.432** | 3.018** | 2.359** | 2.221** | 2.085** | 1.942* |
| GSASALE ⇒ GMETROASALE | 14.907*** | 9.426*** | 8.279*** | 6.676*** | 5.348*** | 4.709*** | 4.695*** | 4.234*** |
| GSASALE ⇒ GMETROACHONSEI | 0.269 | 4.577** | 3.069** | 3.311** | 2.734** | 2.338** | 2.306** | 2.545** |
| GM2 ⇒ GSASALE | 2.427 | 1.382 | 1.029 | 1.115 | 1.059 | 2.312** | 1.878* | 1.864* |
| GSASALE ⇒ GM2 | 16.387*** | 8.455*** | 5.423*** | 4.021*** | 3.371*** | 2.703** | 2.255** | 1.897* |
| GMETROACHONSEI ⇒ GSACHONSEI | 3.082* | 3.440** | 3.182** | 8.386*** | 7.081*** | 6.933*** | 6.381*** | 5.136*** |
| GSACHONSEI ⇒ GMETROACHONSEI | 9.513*** | 8.195*** | 5.512*** | 6.502*** | 6.182*** | 5.371*** | 5.077*** | 4.209*** |
| D_G CPR ⇒ GSACHONSEI | 0.023 | 0.243 | 0.310 | 0.656 | 0.992 | 2.861** | 2.421** | 1.510 |
| GSACHONSEI ⇒ D_G CPR | 0.058 | 5.55*** | 4.364*** | 4.488*** | 3.527*** | 3.125*** | 3.043*** | 3.009*** |
| GSACHONSEI ⇒ GIPI | 1.804 | 3.897** | 2.836** | 2.220* | 1.848 | 1.561 | 1.708 | 1.382 |
| GSI ⇒ GSACHONSEI | 3.766* | 4.059** | 4.751*** | 4.099*** | 3.956*** | 3.686*** | 3.184*** | 2.355** |
| GSACHONSEI ⇒ GSI | 0.239 | 0.157 | 0.842 | 1.027 | 2.254* | 2.147* | 1.896* | 1.556 |
| GSACHONSEI ⇒ D_GUNEMP | 3.652* | 1.781 | 1.366 | 2.670** | 2.267** | 1.920* | 1.837* | 1.748* |
| GMETROASALE ⇒ GMETROACHONSEI | 0.071 | 2.348* | 1.594 | 2.285* | 1.983* | 1.762 | 1.960* | 1.753* |
| GIPI ⇒ GMETROASALE | 3.729* | 4.781*** | 3.237** | 2.368* | 2.053* | 1.583 | 1.571 | 1.424 |
| GMETROASALE ⇒ GM2 | 15.970*** | 8.760*** | 5.469*** | 4.181*** | 3.443*** | 2.841** | 2.436** | 2.043** |
| GRCON ⇒ GMETROASALE | 5.702** | 3.132** | 2.399* | 2.517** | 2.082* | 1.762 | 1.605 | 1.291 |
| D_G CPR ⇒ GMETROACHONSEI | 0.001 | 0.031 | 0.330 | 0.541 | 0.481 | 2.437** | 2.206** | 1.669 |
| GMETROACHONSEI ⇒ D_G CPR | 1.049 | 3.527** | 3.438** | 3.590*** | 2.810** | 2.444** | 2.398** | 2.342** |
| D_GEMP ⇒ GMETROACHONSEI | 3.700* | 4.254** | 3.117** | 1.876 | 1.474 | 1.227 | 1.466 | 1.412 |
| GMETROACHONSEI ⇒ D_GEMP | 2.036 | 0.730 | 0.796 | 0.756 | 1.056 | 0.693 | 0.992 | 2.108** |
| GSI ⇒ GMETROACHONSEI | 5.719** | 5.144*** | 4.225*** | 3.530*** | 2.992** | 3.805*** | 3.203*** | 2.449** |
| GMETROACHONSEI ⇒ D_GUNEMP | 1.831 | 3.048** | 2.004 | 2.814** | 3.277*** | 2.766** | 2.704** | 2.676*** |
| D_GCPI ⇒ GER | 3.437* | 4.701*** | 3.893*** | 3.255** | 2.849** | 3.099*** | 2.603** | 2.744*** |
| D_GCPI ⇒ GIPI | 0.156 | 0.990 | 1.208 | 1.064 | 2.135* | 1.899* | 1.835* | 2.136** |
| D_GCPI ⇒ D_GUNEMP | 1.053 | 2.249 | 1.558 | 2.603** | 1.971* | 1.913* | 1.745 | 1.305 |
| GER ⇒ D_G CPR | 0.828 | 3.345** | 2.866** | 3.011** | 4.482*** | 3.474*** | 3.126*** | 2.759*** |
| D_G CPR ⇒ GER | 0.719 | 0.410 | 3.421** | 2.453** | 2.087* | 1.608 | 1.340 | 1.116 |
| GIPI ⇒ D_G CPR | 2.105 | 3.739** | 2.769** | 3.925*** | 3.260*** | 2.892** | 2.534** | 2.211** |
| D_G CPR ⇒ GIPI | 6.584** | 3.725** | 2.788** | 2.117* | 1.682 | 2.062* | 1.798* | 1.410 |
| D_G CPR ⇒ GM2 | 1.338 | 2.962* | 3.063** | 3.025** | 2.598** | 2.414** | 1.962* | 1.822* |
| GRCON ⇒ D_G CPR | 0.061 | 7.941*** | 5.801*** | 4.940*** | 3.928*** | 3.163*** | 2.677** | 2.328** |
| D_GUNEMP ⇒ D_GEMP | 2.378 | 4.135** | 3.085** | 6.339*** | 7.602*** | 6.661*** | 5.067*** | 5.538*** |
| D_GEMP ⇒ D_GUNEMP | 58.386*** | 34.712*** | 20.534*** | 18.756*** | 26.516*** | 24.898*** | 23.500*** | 19.017*** |
| GIPI ⇒ GER | 0.309 | 4.557** | 4.258*** | 2.407* | 2.752** | 1.935* | 1.935* | 1.605 |
| GER ⇒ GIPI | 9.531*** | 11.147*** | 11.306*** | 8.765*** | 8.248*** | 8.149*** | 7.421*** | 6.011*** |
| GSI ⇒ GER | 2.543 | 4.337** | 4.324*** | 3.877*** | 4.797*** | 3.979*** | 3.518*** | 3.016*** |
| GIPI ⇒ GM2 | 2.564 | 2.399* | 1.031 | 1.066 | 1.650 | 1.662 | 2.126** | 3.060*** |
| GSI ⇒ GIPI | 16.964*** | 10.783*** | 8.306*** | 7.737*** | 7.055*** | 6.442*** | 5.612*** | 4.733*** |

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

<그림 3> 모형



3. 적정 시차

VAR모형에 포함되는 변수들에 대한 안정성 여부를 판정한 후 VAR (ρ)모형을 구축하기 위해서는 차수 ρ 를 결정해야 한다. 일반적으로 ρ 의 결정은 “아카이케 정보기준(Akaike information criteria : AIC)” 과 “쉬워츠베이즈 정보기준(Schwartz Bayesian criteria : SC)” 등을 이용하여 선정한다. <표 5>에서 볼 수 있듯이, VAR모형에서 SC 정보기준값이 최소값을 나타내는 것을 적정시차로 결정하는데, 서울 아파트 매매모형과 서울 아파트 전세모형은 시차 1로 결정하였다.

<표 5> 모형의 적정시차

| 모형 | 기준 | 1 | 2 | 3 | 4 | 모형 | 기준 | 1 | 2 | 3 | 4 | | |
|-----------------|----|-----|----------------|---------|---------|---------|-----------------|----|-----|----------------|---------|---------|---------|
| 서울 아파트 매매 | 지역 | AIC | -33.490 | -33.500 | -33.544 | -33.642 | 서울 아파트 전세 | 지역 | AIC | -33.489 | -33.500 | -33.544 | -33.642 |
| | | SC | -33.128 | -32.846 | -32.596 | -32.398 | | | SC | -33.128 | -32.846 | -32.596 | -32.398 |
| | 거시 | AIC | -31.071 | -31.315 | -31.355 | -31.277 | | 거시 | AIC | -31.474 | -31.761 | -31.805 | -31.796 |
| | | SC | -30.055 | -29.401 | -28.537 | -27.547 | | | SC | -30.457 | -29.848 | -28.987 | -28.067 |

4. 공적분 검정

VAR(p)에서 p를 1로 결정한 후, 서울 아파트 매매모형과 서울 아파트 전세모형 모두 요한센 공적분 검정결과 1% 및 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었음을 알 수 있다. 따라서 모든 시계열자료는 공적분 관계가 있는 것으로 나타나 장기균형관계임을 알 수 있다. 따라서 공적분이 있는 경우 장기균형을 나타내므로, VEC모형(벡터오차수정모형)을 적용한다.

5. VEC모형

1) 충격반응함수

1) VEC 모형의 충격반응함수(Impulse Response Function) : 서울 아파트 매매가격(지역)

수도권아파트매매가격(GMETROASALE) → 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI) → 서울아파트전세가격(GSACHONSEI) → 서울아파트매매가격(GSASALE) 순서를 통해 분석되어지고, VEC(1) 모형을 추정하였다. 이를 통해 지역변수들이 서울 아파트 매매가격에 미치는 영향에 따른 반응을 살펴보기 위한 것이다.

충격반응함수(Impulse Response Function)는 각 변수들의 표준편차만큼의 단위충격에 대해 모형내의 모든 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 반응하는가를 나타내주는 것이다.

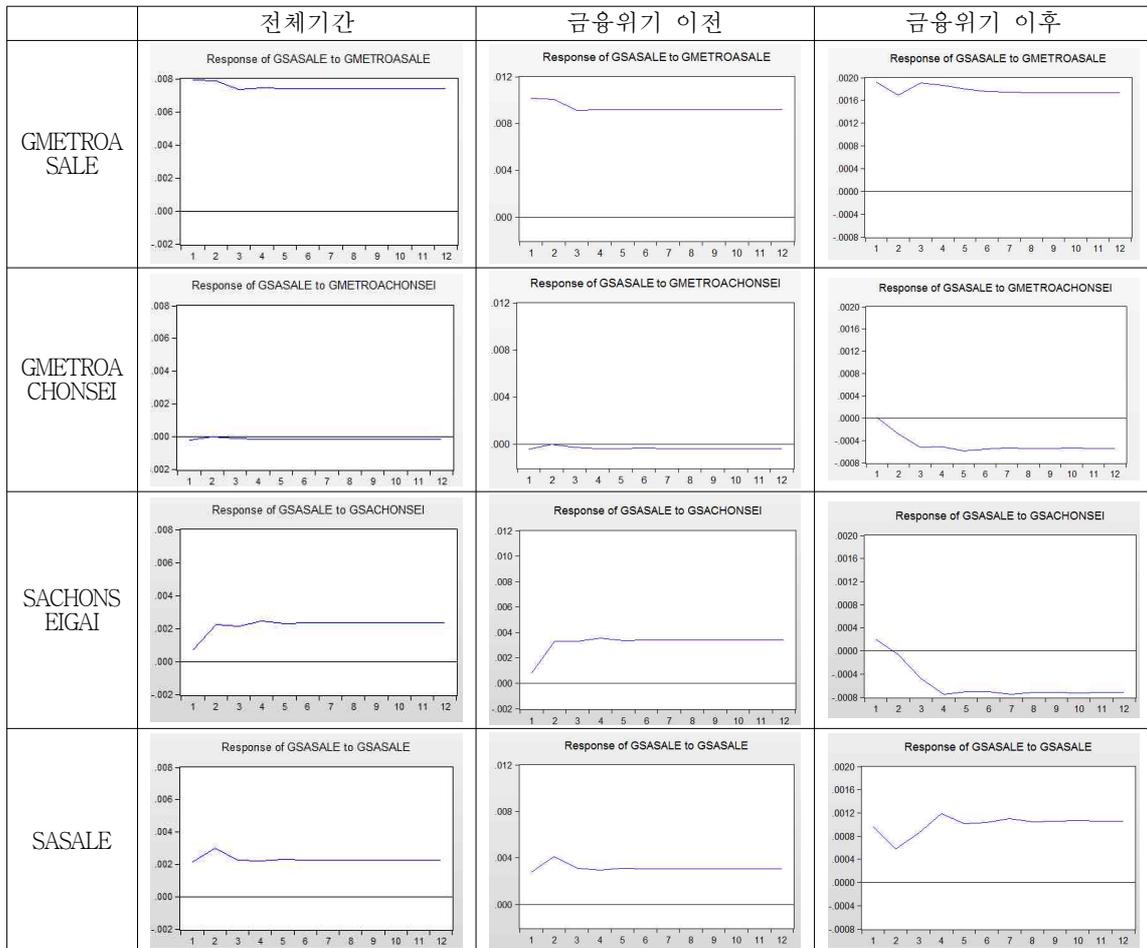
<그림 4> 서울 아파트 매매가격 VEC(1)모형 충격반응함수의 충격에 대한 반응에서 보는 바와 같이, 전체기간에서 각각의 변수들의 단위당 충격(표준편차×100)만큼 증가함에 따른 반응에서 서울 아파트 매매가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 수도권아파트매매가격(GMETROASALE)이고 12개월 후 0.74%로 자기 자신의 변수 서울 아파트 매매가격 (GSASALE)의 0.22%와 서울아파트 전세가격(GSACHONSEI)의 0.23%보다 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI)은 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 서울 아파트 매매가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 수도권아파트매매가격(GMETROASALE)이고 12개월 후 0.91%로 자기 자신의 변수 서울 아파트 매매가격 (GSASALE)의 0.31%와 서울아파트 전세가격(GSACHONSEI)의 0.34%보다 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI)은 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데, 서울 아파트 매매가격변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 변함없이 수도권아파트매매가격(GMETROASALE)이고 12개월 후 0.17%로 자기 자신의 변수 서울 아파트 매

매가격 (GSASALE)의 0.11%보다 큰 영향을 주었지만, 서울아파트 전세가격 (GSACHONSEI)의 -0.08%와 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI) -0.05%도 영향을 준 것으로 파악된다. 특히, 서울아파트전세가격(GSACHONSEI)은 금융위기 이전에는 서울아파트매매가격(GSASALE)에 정(+)의 영향을 주었지만, 금융위기 이후에는 부(-)의 영향을 준 것으로 나타났다.

<그림 4> 서울 아파트 매매가격 VEC(1) 모형 충격반응함수
(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)



2) VEC 모형의 충격반응함수(Impulse Response Function) : 서울 아파트 전세가격(지역)

수도권아파트매매가격(GMETROASALE)→수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI) → 서울아파트매매가격(GSASALE)→서울아파트전세가격(GSACHONSEI)순서를 통해 분석되어지고, VEC(1) 모형을 추정하였다. 이를 통해 지역변수들이 서울 아파트 전세가격에 미치는 영향에 따른 반응을 살펴보기 위한 것이다.

충격반응함수(Impulse Response Function)는 각 변수들의 표준편차만큼의 단위충

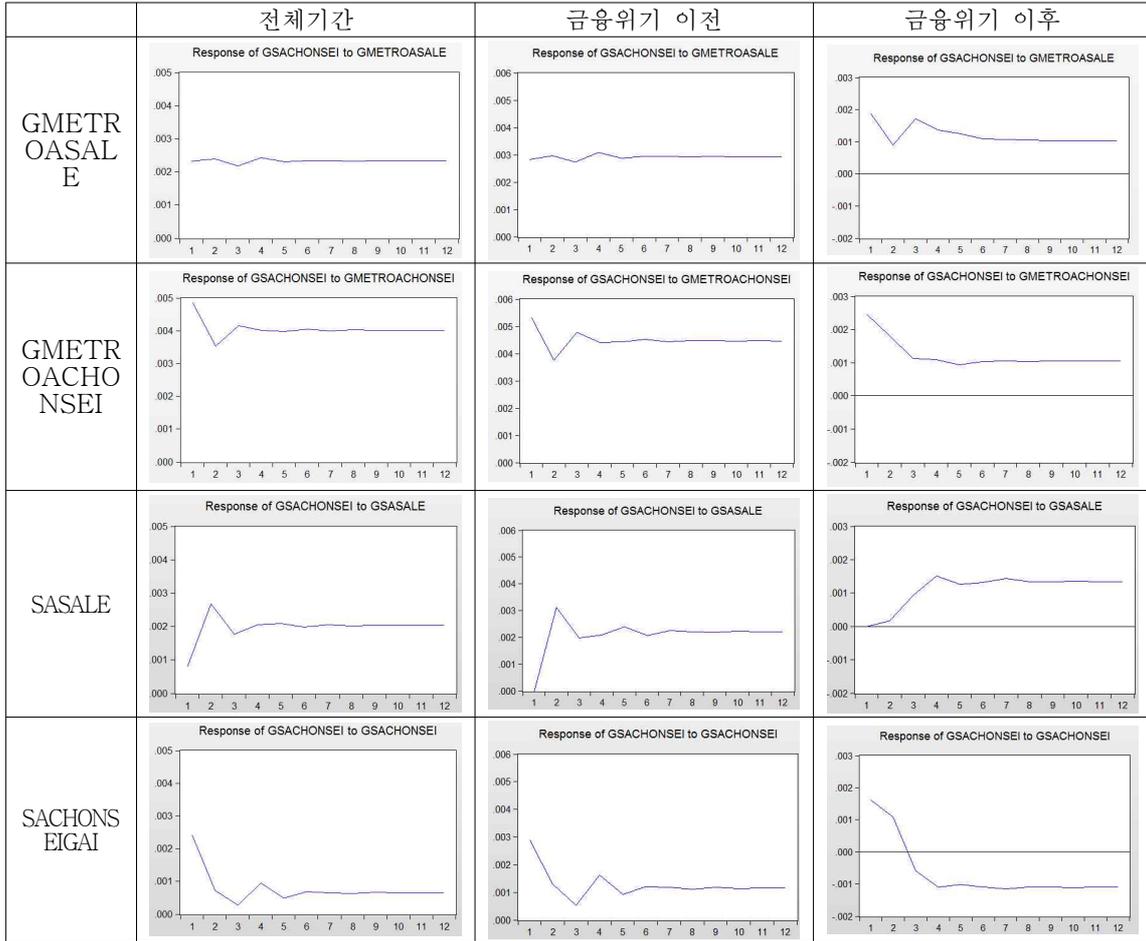
격에 대해 모형내의 모든 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 반응하는가를 나타내주는 것이다.

<그림 5> 서울 아파트 매매가격 VEC(1)모형 충격반응함수의 충격에 대한 반응에서 보는 바와 같이, 전체기간에서 각각의 변수들의 단위당 충격(표준편차×100)만큼 증가함에 따른 반응에서 서울 아파트 전세가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI)으로 12개월 후 0.40%로서 수도권아파트매매가격(GMETROASALE) 0.23%와 서울 아파트 매매가격(GSASALE)의 0.20%보다 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 자기 자신의 변수인 서울아파트 전세가격(GSACHONSEI)은 0.07%로서 영향력에서 떨어지는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 서울 아파트 전세가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI)으로 12개월 후 0.45%로서 수도권아파트매매가격(GMETROASALE) 0.29%와 서울 아파트 매매가격 (GSASALE)의 0.22%보다 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 자기 자신의 변수인 서울아파트 전세가격(GSACHONSEI)은 0.12%로서 영향력에서 다른 가격들과는 떨어지는 것으로 나타났다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데, 서울 아파트 매매가격변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 서울 아파트 매매가격(GSASALE)의 0.13%, 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI) 0.11%, 수도권아파트매매가격(GMETROASALE) 0.10%로 거의 비슷한 정(+)의 영향을 준 것으로 파악된다. 반면에, 서울아파트전세가격(GSACHONSEI)은 금융위기 이전에는 서울아파트매매가격(GSASALE)에 0.12%로 정(+)의 영향을 주었지만, 금융위기 이후에는 -0.11%로 부(-)의 영향을 준 것으로 나타났다.

<그림 5> 서울 아파트 전세가격 VEC(1) 모형 충격반응함수
(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)



3) VEC 모형의 충격반응함수(Impulse Response Function) : 서울 아파트 매매가격(거시경제)

주가상승률(GSI)→소비자물가상승률(GCPI)→환율(GER)→회사채수익률(GCPR)→산업생산지수 변화율(GIPI)→통화량 변화율(GM2)→실업률(GUNEMP)→서울 아파트 매매가격 변화율(GASLAE)의 순서를 통해 분석되어지고, VEC(1) 모형을 추정하였다. 이를 통해 거시경제변수들이 서울 아파트 매매가격에 미치는 영향에 따른 반응을 살펴보기 위한 것이다.

충격반응함수(Impulse Response Function)는 각 변수들의 표준편차만큼의 단위충격에 대해 모형내의 모든 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 반응하는가를 나타내주는 것이다.

<그림 6> 서울 아파트 매매가격 VEC(1)모형 충격반응함수의 충격에 대한 반응에서 보는 바와 같이, 전체기간에서 각각의 변수들의 단위당 충격(표준편차×100)만큼 증가함에 따른 반응에서 서울 아파트 매매가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 자기 자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)로서 12개월 후 0.84%를 차지하고 , 그 다음이 주가상승률(GSI)로서 0.16%, 통화량 변화율

(GM2) -0.10%, 회사채수익률(GCPR) -0.10%의 순서로 영향력을 있는 것으로 나타났다. 그 외의 다른 변수들은 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 서울 아파트 매매가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 자기 자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)로서 12개월 후 1.12%를 차지하고, 그 다음이 통화량 변화율(GM2) -0.18%, 증가상승률(GSI)로서 0.17%, 회사채수익률(GCPR) -0.08%의 순서로 영향력을 있는 것으로 나타났다. 그 외의 다른 변수들은 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데, 서울 아파트 매매가격변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)로서 12개월 후 0.17%를 영향을 주고, 그 다음이 회사채수익률(GCPR) -0.08%, 산업생산지수 변화율 0.07%, 증가상승률(GSI)로서 0.07%, 의 순서로 영향력을 있는 것으로 나타났다. 그 외의 다른 변수들은 영향력이 약간 떨어지는 것으로 나타났다.

4) VEC 모형의 충격반응함수(Impulse Response Function) : 서울 아파트 전세가격(거시경제)

증가상승률(GSI) → 소비자물가상승률(GCPI) → 환율(GER) → 회사채수익률(GCPR) → 산업생산지수 변화율(GIPI) → 통화량 변화율(GM2) → 실업률(GUNEMP) → 서울 아파트 전세가격 변화율(GSACHONSEI)의 순서를 통해 분석되어지고, VEC(1) 모형을 추정하였다. 이를 통해 거시경제변수들이 서울 아파트 전세가격에 미치는 영향에 따른 반응을 살펴보기 위한 것이다.

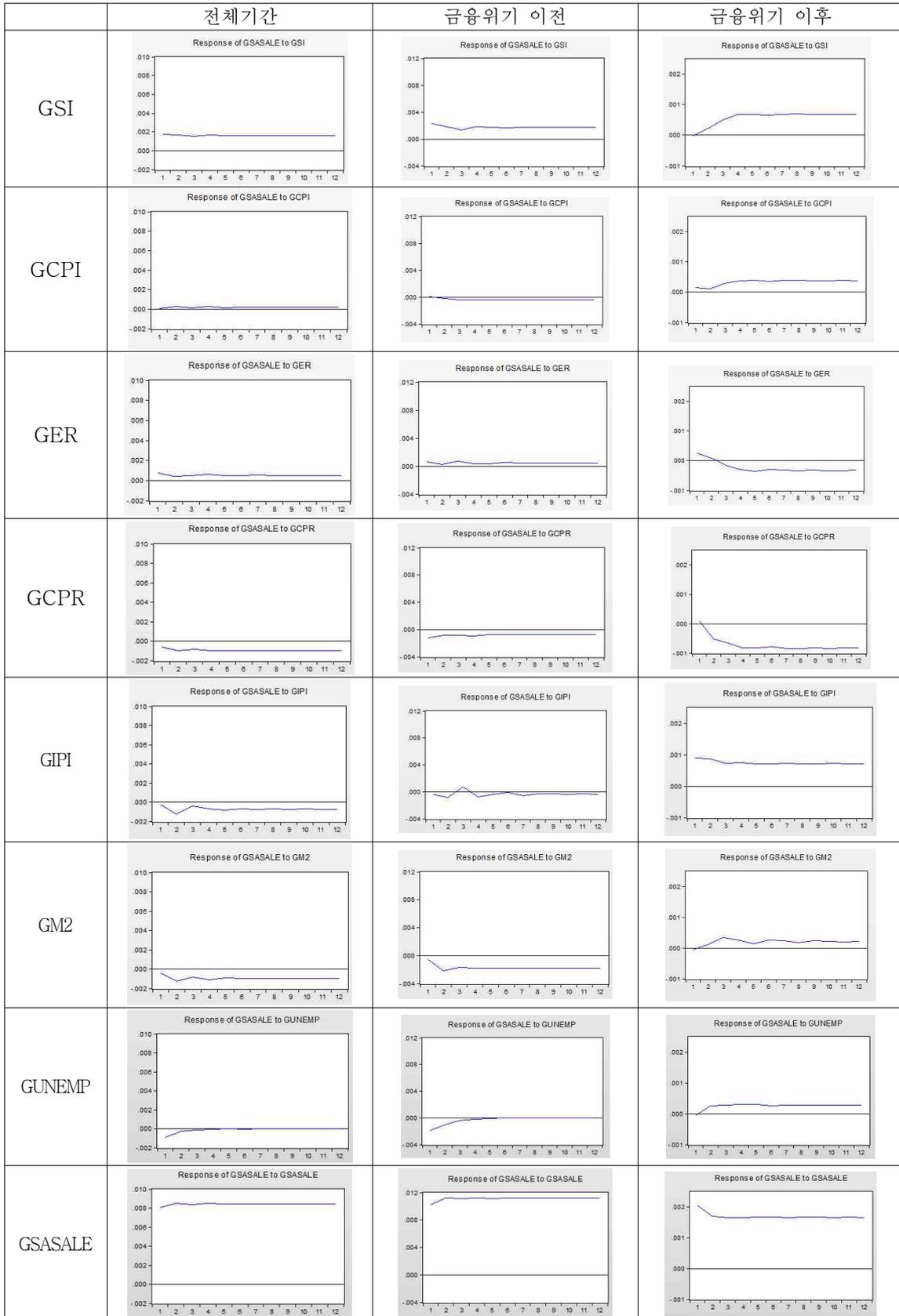
충격반응함수(Impulse Response Function)는 각 변수들의 표준편차만큼의 단위충격에 대해 모형내의 모든 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 반응하는가를 나타내주는 것이다.

<그림 7> 서울 아파트 전세가격 VEC(1)모형 충격반응함수의 충격에 대한 반응에서 보는 바와 같이, 전체기간에서 각각의 변수들의 단위당 충격(표준편차×100)만큼 증가함에 따른 반응에서 서울 아파트 전세가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 자기 자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율(SACHONSEI)로서 12개월 후 0.50%의 영향을 미치고, 그 다음이 실업률(GUNEMP)로서 0.12%, 소비자물가상승률 0.06%의 순서로 영향력이 있는 것으로 나타났다. 그 외의 다른 변수들은 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

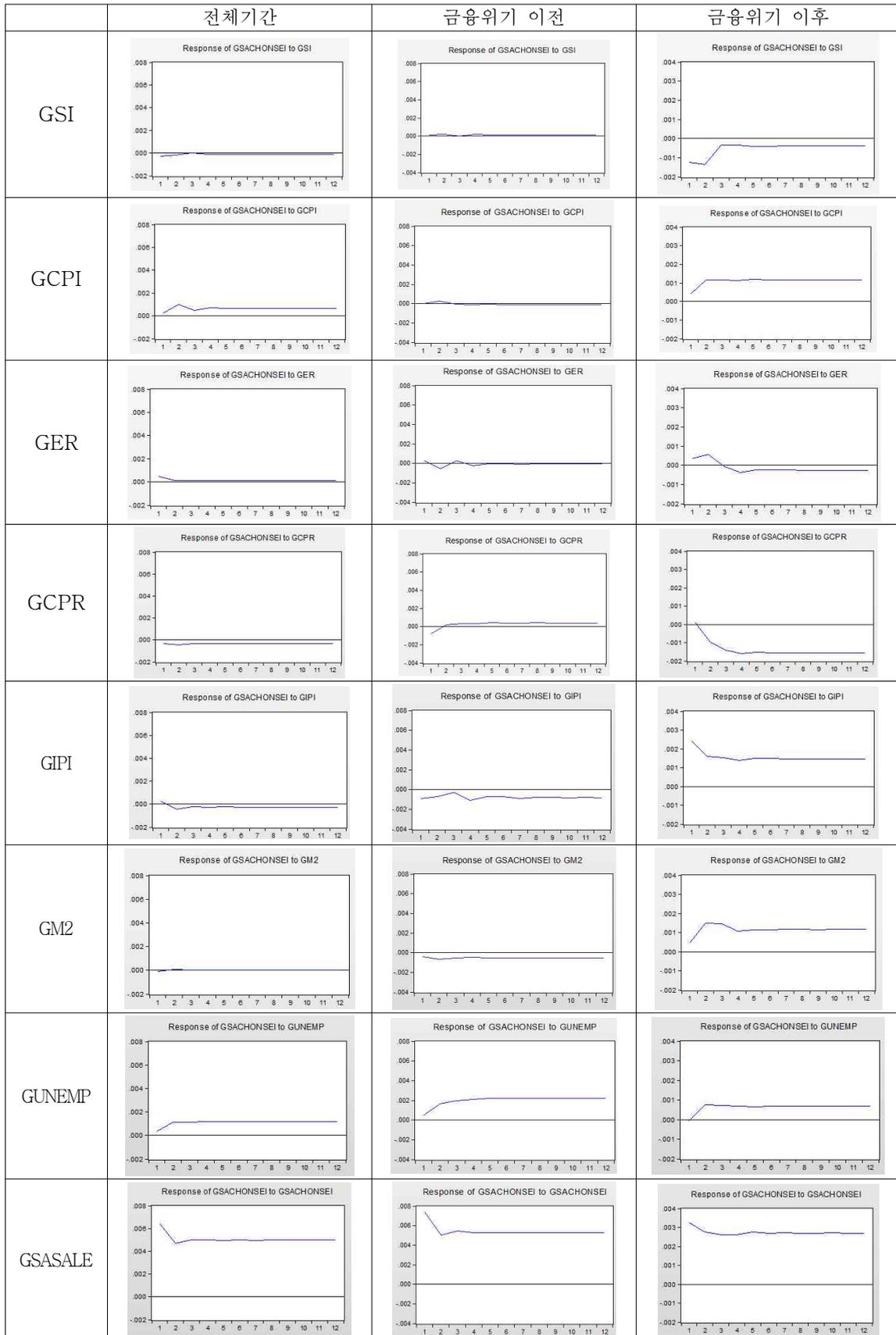
금융위기 이전에서 서울 아파트 전세가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 자기 자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율(SACHONSEI)로서 12개월 후 0.53%를 차지하고, 그 다음이 실업률(GUNEMP)로서 0.229%, 통화량 변화율(GM2)로서 -0.05%의 순서로 영향력을 있는 것으로 나타났다. 그 외의 다른 변수들은 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데, 서울 아파트 전세가격 변화율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 자기 자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율(GSASALE)로서 12개월 후 0.27%의 영향을 주고, 그 다음이 회사채수익률(GCPR) -0.16%, 산업생산지수 변화율 0.15%, 소비자물가상승률(GCPI) 0.12%, 통화량 변화율(GM2) 0.12%의 순서로 영향력이 있는 것으로 나타났다. 그 외의 다른 변수들은 영향력이 약간 떨어지는 것으로 나타났다.

<그림 6> 서울 아파트 매매가격 VEC(1) 모형 충격반응함수(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)



<그림 7> 서울 아파트 전세가격 VEC(1) 모형 충격반응함수(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)



2) 분산분해분석

(1) VEC 모형의 분산분해분석 : 서울 아파트 매매가격(지역)

서울 아파트 매매가격 변화율과 지역의 가격 간의 VEC 모형에서 예측오차의 분산분해를 보여주고 있다. 이러한 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는 가를 살펴보기 위한 것이다. 아래 추정 결과에 따르면, 전체기간에서 12개월 후 수도권아파트매매가격(GMETROSALE)이 84.41%로서 가장 큰 영향을 주었고, 자기 자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)이 8.13%, 서울 아파트 전세가격 변화율이 7.42%의 순서를 차지하고 있다. 그 외의 변수는 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 12개월 후 수도권아파트매매가격(GMETROSALE)이 80.91%로서 가장 큰 영향을 주었고, 서울 아파트 전세가격 변화율(GSACHONSEI)이 9.79%, 자기 자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)이 9.18%의 순서를 차지하고 있다. 그 외의 변수는 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데 12개월 후 수도권아파트매매가격(GMETROSALE)이 65.18%로서 금융위기 이전과 비교할 때 15% 줄었고, 자기 자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)이 21.10%로서 금융위기 이전과 비교할 때, 13% 증가한 것으로 나타났다. 또한 서울 아파트 전세가격 변화율(GSACHONSEI)이 8.54%, 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI)이 5.18%로 금융위기 이전과 비교할 때 5% 정도 증가한 것으로 나타났다.

<표 6> 서울 아파트 매매 VEC모형 분산분해분석(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)

| Period | 전체 | | | | | 금융위기 이전 | | | | | 금융위기 이후 | | | | |
|--------|----------|--------------|------------------|-------------|----------|----------|--------------|------------------|-------------|----------|----------|--------------|------------------|-------------|----------|
| | S.E. | GMETRO ASALE | GMETRO ACHONS EI | GSACHO NSEI | GSASALE | S.E. | GMETRO ASALE | GMETRO ACHONS EI | GSACHO NSEI | GSASALE | S.E. | GMETRO ASALE | GMETRO ACHONS EI | GSACHO NSEI | GSASALE |
| 1 | 0.008241 | 92.16518 | 0.083227 | 0.776482 | 6.975108 | 0.010604 | 92.27858 | 0.146908 | 0.656281 | 6.918236 | 0.001733 | 79.54692 | 0.003390 | 0.816184 | 19.63350 |
| 2 | 0.012006 | 86.60892 | 0.039209 | 3.784716 | 9.567158 | 0.015559 | 84.89464 | 0.068257 | 4.831658 | 10.20545 | 0.002355 | 82.71602 | 1.006562 | 0.539638 | 15.73778 |
| 3 | 0.014430 | 86.02287 | 0.035435 | 4.813615 | 9.128082 | 0.018598 | 83.47416 | 0.071019 | 6.531178 | 9.923644 | 0.003107 | 79.77495 | 2.719290 | 2.120593 | 15.38517 |
| 4 | 0.016565 | 85.44085 | 0.037184 | 5.821480 | 8.700484 | 0.021252 | 82.60262 | 0.084294 | 7.760571 | 9.552515 | 0.003718 | 73.88533 | 3.312086 | 4.515318 | 18.28727 |
| 5 | 0.018434 | 85.12279 | 0.041271 | 6.249165 | 8.586775 | 0.023602 | 82.09247 | 0.094337 | 8.308339 | 9.504854 | 0.004230 | 71.60079 | 4.045155 | 5.643329 | 18.71072 |
| 6 | 0.020129 | 84.93890 | 0.041445 | 6.579140 | 8.440520 | 0.025734 | 81.78851 | 0.096452 | 8.719513 | 9.395522 | 0.004671 | 69.95963 | 4.414501 | 6.395909 | 19.22996 |
| 7 | 0.021698 | 84.77806 | 0.042716 | 6.823210 | 8.356009 | 0.027714 | 81.52929 | 0.100371 | 9.031922 | 9.338417 | 0.005073 | 68.36779 | 4.606099 | 7.090660 | 19.93545 |
| 8 | 0.023157 | 84.67049 | 0.043342 | 6.995000 | 8.291165 | 0.029553 | 81.35090 | 0.102573 | 9.249508 | 9.297020 | 0.005442 | 67.41892 | 4.798529 | 7.538743 | 20.24380 |
| 9 | 0.024531 | 84.58209 | 0.043826 | 7.137417 | 8.236666 | 0.031288 | 81.20645 | 0.104303 | 9.432306 | 9.256945 | 0.005785 | 66.69914 | 4.930539 | 7.860064 | 20.51025 |
| 10 | 0.025832 | 84.51116 | 0.044291 | 7.248667 | 8.195879 | 0.032931 | 81.08895 | 0.105901 | 9.574877 | 9.230274 | 0.006109 | 66.06211 | 5.024026 | 8.142526 | 20.77133 |
| 11 | 0.027070 | 84.45377 | 0.044618 | 7.340646 | 8.160964 | 0.034495 | 80.99446 | 0.107048 | 9.692647 | 9.205845 | 0.006417 | 65.58052 | 5.110238 | 8.362755 | 20.94649 |
| 12 | 0.028254 | 84.40513 | 0.044915 | 7.417790 | 8.132168 | 0.035992 | 80.91390 | 0.108089 | 9.792130 | 9.185879 | 0.006711 | 65.18338 | 5.179620 | 8.540743 | 21.09625 |

(2) VEC 모형의 분산분해분석 : 서울 아파트 전세가격(지역)

서울 아파트 전세가격 변화율과 지역의 가격 간의 VEC 모형에서 예측오차의 분산분해를 보여주고 있다. 이러한 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는 가를 살펴보기 위한 것이다. 아래 추정 결과에 따르면, 전체기간에서 12개월 후 수도권아파트전세가격(GMETROCHONSEI)이 61.53%로서 가장 큰 영향을 주었고, 수도권아파트매매가격(GMETROSALE)이 20.24%, 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)이 14.95%, 마지막 자기 자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율이 3.28%의 순서를 차지하고 있다.

금융위기 이전에서 12개월 후 수도권아파트전세가격(GMETROCHONSEI)이 57.19%로서 가장 큰 영향을 주었고, 수도권아파트매매가격(GMETROSALE)이 23.91%, 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)이 16.54%, 마지막 자기 자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율이 2.36%의 순서를 차지하고 있다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데, 12개월 후 수도권아파트매매가격(GMETROSALE)이 56.91%로서 금융위기 이전과 비교할 때 33% 상승하였고, 수도권아파트전세가격(GMETROACHONSEI)이 36.37%로서 금융위기 이전과 비교할 때, 21% 하락하였다. 또한 서울 아파트 매매가격 변화율(GSASALE)이 4.40%, 마지막 자기 자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율이 2.32%의 순서를 차지하고 있다.

<표 7> 서울 아파트 전세 VEC모형 분산분해분석(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)

| Period | 전체 | | | | | 금융위기 이전 | | | | | 금융위기 이후 | | | | |
|--------|----------|-------------|----------------|----------|------------|----------|-------------|----------------|----------|------------|----------|-------------|----------------|----------|------------|
| | S.E. | GMETROASALE | GMETROACHONSEI | GSASALE | GSACHONSEI | S.E. | GMETROASALE | GMETROACHONSEI | GSASALE | GSACHONSEI | S.E. | GMETROASALE | GMETROACHONSEI | GSASALE | GSACHONSEI |
| 1 | 0.005947 | 15.27109 | 66.39338 | 1.836683 | 16.49884 | 0.009611 | 17.92740 | 63.47152 | 1.611658 | 16.98943 | 0.001856 | 41.25421 | 45.20150 | 1.711068 | 11.83323 |
| 2 | 0.007830 | 18.20282 | 58.74963 | 12.69088 | 10.35667 | 0.014576 | 21.24592 | 53.67044 | 15.35699 | 9.726649 | 0.002708 | 48.78356 | 38.77070 | 1.847112 | 10.59863 |
| 3 | 0.009301 | 18.38125 | 61.59649 | 12.59466 | 7.427603 | 0.017405 | 21.35061 | 57.51622 | 14.35262 | 6.780552 | 0.003352 | 52.13840 | 37.54097 | 2.855333 | 7.465300 |
| 4 | 0.010659 | 19.16810 | 61.08099 | 13.29057 | 6.460345 | 0.019971 | 22.58443 | 56.68504 | 15.00397 | 5.726563 | 0.003884 | 53.60710 | 37.16270 | 3.394283 | 5.835916 |
| 5 | 0.011806 | 19.43160 | 61.16853 | 13.95850 | 5.441367 | 0.022210 | 22.83688 | 56.70891 | 15.78454 | 4.669674 | 0.004351 | 54.53772 | 36.95334 | 3.679491 | 4.829455 |
| 6 | 0.012869 | 19.64835 | 61.36993 | 14.11384 | 4.867883 | 0.024231 | 23.13318 | 57.05270 | 15.76037 | 4.053746 | 0.004773 | 55.18659 | 36.79593 | 3.878611 | 4.138870 |
| 7 | 0.013849 | 19.82697 | 61.34943 | 14.39618 | 4.427424 | 0.026119 | 23.38133 | 56.95303 | 16.08414 | 3.581496 | 0.005160 | 55.66961 | 36.67634 | 4.022255 | 3.631802 |
| 8 | 0.014760 | 19.94107 | 61.42827 | 14.55035 | 4.080306 | 0.027863 | 23.51588 | 57.07681 | 16.20009 | 3.207225 | 0.005520 | 56.03523 | 36.58612 | 4.134464 | 3.244192 |
| 9 | 0.015621 | 20.04227 | 61.45679 | 14.67935 | 3.821597 | 0.029511 | 23.65639 | 57.10689 | 16.30401 | 2.932718 | 0.005859 | 56.32436 | 36.51498 | 4.221933 | 2.938729 |
| 10 | 0.016436 | 20.12009 | 61.48406 | 14.79074 | 3.605112 | 0.031071 | 23.75591 | 57.13220 | 16.41179 | 2.700103 | 0.006178 | 56.55759 | 36.45760 | 4.293065 | 2.691745 |
| 11 | 0.017213 | 20.18446 | 61.51084 | 14.87522 | 3.429484 | 0.032555 | 23.83945 | 57.17070 | 16.47737 | 2.512482 | 0.006482 | 56.75037 | 36.41016 | 4.351551 | 2.487914 |
| 12 | 0.017956 | 20.23905 | 61.52905 | 14.94982 | 3.282082 | 0.033976 | 23.91186 | 57.18819 | 16.54456 | 2.355391 | 0.006773 | 56.91206 | 36.37037 | 4.400751 | 2.316820 |

(3) VEC 모형의 분산분해분석 : 서울 아파트 매매가격(거시경제)

서울 아파트 매매가격 변화율과 거시경제변수 간의 VEC 모형에서 예측오차의 분산분해를 보여주고 있다. 이러한 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는 가를 살펴보기 위한 것이다. 아래 추정 결과에 따르면, 전체기간에서 12개월 후 자기자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율은 92.89%로서 가장 큰 영향을 주었고, 추가상승률(GSI)이 3.45%의 영향력을 주고, 그 외에 다른 변수들은 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 12개월 후 자기자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율은 93.95%로서 가장 큰 영향을 주었고, 추가상승률(GSI)과 통화량 변화율(GM2)이 2.36%의 영향력을 주고, 그 외에 다른 변수들은 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데 12개월 후 자기자신의 변수인 서울 아파트 매매가격 변화율은 61.06%로서 금융위기 이전과 비교할 경우 32% 하락하였다. 하지만, 금융위기 이전과 비교할 경우 큰 차이는 회사채수익률 12.20%, 산업생산지수 변화율 11.98%, 추가상승률(GSI) 7.83%로서 영향력이 증가하였다는 것이다.

<표 8> 서울 아파트 매매 VEC모형 분산분해분석(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)

| Period | 전체 | | | | | | | | |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | S.E. | GSI | GCPI | GER | G CPR | GIPI | GM2 | GUNEMP | GSASALE |
| 1 | 0.058961 | 4.155585 | 0.012327 | 0.819468 | 0.597897 | 0.113246 | 0.227893 | 1.118186 | 92.95560 |
| 2 | 0.071520 | 3.836827 | 0.048662 | 0.483931 | 0.940497 | 1.101702 | 1.164196 | 0.589069 | 91.83512 |
| 3 | 0.083979 | 3.567988 | 0.039121 | 0.414388 | 0.969888 | 0.828071 | 1.104624 | 0.399786 | 92.67613 |
| 4 | 0.094967 | 3.533439 | 0.050797 | 0.425840 | 1.040262 | 0.786005 | 1.229334 | 0.297333 | 92.63699 |
| 5 | 0.104476 | 3.504050 | 0.044579 | 0.406434 | 1.077874 | 0.804253 | 1.213360 | 0.237690 | 92.71176 |
| 6 | 0.113342 | 3.494881 | 0.045827 | 0.383618 | 1.098951 | 0.777710 | 1.231434 | 0.197844 | 92.76973 |
| 7 | 0.121458 | 3.479313 | 0.045374 | 0.379306 | 1.114067 | 0.769902 | 1.243925 | 0.169478 | 92.79863 |
| 8 | 0.129119 | 3.469010 | 0.044705 | 0.372651 | 1.125896 | 0.760316 | 1.248615 | 0.148291 | 92.83052 |
| 9 | 0.136338 | 3.463462 | 0.044529 | 0.367172 | 1.135329 | 0.756718 | 1.254530 | 0.131823 | 92.84644 |
| 10 | 0.143187 | 3.457358 | 0.044213 | 0.362812 | 1.142344 | 0.751417 | 1.258337 | 0.118691 | 92.86483 |
| 11 | 0.149729 | 3.452717 | 0.044074 | 0.359617 | 1.148265 | 0.747519 | 1.262134 | 0.107954 | 92.87772 |
| 12 | 0.155995 | 3.448855 | 0.043874 | 0.356842 | 1.153212 | 0.744585 | 1.264844 | 0.099019 | 92.88877 |
| Period | 금융위기 이전 | | | | | | | | |
| | S.E. | GSI | GCPI | GER | G CPR | GIPI | GM2 | GUNEMP | GSASALE |
| 1 | 0.010784 | 4.441274 | 0.004312 | 0.297335 | 1.233295 | 0.158741 | 0.280947 | 3.024796 | 90.55930 |
| 2 | 0.015911 | 3.312014 | 0.020938 | 0.150927 | 0.895010 | 0.367889 | 2.043205 | 1.818657 | 91.39136 |
| 3 | 0.019565 | 2.669550 | 0.059136 | 0.229808 | 0.767422 | 0.367961 | 2.119735 | 1.241017 | 92.54537 |
| 4 | 0.022725 | 2.640538 | 0.072046 | 0.189152 | 0.742641 | 0.384926 | 2.200315 | 0.932415 | 92.83797 |
| 5 | 0.025454 | 2.551954 | 0.087856 | 0.172127 | 0.682241 | 0.331646 | 2.238977 | 0.745095 | 93.19010 |
| 6 | 0.027932 | 2.476018 | 0.095455 | 0.170811 | 0.649227 | 0.277503 | 2.285934 | 0.619286 | 93.42577 |
| 7 | 0.030203 | 2.453670 | 0.104081 | 0.162077 | 0.626189 | 0.269134 | 2.299816 | 0.529934 | 93.55510 |
| 8 | 0.032316 | 2.421854 | 0.109329 | 0.156866 | 0.604527 | 0.244279 | 2.317899 | 0.463019 | 93.68223 |
| 9 | 0.034299 | 2.398958 | 0.113500 | 0.154521 | 0.589523 | 0.227252 | 2.332983 | 0.411116 | 93.77215 |
| 10 | 0.036173 | 2.383939 | 0.117404 | 0.150886 | 0.577136 | 0.216671 | 2.341295 | 0.369700 | 93.84297 |
| 11 | 0.037956 | 2.368916 | 0.120073 | 0.148688 | 0.566597 | 0.205192 | 2.350749 | 0.335856 | 93.90393 |
| 12 | 0.039658 | 2.357437 | 0.122575 | 0.146835 | 0.558160 | 0.196771 | 2.357713 | 0.307705 | 93.95280 |
| Period | 금융위기 이후 | | | | | | | | |
| | S.E. | GSI | GCPI | GER | G CPR | GIPI | GM2 | GUNEMP | GSASALE |
| 1 | 0.002253 | 0.004545 | 0.398976 | 1.259546 | 0.124937 | 15.97365 | 0.062308 | 0.066997 | 82.10904 |
| 2 | 0.003013 | 0.450828 | 0.341938 | 0.786135 | 3.026734 | 17.41878 | 0.183932 | 0.736740 | 77.05491 |
| 3 | 0.003647 | 2.197195 | 0.882226 | 0.711855 | 5.314546 | 15.96998 | 1.036925 | 1.047866 | 72.83941 |
| 4 | 0.004256 | 4.082702 | 1.433033 | 1.006078 | 7.726392 | 14.84190 | 1.131799 | 1.277002 | 68.50110 |
| 5 | 0.004793 | 5.267546 | 1.792617 | 1.330979 | 9.134025 | 13.89288 | 0.965255 | 1.379732 | 66.23696 |
| 6 | 0.005258 | 5.915451 | 1.964333 | 1.421801 | 9.865066 | 13.35066 | 1.049674 | 1.400053 | 65.03296 |
| 7 | 0.005700 | 6.474456 | 2.127879 | 1.536567 | 10.59183 | 13.01068 | 1.071551 | 1.443610 | 63.74342 |
| 8 | 0.006109 | 6.913514 | 2.256941 | 1.657715 | 11.10562 | 12.66340 | 1.023126 | 1.473863 | 62.90603 |
| 9 | 0.006487 | 7.202961 | 2.337701 | 1.709597 | 11.43892 | 12.43863 | 1.039363 | 1.484091 | 62.34874 |
| 10 | 0.006848 | 7.456917 | 2.410474 | 1.764351 | 11.75898 | 12.26755 | 1.042934 | 1.501448 | 61.79735 |
| 11 | 0.007192 | 7.669169 | 2.472665 | 1.817449 | 12.00983 | 12.10616 | 1.028482 | 1.514702 | 61.38154 |
| 12 | 0.007517 | 7.832206 | 2.518586 | 1.850369 | 12.20184 | 11.98245 | 1.031544 | 1.522438 | 61.06057 |

(4) VEC 모형의 분산분해분석 : 서울 아파트 전세가격(거시경제)

서울 아파트 전세가격 변화율과 거시경제변수 간의 VEC 모형에서 예측오차의 분산분해를 보여주고 있다. 이러한 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는 가를 살펴보기 위한 것이다. 아래 추정 결과에 따르면, 전체기간에서 12개월 후 자기자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율은 93.05%로서 가장 큰 영향을 주었고, 실업률(GUNEMP)이 4.53%의 영향력을 주고, 그 외에 다른 변수들은 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이전에서 12개월 후 자기자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율은 84.65%로서 가장 큰 영향을 주었고, 실업률(GUNEMP)이 11.99%의 영향력을 주고, 그 외에 다른 변수들은 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

금융위기 이후에서 금융위기 이전과는 다른 결과를 보여주고 있는데 12개월 후 자기자신의 변수인 서울 아파트 전세가격 변화율은 48.09%로서 금융위기 이전과 비교할 경우 36% 하락하였다. 하지만, 금융위기 이전과 비교할 경우 큰 차이는 산업생산지수 변화율(GIPI) 15.93%, 회사채수익률(GCPR) 13.39%, 통화량 변화율(GM2) 8.73%, 소비자물가상승률(GCPI) 8.00%로서 영향력이 증가하였다는 것이다.

<표 9> 서울 아파트 전세 VEC모형 분산분해분석(전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후)

| 전체 | | | | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-------------|
| Period | S.E. | GSI | GCPI | GER | GCPR | GIPI | GM2 | GUNEMP | GSACHONSE I |
| 1 | 0.059595 | 0.158246 | 0.156268 | 0.598184 | 0.288444 | 0.159055 | 0.033573 | 0.374066 | 98.23216 |
| 2 | 0.072620 | 0.137558 | 1.534821 | 0.389775 | 0.459829 | 0.420910 | 0.028787 | 2.124419 | 94.90390 |
| 3 | 0.085479 | 0.098697 | 1.358073 | 0.289064 | 0.467352 | 0.346370 | 0.021079 | 2.867572 | 94.55179 |
| 4 | 0.096676 | 0.086466 | 1.457940 | 0.236032 | 0.463019 | 0.343148 | 0.016700 | 3.358574 | 94.03812 |
| 5 | 0.106418 | 0.075910 | 1.464108 | 0.207192 | 0.455074 | 0.310251 | 0.014213 | 3.694678 | 93.77857 |
| 6 | 0.115506 | 0.068272 | 1.476498 | 0.187283 | 0.453284 | 0.308881 | 0.012258 | 3.922887 | 93.57064 |
| 7 | 0.123819 | 0.063144 | 1.482498 | 0.170367 | 0.449435 | 0.299613 | 0.011161 | 4.094864 | 93.42892 |
| 8 | 0.131664 | 0.058930 | 1.490253 | 0.158729 | 0.446645 | 0.293251 | 0.010044 | 4.223852 | 93.31830 |
| 9 | 0.139051 | 0.055861 | 1.494343 | 0.149527 | 0.444416 | 0.288443 | 0.009289 | 4.327193 | 93.23093 |
| 10 | 0.146063 | 0.053213 | 1.498359 | 0.141869 | 0.442722 | 0.284601 | 0.008632 | 4.410311 | 93.16029 |
| 11 | 0.152758 | 0.051086 | 1.501480 | 0.135595 | 0.441242 | 0.281497 | 0.008103 | 4.479109 | 93.10189 |
| 12 | 0.159168 | 0.049292 | 1.504197 | 0.130331 | 0.439986 | 0.278686 | 0.007653 | 4.536873 | 93.05298 |
| 금융위기 이전 | | | | | | | | | |
| Period | S.E. | GSI | GCPI | GER | GCPR | GIPI | GM2 | GUNEMP | GSACHONSE I |
| 1 | 0.007517 | 0.030958 | 0.000379 | 0.103605 | 1.031072 | 1.487498 | 0.313366 | 0.497362 | 96.53576 |
| 2 | 0.009275 | 0.063416 | 0.084863 | 0.424922 | 0.726500 | 1.612454 | 0.702548 | 3.535199 | 92.85010 |
| 3 | 0.010978 | 0.045301 | 0.063592 | 0.362581 | 0.602855 | 1.227349 | 0.766299 | 5.822086 | 91.10994 |
| 4 | 0.012432 | 0.063701 | 0.055460 | 0.313842 | 0.527640 | 1.690818 | 0.757318 | 7.432543 | 89.15868 |
| 5 | 0.013713 | 0.058996 | 0.046813 | 0.259028 | 0.524994 | 1.680758 | 0.793144 | 8.652196 | 87.98407 |
| 6 | 0.014891 | 0.056615 | 0.044723 | 0.220668 | 0.514257 | 1.678589 | 0.797204 | 9.548574 | 87.13937 |
| 7 | 0.015989 | 0.058057 | 0.041601 | 0.194503 | 0.505833 | 1.762318 | 0.803703 | 10.20143 | 86.43256 |
| 8 | 0.017008 | 0.056737 | 0.039689 | 0.173243 | 0.505245 | 1.768200 | 0.810293 | 10.72986 | 85.91673 |
| 9 | 0.017975 | 0.056425 | 0.038177 | 0.156439 | 0.501625 | 1.788896 | 0.813750 | 11.14012 | 85.50457 |
| 10 | 0.018891 | 0.056382 | 0.036954 | 0.143154 | 0.499680 | 1.812327 | 0.817050 | 11.47476 | 85.15979 |
| 11 | 0.019763 | 0.055950 | 0.035919 | 0.131903 | 0.498350 | 1.821689 | 0.819999 | 11.75416 | 84.88203 |
| 12 | 0.020600 | 0.055820 | 0.035085 | 0.122521 | 0.496743 | 1.834995 | 0.822143 | 11.98716 | 84.64553 |
| 금융위기 이후 | | | | | | | | | |
| Period | S.E. | GSI | GCPI | GER | GCPR | GIPI | GM2 | GUNEMP | GSACHONSE I |
| 1 | 0.004278 | 8.426946 | 0.984596 | 0.629903 | 0.029870 | 31.44152 | 1.174488 | 0.021354 | 57.29133 |
| 2 | 0.005971 | 9.410342 | 4.193530 | 1.200624 | 2.664035 | 23.25855 | 6.798870 | 1.539034 | 50.93501 |
| 3 | 0.007141 | 6.820417 | 5.589528 | 0.844270 | 5.851952 | 20.86364 | 8.873193 | 2.053699 | 49.10330 |
| 4 | 0.008090 | 5.481193 | 6.221152 | 0.863155 | 8.441629 | 19.16666 | 8.693371 | 2.335585 | 48.79726 |
| 5 | 0.008993 | 4.628834 | 6.759461 | 0.774759 | 9.704204 | 18.30094 | 8.661191 | 2.412901 | 48.75771 |
| 6 | 0.009807 | 4.070881 | 7.116227 | 0.712739 | 10.70937 | 17.70155 | 8.639443 | 2.505701 | 48.54409 |
| 7 | 0.010561 | 3.646957 | 7.352282 | 0.670675 | 11.45189 | 17.17773 | 8.690731 | 2.564888 | 48.44484 |
| 8 | 0.011263 | 3.321460 | 7.547021 | 0.646114 | 12.02712 | 16.80866 | 8.723529 | 2.612930 | 48.31317 |
| 9 | 0.011922 | 3.064362 | 7.701515 | 0.628702 | 12.48632 | 16.51730 | 8.710712 | 2.648935 | 48.24215 |
| 10 | 0.012549 | 2.862091 | 7.820105 | 0.610729 | 12.84255 | 16.28357 | 8.717432 | 2.676301 | 48.18723 |
| 11 | 0.013146 | 2.694196 | 7.921030 | 0.596663 | 13.13990 | 16.09180 | 8.725088 | 2.700302 | 48.13103 |
| 12 | 0.013716 | 2.552937 | 8.004425 | 0.585548 | 13.39136 | 15.92822 | 8.728791 | 2.720257 | 48.08846 |

V. 결 론

1. 연구의 요약

금융위기 이전과 이후의 서울 아파트 매매가격과 전세가격의 변화에 관한 연구에 대해서 살펴본 결과, 지역시장은 서울 매매인 경우 금융위기 이전에 수도권 아파트의 영향력이 컸으나, 금융위기 이후에는 서울 아파트의 영향력을 더 크게 받았다는 점이 차이가 있다. 또한 서울 전세인 경우 금융위기 이전과 이후 모두 수도권 아파트의 영향력이 크다는 점에서는 변화가 없는 것으로 나타났다.

거시경제변수에서는 서울 매매인 경우 금융위기 이전에는 통화량 변화율과 증가상승률의 영향이 컸으나, 금융위기 이후에는 회사채수익률과 산업생산지수 변화율, 증가상승률의 영향을 더 받는 것으로 나타났다. 또한 서울 전세인 경우 금융위기 이전에는 실업률이 큰 영향을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 회사채수익률, 산업생산지수 변화율, 소비자물가상승률, 통화량 변화율이 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이 모형의 결과는 앞에서 살펴본 선행연구와 같은 결과로서, 금융위기 이후 거시경제변수들 중에서 회사채수익률과 산업생산지수 변화율이 큰 영향을 미치는 변수로 분석되었다. 특히, 금리는 금융위기 이후 서울 아파트 매매가격과 전세가격에 가장 큰 영향을 미치는 변수로 분석되었다. 이러한 변수들의 영향으로 인해 부동산시장에 펀더멘탈의 기능을 하고 있는 것으로 판단된다.

<표 10> 연구의 요약

| | | 금융위기 이전 | | 금융위기 이후 | |
|----------|------------------|---|---|---|--|
| | | 서울 매매 | 서울 전세 | 서울 매매 | 서울 전세 |
| 지역 시장 | 총 격 반 응 | 수도권아파트 매매가격 > 서울아파트 매매가격 >서울아파트 전세가격 >수도권 아파트전세가격 | 수도권아파트전세가격 >수도권아파트매매가격 >서울아파트매매가격 >서울아파트전세가격 | 수도권아파트매매가격 > 서울아파트 매매가격 >서울아파트전세가격((+)→(-)) >수도권아파트전세가격(-) | 서울아파트매매가격 >서울아파트전세가격((+)→(-)) >수도권아파트전세가격 >수도권아파트매매가격 |
| | 분 산 분 해 | 수도권아파트매매가격 80.91% >서울 아파트 전세가격 변화율 9.79% >서울 아파트 매매가격 변화율 9.18% | 수도권 아파트 전세가격 57.19% >수도권 아파트 매매 가격 23.91% >서울 아파트 매매가격 변화율 16.54% >서울 아파트 전세가격 변화율 2.36% | 수도권 아파트 매매 가격 65.18% >서울 아파트 매매가격 변화율 21.10% >서울 아파트 전세가격 변화율 8.54% >수도권 아파트 전세 가격 5.18% | 수도권 아파트 매매 가격 56.91% >수도권 아파트 전세 가격 36.37% >서울 아파트 매매가격 변화율 4.40% >서울 아파트 전세가격 변화율 2.32% |
| 거시 경제 | 총 격 반 응 | 서울 아파트 매매가격 변화율 >통화량 변화율(-) >추가상승률 >회사채수익률(-) | 서울 아파트 전세가격 변화율 >실업률 >통화량 변화율 | 서울 아파트 매매가격 변화율 >회사채수익률(-) >산업생산지수 변화율 >추가상승률 | 서울 아파트 전세가격 변화율 >회사채수익률(-) >산업생산지수 변화율 >소비자물가상승률 >통화량 변화율 |
| | 분 산 분 해 | 서울 아파트 매매가격 변화율은 93.95% >추가상승률(GSI)과 통화량 변화율(GM2) 2.36% | 서울 아파트 전세가격 변화율 84.65% >실업률 11.99% | 서울 아파트 매매가격 변화율 61.06% >회사채수익률 12.20% > 산업생산지수 변화율 11.98% > 추가상승률 7.83%로 | 서울 아파트 전세가격 변화율 48.09% >산업생산지수 변화율 15.93% > 회사채수익률 13.39% >통화량 변화율 8.73% >소비자물가상승률 8.00% |

2. 시사점

본 연구는 Denise DiPasquale과 William C. Wheaton(1996), Clayton Geltner와 Elchholtz Miller(2007), 김경환과 손재영(2010)에 의하면, 매매가격은 자산시장 (Asset Market)과 관련되어 있고, 전세가격은 임대시장 또는 공간시장, 소비시장 (property market)으로 관련되어 구분한 것은 이 두 시장이 큰 차이가 있다는 것이다. 실증 결과를 통해, 시기 구분에 따라 펀더멘탈의 영향에 따른 차이가 있지만, 아파트매매가격 또는 전세가격과 거시경제변수가 관련을 맺고 있는 것을 볼 때, 전반적으로 펀더멘탈(fundamental)³⁹⁾의 영향을 미치는 것으로 판단되어 향후에는 이러한 펀더멘탈 기능이 더 중요시되고 반영될 것이라고 생각된다.

39) 펀더멘탈이란 한 나라의 경제상태를 표현하는데 있어 가장 기초적인 자료가 되는 성장률, 물가상승률, 실업률, 경상수지 등의 주요 거시경제지표를 말한다.

< 국문요약 >

이 연구의 목적은 2008년 후반 세계금융위기 이전과 이후 서울 아파트의 매매가격과 전세가격 사이에 어떠한 변화가 있는지 알아보는데 있다. 첫 번째, 수도권 아파트가격과 서울 아파트가격의 관계는 많은 경로에서 서로 밀접하다. 둘째, 거시경제변수가 금융위기 이전과 이후 두 시기 동안 매매가격과 전세가격에 얼마나 영향을 주고 있는지를 분석하는 것이다. 이 연구의 주요한 목적을 위해 오차수정모형을 이용하였다.

결과로서, 서울 매매인 경우 금융위기 이전에 수도권 아파트의 영향력이 컸으나, 금융위기 이후에는 서울 아파트의 영향력을 더 크게 받았다는 점이 차이가 있다. 또한 서울 전세인 경우 금융위기 이전과 이후 모두 수도권 아파트의 영향력이 크다는 점에서는 변화가 없는 것으로 나타났다.

거시경제변수에서는 서울 매매인 경우 금융위기 이전에는 통화량 변화율과 주가상승률의 영향이 컸으나, 금융위기 이후에는 회사채수익률과 산업생산지수 변화율, 주가상승률의 영향을 더 받는 것으로 나타났다. 또한 서울 전세인 경우 금융위기 이전에는 실업률이 큰 영향을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 회사채수익률, 산업생산지수 변화율, 소비자물가상승률, 통화량 변화율이 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<참고문헌>

1. 김경환·서승환·유진방, 『우리나라 부동산 가격과 물가에 관한 실증분석』, 서울 : 한국은행, 1991.
2. 손경환, 『주택시장 분석을 위한 거시경제모형 연구』, 서울 : 국토개발연구원, 1991.
3. 조주현, “부동산 경기주기와 변동요인”, 『토지연구』, 3.3, 1992. pp. 48~49.
4. 서승환, “부동산 가격과 부동산 정책”, 『주택금융』, 152호, 1993, pp. 1~14.
5. 남상호, 『CERIK 건설경제 예측모형 개발』, 서울 : 건설산업연구원, 1996.
6. 정희남·김창현, 『거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향 분석』, 국토연구원, 1997
7. 강원철·김복순, 『지가변동요인 분석 : IMF 체제와 지가변동을 중심으로』, 감정평가연구원, 1997
8. 임승직·김은혜, 『주택가격 변동요인 분석연구』, 경기 : 대한주택공사 주택연구소, 1998.
9. 김갑성·서승환, 『부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석』, 서울 : 삼성경제연구소, 1999.
10. 김종욱, “자산가격 변동의 인플레이션 선행성 분석”, 『조사통계월보』, 제56권 제7호, 2002, pp. 23~47.
11. 김용순·이석재, 『주택시장 여건 변화에 따른 주택경기예측모형 개발연구』, 경기 : 대한주택공사 주택도시연구원, 2002.
12. 박용석, “부동산 경기변동과 가격결정요인에 관한 연구 : 주택시장을 중심으로”, 단국대학교 대학원 경제학과 박사학위 논문, 2003.
13. 손정식·김관영·김용순, “부동산가격 예측모형에 관한 연구”, 『주택연구』, 제11권 제1호, 2003, pp. 49~75.
14. 손경환·강미나, 『부동산시장 동향 및 전망체계 구축』, 경기 : 국토연구원, 2003.
15. 김경환, “부동산가격과 거시경제간의 상호관계”, 한국은행 조사국 학술회의 ‘자산가격 변동에 대응한 통화정책 방향’ 발표논문, 2003. pp. 1~34.
16. 김대우·최승남, “주택가격 변동에 관한 연구”, 『산업경영논총』, 제11집, 용인대학교 산업경영연구소, 2004, pp. 1~18.
17. 심성훈, “통화량 변동이 물가와 주택가격에 미치는 영향”, 『주택연구』, 제12권 제2호, 2004, pp. 55~87.
18. 이근영, “금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향”, 『경제학연구』, 제52집 제4호, 2004, pp. 5~36.
19. 조동철·성명기, “실질금리, 부동산가격과 통화정책”, 『KDI 정책연구』, 제26권 제1호, 2004, pp. 3~34.
20. 조동철·성명기, “저금리시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점”, 『KDI정책포럼』, 제166호, 2003, pp. 1~24.
21. 박희석·이세구·신창호, 『부동산경기변동이 서울시 세수에 미치는 영향』, 서울 : 서울시정개발연구원, 2004.
22. 차문중, 『주택시장 분석과 정책과제 연구 - 주택가격의 결정요인과 정책적 시사점에 대

- 한 연구』, 서울 : KDI 한국개발연구원, 2004, pp. 85~148.
23. 김경환 · 이한식, 『주택경기 예측모형 연구 I』, 서울 : 주택산업연구원, 2004.
 24. 황상필 · 문소상 · 윤석현 · 최영일, “한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축”, 『한국은행 통계조사월보』, 제59권, 2005, pp. 23~91.
 25. 정규일, “자산가격과 유동성 간의 관계분석”, 『한국경제연구』, 제17권, 2006, pp. 257~287.
 26. 이의석, “거시경제변수가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 경원대학교 대학원 경영학과 박사학위논문, 2006.
 27. 류지수, “주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구”, 『응용경제』, 제9권 제1호, 2007, pp. 199~217.
 28. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석”, 『부동산학연구』, 제14집 제3호, 2008, pp. 129~147.
 29. 한동근, “광역시 주택가격 변화의 특징과 요인 분석”, 『국토연구』, 제57권, 2008, pp. 79~97.
 30. 김은성 · 이상호 · 김재준, “CD금리 및 가산금리가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향 분석”, 『대한건축학회논문집 구조계』, 제25권 제12호, 2009, pp. 207~214.
 31. J. Baffoe-Bonie, “*The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses ; A National and Regional Analysis*”, 『Journal of Real Estate Finance and Economics』, 17(2), 1998. pp. 179-197.
 32. Owen Lamont and Jeremy C. Stein, “*Leverage and house-price dynamics in U.S. cities*”, Rand 『Journal of Economics』, 1999, Vol. 30. Issue 3, pp. 498~514.
 33. Lastrapes, W. D., “*The Real Price of Housing and Money Supply Shock ; Time series Evidence and Theoretical Stimulations*”, 『Journal of Housing Economics』, Vol. 11, 2002, pp. 40-74.
 34. Anari A. and J. Kolari, “*House Prices and Inflation*”, 『Real Estate Economics』, Vol. 30, 2002, pp. 67~84.
 35. Aoki, K., J. Proudman G. Vlieghe, “*Houses prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach*”, 『Journal of Financial Intermediation』, Vol. 13, 2004, pp. 414~435.
 36. N. Apergis and A. Rezitis, “*Housing Prices and macroeconomic factors in Greece : Prospects within the EMU*”, 『Applied Economics Letters』, 2003, pp. 561~565.
 37. Ansgar Belke and Walter Orth, “*Global Excess Liquidity and House Prices*”, 『Ruhr Economic Papers』, 2007, pp. 1~28.
 38. Iacoviello, M. and R. Minetti, “*The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market*”, 『Journal of Macroeconomics』, Vol. 30, 2008, pp. 69~96.