

글로벌 금융위기 전후 금융시장 변동이 주택시장에 미치는 영향 분석

김상현¹, 김재준^{1*}
¹한양대학교 건축공학과

An Analysis on the Influence of the Financial Market Fluctuations on the Housing Market before and after the Global Financial Crisis

Sang-Hyeon Kim¹, Jae-Jun Kim^{1*}

¹Department of Architectural Engineering, Hanyang University

요약 서브프라임 금융위기가 전세계적으로 확산되면서 한국은 금융시장뿐만 아니라 건설경기까지 침체되었다. 실제로 건설산업연구원 발표자료에 따르면 건설경기종합 BSI 추이가 2006년 12월의 80p에서 지속적으로 하락하여 2008년 11월 기준 14.6p까지 추락하였으며 특히 주택부분의 침체수준이 가장 심각하다고 하였다. 이러한 관점에서 본 논문은 글로벌 금융위기 전후 주식, 채권 등 금융시장 변화가 지역별 주택시장에 미치는 영향을 벡터오차수정모형을 통해 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 논문에서는 서울시 강남 및 강북지역 아파트 매매가격지수, 주가 및 회사채수익률을 분석변수로 활용하였다. 본 연구에서는 서브프라임 금융위기 발생 이전인 2000년 1월부터 2007년 12월까지를 Model 1로, 2008년 1월부터 최근 2015년 10월까지를 Model 2로 구분하여 비교분석하였다. 분석결과 경기상승기에는 강남지역 주택시장은 KOSPI와 더불어 매력적인 투자시장으로 자리매김하는 것으로 나타났으나, 경기하락시에는 전반적인 거시경제흐름에 따라 움직이는 것으로 판단된다. 금융시장 변동에 대하여 강북지역 주택시장은 다른 움직임을 나타냈다. 저금리 효과는 경기하락시에 부동산시장 자체적인 시장 리스크가 존재하기 때문에 제한적인 것으로 판단된다.

Abstract As the subprime mortgage crisis spread globally, it depressed not only the financial market, but also the construction business in Korea. In fact, according to CERIK, the BSI of the construction businesses plunged from 80 points in December 2006 to 14.6 points in November 2008, and the extent of the depression in the housing sector was particularly serious. In this respect, this paper analyzes the influence of the financial market fluctuation on the housing market before and after the Global Financial Crisis using VECM. The periods from January 2000 to December 2007 and January 2008 to October 2015, before and after the financial crisis, were set as Models 1 and 2, respectively. The results are as follows. First, when the economy is good, the Gangnam housing market is an attractive one for investment. However, when it is depressed, the Gangnam housing market changes in response to the macroeconomic fluctuations. Second, the Gangbuk and Gangnam housing markets showed different responses to fluctuations in the financial market. Third, when the economy is bad, the effect of low interest rates is limited, due to the housing market risk.

Keywords : Corporate Bond Interest Rate, Housing Price, KOSPI, Macroeconomic Fluctuation, Vector Error Correction Model

*Corresponding Author : Jae-Jun Kim(Hanyang Univ.)
Tel: +82-2-2220-0307 email: jkim0307@hanyang.ac.kr

Received February 4, 2016
Accepted April 7, 2016

Revised (1st March 11, 2016, 2nd April 1, 2016)
Published April 30, 2016

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

일반적으로 투자 자산 중에 부동산은 주식 및 채권과 대체성을 가지면서 투자의 포트폴리오 구성에서 한 부분을 차지하고 있다. 대부분의 나라에서 부동산이 차지하는 국부의 비중은 금융이나 외환에서 차지하는 크기에 비해 훨씬 능가한다. 우리나라의 경우에도 자산의 구성 중 부동산이 차지하는 부분이 약 80%를 차지한다[1]. 이에 따라 서브프라임 금융위기에 따라 주택시장 중심으로 2008년부터 시작된 부동산시장 침체는 기관투자자뿐만 아니라 개인투자자에게도 심각한 영향을 미치게 되었다. 이와 같은 현상은 IMF 외환위기 이후 금융시장과 부동산시장의 긴밀한 상호 연관성에 기인한다.

외환위기 이후 금융시장은 자율화, 개방화, 국제화라는 기조 하에서 급속히 변모해 왔다. 효율적 시장기능을 활성화할 수 있는 방향으로 시장의 메커니즘은 강화되어 왔고, 이에 따라 경제변수 간의 연관성은 더욱 밀접해졌다. 즉, 시장 외적 요인에 의한 영향은 상대적으로 줄어들고 있는 것이다. 이와 동시에 부동산시장에서도 유사한 흐름을 보여 왔다. 정부의 일방적인 규제정책과 미시적 수급 상황에 의해 좌우되던 부동산시장이 시장경제의 울타리로 회귀하고 있는 것이다. 이는 부동산시장과 자본시장의 통합화에 의해 양 시장 간의 민감도가 더욱 높아짐을 의미한다[2]. 특히 서울시 부동산시장의 경우 강남·북 간의 위치적 차이에 따라 투자수요 정도도 차이가 난다. 즉 서울시 부동산시장은 강남을 중심으로 투자수요가 집중되었으며 이에 따라 주택가격에도 강남·북 간 차이가 심화되어 있는 상태이다[3].

이러한 관점에서 투자관점에서 주택시장의 지역적 차이와 더불어 거시경제변동 전후의 양 시장 간 동태적 관계성은 결국 투자자산으로서의 주택시장의 현재 상황 및 향후 움직임을 선제적으로 파악하는 관점에서 유의미할 것으로 판단된다. 하지만 기존 문헌의 경우, 시기별 금융시장 및 주택시장의 연관성 및 부동산시장의 지역별 차이를 심층적으로 고려하는데 한계를 가지고 있었다.

이에 따라 본 연구는 서브프라임 금융위기 전후를 대상으로 서울시 부동산시장의 지역별 주택시장과 대표적인 금융투자시장인 주식시장 및 채권시장의 동태적 관계성을 실증분석함으로써 양 시장 간 투자수요의 움직임을 파악하는 것을 목적으로 한다.

1.2 연구의 배경 및 목적

본 논문은 시기별 금융시장과 지역별 주택시장 변동 사이의 동태적 관계성을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이에 본 논문에서는 다음 그림 1과 같이 연구를 수행하였다.

주택시장은 서울시 강남, 강북지역 아파트 시장을 대상으로 하였으며, 금융자산은 주식시장과 채권시장을 중심으로 연구를 진행하였다. 분석 변수는 강남, 강북지역의 주택매매가격지수와 주식시장을 대변하는 KOSPI 및 채권시장을 대변하는 회사채수익률을 활용하였다. 분석 자료는 국민은행 및 통계청 데이터베이스를 통해 획득하였다. 본 연구에서는 서브프라임 금융위기 발생 이전인 2000년 1월부터 2007년 12월까지를 Model 1로, 2008년 1월부터 최근 2015년 10월까지를 Model 2로 구분하여 비교분석하였다.

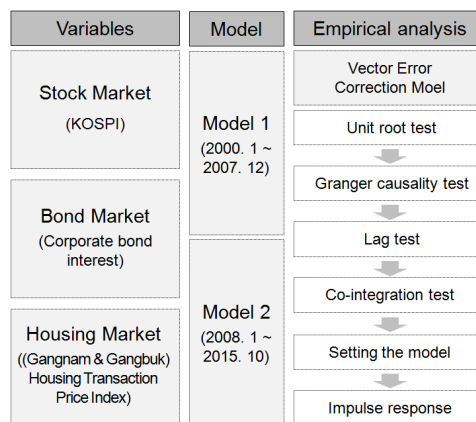


Fig. 1. Research flow

먼저 각 모델의 변수들의 안정성 여부를 판단하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 수행하고 각 모델 내의 변수들의 배열순서를 결정하기 위하여 그랜저 인과관계 검정을 통해 변수들 사이 인과성을 판별하였다. 또한 적정시차 검정을 수행하여 분석 모형의 시차를 결정하였으며 공적분 발생여부를 확인하기 위해 Johansen 검정법을 수행하였다. 각 모델에 대한 공적분 검정 결과 공적분관계가 성립됨에 따라 본 논문에서는 양 모델 모두 벡터오차수정모형(VECM)을 구성하여 충격반응분석을 통해 분석을 수행하였다. 본 논문에서는 분석을 위하여 Eviews-8 통계 소프트웨어를 활용하였다.

2. 이론적 고찰

2.1 금융시장과 부동산시장의 개요

금융시장은 부동산시장과 긴밀한 상호연관성을 가지고 있다. 채권수익률 혹은 금리의 경우 일반적으로 부동산시장과 역(-)의 관계로 간주한다. 즉, 금리가 하락하면 부동산 관련 대출금리도 하락하기 때문에 자금 차입자들의 상황 부담이 감소하여 부동산 수요가 증가하므로 부동산 가격이 상승하게 된다. 그리고 금리가 상승할 경우에는 자금의 차입자들의 상환부담이 증가하기 때문에 부동산의 수요가 감소하여 가격이 하락한다. 주식시장과 부동산시장과의 관련성은 일반적으로 자산대체관계와 자산동조관계로 대별할 수 있다. 자산대체관계의 경우, 유동성이 풍부한 투자대상이 부동산과 주식시장으로 양분되어 있는 상황에서 단기적으로 통화량이 일정하다고 가정할 때 부동자금이 높은 투자수익률을 찾아 양 시장을 넘나들며 이동하기 때문에 대체적인 관계를 보인다는 것이다. 반대로 동조관계는 두 시장이 동반 상승 및 하락하는 관계를 보인다는 것으로 주식이가격과 부동산가격의 관계는 경기상승기에는 모두 상승하고 경기 쇠퇴기에는 모두 하락한다고 본다[1].

하지만 상기의 이론적인 근거를 기반으로 시장상황을 명확히 판단할 수는 없다. 즉 서로 상이한 특성을 가지고 있는 금융시장과 부동산시장이 IMF 이후 점점 통합되면서 시장상황에 따라 다양한 경로로 개별 특성을 나타내기 때문이다.

2.2 선행연구 고찰

주택시장을 포함한 부동산시장과 금융시장은 주요한 투자시장으로서 투자자금의 흐름이나 경기변동에 따라 유의미한 상호관련성을 가지고 있다. 이러한 관점에서 금융시장과 부동산시장 간의 관계성을 확인하는 것은 의미할 것으로 판단된다.

동일한 맥락에서 실물자산이 부동산과 금융자산인 채권 및 주식과의 관계성을 분석한 문헌이 국내외 다수 존재하였다.

먼저 해외 문헌들을 살펴보면, Okunev 외 2명(2000)은 1972년에서 1998년까지 미국 부동산시장과 S&P 500 주식시장 간의 동태적 관계성을 분석하였다[4]. Chen(2001)은 1973년에서 1992년까지 타이완의 부동산시장과 주식시장 간의 변동양상을 확인하여 주식시장이

부동산시장에 선행하는 결과를 도출하였다[5]. Liow 외 1명(2005)는 아시아 국가들을 대상으로 부동산시장과 주식시장 간의 관계성을 확인하여 서로 자산대체관계에 있다는 결과를 나타냈다[6]. 이와 같이 해외 문헌들의 경우, 특정 국가들을 대상으로 금융시장과 부동산시장의 동태적 관계성을 중심으로 연구가 진행되고 있었다.

국내 문헌들을 살펴보면 양세희(2003)은 주식, 채권의 자산가격 및 아파트가격 상승과 총소비지출변수와의 관계에 대해서 자산효과가 성립되는 지를 분석하였다[7]. 박종철(2008)은 대표적 금융자산인 채권수익률과 주식 그리고 대표적 실물자산인 부동산의 상호관련성을 규명하였다[8]. 김태호(2008)은 국내 주식시장과 부동산시장과의 역학관계에 초점을 맞추어 주택과 주식 간에 일반상품처럼 대체관계 혹은 어떠한 연관관계가 존재하는지 규명하였다[9]. 김미형(2009)은 주식, 채권, 부동산과 같은 위험자산들의 가격변동성이 서로 어떻게 전이되는지를 분석하였다[10].

국내 문헌들 역시 종합적인 관점에서 양 시장과의 관계성을 분석하는데 초점을 맞추고 있었다. 즉 전체적인 부동산시장과 주식시장 및 채권시장 간의 상호관련성을 중심으로 연구가 진행되었다. 하지만 부동산시장의 경우 지역적 특성, 대표적으로 서울시의 경우, 강남과 강북의 지역적 차이에 따라 투자수요의 움직임이 서로 상이함에도 불구하고 기존문헌의 경우 해당 특성의 반영에 한계를 가지고 있었다. 게다가 대부분 전체 시계열을 대상으로 분석을 수행한 바 특정 기간의 특성을 반영한 분석에는 부족한 점이 확인되었다.

이에 본 연구에서는 부동산시장의 독특한 특성이 지역적 투자수요 차이를 반영할 뿐만 아니라 서브프라임 금융위기를 기점으로 시기별로 양 시장 간 상호관련성을 비교분석함으로써 유의미한 시사점을 도출하고자 한다.

2.3 벡터자기회귀모형(VARM) 개요

벡터자기회귀모형(Vector AutoRegression Model; VARM)은 원래 미네소타 연방준비은행의 리터만과 심즈 등에 의해 단기 예측을 주목적으로 개발되었다. 즉 모형 작성자의 주관적인 제약을 배제하고 사전적으로 특정 경제이론에 입각함이 없이 모든 가능성을 모두 인정하는 일반적인 형태로 정형화하여, 경제변수들 사이의 관계를 경제자료에 의하여 판단하고 이론의 임의적 적용을 배제하고자 하는 모형이다[11]. 벡터자기회귀모형은 n 개의

선형회귀방정식으로 구성된다. 각 개별 방정식은 변수들의 현재의 관측치를 종속변수로 설정하고 종속변수 자신과 다른 변수들의 과거 관측치를 설명변수로 산정한다. 벡터자기회귀모형의 추정방정식 형태는 다음 식과 같다[12].

$$\begin{aligned}
 X_t &= B(L)X_t + e_t \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} B_k X_{t-k} + e_t \\
 &= \sum_{k=1}^l B_k X_{t-k} + e_t \quad (\text{시차를 } l \text{로 제한할 경우})
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

하지만 불안정한 시계열변수를 차분하여 안정화된 변수를 벡터자기회귀모형에 적용할 경우 시계열의 고유한 잠재 정보를 상실시킬 수 있다. 이에 따라 공적분 관계 여부를 검토한 후에 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형 (VECM : Vector Error Correction Model)을 이용하여 분석을 수행해야 한다[13].

3. 분석 변수의 기본적 검정

3.1 단위근 검정

시계열자료를 분석하는 데 있어서 고려하여야 할 가장 중요한 점 중 하나는 시계열자료가 안정적인지 판별하는 것이다. 어떤 시계열자료들이 불안정 시계열자료라면 한 변수를 다른 변수에 대해 회귀분석하는 경우 실제로는 두 변수 사이에 아무 관계가 없음에도 유의성이 높은 회귀식이 추정되는 가성적 회귀(spurious regression) 현상이 초래될 수 있다. 따라서 실증분석에 앞서 분석에 사용될 원시계열 자료에 대한 안정성을 검정해야 한다. 시계열 자료의 안정성을 검정하기 위해 단위근(unit root) 검정이 이루어진다[14]. 본 연구에서는 각 모델의 강남북 서울시 아파트 매매가격지수 및 KOSPI, 회사채 수익률 변수들에 대하여 일반적으로 활용되는 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 통해 단위근 검정을 다음 표 1과 같이 실시하였다.

분석 결과, 수준변수의 경우 대부분 p-value가 0.10보다 큼에 따라 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 하지만 1차차분변수의 경우 모두 p-value가 0.10보다 작음에 따라 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 확인되었다. 이에 따라 본 논문에서는 1차차분변수가 안정적인 시계열인 것으로 판단하였으며, 1차차분변수를 활용하여 그랜저 인과

관계 검정을 실시하였다.

Table 1. The test results of unit root

| Division | | Level Variables | | Difference Variables | |
|----------|---------------------|-----------------|---------|----------------------|---------|
| | | t-statistic | p-value | t-statistic | p-value |
| Model 1 | Price_Gangnam | -2.003486 | 0.5917 | -5.511753 | 0.0001 |
| | Price_Gangbuk | -1.409156 | 0.8521 | -6.191765 | 0.0000 |
| | KOSPI | -3.381218 | 0.0601 | -9.654466 | 0.0000 |
| | Interest | -0.462781 | 0.9837 | -7.870512 | 0.0000 |
| Model 2 | Price Index_Gangnam | -1.968806 | 0.6102 | -3.454904 | 0.0506 |
| | Price Index_Gangbuk | -4.319037 | 0.0046 | -3.233733 | 0.0844 |
| | KOSPI | -0.249469 | 0.4567 | -4.445382 | 0.0031 |
| | Interest | -3.595019 | 0.0357 | -6.022260 | 0.0000 |

3.2 그랜저 인과관계 검정

벡터자기회귀모형(VARM)을 구성하는데 있어서 변수들 간 인과관계를 기초로 배열순서를 결정해야한다. 인과관계 검정의 대표적인 방법은 그랜저 인과관계 검정 (Granger Causality Test)이다. 그랜저 인과관계 검정은 원인과 결과가 불명확한 상황에서는 어느 것이 원인변수이고 어느 것이 결과변수인지를 경제이론을 배제한 상태에서 시차분포모형(lag distributed model)을 통해 확인하는 방법이다[15].

이에 본 논문에서는 그랜저 인과관계 검정을 통해 다음 표 2, 3과 같이 각 모델에 대하여 변수들 간 인과관계를 검토한 결과, Model 1과 Model 2 모두 회사채수익률, KOSPI, 강남매매, 강북매매 순서로 인과관계를 설정하여 모형 내 배열순서를 결정하였다.

Table 2. Granger Causality Relationship Verification about Model 1

| Causality Relationship | | | lag | F-Statistic | p-value |
|------------------------|---|---------------|-----|-------------|---------|
| Price_Gangbuk | → | Price_Gangnam | 1 | 5.52050 | 0.0210 |
| Price_Gangnam | → | Price_Gangbuk | 1 | 13.3225 | 0.0004 |
| KOSPI | → | Price_Gangbuk | 1 | 3.39079 | 0.0688 |
| Interest | → | KOSPI | 1 | 4.64798 | 0.0337 |
| Price_Gangnam | → | Price_Gangbuk | 2 | 5.20622 | 0.0073 |
| Interest | → | KOSPI | 2 | 2.62789 | 0.0779 |
| KOSPI | → | Interest | 2 | 3.56737 | 0.0324 |
| Price_Gangnam | → | Price_Gangbuk | 3 | 2.89496 | 0.0399 |
| KOSPI | → | Interest | 3 | 2.21560 | 0.0922 |
| Price_Gangnam | → | Price_Gangbuk | 4 | 2.78620 | 0.0318 |
| Interest | → | Price_Gangnam | 4 | 2.41040 | 0.0557 |
| KOSPI | → | Interest | 4 | 2.41585 | 0.0553 |

Table 3. Granger Causality Relationship Verifacation about Model 2

| Causality Relationship | lag | F-Statistic | p-value |
|-------------------------------|-----|-------------|---------|
| KOSPI → Price_Gangnam | 1 | 9.56832 | 0.0026 |
| Interest → Price_Gangnam | 1 | 9.66761 | 0.0025 |
| Price_Gangnam → Interest | 1 | 4.21047 | 0.0431 |
| Price_Gangbuk → Interest | 1 | 8.83029 | 0.0038 |
| Interest → KOSPI | 1 | 3.11061 | 0.0812 |
| KOSPI → Price_Gangnam | 2 | 10.2573 | 0.0001 |
| Interest → Price_Gangnam | 2 | 4.23282 | 0.0176 |
| Price_Gangnam → Interest | 2 | 2.41346 | 0.0955 |
| KOSPI → Price_Gangbuk | 2 | 4.92536 | 0.0094 |
| Price_Gangbuk → KOSPI | 2 | 2.65392 | 0.0761 |
| Price_Gangbuk → Interest | 2 | 4.29581 | 0.0167 |
| Interest → KOSPI | 2 | 2.49151 | 0.0887 |
| Price_Gangnam → Price_Gangbuk | 3 | 14.0661 | 2.E-07 |
| KOSPI → Price_Gangnam | 3 | 6.45882 | 0.0006 |
| Interest → Price_Gangnam | 3 | 2.94038 | 0.0379 |
| KOSPI → Price_Gangbuk | 3 | 5.81103 | 0.0012 |
| Price_Gangbuk → KOSPI | 3 | 4.26569 | 0.0075 |
| Price_Gangbuk → Interest | 3 | 4.11190 | 0.0090 |
| Price_Gangnam → Price_Gangbuk | 4 | 3.54075 | 0.0103 |
| KOSPI → Price_Gangnam | 4 | 5.02427 | 0.0012 |
| Price_Gangnam → KOSPI | 4 | 2.59494 | 0.0425 |
| Interest → Price_Gangnam | 4 | 2.98445 | 0.0238 |
| KOSPI → Price_Gangbuk | 4 | 3.71870 | 0.0079 |
| Price_Gangbuk → KOSPI | 4 | 5.33650 | 0.0007 |
| Price_Gangbuk → Interest | 4 | 2.17396 | 0.0794 |

3.3 적정시차 검정

벡터자기회귀모형에서 시차를 넓게 잡으면 잡을수록 잔차항의 자기 상관성이 줄어들지만 효율성이 떨어지게 되는 상충관계(trade-off)가 존재함에 따라 적정시차의 선정이 필요하게 된다. 적정시차를 결정하기 위해서는 아카이케 정보기준(Akaike Information Criteria : AIC)나 슈바르츠 베이저안 정보기준(Schwartz Bayesian Criteria : SIC)와 같은 기준을 사용하는 것이 일반적이다. 적정시차는 AIC나 SIC 값이 최소가 되는 시차로 결정한다[16].

Table 4. Appropriate parallax verification

| Lag | Model 1 | Model 2 |
|-----|-------------------|-------------------|
| 0 | -17.86752 | -24.37843 |
| 1 | -18.54914* | -25.51579* |
| 2 | -18.34272 | -25.15976 |
| 3 | -17.73121 | -24.74728 |
| 4 | -17.15973 | -24.04653 |
| 5 | -16.49360 | -23.81976 |
| 6 | -15.85763 | -23.60766 |
| 7 | -15.28478 | -23.29178 |

본 논문에서는 SIC를 기준으로 표 4와 같이 적정시차를 검토한 결과 Model 1, 2 모두 시차 1에서 SIC가 최소

값으로 나타남에 따라 시차 1을 적정시차로 선정하였다.

3.4 공적분 검정

비록 불안정한 시계열이더라도 그들 사이에 공적분 관계가 존재하게 되면 전통적인 회귀분석결과가 유의미해질 수 있다. 공적분이란 통계적으로 개별적으로는 불안정한 시계열 사이에 안정적인 잔차항을 생성시키는 선형결합(linear combination)이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 의미한다[17]. 만약 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(VECM)을 활용하여 분석을 수행하여야 한다[18].

본 연구에서는 Johansen 검정법을 통해 Model 1, 2에 대하여 공적분 검정을 수행한 결과 다음 표 5와 같이 p-value가 0.05보다 작은 것으로 확인되어 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각함에 따라 벡터오차수정모형(VECM)을 구성하여 분석을 수행하였다.

Table 5. Cointegration Verification

| Model | Null hypothesis | Test statistic | p-value |
|-------|-----------------|-----------------|---------------|
| 1 | r=0* | 68.28501 | 0.0000 |
| | r≤1* | 31.28289 | 0.0056 |
| | r≤2* | 19.91194 | 0.0022 |
| | r≤3* | 9.908210 | 0.0019 |
| 2 | r=0* | 97.17303 | 0.0000 |
| | r≤1* | 31.49698 | 0.0052 |
| | r≤2* | 14.90013 | 0.0181 |
| | r≤3 | 3.616466 | 0.0679 |

4. 실증분석

충격반응분석은 한 변수의 충격이 가해졌을 때 다른 변수들이 시간이 경과함에 따라 동태적으로 반응하는 결과를 통해 상호 연관관계와 파급효과를 분석한다. 즉 분석하고자 하는 변수에 대하여 1 표준편차의 충격을 줌으로써 다른 변수들에게 어떠한 영향을 주는지 살펴보는 것이다[19]. 본 논문에서는 상기와 같이 각 모델별 변수에 대한 기본적 검정을 기초로 각 모델의 벡터오차수정모형을 설정한 후 충격반응분석을 실시하여 시기별 강남북 아파트매매지수, KOSPI 및 회사채수익률 간의 동태적 관계성을 비교분석하였다.

먼저 모델 1, 즉 서브프라임 금융위기 이전의 강, 남북 주택매매가격과 KOSPI 및 회사채수익률 간 충격반응분석 결과를 살펴보면 다음 그림 2 및 표 6과 같다.

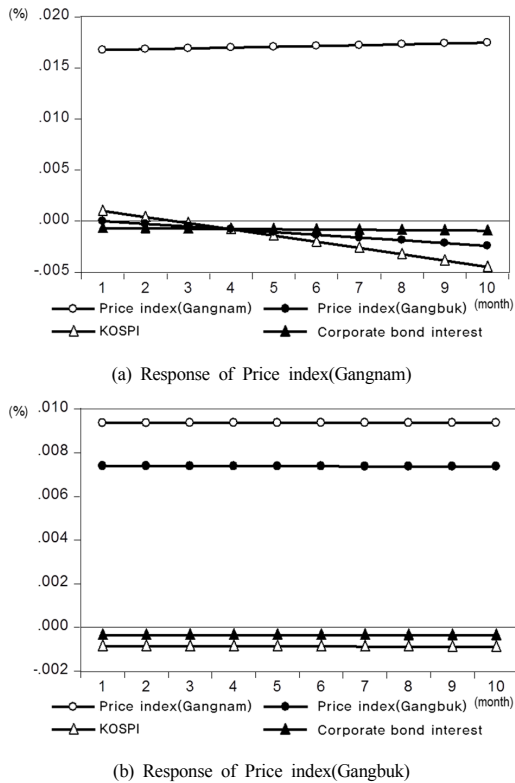


Fig. 2. Impulse-Response Analysis graph about model 1

첫 번째로, 강남매매가격은 강남매매가격 자체 충격에 대하여 지속적으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 1.75% 양(+)의 변동을 나타냈다. 반면 강남매매가격은 강북매매가격 및 회사채수익률 충격에 대하여 지속적으로 음(-)의 방향으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 0.24%, 0.09%의 변동을 나타냈다. 또한 KOSPI 충격에 대하여 강남매매가격은 초기에는 양(+)의 방향으로 변동하였으나, 3개월부터 변동양상이 전환되어 최종 10개월에는 약 0.45% 음(-)의 변동을 나타냈다.

두 번째로, 강북매매가격은 강남매매가격 충격에 대하여 초기에 약 0.94% 양(+)의 변동폭을 나타냈으며 최종 10개월까지 해당 변동폭이 거의 지속적으로 유지되었다. 강북매매가격 자체 충격에 대해서도 강북매매가격은 초기 약 0.74% 양(+)의 변동폭이 최종 10개월까지 지속되었다. 반면 KOSPI 및 회사채수익률 충격에 대하여 강북매매가격은 음(-)의 변동폭을 나타냈으며, 해당 변동폭은 최종 10개월까지 지속되는 것으로 확인되었다.

Table 6. Impulse-Response Analysis about model 1

| unit | Price_Gangnam | | | | Price_Gangbuk | | | |
|------|---------------|---------------|-----------|-----------|---------------|---------------|-----------|-----------|
| | Price Gangnam | Price Gangbuk | KOSPI | Interest | Price Gangnam | Price Gangbuk | KOSPI | Interest |
| 1 | 0.016751 | 0.000000 | 0.000997 | -0.000674 | 0.009356 | 0.007383 | -0.000847 | -0.000348 |
| 2 | 0.016829 | -0.000264 | 0.000399 | -0.000702 | 0.009357 | 0.007381 | -0.000851 | -0.000348 |
| 3 | 0.016906 | -0.000529 | -0.000201 | -0.000731 | 0.009357 | 0.007379 | -0.000856 | -0.000349 |
| 4 | 0.016984 | -0.000795 | -0.000804 | -0.000759 | 0.009358 | 0.007377 | -0.000861 | -0.000349 |
| 5 | 0.017063 | -0.001063 | -0.001409 | -0.000787 | 0.009358 | 0.007375 | -0.000865 | -0.000349 |
| 6 | 0.017141 | -0.001331 | -0.002017 | -0.000816 | 0.009359 | 0.007373 | -0.000870 | -0.000349 |
| 7 | 0.017220 | -0.001601 | -0.002628 | -0.000844 | 0.009360 | 0.007370 | -0.000875 | -0.000350 |
| 8 | 0.017300 | -0.001872 | -0.003242 | -0.000873 | 0.009360 | 0.007368 | -0.000880 | -0.000350 |
| 9 | 0.017379 | -0.002145 | -0.003858 | -0.000902 | 0.009361 | 0.007366 | -0.000884 | -0.000350 |
| 10 | 0.017459 | -0.002418 | -0.004478 | -0.000931 | 0.009361 | 0.007364 | -0.000889 | -0.000350 |

다음으로 모델 2, 즉 서브프라임 금융위기 이후의 강남북 주택매매가격과 KOSPI 및 회사채수익률 간 충격 반응분석 결과를 살펴보면 다음 그림 3 및 표 7과 같다.

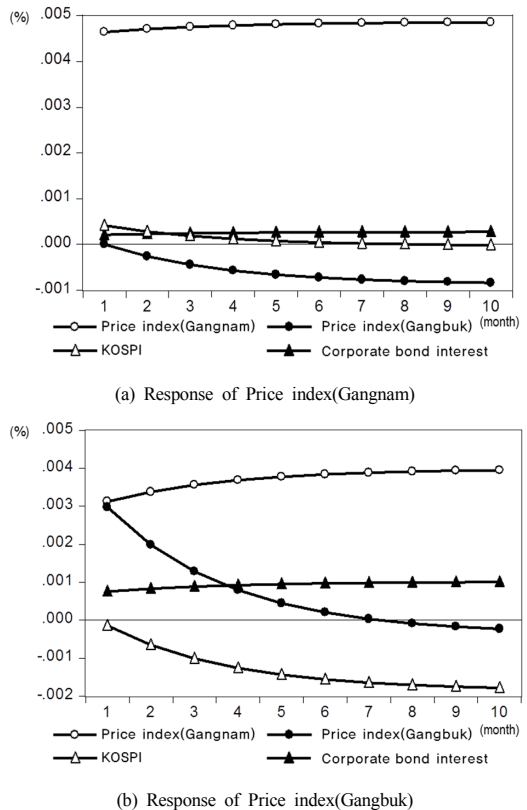


Fig. 3. Impulse-Response Analysis graph about model 2

첫 번째로, 강남매매가격은 강남매매가격 자체 충격에 대하여 초기에 약 0.46% 양(+)의 변동을 나타냈으며, 최종 10개월까지 지속되어 약 0.49%의 변동폭을 나타냈다. 회사채수익률 충격에 대한 강남매매가격의 변동양상 역시 초기 약 0.02% 양(+)의 변동을 나타냈으며, 해당 변동이 유지되어 최종 10개월에 약 0.03% 변동폭을 나타냈다. 반면 강북매매가격 충격에 대하여 강남매매가격은 초기부터 음(-)의 변동을 나타냈으며, 최종 10개월에는 약 0.08%의 변동폭을 나타냈다. 또한 KOSPI 충격에 대하여 강남매매가격은 초기에는 양(+)의 변동을 나타냈지만 9개월부터 변동양상이 전환되었으며, 그 변동수준은 상대적으로 매우 낮은 것으로 확인되었다.

두 번째로 강북매매가격은 강남매매가격 및 회사채수익률 충격에 대하여 양(+)의 변동을 나타냈으며, 최종 10개월에는 약 0.40%, 0.22%의 변동폭을 나타냈다. 반면 KOSPI 충격에 대하여 강북매매가격은 초기부터 음(-)의 변동을 나타내었으며, 점차 변동폭이 증가하여 최종 10개월에는 약 0.18%의 변동을 나타냈다. 또한 강북매매가격 자체 충격에 대하여 강북매매가격은 초기에는 양(+)의 방향으로 변동하였으나 8개월부터 변동양상이 음(-)의 방향으로 전환되었다.

Table 7. Impulse-Response Analysis about model 2

| unit | Price_Gangnam | | | | Price_Gangbuk | | | |
|------|---------------|---------------|-----------|----------|---------------|---------------|-----------|----------|
| | Price_Gangnam | Price_Gangbuk | KOSPI | Interest | Price_Gangnam | Price_Gangbuk | KOSPI | Interest |
| 1 | 0.004637 | 0.000000 | 0.000413 | 0.000208 | 0.003127 | 0.002979 | -0.000144 | 0.000754 |
| 2 | 0.004704 | -0.000260 | 0.000280 | 0.000228 | 0.003384 | 0.001983 | -0.000653 | 0.000832 |
| 3 | 0.004751 | -0.000443 | 0.000186 | 0.000243 | 0.003565 | 0.001283 | -0.001011 | 0.000887 |
| 4 | 0.004784 | -0.000571 | 0.000121 | 0.000253 | 0.003691 | 0.000791 | -0.001263 | 0.000926 |
| 5 | 0.004808 | -0.000662 | 7.45E-05 | 0.000260 | 0.003781 | 0.000446 | -0.001439 | 0.000953 |
| 6 | 0.004824 | -0.000725 | 4.21E-05 | 0.000265 | 0.003843 | 0.000203 | -0.001563 | 0.000972 |
| 7 | 0.004836 | -0.000769 | 1.94E-05 | 0.000268 | 0.003887 | 3.30E-05 | -0.001650 | 0.000986 |
| 8 | 0.004844 | -0.000801 | 3.40E-06 | 0.000271 | 0.003918 | -8.67E-05 | -0.001712 | 0.000995 |
| 9 | 0.004849 | -0.000823 | -7.82E-06 | 0.000273 | 0.003940 | -0.000171 | -0.001755 | 0.001002 |
| 10 | 0.004853 | -0.000838 | -1.57E-05 | 0.000274 | 0.003955 | -0.000230 | -0.001785 | 0.001006 |

서브프라임 금융위기를 기점으로 한 시기별 충격반응 분석 결과를 비교분석하면 다음과 같다.

먼저 금융위기 전후 모두 강남 및 강북 지역 모두 강남지역 주택매매가격 충격에 대하여 가장 큰 양(+)의 변동을 나타냈다. 즉 경기 상승기, 하락기 모두 주택시장의 경우 강남지역 주택가격 변동이 서울시 전체 주택가격 변동을 주도하는 것을 의미한다.

또한 강북지역 주택가격 충격에 대하여 강남지역 주

택가격 변동은 금융위기 전후 모두 서로 음(-)의 관계를 나타냈다. 이는 강남지역 주택가격 변동이 강북지역 주택가격 변동에 선행하는 것을 고려했을 때, 강남지역 주택시장 수요가 일부 강북지역으로 이동함에 따라 나타날 수 있는 현상이다. 하지만 변동폭이 매우 낮은 것을 확인할 수 있는바 강남지역에서 강북지역으로의 수요이동으로 인한 영향은 상대적으로 제한적인 것으로 판단된다. 이는 강남지역에서 강북지역으로 수요이동이 발생하더라도 강남지역의 경우 지속적인 신규수요가 발생할 수 있기 때문인 것으로 판단된다.

강북지역 주택가격 상승의 경우 수요심리를 자극하여 금융위기 전후 모두 초기에는 주택가격 상승을 견인하는 것으로 나타났다. 하지만 시간이 지남에 따라 금융위기 이전에는 변동폭이 유지되었으나, 금융위기 이후에는 변동폭이 급속도로 낮아졌다. 즉 금융위기 이전에는 경기상승기였음에 따라 강남지역과 더불어 강북지역 역시 주택가격 상승 자체가 소비심리 자극에 지속적인 영향을 미쳤으나 금융위기 이후에는 경기하락기였음에 따라 다양한 경로로 강북지역으로 수요이동이 발생하더라도 강북지역 주택가격 상승은 단기적이며 제한적인 것으로 판단된다.

금융위기 이전 KOSPI 충격에 대하여 강남지역 주택가격은 초기에는 자산동조관계를 나타냈으나 빠르게 변동양상이 전환되어 자산대체관계로 변화하였다. 이는 경기상승기때 부동산투자시장에서 강남지역 주택시장의 시장 지위에 기인하는 것으로 판단된다. 강남지역 주택시장은 KOSPI와 같은 금융시장과는 별도로 독립적인 투자자금이 유입될 수 있는 투자시장으로서의 지위를 확보하고 있는 것이다. 게다가 음(-)의 변동양상을 나타냈다는 것은 KOSPI의 투자자금이 강남지역 주택시장으로 이동할 수 있다는 것을 의미하는바, 이는 강남지역 주택시장의 매력도 상대적으로 높다는 것을 의미한다. 반면 금융위기 이후 강남지역 주택시장은 KOSPI 충격에 대하여 대부분 기간동안 자산동조관계를 나타냈다. 경기하락기일 때라는 점을 고려했을 때 KOSPI 충격에 양(+)의 변동양상을 나타냈다는 것은 결국 KOSPI 투자자금이 주택시장으로 유입되는데 제한적임을 의미한다. 강북지역 주택시장은 KOSPI 충격에 대하여 양 시간 모두 자산대체관계를 나타냈다. 강북지역 주택시장이 상대적으로 수요이동에서 하위시장이라는 점을 고려했을 경우, KOSPI 시장의 움직임이 강북지역 주택시장 자금 유출

입에 영향을 미치는 것으로 판단된다.

회사채수익률 충격에 대하여 금융위기 이전에는 강남 및 강북지역 주택가격이 모두 음(-)의 방향으로 변동하였지만 금융위기 이후에는 모두 양(+)의 방향으로 변동하였다. 일반적으로 회사채수익률 혹은 금리 상승은 주택가격 변화와 음(-)의 관계를 맺는 것으로 정립되어있다. 하지만 금융위기 이후 금리 충격에 대한 강남, 강북 주택가격 변동양상을 살펴보면 선형적인 변동양상과는 상이하다. 이와 같은 결과는 경기하락기에는 주택시장의 불확실성이 존재하기 때문에 투자주체들은 보수적인 투자 포지션을 취하는데 기인한다. 결국 금리를 통한 수익률 저하로 인해 주택시장 유입을 기대하지만 실제로는 주택시장 자체의 시장 리스크 장벽에 의해 자금 유입이 제한적임을 의미한다.

3. 결론

본 논문은 시기별 주식, 채권 등 금융시장 변화가 지역별 주택시장에 미치는 영향을 벡터오차수정모형을 통해 비교분석하는 것을 목적으로 한다. 이에 본 논문에서는 서울시 강남 및 강북지역 아파트 매매가격지수, 주가 및 회사채수익률을 분석변수로 활용하였다. 분석변수의 시계열 자료는 2000년 1월부터 2015년 10월까지의 월별 자료이다. 본 연구에서는 서브프라임 금융위기 발생 이전인 2000년 1월부터 2007년 12월까지를 Model 1로, 2008년 1월부터 최근 2015년 10월까지를 Model 2로 구분하여 비교분석하였다.

주요 분석결과를 정리하면 다음과 같다.

먼저 경기상승기, 하락기 모두에서 강남지역 주택시장은 서울시 주택시장을 주도하는 것으로 나타났다. 또한 상대적으로 강북지역 주택시장 변동은 강남지역 주택시장 변화에 영향을 미치더라도 매우 미미한 것으로 확인되었다.

강북지역 주택시장의 경우 경기상승기에는 강북지역 주택가격 상승 자체가 수요 심리를 자극하여 지속적인 영향을 미쳤으나 금융위기 이후에는 경기하락기였음에 따라 다양한 경로로 강북지역으로 수요이동이 발생하더라도 강북지역 주택가격 상승은 단기적이며 제한적인 것으로 나타났다.

또한 KOSPI 변동에 따라 강남지역 주택시장은 금융위기 전후 상이한 변동양상을 나타냈다. 즉 금융위기 이

전 장기적인 자산대체관계를 나타냈으나, 금융위기 이후에는 비록 변동폭은 줄어들었으나 상대적으로 금융위기 이전보다 자산동조관계를 나타냈다. 이는 경기상승기일 때, 강남지역 주택시장이 금융시장과는 독립적인 투자시장으로서의 위치를 확보하는데 반해, 경기하락기일 때는, KOSPI와 더불어 전반적인 거시경제흐름에 영향을 받는 것을 의미한다. 상대적으로 하위시장인 강북지역 주택시장의 경우, 금융시장의 변동이 강북지역 주택시장 자금 유출입에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

회사채수익률의 경우, 수익률 혹은 금리 저하에 따라 유동자금이 부동산시장으로 유입될 것으로 기대되지만, 실제로 부동산시장에서도 경기하락시에는 시장 리스크가 존재함에 따라 자금 유입이 제한적인 것으로 나타났다.

국내 대표적인 부동산시장 강남북 주택시장과 금융시장 간의 관계성을 분석한 본 논문의 연구 결과는 경기변동에 따라 국내 투자수요의 움직임을 직·간접적으로 파악함으로써 금융시장과 부동산시장을 종합한 투자 포트폴리오를 구성하는데 기초자료로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

References

- [1] J. Y. Park “An Empirical Analysis of Causal Relationship between Financial Market and Real Estate Market”, Dissertation of master degree in Hanyang University, 2010.
- [2] S. H. Jung “An Empirical Analysis of Interjurisdictional Relationships between Financial Market and Real Estate Market Using VAR”, Dissertation of master degree in Yeungnam University, 2012.
- [3] S. W. Jang, S. H. Lee, J. J. Kim “An Analysis of the Relationship between the Stock Price and the Real Estate Price”, Journal of the Architectural Institute of Korea Planning & Design, 26(3), pp. 177-184, 2010.
- [4] J. Okunev, P. Wilson, R. Zurbrugg “The Causal Relationship Between Real Estate and Stock Markets”, Journal of Real Estate Finance and Economics, 21(3), pp. 251-261, 2000.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1023/A:1012051719424>
- [5] N. Chen “Asset price fluctuations in Taiwan: evidence from stock and real estate prices 1973 to 1992”, Journal of Asian Economics, 12, pp. 215-232, 2001.
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S1049-0078\(01\)00083-5](http://dx.doi.org/10.1016/S1049-0078(01)00083-5)
- [6] K. H. Liow, H. Yang “Long-Term Co-Memories and Short-Run Adjustment: Securitized Real Estate and Stock Markets”, The Journal of Real Estate Finance and Economics, 31(3), pp. 283-300, 2005.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s11146-005-2790-6>

- [7] S. H. Yang “Estimating the Wealth effect of the Price Changes in Financial Assets and Real Estate on the Consumption in Case of Korea”, Dissertation of master degree in Chonbuk National University, 2003.
- [8] J. C. Park “The Mutual Relationship among Interest, Apartment Prices and Stock Prices by Using VECM”, Dissertation of Ph. D in DongA University, 2008.
- [9] T. H. Kim “Testing for the Statistical Interrelationship between the Real Estate and the Stock Markets”, The Korean Journal of applied Statistics, 21(3), pp. 497-508, 2008.
- [10] M. H. Kim “Volatility Spillover Effects in Stock, Bond, and Real Estate Markets”, Korean Business Education Review, 53, pp. 329-347, 2009.
- [11] H. S. Han “A Study on the Effects of Generic Milk Advertising on Milk Consumption: an Application of Vector Autoregressive Model”, Dissertation of master degree in Konkuk University, 2008.
- [12] J. H. Jeon “The Influence of Building Permission Area on Housing Purchase Price Index”, Dissertation of master degree in Konkuk University, 2012.
- [13] J. H. Lee “A study on Realestate Forecasting by consumer expectation index”, Dissertation of master degree in Konkuk University, 2010.
- [14] Y. L. Sung “A Study on the Effects of Macroeconomic Factors on Housing Prices - An Empirical Analysis Concentrated on Foreign Exchange Rate and Interest Rate -”, Dissertation of master degree in Dankook University, 2013.
- [15] E. M. Lee “A Study on the Impact of Sub-prime Mortgage Crisis on the Housing Price in Korea”, Dissertation of Ph. D in Mokwon University, 2012.
- [16] H. J. Lee “A study on the Effects of Exchange Rates and Interest Rates on the Stock prices”, Dissertation of master degree in Hanyang University, 2007.
- [17] S. Y. Lee “The Effects of Korea’s Export Insurance on Exports: and Application of Vector Autoregressive Model”, Dissertation of Ph. D in Dankook University, 2004.
- [18] S. H. Cho “A Study of the Effect of Housing Policy and Macroeconomic Variables on Housing Price”, Dissertation of master degree in Mokwon University, 2007.
- [19] M. K. Ahn, H. Moon, J. J. Kim “The Impacts of Construction Investment related Building Permit Area Indicator”, Journal of the Architectural Institute of Korea Structure & Construction, 22(12), pp. 155-164, 2006.

김 상 현(Sang-Hyeon Kim)

[정회원]



- 2008년 8월 : 한양대학교 일반대학원 건축공학과(건설관리석사)
- 2013년 2월 : 한양대학교 일반대학원 건축공학과(건설관리박사수료)
- 2005년 10월 ~ 현재 : 경기도 용인시청 근무

<관심분야>
부동산시장, 지역경제

김 재 준(Jae-Jun Kim)

[정회원]



- 1985년 5월 : University of Illinois Urbana-Champaign (공학석사)
- 1993년 5월 : University of Illinois Urbana-Champaign (공학박사)
- 1993년 3월 ~ 현재 : 한양대학교 건축공학부 정교수

<관심분야>
건설관리, 경영 및 전략, 프로젝트 기획 및 개발, 부동산 시장