

VAR분석을 활용한 금융위기 이후 서울 아파트 전세가격 변화

김현우¹, 이두헌^{2*}

¹서울시립대학교 도시공학과, ²한국건설기술연구원

A Study on the Seoul Apartment Jeonse Price after the Global Financial Crisis in 2008 in the Frame of Vector Auto Regressive Model(VAR)

Hyun-woo Kim¹, Du-Heon Lee^{2*}

¹Department of Urban Planning and Design, University of Seoul

²Korea Institute of Civil Engineering and Building Technology

요약 본 연구에서는 2008년 금융위기 이후 부동산 정책에서 많은 비중을 차지하는 서울의 아파트 전세가격에 가계경제가 어떤 영향을 미치는지 2009년 1월부터 2013년 12월까지 자료를 이용하여 VAR모형을 통해 실증분석하였다. 서울의 전세가격에 미치는 가계경제변수들은 서울 아파트 매매가격, 소비자물가지수, 고용률, 실질GNI, 가계대출금액으로 구성하였다. 분석결과에 따르면, 서울 아파트 전세가격은 단기적으로 가계경제변수들에 영향력을 받는 것으로 나타났다. 또한 가계경제변수들의 구조적 충격에 따른 서울 아파트 전세가격 변동의 상대적 기여도는 단기적으로는 서울 아파트 전세가격 자체 충격에 가장 큰 영향력을 받으며, 시간이 지날수록 가계변수들의 영향력이 커지는 것으로 나타났다. 본 연구결과를 통해 가계경제를 이루는 어떤 요인들이 주택전세가격에 많은 영향을 미치는지 파악할 수 있어 향후 주택가격 안정화를 위한 정책수립에 기여할 것으로 기대된다.

Abstract This study analyses the effects of household finances on rental price of apartment in Seoul which play a major role in real estate policy. We estimate VAR models using time series data. Economy variables such as sales price of apartment in Seoul, consumer price index, hiring rate, real GNI and loan amount of housing mortgage, which relate to household finances and influence the rental price of apartment, are used for estimation. The main findings are as follows. In the short term, the rental price of apartment is impacted by economy variables. Specifically, Relative contributions of variation in rental price of apartment through structural shock of economy variables are most influenced by their own. However, in the long term, household variables are more influential to the rental price of apartment. These results are expected to contribute to establish housing price stabilization policies through understanding the relationship between economy variables and rental price of apartment.

Keywords : Housing Market, House Jeonse Price, Apartment Price in Seoul, Vector Auto Regressive, Granger Causality

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

우리나라의 부동산대책은 대부분 국민들에게 영향을 주는 중요 정책 중 하나이다. 특히 최근 제시되는 부동산

산대책의 특성은 전월세 시장 안정화에 목표를 둔 경우가 많다. 1970년대 급격한 산업화를 겪으면서 한국은 괄목할만한 경제성장을 이루었고 그 기간 동안 국민들의 소득이나 생활 및 교육수준, 삶의 질도 향상되었다. 하지만 동시에 도시화가 빠르게 진행되면서 서울을 비롯한

*Corresponding Author : Du-Heon Lee(Korea Institute of Civil Engineering and Building Technology)

Tel: +82-31-910-0014 email: ldh24@kict.re.kr

Received July 31, 2015

Revised September 4, 2015

Accepted September 11, 2015

Published September 30, 2015

대도시에 인구가 몰려들면서 이들이 거주할 주택공급이 부동산 대책의 화두가 되었다. 따라서 역대 정권들은 서울과 수도권을 중심으로 대규모 주택공급을 추진해왔고 그 성과로 인해 2014년 기준 전국 주택보급률은 103.5이며, 수도권은 98.2, 서울은 97.9을 기록하여 1가구당 1주택을 점유할 수 있는 여건을 마련하였다. 하지만 같은 해 자가비율은 53.64로 절반 조금 넘는 가구만이 자기집을 소유한 것으로 나타났다. 여전히 ‘내집 마련의 꿈’은 현재 진행형으로 지속되고 있다.

통계청 자료에 따르면, 선진국의 자가주택 소비비율은 미국 66.4%(’11년), 일본 61.2%(’08년), 영국 71%(’07년)등 선진국에서는 60%대에 정체를 이루고 있으나 우리나라보다 높은 수준을 보이고 있어 주택공급과 자가마련을 위한 제도 및 정책에 대해서 이들 선진국의 사례를 참고할 수 있다. 하지만 우리나라에서만 존재하는 주택임차제도인 전세제도가 미치는 부동산 시장의 움직임과 영향은 다른 국가의 사례를 통해 판단 및 예측할 수 없다.

우리나라의 전세제도는 1876년 조선말기 병자수호조약에 따른 부산, 원산, 제물포 등 3개 항구 개항으로 촉발된 서울인구 증가와 주택수요 급증으로 인해 시작되었으며, 주택가격의 일부를 보증금으로 맡기고 남의 집을 빌려 거주하는 주택임차제도이다[1]. 이러한 전세제도가 우리나라에서만 오래도록 지속된 이유는 주택금융제도가 발달되지 못한 점과 지속적인 집값상승이라는 두 가지 원인을 들 수 있다. 즉, 집값이 지속적으로 상승한다는 전제하에서 주택금융제도가 발달되지 않았기 때문에 임대인에게 투자 목적으로 추가 주택을 구입하기 위한 가장 쉬운 목돈마련 방법이자 임차인에게는 추후 자가주택 마련을 위한 일종의 저축개념으로 여겼다[2].

이러한 전세제도가 지속되기 위해서는 몇 가지 여건이 조성되어야 한다. 첫 번째로 주택이 효과적인 투자자치로서 유지되기 위해서는 매매가격의 지속적 상승이 필요하다. 주택가격이 지속적으로 상승하여 투자가치가 높았던 때에는 또다른 주택구입을 위해 임차인은 전세제도를 통해 투자자금을 마련하였다. 하지만 주택 매매가격이 정체 혹은 하락하면서 투자자치로서 매력을 잃은 주택을 통한 투자자금 마련은 줄어들게 되고 이는 전세공급 축소로 이어질 수 있다. 두 번째는 높은 시장이자율이 지속되는 환경이 필요하다. 만약 임차인이 전세값을 은행에 맡기거나 혹은 다른 방식을 통해 이자소득을 얻는

목돈 보유에 대한 이점이 없다면 굳이 임차인은 전세제도를 선택하지 않을 것이다.

앞서 언급한 전세제도 지속을 위한 환경조성은 공통분모를 갖고 있는데 이는 높은 성장률을 가지는 국가경제성장의 결과물이란 것이다. 특히 2000년대 들어 선진국을 중심으로 부동산, 주식 등의 자산가격이 급등락하는 현상이 자주 발생하면서 국내·외적으로 주택가격과 거시경제간의 관계를 파악하는 연구가 많이 이루어졌다. 전세제도가 지속되기 위한 중요한 여건이 거시경제변수이므로 경제가 호황기인지 불황기인지에 따라 전세가격이 어떤 영향을 받고 우리 경제에 어떤 파급효과를 나타내는지에 대한 연구와 시간의 흐름에 따라 어떤 변화가 있는지에 대한 연구도 필요하다.

따라서 본 연구의 목적은 우리나라에만 존재하는 전세가격제도가 가계경제와 관련된 거시경제변수로부터 단기적으로 어떤 영향을 받는지에 대한 분석을 통계적 방법을 활용하여 증명하는데 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 1장 서론에서는 연구배경과 목적, 범위 및 방법을 설명하였다. 2장은 주택가격과 거시경제와 관련된 선행연구를 살펴보았다. 3장은 본 연구의 분석모형을 제시하고, 분석방법과 자료를 설명하였다. 4장은 시계열자료의 검증, 5장은 실증 분석결과로서 충격반응 및 분산분해 분석 등을 하였다. 6장은 요약 및 결론이다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구에서는 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용하여 서울의 아파트전세가격과 거시경제의 상호 연관성을 분석하였다. 본 연구의 범위는 한국의 주택공급 및 소비를 움직이는 서울지역 아파트를 분석대상으로 하고, 분석의 초점은 거시경제변수 중 가계경제를 파악하기 용이한 변수들을 중심으로 분석하는 것이다. 이를 통해 가계경제가 전세가격의 움직임에 단기적으로 어떤 영향을 주는지 파악할 수 있다.

본 연구의 주요 연구 방법 및 절차는 다음과 같다.

첫째, 주택가격과 거시경제변수간의 연관성을 설명한 관련연구를 고찰하였다. 둘째, 본 연구에서 활용된 변수를 정의하고 자료를 설명한다. 셋째, 통계패키지인 STATA를 활용하여 시계열자료 검증과 실증분석을 실시한다. 넷째, 분석결과를 설명하고 결론을 도출한다.

2. 관련연구 고찰

국내·외적으로 주택가격과 관련된 연구는 다양하게 이루어지고 있는데 주택가격 결정요인과 관련된 국내 연구를 보면 크게 두 분류로 구분된다. 첫 번째는 주택의 구성요소를 분석하여 가격결정요인을 파악하는 연구가 있다. 즉, 입지지역, 주택의 종류, 교통조건, 전용면적, 경과년수, 주변 복지시설 등 공간구조, 주택특성, 입지특성에 따라 주택의 가격이 결정되는 연구로서, 지역간 주택가격의 차이를 파악하는데 용이하다. 두 번째는 주택의 구성요소 이외의 외부요인이 미치는 영향에 따라 주택가격이 결정되는 것을 분석하는 연구가 있다. 국내경기, 금융시장이나 부동산 정책, 기타 거시경제 변수들의 변화가 주택가격에 영향을 미치는 것을 분석하는 연구이다.

본 연구는 두 분류 중 후자에 가까운 내용이므로 이와 관련된 국내·외 연구를 중심으로 살펴보았다.

주택가격과 거시경제변수와의 관계를 분석한 해외연구로는 아래와 같다.

Lastrapes(2002)는 미국을 대상으로 동태균형이론과 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용한 실증분석을 통해 이론모형 결과가 차이가 없음을 증명하였다. 분석결과, 1%의 통화 공급량 증대는 약 0.9%의 실질주택가격 상승을 초래하는 결과를 제시하였다. Sutton(2002)은 OECD 주요 7개국의 주택가격 분석에서 VAR모형을 통해 실질소득, 주식가격, 금리 등 세 변수의 충격이 당시의 주택가격 상승을 상당부분 설명하고 있음을 보였다[3].

Giuliodori(2005)는 금리, 소비, 생산, 물가, 주택가격의 5개 변수와 주택대출금리, 은행의 주택대출 총액이 포함된 시계열분석을 통해 단기금리의 인상이 주택가격 하락을 초래하는 것을 확인하였다[4].

Otrok and Terrones(2005)는 VAR모형을 통해 역으로 주택가격이 거시경제에 미치는 영향에 대해 분석하여 미국의 주택가격 충격이 GDP 성장의 0.2%를 감소시키며, 상당히 지체되지만 세계 각국으로 영향을 끼친다고 하였다[5].

Iacoviello and Minetti(2008)는 유럽 4개국을 대상으로 VECM을 사용하여 정책금리변동이 주택가격에 미치는 효과를 분석하여 1% 금리상승은 0.1~3.5%의 주택가격 하락을 초래하고 있음을 보였다[6].

Clayton and Peng et al.(2010)은 미국 114개 대도시 지역의 패널자료를 이용한 VECM으로 주택시장이 노동,

저당, 주식시장의 충격에 영향을 받는다는 것을 증명하였다[7].

국내에서는 벡터자기회귀(Vector Auto Regressive)모형과 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 분석방법으로 활용한 연구가 최근 많이 진행되고 있다. VECM은 VAR모형에서 공적분 관계가 있는 경우 분석하는 방법으로 두 가지 방법을 함께 사용하는 경우가 많다.

이영수(2008)는 구조 벡터자기회귀(SVAR)모형을 이용하여 우리나라의 주택가격과 거시경제의 관계를 분석하였다. 거시경제변수로는 주택가격, 생산, 소비, 물가, 이자율, 통화량의 6개 변수를 고려하였으며 분석결과, 금리상승은 주택가격 하락을 초래하며, 이는 소비와 생산의 감소로 이어지는 것으로 나타났다[8].

박현수·안지아(2009)는 서울시 구별 주택매매 및 전세가격과 금리간의 관계를 규명하기 위해 VAR모형을 활용하여 주택가격 변동요인을 분석하였다. 분석결과, 금리는 매매가격에 단기적으로 영향을 주고, 전세가격은 매매가격의 1/4 수준만이 금리의 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 매매시장은 자산증식수단으로 투자를 하는 반면 전세시장은 실수요자 중심으로 시장이 형성되므로 금리의 변동은 매매시장에 더 민감하게 영향을 미치는 것이라고 제시하였다[9].

홍정효·문규현(2009)은 국내 부동산시장과 주요 거시경제지표사이에서 선-후행성 관계를 분석하기 위해 월별 아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리, CD 및 국민주택채권금리를 이용한 VAR 모형을 활용하였다. 분석결과, 부동산과 주요거시경제제표 사이에서 상호의존성이 존재하고 있으며, 단기금리와 환율이 다른 변수에 비해 상대적으로 더 강한 영향력을 미친 것으로 나타났다[10].

김윤영(2012)은 외환위기 전·후와 금융위기 후로 기간을 구분하여 이자율과 물가 등 거시변수들이 주택가격과 전세가격 변동에 미치는 영향을 분석하여 금융위기 이후 물가상승이 주택가격 변동에 영향을 주는 것으로 나타났다[11].

이경애·박상학 외(2013)도 금융위기 이전과 이후 주택가격 결정요인의 변화를 분석하였다. 주택매매 및 전세가격 모두 부동산 가격 자체의 영향력이 큰 것으로 나타났으며, 경제불안의 지속으로 수도권 주택매매 및 전세가격은 실질GDP와 같은 실물경기에 더 큰 영향을 받

는 것으로 나타났다[12]. 임규채·기석도(2006), 문규현(2010) 등의 연구에서도 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 대해 VAR모형을 통해 분석하였다[13, 14].

이영수(2010)는 우리나라의 주택매매가격과 전세가격의 상호관계를 VECM을 통해 실증적으로 분석하였다. 분석결과, 전세가격의 변화는 주택가격의 변화를 초래하는 반면 매매가격의 변화는 전세가격에는 별 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다[15].

이수용·노태욱(2013)이 경제성장률과 아파트 매매지수의 시계열 자료를 이용하여 아파트가격 변동에 대하여 실증적으로 분석하였다. 분석결과, 경제성장률은 아파트가격의 장기 선도역할을 하는 매우 중요한 변수이며, 또한 서울 아파트 가격은 지방에 대한 영향력이 큰 선도역할을 한다는 것을 통해 서울 주택시장 정책의 중요성을 강조하였다[16].

또한 김현우·진경호 외(2012)는 다중회귀분석을 통해 주택전세가격과 거시경제변수와의 관계를 분석하여 전세주택 세입자는 주택 매매가격이 상승하거나, 금리가 높아 자금조달상황이 불리하다고 생각한다면 주택 매매 대신 전세제도를 선택할 수 있다는 것을 추론하였다[2].

지금까지 살펴본 선행연구들은 가계, 기업, 정부 등의 경제주체의 활동에 의한 거시경제변수가 주택 매매 및 전세가격에 영향을 주는 연구들이다. 각 경제주체들의 경제활동은 서로 순환·연관되어 움직이는 것은 분명한 사실이지만 주택소유 혹은 임차제도를 선택하는 것은 가계를 중심으로 결정된다. 따라서 본 연구에서는 주택거래의 당사자인 가계의 경제상황이 주택전세가격에 미치는 영향을 파악하고자 이를 반영하는 거시경제지표를 중심으로 분석하였다. 또한, 김현우·진경호 외(2012)에서는 전세가격에 영향을 미치는 거시경제변수와의 인과관계를 파악하는 연구인 반면, 본 연구에서는 가계경제를 대변하는 변수로 설명변수를 제한하여 설명변수의 변화가 시간의 흐름에 따라 전세가격에 주는 반응형태와 지속성을 파악하였다.

3. 분석방법

3.1 분석자료

본 연구에서는 주택가격과 거시경제변수와의 연관성을 분석한 기존 선행연구를 참고하여 가계경제와 관련이 높은 변수를 중심으로 분석하였다.

우선 아파트는 주거용 주택의 대표 상품으로 주거와 투자를 동시에 만족하는 가계의 재테크수단으로 주택시장에서 거래가 가장 활발하고 경기변동에 따른 가격변화가 크므로 거시경제와의 관계를 분석하는데 용이하므로 분석대상으로 선정하였다[16].

아파트라는 동일한 주택유형에서 매매와 전세가격간의 변화는 임대인과 임차인에게 중요한 결정요인이 된다. 가령, 최근과 같이 주택매매가격의 지속적인 하락과 같은 상황의 경우 추가적인 매매가격하락 기대심리가 전세에서 매매로 전환할 수 있는 경제력을 가진 임차인에게 주택구입을 주저하게 만들어 매매가격은 계속 하락하게 되고 전세수요는 급증하여 가격상승으로 이어진 만큼 아파트 전세가격에 있어서 아파트 매매가격은 중요한 가격결정요인이 된다.

그리고 가계가 소비하는 물가수준에 따라 주택구입을 위해 가계가 소득의 일부를 모을 수 있는 금전적 비중에 영향을 주므로 소비자물가지수(서울)를 포함시켰으며, 고용률(서울)은 가계경제의 소득을 창출하는 산업활동지표로서 활용될 수 있다. 가계가 주택을 구입하기 위한 자금능력을 파악할 수 있는 소득의 대리변수로서 실질GNI(국민총소득)를 사용하였다. 실질GNI의 경우 분기별 자료로 제공되므로 분기자료를 월별자료로 평활화하여 활용하였다. 또한 가계의 주택구입 자금조달방식인 대출금액 자료를 활용하였다. 주택구입능력에 대해서는 주택구입능력지수(Housing Affordability Index)가 있으며, 평균가구소득과 상환요구소득(평균주택가격과 주택가격 대비 대출금액비율)로 산출하는데 본 연구에서는 소득과 가계가 갖고 있는 부채에 대한 각각의 영향력을 파악하고자 주택구입능력지수는 활용하지 않았다.

사용된 자료는 한국은행과 통계청에서 발표한 2009년 1월부터 2015년 3월까지 총 75개월간의 월별 시계열 자료를 활용하였다.

기초통계량은 Table 2와 같다. 분석대상의 단위가 지수, 금액, 퍼센트 등으로 각각 다르므로 표준편차나 평균값의 수준이 다소 차이가 난다. 하지만 대부분의 시계열 변수 및 변동성은 지수적 추세를 갖는다는 점으로 인해 본 연구에서 사용하는 변수는 로그차분값을 취하여 분석하였기에 변수별 결과값을 비교하는데 큰 문제가 되지 않는다.

Table 1. Definition of variable

| category | variable | unit | source |
|-----------------------|--|---------------|--------------------|
| housing market | change rate of APT rent price index in Seoul (srpi) | 2012.11=100 | Statistics Korea |
| | change rate of APT sale price index in Seoul (shpi) | 2012.11=100 | Statistics Korea |
| industrial activity | change rate of consumer price index in Seoul (scpi) | 2010=100 | Bank of Korea(BOK) |
| | change rate of employment to population ratio in Seoul (sem) | % | BOK |
| housing affordability | change rate of real GNI (rgni) | 1 billion won | BOK |
| | change rate of household debt (hd) | 1 billion won | BOK |

Table 2. Elementary statistic of data

| variable | sample size | average | standard deviation | min. | max. |
|----------|-------------|---------|--------------------|--------|--------|
| srpi | 75 | 4.565 | 0.128 | 4.323 | 4.765 |
| shpi | 75 | 4.640 | 0.040 | 4.579 | 4.696 |
| scpi | 75 | 11.604 | 0.066 | 11.459 | 11.740 |
| sem | 75 | 4.647 | 0.043 | 4.563 | 4.703 |
| rgni | 75 | 4.085 | 0.016 | 4.047 | 4.109 |
| hd | 75 | 13.345 | 0.106 | 13.146 | 13.535 |

3.2 분석모형

일반적으로 주택가격은 수요와 공급에 의해 결정되며, 수요와 공급은 경제성장률, 금리변동, 통화량 등 거시경제 요인과 인구구조 변화, 인구밀도, 고차(2,3차)산업종사자 수 등 인구·사회적 요인, 주택건설실적, 주택재고, 분양가격, 등 주택가치 요인, 주택정책 및 규제 등 법·제도적 요인 등과 같이 다양한 요인에 의해 영향을 받는다. 하지만 주택가격결정모형에 모든 요인을 포함시키는 것은 통계적인 제약으로 인해 불가능하기 때문에 통상적으로 주택수요와 공급에 미치는 기본요인을 반영한 단순형태의 주택가격결정모형을 구축하고 있다[17].

본 연구에서는 서울아파트전세가격(srpi)에 영향을 미치는 설명변수를 서울아파트매매가격(shpi), 서울 소비자물가지수(scpi), 서울고용률(sem), 실질GNI(rgdni), 가계대출금액(hd) 등 5개로 구성하였으며, 주택가격과 각 거시경제지표간의 동태적 선-후행성관계와 영향력을 분석하기 적절한 시계열모형인 VAR모형을 구축하였다.

우선, 변수들의 벡터 $Y = (Y_{1,t}, \dots, Y_{k,t})'$ 의 모든 성분들이 1차 적분되어 있다고 가정하면 벡터 Y는 아래와 같은 일반적인 형태의 VAR 모형으로 표현된다(1).

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

(1)은 다시 아래와 같이 변형될 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

이때, $\Pi = 0$ 이면 모든 시계열 간에 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 변수를 1차 차분한 후 VAR모형으로 추정할 수 있지만, 만약 $\Pi \neq 0$ 이면 VAR모형으로 추정할 경우 모형 식별 오류가 발생할 수 있다. 따라서 변수들간의 장기균형상태일 경우에는 VECM으로 추정하는 것이 바람직하다(2).

4. 변수에 대한 기본 검정

4.1 단위근 검정

ADF 검정과 PP 검정 결과 모든 수준변수는 단위근을 가지는 불안정한 시계열이지만 1차 차분할 경우 서울 아파트매매가격을 제외하고 모든 변수가 1% 유의수준에서 단위근이 없는 안정적인 시계열로 나타났다(Table. 3).

Table 3. Results of unit root test

| variable | ADF test | | PP test | |
|----------|----------------|---------------------------|----------------|---------------------------|
| | level variable | first difference variable | level variable | first difference variable |
| srpi | -1.696 | -3.793*** | -1.290 | -3.868*** |
| shpi | -0.305 | -2.798* | -0.649 | -2.777* |
| scpi | -2.228 | -6.076*** | -2.528 | -5.742*** |
| sem | -2.374 | -7.741*** | -2.400 | -7.732*** |
| rgni | -0.897 | -9.875*** | -0.850 | -9.920*** |
| hd | -0.659 | -6.475*** | -0.604 | -6.468 |

Note : *, **, *** denotes significance at the 10, 5%, 1% level

실증분석에 앞서 모형의 시차(Time Lag)를 결정하기 위해 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)를 이용하여 판별하였으며, 일반적으로 AIC는 SC보다 파라미터 수를 과대 식별하는 경향이 있는 것을 감안하여 SC정보기준에 따라 시차 1에서 최소값을 가지는 것으로 나타나 실증모형을 위한 적정시차로 1로 설정하였다.

4.2 그랜저 인과관계 검정

VAR 모형은 변수의 배열순서에 따라 분석결과가 예민하게 변화하고, 상이한 충격반응분석 결과가 도출된다

는 중대한 결점이 있으므로 모형에 투입될 변수의 순서를 정하기 위해 그랜저 인과관계 검정을 실시하였다.

그랜저 인과관계(Granger, 1969)는 X와 Y라는 두 개의 안정적 시계열이 있을 때, Y를 예측하기 위해 Y의 과거치와 함께 변수 X를 추가할 경우 Y 예측력이 통계적으로 향상된다면 ‘변수 X는 변수 Y에 대한 그랜저 인과관계를 가진다’고 정의할 수 있다. 그랜저 인과관계 검정이 원인과 결과를 이론적으로 보여주지는 못하지만, 지역들 간의 주택가격 인과경로(Causal Path)에 대한 단서를 제공한다고 하였다[18].

Table 4. Results of Granger causality test

| Null Hypothesis | F-value | Null Hypothesis | F-value |
|-----------------|-----------|-----------------|-----------|
| srpi ⇌ shpi | 0.941 | sem ⇌ shpi | 5.857* |
| shpi ⇌ srpi | 0.508 | shpi ⇌ hd | 3.237 |
| srpi ⇌ rgni | 1.299 | hd ⇌ shpi | 3.780 |
| rgni ⇌ srpi | 0.292 | rgni ⇌ scpi | 0.560 |
| srpi ⇌ scpi | 0.271 | scpi ⇌ rgni | 0.335 |
| scpi ⇌ srpi | 18.077*** | rgni ⇌ sem | 1.028 |
| srpi ⇌ sem | 0.273 | sem ⇌ rgni | 1.924 |
| sem ⇌ srpi | 15.362*** | rgni ⇌ hd | 3.785 |
| srpi ⇌ hd | 0.234 | hd ⇌ rgni | 0.141 |
| hd ⇌ srpi | 12.986*** | scpi ⇌ sem | 6.351** |
| shpi ⇌ rgni | 0.960 | sem ⇌ scpi | 3.026 |
| rgni ⇌ shpi | 0.462 | scpi ⇌ hd | 12.531*** |
| shpi ⇌ scpi | 1.212 | hd ⇌ scpi | 2.803 |
| scpi ⇌ shpi | 3.193 | sem ⇌ hd | 13.504*** |
| shpi ⇌ sem | 6.534** | hd ⇌ sem | 14.637*** |

Note : *, **, *** denotes significance at the 10, 5% 1% level

Table. 4는 그랜저 인과관계를 분석한 결과를 정리한 것이다. 서울소비자물가지수와 서울고용률, 가계대출금액은 서울아파트전세가격에 강하게 그랜저 인과관계를 하고 있는 것으로 나타났다. 그리고 서울 고용률과 가계대출금액은 상호 인과관계가 존재하며, 서울고용률과 서울아파트매매가격, 서울소비자물가지수와 서울고용률, 서울소비자물가지수와 가계대출금액간에는 일방적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

4.3 공적분 검정

시계열자료의 안정성을 위해 위와 같이 연속적 차분 과정을 거치는 과정에서 자료가 갖고 있는 시계열 고유의 특성에 관한 정보가 상실되는 경우가 발생할 수 있다. 이럴 경우 차분변수간 선형 및 비선형 관계를 장기적 균형관계로 해석될 수 없기 때문에 차분변수로 회귀분석하는 의미가 없어진다. 따라서 불안정한 특정 시계열들이

선형결합을 통해 단위근이 없는 안정성을 갖는 변수들 간의 장기균형관계인 공적분 관계를 파악해야한다. 본 연구에서는 공적분 관계의 존재 여부를 파악하기 위해 요한슨(Johansen) 공적분 검정을 실시하였다(Table. 5).

Table 5. Results of Johansen test for cointegration

| Hypothesized No. of CE(s) | Trace test | | Max-eigenvalue test | |
|---------------------------|------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| | Statistic | 5% critical value | Statistic | 5% critical value |
| 0 | 139.19* | 94.15 | 63.32 | 39.37 |
| 1 | 75.87* | 68.52 | 41.24 | 33.46 |
| 2 | 34.63* | 47.21 | 19.24 | 27.07 |
| 3 | 15.39 | 29.68 | 9.84 | 20.97 |
| 4 | 5.55 | 15.41 | 5.12 | 14.07 |
| 5 | 0.43 | 3.76 | 0.43 | 3.76 |

5% 유의수준 하에서 트레이스(Trace) 통계량 검정과 최대특성근(Max-eigenvalue)결과 변수들 간에 공적분이 각각 3개, 0개 존재하는 것으로 확인되었다. 이와 같이 공적분이 존재하여 변수들 간에 장기균형관계가 있을 경우 주로 VECM을 통해 분석한다.

하지만, 이영수(2008) 연구에서 언급하듯이 변수간의 장기균형을 나타내는 공적분 관계가 왜 나타나는지 이론적으로 설명하기 어렵다는 점과 Faust and Leeper(1997)가 지적하는 것처럼 변수간의 장기적인 관계가 조금이라도 잘못 설정될 경우 모형의 유효성이 크게 훼손되는 경우가 발생하는 점은 VECM의 한계가 된다[8, 19]. 또한, 공적분 관계가 존재하더라도 변수들간의 단기균형 상태를 파악하기 위해서는 VAR모형을 활용하는데 큰 문제가 없기 때문에 본 연구에서는 VAR모형을 활용하여 분석한다.

5. 실증 분석

5.1 충격반응 분석

그랜저 인과관계 결과를 바탕으로 설명변수를 채택하고 인과성 수준에 따라 변수의 배열순서를 정하였다. 또한 가계경제가 아파트전세가격에 미치는 영향을 파악하기 위한 본 연구에 목적을 위해 그랜저 인과관계에서 영향력이 다소 미흡한 변수들도 분석모형에 포함시켰다. 배열순서는 실질GNI, 가계대출금액, 서울고용률, 서울소비자물가지수, 서울아파트매매가격 순으로 정하였으며, 목표변수에 대한 의미 있는 충격반응과 분산분해 분

석결과를 얻기 위해 목표변수인 서울아파트전세가격은 맨 뒤에 배열하였다.

VAR모형을 분석한 결과를 통해 가계변수들이 서울 아파트전세가격에 미치는 영향의 정도와 기간을 확인하기 위한 충격반응 분석결과는 Fig. 1과 같다.

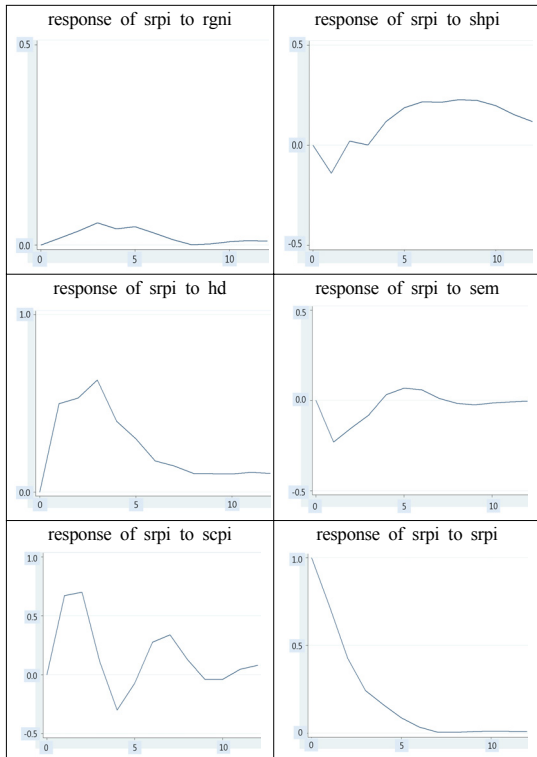


Fig. 1. Results of impulse response function

우선 가계소득의 대리변수인 실질GNI의 상승은 서울 아파트전세가격 상승에 영향을 주지만 반응크기는 매우 적은 것으로 나타났다. 이는 금융위기 이후에는 서울 아파트전세가격 변화에는 가계소득이 큰 영향력이 없을 것을 의미한다.

서울아파트매매가격의 경우 일시적으로 서울아파트 전세가격을 일시적으로 하락시켰다가 다시 상승시킨 뒤 반응이 감소하는 추세를 보인다. 이는 아파트의 전세물량과 매매물량은 대체재 성격을 가져 가격 변화율이 상반된 움직임을 보였으나 일시적 현상에 그쳤다. 오히려 시간이 지날수록 매매가격의 상승충격은 전세가격 상승으로 이어졌는데 이는 최근 서울아파트의 전세가격과 매매가격의 동반상승현상을 나타내는 것으로 판단된다.

가계대출금액은 서울아파트전세가격 상승시키는 영향을 보였으며, 시간이 지날수록 반응은 감소하지만 12개월까지도 반응이 지속되고 있다.

서울고용률은 일시적으로 서울아파트전세가격을 일시적으로 하락시켰다가 반응이 사라지는 것으로 나타났다.

서울소비자물가지수는 서울아파트전세가격의 상승 및 하락을 반복하는 패턴을 보였다. 전세아파트의 공급자이자 소비자인 가계에게 물가변동 충격은 다른 변수들과 비교할 때 역동적으로 반응하는 것으로 나타났다.

서울아파트전세가격의 자체 충격은 서울아파트전세가격을 더욱 상승시키는 효과를 준 뒤, 시간이 지날수록 반응은 낮아진다.

또한 대부분 3개월 이내에 가장 큰 반응을 보였으며, 7개월 이후부터는 반응이 사라지거나 '0'에 가까워지는 것으로 나타났다.

5.2 분산분해 분석

본 연구에서는 구조적 충격요인들이 설명변수들의 변동에 미치는 상대적 기여도(영향력)를 파악하기 위해 분산분해 분석을 실시하였다. 본 연구목적인 가계경제 변수가 서울아파트전세가격에 미치는 영향을 파악하기 위한 분산분해 결과는 표 상단의 'srpi' 부문(굵은 글씨체)이며, 그 외 다른 설명변수들은 참고자료로 활용하기 위해 정리하였다(Table 6).

서울아파트전세가격은 1기에는 서울아파트전세가격 자체가 가격변동의 가장 큰 요인(76.2%)이었으며, 서울아파트매매가격의 기여도는 21.6%로 나타났다. 그 외 다른 변수의 기여도는 미미한 수준이었다. 하지만 기간이 지날수록 서울아파트 전세 및 매매가격의 기여도는 감소하는 반면, 다른 변수의 기여도는 증가하는 양상을 보였다. 1년 뒤인 12기에는 서울아파트전세가격의 기여도는 43.4%로 여전히 가격 변동의 가장 큰 요인으로 작용하는 것으로 나타났으나 비중은 크게 감소하였다. 서울아파트매매가격은 15.4%로 나타났으며, 가계대출금액 15.0%, 서울소비자물가지수 14.5%, 서울고용률 10.6%로 비슷한 수준의 기여도를 나타냈다. 다만, 실질GNI는 1.1%로 미미한 수준을 보여 금융위기 이후 서울아파트전세가격 변동에는 큰 영향력을 미치지 못한 것으로 나타났다.

세부적으로 살펴보면 서울아파트가격(전세·매매)은 1기에는 포함 97.8%의 기여도를 보여 서울아파트전세가

격 변동의 대부분의 영향력을 보였으나, 8기부터는 50% 대 수준으로 떨어졌다. 산업활동(소비자물가지수·고용률)은 1기 때 0.3%에서 12기 때에는 25.1%로 시간이 지날수록 기여도가 크게 상승하였다. 주택구매능력(실질GNI·가계대출금액)의 1기 기여도는 1.9%였으며, 10기에는 16.1%로 상승하였다.

았으며, 가계대출금액 외에는 다른 변수들의 기여도는 미미한 수준이었다. 특히, 서울아파트전세가격은 매매가격에 거의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 최근 몇 년간 서울지역 아파트매매가격 하락에도 전세가격은 지속적으로 상승한 현상에서 볼 수 있듯이 두 변수가 다소 분리된 시장에서 작용된 것이 상호 영향력을 떨어뜨린 요인으로 추측된다.

Table 6. Results of variance decomposition

| im rp | step | rgni | hd | sem | scpi | shpi | srpi |
|----------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| srpi | 1 | 0.005 | 0.014 | 0.003 | 0.000 | 0.216 | 0.762 |
| | 2 | 0.005 | 0.011 | 0.109 | 0.091 | 0.152 | 0.632 |
| | 4 | 0.005 | 0.085 | 0.120 | 0.136 | 0.131 | 0.523 |
| | 6 | 0.005 | 0.145 | 0.112 | 0.134 | 0.132 | 0.471 |
| | 8 | 0.010 | 0.148 | 0.109 | 0.147 | 0.138 | 0.448 |
| | 10 | 0.011 | 0.148 | 0.108 | 0.146 | 0.148 | 0.439 |
| shpi | 12 | 0.011 | 0.150 | 0.106 | 0.145 | 0.154 | 0.434 |
| | 1 | 0.131 | 0.001 | 0.006 | 0.011 | 0.850 | 0.000 |
| | 2 | 0.122 | 0.004 | 0.011 | 0.009 | 0.848 | 0.006 |
| | 4 | 0.111 | 0.047 | 0.039 | 0.014 | 0.784 | 0.005 |
| | 6 | 0.097 | 0.119 | 0.035 | 0.015 | 0.729 | 0.006 |
| | 8 | 0.094 | 0.146 | 0.033 | 0.019 | 0.702 | 0.006 |
| rgni | 10 | 0.092 | 0.153 | 0.032 | 0.021 | 0.696 | 0.006 |
| | 12 | 0.092 | 0.157 | 0.031 | 0.021 | 0.694 | 0.006 |
| | 1 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 2 | 0.979 | 0.002 | 0.015 | 0.003 | 0.001 | 0.000 |
| | 4 | 0.965 | 0.004 | 0.015 | 0.004 | 0.005 | 0.006 |
| | 6 | 0.963 | 0.004 | 0.015 | 0.004 | 0.006 | 0.007 |
| hd | 8 | 0.963 | 0.005 | 0.015 | 0.005 | 0.006 | 0.007 |
| | 10 | 0.962 | 0.005 | 0.015 | 0.005 | 0.006 | 0.007 |
| | 12 | 0.962 | 0.005 | 0.015 | 0.005 | 0.006 | 0.007 |
| | 1 | 0.147 | 0.853 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 2 | 0.113 | 0.671 | 0.103 | 0.086 | 0.025 | 0.002 |
| | 4 | 0.122 | 0.601 | 0.099 | 0.129 | 0.047 | 0.002 |
| sem | 6 | 0.117 | 0.564 | 0.099 | 0.148 | 0.069 | 0.002 |
| | 8 | 0.113 | 0.553 | 0.097 | 0.151 | 0.083 | 0.002 |
| | 10 | 0.112 | 0.551 | 0.096 | 0.152 | 0.086 | 0.002 |
| | 12 | 0.112 | 0.551 | 0.095 | 0.151 | 0.089 | 0.002 |
| | 1 | 0.015 | 0.147 | 0.838 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 2 | 0.019 | 0.171 | 0.788 | 0.011 | 0.008 | 0.003 |
| scpi | 4 | 0.026 | 0.229 | 0.599 | 0.118 | 0.025 | 0.003 |
| | 6 | 0.027 | 0.220 | 0.577 | 0.148 | 0.025 | 0.003 |
| | 8 | 0.027 | 0.220 | 0.566 | 0.158 | 0.025 | 0.003 |
| | 10 | 0.027 | 0.219 | 0.562 | 0.164 | 0.025 | 0.003 |
| | 12 | 0.027 | 0.219 | 0.561 | 0.165 | 0.025 | 0.003 |
| | 1 | 0.040 | 0.027 | 0.006 | 0.928 | 0.000 | 0.000 |
| srpi | 2 | 0.030 | 0.021 | 0.034 | 0.900 | 0.015 | 0.000 |
| | 4 | 0.044 | 0.022 | 0.030 | 0.889 | 0.013 | 0.003 |
| | 6 | 0.046 | 0.021 | 0.033 | 0.884 | 0.014 | 0.003 |
| | 8 | 0.046 | 0.021 | 0.033 | 0.884 | 0.014 | 0.003 |
| | 10 | 0.046 | 0.021 | 0.032 | 0.884 | 0.014 | 0.003 |
| | 12 | 0.046 | 0.021 | 0.032 | 0.884 | 0.014 | 0.003 |

* im = impulse, rp = response

다른 변수들의 주요 결과를 살펴보면, 서울아파트매매가격의 경우 12기의 자체 영향력이 69.4%로 매우 높

6. 결론

본 연구에서는 거시경제변수 중 가계경제 상태를 파악할 수 있는 변수들의 시계열자료를 활용하여 서울의 아파트전세가격 간의 상호 연관성 파악하였다. 가계경제 상태를 파악하는 설명변수들은 서울아파트전세가격, 서울아파트매매가격, 서울소비자물가지수, 서울고용률, 실질GNI, 가계대출금액 등으로 설정하였다. 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용한 충격반응 분석과 분산분해 분석을 통해 가계경제 변동이 서울아파트전세가격에 미치는 영향을 살펴보았다.

분석결과에 따르면, 첫째, 요한슨(Johansen) 공적분검정을 통해 서울아파트전세가격과 가계경제 간에는 장기균형관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 서울아파트전세가격이 장기적으로 가계경제를 중심으로 수렴되는 경향을 의미한다.

둘째, 가계경제변수들이 서울아파트전세가격에 미치는 영향과 기간을 확인하기 위해 충격반응 분석을 실시한 결과, 모든 설명변수들에게서 단기간 반응이 발생하는 것을 파악하였다. 또한 서울아파트전세가격, 서울소비자물가지수, 가계대출금액 등의 상승은 단기에 서울아파트전세가격을 상승시키는 반응을 주고 있으며, 서울아파트매매가격과 서울고용률의 경우 미미하지만 단기간 동안 전세가격을 하락시키는 반응을 주었다. 실질GNI의 경우 서울아파트전세가격에 거의 반응을 주지 않는 것으로 나타났다.

셋째, 분산분해 결과를 보면, 충격을 받은 시점에서 서울아파트전세가격 변동의 가장 큰 요인은 자체 변수였다. 서울아파트 전세 및 매매가격 이외 다른 변수들의 영향력은 1기에는 미미하였으나 시간이 지날수록 증가하였다. 서울아파트 전세 및 매매가격 이외에도 가계대출금액, 서울소비자물가지수, 서울고용률등 변수의 영향력이 10% 이상으로 나타났다. 그리고 서울아파트매매가격

충격이 전세가격에 미치는 영향력은 다소 제한적이었다. 이는 주택매매가격이 주택전세가격에 많은 영향력을 미친다는 선행연구결과와 다소 차이를 보인 것이다.

이상의 연구결과를 종합해보면, 다음과 같은 추론을 할 수 있다.

첫째, 가계경제의 변동은 서울아파트전세가격에 단기적으로 반응되며, 그 중에서 서울아파트전세가격의 자체 충격에 의해 더욱 상승하는 것으로 나타났다. 그리고 시간이 지날수록 매매가격 및 소비자물가, 가계대출에 의한 전세가격이 변화가 발생된다.

둘째, 충격반응 분석에서 서울아파트매매가격의 상승은 단기적으로 전세가격을 하락시키지만 반응은 미미하며, 시간이 지날수록 오히려 전세가격을 상승시켰다. 이는 집값 안정화로 인해 서울의 전세아파트 수요자에게 매매로 전환하는 계기를 만들어 전세가격을 낮추는 현재의 부동산 정책이 나름 유효할 수 있지만, 정책의 유효성이 단기간에 그치며, 영향력도 크지 않은 단점이 있다.

셋째, 분산분석을 통해 파악한 서울아파트전세가격의 변동요인 중 매매가격의 영향력은 제한적이었다. 오히려, 가계대출금액과 서울소비자물가지수 등의 영향력이 매매가격과 비슷하였다. 이는 가계의 경제여건이 전세가격 변동에 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다. 즉, 현재의 전세가격상승이 임대인의 월세선호현상에 따른 수급 불균형이 주요 원인인 것을 감안하면, 임대인 가계경제 상황이 월세선호현상을 발생시키는 것으로 간접적으로 추론할 수 있다.

이상의 세가지 추론을 종합해보면, 금융위기 이후 주택 임대인 및 임차인은 임대방법(전세 또는 월세)과 주택구입 여부를 결정하는데 가계경제 여건이 중요한 영향력 미치는 것으로 나타났다. 이로 인해 서울아파트전세가격이 변동하고 있는 것으로 판단할 수 있다. 또한 서울아파트의 매매가격은 전세가격 변동에 제한된 영향력을 미치는 것을 볼 때, 서울아파트의 전세시장과 매매시장이 다소 분리되어 움직이고 있는 것으로 판단된다.

본 연구의 한계로는 가계경제를 중심으로 전세가격을 파악하려는 연구목적에 위해 주택시장에서 중요한 변수인 거래량, 금리, 주택공급, 통화량 등과 같은 변수들을 포함시키지 않았다. 이처럼 주택시장을 이루는 다양한 변수들에 대한 다각적 분석이 부족하였다. 그리고 설명 변수들 간의 공적분 관계가 있음에도 불구하고 VECM이 아닌 VAR모형을 통해 분석함에 따라 단기간 동안의

효과를 파악하는데 그쳤다. 따라서 향후 연구에서는 가격 이외 외부효과에 따른 충격과 더불어 금융위기와 같이 경제 및 부동산 시장에 큰 영향을 주는 현상의 시기를 전후로 나누어 주택가격 변화를 파악하는 연구도 필요하다. 또한 주택시장을 이루는 다양한 주체들의 경제상태를 파악할 수 있는 변수들을 활용하여 분석한다면 더욱 의미있는 결과를 나타낼 수 있을 것이다.

References

- [1] J. A. Lee, *CEO report : Structural changes in the domestic charter market potential diagnostic*, pp.1-22, KB Financial Management Research, 2013.
- [2] H. W. Kim, K. H. Chin, K. S. Lee, "A Study on Relationship between House Rental Price and Macroeconomic Variables", *Korean Journal of Construction Engineering and Management*, 13(2), pp. 128-136, 2012.
DOI: <http://dx.doi.org/10.6106/KJCEM.2012.13.2.128>
- [3] W. D. Lastrapes, "The real price of housing and money supply shocks: time series evidence and theoretical simulations." *Journal of Housing Economics*, 11(1), pp. 40-74, 2002.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1006/jhec.2002.0309>
- [4] M. Giuliodori, "The Role of House Price in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries.", *Scottish Journal of Political Economy*, 52(4), pp. 519-543, 2005.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9485.2005.00354.x>
- [5] C. Otrok, M. E. Terrones, *House Prices, Interest Rates and Macroeconomic Fluctuations: International Evidence*. pp. 1-36, IMF and University of Virginia, mimeo, 2005.
- [6] M. Iacoviello, R. Minetti, "The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market." *Journal of Macroeconomics*, 30(1), pp. 69-96, 2008.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2006.12.001>
- [7] J. Clayton, N. Miller L. Peng, "Price-volume correlation in the housing market: causality and co-movements", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40(1), pp. 14-40, 2010.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s11146-008-9128-0>
- [8] Y. S. Lee, "Housing Price and Macroeconomy in Korea: SVAR Analysis", *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 14(3), pp. 129-147. 2008.
- [9] H. S. Park, J. A. An, "The Sources of Regional Real

Estate Price Fluctuations”, *Korea Real Estate Review*, 19(1), pp. 27-49, 2009.

- [10] C. H. Hong, G. H. Moon, “A Study on the Interdependence among Real Estate, Stock, Bond and FX Markets in Korea”, *Korean Journal of Financial Engineering*, 8(2), pp. 97-125, 2009.
- [11] Y. Y. Kim, “Macroeconomic Determinants of Housing and Housing Lease Prices' Dynamics in Korea”, *The Korean Journal of Economic Studies*, 60(3), pp. 127-153, 2012.
- [12] K. A. Lee, S. H. Park, Y. S. Kim, “Variation of Determinant Factor for Seoul Metropolitan Area's Housing and Rent Price in Korea”, *LHI journal of land, housing, and urban affairs*, 4(1), pp. 43-54, 2013.
- [13] K. C. Lim, S. D. Kie, “A Study on Interrelationship of Buying and Selling and a Contract to Rent a House in the Housing Market”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 19(3), pp. 1203-1233, 2006.
- [14] G. H. Moon, “The Price Discovery of the Housing Market in Korea”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 23(4), pp. 797-811, 2010.
- [15] Y. S. Lee, “Housing Price and Chonseil Price: VECM Analysis”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 16(4), pp. 21-32, 2010.
- [16] S. Y. Lee, T. W. No, “A Study on the APT Price Fluctuation by the Rate of Economic Growth”, *Korea Real Estate Review*, 23(2), pp. 133-152, 2013.
- [17] E. C. Chung, “Consumer Sentiment and Housing Market Activities: Impact on Sales Price of Housing”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 16(3), pp. 5-20, 2010.
- [18] H. S. Park, T. K. Kim, “A Study on the Cointegration and Impulse Response Analysis of Real Estate Prices”, *Korea Planners Association*, 43(5), pp. 35-48, 2008.
- [19] J. Faust, E. Leeper, “When do long-run identifying restrictions give reliable results?” *Journal of Business and Econometric Statistics*, 15(3), pp.345-353, 1997.
- DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1392338>

김 현 우(Hyun-Woo Kim)

[정회원]



- 2010년 2월 : 성균관대학교 (경제학석사)
- 2010년 3월 ~ 2013년 4월 : 한국건설기술연구원 연구원
- 2014년 2월 ~ 현재 : 산업연구원 지역발전연구센터 연구원

<관심분야>
건설경제, 건설산업

이 두 헌(Du-Heon Lee)

[정회원]



- 1996년 2월 : 경희대학교 건축공학과 (공학사)
- 1998년 2월 : 경희대학교 건축공학과 (공학석사)
- 2003년 2월 : 경희대학교 건축공학과 (박사수료)
- 1999년 11월 ~ 현재 : 한국건설기술연구원 수석연구원

<관심분야>
건설공사 사후평가, 건설정책, 건설기술수준