

# 서울 주택가격의 거시 및 금융 리스크 프리미엄에 관한 연구

노 상 윤\*

## A Study on the Macro and Financial Risk Premium of Seoul Housing Pricing

Sang Youn Roh\*

**요약** : 본 연구는 서울 25개 구 종합주택 및 아파트 매매가격과 전세가격을 대상으로 거시 및 금융 리스크 프리미엄을 분석한 연구이다. 이를 위해 주택가격 변화를 유발했을 것이라고 가정되는 거시 및 금융시장의 리스크 요인들에 대한 시계열자료들을 수집하였다. 그리고 리스크 요인들의 통계적 유의성과 관련 리스크 프리미엄을 Fama MacBeth 분석모형을 활용하여 분석해 보았다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 채권시장의 리스크 확대는 매매 및 전세를 포함한 주택가격 변화에 강한 영향을 미칠 수 있다. 둘째, 장단기 금리 차가 확대될수록 시장 유동성 리스크 프리미엄이 가중되어 주택가격이 상승될 수 있다. 셋째, 시장의 부도를 증가에 따른 신용 리스크 프리미엄은 주택가격 상승에 영향을 미칠 수 있다. 넷째, 매매가격에 비해 전세가격의 변화가 이러한 리스크 프리미엄들에 보다 민감하게 반응하고 있다. 다섯째, 서울에서는 리스크 확대에 의한 프리미엄 가중에 따른 전세가격 상승 문제는 비단 아파트에 국한된 문제가 아니고, 종합적인 주택의 전세가격 상승문제로 접근해야 할 필요성이 있다.

**주제어** : 주택가격, 리스크 요인, 리스크 프리미엄, Fama MacBeth 모형

**ABSTRACT** : This study aims to analysis macro and financial risk premium about dealing and jeonse price of all housing and apartment within 25 individual regions in seoul. I collect time series that are risk factors of the macro and financial market which may cause housing price changes. I use the Fama MacBeth Model to analyze the statistical significance of risk factors and the risk premium which are related to the risk factors. This study has four main findings. First, the risk of bond market affects strongly to housing price including dealing and jeonse price. Second, when the spread of short and long term interest rates is expanded, housing price gets increase by weighted liquidity premium. The third finding is that the credit risk premium by the increment of market default rate, makes an effect on housing prices. The fourth finding is that the jeonse prices, relative to sales prices, react more sensitive to these risk prima. The fifth finding is that we don't deal with only the problem of apartment's jeonse prices with premium weighted by the risk expansion, but also all housing's jeonse price increasing problem in seoul.

**Key Words** : housing price, risk factor, risk premium, Fama MacBeth Model

\* 국민연금공단 국민연금연구원 부연구위원(Deputy Research Fellow, National Pension Research Institute, National Pension Service),  
E-mail: riskhunter@nps.or.kr, Tel: 063-715-6753

## I. 서론

외환위기 이후 국제 교역 및 금융시장 자율화가 지속된 결과 중 하나로 2000년대 들어 우리나라 주택시장과 거시경제 간의 연계성은 강화되었다(Kim and Cho, 2010). 그리고 2007년 말 미국 모기지 사태로 유발된 금융위기는 2008년 리먼브라더스의 파산을 가져왔고 미국의 실물경기 위축뿐만 아니라 글로벌 실물경제를 위축시켰다.

일반적으로 금융시장을 통한 거시경제와 부동산시장의 연계성에 대한 학문적인 연구는 민간소비 및 투자에 비하여 그 역사가 짧다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 이에 대한 학계의 관심과 연구가 활발하게 진행되고 있다. 이 과정에서 글로벌 금융위기 이후 부동산금융이 부동산가격결정에 중요한 역할을 해왔다(Pavlov and Wachter, 2004, 2011; Mian and Sufi, 2008).

공격적인 부동산 담보대출의 증가, 모기지제도의 변화 등과 같이 잠재수요를 실수요로 전환시키는 조치들은 주택가격의 상승요인이 되지만 동시에 주택가격 하락 시 하락폭을 크게 만드는 역할을 해왔다.

주택시장은 일반 가계의 주거 안정성을 비롯하여 자산증식과 투자 측면에서 매우 중요한 관심대상이다. 최근에는 정부 및 일부 기관투자자들이 주택시장을 대상으로 한 임대투자사업의 타당성과 수익창출 가능성도 검토하고 있는 상황이다. 따라서 주택시장의 가격변화 배경을 보다 과학적이고 다각적으로 분석하여 주택가격의 변화요인

과 그 영향력을 살펴보는 연구가 그 어느 때보다 중요한 시점이라고 판단된다.

본 연구는 크게 다음과 같이 두 가지 문제에 초점을 두고 있다. 첫째, 정부의 통화정책에 의해 기준금리가 조정됨에 따라 금융시장을 통해 주택시장에 다양한 요인들의 리스크<sup>1)</sup>가 발생했고, 이에 노출된 결과 관련 리스크 프리미엄에 의해 주택가격이 변화했는가에 대한 문제이다. 그러나 이에 대한 실증연구는 국내에 희박하다. 이에 본 연구에서 주택가격이 노출되었을 것이라 판단되는 리스크 요인들로 채권시장, 시장 유동성 및 신용 리스크와 주식시장 및 인플레이션 리스크 등을 가정하고, 이러한 리스크 요인들이 통계적으로 유의하게 주택가격의 변화를 유발했는지를 설명해 보고자 한다.

둘째, 주택시장에 유의한 영향을 미칠 것으로 가정한 거시 및 금융 리스크 요인들에 대한 매매가격과 전세가격의 리스크 노출도 및 이에 상응한 시장의 리스크 프리미엄 존재 여부를 추정해 보고자 한다. 주택시장을 대상으로 한 이러한 실증연구결과는 거의 찾아볼 수 없다.

따라서 본 연구에서는 Fama MacBeth(1973) 모형을 활용하여 가정한 리스크 요인들에 의해 주택가격에 내재된 리스크 프리미엄과 관련한 계수를 추정해 보았다.

1) 본 연구에서 '리스크'는 통상적인 '위험(Danger)'이 아닌 재무학적인 개념의 '리스크(Risk)'를 나타낸다. 이 두 용어의 가장 큰 차이는 일반인들의 경우에는 가격이 상승하는 것(Upside Risk)을 위험(Danger)이라 말하지 않고, 가격이 하락하는 것(Downside Risk)만을 위험(Danger)이라고 생각하지만 금융 또는 재무학적인 관점에서는 기대 또는 예상수익률을 벗어날 가능성이 변동성을 리스크(Risk)라고 정의하기 때문에 가격상승과 가격하락을 포괄하여 연구대상으로 삼고 있는 본 연구에서 '리스크(Risk)'란 용어를 활용하였다.

## II. 선행연구 고찰

### 1. 거시경제와 주택가격

거시경제 연계성과 관련하여 주택시장을 고려하는 경우 가장 핵심적인 변수는 주택가격이다. 주택가격과 거시경제가 연계되는 실물채널의 핵심은 민간소비와 건설투자이고, 가격채널은 일반물가, 임금 및 금리 등을 통해 형성될 수 있다. 그리고, 부동산 가격에 영향을 주는 전통적인 요인들로 고려되는 것은 소득, 금리 등과 같이 시장펀더멘탈에 영향을 주는 요인과 여타 자산의 가격과 같이 포트폴리오 선택에 영향을 주는 요인들이다. 주택가격결정에 있어 펀더멘탈(Fundamental)의 중요성을 강조한 연구로는 Case and Shiller (2003)와 McCarthy and Peach(2004) 등이 있다.

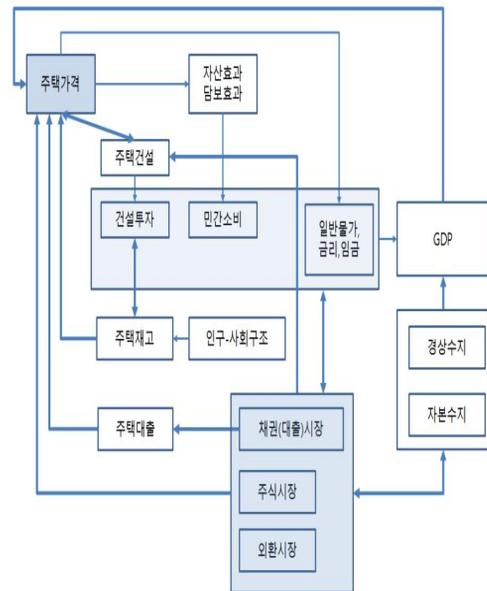
주택가격은 주택시장 내부의 주택건설, 주택대출, 가계의 자가 및 임대 선호 등과 같은 내생변수 뿐만 아니라 다양한 거시경제변수들과도 내생적인 상호관계를 가지고 있다.

우리나라에서 거시경제가 부동산 시장에 영향을 미치는 경로에 대한 연구들에서 사용한 거시경제변수들로는 물가, 금리, 통화량, 주가, 경제성장률, 임금, 환율 등이다(허재완, 1991; 손재영, 1991; 이주용, 1992; 서승환, 1994). 여기에서 부동산가격 변화율에 영향을 줄 수 있는 요인들을 펀더멘탈의 변화와 자산선택행위의 두 가지로 양분할 때, 전자의 대표 요인은 경제성장률, 임금, 환율 등이고, 후자의 대표 요인들로는 주가변화율, 금리 등을 고려할 수 있다.

거시경제변수의 변화가 주택가격에 미치는 영향에 대한 연구결과를 정리해 보면 다음과 같다(Coleman et al., 2008; Sanders, 2008; Bucks and

Pence, 2008). 첫째, 임금, 소득의 증가 등 펀더멘탈의 개선은 주택가격을 상승시킨다. 둘째, 금융자유화, 금리하락 등 신용제한 완화는 주택가격을 상승시키는 요인으로 작용한다. 이때, 낮은 LTV, 낮은 모기지 금리, 변동금리 모기지 비중의 증가 등은 주택가격 상승요인으로 작용하는 반면, 고정금리 모기지 비중의 증가는 주택가격 안정요인으로 작용한다. 셋째, 자가보유율이 높을수록 주택가격은 불안정하고, 주택공급이 탄력적일수록 주택가격은 안정적이다.

이상과 같은 주택가격과 거시경제 간의 연계경로를 조만·차문중(2012)의 연구결과를 기초로 요약하여 재구성하면 다음 <그림 1>과 같이 도시할 수 있다.



<그림 1> 주택가격과 거시경제의 연계경로

### 2. 금융시장과 주택가격

글로벌 금융위기 이후 금융시장과 주택시장 간의 연계성은 강화되었다. 일례로 거시경제 환경의

악화 속에 신용경색이 심화되어 대출시장의 PF대출채권의 연체율이 급증하였다. 이는 금융·건설업 부문의 부실요인으로 작용하였다. 아울러 대출시장과 주택가격의 밀접한 상호관계 속에서 우리나라의 주택매매와 임대주택 수요 가구의 대부분은 레버리지를 활용하고 있다. 이에 건축정책을 통해 금리를 인상하게 되면 이 금리충격은 가계의 소비와 더불어 LTV 및 DTI 규제 하의 신용계약에 따른 보유주택 매도 증가와 주택수요 감소로 주택가격을 하락시킬 우려가 크다. 즉, 금리인상이 가계의 대출이자부담을 가중시켜 과도한 레버리지를 활용한 투자자들에 의한 주택매물이 늘고, 주택수요는 감소하게 되어 결국 주택가격의 변동성은 확대되면서 주택가격은 하락하게 된다.

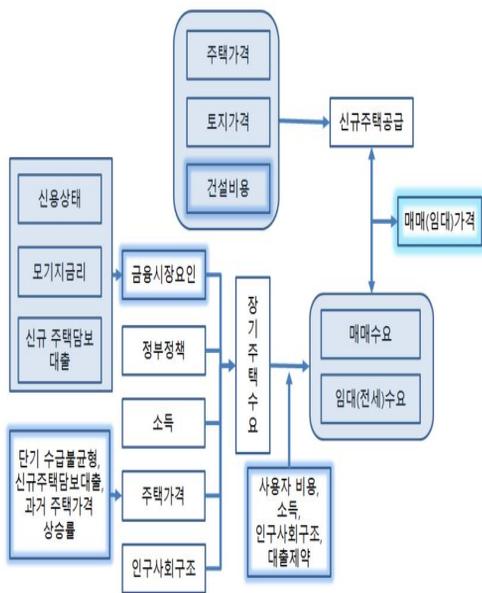
기에는 LTV, 원리금 상환조건, 소비자 신용등급 등의 비가격 요인의 완화를 통하여 차입자의 레버리지를 증가시키고, 이는 주택시장에서 미래 가격 상승에 대한 기대심리가 상대적으로 큰 소비자의 비율을 높임으로써 주택자산의 한계가격을 높게 된다. 그러나 금리상승 및 모기지 연체율의 증가와 같은 시장여건의 악화는 금융기관에 의한 대출조건의 급격한 강화로 이어지고, 이는 주택가격의 하락폭을 확대시켰다(Fostel and Geanakoplos, 2008). 민인식(2012)의 연구결과를 기초로 주택시장과 금융시장 간의 연계경로를 요약하여 재구성하면 <그림 2>와 같이 도시할 수 있다.

### 3. 주택가격과 시스템 리스크

주택가격이 장기균형수준으로부터 현저하게 이탈한 상태가 오랫동안 지속될 경우 부동산 시장으로부터 시스템 리스크가 유발될 가능성이 높다. 이러한 시스템 리스크는 민간소비, 건설투자, 금융시장의 주요 채널을 통해서 거시경제 전반에 충격으로 전달되고(Muellbauer, 2011), 이는 실업률 증가와 가계소득의 하락을 유발하여 다시 주택시장에 2차 환류효과를 야기할 수 있다.

주택가격의 장기 균형수준은 기본적으로 주택시장의 수요 및 공급 요인에 의해서 결정된다. 이러한 수요-공급 요인들에 의한 예측가격에 비해 실현가격이 과도하게 클 경우, 두 가격의 격차를 가격버블(Pricing Bubble)이라 정의할 수 있다. 그러나 실증분석을 통해 이를 측정하고, 시스템 리스크를 동반하는 주택가격의 변동성을 사전에 감지하는 것은 쉽지 않은 과제이다.

글로벌 금융위기 이후 자산효과의 영향은 감소한 반면 담보효과의 중요성이 증가한 바, 이는 부



<그림 2> 주택가격과 금융시장의 연계경로

금융시장을 통한 대출과 주택가격의 상관관계에 대한 이론적 논거는 대출기관의 경기순응적인 대출행태에서 찾을 수 있다. 즉, 주택가격의 상승

동산시장 관련 금융정책의 중요성이 점차 커지고 있다는 것을 의미한다. 예를 들면 LTV 및 DTI 관련 정책의 거시경제적 의미가 더욱 커졌다는 것이다. 따라서 부동산시장을 넘어 거시경제 전반의 안정성을 담보한다는 측면에서 LTV 및 DTI 규제에 관한 보다 정교한 메커니즘을 구축하는 것이 필요하고, 주택가격 변동에 따르는 자산효과와 담보효과의 상대적 크기가 기간별로 차이가 있다는 점은 분명하지만 기간별로 이러한 차이가 나타나는 이유에 대한 이론적 및 실증적 측면에서의 추가적인 연구의 필요성이 제기되었다(서승환, 2012).

#### 4. 서울 주택가격의 동조화

이러한 거시경제 및 금융시장과 일정한 연계성을 보이고 있는 주택시장 내에 서울에 입지해 있는 아파트, 연립다세대, 단독주택들의 매매가격과 전세가격 시계열 추이를 살펴보면 일종의 동조현상(synchronization)을 관찰할 수 있다. 또한 서울 25개 구의 주택매매가격과 전세가격 추이에서도 일종의 동조현상은 관찰된다. 이러한 지역 간 주택가격의 동조현상을 보이는 이유는 다음과 같이 설명할 수 있다.

첫째, 지역 내 소득이나 금리 등과 같이 주택가격의 시장펀더멘털을 결정하는 요인들이 동조할 경우 이들의 영향을 받는 주택가격은 동조할 수 있다. 둘째, 권역 내 시장에 영향을 미치는 금융혁신이나 제도변화에 같이 영향을 받고, 금융시장의 통합이 진전됨에 따라 주택가격이 동조할 수 있다. 셋째, 위험 프리미엄 등과 같이 주택시장에 체화된 특정 요인이 수렴하는 경우 주택가격이 동조할 수 있다(Vansteenkiste and Hiebert, 2011). 이

러한 주택가격의 동조화 현상에 대한 이론적 근거는 Manski(2000)의 반사이론(reflection theory), Ioannides and Zabel(2008)의 사회상호작용맥(social interaction vein), Burnside et al.(2011)의 전염모형(epidemiological model) 등에서 찾을 수 있다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구가설

본 연구에서는 앞에서 설명한 거시경제 및 금융시장과 주택가격 간의 연계경로 상에서 주식시장과 채권시장, 그리고 인플레이션의 변화에 따른 리스크 프리미엄이 주택가격에 유의한 변화를 발생시켰는지에 대해 실증분석을 하고자 한다. 이를 위해 다음과 같이 네 가지 연구가설을 설정했다.

가설 1. 거시경제와 주택가격 간의 연계경로 하에서 주식시장과 채권시장, 인플레이션은 주택가격에 유의한 영향을 미칠 것이다. 주식수익률의 상승(하락)과 채권시장의 개선(악화)과 물가의 안정적인(급격한) 상승(하락)은 주택가격을 상승(하락)시킬 것이다.

가설 2. 주택공급과 관련한 건설회사의 부도율 변화와 가계의 소득을 창출하는 회사들의 부도율의 변화는 시장 회사채의 등급변화와 회사채수익률을 변화시킬 것이다. 따라서 회사채와 국고채 간의 수익률 격차인 신용 스프레드에 의한 리스크 프리미엄은 거시경제와 금융시장의 경로를 통해 주택가격에 직·간접적으로 영향을 미칠 것이다.

가설 3. 시장의 유동성 리스크를 나타내는 장단기 금리 차(Spread)는 향후 경기전망을 암시하므로 장단기 금리 차는 주택수요와 주택공급 모두에

영향을 미치게 될 것이다. 따라서 유동성 리스크 프리미엄이 거시경제와 금융시장의 경로를 통해 주택가격에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 4. 물가변화에 따른 인플레이션 또는 디플레이션 리스크는 거시경제 경로에 의해 리스크 프리미엄이 반영되어 주택가격에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 5. 시장 리스크 요인들이 거시경제와 금융시장의 경로를 통해 주택매매시장과 주택임대시장에 동시에 영향을 미칠지라도 주택의 매매가격과 임대가격에 동일한 효과를 발생시키지는 않을 것이다. 이러한 가설은 주택매매와 임대 수요자들이 자신들의 선호구조와 신용제약, 사용자비용, 향후 주택가격 상승의 불확실성 등을 고려하여 주택수요를 결정하기 때문에 시장의 다양한 리스크 요인들에 따른 주택매매와 주택임대 수요변화를 비대칭적으로 결정할 것이라는 가정에 기초한다.

만약 거시경제와 금융시장과 주택가격 간의 연계성에 대한 선행연구결과와 이론적인 배경 하의 연계경로가 우리나라 주택시장에서 효과적으로 작용했다면 이상의 가설들은 대부분 성립하게 될 것이다. 이는 분석모형 상의 관련 리스크 프리미엄 계수가 통계적으로 유의하게 추정되는지를 통해 검토해 볼 수 있을 것이다.

## 2. Fama MacBeth 모형

자산가격결정이론들은 포트폴리오 또는 자산들의 수익률을 설명하기 위해 다양한 리스크 요인(risk factor)들을 설명변수로 주로 이용한다. 그리고 이에 대한 실증적 연구를 위한 분석모형으로 Fama MacBeth(1973)의 2단계 회귀분석 모형이 소개되었다. 원래 이 분석모형은 시계열분석과 횡

단면분석을 통해 포트폴리오 또는 자산수익률의 리스크 노출도를 어떻게 설명할 수 있는지를 제시한 것이다.

본 연구에서 서울 아파트 매매가격과 전세가격은 각각 다양한 요인들에 의해 리스크에 노출되어 있고, 노출정도 역시 서로 다르다고 가정하였다. 그리고 이러한 리스크 요인들의 노출도에 따라 각기 다른 프리미엄이 가격에 반영되어 변화를 유발했다고 가정하였다.

따라서 이러한 리스크 요인 노출도에 따른 리스크 프리미엄들이 서울 아파트 전세가격과 매매가격의 주요 결정요인인지 실증적으로 검토하고, 동시에 아파트를 비롯하여 연립다세대주택과 단독주택을 포괄한 종합주택의 전세가격과 매매가격과 비교할 때, 서울 아파트 전세가격과 매매가격의 리스크 프리미엄 수준이 얼마나 차별적으로 존재했는지를 분석해 보았다.

Fama MacBeth 2단계 분석모형을 이용한 본 연구의 분석방법론을 보다 상세하게 설명하면 다음과 같다. 우선 Fama MacBeth의 첫 번째 분석 단계를 통해 개별 매매가격과 전세가격의 각 리스크 요인 노출도를 추정하였다. 이를 위해 서울시의 25개 구에 대한 매매가격과 전세가격 변화율을 종속변수로 하고 6개 리스크 요인들을 독립변수로 한 회귀분석모형을 추정하여 각 리스크 요인의 노출도를 의미하는  $\beta_{i,F_m}$  들을 추정한다. 두 번째 단계는 노출된 리스크 요인들에 대한 시장의 리스크 프리미엄 계수  $\gamma$  들을 추정하기 위해 각 시점에서 25개 구의 매매가격과 전세가격 변화율을 종속변수로 하고 앞에서 추정된 리스크 노출도  $\hat{\beta}_{i,F_m}$  값들을 독립변수로 한 회귀분석모형을 추정하여 리스크 프리미엄 계수  $\hat{\gamma}$  를 추정한다.

Fama MacBeth 방법을 통한 분석의 핵심은 시

간이 흐름에 따라 노출된 리스크 요인 한 단위에 대해 시장에서 형성된 프리미엄수준을 산출하기 위해 평균개념의 리스크 프리미엄계수  $\gamma$  값들을 산출하는 것이다.

이상의 내용을 수식으로 정리하면 다음과 같다. 우선  $n$ 개 구의 가격변화율( $n=25$ )과  $m$ 개의 리스크 요인( $m=6$ )들이 존재한다고 가정한다. 1단계 분석을 통해  $n$ 개 개별 구에 대한 다음 식 (1)을 추정함으로써 요인노출도  $\beta_{i,F_m}$ 를 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 R_{1,t} &= \alpha_1 + \beta_{1,F_1}F_{1,t} + \beta_{1,F_2}F_{2,t} + \dots + \beta_{1,F_m}F_{m,t} + \epsilon_{1,t} \\
 R_{2,t} &= \alpha_2 + \beta_{2,F_1}F_{1,t} + \beta_{2,F_2}F_{2,t} + \dots + \beta_{2,F_m}F_{m,t} + \epsilon_{2,t} \\
 &\vdots \\
 R_{n,t} &= \alpha_n + \beta_{n,F_1}F_{1,t} + \beta_{n,F_2}F_{2,t} + \dots + \beta_{n,F_m}F_{m,t} + \epsilon_{n,t}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기에서  $R_{i,t}$ 는  $t$ 시점에서 개별 구( $i$ )의 가격 변화율을 나타내고,  $F_{j,t}$ 는  $t$ 시점에서 각 리스크 요인  $j$ 의 값을 나타낸다. 따라서  $\beta_{i,F_m}$ 은 개별 구 ( $i$ ) 주택가격의 리스크 요인  $m$ 에 대한 노출도 또는 요인적재량을 나타낸다. 다시 말해  $\beta_{i,F_m}$ 은 주택가격이 특정 리스크 요인에 얼마나 노출되었는지를 나타낸다.  $t$ 는 분석기간( $t=1\sim 60$ 개월)을 의미한다. 본 연구에서 주어진 리스크 요인 집합에서 리스크 노출도에 따라 개별 구의 가격변화율을 분석하여 통계적으로 유의한 리스크 요인과 이에 상응한 시장의 리스크 프리미엄을 분석하는 것이 목적이므로 각 개별 구에 대한 회귀방정식은 동일한 리스크 요인들을 설명변수로 설정하였다.

두 번째 단계는 1단계에서 추정된  $\hat{\beta}_{i,F_m}$  값들을 독립변수로 하고, 매 시점에서 개별구의 가격변화율을 종속변수로 한 식 (2)를 추정하여 각 리스크 요인 노출도에 따른 프리미엄 계수  $\hat{\gamma}_{n,m}$  시계열을

추정하는 것이다.

$$\begin{aligned}
 R_{i,1} &= \gamma_{1,0} + \gamma_{1,1}\hat{\beta}_{i,F_1} + \gamma_{1,2}\hat{\beta}_{i,F_2} + \dots + \gamma_{1,m}\hat{\beta}_{i,F_m} + \epsilon_{i,1} \\
 R_{i,2} &= \gamma_{2,0} + \gamma_{2,1}\hat{\beta}_{i,F_1} + \gamma_{2,2}\hat{\beta}_{i,F_2} + \dots + \gamma_{2,m}\hat{\beta}_{i,F_m} + \epsilon_{i,2} \\
 &\vdots \\
 R_{i,T} &= \gamma_{T,0} + \gamma_{n,1}\hat{\beta}_{i,F_1} + \gamma_{n,2}\hat{\beta}_{i,F_2} + \dots + \gamma_{n,m}\hat{\beta}_{i,F_m} + \epsilon_{i,T}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

여기에서 가격변화율  $R$ 은 식 (1)에서 정의한 것과 같고,  $\hat{\gamma}_{n,m}$ 는 각 리스크 요인들에 대한 프리미엄을 산출하기 위해 이용될 회귀계수들이다. 결과적으로 두 번째 단계에서 상수항을 포함하여 분석기간  $T$ 에 대한 총  $m+1$ 개의 각 리스크 요인에 대한  $\hat{\gamma}_{n,m}$  시계열이 추정된다.

만약  $\epsilon$ 이 iid라고 가정한다면,  $T$  기간 동안  $m$  번째의  $\hat{\gamma}_{n,m}$ 에 대한 평균값을 계산하여 요인  $F_m$ 에 대한 리스크 프리미엄 계수  $\gamma_m$ 을 계산할 수 있다. 그리고 이에 대한 표준편차와  $t$ 통계값도 산출할 수 있다.  $m$  번째 리스크 프리미엄에 대한  $t$ 통계값은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$t_m = \frac{\gamma_m}{\sigma_{\gamma_m}/\sqrt{T}}
 \tag{3}$$

그러나 이상의 리스크 프리미엄 시계열 자료를 통해 산출된  $t$ 통계값은 다음에서 설명하는 Fama MacBeth 회귀분석모형을 통해 산출된  $t$ 통계값과 비교할 수 있다. 즉,  $T$ 개 회귀분석을 수행하는 두 번째 단계에서 산출된 값들의 평균값은 다음 식 (4)와 같이  $n$ 개 구별 가격변화율의 평균을 종속변수로 하고  $m$  요인 노출도를 독립변수로 한 단일 회귀모형의 추정결과와 비교하여 대체할 수 있는 것이다.

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{i,F_1} + \gamma_m \hat{\beta}_{i,F_2} + \dots + \gamma_m \hat{\beta}_{i,F_m} + \epsilon_i \quad (4)$$

여기에서  $E(R_i)$ 는 가격변화율의 평균을 나타내고, 요인노출도  $\hat{\beta}_{i,F_m}$ 는 식 (1)의 추정결과이자 식 (2)의 독립변수인  $\hat{\beta}_{i,F_m}$  값과 같다. 그리고  $\beta$  값이 시간의 흐름과 무관하게 일정하다면 이 값은  $\gamma$  값은 동일하지만 그 표준오차와 t통계값은 다를 수 있다. 이는 식 (4)를 통해 추정된 리스크 요인 프리미엄  $\gamma$ 을 산출하는 Fama MacBeth 분석상의 추정기법과 단순히 식 (2)를 통해 추정된 값을 시계열적으로 평균하여 산출하는 것과 동일한 추정 방법이 아니기 때문이다.

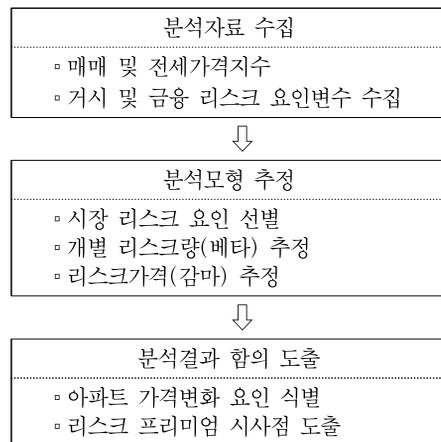
식 (4)에서 잔차항  $\epsilon$ 에 대한 이분산성과 자기상관성에 따른 추정계수의 효율성 문제가 제기될 수 있다. 그러나 Fama MacBeth 분석과정에서는 Newey-West(HAC) 표준오차를 활용하여 산출된 t값을 활용함으로써 이러한 문제를 보정할 수 있다. 즉, Fama MacBeth 모형은 회귀계수가 모든 시점에서 동일하며, 각 시점에서의 OLS 추정치  $\hat{\beta}_{i,F_m}$ 에 대한 불편추정량이라는 가정에 근거하고 있다. 이러한 가정에서는 각 시점에서의 OLS 추정치  $\beta_{i,F_m}$ 를 평균이  $\beta$ 인 모집단에서 추출한 표본크기가 T인 표본이라고 볼 수 있다. 이러한 표본분포이론을 이용하여 OLS 추정치들의 표준편차와 표준오차를 계산하게 된다. 즉, m번째 리스크 프리미엄 계수  $\gamma_m$ 에 대한 추정치와 표준오차는 각 시점에서의 OLS 추정치인  $\hat{\gamma}_{n,m}$  ( $n=1, 2, \dots, T$ )들의 평균과 표준편차를 계산한다.

$$\gamma_m = \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{n,m} / T \quad (5a)$$

$$\sigma_{\gamma_m} = \sqrt{\sum_{n=1}^T (\hat{\gamma}_{n,m} - \gamma_m)^2 / (T-1)} \quad (5b)$$

표본크기(T)가 충분히 크게 되면 중심극한정리에 의하여 식 (3)과 같이 t통계량을 계산할 수 있으며, 이를 이용한 가설검정이 가능하게 된다. 따라서 Fama MacBeth 모형은 군집추정에서와 마찬가지로 횡적상관관계의 구조에 관하여 어떠한 제약도 부과하지 않는다는 강점이 있다. 그러나 중심극한정리를 적용할 수 있을 만큼의 표본크기가 충분하지 않고, 관측기간(T)이 짧은 경우에는 t통계량의 적합성에 문제가 발생하는 단점이 있다. 따라서 Fama MacBeth 추정의 일치성을 위해서는 관측기간(T)이 충분히 커져야 한다. Fama MacBeth 추정은 각 시점의 n개 관측치를 하나의 회귀계수 추정치  $\hat{\gamma}_{n,m}$ 로 요약하기 때문에 횡단면 크기 n은 추정의 일치성과는 무관하다.

본 연구의 전체적인 분석절차는 <그림 3>과 같다.



<그림 3> 연구절차

### 3. 분석자료 소개

본 연구를 위해 한국감정원의 부동산통계정보시스템(R-ONE)에서 전국주택가격동향조사결과 중 서울 25개 구의 아파트 매매 및 전세가격지수와 아파트 이외에 연립다세대주택과 단독주택을

포괄하는 종합주택 매매 및 전세가격지수 시계열을 2004년 12월부터 2014년 12월까지 수집하였다. 그리고 매매가격 및 전세가격의 리스크 요인의 기초 설명변수들인 주요 시장지표와 장단기 금리 차 시계열은 Fn-Guide의 DataGuide를 통해 수집하였다.

수집된 자료를 기초로 본 연구의 대상인 아파트 매매가격변화율(DAR)과 전세가격변화율(JAR)을 산출하였고, 리스크 프리미엄의 비교대상인 주택종합 매매가격변화율(DTR)과 전세가격변화율(JTR)을 산출하였다. 주택가격 변화의 리스크 요인들 중 채권시장리스크는 무위험수익률로 가정된 CD91일물 유통수익률 대비 회사채유통수익률의 스프레드의 변화로 가정하여 산출하였다.

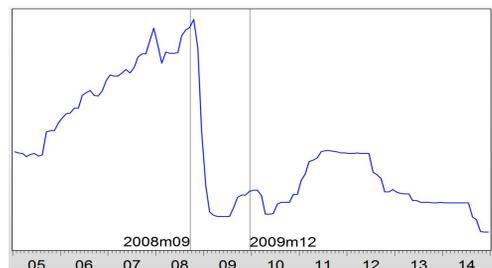
〈표 1〉 분석자료 개요

구분 1	구분 2	설명변수 정의 및 산식	변수명	
주택 가격 지수	매매	종합주택	DTI	
		서울아파트	DAI	
	전세	종합주택	JTI	
		서울아파트	JAI	
가격 변화율	종합매매	$100 \times \Delta DTI_t / DTI_{t-1}$	DTR	
	아파트매매	$100 \times \Delta DAI_t / DAI_{t-1}$	DAR	
	종합전세	$100 \times \Delta JTI_t / JTI_{t-1}$	JTR	
	아파트전세	$100 \times \Delta JAI_t / JAI_{t-1}$	JAR	
주요 시장 지표	무위험수익률	CD91유통수익률	RF	
	채권시장리스크	주식시장	월말KOSPI지수수익률	SM
		회사채유통수익률	BM	
		국고채3년물금리	KTB	
		회사채3년물AA-금리	CBI	
	회사채3년물BBB-금리	CB2		
물가지수	소비자물가지수 총지수	CPI		
리스크 요인	주식시장리스크	SM-RF	SR	
	채권시장리스크	BM-RF	BR	
	신용리스크	CBI-KTB	CR1	
		CB2-KTB	CR2	
	유동성리스크	장단기 금리 차	LR	
	인플레이션리스크	$100 \times \Delta CPI_t / CPI_{t-1}$	PR	

주식시장리스크는 무위험수익률 대비 KOSPI 주가지수수익률의 초과수익률의 변화로 가정하여 산출하였다. 신용리스크는 그 수준을 두 단계로 구분하여 설명변수를 산출하였다. 기본적으로 동일만기인 3년물의 국고채 수익률 대비 투자가능 회사채등급 중 최하등급인 BBB-등급의 회사채 유통수익률 스프레드(CR1)가 하나이고, 역시 국고채 3년물 대비 안정적인 회사채라고 평가하는 기준인 AA-등급의 회사채 유통수익률 스프레드(CR2)를 투자시장의 신용도 변화를 설명하는 신용리스크 설명변수로 산출하였다.

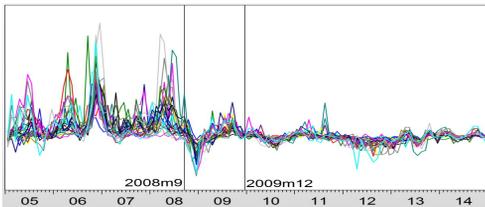
시장의 유동성변화에 따른 유동성 리스크는 Fn-Guide로부터 수집한 장단기 금리 차를 설명변수로 활용하였다. 보유자산과 투자수익의 실질가치를 변화시킬 수 있는 인플레이션 리스크는 소비자물가상승률을 설명변수로 활용하였다.

분석기간은 과거 5개년('05년~'09년, 60개월, 제1기간)과 최근 5개년('10년~'14년, 60개월, 제2기간)을 구분하였다. 글로벌 금융위기에 초점을 둘 경우 2008년 9월을 기준으로 분석기간을 구분할 수 있으나 본 연구는 거시경제와 금융시장의 공통 리스크 요인인 금리 추이와 서울 25개 구의 주택매매가격과 전세가격 변화율 추이를 통해 2009년 12월을 기준으로 분석기간을 구분하였다(〈그림 4〉~〈그림 8〉 참조).

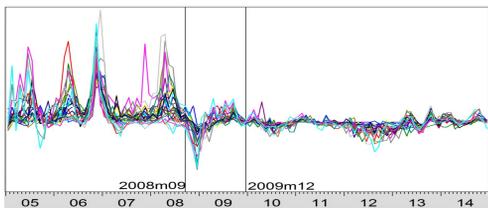


〈그림 4〉 무위험수익률 시계열

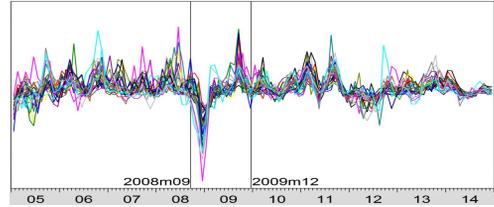
이러한 분석기간 설정배경은 다음과 같다. 정부는 2008년 8월 7일까지 기준금리를 5.25%까지 점진적으로 상승시켰다. 그러나 글로벌 금융위기가 발생하자 정부는 2008년 10월부터 2009년 2월 12일까지 단지 6차례의 조정 끝에 2%까지 기준금리를 급격하게 하향조정하고 이후 소폭의 등락조정을 반복하면서 장기적으로 저금리 기조를 유지하고 있다. 2008년 9월 글로벌 금융위기의 파급효과로 서울 25개 구 종합주택과 아파트의 매매가격과 전세가격은 단기적으로 급락한 후 2009년 12월까지 점차 위기 이전 수준으로 회복 움직임을 보였다. 2010년 1월 이후 시계열은 글로벌 금융위기의 여파에서 벗어났지만 장기적인 저금리 기조 하에서 2008년 9월 이전과는 매우 다른 변화 추이를 보여주고 있다. 따라서 본 연구는 2010년 이후의 서울 25개 구의 종합주택과 아파트의 매매가격과 전세가격 변화에 대해 초점을 두고, 기준금리 변화에 따른 다양한 거시 및 금융 리스크 요인들이 주택의 매매가격과 전세가격에 어떠한 영향을 미쳤는지 집중적으로 살펴보고자 한다.



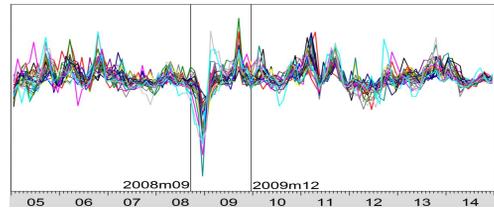
〈그림 5〉 25개 구 종합주택 매매가격변화율 시계열



〈그림 6〉 25개 구 아파트 매매가격변화율 시계열



〈그림 7〉 25개 구 종합주택 전세가격변화율 시계열



〈그림 8〉 25개 구 아파트 전세가격변화율 시계열

#### IV. 분석결과

##### 1. 종합주택 매매가격 리스크 프리미엄

우선 25개 구의 종합주택 매매가격 변화율에 대하여 식 (1)을 추정하고, 추정 결과 산출된  $\hat{\beta}_{i,F_m}$ 를 독립변수로 하여 식 (2)를 추정한 결과 산출된 리스크 프리미엄 계수( $\hat{\gamma}_i$ ) 시계열의 기술통계량을 산출하였다(〈부표 1〉, 〈부표 2〉 참조). 이와 비교함과 동시에 추정계수의 통계적 유의성을 재검토하기 위해 식 (4)를 추정하였다.

제1기간('05~'09) 동안 각 리스크 요인들에 대한 통계적 유의성은 〈표 2〉를 통해 살펴볼 수 있다. 분석 결과 종합주택 매매가격은 시장무위험수익률과 채권시장리스크, 유동성리스크, 신용리스크 등에 의해 통계적으로 유의한 영향을 받았다. 따라서 제1기간 동안에는 기준금리가 급격하게 상승하는 과정에서 종합주택매매가격의 변화에

채권시장의 리스크, 유동성 및 신용 리스크가 유의한 영향을 미쳤지만 가격에는 정(+ )의 프리미엄으로 반영되지 못한 것을 알 수 있었다.

〈표 2〉 종합주택 매매가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제1기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	0.318	6.994*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	0.048	8.564*
$\hat{\beta}_2$ (SR)	-0.640	-1.148
$\hat{\beta}_3$ (BR)	-0.068	-7.264*
$\hat{\beta}_4$ (LR)	-0.025	-4.579*
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	-0.047	-4.876*
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	-0.118	-8.912*
$\hat{\beta}_7$ (PR)	0.017	0.999

adj-R<sup>2</sup>=0.840, Wald F통계값=65.913, \*은 유의수준 1% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

〈표 3〉 종합주택 매매가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제2기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	-0.024	-1.415
$\hat{\beta}_1$ (RF)	0.010	1.244
$\hat{\beta}_2$ (SR)	-0.490	-0.919
$\hat{\beta}_3$ (BR)	0.038	4.335*
$\hat{\beta}_4$ (LR)	0.034	3.454*
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	0.019	3.865*
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	0.022	3.538*
$\hat{\beta}_7$ (PR)	0.039	0.667

adj-R<sup>2</sup>=0.506, Wald F통계값=17.888, \*은 유의수준 1% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

그러나 〈표 3〉을 통해 제2기간('10~'14) 동안 채권시장, 유동성 및 신용 리스크 등은 종합주택 매매가격 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 동시에, 리스크 프리미엄 계수인  $\hat{\gamma}_i$ 의 값도 정(+ )의 값으로 추정되었다. 따라서 이 기간에는 채권시장과 유동성 및 신용 리스크의 변화에 따른 리스크 프리미엄으로 인해 종합주택 매매가격이

지속적으로 변화되어 왔음을 알 수 있었다.

결과적으로 2005년부터 2009년까지의 기간에 금융시장의 리스크 프리미엄은 종합주택의 매매가격 변화에 효과적으로 반영되지 않았다. 반면 최근에는 장기적인 저금리조가 지속되는 과정에서 채권시장의 리스크와 유동성 및 신용 리스크 변화가 종합주택 매매가격 변화의 주요 원인이 되고 있음을 확인할 수 있었다.

## 2. 아파트 매매가격 리스크 프리미엄

아파트 매매가격 변화율에 대하여 식 (1)과 식 (2)를 추정한 결과 산출된 리스크 프리미엄 계수 ( $\hat{\gamma}_i$ ) 시계열의 기술통계량을 요약하였다(〈부표 3〉, 〈부표 4〉 참조). 그리고 추정계수의 통계적 유의성을 재검토하기 위해 식 (4)를 추정하였다.

〈표 4〉 아파트 매매가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제1기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	0.457	5.432*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	0.033	5.044*
$\hat{\beta}_2$ (SR)	1.374	2.223**
$\hat{\beta}_3$ (BR)	-0.062	-5.012*
$\hat{\beta}_4$ (LR)	-0.028	-2.455**
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	-0.042	-4.117*
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	-0.099	-6.194*
$\hat{\beta}_7$ (PR)	0.053	2.271**

adj-R<sup>2</sup>=0.556, Wald F통계값=10.229, \*, \*\*은 각각 유의수준 1%, 5% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

제1기간('05~'09) 동안 각 리스크 요인들에 대한 통계적 유의성은 〈표 4〉를 통해 살펴볼 수 있다. 아파트 매매가격은 종합주택의 결과와는 달리 주식시장 리스크에 의해서도 통계적으로 유의한 1.374의 상대적으로 큰 정(+ )의 값이 산출되었다.

또한 인플레이션 리스크 프리미엄도 반영되어 아파트 매매가격이 변화되었음을 알 수 있었다. 2005년에서 2009년 사이에 아파트 매매가격은 주식시장과 시장무위험수익률, 그리고 인플레이션을 배경으로 변화되었음을 알 수 있었다. 이에 반해 채권시장의 리스크와 시장 유동성 및 신용리스크는 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다지만 가격변화에 정(+)의 프리미엄으로 반영되지 못한 것을 알 수 있다.

반면 제2기간 동안에는 <표 5>와 같이 채권시장 리스크와 유동성 리스크 프리미엄이 통계적으로 유의하게 아파트 매매가격의 변화에 반영되고, 인플레이션 리스크도 거시 및 금융시장 연계경로를 통해 아파트 매매가격 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

<표 5> 아파트 매매가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제2기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	-0.009	-0.365
$\hat{\beta}_1$ (RF)	-0.009	-1.609
$\hat{\beta}_2$ (SR)	-0.051	-0.066
$\hat{\beta}_3$ (BR)	0.018	2.775**
$\hat{\beta}_4$ (LR)	0.019	2.769**
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	0.002	0.608
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	-0.003	-0.590
$\hat{\beta}_7$ (PR)	-0.116	-3.419*

adj-R<sup>2</sup>=0.551, Wald F통계값=8.737, \*, \*\*은 각각 유의수준 1%, 5% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

이상의 매매가격 변화요인을 분석한 결과를 살펴보면, 과거 정부가 서울지역 아파트 투기억제 및 주거안정화를 도모할 목적으로 DTI 및 LTV 규제와 같은 금융정책과 종합부동산세와 같은 조세정책 등을 통해 가격상승을 억제해 왔고, 이러한 정책들의 지속적인 영향이 다른 거시 및 금융시장 요인

들보다 주택 매매가격 변화에 일정부분 강한 영향을 미쳤음을 알 수 있었다. 그러나 2010년 이후 최근에는 거시 및 금융시장 리스크 요인에 의한 리스크 프리미엄이 매매가격의 변화를 발생시키는 주요 요인이 되고 있음을 알 수 있었다.

### 3. 종합주택 전세가격 리스크 프리미엄

종합주택 전세가격 변화율에 대하여 식 (1)과 식 (2)를 추정된 결과 산출된 리스크 프리미엄 계수( $\hat{\gamma}_i$ ) 시계열의 기술통계량을 요약하고(<부표 5>, <부표 6> 참조), 이와 비교하기 위해 식 (4)를 추정된 결과는 다음과 같다. 우선 제1기간에 대한 리스크 프리미엄 계수는 <표 6>에서 보는 것과 같이 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 6> 종합주택 전세가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제1기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	0.376	3.361*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	0.019	1.287
$\hat{\beta}_2$ (SR)	1.289	1.336
$\hat{\beta}_3$ (BR)	-0.020	-0.895
$\hat{\beta}_4$ (LR)	0.002	0.291
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	0.000	-0.019
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	-0.002	-0.064
$\hat{\beta}_7$ (PR)	-0.022	-0.617

adj-R<sup>2</sup>=0.203, Wald F통계값=13.127, \*은 유의수준 1%, 5% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

반면 제2기간에 대한 추정결과는 <표 7>과 같다. 채권시장을 비롯하여 유동성 및 신용리스크가 종합주택의 전세가격 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 그리고 이러한 리스크 요인들은 거시 및 금융시장 연계경로

를 통해 종합주택 전세가격에 정(+)의 리스크 프리미엄으로 반영되고 있음을 알 수 있었다.

〈표 7〉 종합주택 전세가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제1기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	0.325	5.905*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	-0.003	-0.262
$\hat{\beta}_2$ (SR)	0.521	1.006
$\hat{\beta}_3$ (BR)	0.042	3.416*
$\hat{\beta}_4$ (LR)	0.045	3.656*
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	0.012	2.203**
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	0.021	2.468**
$\hat{\beta}_7$ (PR)	0.049	0.813

adj-R<sup>2</sup>=0.183, Wald F통계값=3.385, \*, \*\*은 각각 유의 수준 1%, 5% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

#### 4. 아파트 전세가격 리스크 프리미엄

아파트 전세가격 변화율에 대하여 식 (1)과 식 (2)를 추정한 결과 산출된 리스크 프리미엄 계수 ( $\hat{\gamma}_i$ ) 시계열의 기술통계량을 요약하였다(〈부표 7〉, 〈부표 8〉 참조). 이와 비교하기 위한 식 (4)의 추정결과는 다음과 같다.

〈표 8〉 아파트 전세가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제1기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	0.518	6.027*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	-0.014	-2.012***
$\hat{\beta}_2$ (SR)	0.206	0.440
$\hat{\beta}_3$ (BR)	0.018	1.337
$\hat{\beta}_4$ (LR)	0.013	2.942*
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	0.020	1.566
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	0.045	1.794***
$\hat{\beta}_7$ (PR)	-0.007	-0.298

adj-R<sup>2</sup>=0.503, Wald F통계값=10.227, \*, \*\*\*, \*\*은 각각 유의 수준 1%, 10% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

제1기간 동안 아파트 전세가격 변화에 대한 각 리스크 요인들의 영향을 분석한 결과는 〈표 8〉과 같다. 시장 유동성과 신용 리스크에 대한 정(+)의 프리미엄 계수가 통계적으로 유의하게 산출되었다. 따라서 제1기간 동안 시장 유동성과 신용 리스크에 의한 리스크 프리미엄이 거시 및 금융시장 연계경로를 통해 서울 25개 구의 아파트 전세가격을 변화시켰음을 알 수 있었다. 아울러 시장금리가 하락할수록 금융시장 연계경로를 통해 전세가격이 상승되었음을 알 수 있었다.

〈표 9〉 아파트 전세가격의  $\hat{\gamma}_i$  추정결과(제2기간)

설명변수	$\hat{\gamma}_i$	t값
$\hat{\beta}_0$	0.470	12.391*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	-0.005	-0.716
$\hat{\beta}_2$ (SR)	-0.461	-1.445
$\hat{\beta}_3$ (BR)	0.034	2.662**
$\hat{\beta}_4$ (LR)	0.039	2.918**
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	0.008	2.236**
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	0.015	2.290**
$\hat{\beta}_7$ (PR)	-0.031	-0.613

adj-R<sup>2</sup>=0.390, Wald F통계값=6.182, \*, \*\*은 각각 유의 수준 1%, 5% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의함

제2기간에 대한 식 (4)의 추정결과는 〈표 9〉와 같다. 채권시장과 시장의 유동성 및 신용 리스크 요인들에 의한 정(+)의 프리미엄이 통계적으로 유의하게 산출되었다. 따라서 제2기간 동안 서울 25개 구 아파트 전세가격은 채권시장과 유동성 및 신용 리스크 요인들에 상응한 프리미엄이 반영되어 가격이 변화했음을 알 수 있었다.

#### 5. 리스크 프리미엄 비교와 시사점

이상과 같이 제1기간('05년~'09년)과 제2기간

<표 10> 주택가격의 리스크 프리미엄 계수( $\hat{\gamma}_i$ ) 비교

설명변수	종합주택 매매가격		아파트 매매가격		종합주택 전세가격		아파트 전세가격	
	제1기간	제2기간	제1기간	제2기간	제1기간	제2기간	제1기간	제2기간
$\hat{\beta}_0$	0.318*	-0.024	0.457*	-0.009	0.376*	0.325*	0.518*	0.470*
$\hat{\beta}_1$ (RF)	0.048*	0.010	0.033*	-0.009	0.019	-0.003	-0.014***	-0.005
$\hat{\beta}_2$ (SR)	-0.640	-0.490	1.374**	-0.051	1.289	0.521	0.206	-0.461
$\hat{\beta}_3$ (BR)	-0.068*	0.038*	-0.062*	0.018**	-0.020	0.042*	0.018	0.034**
$\hat{\beta}_4$ (LR)	-0.025*	0.034*	-0.028**	0.019**	0.002	0.045*	0.013*	0.039**
$\hat{\beta}_5$ (CR1)	-0.047*	0.019*	-0.042*	0.002	-0.000	0.012**	0.020	0.008**
$\hat{\beta}_6$ (CR2)	-0.118*	0.022*	-0.099*	-0.003	-0.002	0.021**	0.045*	0.015**
$\hat{\beta}_7$ (PR)	0.017	0.039	0.053**	-0.116*	-0.022	0.049	-0.007	-0.031

\*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 하에서 추정계수가 통계적으로 유의미함을 나타냄

(‘10년~’14년)을 구분하고, 종합주택과 아파트의 매매가격과 전세가격에 대한 리스크 요인별 프리미엄 계수를 산출한 결과를 종합하여 정리하면 <표 10>과 같다.

종합적으로 분석해 볼 때, 2005년부터 2009년까지는 정부의 조세정책 및 금융정책이 주택가격에 강한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 특히 통화정책에 의한 기준금리 상승에 따른 금리리스크가 가격 변화에 크게 반영되었음을 알 수 있다. 이는 금리 상승으로 LTV와 DTI규제에 의한 신용제약이 심화되고 레버리지 투자가 어렵게 되어 주택수요가 축소된 결과 주택가격이 하락되었다고 해석할 수 있다. 반면 이 시기에는 종합주택이나 아파트 매매가격 및 전세가격에 시장의 다양한 리스크 요인에 의한 프리미엄이 효과적으로 반영되지 못했음을 알 수 있었다.

그러나 2010년 이후 최근까지 저금리 기조가 장기화되면서 특히 채권시장을 중심으로 시장유동성 및 신용 리스크가 주택매매 및 전세가격의

변화를 유발하는 주요 요인들로 작용하였다. 그리고 이에 따른 리스크 프리미엄이 가격변화에 효과적으로 반영되었다. 즉, 저금리의 장기화에 의해 신용제약이 완화되고 레버리지 투자가 용이해짐에 따라 주택수요가 증대했을 것이고, 동시에 주택건설시장의 자금조달도 용이해져 장기적인 주택공급도 증가했을 것이다. 그러나 일반적으로 주택수요에 비해 공급이 비탄력적으로 이루어지므로 주택가격은 상승하게 되는 것이다.

특히 프리미엄 추정계수에 기초할 때, 매매가격보다도 전세가격 변화에 있어서 리스크 프리미엄이 보다 크게 반영되고 있음을 알 수 있었다. 이는 임대인들의 경우 장기적인 저금리 속에 임대사업을 통해 추구하고자 하는 목표수익률 내지 요구수익률의 부족분을 보증금 또는 월세 인상 등 임대가격 상승으로 보충하려는 성향이 가격상승에 반영된 결과라고 판단된다.<sup>2)</sup> 임차인의 경우 자가보유와 임대서비스 간의 선호 또는 효용 차이, 신용 제약, 사용자 비용, 중장기 주택가격 상승에 대한

2) 임대가격 인상으로 해석할 수 있는 것은 비록 전세가격지수지만 전월세전환율을 반영하여 월세의 변화도 일부 반영되어 있기 때문이다.

불확실성 등을 여타 다양한 리스크 요인들과 종합적으로 고려한다. 그 결과 매매가격보다 전세가격에 보다 민감한 반응을 보이는 것으로 해석된다.

따라서 향후 거시경제 및 금융시장 리스크 요인들의 변화추이를 면밀히 모니터링한다면 종합주택 및 아파트 매매가격과 전세가격의 변화를 어느 정도 예측해 볼 수 있을 것으로 판단된다.

## V. 결론

본 연구는 서울 종합주택 및 아파트 매매가격과 전세가격의 변화와 관련한 리스크 요인들을 선별하고, 이에 상응하는 리스크 프리미엄을 분석하였다. 서두에서 설정한 연구가설에 상응한 연구결과들과 시사점을 요약하면 다음과 같다.

가설 1과 관련하여 거시경제와 주택가격 간의 연계경로 하에서 전반적으로 주식시장은 주택가격 변화에 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않았다. 반면, 채권시장의 리스크 확대는 매매 및 전세를 포함한 주택가격 변화에 강한 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 시장 무위험수익률의 하락, 다시 말해 시장금리의 하락은 레버리지 투자를 보다 용이하게 하고 이에 따라 주택수요가 증가함으로써 주택가격은 상승할 수 있다. 반면 시장무위험수익률의 상승, 즉 시장금리의 상승은 신용제약을 심화시켜 레버리지 투자를 어렵게 하고 이에 따른 매물증가와 주택수요의 감소에 의해 주택가격을 하락시키는 것으로 해석된다.

가설 2와 관련하여 거시경제와 금융시장의 경로를 통해 시장의 부도율이 변화하고 이에 따라 주요 투자등급의 회사채수익률이 변화됨에 따라 국고채수익률 간의 신용 스프레드가 변화하게 된다. 이 경우 관련 신용리스크 프리미엄이 반영되

어 주택가격이 변화되고 있음을 알 수 있었다.

가설 3과 관련하여 역시 거시경제와 금융시장의 경로를 통해 유동성 리스크를 나타내는 금리스프레드에 비례하여 유동성 프리미엄이 반영되어 주택가격이 변화되고 있음을 알 수 있었다. 금리스프레드의 확대는 향후 긍정적인 경기전망을 암시한다. 따라서 이에 따라 주택수요와 장기적인 주택공급이 증대되어 주택가격이 상승할 수 있는 것이다. 반면에 금리스프레드의 축소 또는 금리역전현상은 향후 부정적인 경기전망을 암시하고, 이에 따라 주택수요와 주택공급의 위축을 유발하여 주택가격은 하락할 수 있다.

가설 4와 관련하여 거시경제 경로에 의해 물가변화가 주택가격에 유의한 영향을 미칠 것으로 가정하였으나 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다.

가설 5와 관련하여 실증분석결과는 매매가격에 비해 전세가격의 변화에 이러한 리스크 요인들에 대한 프리미엄이 보다 크게 반영되고 있음을 알 수 있다. 따라서 이러한 가격변화의 차이가 발생하는 원인에 대해서는 연구가설에서 언급한 이유들을 비롯해 보다 상세한 원인들의 직접적인 효과에 대한 향후 연구가 필요할 것으로 판단된다.

설정된 가설 이외에도 분석결과를 통해 다음과 같은 사실들을 알 수 있었다. 우선 서울에서 리스크 프리미엄에 따른 전세가격 상승 문제는 비단 아파트에 국한된 문제가 아니고, 전체 주택의 전세가격 상승문제로 접근해야 할 필요성이 있다.

결론적으로 정책당국의 금리정책은 특히 채권시장과 시장의 유동성 및 신용 리스크에 변화를 유발하고 이에 따른 리스크 확대는 주택시장에 강하게 영향을 미치고 있음을 주지해야 할 것이다. 따라서 가계부채에 초점을 맞추고 전체적인 거시

경제 활성화를 도모하고자 지속적인 저금리 정책을 고수하는 것이 국민의 주거안정성에 어떠한 영향을 미치고 있는지 냉철하게 고민해야 할 필요성이 있다고 판단된다.

아울러 본 연구는 주로 금융시장이나 주식 및 채권투자시장의 리스크 모니터링 지표들이 주택시장의 가격변화외도 밀접한 관련성이 있다는 결론에 도달할 수 있었다. 따라서 본 연구결과는 향후 주택시장을 하나의 투자대상으로 고려하고 있는 일부 기관투자자들과 주택임대사업을 추진하고자 하는 정부에 유용할 수 있다고 판단된다. 즉, 투자수익 및 위험관리 측면에서 주택가격 동향 및 예측분석을 위한 모니터링이 필요하다. 그리고 이와 관련한 지표들을 선정하는 데에 활용할 수 있을 것이다. 이를 통해 채권시장과 시장 유동성 및 신용 리스크 지표들과 관련한 보다 광범위한 자료 분석을 통한 KRI(Key Risk Indicator)의 선별이 필요하다. 그리고 이를 활용한 조기경보시스템 마련 등에 관한 보다 다양하고 심도있는 연구가 지속될 필요가 있다고 판단된다.

## 참고문헌

민인식, 2012, "주택시장과 주택금융시장의 구조모형 분석", 「글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)」, 조만·차문중 편, 120~165.

서승환, 1994, 「한국 부동산시장의 거시계량분석」, 서울: 흥문사.

\_\_\_\_\_, 2012, "글로벌 금융위기와 부동산과 거시경제 연계성의 변화", 「글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)」, 조만·차문중 편, 35~88.

손재영, 1991, 「지가와 거시경제변수 간의 인과관계에 관한 실증분석」, 한국개발연구원.

이주용, 1992, "주택가격변동에 관한 실증분석", 「주택금

용」, 33~52.

조만·차문중, 2012, 「글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)」, 한국개발연구원.

허재완, 1991, "주택가격 상승률의 결정요인에 관한 실증 분석", 「국토계획」, 26(2): 128~143.

Bucks, B. and Pence, K., 2008, "Do Borrowers Know Their Mortgage Terms", *Journal of Urban Economics*, 64(2): 218~233.

Burnside, C., Eichenbaum, M., and Rebelo, S., 2011, *Understanding booms and busts in housing markets*, National Bureau of Economic Research.

Case, K. E., and Shiller, R. J., 2003, "Is there a bubble in the housing market?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2): 299~362.

Coleman, M., LaCour-Little, M., and Vandell, K. D., 2008, "Subprime Lending and the Housing Bubble: Tail Wags Dog?", *Journal of Housing Economics*, 17(4): 272~290.

Fama, E. F. and MacBeth, J. D., 1973, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81(3): 607~636.

Fostel, A. and Geanakoplos, J., 2008, "Leverage Cycles and the Anxious Economy", *American Economic Review*, 98(4): 1211~1244.

Ioannides, Y. M., and Zabel, J. E., 2008, "Interactions, neighborhood selection and housing demand", *Journal of Urban Economics*, 63(1): 229~252.

Kim, K. H., and Cho, M., 2010, "Structural Changes, Housing Price Dynamics, and Housing Affordability in Korea," *Housing studies*, 25(6): 839~856.

Manski, C. F., 2000, *Economic analysis of social interactions*, National bureau of economic research.

McCarthy, J., and Peach, R. W., 2004, "Are Home Prices the Next Bubble?", *Economic Policy Review*, 10(3): 1~17.

Mian, A., and Sufi, A., 2008, *The consequences of mortgage credit expansion: Evidence from the 2007 mortgage default crisis*, National Bureau of

- Economic Research.
- Muellbauer, J., 2011, "Housing Markets and the Macro-economy", *The International Encyclopedia of Housing and Home*, 48, Elsevier.
- Pavlov, A., and Wachter, S., 2004, "Robbing the bank: non-recourse lending and asset prices", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 28(2-3): 147~160.
- \_\_\_\_\_, 2011, "Subprime lending and real estate prices", *Real Estate Economics*, 39(1): 1~17.
- Sanders, A., 2008, "The Subprime Crisis and Its Role in the Financial Crisis", *Journal of Housing Economics*, 17(4): 254~261.
- Vansteenkiste, I. and Hiebert, P., 2011, "Do House Price Developments Spillover across Euro Area Countries? Evidence from a Global VAR", *Journal of Housing Economics*, 20(4): 299~314.
- 원 고 접 수 일 : 2015년 4월 1일  
1차심사완료일 : 2015년 5월 3일  
최종원고채택일 : 2015년 5월 27일

[부록]

<부표 1> 25개 구의 종합주택 매매가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제1기간: '05년~'09년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	0.318	0.048	-0.640	-0.068	-0.025	-0.047	-0.118	0.017
중앙값	0.220	0.055	0.553	-0.054	-0.022	-0.039	-0.077	-0.006
표준편차	0.422	0.145	8.390	0.169	0.086	0.130	0.232	0.280
왜도	1.143	-0.526	-0.868	0.146	-0.346	0.049	-0.499	-0.528
첨도	3.968	2.988	5.188	2.959	3.389	3.405	3.257	5.183
J.B.	15.406*	2.771	19.493*	0.217	1.575	0.434	2.655	14.704*
t값	5.844	2.559	-0.591	-3.105	-2.258	-2.823	-3.939	0.467

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 2> 25개 구의 종합주택 매매가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제2기간: '10년~'14년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	-0.024	0.010	-0.490	0.038	0.034	0.019	0.022	0.039
중앙값	-0.015	0.002	-0.402	0.032	0.037	0.022	0.023	-0.038
표준편차	0.120	0.055	4.170	0.083	0.088	0.032	0.048	0.332
왜도	-0.232	0.517	-0.838	-0.000	-0.076	0.112	0.177	0.245
첨도	2.851	2.710	6.608	2.266	2.573	3.753	3.747	2.722
J.B.	0.592	2.880	39.576*	1.348	0.512	1.541	1.705	0.795
t값	-1.570	1.346	-0.909	3.562	2.995	4.502	3.620	0.903

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 3> 25개 구의 아파트 매매가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제1기간: '05년~'09년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	0.457	0.033	1.374	-0.062	-0.028	-0.042	-0.099	0.053
중앙값	0.413	0.056	1.197	-0.070	-0.019	-0.038	-0.090	0.049
표준편차	0.602	0.136	6.980	0.171	0.112	0.142	0.245	0.281
왜도	1.001	-0.410	-0.035	-0.312	-1.219	-0.143	-0.848	0.271
첨도	4.614	3.263	4.203	3.522	6.448	3.642	4.008	5.604
J.B.	16.521*	1.854	3.633	1.652	44.573*	1.235	9.728*	17.679*
t값	5.874	1.889	1.524	-2.805	-1.917	-2.296	-3.137	1.473

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 4> 25개 구의 아파트 매매가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제2기간: '10년~'14년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	-0.009	-0.009	-0.051	0.018	0.019	0.002	-0.003	-0.116
중앙값	0.004	0.001	0.351	-0.001	0.003	0.004	0.000	-0.128
표준편차	0.152	0.062	4.210	0.068	0.074	0.028	0.043	0.396
왜도	-0.307	-0.049	0.169	1.073	0.897	-0.139	-0.341	1.110
첨도	3.174	2.935	2.735	4.304	4.515	3.866	3.905	6.669
J.B.	1.016	0.035	0.460	15.758***	13.780***	2.067	3.213	45.966***
t값	-0.448	-1.181	-0.094	2.032	2.019	0.582	-0.612	-2.277

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 5> 25개 구의 종합주택 전세가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제1기간: '05년~'09년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	0.376	0.019	1.289	-0.020	0.002	0.000	-0.002	-0.022
중앙값	0.362	0.017	0.899	-0.021	-0.005	-0.018	0.020	-0.026
표준편차	0.435	0.127	7.974	0.152	0.071	0.113	0.235	0.229
왜도	0.530	-0.296	0.186	0.478	0.172	1.321	-0.232	0.410
첨도	2.900	2.624	2.949	3.729	2.272	7.583	3.034	3.509
J.B.	2.833	1.229	0.353	3.613	1.623	69.943*	0.543	2.331
t값	6.699	1.182	1.253	-1.014	0.180	-0.022	-0.080	-0.736

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 6> 25개 구의 종합주택 전세가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제2기간: '10년~'14년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	0.325	-0.003	0.521	0.042	0.045	0.012	0.021	0.049
중앙값	0.252	-0.010	0.603	0.023	0.025	0.009	0.018	-0.032
표준편차	0.325	0.062	3.235	0.100	0.105	0.035	0.062	0.300
왜도	0.878	0.437	-1.668	0.096	0.140	0.282	0.206	1.660
첨도	3.936	2.789	10.999	2.571	2.799	3.086	3.134	6.471
J.B.	9.894*	2.019	187.765*	0.551	0.298	0.812	0.471	57.676*
t값	7.747	-0.353	1.248	3.265	3.336	2.528	2.684	1.271

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 7> 25개 구의 아파트 전세가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제1기간: '05년~'09년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	0.518	-0.014	0.206	0.018	0.013	0.020	0.045	-0.007
중앙값	0.489	0.004	-0.024	-0.008	0.000	0.008	0.009	-0.024
표준편차	0.751	0.114	7.463	0.166	0.083	0.140	0.264	0.248
왜도	1.251	-0.451	0.707	1.066	1.131	0.964	1.060	-1.591
첨도	6.680	2.472	5.211	4.378	5.522	4.724	5.333	8.779
J.B.	49.501*	2.730	17.212*	16.099*	28.704*	16.727*	24.841*	108.795*
t값	5.340	-0.954	0.214	0.860	1.232	1.097	1.330	-0.217

\*은 유의수준 1% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

<부표 8> 25개 구의 아파트 전세가격 변화율의 리스크 프리미엄 계수( $\gamma_i$ )의 요약(제2기간: '10년~'14년)

구분	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$ (RF)	$\hat{\gamma}_2$ (SR)	$\hat{\gamma}_3$ (BR)	$\hat{\gamma}_4$ (LR)	$\hat{\gamma}_5$ (CR1)	$\hat{\gamma}_6$ (CR2)	$\hat{\gamma}_7$ (PR)
평균	0.470	-0.005	-0.461	0.034	0.039	0.008	0.015	-0.031
중앙값	0.430	-0.006	-0.362	0.011	0.024	0.004	0.000	-0.072
표준편차	0.371	0.061	3.397	0.106	0.105	0.039	0.069	0.265
왜도	0.327	0.333	-0.332	0.343	0.090	0.346	0.213	0.661
첨도	2.700	2.597	5.324	3.120	2.810	4.121	3.819	3.733
J.B.	1.295	1.514	14.605*	1.212	0.172	4.341	2.130	5.712***
t값	9.815	-0.657	-1.052	2.513	2.901	1.638	1.715	-0.909

\*, \*\*\*은 유의수준 1%, 10% 하에서 Jarque-Bera(J.B.)의 귀무가설인 '추정계수의 분포가 정규분포임'을 기각함

