

## 주택자산과 인플레이션의 관계분석

마승렬\*, 방두완\*\*

### <요약>

본 연구는 기존의 시간영역(time domain) 분석방법론과 함께 선행연구에서 고려하지 못한 빈도영역(frequency domain) 분석방법론을 이용하여 주택자산의 인플레이션 헤지효과를 분석하였다.

일반적으로 자산의 인플레이션 헤지효과를 분석은 Fama and Schwert 또는 Fisher 가설을 일반화하여 제안한 방법을 이용하여, 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 추정 후 주택자산과 인플레이션의 관계를 분석하였는데, 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션 변수가 통계적으로 유의적인 것으로 분석되었다. 그러나 추가적인 분석에서 GDP 변동률 변수는 통계적으로 유의하였으나 주가지수 변동률 변수는 주택자산에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다.

빈도영역에서의 스펙트럴분석 결과에 의하면 주택가격변화율과 인플레이션은 장기적으로 유사한 주기 하에서 선·후행의 밀접한 관련성을 가지면서 함께 동행하는 시계열로 분석되었는데 이는 시간영역에서 분석한 주택자산의 인플레이션 헤지효과를 보다 더 강력히 지지할 수 있는 실증적 근거를 제시한 것으로 볼 수 있다.

핵심주제어: 주택자산, 인플레이션 헤지, 공적분, DOLS, VECM, 스펙트럴분석, 순환주기

\* (제1저자) 주택도시보증공사 HUG연구센터 연구개발팀 팀장, email : samhan12@hanmail.net

\*\* (교신저자) 주택도시보증공사 HUG연구센터 연구개발팀 연구위원, email : doowoan@khug.or.kr

## I. 서론

일반적으로 인플레이션 위험(inflation risk)이란 자산 또는 소득의 가치가 줄어들어 구매력이 감소할 수 있는 가능성을 의미하며, 따라서 인플레이션 위험은 기대한 수준보다 인플레이션의 변화, 특히 인플레이션의 상승률이 큰 것을 의미한다.

경제학적인 측면에서 인플레이션 헤지에 대한 논의는 Fischer(1930)의 연구가설에 기인한다. Fischer는 인플레이션을 지속적인 물가상승 현상이라 정의하고, 물가상승이 심각하면 해당국 통화에 대한 신뢰를 낮추고 심지어 경제 붕괴로까지 이어질 수 있다고 하였다.<sup>1)</sup>

Fama and Schwertz(1977)는 Fisher가 제안한 가설을 일반화하여 인플레이션 헤지를 실증 분석하였는데 일반적으로 인플레이션 헤지효과를 검증하는 방법론의 기초를 제공하였다. Fama and Schwertz는 자산수익률이 종속변수이고 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 독립변수로 사용하는 회귀모형을 제안하였고 실증분석에서는 인플레이션율로 추정된 회귀계수가 1에 가까울수록 해당 자산의 인플레이션 헤지 효과가 높은 것으로 보고하였다.

Fama and Schwertz는 어떤 자산에 대한 인플레이션이 완전 헤지가 되기 위해서는 자산수익률이 기대인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션 모두와 상관관계를 가지고 변화하는 것이 필요하다고 보고하였다.

따라서, 자산수익률과 인플레이션간의 관계는 Fama and Schwertz의 연구 이후 광범위한 실증연구의 대상이 되어 왔으며, 많은 선행연구들은 부동산 자산이 주식이나 다른 대체자산보다 인플레이션에 대해 양호한 헤지 수단이라는 것을 보고하고 있다.

이러한 선행연구를 종합하여 볼 때 인플레이션 헤지 능력을 검증하는 방정식에서 가장 중요한 변수는 기대 인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션, 그리고 인플레이션의 대리변수이다. 인플레이션의 대리변수는 다

1) 인플레이션 헤지(inflation hedge)는 일반적으로 인플레이션율과 자산의 수익률간의 공통된 움직임이라 정의할 수 있다. 최희갑·임병준(2009)의 연구는 투자에 따른 수익률이 인플레이션에 영향을 적게 받을수록 투자자산의 인플레이션 헤지효과는 우월하다고 정의하고 있는데, 본 연구에서도 인플레이션 헤지를 소비자물가의 변화와 동일한 수준의 자산명목수익률의 상승으로 정의하고자 한다.

양한 대응변수들을 사용할 수 있으나 본 연구에서는 소비자물가지수 변화율을 대리변수로 사용하기로 한다.<sup>2)</sup> 한편 기대하지 않은 인플레이션은 실제인플레이션과 기대 인플레이션의 오차(random error)를 반영하며, 본 연구에서는 전통적인 Fama and Schwert의 방법론에 따라 인플레이션 대응변수를 사용하여 기대 인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션으로 분해하여 분석하기로 한다.

본 연구는 선행연구의 분석결과를 종합하여 이를 시간영역(time domain) 분석으로 정의하고 기존연구에서 고려되지 못했던 빈도영역(frequency domain) 분석을 추가하여 시간영역과 빈도영역을 함께 고려하여 자산가격과 인플레이션 헤지의 관계를 분석하고자 한다. 구체적으로 시간영역 분석에서는 Fama and Schwert의 방법론에 더하여 단기 인플레이션 모형과 장기 공적분 검증을 동시에 사용하여 분석하기로 하였으며 빈도영역 분석에서는 스펙트럴 분석(spectral analysis)을 고려하여 자산가격과 인플레이션 헤지의 장기 주기를 분석하였으며 이를 통해 본 연구는 선행연구에서 고려하지 않았던 주기를 고려한 자산과 인플레이션의 관계를 분석하고 시사점을 도출하고자 한다.

스펙트럴분석을 통해 자산수익률과 인플레이션간의 장기적 관련성을 확인해볼 수 있을 것으로 기대되며, 만약 주택가격변화율과 인플레이션 시계열에 공통적인 순환주기가 내재되어 있고 아울러 공통적인 순환주기 하에서 양 시계열이 선행행하는 움직임을 가지고 있음을 확인할 수 있다면, 시간영역에서 분석한 주택자산의 인플레이션 헤지효과를 보다 더 강력히 지지할 수 있는 실증적 근거를 제시할 수 있다고 본다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 선행연구를 살펴보며, 제 III 장에서는 본 연구에서 사용한 이론모형 및 데이터를 살펴 보기로 한다. 제 IV 장에서는 시간영역과 빈도영역의 실증분석결과를 제시하며, 마지막으로 제 V 장에서는 연구의 결론과 한계 그리고 향후 연구방향을 논의한다.

2) 인플레이션 대응변수는 소비자물가지수(CPI), 생산자 물가지수, GDP 디플레이터를 사용할 수 있으나 본 연구에서는 자산가격의 헤지를 분석하기 때문에 소비자 물가지수를 인플레이션의 대응변수로 사용하였다.

## II. 선행연구의 검토

우리나라는 부동산이나 주택자산의 인플레이션 헤지 특성에 대한 연구가 많지 않은 편으로 대표적인 연구로는 박정윤(1990), 김준원·최희갑(2006), 최희갑·임병준(2009), 최차순(2012), 김상배(2015)의 연구가 있다.

박정윤(1990)은 Fama and Schwert(1977)의 방법론을 준용하여 1973년부터 1988년을 분석대상으로 하였으며 분석대상 자산은 주식, 토지이며 이들 자산을 이용하여 주택의 인플레이션 헤지기능을 분석하였다. 실증분석결과 주식은 인플레이션을 헤지 하지 못하는 것으로 분석되었고 토지와 주택은 부분적으로 인플레이션 헤지 기능을 가지는 것으로 보고하였다.

최희갑·임병준(2009)의 연구는 박정윤의 연구와 같은 방법론인 Fama and Schwert의 분석방법을 이용하여 한국시장의 부동산 인플레이션 헤징 특성을 연구하였다. 최희갑·임병준은 전통적인 ARMA 시계열분석 방법과 함께 새로운 주관적 지표를 사용하여 분석하였다. 실증분석결과 실질수익률을 인플레이션에 대해 분석한 직접인과모형에서 역헤지의 효과가 있는 것으로 보고하고 있다. 이와함께 최희갑·임병준은 명목주택수익률과 인플레이션에 동시에 영향을 미치는 변수의 누락을 검증하기 위해 경기순환과 금융비용을 대리할 수 있는 산업생산지수와 단기이자율을 모형에 추가하여 인플레이션 헤지 특성을 종합적으로 분석하였다.

최차순(2012)은 주택의 기대인플레이션 헤징에 대한 실증분석을 통해 투자자들에게 도움이 되는 시사점을 제시하려고 하였다. 이를 위해 가중평균기대가설방식으로 기대인플레이션을 추정하여 주택의 유형별, 규모별, 고·저인플레이션기간으로 구분하여 월별 및 분기별로 검증을 하였다. 실증분석결과 주택은 기대인플레이션에 대하여 완전한 헤징능력은 존재하지 않고 부분적인 헤징능력이 있는 것으로 확인되었다. 또한 주택은 기대하지 못한 인플레이션에 대하여 헤징능력을 가지지 못하는 것으로 분석되었으며 주택 유형에 따라 저 인플레이션기간 보다 고 인플레이션기간에 부분적으로 헤징기능을 가지는 것으로 나타났다.

김상배(2015)는 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력에 대해 주식형 펀드 수익률이 인플레이션과 양(+)의 관계를 가지는 경우 그 주식형펀드는 인플레이션 헤지능력이 있다고 정의하고, 주식형 펀드에서의 인플레이션 헤지능력이 펀드매니저의 능력(skill)에 기인한 것인지, 표본추출오차(sampling variation)에 의한 운(luck)에 기인한 것인지를 구분하기 위해 부트스트랩(bootstrap)을 이용한 횡단면 운분포(cross-sectional luck distribution)를 이용하여 분석하였다. 실증분석결과, 실제 인플레이션과 기대인플레이션을 이용한 분석에서는 소수의 주식형펀드가 인플레이션과 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났으나, 횡단면 운분포를 이용하여 검토한 결과, 이러한 결과는 펀드매니저의 능력이라기보다는 운에 의한 것으로 해석하였다. 또한, 펀드의 운용스타일을 ‘대형/소형’ 그리고 ‘가치/성장’으로 구분하여 추정한 결과 역시 전체 표본을 이용한 분석결과와 유사한 것으로 보고하고 있으며 마지막으로 인플레이션 헤지능력의 지속성을 검토해 보았을 때, 국내 주식형펀드에서는 지속성이 관찰되지 않은 것으로 보고하고 있다.

자산의 인플레이션 헤지에 관한 해외연구는 상대적으로 국내보다 많고 방법론도 다양하다. 미국시장을 대상으로 한 연구는 Fama and Schwert, Wurtzbaach, Muller and Machi(1991)의 연구가 대표적이다. 먼저 Fama and Schwert은 1953-1971년 기간 중 주거용 부동산이 기대인플레이션과 예상치 못한 인플레이션에 대해 완전한 헤지를 제공하였다고 보고하였다. Wurtzbaach, Muller and Machi는 오피스 및 산업용 부동산 수익률이 기대하지 않은 인플레이션에 대해 헤지하지 못하는 것을 실증적으로 증명하였다.

Limmack and Ward(1988)의 연구는 영국을 대상으로 인플레이션 헤지를 분석하였는데 실증분석결과는 미국을 대상으로 한 연구결과와 유사한 것으로 보고하고 있다.

Barkham, Ward and Henry(1996)도 영국을 대상으로 인플레이션 헤지를 분석하였는데 실증분석결과 단기적인 측면에서 기대인플레이션과 실제인플레이션에 있어서의 변화는 부동산 투자수익률에 영향을 미치는 것

으로 보고하였다. 반면, 장기분석에서는 부동산 투자수익률과 인플레이션 사이에 공적분관계가 존재함을 증명하였다. Barkham, Ward and Henry는 대부분의 선행연구와 같이 인플레이션을 ARIMA모형을 활용하여 기대된 부분과 기대하지 않은 부분으로 분해한후 공적분검증을 이용하여 장기관계를 검정하였다.

Hoesli, MacGregor, Matysiak and Nanthakumaran(1997)은 기대되지 않은 인플레이션이 고정소득에 의해 헤지되지 않고 부동산의 자본이득에 의해 유의하게 헤지 된다는 것을 보였다.

이외에도 다수의 연구결과가 존재하지만 본 연구는 이러한 선행연구의 연구결과를 종합하여 방법론적인 측면에서는 Fama and Schwert의 분석 방법을 이용하여 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 분리하여 분석하였으며 선행연구에서 사용한 단기분석과 장기 공적분 검증을 동시에 사용하여 종합적으로 분석하기로 한다.

한걸음 나아가 본 연구는 선행연구에서 고려하지 않았던 주택가격 상승과 하락의 순환주기별로 자산과 인플레이션의 관계를 분석하여 시사점을 도출하는 것과 함께 선행연구에서 확인된 주택가격과 자본시장과의 관계 및 주요 거시경제와의 관계를 추가적으로 분석하고자 한다.

거시경제변수의 장기적 관련성을 분석하는데 있어서 빈도영역에서의 분석법인 이변량 스펙트럴분석법이 사용된 문헌사례는 그다지 많이 찾아볼 수는 없는데 대표적으로 Cho and Ma(2006)와 마승렬·박상범(2003)의 연구를 들 수 있다. Cho and Ma는 이변량 스펙트럴분석법을 이용하여 주택가격상승률과 이자율간의 장기적 관련성을 확인하였으며, 마승렬·박상범은 임금상승률과 인플레이션간의 관계를 이변량 스펙트럴분석법을 이용하여 확인하였다. 이들 연구는 모두 스펙트럴분석 결과가 이변량 시계열간의 장기적 관련성을 분석하는데 있어서 기존의 시간영역에서의 분석결과를 보완할 수 있는 유용한 분석도구가 될 수 있음을 입증하였다.

### III. 분석모형 및 데이터

#### 1. 시간영역 연구 이론모형

본 연구는 부동산 자산과 인플레이션의 관계를 분석하기 위해 시간영역(time domain)과 빈도영역(frequency domain)으로 구분하여 부동산 자산이 인플레이션을 헤지하는지를 고찰하였다. 시간영역 연구는 기존 선행연구에서 사용한 방법론을 준용하였으며 빈도영역 분석방법은 스펙트럴 분석(spectral analysis)을 이용하여 분석하였다.

본 연구는 서론에서 언급한 것처럼 Fama and Schwertz의 연구에서 Fisher가 제안한 가설을 일반화하여 인플레이션 헤지를 실증 분석하는 방법론을 준용하기로 한다.

Fama(1981)의 연구는 인플레이션율을 본원통화의 증가율( $\Delta BG_t$ )과 산업생산의 실질증가율( $\Delta PR_t$ )로 설명하고 있다. 실질증가율에는 미래에 대한 완전한 통찰력을 암묵적으로 가정하여 당기와 미래의 값이 포함되어 분석하였다.<sup>3)</sup>

적응적 기대이론(adaptive expectation)은 기대인플레이션을 구할 수 있는 다른 방법으로 알려져 있다.<sup>4)</sup> 이는 당기의 인플레이션 추정치는 전기의 기대 인플레이션율과 실제인플레이션과의 차이로 조정할 수 있다는 개념에 기초하고 있으며 이는 결국 Box-Jenkins가 제안한 ARIMA 접근 방식을 사용하는 단일변수 시계열모형에 의존하는 방법으로 해석할 수 있다.

3) Fama(1981)의 연구에서 사용한 수식은 다음과 같다.

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta BG_t + \beta_2 \Delta PR_t + \beta_3 \Delta PR_{t+k} + \eta_t$$

4) 적응적 기대이론은 과거의 자료를 바탕으로 예측오차를 조금씩 수정하여 미래를 예측하는 방법이다. 대표적 사례는 지난해의 인플레이션을 이용하여 금년의 인플레이션을 예측해 보는 것이다. 1960년대 통화주의학파는 경제주체들이 적응적 기대를 한다고 주장하였으며, 이는 1930년대 고전학파가 주장한 합리적 기대이론(rational expectation)과 상충되는 개념이다.

$$\begin{aligned}\pi_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \epsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} \\ \epsilon_t &= WN(0, \sigma^2)\end{aligned}\quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기서  $\pi_t$ 에 대한 추정치를 기대인플레이션으로 간주할 수 있으며, 그 잔차항  $\epsilon_t$ 는 기대되지 않은 인플레이션율로 볼 수 있다. 본 연구에서도 이러한 선행연구의 방법을 사용하여 ARIMA 모형을 활용하여 기대인플레이션을 추정하기로 한다.

상기 방정식을 추정하여 기대 인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 분석한 후 본 연구에서는 다음과 같은 다중회귀모형을 검증하였는데 종속변수는 주택자산수익률이고 추정된 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 독립변수로 사용한 후 주가지수수익률과 GDP 성장률 변수를 함께 고려한 모형을 설정하였다.

$$\Delta RE_t = \beta_0 + \beta_1 EIR_t + \beta_2 UIR_t + \beta_3 \Delta GDP_t + \beta_4 \Delta ST_t + \mu_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서  $\Delta RE_t$ 는 자산수익률,  $\Delta EIR_t$ 는 기대인플레이션율,  $\Delta UIR_t$ 은 기대하지 않은 인플레이션율,  $\Delta GDP_t$ 는 GDP 성장률,  $\Delta ST_t$ 는 주가지수수익률을 의미한다.

본 연구에서는 자산수익률과 인플레이션을 포함한 다른 독립변수들간의 장기 균형관계를 분석하였는데 이를 확인하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 구체적으로 요한센 공적분 검정(Johansen co-integration tests), DOLS 공적분 검정(the dynamic ordinary least squares cointegration tests) 방법론을 사용하여 장기관계를 분석하였다.

요한센 공적분검정(Johansen co-integration tests)은 다음과 같이 수정하여 VECM으로 표현할 수 있고 다음 산식에 근거하여 요한센 공적분 검정을 실시하여 자산수익률과 인플레이션간의 장기관계를 분석하기로 한다.



$$\begin{aligned} \Delta x_i &= C_1 \Delta x_{i-1} + \dots + C_{k-1} \Delta x_{i-r+1} + C_0 x_{i-1} + \mu + \epsilon_i \\ C_0 &= \alpha \beta' \end{aligned} \quad \text{<식 3>}$$

여기서  $C_0$ 는 공적분 벡터,  $\alpha$ 는 조정속도를 의미하며 수준변수의 정보를 공적분 회귀식에서 분석결과를 제시한다. 선행연구를 종합하면 자산 수익률과 인플레이션은 장기적인 관계를 가지고 있다고 할 수 있으며 이 경우 장기균형방정식은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$RE_t = \alpha_1 + \beta_1 \pi_t + \epsilon_t \quad \text{<식 4>}$$

여기서  $RE_t$ 는 자산수익률,  $\pi_t$ 는 인플레이션을 의미한다. 그러나 상기 방정식은 점근적인 t 분포를 가지지는 않기 때문에 공적분 에러(cointegration error)가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 본 연구는 Saikkonen (1991)과 Stock and Watson (1993) 등이 제안한 DOLS(the dynamic ordinary least squares) 방법을 사용하여 공적분 관계를 분석하기로 한다. DOLS는 회귀식에 lags와 leads 항목들을 동시에 고려하는 방법으로 다음과 같은 산식으로 표현이 가능하다.

$$RE_t = \alpha_1 + \beta_1 \pi_t + \sum_{k=-p}^p \gamma_{1k} \Delta \pi_{t+k} + \epsilon_t \quad \text{<식 5>}$$

## 2. 빈도영역 연구: 스펙트럴 분석

본 연구에서는 시간영역에서의 방법론을 이용한 분석에 추가하여 빈도영역 분석방법인 스펙트럴 분석을 추가하여 분석하였다. 일반적으로 분석대상 시계열의 순환주기가 알려져 있는 경우에는 <식 6>과 같이 조화 분석(harmonic analysis)을 통해 시계열의 순환성분을 모형화할 수 있다.

$$Y_t = \mu + A\cos(\omega t) + B\sin(\omega t) + \varepsilon_t \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

여기서

$Y_t$ : 시점  $t$ 에서의 변수  $Y$ 의 관찰값,

$\mu$ : 시계열의 평균값,

$\omega$ : 각빈도수(angular frequency)( $\omega = 2\pi/\tau$ ),

$\tau$ : 순환주기,

$t$ : 관찰치( $t = 0, 1, 2, \dots, N$ ),

$\varepsilon_t$ : 평균0, 분산 $\sigma^2$ 인 백색잡음과정

순환주기는 주기도분석(periodogram analysis)을 통해 식별할 수 있는데, 분석대상 시계열 자료에서 하나 또는 몇 개의 순환주기 근사치를 식별(identify)할 수 있다. 주기도모형은 시계열을  $N/2$ 개의 주기성분의 합으로 표현한 것으로서 조화분석의 다수의 집합으로 이루어지는 분석방법이며 다음과 같이 표현된다.

$$Y_t = \mu + \sum_i [A_i \cos(\omega_i t) + B_i \sin(\omega_i t)] + \varepsilon_t, \text{ for } i = 1, 2, 3, \dots, N/2 \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

여기서

$\cos(\omega_i t)$ : 모든 시점에서 구한 각빈도수

$\omega_i$ 의 코사인함수,

$\sin(\omega_i t)$ : 모든 시점에서 구한 각빈도수  $\omega_i$ 의 사인함수

주기도분석은 표본추출오류가 큰 결함을 갖고 있기 때문에 이 문제점의 완화를 위해 평활(smoothing)기법을 사용하여 주기도분석을 수정한 스펙트럴분석(spectral analysis)이 사용된다. 빈도영역(frequency domain)에서의 두 시계열간의 관계에 대한 정보를 얻기 위해서는 교차 스펙트럴분석(cross-spectral analysis)을 시행할 수 있다. 특정 빈도대(frequency bands)에 있어서의 두 시계열간의 관련성의 정도는 제곱결합도(squared coherence:  $s_{x,y}(w)^2$ )의 통계량으로 확인할 수 있고, 두 시계열간의 시차관계는 위상(phase:  $\phi_{x,y}(w)$ ) 통계량으로 확인할 수 있다.<sup>5)</sup>

5) 제곱결합도는 스펙트럼에서의 각각의  $N/2$ 개의 빈도 중 특정빈도에 있어서의 두 시계열간 분산의 공유된 정도(percentage of shared variance)를 나타내는데 회귀분석에서의  $R^2$ 와 유사한 개념이다. 위상은 주어진 빈도에 있어서 시계열  $x$ 의 정점(peaks)과 시계열  $y$ 의 정점간의 타이밍

시계열  $x$ 와 시계열  $y$ 의 개별적 평활스펙트럼과 두 시계열의 평활화된 교차스펙트럼을 이용하면 각각의 빈도  $w$ 에서의 두 시계열간의 제곱결합도( $s_{x,y}(w)^2$ ) 값을 <식 8>과 같이 추정할 수 있다.

$$s_{x,y}(w)^2 = \frac{g_{x,y}(w)^2}{g_{x,x}(w)g_{y,y}(w)} \quad \text{<식 8>}$$

여기서

$g_{x,y}(w)$ : 평활화된 교차스펙트럼,

$g_{x,x}(w)$ : 시계열  $x$ 의 평활스펙트럼,

$g_{y,y}(w)$ : 시계열  $y$ 의 평활스펙트럼

위상(phase:  $\Phi_{x,y}(w)$ ) 통계량은 <식 9>와 같이 교차스펙트럼의 허수( $Im$ )와 실수( $Re$ ) 부분을 사용하여 계산한다.

$$\Phi_{x,y}(w) = \arctan \left[ \frac{Im g_{x,y}(w)}{Re g_{x,y}(w)} \right] \quad \text{<식 9>}$$

스펙트럴분석을 통해 우리는 자산수익률과 인플레이션간의 장기적 관련성을 확인해볼 수 있는데, 주택가격변화율과 인플레이션 시계열에 공통적인 순환주기가 내재되어 있고 아울러 공통적인 순환주기 하에서 양 시계열이 선행하는 움직임을 가지고 있음을 확인할 수 있다면, 시간영역에서 수행한 주택자산의 인플레이션 헤지효과를 보다 더 강력히 지지할 수 있는 실증적 근거를 마련하게 될 것이다.

### 3. 분석 데이터

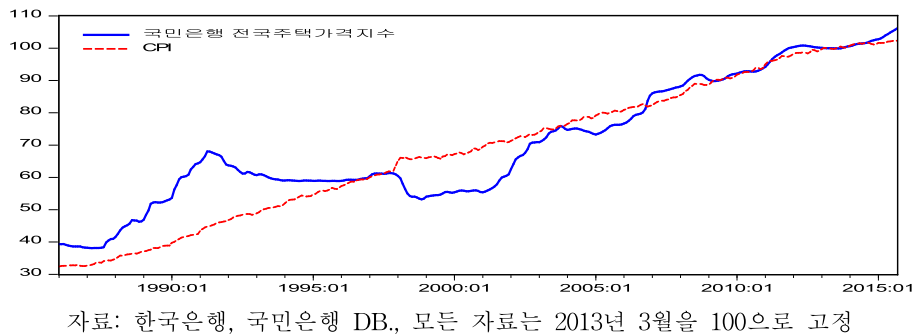
본 연구에서는 주택매매가격, CPI, GDP 그리고 주가지수 등을 주요 분석 대상변수로 선정하여 분석하기로 하며, 분석기간은 자산과 인플레이션의 장기분석을 고려하여 주택매매가격을 구할 수 있는 가장 긴 시계열 즉, 1986년 1월부터 2015년 9월까지로 분석기간을 설정하고 분석하였다. 실증분석을

(timing)을 나타낸다(Warner(1998) 참조).

위해 사용된 주택매매가격지수는 국민은행의 전국 주택매매가격지수를 사용하였고, 인플레이션을 대응할 시계열 자료는 통계청이 발표하는 소비자물가지수(CPI)로 추정하였다. 소득을 대신하는 거시경제지표는 국내총생산(GDP) 금액을 사용하였으며 연도단위로 발표되는 GDP 금액은 월별로 구성을 위해 선형보간법을 이용하여 월별 보간자료로 구성하였다.

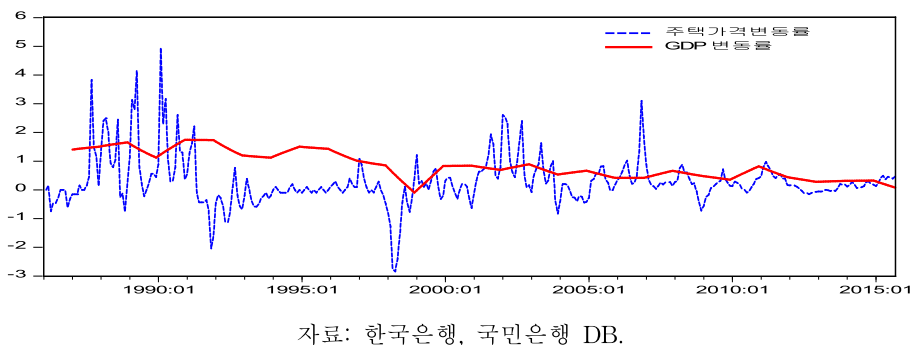
<그림 1>은 주택가격지수와 CPI 추이 비교를 보여주고 있는데 본 연구의 분석기간동안 <표 2>에서 제시된 것처럼 평균회귀 측면에서 서로 해지하는 것으로 볼 수 있으며, 따라서 본 연구는 이러한 두 시계열 추이가 실제로 인플레이션을 해지하는 지를 검증하고자 한다.

<그림 1> 주택가격지수와 CPI 추이 비교



<그림 2>는 주택가격변동율과 GDP 변동률의 추이를 보여주고 있는데 분석기간동안 GDP 변동률보다 주택가격변동율의 변동성이 큰 것을 확인할 수 있다.

<그림 2> 주택가격변동율과 GDP 변동률 추이비교



본 연구에서 사용한 주요변수들의 세부 설명은 <표 1>에 제시되어 있다. 본 연구는 주택자산의 인플레이션 헤지효과 검증과 동시에 추가적으로 주택가격과 자본시장과의 관계 및 주요 거시경제와의 관계를 추가적으로 분석하기 위하여 주가지수 및 주요 거시경제변수를 분석 대상변수로 선정하였다.

주택가격지수는 국민은행 전국 주택매매가격지수를 사용하였으며, 소비자물가지수는 한국은행에서 발표하는 월별자료를 사용하여 분석하였다. 국내총생산 변수는 한국은행에서 발표하는 자료를 이용하여 분석하였으며 통화량 변수는 광의의 통화(M2)를 사용하기로 한다. 실업률 변수는 전국실업률 변수를 사용하였으며 주가지수는 KOSPI 월말종가지수를 사용하여 분석하였다.<sup>6)</sup>

<표 1> 변수의 정의

변수명	변수의 설명	자료원
주택가격지수	국민은행 아파트매매 가격지수	국민은행 DB
CPI	소비자물가지수	한국은행 DB
GDP	국내총생산	한국은행 DB
M2	통화량(광의의 통화)	한국은행 DB
실업률	전국 실업률	한국은행 DB

본 연구에서 사용한 데이터의 기초통계량은 <표 2>에 제시되어있다. <표 2>의 기술통계량을 보면 국민은행 전국 주택매매가격지수의 평균값(2013년 3월=100으로 고정)은 70.4로 나타났으며 소비자물가지수의 평균값은 68.6, 평균 실업률은 3.6%로 분석되었다.

6) 본 연구에서는 t 시점의 주택가격과 t 시점의 CPI가 상호 설명변수로 사용되는 경우 발생할 수 있는 동시성 편의(simultaneity bias) 또는 내생성 문제가 발생하는 지를 확인하기 위하여 자기 시차변수를 도구변수를 이용하여 하우스만 테스트를 실시한 결과 CPI 잔차변수의 회귀계수가 통계적으로 유의적이지 않은 것으로 분석되어 동시성 편의 및 내생성 가설을 기각하는 것으로 분석되었다.

&lt;표 2&gt; 기초통계량

변수명	관측치	평균	최대값	최소값	표준편차
주택가격지수	357	70.4	106.2	38.1	19.0
CPI	357	68.6	102.4	32.4	21.6
GDP(십억원)	357	698,421	1,485,078	88,456	439,067
M2(십억원)	357	828,924	2,220,730	43,013	641,044
실업률(%)	196	3.6	6.7	2.7	0.7
주가지수	273	1,194.7	2,192.4	297.9	551.4

본 연구는 실증분석에 앞서 먼저 분석에 사용된 변수들이 안정적인지, 즉 단위근을 가지고 있는지, 즉 시계열 자료들의 안정성 여부를 먼저 검정하였다. 시계열 안정성 여부를 검정하기 위해 사용한 단위근 검정 방법은 보편적으로 알려진 ADF(augmented Dickey-Fuller) 방법을 이용하여 검정하였으며 결과는 <표 3>에 제시하였다. 일반적으로 단위근(Unit root)이 존재하는 불안정 시계열을 전통적인 회귀분석으로 분석하면 상관관계가 없는 변수도 통계적인 의미를 가지는 것처럼 가성회귀(spurious regression) 현상이 발생하기 때문에 시계열 분석을 위해서 단위근의 존재 유무를 검증하는 과정이 반드시 필요하다.

단위근 분석결과 전국 주택매매가격지수, CPI, GDP, M2, 실업률, 주가지수 등 모든 변수들이 불안정 시계열로 분석되었으며 1차 차분한 결과 모두 안정 시계열로 분석되었다. 따라서 시간영역과 빈도영역 분석시 전통적인 회귀모형에서는 안정시계열을 이용하여 분석하고, 공적분 검정은 불안정 시계열을 사용하여 분석하기로 한다.

&lt;표 3&gt; 단위근 검정결과

변수명	수준변수	확률	차분변수	확률
주택가격지수	-0.597	0.868	-4.437	0.001
CPI	-1.050	0.736	-12.819	0.001
GDP	0.147	0.969	-3.004	0.035

M2	3.971	0.975	-3.209	0.020
실업률	-2.708	0.075	-5.779	0.001
주가지수	-0.897	0.788	-15.429	0.001

#### IV. 실증분석 결과

##### 1. 자산의 인플레이션 헤지 분석

일반적으로 회귀모형 분석에서 독립변수들간의 상관관계가 지나치게 높으면 변수들간의 영향으로 인해 다른 분석결과를 나타낼 수 있으므로 본 연구에서는 주요 분석대상 변수들간의 상관관계를 분석하였다. 상관관계 분석결과는 <표 4>에 제시하고 있는데 대부분의 변수들간의 상관계수가 높지 않은 것으로 분석되었다.

<표 4> 상관분석 결과

변수명	HPI	CPI	GDP	M2	실업률
HPI	1.00				
CPI	0.07	1.00			
GDP	0.19	0.20	1.00		
M2	0.23	0.01	-0.02	1.00	
실업률	-0.04	0.18	0.20	-0.15	1.00
주가지수	-0.02	-0.07	-0.06	0.02	0.11

기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션의 주택가격에 대한 인플레이션 헤지 능력을 평가하기 위해서는 기대인플레이션을 추정하고 이를 실제 인플레이션에서 차감하여 기대되지 않은 인플레이션을 계산하여야 한다.

본 연구는 <표 5>에서 제시한 모형에 따라 ARIMA모형에 의한 기대인플레이션을 추정하였는데 총 4개의 ARIMA 모형을 사용하였다.

최종적으로 사용한 모형은  $ARIMA(1,1,0)$ ,  $ARIMA(0,1,1)$ ,

ARIMA(1,1,1), ARIMA(3,1,1) 등 4개의 모형이다. ARIMA(1,1,0) 모형은 AR(1)만 고려한 모형이고 모형이 정확히 식별되었음을 확인할 수 있다. ARIMA(0,1,1)는 MA(1) 모형으로 ARIMA(0,1,1) 모형도 정확히 식별된 것을 확인할 수 있다. 다음은 AR과 MA를 모두 고려한 ARIMA(1,1,1)이지만 <표 5>에서 확인 할 수 있는 것처럼 AR(1) 회귀계수가 통계적으로 유의적이지 않아 ARIMA(3,1,1) 모형을 추가로 분석하였다.

최종적으로 AIC와 SC통계량을 고려할 때 ARIMA(3,1,1) 모형이 AR과 MA 항을 모두 포함한 최적 모형으로 식별되었다. 따라서 본 연구에서는 이후의 모형 분석에 AIC와 SC통계량을 기준으로 선정한 ARIMA(3,1,1) 모형을 사용하여 분석하기로 한다.

<표 5> 기대인플레이션 분석을 위한 ARIMA 분석결과

변수명	ARIMA(1,1,0)		ARIMA(0,1,1)		ARIMA(1,1,1)		ARIMA(3,1,1)	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
상수항	0.32	8.16 <sup>a</sup>	0.32	9.16 <sup>a</sup>	0.32	8.64 <sup>a</sup>	0.32	10.17 <sup>a</sup>
AR(1)	0.34	8.48 <sup>a</sup>			0.13	1.12		
AR(3)							-0.13	-2.61 <sup>a</sup>
MA(1)			0.35	8.44 <sup>a</sup>	0.25	2.18 <sup>b</sup>	0.37	8.88 <sup>a</sup>
AIC 통계량	1.25		1.24		1.24		1.23	
SC 통계량	1.28		1.27		1.28		1.27	
수정된 설명력	0.11		0.12		0.12		0.13	

주) 1. <sup>a</sup>: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>b</sup>: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>c</sup>: 10% 유의수준에서 통계적으로 유의

2. 종속변수: 인플레이션

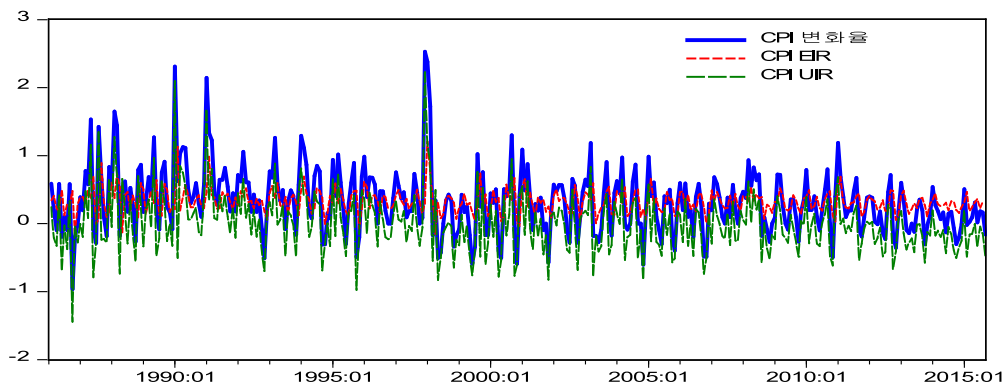
<그림 3>은 ARIMA(3,1,1) 모형을 이용하여 분석한 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션의 분석 결과를 그림으로 보여주고 있다. 이론 모형에서 언급한 것처럼 주택가격에 대한 인플레이션 헤지 능력을 평가



하기 위해서는 기대인플레이션을 추정하고 이를 바탕으로 기대하지 않은 인플레이션을 계산하여야 한다.

<그림 3>에서 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션의 추정결과를 그림으로 확인할 수 있다. 본 연구에서는 이후의 연구에 <표 5>의 모형으로 계산한 기대인플레이션(expected inflation rate; EIR)과 기대하지 않은 인플레이션(unexpected inflation rate; UIR)을 이용하여 분석하기로 한다.

<그림 3> 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션 (ARIMA(3,1,1) 모형)



<표 6>은 ARIMA 모형 강건성 비교분석 결과를 제시하고 있다. 예상과 같이 기대 인플레이션은 모든 모형에서 통계적으로 유의적인 것으로 분석되었다.

이러한 결과는 특히 Fama and Schwertz의 연구 등 미국 부동산시장의 연구결과와 유사한 것으로 해석할 수 있다. 즉, 이는 기대 인플레이션에 대한 양(+)의 헤지의 결과로 해석할 수 있다. 최종적으로 기대인플레이션을 독립변수로 사용하여 분석한 결과를 해석하면, AR이나 MA만을 고려한 모형보다 AR이나 MA항을 모두 고려한 ARIMA(3,1,1) 모형에서의 기대인플레이션 회귀계수가 1.0에 가장 가까운 값을 보여주어 최적모형인 것을 확인할 수 있다.

〈표 6〉 ARIMA 모형 비교분석 결과

변수명	ARIMA(1,1,0)		ARIMA(0,1,1)		ARIMA(1,1,1)		ARIMA(3,1,1)	
	회귀 계수	t 값	회귀 계수	t 값	회귀 계수	t 값	회귀 계수	t 값
상수항	-0.09	-1.32	-0.01	-0.12	-0.05	-0.76	-0.01	-0.11
기대 인플레이션	1.06	5.07 <sup>a</sup>	0.81	3.91 <sup>a</sup>	0.93	4.85 <sup>a</sup>	1.02	7.58 <sup>a</sup>
수정된 설명력	0.12		0.07		0.11		0.14	

주) 1. <sup>a</sup>: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>b</sup>: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의,  
<sup>c</sup>: 10% 유의수준에서 통계적으로 유의  
 2. 종속변수: 인플레이션 변화율

〈표 7〉은 주택자산의 인플레이션 헤지 분석결과를 제시하고 있다. 모형1은 GDP 변동률만을 고려한 모형이고 모형2는 모형1에서 고려하지 못한 주가지수 변동률 변수를 추가하여 주택자산과 자본시장과의 관계를 분석하였다. 두 모형 모두 기대인플레이션 변수는 통계적으로 유의적인 것으로 분석되었으며 기대하지 않은 인플레이션은 모형2에서 통계적으로 유의적인 것으로 분석되었다.<sup>7)</sup>

그러나 GDP 변동률 변수 또한 모형1과 모형2에서 모두 통계적으로 유의적인 것으로 분석되어 소득의 증가와 주택가격은 양(+의) 관계를 가지는 것으로 분석되었다. 그러나 주택시장과 자본시장의 관계를 고려한 모형2에서 주가지수 변동률 변수는 예상과 다르게 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다.<sup>8)</sup> 따라서 자본시장의 주가지수와 자산시장의 주택 매매가격지수 사이에 존재할 것으로 기대되었던 통계적으로 유의적인 관계를 확인하지 못하였다.

본 연구는 주택가격과 인플레이션 변수 사이에 장기적인 관계가 존재하는 지를 분석하였는데 이를 위해 요한센 공적분 검정, DOLS 공적분 검정을 실시하여 변수들 사이에 장기적인 공적분 관계가 존재하는 경우 VECM과 확장 VECM 분석을 추가하여 자산과 인플레이션간의 장기관계를 분석하기로 한다.

7) 기대 인플레이션과 다르게 기대하지 않은 인플레이션의 헤지에 대해서는 다소 상반된 결론들이 존재하는데 기대하지 않은 인플레이션의 헤지 기능이 없다는 대표적인 연구는 Wurtzbaeh, Muller and Machi (1991)의 연구가 있다.

8) 통계청에서 제공하는 산업생산지수는 경기지표와 같은 방향으로 움직이는 것으로 알려져 있어 GDP를 대신할 수 있는 월별 전산업생산지수(2000년 1월부터 2015년 9월까지)를 이용하여 분석한 결과도 〈표 7〉의 분석결과와 큰 차이를 보이지 않았다.

<표 7> 주택가격의 단기 인플레이션헤지 효과분석

변수명	모형1		모형2	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
상수항	-0.261	-1.169	-0.151	-0.961
기대 인플레이션	0.761	5.586 <sup>a</sup>	0.268	2.636 <sup>a</sup>
기대하지 않은 인플레이션	-0.008	-0.140	0.065	1.667 <sup>c</sup>
GDPt	0.372	1.871 <sup>c</sup>	0.455	2.486 <sup>b</sup>
주가지수t			0.001	0.268
수정된 설명력	0.548		0.699	

주) 1. <sup>a</sup>: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>b</sup>: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의,  
<sup>c</sup>: 10% 유의수준에서 통계적으로 유의  
 2. 종속변수: 전국 아파트매매가격지수 변화율

<표 8>은 주택자산과 인플레이션간의 장기관계를 분석한 요한센 공적분 검정결과를 보여주고 있다. 실증분석결과 두 변수사이에는 공적분 관계가 존재하지 않는다는 Trace 통계량의 귀무가설이 기각되어 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 따라서 주택가격과 인플레이션 사이에는 장기적인 양(+)의 균형관계가 존재하는 것을 확인할 수 있으며, 소비자물가지수의 회귀계수가 -1.081로 나타나서 소비자물가지수가 1%p 상승할 때 주택가격이 1.018%p씩 상승하는 것으로 분석되었다. 본 연구는 이러한 요한센 공적분 분석결과를 바탕으로 VECM 분석을 진행하기로 하며, 추가적으로 DOLS 공적분 검정을 시행하여 주택가격과 CPI간의 장기관계에 대한 강건성을 테스트를 병행하기로 한다.

<표 8> 요한센 공적분 검정결과

변수명	$\beta$	$\alpha$	Trace 검정		
			귀무가설	r=0	r≤1
주택가격	1.000	0.001(0.0001) <sup>a</sup>	통계량	80.96	2.002
CPI	-1.018(0.245) <sup>a</sup>	0.003(0.001) <sup>a</sup>	p 값	0.000	0.773

주) 1. <sup>a</sup>: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>b</sup>: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의,  
<sup>c</sup>: 10% 유의수준에서 통계적으로 유의  
 2. ( )안의 수치는 표준오차

<표 9>는 DOLS 공적분 검정결과를 보여주고 있다. 모형1은 CPI 변수만을 고려한 것으로 한센 모수 검정(Cointegration Test - Hansen Parameter Instability) 결과와 비교하면 요한센 공적분 검증과 일치하는 것으로 나타났다.<sup>9)</sup>

GDP 변수를 포함한 모형2에서도 GDP 회귀계수가 통계적으로 유의하고 양(+)으로 분석되어 세 변수사이에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 주택가격과 인플레이션 사이에는 장기적인 균형관계가 존재한다는 요한센 공적분 분석결과를 재확인한 것으로 볼 수 있다.

<표 9> DOLS 공적분 검정결과

변수명	모형1		모형2	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
상수항	13.594	4.043 <sup>a</sup>	-30.443	-3.673 <sup>a</sup>
CPI	0.815	18.527 <sup>a</sup>	1.208	15.341 <sup>a</sup>
GDP			20.583	5.759 <sup>a</sup>
Lead	1		1	
Lag	1		1	
수정된 설명력	0.851		0.893	
분석기간	1986M01:2015M09		1986M01:2015M09	

<표 10>은 <표 9>과 <표 8>에서 확인한 공적분 검정결과를 이용하여 주택자산과 CPI 변수와의 관계를 VECM으로 분석하였다.<sup>10)</sup> 실증분석결과를 살펴보면 주택가격을 종속변수로한 모형에서는 공적분 벡터가 유의적이지 않은 것으로 분석되었다.

9) DOLS 공적분 분석의 적정 leads와 lags를 확인하기 위하여 SIC 검정에서는 lead=0, lag=0, 그리고 최대시차는 16으로 분석되었고 Hannan-Quinn 검정에서는 lead=3, lag=4, 최대시차는 16으로 분석되어 방법론마다 적정 leads와 lags가 차이가 있는 것으로 분석되었다. 그러나 어떤 방법론을 채택하여도 회귀계수값이 거의 차이가 나지 않아 본 연구에서는 fixed 값인 lead=1과 lag=1을 사용하여 분석하였다. 또한 DOLS 공적분 관계를 검증 위하여 한센 모수 검정(Cointegration Test-Hansen Parameter Instability)을 시행하였으며 공적분관계가 있다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 분석되었다.

Lc statistic	Stochastic Trends	Deterministic Trends	Excluded Trends	확률
0.000793	1	0	0	0.2

10) 적정시차를 결정하기 위해 주택가격과 CPI 변수의 VAR(p) 시차모형 분석결과 AIC, SC 통계량을 고려한 최적 시차는 2로 분석되었으므로 본 연구의 분석시차는 2를 사용하기로 한다.

주택가격 변수는 t-1와 t-2기에서 통계적으로 유의적인 영향을 주택가격 자신에게 미치는 것으로 분석되었으며 CPI 변수도 t-1와 t-2기에서 통계적으로 유의적인 영향을 주택가격에 미치는 것으로 분석되었다. CPI를 종속변수로 한 모형에서는 공적분 벡터가 통계적으로 유의적인 것으로 분석되었으며 주택가격 변수는 영향을 미치지 못하고 CPI 변수만 자신에게 통계적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

VECM 분석결과 본 연구의 주요 관심 대상인 주택가격을 종속변수로 한 회귀방정식의 공적분벡터가 통계적으로 유의적이지 않은 것으로 분석되어, 통계적으로 유의적이지 않은 시차변수를 제거하고 분석하는 확장 VECM 모형을 사용하여 추가 분석하기로 한다.

<표 10> VECM 분석결과

변수명	주택가격	CPI
상수항	0.067 [2.821] <sup>a</sup>	0.169 [8.821] <sup>a</sup>
공적분벡터t-1	-0.002 [-0.848]	0.003 [1.935] <sup>c</sup>
주택가격t-1	0.835 [15.934] <sup>a</sup>	0.038 [0.896]
주택가격t-2	-0.116 [-2.208] <sup>b</sup>	-0.037 [-0.869]
CPIt-1	0.147 [2.309] <sup>b</sup>	0.405 [7.846] <sup>a</sup>
CPIt-2	-0.212 [-3.325] <sup>a</sup>	-0.267 [-5.161] <sup>a</sup>
수정된 설명력	0.565	0.166

주) 1. <sup>a</sup>: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>b</sup>: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>c</sup>: 10% 유의수준에서 통계적으로 유의

2. [ ]안의 수치는 t 값

본 연구는 <표 10>에서 분석한 VECM 분석결과를 바탕으로 강건성 테스트를 위해 공적분 벡터를 분리하여 확장 VECM 분석을 시행한 결과를 <표 11>에 제시하였다. 모형1은 CPI t기 효과, 모형2는 CPI t-1기 효과를 분석하였으며 모형3은 거시경제변수들과의 관계를 분석하였다.

모형1, 2 분석결과 소비자물가지수는 t기와 t-1기에 주택가격에 영향을 주는 것으로 분석되었으며 거시경제변수와의 관계를 분석한 모형3에서는

통화량, 실업률 변수가 통계적으로 유의적인 영향을 주택가격에 미치는 것으로 나타났다. 그러나 자본시장을 대표할 수 있는 주가지수는 <표 10>의 VECM 분석결과와 같이 자산시장의 주택가격에 통계적인 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다.

<표 11> 확장 VECM 분석결과

변수명	모형1		모형2		모형3	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
상수항	0.21	3.91 <sup>a</sup>	0.18	3.29 <sup>a</sup>	0.55	2.24 <sup>b</sup>
공적분벡터 t-1	0.00	0.36	0.00	0.18	-0.04	-4.90 <sup>a</sup>
CPIt	0.22	2.28 <sup>b</sup>				
CPIt-1			0.33	3.46 <sup>a</sup>	0.18	1.78 <sup>c</sup>
M2t-1					0.58	4.21 <sup>a</sup>
주가지수t					0.01	0.11
실업률t					-0.22	-3.17 <sup>a</sup>
수정된 설명력	0.01		0.03		0.16	

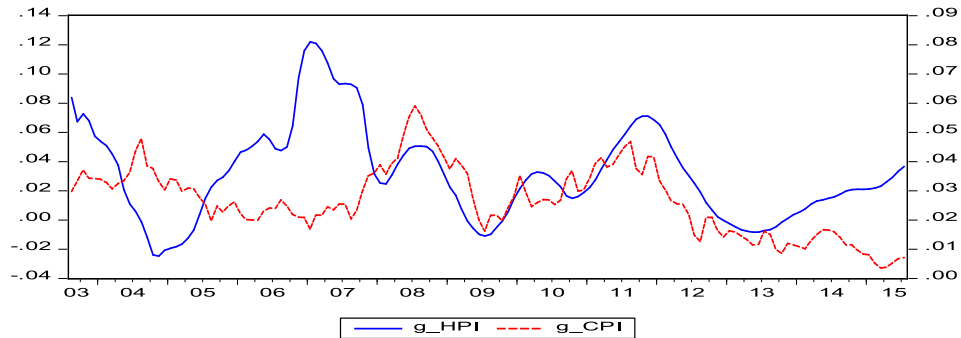
주) <sup>a</sup>: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>b</sup>: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의, <sup>c</sup>: 10% 유의수준에서 통계적으로 유의

## 2. 스펙트럴 분석 결과

본 연구에서는 주택자산의 인플레이션 헤지효과 분석에 지금까지의 시간영역에서의 분석방법론에 추가하여 빈도영역에서의 분석방법론인 스펙트럴분석을 시행하였다.

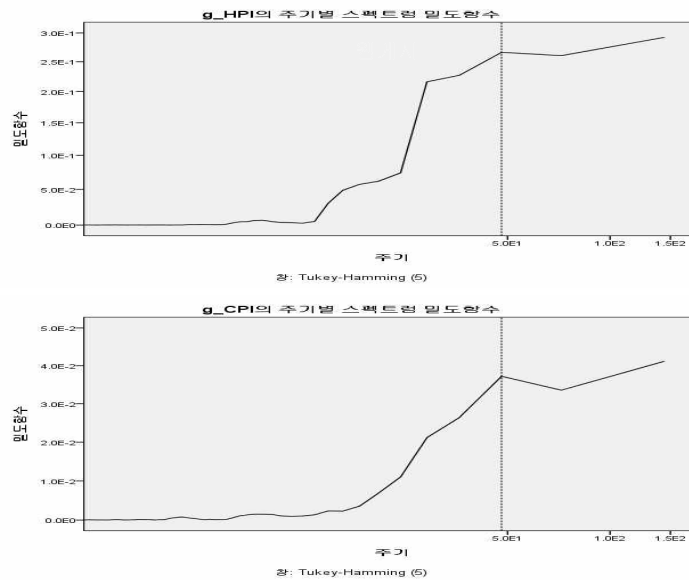
본 연구의 스펙트럴분석에서는 순환주기의 추정을 위해 전국주택매매가격지수(HPI)와 소비자물가지수(CPI)의 전년동월대비변화율 자료를 사용하여 분석하였다. <그림 4>는 2003년 8월~2015년 7월(12년간)의 HPI 변화율( $g\_HPI$ )과 CPI변화율( $g\_CPI$ )을 동일 평면에 나타낸 것이다.

<그림 4> 전국주택가격 전년동월대비 변화율(2003.08-2015.07)



2003년 8월~2015년 7월(12년간)의  $g\_HPI$ 와  $g\_CPI$  자료를 사용하여 분석한 평활스펙트럼 밀도함수(spectral density)는 <그림 5>와 같다.

<그림 5> 스펙트럼 밀도함수

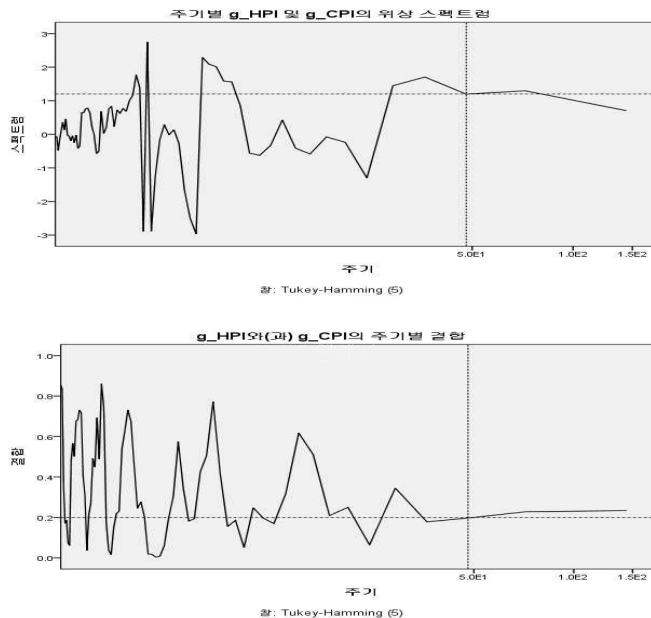


<그림 6>에 의하면  $g\_HPI$ 와  $g\_CPI$  시계열은 모두 48월(4년)의 순환 주기에서 가장 높은 봉우리를 보여주고 있으므로 두 시계열은 공통적인 48월의 순환주기를 가지는 것으로 확인된다. 교차 스펙트럴 분석을 통해 공통의 순환주기인 48월의 주기 하에서 두 시계열의 위상 및 관련성을

분석한 결과는 <그림 6>과 같다.

<그림 6>에서와 같이 동일한 48월의 순환주기에서 위상스펙트럼의 값은 1.20으로 나타났는데 이는  $g\_HPI$  시계열이  $g\_CPI$  시계열의 움직임에 약 9개월( $= (1.20/\pi) \times 24$ ) 정도 선행하는 움직임을 가지는 시계열임을 말해준다. 제곱결합도 값이 0.20이므로, 두 시계열간에는 관련성이 있는 것으로 확인되었다.

<그림 6> 위상(phase)스펙트럼 및 제곱결합도(squared coherence)



<표 12>는 스펙트럴 분석에 의해 찾아낸 두 시계열의 공통적인 주기인 48월의 주기를 이용하여 조화분석을 시행한 결과이다.

<표 12> 조화분석 결과(2003.08-2015.07)

$g\_HPI_t = 0.0314 + 0.0308\cos(2\pi t/48) - 0.0098\sin(2\pi t/48) + \varepsilon_t$			
t값:	(16.392)	(11.359)	(-3.607)
(Adj $R^2$ : 0.4948)			
$g\_CPI_t = 0.0267 + 0.0039\cos(2\pi t/48) + 0.0075\sin(2\pi t/48) + \varepsilon_t$			
t값:	(31.231)	(3.259)	(6.175)
(Adj $R^2$ : 0.2464)			

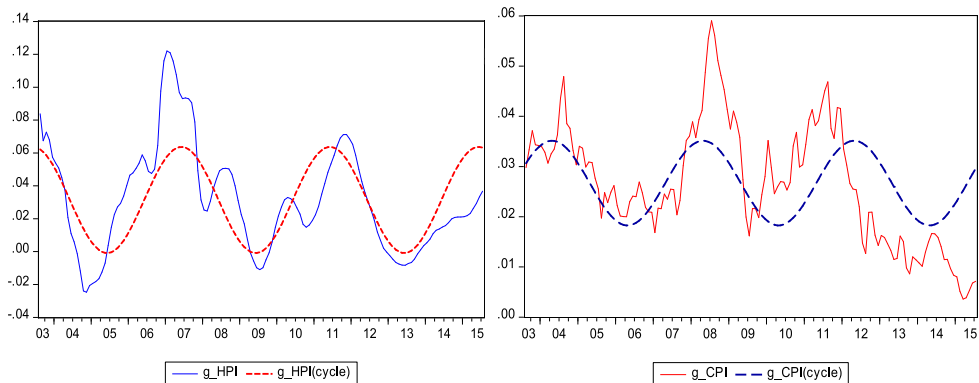


<그림 7>은 조화분석에서 추정된 주기(fitted cycle)와 원시계열을 함께 나타낸 것이며, <그림 8>은  $g\_HPI$  시계열과  $g\_CPI$  시계열 각각의 추정된 순환주기만을 동일한 평면에 나타낸 것이다.

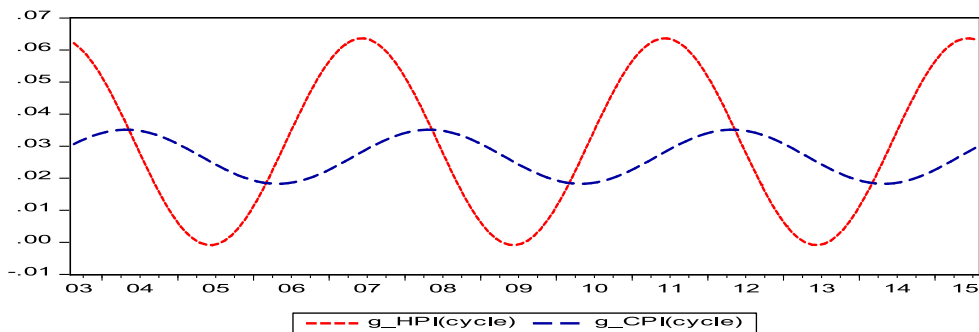
조화분석에 의해 추정된 48개월의 순환주기는 교차 스펙트럴의 위상 통계량에서 확인한 바와 같이  $g\_HPI$  시계열이  $g\_CPI$  시계열 움직임에 약 9개월 선행하는 움직임을 가지고 있음을 확인할 수 있다.

이러한 분석결과는 주택가격변화율과 인플레이션은 장기적으로 유사한 주기 하에서 선·후행의 밀접한 관련성을 가지면서 함께 동행하는 시계열임을 말해주는 것이므로, 스펙트럴분석법에 의한 분석결과는 주택자산이 인플레이션 헤지효과를 가진다는 시간영역에서의 분석결과를 다시 한번 확인시켜주는 결과로 해석할 수 있다.

<그림 7> 원시계열과 추정된 사이클



<그림 8> 추정된 48개월의 사이클



## V. 결론

본 연구는 주택자산과 인플레이션 헤지의 관계를 분석하였는데, 선행연구에서 고려하지 못한 빈도영역 분석을 고려하여 주택자산이 인플레이션 헤지효과를 가진다는 기존 선행연구의 시간영역 분석결과에 더하여 빈도분석에서도 주택자산이 인플레이션 헤지효과가 있음을 실증적으로 분석하였다.

본 연구는 Fama and Schwert가 Fisher가설을 일반화하여 제안한 방법을 이용하여 자산과 인플레이션의 관계를 실증 분석하였는데, 구체적으로 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 추정하고 분석하였다. 본 연구는 ARIMA모형을 이용하여 기대인플레이션을 추정하였는데, 분석결과 ARIMA(3,1,1) 모형이 최적모형으로 결정되었다.

기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션을 이용하여 주택자산의 인플레이션 헤지를 분석한 결과, 기대인플레이션 변수는 Fama and Schwert(1977)의 연구 등 국내외 선행연구들의 연구결과와 같이 통계적으로 유의적인 것으로 분석되어 양(+)의 인플레이션 헤지 결과로 해석할 수 있다.

이와함께 GDP 변수도 통계적으로 유의적인 것으로 분석되어 소득의 변화와 주택가격의 변화는 양(+)의 관계를 가지는 것으로 분석되었다. 그러나 자본시장을 대표하는 주가지수는 자산시장의 주택자산에 통계적인 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다.

본 연구는 주택가격과 인플레이션 변수 사이에 장기적인 관계가 존재하는 지를 분석하였는데 이를 위해 요한센 공적분 검정, DOLS 공적분 검정을 실시하여 변수들 사이에 장기적인 공적분 관계가 존재하는 경우 VECM과 확장 VECM 분석을 추가하여 자산과 인플레이션간의 장기관계를 분석하였다.

요한센 공적분 검정결과 주택가격과 인플레이션 사이에는 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 분석되었으며, 소비자물가지수가 1%p 상승할 때 주택가격은 1.018%p씩 상승하는 것으로 분석되어 장기적으로 주택가격이 인플레이션을 헤지하는 것으로 분석되었다. 본 연구는 요한센 공적분 검정의 강건성을 테스트하기 위해 DOLS 공적분 검정결과를 병행하였는데, 분석

결과는 요한센 공적분 분석결과와 동일한 것으로 나타났다.

확장 VECM 분석결과 소비자물가지수는  $t$ 기와  $t-1$ 에 주택가격에 영향을 주는 것으로 분석되었으며 거시경제변수 중에서는 통화량, 실업률 변수가 통계적으로 유의적인 영향을 주택가격에 미치는 것으로 분석되었다.

본 연구에서는 시간영역(time domain)의 분석방법론에 추가하여 선행 연구에서 고려하지 않았던 빈도영역(frequency domain)에서의 스펙트럴 분석법을 적용하여 자산가격과 인플레이션의 관계를 추가적으로 분석하였다. 스펙트럴분석 결과는 주택가격변화율과 인플레이션은 장기적으로 유사한 주기 하에서 선·후행의 밀접한 관련성을 가지면서 함께 동행하는 시계열로 분석되었는데, 이는 시간영역에서 분석한 주택자산의 인플레이션 헤지효과를 보다 더 강력히 지지할 수 있는 실증적 근거를 제시할 수 있다고 본다.

우리나라의 경우 대다수 가계의 자산구성이 주택자산으로 이루어져 있는 점을 고려해 보면 일반 국민들은 주택자산이 인플레이션 헤지효과를 가진다는 믿음을 대체로 가지고 있었던 것으로 볼 수 있다. 따라서 정상적인 경제상황은 물론이고, 금리 급등락 등 경제환경의 불안정성이 심화되는 경제상황을 고려할 때, 주택자산이 인플레이션 헤지효과를 가진다는 본 연구의 분석결과는 투자자의 입장에서 주택자산이 장기적 투자 대상으로서 여전히 매력적인 투자대상이 될 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

논문접수일	2017.06.09.
논문심사일	2017.06.13.
게재확정일	2017.06.16.

## 참고문헌

- 김상배, 2015, “국내 주식형 펀드와 인플레이션 헤지,” 채무연구 28권 1호, pp. 135-162
- 김준원·최희갑, 2006, “인플레이션이 상대가격변동성에 미치는 영향,” 금융학회지 7권 2호, pp. 137-161
- 마승렬·박상범, 2003, “임금상승률과 인플레이션의 관계,” 경제학연구 51권 4호, pp. 113-140
- 박정윤, 1990, “주식과 부동산의 인플레이션 헷지에 관한 비교연구,” 경영학연구 20권 1호, pp. 173-197
- 최차순, 2012, “주택의 기대인플레이션 헷징에 관한 연구,” 대한부동산학회지 30권 1호, pp. 255-278
- 최희갑·임병준, 2009, “주택의 인플레이션 헷징효과,” 부동산학연구 15권 3호, pp. 51-69
- Barkham, R. J., C. W. R. Ward and O. T. Henry, 1996, “The Inflation Hedging Characteristics of U.K. Property,” *Journal of Property Finance* 7, pp. 62-76
- Cho, D. H. and S. R. Ma, 2006, “Dynamic Relationship Between Housing Values and Interest Rates in the Korean Housing Market,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 32, pp. 169-184
- Fama, E. F., 1981, “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money,” *American Economic Review* 71, pp. 545-565
- Fama, E. F. and G. W. Schwert, 1977, “Asset Returns and Inflation,” *Journal of Financial Economics* 5, pp. 115-146
- Fisher, I, 1930, *The Theory of Interest*, New York: MacMillan
- Hoesli, M., B. D. MacGregor, G. A. Matysiak and N. Nanthakumaran, 1997, “The Short-term Inflation Hedging Characteristics of UK Real Estate,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 15, pp. 27-57

- Limmack, R. J. and C. W. R. Ward, 1988, "Property Returns and Inflation," *Land Development Studies* 5, pp. 7-55
- Saikkonen, P., 1991, "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions," *Econometric Theory* 7, pp. 1-21
- Stock J. H. and M. Watson, 1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61, pp. 783-820
- Warner, R. M., 1998, *Spectral Analysis of Time-Series Data*, New York: The Guilford Press
- Wurtzebach, C. H., G. R. Mueller and D. Machi, 1991, "The Impact of Inflation and Vacancy on Real Estate Returns," *Journal of Real Estate Research* 6, pp. 153-168

# Relationship between Inflation and Housing Assets

Seungryul Ma\*, Doowon Bang\*\*

## <Abstract>

This study examined the hedging effect of real estate assets against inflation through spectral analysis in frequency domain in addition to the commonly employed time series methodologies in time domain. Using the generalized Fisher hypothesis suggested by Fama and Schwert, we estimated both expected and unexpected inflation rates and then analyzed the relationship between inflation and housing assets. We found that there was a statistically significant relationship between housing assets and inflation. In additional analysis, however, stock price was not found to have a significant impact on house prices.

We also looked at the long-term relationship between house prices and inflation by conducting Johansen cointegration tests. The result showed that there was a long-term equilibrium relationship between house prices and inflation. The result of spectral analysis in frequency domain confirmed that there is a long-term relationship between inflation and house prices which follow a similar cycle in close relations with both leading and lagging indicators. We can say that the result provides a strong empirical evidence that supports the hedging effect of real estate assets against inflation that was found through time series analysis in time domain.

Keywords: real estate asset, inflation hedge, cointegration, DOLS, VECM, spectral analysis, cycles

---

\* (first author) Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. HUG Research Center, Team Manager, email : samhan12@hanmail.net

\*\* (corresponding author) Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. HUG Research Center, Research Fellow, email : doowoan@khug.or.kr