

주택의 인플레이션 헤징효과*

Housing Price and Inflation: A Test of Fisher Effect

최 희 갑 (Choi, Heegab)**

임 병 준 (Rhim, Byeongjun)***

< Abstract >

It has been argued that real estate should provide a better hedge: however, empirical results have been mixed, with real estates often appearing to offer a perverse hedge against inflation. This paper explores the relationship between real or nominal housing returns and inflation in Korea using the quarterly data over the period 1992Q4~2008Q4. 1992Q4~200 is divided into expanded and unexpanded components using two methods. The results do not provide little evidence to support the hedging hypothesis. Rather the housing asset seems to work as a perverse hedge.

주 제 어 : 부동산, 주택가격, 인플레이션 헤지, 피셔가설

Keywords : Real Estate, Housing price, Inflation Hedging, Fisher Hypothesis

* 본 연구는 2008년도 한성대학교 교내연구비 지원과제임.

** 아주대학교 경제학부 부교수, 경기도 수원시 영통구 원천동 산5 (443-749), Tel : (031) 219 -2734

E-mail 주소: hgchoi@ajou.ac.kr

*** 한성대학교 부동산학과 조교수, 서울시 성북구 삼선동 3가 389 (136-792), Tel: (02) 760-5856

E-mail 주소: bjrhim@hansung.ac.kr

I. 서론

부동산이 매력적인 투자수단으로 간주되는 중요한 이유 중의 하나는 부동산이 인플레이션에 대해 효과적인 헤지 수단이 될 수 있다는 믿음 때문이다. 인플레이션은 거의 대부분의 경제주체의 미래소비를 위축하는 음(-)의 효과를 낳기 때문에 대부분의 경제주체는 인플레이션을 보다 더 높은 명목수익률을 제공하는 자산에 투자하여 미래소비를 보호하려 노력한다. 인플레이션 헤징(inflation hedging)은 일반적으로 인플레이션율과 자산의 수익률간의 공통된 움직임이라 정의할 수 있다. 즉, 투자에 따른 수익률이 인플레이션에 영향을 적게 받을수록 투자자산의 인플레이션 헤징 효과는 우월하다고 할 수 있다. 이는 소비자물가의 변화가 동일한 만큼의 명목수익률의 상승을 야기한다면 해당 자산은 인플레이션에 대해 완벽한 헤지가 된다는 것을 의미한다.

일반적으로 부동산 가격은 자산 가격으로서 미래현금흐름의 현재할인가치로 해석될 수 있다. 부동산의 현금흐름이 일반물가의 증가율과 연관이 된다면 부동산의 인플레이션 헤징 성질은 분명해질 것이다. 다시 말해 부동산을 임대하여 얻어지는 소득흐름이 인플레이션에 연동된다면, 즉 투자자가 부동산 임대소득의 흐름을 물가 상승에 맞추어 조정할 수 있다면 이러한 자산의 소유권은 미래 인플레이션에 대한 방어책이 될 수 있다. 물론 인플레이션에 대한 방어의 정도는 인플레이션에 대한 예측치의 정확도와 현재와 미래 인플레이션에 대해 임대계약을 얼마나 자주 재협

상이 가능하느냐에 의존할 것이다. 현실적으로 임대계약은 인플레이션에 맞추어 최적화되기 보다는 과거인플레이션에 연동되기 쉽기 때문에 인플레이션에 대한 방어 정도는 물가안정성에 의존할 것이다. 만약 임대계약을 과거 인플레이션율에 따라 수동적으로 재조정하고 있다면, 인플레이션이 높은 비율로 상승할 경우 인플레이션 헤징 능력은 약화될 것이다.

인플레이션 헤징에 대한 경제학자의 논의는 Fischer(1930)에서 기인한다. 그는 인플레이션을 지속적이고 과도한 물가상승이 발생하는 현상이라 정의하고, 물가상승이 심각하면 그 나라 통화에 대한 신뢰를 낮추고 상행위를 제약할 뿐만 아니라 심지어 경제 붕괴로까지 이어질 수 있다고 하였다. 아울러 Fisher는 인플레이션 헤징을 재화 가격의 상승으로 말미암은 구매력의 손실위험에 대한 보호로 정의하며, 어떤 자산이 인플레이션을 헤징하기 위한 필요충분조건은 그 자산의 실질수익률이 인플레이션율과 독립적이라는 것이라 하였다.

Fama and Schwertz(1977)는 Fisher(1930)가 제안한 가설을 일반화하여 인플레이션 헤징 가설을 실증 분석하는데 널리 사용하는 구체적 정의를 제공하였다. 이들은 위에서 주어진 인플레이션 헤징 정의에 기초하여 부동산 명목수익률이 종속 변수이고 (전체, 기대된 또는 기대되지 않은) 인플레이션이 독립변수인 다양한 회귀모형을 제안하였는데, 이 때 인플레이션율로 추정된 회귀계수가 1에 가까울수록 해당 자산의 인플레이션 헤징 유효성이 더 높다고 판정한다고 제안하였다.¹⁾

1) 이렇게 투자수단의 인플레이션 헤징 유효성을 측정하는 방법은 자산수익률이 다른 위험요인에도 의존한다는 점에서 미흡하다고 할 수 있다. 왜냐하면 수익률 분포의 총 분산 중 일부만이 인플레이션율의 변화에 의해 설명될 수 있기 때문이다. 실제로 이미 Fama and Schwertz(1977)는 인플레이션 이외의 위험요인이

특히 이들에 따르면 어떤 자산이 인플레이션에 대한 완전한 헤지가 되기 위한 필요충분조건은 자산의 명목수익률이 기대된 그리고 기대되지 않은 인플레이션 모두와 1대 1의 관계를 가지고 변화하는 것이다.

부동산 투자수익률과 인플레이션간의 관계는 Fama and Schwert(1977)의 연구 이래 광범위한 실증연구 대상이 되어 왔으며, 많은 연구자들은 부동산이 주식보다 인플레이션에 대해 더 양호한 헤징수단이 된다는 것을 보여 왔다.²⁾ 특히, 개별 국가나 여러 국가에 대한 횡단면 연구로부터 얻어진 실증분석 결과는 대체로 부동산 수익률이 인플레이션과 일대일 관계를 가지면 움직인다는 가설을 지지해왔다. 미국의 부동산시장의 경우 인플레이션 특히, 기대된 인플레이션에 대한 양(+)의 헤지의 증거는 상당히 보편적이다.³⁾

그러나 기대되지 않은 인플레이션에 대한 헤지 유효성은 다소 모호한 결론에 이르고 있다. 미국을 대상으로 Wurtz bach, Muller and Machi (1991)는 오피스 및 산업용 부동산 수익률이 기대되지 않은 인플레이션에 대해 유의한 헤지

작용하지 않는다는 것을 보였다.⁴⁾ 한편 영국을 대상으로 한 연구도 다양한 결론을 제시하고 있다. Limmack and Ward(1988)의 연구는 미국을 대상으로 한 연구결과와 유사한 결론을 제시한 반면, Barkham, Ward and Henry(1996)는 단기에 있어 기대인플레이션과 실제인플레이션에 있어서의 변화는 부동산 투자수익률에 영향을 미치며, 장기에 있어 부동산 투자수익률과 인플레이션 간에는 공적분관계가 성립함을 보였다.⁵⁾ 이들은 영국 부동산을 대상으로 인플레이션 헤지 특성을 검토하였는데, 인플레이션율을 ARIMA모형을 활용하여 기대된 부분과 기대되지 않은 부분으로 분해하였고, 장기관계를 검정하는데 있어 공적분과 인과성 분석을 활용하였다. 한편 Hoesli, MacGregor, Matysiak and Nanthakumaran(1997)은 기대되지 않은 인플레이션이 고정소득에 의해 헤지 되지 않고 부동산의 자본이득에 의해 유의하게 헤지 된다는 것을 보였다.⁶⁾

우리나라에 있어 부동산의 인플레이션 헤지 특성에 대한 연구는 상대적으로 많지 않은 편으로 가장 대표적인 연구로는 박정윤(1990)를 들 수

명목수익률의 변화를 낳을 수 있으며 이는 인플레이션과 관련된 변화보다 훨씬 클 수 있다고 지적한 바 있다. 투자자관점에서 볼 때에도 투자자가 한 종류의 위험요인, 즉 자산수익률과 인플레이션율 간의 상관관계에만 관심을 가진다고 보기는 어려울 것이다.

- 2) 미국의 단기국채, 장기국채, 주택, 인적자본 그리고 보통주에 대한 수익률을 연구한 Fama and Schwert (1977)의 연구결과가 가장 대표적이다. 이들은 오직 주택만이 기대 인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션에 대한 완전한 헤지로 작용한다는 것을 보였다. 아울러 국채는 기대된 인플레이션에 대해서만 완전한 헤지로 작용하고, 인적자본은 기대 인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션에 대해 부분 헤지로 작용하며, 보통주는 기대인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션과 음(-)의 관계를 가짐을 보였다.
- 3) Fama and Schwert(1977), Liu, Hartzell and Hoesli(1997), Stevenson, S.(2000a, 2000b) 등이 참고가 된다.
- 4) 이러한 유의하지 않은 실증분석 결과는 일반적으로 1980년대에 경험한 낮은 인플레이션에 기인하는 것으로 해석된다.
- 5) 비슷한 맥락에서 Stevenson(2000a, 2000b)은 전통적인 OLS 모형이 일관성 있는 안정적 관계에 대한 증거를 제공하지 못하지만, Engle-Granger 방법론을 따른 공적분 분석이 주택시장 수익률과 인플레이션율이 공적분된다는 가설을 지지하는 강력한 증거를 제시하였다.

있다. 박정윤(1990)은 Fama and Schwert(1977)의 접근 방식을 따라 1973~1988년간을 대상으로 주식, 토지 주택의 인플레이션 헤지기능을 검토하여 주식은 인플레이션 헤지가 되지 않았지만, 토지와 주택은 인플레이션 헤지기능을 부분적으로 갖지만 통계적 유의성을 찾기는 어려웠음을 밝힌 바 있다.

본 연구는 우리나라 부동산의 인플레이션 헤지 특성을 연구한다. 실증연구는 박정윤(1990)과 마찬가지로 전통적인 Fama and Schwert(1977)의 접근방식을 따르되, 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션을 추정하는데 있어서는 주관적 지표를 활용하여 기존 연구를 확대하였다.

이하에서 논문은 다음과 같이 구성된다. II절은 인플레이션 헤징에 대한 이론체계를 소개하는 한편 가계태도조사를 활용하여 주관적 지표에 기초한 기대인플레이션율과 기대하지 않은 인플레이션율의 추정방법을 소개한다. III절에서는 실증분석에 사용하는 데이터를 소개하고 주택의 인플레이션 헤징 유효성에 대한 실증분석을 수행한다. IV절에서는 결론을 요약한다.

II. 이론적 배경

1. 부동산과 인플레이션 헤징

Fisher(1930)는 명목이자율을 실질 기대이자율과 기대인플레이션율의 합으로 나타낼 수 있음을 처음 지적하였다. 이러한 논의를 자산수익률로 확대하면 자산에 대한 명목기대수익률이 기대인플레이션에 대한 시장의 평가를 담는다는 것을 말하는데, 결국 효율적 자산시장에서 $t-1$ 시점에서 t 시점까지의 기대명목수익률은 적절한 균형기대 실질수익률에 $t-1$ 시점에서 t 시점까지의 기대인플레이션에 대한 추정치를 더한 값으로 결정되며, 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$E[i|\Omega_{t-1}] = E[r|\Omega_{t-1}] + E[\pi|\Omega_{t-1}] \quad (1)$$

단 여기서 i 는 명목수익률, r 은 실질수익률, π 는 인플레이션율이며 Ω_t 는 t 시점에 투자자가 이용 가능한 정보를 의미한다. Fisher는 경제의 실질부문과 금융부문은 독립적이므로 기대수익률은 실질요인에 의해 결정된다고 주장한다.

- 6) 하지만 부동산관련 증권가격에 기초한 분석들은 반대되는 결론에 이르고 있다. 즉, 부동산은 인플레이션과 유의하지 못한 상관관계를 갖거나 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타나고 있다(미국의 경우(Park, Mullineaux, and Chew(1990), 호주, 프랑스, 일본, 남아프리카, 스위스, 영국, 미국에 대한 Liu, Hartzell, and Hoesli(1997)). 결과적으로 이상의 연구결과들에 따르면 부동산의 인플레이션헤지 특성에 대해서는 분명한 결론을 얻을 수 없다. 사실 이러한 실증분석 결과는 그리 놀라운 점이 아니다. 많은 부동산관련 증권은 주식과 유사한 행태를 보이는데, 주지하다시피 많은 국가에서 주식은 인플레이션에 대해 적절하지 않은 헤지를 제공해 음의 관계가 발견된다(Gultekin, 1983). 한편 감정가격에 기초한 수익률에 의존하는 연구들은 실증분석 결과도 조심스런 해석이 필요하다. 감정사들이 인플레이션을 고려해서 감정가를 실제로 조정하는가에 대해서는 이견이 있을 수 있기 때문이다. 감정사가 인플레이션 요인을 고려하여 감정가격을 조정한다면, 감정가격에 기초한 부동산 투자수익률을 인플레이션율에 대해 회귀할 경우 陽(+의 추정계수가 나타날 가능성이 높아지기 때문이다.

결국 이에 따르면 기대 실질수익률에 대한 완전한 일반균형모형을 도입하지 않고도 수익률과 인플레이션간의 관계를 연구할 수 있다. 달리 말하면 실질수익률은 화폐적 요인에 의해 영향 받지 않기 때문에 장기 중립성(neutrality)의 가정 하에서 일정하다고 간주할 수 있다. 따라서 통화팽창은 생산을 변화시킬 수 없고 그에 따라 물가상승으로 1대 1로 전환된다. 이는 인플레이션을(그리고 기대인플레이션을)이 통화증가율과 같을 것이라는 점을 시사한다. 따라서 인플레이션이 야기하는 금융자산의 실질가치 손실을 막기 위해서 자산의 명목수익률은 실질 수익률이 일정할 때 인플레이션율과 1대 1로 상승하여야 한다. 결국 (1)식의 또 다른 표현식을 다음과 같이 유추할 수 있다.

$$i_t = \alpha + \beta E[\pi_t | \Omega_{t-1}] + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서 오차항 ϵ_t 는 iid 분포로서 평균 0과 일정한 분산을 갖는 확률적 교란항이다. 물론 (2)식은 OLS에 의해 추정될 수 있다. 한편 (2)식은 인플레이션의 기대되지 않은 부분을 고려한다면 다음과 같이 변경될 수 있다.

$$i_t = \alpha + \beta E[\pi_t | \Omega_{t-1}] + \gamma(\pi_t - E[\pi_t | \Omega_{t-1}]) + \epsilon_t$$

피셔 모형의 전제조건이 성립한다면 모든 자산은 $\beta = 1.0$ 의 값을 가져야 하고, $\beta = 1.0$ 이 성립할 때 우리는 자산이 기대인플레이션에 대해 완전한 헤지를 제공한다고 한다. 한편 $\gamma = 1.0$ 일 경우 이는 기대되지 않은 인플레이션에 대해 완전한 헤지를 제공한다고 할 수 있다. 물론 β 와 γ 가 동시에 1이라면 부동산은 인플레이션에

대해 완전한 헤지를 제공한다고 할 수 있다. 마지막으로 α 는 균형실질 수익률로 해석될 수 있다.

2. 기대인플레이션에 대한 대리변수

인플레이션 헤징 능력을 검정할 때 가장 중요한 변수는 기대 인플레이션율에 대한 대리변수이다. 기대인플레이션은 개인의 기대에 기초해 구성되는 인플레이션율이며 전기($t-1$)에 이용가능한 정보이기도 하다. 기대인플레이션은 각기 초에 기대된 구매력의 변화를 포착한다. 다른 한편 기대되지 않은 인플레이션은 실제인플레이션과 기대된 인플레이션 간에 관측되는 임의적인 오차(random error)를 반영한다. 이러한 오차항은 과거의 정보가 시장에 의해 모두 처리되지 않는 시장의 효율성에 의해 야기된다. 기대인플레이션에 대한 대리변수를 구하는데 있어 다양한 방법이 사용되어 왔는데 이하에서는 인플레이션을 기대된 인플레이션, 기대하지 못한 인플레이션으로 분해하는 방법을 소개한다.

인플레이션 대리변수로서 제일 먼저 고려한 대안은 Fama(1975, 1976, 1977)가 제안한 것으로 단기국채 이자율의 시차변수(lagged variables)를 사용하는 것이다. 그러나 이러한 대안은 단기국채의 실질수익률이 일정할 수 있다는 가능성 때문에 편기(bias)를 낳을 수 있다. 이러한 이유로 전통적인 인플레이션 헤징 연구는 Fama and Gibbons(1984)의 방법을 따르게 되었다. 이 방법의 출발점은 단기국채에 대한 기대수익률로 대리할 수 있는 무위험 이자율이 기대실질이자율과 기대 인플레이션율의 합으로 구성된다는 간주하는 것이다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$i_{t-1} = r_{t-1}^e + \pi_{t-1}^e$$

이를 다시 정리하면

$$\pi_{t-1}^e = i_{t-1} - r_{t-1}^e$$

와 같은데, 여기서 실질수익률 r_{t-1}^e 에 대해 초기 연구는 실질 수익률이 일정하다고 가정하지만 대부분의 모형은 가변적 상수항을 취하거나 (단기 국채이자율에서 실제 인플레이션율을 차감하여 추정) 과거 실질이자율의 가중평균으로써 시간 가변적 실질이자율을 허용한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$E \pi_t = i_{t-1} - \frac{1}{n} \sum_{s=t-1}^{t-n} (i_{s-1} - \pi_s)$$

여기서 i 는 단기이자율이고 n 은 데이터의 빈도를 나타낸다.

한편 Fama(1981)는 대리변수가설 논문을 통해 인플레이션율을 본원통화의 증가율(ΔBG_t)과 산업생산의 실질증가율(ΔPR_t)로 설명하고 있다. 실질증가율에는 미래에 대한 완전한 통찰력을 암묵적으로 가정하여 당기와 미래의 값이 포함된다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

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

이 접근방법은 다요인을 상징하는 재정거래모형(multi-factor return and arbitrage pricing theory

model)과 유사하다.

기대인플레이션율을 구하는 또 하나의 방법은 적응적 기대모형에 기초한다. 즉, 다음 기의 인플레이션 추정치는 전기의 기대 인플레이션율을 실제인플레이션과 각 기의 사전적 기대치의 차이로 조정하는 방법이다. 이는 결국 Box-Jenkins/ARIMA 접근방식을 사용하는 단일변수 시계열모형에 의존하는 방법이다.

$$\pi_t^e = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{t-i} + \eta_t$$

여기서 π_t^e 에 대한 추정치를 기대인플레이션으로 간주될 수 있으며, 그 잔차항 η_t 를 기대되지 않은 인플레이션율로 볼 수 있다. 우리나라의 경우 Fama and Schwert와 같이 단기 국채수익율을 기대 인플레이션의 근사치로 사용하기에는 이용 가능한 데이터가 제한적이므로 본 연구는 Gatzlaff (1994) and Barkham, Ward and Henry(1996)을 따라 ARIMA 모형을 활용하여 기대 인플레이션율을 구하였다.⁷⁾

3. 주관적 지표의 사용

이상의 기대인플레이션 추계방법과 뚜렷하게 구별되는 방법이 소비자태도조사 결과를 활용하여 예상된 인플레이션을 구하는 방법이다. 이러한 가능성은 Theil(1952)에 의해 처음 제시되었으며 Carlson and Parkin(1975)에 의해 발전되었는데, 우리는 Pesaran(1987)이 소개한 방법을 주로

7) 비슷한 맥락에서 기대인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션을 추정하는 또 하나의 방법은 Hodrick-Prescott 필터를 사용하고 이전기의 인플레이션이 다음기의 인플레이션에 대한 최선의 추정치(즉 인플레이션은 임의보행 random walk)라는 가정을 사용하는 것이다.

따랐고, 이하에서는 이러한 방법론이 거시경제학자들에게 널리 알려져 있지 않기 때문에 이해의 편의를 돕기 위해 기존 연구에서 이를 소개한 최희갑(2006)의 서술을 가급적 따랐다.

소비자태도조사에서 인플레이션 전망에 대한 설문조사는 미래 물가전망에 대한 소비자들의 질적인 답변(감소, 증가, 불변 여부)이기 때문에 이를 통해 예상된 인플레이션율을 직접 구축하는 것은 불가능하다. 하지만 개인들의 인플레이션 기대치의 분포에 대해 일정한 가정을 하고 다음과 같은 절차를 따라 개인 응답자들의 평균을 구함으로써 기대에 관한 수량적 데이터를 구할 수 있다.

특정 변수의 미래변화에 대한 응답자의 주관적 확률분포는 일정하며, 응답자들은 해당 변수가 일정 임계치를 넘어서면 변화할 것이라고 답변하게 된다는 가정 하에 N 개의 표본으로 구성된 소비자들에 의해 보고된 물가수준의 예상된 변화를 아래의 절차에 따라 수량화할 수 있다. 우선 N 개의 표본으로 구성된 가계들에 의해 보고된 물가수준에 대한 예상된 변화를 수량화하자. $U^e(D^e)$ 를 t 시점에 t 와 $t+1$ 기간 동안 물가가 상승(하락)하리라고 대답한 개인의 비율이라 하자. 각 개인 i 의 설문조사에 대한 답변은 t 시점에 이용 가능한 정보 $I_{i,t}$ 에 기초한 물가 변화($X_{i,t+1}$)에 대한 주관적 확률분포 $f(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 를 따른다고 하면 개인 i 가 예상하는 물가변화를 $X_{i,t+1}^e = E(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 로 나타낼 수 있다. 한편 X_t 는 실제 물가변화율을 나타낸다고 하자. $a_{i,t} > 0$, $b_{i,t} > 0$ 일 때, 무차별 구간 $(-a_{i,t}, b_{i,t})$ 이 존재해 $X_{i,t+1}^e \geq b_{i,t}$ 이면 i 소비자 는 물가가 오를 것

이라고 설문조사에 답변하고 $X_{i,t+1}^e \leq -a_{i,t}$ 이면 물가가 하락할 것이라고 답변한다고 하며, 그 외의 경우에는 물가수준에 변화가 없다고 보고한다. $X_{i,t+1}^e$ 의 부호에 관한 정보로부터 평균적인 가격변화율 기대에 대한 구성된 $X_{i,t+1}^e$ 를 유도하에 대한 응답 임계치 $a_{i,t}$, $b_{i,t}$ 는 대칭적이는 모든 소비자에 대해 동일하며 시간 불변적(즉, 모든 i, t 에 대해 $a_{i,t} = b_{i,t} = c$ 가 성립한다)이라고 하자. 아울러 물가 변화에 대한 주관적 확률분포 $f_i(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 역시 상호 독립적이는 모든 개인들에 있어 동일하다고 하자. 즉, $f(X_{t+1}|I_t) = f(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 이 성립한다.

이제 $F_t(\cdot)$ 를 $f(X_{t+1}|I_t)$ 의 누적밀도함수라 하면 설문조사에 대한 각 개인의 반응함수는 식 (3)와 (4)으로 나타낼 수 있으며, <그림 1>은 이를 도표화한 것이다.

$$\Pr[X_{t+1} \leq -c|I_t] = F_t(-c) = D_{t+1}^e \quad (3)$$

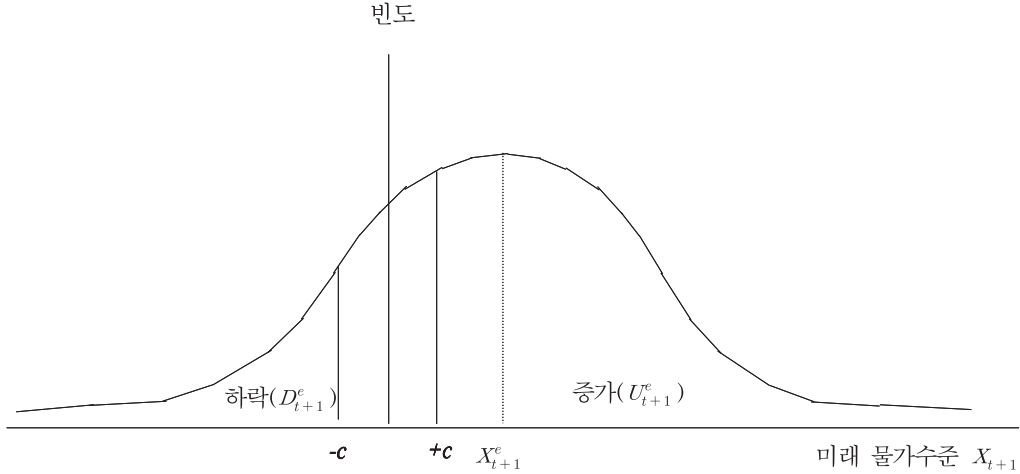
$$\Pr[X_{t+1} \geq +c|I_t] = 1 - F_t(c) = U_{t+1}^e \quad (4)$$

이제 $f(X_{t+1}|I_t)$ 가 정규 분포(normal distribution)를 따른다고 하자. 즉, $X_{i,t+1}$ 를 동일한 정규분포로부터 확률적으로 추출된 표본이고, $\Phi(\cdot)$ 를 누적 표준정규분포라 하면, (3)식과 (4) 식으로부터 다음의 두 식을 도출할 수 있다.

$$\Phi\left(\frac{-c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}\right) = D_{t+1}^e \quad (5)$$

$$\Phi\left(\frac{c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}\right) = 1 - U_{t+1}^e \quad (6)$$

〈그림 4〉 설문조사 답변에 대한 분포의 형태



u_{t+1}^e 와 d_{t+1}^e 를 각각 $\Phi(u_{t+1}^e) = U_{t+1}^e$ 와 $\Phi(d_{t+1}^e) = D_{t+1}^e$ 로 정의하고, X_{t+1}^e 와 σ_{t+1}^e 를 U_{t+1}^e, D_{t+1}^e, c 에 대해 풀면 다음을 구할 수 있다.

$$d_{t+1}^e = \Phi^{-1}(D_{t+1}^e) = \frac{-c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}$$

$$u_{t+1}^e = \Phi^{-1}(1 - U_{t+1}^e) = \frac{c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}$$

이로부터 $m_{t+1}^e \equiv \frac{d_{t+1}^e + u_{t+1}^e}{d_{t+1}^e - u_{t+1}^e}$ 라 정의하면

주관적인 예상 인플레이션율과 그 분산을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$X_{t+1}^e = c m_{t+1}^e$$

$$\sigma_{t+1}^e = \frac{2c}{u_{t+1}^e - d_{t+1}^e}$$

한편 X_{t+1}^e 와 σ_{t+1}^e 를 추계하는 실증분석에서 응답의 임계치 c 는 ① m_{t+1}^e 를 설명변수로 하고 X_{t+1}^e 를 종속변수로 하는 회귀방정식을 추정해 X_{t+1}^e 의 추정 계수값을 이용하거나, ② X_{t+1}^e 와 m_{t+1}^e 의 전체 표본기간에 걸친 평균의 비율, 즉 $\hat{c} = \sum_{t+1}^n X_{t+1}^e / \sum_{t+1}^n m_{t+1}^e$ 를 구해 이용할 수 있다. 본 논문에서는 ①의 방법을 따랐다.

III. 자료와 실증분석

1. 통계자료와 안정성 검토

실증분석의 표본기간은 1992년 4분기에서 2008년 4분기까지이다. 실증분석을 위해 사용된 주택가격지표는 국민은행의 주택매매지수(HP)이며, 인플레이션 시계열 자료는 통계청이 발표하는 소비자물가지수(CPI)로 측정하였다.⁸⁾ 인

<표 1> 분석에 사용된 자료

변수	변수 설명	단위	출처	비고
HP	전국 주택매매가격지수	2008.12=100	국민은행	로그값
CPI	전국 소비자물가지수(농산물석유류 제외)	2005년=100	통계청	로그값
CSI	소비자태도지수		삼성경제연구소	본문 참조
IP	전국 산업생산지수(계절조정치)	2005=100	통계청	로그값
r_{CD}	CD 유통수익률(91일)	%	한국은행	X12로 계절조정

<표 2> 단위근 검정결과

	PP검정		ADF검정	
	$\hat{\rho}_T(3)$	z_T	$\hat{\rho}_T(3)$	z_{DF}
HP (주택매매지수, 명목)[C, T]	-0.039(4)	-1.737	-0.042(1)	-2.185**
Δ HP (주택 명목수익률)[C]	-0.326(0)	-3.467**	-0.326(0)	-3.436**
HP _r (주택매매지수, 실질)[C, T]	-0.044(4)	-1.885	-0.042(1)	-2.128
Δ HP _r (주택 실질수익률)[C]	-0.371(0)	-3.762***	-0.371(0)	-3.762***
CPI(소비자물가지수)[C, T]	-0.079(3)	-2.607	-0.075(1)	-2.800
π (인플레이션율)[C]	-0.688(5)	-5.734***	-6.008(0)	-5.748***
IP(산업생산지수)[C, T]	1.557(4)	-1.737	0.168(1)	-2.185
Δ IP(산업생산지수 증가율)[C, T]	1.035(0)	-3.436**	1.035(0)	-3.436***
r_{CD} (CD 유통수익률)[C, T]	2.094(5)	-2.602	2.265(2)	-2.607
Δr_{CD} (CD 유통수익률)[C]	-0.821(16)	-5.138***	-0.976(1)	-7.103***

주 1) 인플레이션율(π)은 농산물 및 석유류를 제외한 소비자물가지수의 직전분기대비 증가율이다.

2) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 (단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이) 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

3) 괄호안의 값은 Schwarz의 기준 또는 Bartlett kernel을 사용한 Newey-West 기준에 의해 선정된 시차 또는 bandwidth이다.

4) C는 단위근 검정시 상수항을 포함한 경우, T는 추세항을 포함하였음을 의미한다.

플레이션 추계시 외생성과 변동성이 지나치게 큰 농산물 및 석유류는 제외한 지수를 사용하였다. 금리를 제외한 지수들은 자연대수를 취한 후 직전분기대비치를 계산해 사용했다.

추정에 앞서 먼저 분석에 사용된 변수들이 안정적인지, 즉 단위근을 가지고 있는지의 여부를

검정하였다. 실증분석에 사용된 인플레이션에 대한 단위근검정은 Dickey and Fuller(1979)의 augmented Dickey-Fuller(ADF)검정과 Phillips and Perron(1988)의 Phillips-Perron(PP)검정을 이용하였다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였다. 인플레이션에 대한 단위근 검

8) 주지하다시피 인플레이션율의 측정치로는 소비자 물가지수, 생산자 물가지수 그리고 GDP 디플레이터를 이용할 수 있다. 우리는 인플레이션이 소비자의 구매력을 약화시키고 이에 대한 방어수단으로서의 부동산의 기능에 초점을 맞추므로 소비자 물가지수를 기준으로 인플레이션율을 측정하였다.

〈표 3〉 계열상관에 대한 검정통계량

회귀방정식 (1) 의 추정결과	$\pi_t = 0.394 + 0.522\pi_{t-1}$ (3.182)*** (3.976)*** $\bar{R}^2=0.265$, Durbin-Watson 통계량=2.05
잔차시계열에 대한 Ljung & Box Q통계량	Q(1)=0.073[0.787], Q(2)=0.522[0.770], Q(3)=0.655[0.884], Q(4)=6.107[0.191], Q(5)=6.121[0.295], Q(6)=6.166[0.405], Q(7)=7.053[0.423], Q(8)=7.090[0.527]
잔차시계열 자승에 대한 ARCH-LM검정 결과	F 통계량=2.109 [0.130], LM 통계량=4.139 [0.126]

- 주 1) 괄호() 안은 t 값이며, 대괄호 [] 안은 p 값임.
 2) 인플레이션율(π)은 농산물 및 석유류를 제외한 소비자물가지수의 직전분기대비 증가율이다.
 3) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

정결과는 <표 2>에 요약되어 있다.9)

이 표에 따르면 주택매매지수(실질, 명목), 소비자물가지수, 산업생산지수 모두 단위근이 없다는 귀무가설이 기각되어 불안정적 시계열로 나타났다지만, 차분을 취할 경우 변수의 안정성을 확보할 수 있었다. 한편 많은 연구에서 단위근 여부가 모호하게 판정되는 인플레이션율 π 은 단위근이 없다는 귀무가설이 기각할 수 없어 안정적 시계열로 판정되었다.

2. 기대인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션의 추계

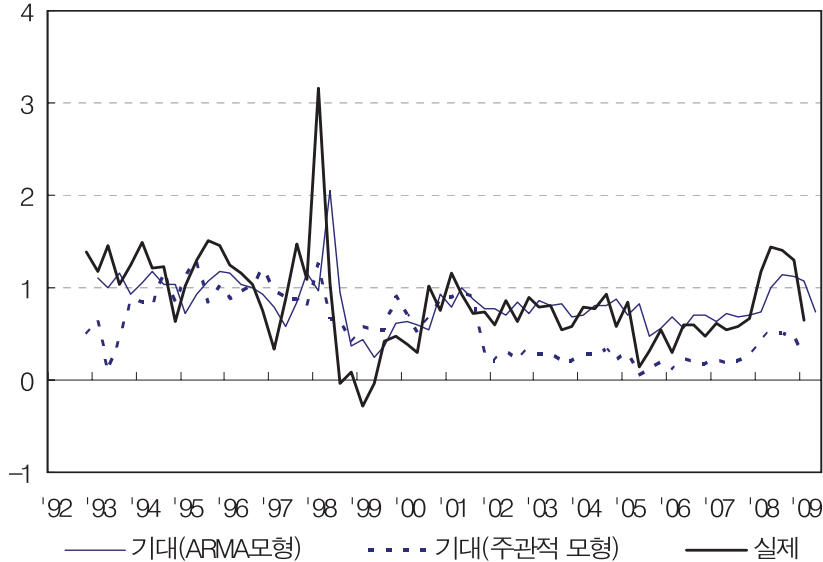
주택 가격의 인플레이션 헤징 능력을 평가하기 위해서는 기대인플레이션을 추정하고 이를 실제 인플레이션에서 차감하여 기대되지 않은 인플레이션을 추계할 필요가 있다. 앞에서 언급하였

듯이 본 연구는 전통적인 ARMA모형과 더불어 주관적 지표를 사용하여 기대인플레이션을 추정하였다. 우선 <표 3>는 전통적인 ARMA모형의 추정결과와 잔차(그리고 잔차자승)의 자기상관에 대한 검정결과를 나타내고 있다. 잔차시계열이 순수교란항(white noise)이라는 독립성 가정에 대한 Ljung & Box의 통계량을 살펴보면 $AR(p)$ 모형의 잔차시계열은 거의 순수교란항에 가깝다. 그리고 $AR(p)$ 모형의 잔차자승 시계열에 대한 2차 시차에서의 ARCH-LM 검정 결과는 유의한 자기상관이 존재하지 않다는 것을 보이고 있다.

결과적으로 본 연구는 <표 3>의 모형을 따라 ARMA모형에 의한 기대인플레이션을 추계하였고, 주관적 모형에 의한 기대인플레이션은 앞에서 소개한 방법을 따라 추계하였는데, 그 추계 결과에 따른 실제 인플레이션율과 기대 인플레이션율의 추이는 <그림 2>에 나타나 있다.10) 그림

9) 이 표에는 상수항을 포함한 경우의 단위근 검정결과만이 나타나 있다. 그러나 상수항을 제외하거나, 상수항과 비확률적 추세선을 포함하는 경우에도 검정결과에는 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.
 10) ARMA모형에 의한 기대인플레이션율의 평균은 0.836, 표준편차는 0.264이고 최대값과 최소값은 각각 2.046, 0.248이다. 한편 주관적 기대인플레이션율의 평균은 0.562, 표준편차는 0.340이고 최대값과 최소값은 각각 1.291, 0.050이다. 실제 인플레이션율의 평균은 0.842, 표준편차는 0.633이고 최대값과 최소값은 각각 3.621, -0.375이다.

〈그림 2〉 인플레이션과 예상 인플레이션의 추이



에 따르면 ARMA모형이 주관적 모형보다 실제 인플레이션을 잘 추적하고 있음을 알 수 있다.

3. 실증분석 결과

이 절은 주택의 인플레이션 헤징능력에 대한 OLS에 기초한 실증분석 결과를 다룬다. 우리는 우선 명목 주택수익률의 실제인플레이션과 기대(되지 않은) 인플레이션에 대한 헤징 특성을 분석한 뒤 이어서 실질 주택수익률의 기대(되지 않은) 인플레이션에 대한 헤징 능력을 검토한다. 마지막으로 주택수익률이 기대(되지 않은) 인플레이션 이외의 제 3의 변수에 의해 영향을 받을 수 있다는 가능성을 감안하여 산업생산과 단기이자율을 설명변수로 추가한 뒤 인플레이션 헤징능력을 다시 분석하였다.

1) 실제 인플레이션과 명목수익률

우선 명목주택수익률이 실제인플레이션에 대

해 효과적인 헤지수단으로 작용하였는가를 검토하자. 기대인플레이션을 기준으로 이를 해석하면 기대인플레이션이 항상 올바르며 기대되지 않은 인플레이션이 0으로 일정하다는 것을 가정하는 셈이다. 이를 위해 다음의 추정모형을 고려하자.

$$\Delta HP_t = \alpha + \beta \pi_t + \epsilon_t \quad (7)$$

단 여기서 ΔHP_t 는 주택에 대한 명목투자수익률, 그리고 π_t 는 실제 인플레이션율을 나타내는데, 각각 주택매매지수와 소비자 물가지수의 로그값의 직전분기대비 차로 계산하였다. 실제 모형 (7)을 추정하는데 있어서는 명목투자수익률에 나타나는 시계열의 자기상관(autocorrelation) 또는 지속 현상(persistence)을 고려하여 직전분기 명목투자 수익률 ΔHP_{t-1} 을 설명변수에 포함하였다. 이 식 (7)의 추정결과는 <표 4>에 나타나 있는데 이에 따르면 부동산이 단기 인플레이션에 대한 헤징 능력이 있다고 보기 어려움을 나

〈표 4〉 주택의 헤징능력 검정결과: 명목주택가격 상승률의 경우

	추정계수와 주요 통계치
상수항	1.097(3.899)***
π_t (인플레이션율)	-1.089(-4.660)***
$\Delta H P_{t-1}$	0.674(5.665)***
\bar{R}^2	0.521
Durbin-Watson 통계량	2.142

주 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행

2) 괄호 ()안의 값은 t 값, []안의 값은 p 값

3) $\Delta H P_{t-1}$ 은 AIC(3.39), SC(3.49) 기준에 의해 선택된 최적 시차변수이다.

4) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

타내고 있다. 즉, 실제인플레이션 π_t 항의 계수는 1%의 유의수준에서 유의한 음의 값을 가지고 있다. 표의 6행은 실제인플레이션의 유의성에 대한 F 검정 결과도 이를 다시 확인해 주고 있는데, 이러한 결과들로부터 주택수익률에 있어 피셔가설을 기각할 수 있고 주택의 인플레이션에 대한 헤지 기능을 인정하기 어렵다고 할 수 있다.¹¹⁾

2) 기대인플레이션율과 주택에 관한 명목 수익률

이제 인플레이션율을 기대된 부분과 그렇지 못한 부분으로 분해하여 Fama and Schwert(1977)의 다음 모형을 실증분석하여 보자

$$\Delta H P_t = \alpha + \beta E[\pi_t | \Omega_{t-1}] + \gamma (\pi_t - E[\pi_t | \Omega_{t-1}]) + \epsilon_t \quad (8)$$

단, 여기서 $E[\pi_t | \Omega_{t-1}]$ 은 $t-1$ 시점에서 이

용가능한 정보 하에서 기대인플레이션을 나타내며 $(\pi_t - E[\pi_t | \Omega_{t-1}])$ 은 기대하지 못한 인플레이션이다. 이에 따라 β 는 기대된 인플레이션에 대한 부동산의 헤징능력을 나타내며 γ 는 기대되지 않은 인플레이션에 대한 헤징 능력을 나타낸다.

이 (8)식의 실증분석 결과는 <표 5>에 나타나 있는데, 이 표에서 2열은 기대 인플레이션을 전통적인 ARMA모형으로 추정된 지표를 이용한 것이며, 3열은 주관적 기대에 근거하여 작성한 기대인플레이션지표를 활용한 것이다. 실증분석 결과에 따르면 기대인플레이션의 추계 방식과 상관없이 기대인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션 모두에 대해 주택은 헤징능력을 갖지 못하고 있음을 확인할 수 있다. 결과적으로 우리는 인플레이션을 기대된 부분과 기대되지 않은 부분으로 구분하여도 여전히 명목주택수익률에 있어 피셔가설을 기각할 수 있다.¹²⁾

3) 기대인플레이션율과 실질수익률

11) 실제인플레이션율과 명목주택수익률의 상관계수가 **-0.243**인 점도 이를 확인해준다.

12) 명목주택수익률과 기대인플레이션 및 기대하지 않은 인플레이션간의 상관계수가 **-0.473, -0.123(-0.302, -0.092, 주관적 지표의 경우)**인 점도 이를 확인해준다.

(표 5) 주택의 헤징능력 검증결과: 명목주택가격 상승률의 경우

	추정계수와 주요 통계치	
	AR모형	주관적 모형
상수항	1.985 (2,055)**	0.968(2,692)***
$E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대된 인플레이션율)	-2,108(-1,764)*	-0,826(-2,156)**
$\pi_t - E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대하지 못한 인플레이션율)	-0,707(-2,413)***	-1,210(-4,148)***
ΔHPI_{t-1}	0,611(7,730)***	0,696(5,402)***
$\overline{R^2}$	0,540	0,517
인플레이션율의 유의성 여부에 대한 결합 가설에 대한 F 통계량 [p 값]	5,948 [0,004]	10,609 [0,000]
Durbin-Watson 통계량	1,962	2,170

주 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행

2) 괄호 ()안의 값은 t 값, []안의 값은 p 값

3) ΔHPI_{t-1} 은 AIC(3.37-AR모형, 3.42-주관적 모형), SC(3.50, 3.55) 기준에 의해 선택된 최적 시차변수이다.

4) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

다음의 OLS 모형은 Liu, et al.(1997) and Stevenson(2000b) 등이 다룬 바 있는 피셔 유형의 직접적 인과관계모형(Fisherian Direct Causality Model) 모형이다. 이 모형은 실질 수익률을 사용하여 기대인플레이션율과 기대인플레이션율의 변화에 대해 회귀한다. 이 모형은 오직 실질 요인만이 실질 수익률에 영향을 미치며, 그에 따라 실질 수익률은 기대인플레이션과 독립적이라 여한다는 가정에 기초한다. 구체적인 추정식은 아래와 같다.

$$\Delta HPI_{t-1} = \alpha + \beta E[\pi_t | \Omega_{t-1}] + \gamma(E[\pi_{t+1} | \Omega_t] - E[\pi_t | \Omega_{t-1}]) + \epsilon_t \quad (9)$$

여기서 HPI_{t-1} 은 부동산에 대한 실질 수익률

이며 $E[\pi_{t+1} | \Omega_t] - E[\pi_t | \Omega_{t-1}]$ 는 기대인플레이션율의 수정에 해당한다. 이 모형의 경우 기대인플레이션과 기대인플레이션율의 수정항 모두의 계수가 0이어야 한다는 것이 귀무가설이 된다.

이 모형의 추정결과는 <표 6>에 나타나 있는데 대부분의 경우 두 개의 계수는 0과 유의하게 다르며 따라서 오직 실질 요인만이 실질 수익률을 결정한다는 가설을 지지하지 못하고 있다. 이 모형의 2열에는 기대인플레이션과 그 수정항 대신 실제 인플레이션에 대한 추정결과도 나타나 있는 바 이에 따르면 실제인플레이션의 추정계수가 유의한 음(-)의 값을 가지고 있어 실질 요인만이 실질 수익률을 결정한다는 가설도 지지하지 못하고 있음을 알 수 있다.¹³⁾

이상에서 우리는 다양한 방식을 통해 주택의 인플레이션 헤징효과를 검증하였는데, 그 검

13) 실제인플레이션율과 실질 주택수익률의 상관계수가 **-0.0535**, 실질 주택수익률과 기대인플레이션율 및 기대인플레이션 수정항 간의 상관계수가 **-0.496, -0.037(0.026, 0.126**, 주관적 지표의 경우)인 점도 이를 확인해준다.

〈표 6〉 주택에 대한 피셔가설의 직접적 검증: 실질주택가격 상승률의 경우

	추정계수와 주요 통계치		
	실제인플레이션	기대인플레이션에 대한 AR모형	기대인플레이션에 대한 주관적 모형
상수항	1,216(4,246)***	2,569(3,197)***	0,665(1,865)*
π_t (인플레이션율)	-1,619(-5,872)***	-	-
$E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대 인플레이션율)	-	-3,249(-3,138)***	-1,368(-2,401)**
$E[\pi_{t+1} I_t] - E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대인플레이션율의 수정항)	-	-4,149(-5,729)***	0,139(0,096)
ΔHPr_{t-1}	0,582(7,287)***	0,617(5,870)***	0,555(5,756)***
\bar{R}^2	0,601	0,582	0,417
인플레이션율의 유의성 또는 결합 가설에 대한 F 통계량 [p 값]	34,485[0,000]	17,220[0,000]	3,370[0,041]
Durbin-Watson 통계량	2,013	2,075	1,915

주 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행

2) 괄호 ()안의 값은 t 값, []안의 값은 p 값

3) ΔHPr_{t-1} 은 실제인플레이션을 사용한 모형에 대해 AIC(3,53), SC(3,63) 기준에 의해 선택된 최적 시차변수로서 여타 모형은 비교를 위해 동일한 시차변수를 포함하도록 하였다.

4) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

정결과는 이에 대해 매우 부정적인 결과를 낳았다. 즉, 명목주택수익률의 경우 실제 인플레이션이나 기대인플레이션 또는 기대하지 않은 인플레이션은 모두 음(-)의 효과를 통계적으로 유의하게 낳고 있는 것으로 나타났다. 한편 실질주택수익률의 경우에도 실질 요인만이 실질 수익률을 결정한다는 가설을 지지 하지 못하는 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 명목주택수익률과 인플레이션간의 1대 1관계의 결여는 어디에서 비롯하는 것일까? 거시경제학이나 금융이론의 관점에서 볼 때 피셔 가설이 기각된 직접적 원인은 통화의 장기중립성이 성립하지 않는데서 찾아볼 수 있다. 특히, 재화와 노동시장에서의 경직성으로 말미암아 단기의 통화정책은 실물경제에 일정한 영향을 미칠 수 있다. 실제로 Fama(1981)는 기대인플레이션율

의 상승은 실물경제에 부정적 영향을 미친다고 제안한 바 있는데, 이는 미래 인플레이션에 대항하기 위해 통화당국이 통화정책을 긴축기조로 유지할 가능성이 있기 때문이다(Svensson, 1997). 다른 이유로 인플레이션이 실물경제에 일정한 비용을 낳을 수 있다는 점도 고려할 필요가 있다. 특히 인플레이션 불확실성은 신용공급과 투자에 부정적 효과를 가질 수 있다. 실물 부문의 성장이 자산수익률과 양(+)의 관계를 가지기 때문에, 인플레이션과 자산수익률 간에는 직접적 관계가 없다고 하더라도 음(-)의 상관관계가 생겨날 수 있는 것이다. 예를 들어 모기지 이자율의 상승은 부동산 프로젝트의 자금조달 비용을 상승시키고 이는 다시 부동산에 대한 수요에 부정적 효과를 낳을 수 있는 것이다.

이와 유사한 맥락에서 주식시장이 인플레이션,

특히 기대되지 않은 인플레이션에 대해 적절하지 않은 헤지 수단이라는 점은 실물충격과 통화충격이 낳는 효과가 서로 다를 것이라는 점에 근거하여 설명되어 왔다. 실물 충격은 다른 조건이 동일하다면 물가를 하락시키지만 자산 시장에는 긍정적인 영향을 미쳐 음(-)의 상관관계를 관찰하게 만들 것이다. 반면 통화 충격은 인플레이션을 높이는 동시에 단기에 이자율 하락도 낳아 자산 시장에는 모호한 영향을 미칠 것이다. 아울러 장기효과와 단기효과를 구별하기 어렵다는 점과 충격의 전달 메커니즘을 밝혀내는 것이 쉽지 않다는 점도 감안해야 한다.

4) 수정된 피셔방정식의 추정

단기의 통화정책이 실물경제에 일정한 영향을 미칠 수 있다는 거시경제학의 주요 결론을 반영하여 부동산의 인플레이션 헤징 능력에 대한 검토를 하기 위해서는 Fama-Schwert 회귀식을 산업생산 증가율과 단기이자율로 보완할 필요가 있다. 산업생산을 경제활동의 대리변수로 사용하는 이유는 산업생산이 경기순환과 높은 상관관계를 가지며 월별 기준으로 이용가능한 시계열이기 때문이다. 한편 금융비용을 나타위해 단기이자율을 사용한 이유는 인플레이션과 직접적으로 관련되지 않고(다중공선성의 회피) 아울러 통화정책의 기초를 잘 반영하는 이자율이기 때문이다.

인플레이션율을 기대된 부분과 그렇지 못한 부분으로 분해한 Fama and Schwert(1977)의 모형 (8)식에 단기이자율과 산업생산을 추가한 모형은 다음과 같다.

$$\Delta HP_t = \alpha + \beta E[\pi_t | I_{t-1}]$$

$$+ \gamma (\pi_t - E[\pi_t | I_{t-1}]) + \delta_1(L)dIP_t + \delta_2(L)r_{CD,t} + \epsilon_t \quad (10)$$

〈표 7〉 주택가격의 헤징능력 검정결과: 명목 주택수익률의 경우

	추정계수와 주요 통계치	
	AR모형	주관적 모형
상수항	1,497(1,509)	0,790(2,030)**
$E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대 인플레이션율)	-1,679(-1,420)	-0,855(-1,906)*
$\pi_t - E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대하지 못한 인플레이션율)	-0,625(-1,528)	-0,968(-2,849)***
dIP_{t-1}	0,067(1,687)*	0,089(1,528)
r_{CD}	-0,063(-0,677)	-0,028(0,119)
ΔHP_{t-1}	0,626(7,273)***	0,659(7,171)***
\bar{R}^2	0,536	0,524
인플레이션율의 유의성 여부에 대한 결합 가설의 F 통계량 [p 값]	4,505[0,015]	4,761[0,012]
Durbin-Watson 통계량	1,994	2,103

주 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행

2) 괄호 ()안의 값은 t 값, []안의 값은 p 값

3) ΔHP_{t-1} 은 AIC(3,40-AR모형, 3,43-주관적 모형), SC(3,61, 3,63) 기준에 의해 선택된 최적 시차변수이다.

3) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

위 식을 추정한 결과는 <표 7>과 같다. 앞에서와 마찬가지로 이 표의 2열은 기대 인플레이션을 AR모형으로 추정한 결과이면 3열은 주관적 모형에 기초한 것이다. 우선 산업생산과 단기이자율은 이론적 예측대로 산업생산의 증가는 명목주택수익률의 상승을 그리고 단기이자율의 상승은 명목주택수익률의 하락을 낳는 것으로 나타났지만, 명목 주택수익률에 유의한 설명력을 가지지 못하거나 매우 미약한 것으로 나타나고 있다. 한편 주택수익률의 인플레이션에 대한 헤징 능력은 관찰하기 어렵다. 우선 AR모형의 경우에는 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션이 모두 여전히 음(-)의 추정계수를 가지고 있고 이 조차도 통계적으로 유의하지 못했다. 한편 이들의 개별적 유의성에 대한 F 통계량의 검정결과도 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션의 추정계수가 각각 0과 같다는 귀무가설을 기각하지

못하고 있다. 하지만 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션의 추정계수가 0과 동시에 같다는 결합적 유의성에 대한 귀무가설은 기각되고 있어 주택가격이 인플레이션 헤징 능력을 결여하고 있음을 잘 보여주고 있다.

한편 주관적 모형 역시 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션이 모두 여전히 음(-)의 추정계수를 가지고 있고 그것도 통계적으로 유의성이 높게 나타나고 있다. 한편 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션의 추정계수가 0과 같다는 귀무가설은 모두 유의하게 기각되고 있다. 결과적으로 주관적 모형이 주택가격이 헤징 능력을 결여하고 있다는 점을 더 잘 보여주고 있다고 할 수 있으며, Fama and Schwert(1977)의 모형에 통제변수로 단기이자율과 산업생산을 추가해도 주택수익률의 헤징능력을 찾아볼 수 없음을 알 수 있다.

<표 8> 주택의 헤징능력 검증결과: 실질주택수익률의 경우

	추정계수와 주요 통계치	
	AR모형	주관적 모형
상수항	1,998(2,173)**	0,240(0,599)
$E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대 인플레이션율)	-2,710(-2,678)***	-0,815(-1,437)
$\pi_t - E[\pi_t I_{t-1}]$ (기대하지 못한 인플레이션율)	-4,076(-4,579)***	0,301(0,207)
dIP_{t-1}	0,072(1,133)	0,062(1,157)
r_{CD}	-0,044(-0,388)	-0,351(-1,881)*
ΔHPr_{t-1}	0,631(6,403)***	0,665(4,170)***
\bar{R}^2	0,578	0,472
인플레이션율의 유의성 여부에 대한 결합 가설의 F 통계량 [p 값]	12,836[0,000]	1,374[0,261]
Durbin-Watson 통계량	2,128	2,245

주 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행

2) 괄호 ()안의 값은 t 값, []안의 값은 p 값

3) ΔHPr_{t-1} 은 AIC(3,63-AR모형, 3,86-주관적 모형), SC(3,83, 4,07) 기준에 의해 선택된 최적 시차변수이다.

4) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

한편 피셔 유형의 직접적 인과관계모형(Fisherian Direct Causality model) (9)식에 단기이자율과 산업생산을 추가한 모형

$$\begin{aligned} \Delta HPr_{r,t} = & \alpha + \beta E[\pi_t | \Omega_{t-1}] \\ & + \gamma (\pi_t - E[\pi_t | \Omega_{t-1}]) \\ & + \delta_1(L)dIP_t + \delta_2(L)r_{CD,t} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

을 추정한 결과는 <표 8>에 나타나 있다. 앞서와 마찬가지로 이 표의 2열은 기대 인플레이션을 AR모형으로 추정한 결과이면 3열은 주관적 모형에 기초한 것이다. 추정결과에 따르면 이론적 예측대로 산업생산의 증가는 실질 주택수익률의 상승을 그리고 단기이자율의 상승은 실질주택 수익률의 하락을 낳는 것으로 나타나고 있지만 그 통계적 유의성은 찾아보기 어려웠다.

한편 추정결과는 실질 요인만이 실질 수익률을 결정한다는 피셔가설에 대해서는 반대되거나 부정하는 결과가 나타나고 있다. 우선 AR모형의 경우에는 피셔유형의 직접적 인과관계에 반하는 결과를 보여주고 있다. 즉, 기대인플레이션과 기대하지 못한 인플레이션이 모두 주택의 실질수익률에 음(-)의 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있고, F 통계량의 검증결과도 이들 추정계수가 0과 같다는 귀무가설을 유의하게 기각하고 있다.

한편 주관적 모형은 실질 요인만이 실질 수익률을 결정한다는 피셔가설을 지지하는 결과를 낳고 있다.¹⁴⁾ 즉, 기대인플레이션에 대해서는 음(-)의 추정계수, 기대하지 못한 인플레이션에 대해서는 양(+)의 추정계수를 보이고 있지만, 모두 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 더욱이 F

14) 다만 <표 8>에서 보듯이 일부 실질요인에 대한 설명변수의 경우 역시 통계적 유의성이 없는 것으로 나

통계량의 검정결과도 이들 추정계수가 0과 같다는 귀무가설을 유의적으로 기각하지 못하고 있다. 결과적으로 우리는 통제변수로 단기이자율과 산업생산을 추가할 경우 주관적 모형에 대해 피셔 유형의 직접적 인과관계가 성립함을 확인할 수 있다고 결론내릴 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 우리나라 주택자산의 인플레이션 헤지 특성을 Fama and Schwert(1977)의 접근방식을 따라 검증했다. 인플레이션의 헤지 특성은 기대인플레이션과 기대되지 못한 인플레이션으로 구분하였는데, 기대인플레이션의 추정에 있어서는 전통적인 ARMA 시계열분석방법과 더불어 새로이 주관적 지표를 사용함으로써 기존 연구를 확대하였다.

실증분석은 우선 기대여부로 구분하지 않은 인플레이션에 대한 헤지 특성부터 출발하였는데, 인플레이션은 명목주택가격상승률에 유의한 설명력을 가졌지만 음(-)의 값을 보여 인플레이션에 대한 헤지보다는 역헤지 기능을 가짐을 찾아볼 수 있었다. 이러한 역헤지 결과는 인플레이션을 기대인플레이션과 기대하지 않은 인플레이션으로 나누어 보아도 그대로 성립하였고, 기대인플레이션 추정방식을 AR모형에서 주관적 모형으로 바꾸어 보아도 유지되어 매우 유의한 결과라고 할 수 있었다.

이러한 결과는 두 가지 추가분석에서도 거의 그대로 유지되었다. 즉, 우선 실질수익률을 인

플레이션에 대해 회귀하는 피셔유형의 직접적 인과관계모형을 이용한 분석에서도 위의 역헤지 결과가 부동산의 실질 수익률에 대해서도 거의 그대로 성립한다는 결과가 도출되었다. 마지막으로 명목주택수익률과 인플레이션에 동시에 영향을 미치는 변수의 누락가능성을 검토하기 위해 경기순환과 금융비용을 대리할 수 있는 산업생산지수와 단기이자율을 모형에 추가하여 주택의 인플레이션헤지 특성을 분석하였다. 이러한 분석 역시 역헤지 결과를 나타내었다.

이처럼 주택자산이 인플레이션에 대해 역헤지 기능을 갖는다는 것은 다소 의외라고 할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 기존의 박정윤(1990)에 의해 이루어진 실증분석결과와 부분적으로 일치한다고 할 수 있다. 즉, 박정윤(1990)의 연구에서는 주택이 대부분의 경우 유의하지 않은 헤지 성능을 보여주었을 뿐만 아니라, 고인플레이션 기간 중에는 오히려 역헤지 기능이 나타남을 밝힌 바 있다. 이러한 의외의 결과는 추가적인 연구를 요구한다고 할 수 있다. 특히, 전년동기대비 변동률을 이용해 장기적 변동요인을 고려하는 등 통계적 접근방법을 달리하는 연구도 있을 수 있으며, 아울러 자본이득만을 고려하는 분석에서 벗어나 전세/매매 비율 등으로 운영소득을 고려하는 것도 좋은 출발점이 될 수 있다고 판단한다¹⁵⁾.

논문접수일 : 2009년 11월 10일

심사완료일 : 2009년 12월 14일

타나므로 이의 해석에는 주의가 요구된다.

15) 이러한 향후 연구방향을 제시한 익명의 심사자에게 감사드립니다.

참고문헌

1. 박정윤(1990), “주식과 부동산의 인플레이션 헷지에 관한 비교연구”, 『경영학연구』, 제20권 1호, 한국경영학회, 173-197.
2. 김준원·최희갑(2006), “인플레이션이 상대가 격변동성에 미치는 영향” 『금융학회지』, 제7권 제2호, 한국금융학회, 137-161
3. Barkham, R. J; Ward, C. W. R., and Henry, O. T.(1996) “The Inflation Hedging Characteristics of U.K. Property.” *Journal of Property Finance*, 7(1), 62-76.
4. Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
5. Fama, E. F.(1975), “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation,” *American Economic Review*, 65(3), 269-282.
6. Fama, E. F.(1976), “Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills,” *Journal of Political Economy*, 84(3), 427-448.
7. Fama, E. F.(1977) “Interest Rates and Inflation: The Message in the Entrails,” *American Economic Review*, 67(3), 487-496.
8. Fama, E. F., and Schwert, G. W.(1977) “Asset Return and Inflation,” *Journal of Financial Economics*, 5, 115-146.
9. Fama, E. F.(1981). “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money,” *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
10. Fama, E. F., & Gibbons, M. R.(1984). “A Comparison of Inflation Forecasts,” *Journal of Monetary Economics*, 13(3), 327-348.
11. Fama, E. F., & Schwert, G. W.(1977), “Asset Returns and Inflation,” *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115-146.
12. Fisher, I.(1930). *The Theory of Interest*, New York: MacMillan.
13. Gatzlaf, D. H.(1994) “Excess Return, Inflation and the Efficiency of the Housing Market.” *Journal of American Real Estate and Urban Economics Association*, 22(4), 553-581.
14. Gultekin, N.B.(1983), “Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries,” *Journal of Finance*, 38(1), 49-65.
15. Hoesli, M., MacGregor, B. D., Matysiak, G. A., and Nanthakumaran, N.(1997). “The Short-term Inflation Hedging Characteristics of UK Real Estate,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15(1), 27-57.
16. Liu, C. H., Hartzell, D. J., & Hoesli, M. E.(1997). “International Evidence on Real Estate Securities as an Inflation Hedge,” *Real Estate Economics*, 25(2), 193-221.
17. Limmack, R. J., and Ward, C. W. R.(1988). “Property Returns and Inflation,” *Land Development Studies*, 5(3), 7-55.
18. Park, J., Mullineaux, D. J., & Chew, I. K. (1990). “Are REITs Inflation Hedges?” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(1), 91-103.
19. Phillips, P. and P. Perron(1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 335-346.
20. Pesaran, M. H.(1987), *The Limits to Rational*

- Expectations, Oxford, Basil Blackwell Carlson,
J. A. and M. Parkin(1975), "Inflation Ex-
pectations," *Econometrica*, 42, 128-138
21. Stevenson, S.(2000a), "International Real Estate
Diversification: Empirical Tests using Hedged
Indices," *Journal of Real Estate Research*, 19
(1), 105-131.
 22. Stevenson, S.(2000b), "A Long-Term Analysis
of Regional Housing Markets and Inflation,"
Journal of Housing Economics, 9(1), 24-39.
 23. Svensson, L.(1997), "Inflation Forecast Targeting:
Implementing and Monitoring Inflation Targets",
European Economic Review, 41, 1111-1147.
 24. Theil, H.(1952), "On the Time Shape of Econ-
omic Microvariables and the Munich Business
Test," *Review of the International Statistical
Institute*, 20, 105-120
 25. Wurtzbaach, C. H., Mueller, G. R., and Machi,
D.(1991). "The Impact of Inflation and
Vacancy on Real Estate Eeturns," *Journal of
Real Estate Research*, 6(2), 153-168.