

# 우리나라 주택가격과 자산가격모형(CAPM)\*

홍 기 석\*\*

본 연구의 목적은 표준적인 소비자산가격모형(Consumption CAPM)에 기초하여 우리나라 지역별 주택가격의 결정요인을 분석하는 것이다. 자산가격모형에 의하면 주택가격은 위험 프리미엄과 미래의 자본이득에 대한 예상에 의해서 결정된다. 2003~2008년 기간에 대한 국민은행의 지역별 주택가격자료를 이용한 본 연구의 실증분석 결과는 대체로 이러한 자산가격모형의 예측을 지지하는 것으로 나타난다. 첫째, 주택가격상승률은 소비  $\beta$ 를 비롯한 위험의 지표들과 유의한 양의 관계를 가진다. 즉, 우리나라의 지역 간 주택수익률의 격차는 위험 프리미엄의 차이에 의해 체계적으로 설명될 수 있다. 둘째, 전세가격/매매가격 비율 혹은 임대료/매매가격 비율은 미래의 매매가격 변동률에 대해 유의한 예측력을 가진다. 보다 구체적으로 미래에 높은 자본이득이 예상될 경우 현재의 임대수익률은 낮게 실현되는 경향이 존재한다. 셋째, 이러한 결과는 외환위기 이전 기간의 값들을 도구변수로 이용한 도구변수 추정하에서도 동일하게 성립한다. 넷째, 그러나 추정된 계수의 구체적 크기는 모형의 예측치와 일치하지 않는다.

핵심주제어: 주택가격, CAPM, 전세/매매 비율, 합리적 기대

경제학문헌목록 주제분류: E22, G12

## I. 서 론

본 연구의 목적은 표준적인 소비자산가격모형(Consumption CAPM)에 기초하여 우리나라 주택가격의 결정요인을 실증적으로 분석하는 것이다. 1990년대 말 이후 발생한 주택가격의 전반적인 변동 및 지역 간 격차는 사회·정치적으로 많은 논란의 대상이 되었으나, 그 원인 및 정부의 정책 대응에 대한 국내의 분석과 평가는 여전히 미흡한 편이라고 할 수 있다. 최근의 주택가격 변동은 우리나라에만 국한된 것이 아니라 전 세계적으로 발생한 현상으로서,<sup>1)</sup> 그 동안

\* 논문수정에 도움을 주신 두 분의 심사자에게 감사드린다.

\*\* 이화여자대학교 경제학과, 전화: (02) 3277-3909, E-mail: khong@ewha.ac.kr

논문투고일: 2009. 7. 14 수정일: 2009. 9. 14 게재확정일: 2009. 10. 7

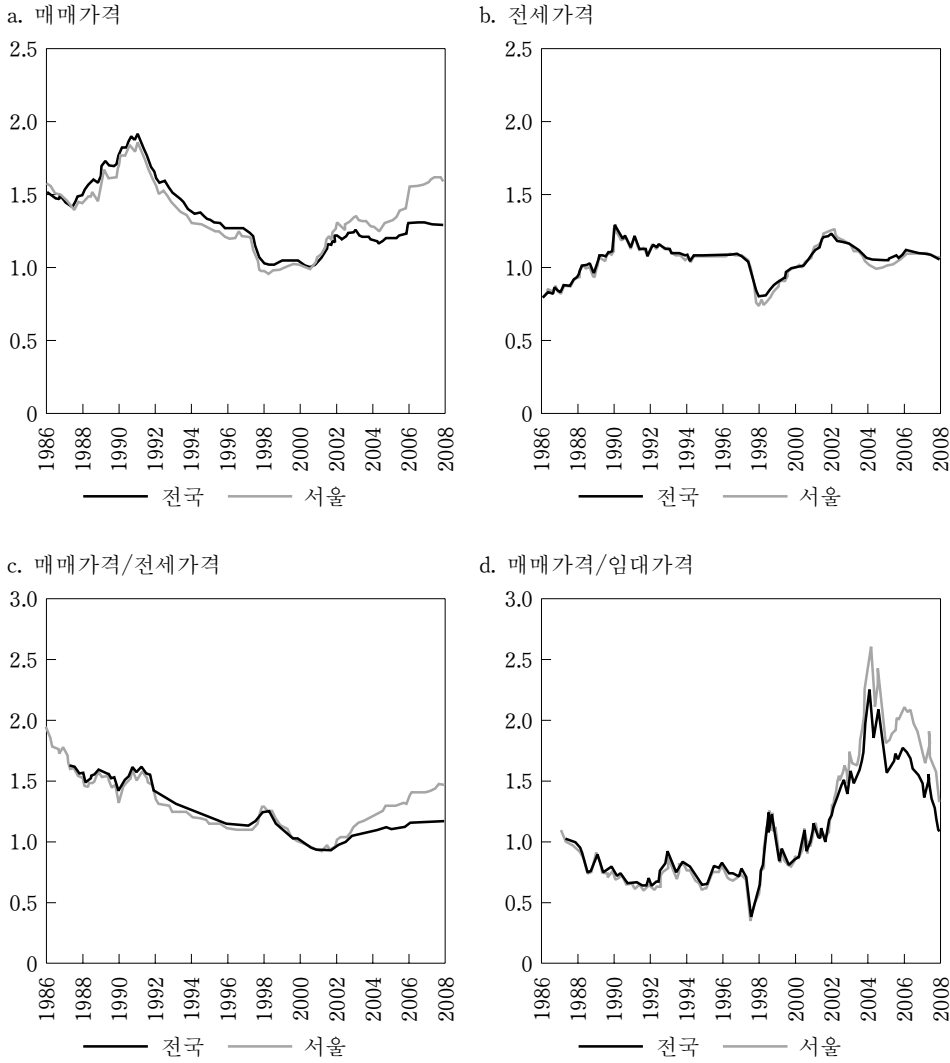
주식 등 다른 자산에 비해서 상대적으로 주목을 많이 받지 않았던 주택자산에 대한 연구들이 크게 확대되는 결과를 가져왔다. 따라서 우리나라에서도 최근의 연구동향을 반영하여 주택가격에 관한 새로운 연구들이 이루어질 필요가 있다고 판단된다. 본 연구는 그러한 시도 중의 하나이다.

최근의 우리나라 주택가격 변동에서 두드러지는 특징 중의 하나는 전반적인 상승폭이 컸을 뿐 아니라 지역들 간의 상승폭의 격차 또한 매우 컸다는 점이라고 할 수 있다. <그림 1>에는 국민은행에서 발표하는 주택매매가격지수를 소비자물가지수(CPI)로 나누어 준 실질매매가격이 나와 있는데, 2001년 1월 대비 2008년 12월의 주택가격은 전국의 경우 약 30% 상승하였으나 서울의 경우 약 60% 상승한 것으로 나타난다.<sup>2)</sup> 사실 전국의 경우는 외환위기로 인한 주택가격의 하락기간을 제외한다면 1990년대 중반 이후 주택의 실질가격이 거의 상승하지 않았다고도 할 수 있다. 그리고 <그림 1>에 의하면 두 지역 간의 이러한 괴리는 2000년 이전에는 존재하지 않았던 새로운 현상인 것으로 보인다. 최근의 주택가격 상승에서 두드러지는 또다른 특징은 전세가격의 상대적 안정이다. <그림 1>의 두 번째 그래프에 의하면 실질전세가격은 전국과 서울 모두에서 2008년의 수준과 외환위기 이전의 수준이 거의 동일한 것으로 나타난다. 또한 전국과 서울 간의 괴리도 거의 관찰되지 않는다. 따라서 세 번째 그래프와 같이 매매가격/전세가격의 비율을 그려 보면 앞의 매매가격 그래프와 유사하게 나타난다. 즉, 최근의 매매가격 상승은 전세가격 상승을 수반하지 않고 발생한 것으로 보인다. 더욱이 <그림 1>의 마지막 그래프에서 보듯이 전세가격에 이차율(회사채 AA- 등급)을 곱한 임대료지수를 사용할 경우에는 2000년 이후 기간에 있어서의 매매가격과 임대가격의 괴리가 더욱 두드러진다. 따라서 최근의 주택가격 변동을 이해하기 위해서는 매매가격 변동폭의 지역 간 격차가 어떤 요인들을 반영하는지 그리고 매매가격/임대가격 비율의 변동은 어떤 요인들에 의하여 결정되는지를 살펴볼 필요가 있다고 판단된다.

본 연구는 이러한 주택매매가격 및 매매가격/임대가격 비율의 변동을 설명하기 위하여 표준적인 소비자자산가격모형을 이용하기로 한다. CAPM에 따르면 어

1) 영국의 주간지 『이코노미스트』(2005, June)에 의하면 “세계 주택가격은 1997년과 2005년 사이 캐나다에서 47%, 미국에서 73%, 아일랜드에서 192%, 남아프리카공화국에서 243%가 올랐으며, 이는 가장 빠르고 길면서 광범위한 국가들에서 나타나고 있는 주택가격 상승”이라고 할 수 있다.

2) <그림 1>에 나와 있는 모든 시리즈는 주택가격 상승이 본격적으로 시작된 2001년 1월 현재의 값이 1이 되도록 정규화된 것이다.



〈그림 1〉 주택가격의 추이

편 자산의 가격 혹은 수익률은 크게 위험 중립적 수익률과 위험 프리미엄의 두 가지 요인에 의해서 영향을 받을 것으로 예상된다. 그러나 기존의 국내연구들은 주로 자산들의 평균수익률이 모두 동일해야 한다는 단순한 재정거래조건(no arbitrage condition)을 이용함으로써 위험요인을 충분히 고려하지 않는 경우가 대부분이다. 본 연구에서는 주택수익률에서의 위험 프리미엄의 역할을 명시적으로 고려함으로써 과연 매매가격 변동의 지역 간 격차가 CAPM이론에 의하여

설명될 수 있는지를 살펴보기로 한다. 이때 위험의 척도로는 소비  $\beta$ , 시장  $\beta$  등 여러 가지 지표들이 고려된다. 또한 기존의 연구들이 주로 시계열자료나 서울지역의 자료만을 사용한 반면, 본 연구는 전국의 세부 행정단위들을 포괄하는 지역별 자료를 사용한다는 점에서도 구별될 수 있다.

기존 연구들에 의하면 우리나라 주택의 장에서는 단순 재정거래조건이 제대로 성립하지 않는 것처럼 보이는데 이는 분석에 사용된 자료가 충분히 많은 변이(variation)를 포함하고 있지 않기 때문일 수 있다. 본 연구에서는 국민은행에서 발표되는 지역별 주택가격자료를 이용하여 전국 110여 개 지역을 표본으로 구축함으로써 기존 연구들의 추정식을 재검토해 보기로 한다. 특히, 본 연구는 각 지역별로 최근 약 5년 동안의 평균값들을 구하여 횡단면 분석을 수행하는데, 여러 가지 마찰적 요인의 존재로 인하여 충격에 대한 조정이 느리게 이루어질 것으로 예상되는 주택시장의 속성상 한 지역의 분기별 혹은 연간 변화를 다루는 시계열 분석보다 횡단면 분석이 더 바람직한 면이 있을 것으로 판단된다.

본 연구의 실증분석 결과를 미리 요약하면, 첫째 CAPM의 예측대로 주택수익률은 위험의 지표들과 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타난다. 즉, 최근 우리나라에서 나타난 지역 간 주택수익률의 격차는 위험 프리미엄의 차이에 의해 체계적으로 설명될 수 있다. 단 추정된 계수의 구체적 크기는 모형의 예측치와 잘 부합하지 않는다.

둘째, 위험의 지표들은 개별적으로는 모두 유의한 효과를 가지지만 여러 가지 지표들을 동시에 고려할 경우에는 시장베타가 가장 설명력이 높게 나타난다. 이는 일반적인 금융자산의 수익률을 분석한 기존의 연구들에서도 동일하게 관찰되는 패턴이라고 할 수 있다.

셋째, 매매가격/전세가격 비율 혹은 매매가격/임대료 비율은 미래의 매매가격 변동률에 대해 유의한 양의 예측력을 가진다. 이는 미래에 높은 자본이득이 예상될 경우 현재의 임대수익률 혹은 임대료/매매가격 비율은 낮게 실현되는 경향이 있음을 의미한다. 단 이러한 결과는 주로 서울 및 경기 지역과 여타 지역 간의 차이를 반영하는 것으로서, 서울 및 경기도 내의 세부 지역들 간이나 여타 광역 시·도 내의 세부 지역들 간에서는 임대료/매매가격 비율의 예측력이 유의하게 관찰되지 않는다.

넷째, 본 연구에서 추정된 식에는 설명변수의 내생성문제와 측정오차문제 등이 존재할 수 있다. 그러나 외환위기 이전 기간의 값들을 도구변수로 사용한 결과에 의하면 이상의 결과들은 도구변수 추정하에서도 대체로 동일하게 성립

하는 것으로 나타난다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서는 본 연구와 관련이 있는 기존 연구들을 간단히 정리하고, 제Ⅲ절에서는 내구재 소비가 존재하는 경우의 소비자 효용 극대화 모형에 기초하여 주택가격에 관한 CAPM적 함의를 도출한다. 제Ⅳ절에서는 국민은행에서 발표되는 우리나라의 지역별 주택가격자료를 이용한 실증분석 결과를 설명한다. 제Ⅴ절은 본고의 결론을 도출한다.

## Ⅱ. 기존의 연구

그 동안 국내외적으로 주택가격의 결정에 관하여 많은 논의들이 이루어졌으나 모든 논의들이 본 연구처럼 CAPM의 틀을 따르는 것은 아니다. 예를 들면, Mankiw and Weil(1989)은 주택가격이 인구 연령구조와 밀접한 관계를 가지며, 상대적으로 주택소비에 대한 수요가 적은 고령인구의 비중이 높아짐에 따라 주택가격이 하락할 것으로 전망하고 있다. 이러한 Mankiw and Weil(1989)의 논의는 자산으로서의 주택보다는 소비의 대상인 내구재로서의 주택에 대한 수요를 강조한 것으로서 그 자체로서는 CAPM과 직접적인 관련을 가지지 않는다. 물론 생애주기상의 위치에 따라 소비자의 위험에 대한 태도 및 선호하는 자산의 구성이 달라진다면 인구 연령구조의 변화가 자산으로서의 주택에 대한 수요의 변화를 의미할 수도 있으나, 적어도 Mankiw and Weil(1989)이 이러한 가능성을 직접적으로 다루고 있지 않은 것은 분명하다.

한편, Glaeser, Gyourko, and Saks(2005)는 Mankiw and Weil(1989)이 주택에 대한 수요 측면에만 주목한다고 비판하고 주택건설 관련규제와 같은 공급측 요인도 주택가격 결정에 중요한 역할을 할 수 있음을 강조한다. 이들의 분석에 의하면 2000년 이후의 주택가격의 전반적인 상승이나 지역 간 차이는 상당 부분 공급 제한의 정도에 의하여 설명될 수 있는 것으로 나타난다. 그러나 이들의 논의 역시 CAPM과 직접적인 관련을 가지지 않는다는 점에서는 Mankiw and Weil(1989)과 유사하다. 즉, Mankiw and Weil(1989)과 Glaeser, Gyourko, and Saks(2005)는 주택가격이나 주택의 예상수익률에 영향을 줄 수 있는 여러 가지 요인들을 논의하고 있으나 그 요인들이 CAPM으로부터 직접적으로 도출된 것들은 아니다.

기존의 연구들 중 주택의 자산 측면에 주목하여 주택수익률의 결정을 분석한

연구로는 먼저 Girouard *et al.*(2006)을 들 수 있다. 이 연구는 여러 국가의 시계열자료를 이용하여 매매가격/임대료 비율이 이자율, 세율, 예상가격상승률 등에 의하여 어떤 영향을 받는지를 살펴보고 있는데, 추정결과에 의하면 대부분의 국가에서 매매가격/임대료 비율과 설명변수들 사이에 이론적 예상과 일치하는 관계가 존재하는 것으로 나타난다. 그러나 이 연구에서 추정된 것은 Poterba (1992)의 주택의 사용자 비용(user cost)으로부터 얻어지는 단순한 재정거래조건(no arbitrage condition)으로서 위험 프리미엄에 대한 고려는 이루어지지 않고 있다. 이와 달리 Cannon *et al.*(2006)은 미국의 세부 지역별 자료를 이용하여 주택수익률의 평균과 표준편차 사이에 양의 상관관계가 존재함을 보이고 있다. 이 연구의 결과는 수익과 위험에 대한 CAPM의 가장 일반적인 예측이 주택시장에서도 성립함을 보여 준다. 한편, Sinai and Souleles(2005)는 주택이 자산인 동시에 내구소비재로서의 성격을 가진다는 점에 주목하여, 주택을 보유할 경우에는 주택매매가격의 변동으로 인하여 자본 손실이 발생할 위험이 존재하지만 주택임대가격의 변동과 상관없이 주택소비를 안정적으로 영위할 수 있다는 이 점도 존재한다고 주장한다. 이러한 논의에 의하면 주택가격은 임대료 위험과 매매가격 위험의 상대적 크기에 따라 결정될 것으로 예상할 수 있다. 미국의 대도시 자료를 이용한 Sinai and Souleles(2005)의 실증분석에 의하면 실제로 임대료 위험이 높은 지역일수록 주택매매가격/임대가격의 비율이 더 높게 형성되는 경향이 있는 것으로 나타난다.<sup>3)</sup>

우리나라의 경우 자산 측면에서 주택가격을 분석한 연구들은 주로 매매가격/전세가격 비율과 예상가격상승률 사이의 관계를 살펴보고 있다. 단순한 재정거래조건에 의하면 매매가격/전세가격 비율은 미래의 매매가격의 변화에 대한 예상에 의해서 영향을 받게 된다. 즉, 미래의 예상 자본이득의 크기가 클수록 매매가격/전세가격 비율은 상승할 것으로 예상되는데, 이러한 이론적 예측을 검증한 연구로는 김정호·이명재(1989), 김종일·송의영·이우현(1998) 등이 있다.

3) 이 외에도 최근에는 비내구재 소비와 내구재(주택) 소비의 비분리성을 가정한 연구들이 다수 발표되고 있는데 Piazzesi, Schneider, and Tuzel(2007), Yogo(2006), Lustig and Nieuwerburgh(2005), Davis and Martin(2006), Flavin and Nakagawa(2004), Cocco(2005), Yao and Zhang(2005) 등이 여기에 해당된다. 그런데 이들 연구들은 대부분 내구재 소비를 도입함으로써 일반적인 금융자산에 대한 기존 CAPM의 함의가 어떻게 달라지는가를 주로 살펴보고 있으며, 내구재 자체를 직접적인 분석의 대상으로 고려하지는 않고 있다. 즉, 이들 연구들에서는 주로 금융자산 포트폴리오의 구성에 대한 새로운 함의를 도출하기 위하여 내구재가 도입된 것이므로, 내구재 소비의 크기나 내구재 가격의 변동 등에 대한 고려는 직접적으로 이루어지지 않고 있다.

먼저 김정호·이명재(1989)는 만일 사람들의 예상이 합리적(rational)이라면 매매가격/전세가격 비율은 미래의 가격에 대한 모든 정보를 반영하여 결정될 것이므로 실제 미래의 자본이득에 대한 예측력을 가질 것이며, 반대로 사람들의 예상이 적응적(adaptive)이라면 매매가격/전세가격 비율은 과거의 자본이득에 의해서 체계적으로 설명될 것이라는 점에 착안하여 두 가지 예상 형성방식의 타당성을 비교하고 있다. 서울지역 아파트 횡단면자료를 이용한 이들의 분석결과에 의하면 매매가격/전세가격 비율은 미래의 자본이득보다는 과거의 자본이득과 더 밀접한 양의 관계를 가지므로 합리적 기대보다는 적응적 기대가설을 지지하는 것으로 나타났다.

한편, 김종일·송의영·이우현(1998)은 서울지역의 시계열자료를 이용하여 매매가격/전세가격 비율이 미래의 자본이득에 대한 설명력을 가지는지를 살펴보고 있는데, 그 결과에 의하면 이론적 예상과 달리 매매가격/전세가격 비율과 미래의 자본이득 사이에는 유의한 관계가 존재하지 않거나 오히려 음의 관계가 존재하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 사람들의 예상이 합리적이지 않거나 주택시장이 효율적이지 않음을 의미한다고 볼 수 있다. 이 외에 정지만(1999)은 우리나라 부동산시장의 효율성을 검정하기 위하여 토지가격, 주택매매가격, 전세가격 등의 시계열자료를 대상으로 분산·공분산 분석을 하고 있다. 분석결과에 의하면 우리나라 부동산시장은 대체적으로 효율적 시장가설의 함의를 만족시키지 못하는 것으로 나타난다.

본 연구는 통상적인 소비 CAPM에 근거하여 우리나라의 주택수익률 및 주택매매가격/임대가격 비율의 지역 간 차이를 살펴본다는 점에서 기존의 연구들과 구별될 수 있다.

### Ⅲ. 이론적 논의

#### 1. 모 형

본절에서는 주택가격의 결정에 관한 소비 CAPM을 도출하기 위하여 비내구재와 내구재(주택)를 동시에 소비하는 소비자의 효용 극대화 문제를 고려하기로 한다. 여러 가지 가능한 CAPM들 중에서, 특히 소비 CAPM에 초점을 맞추는 이유는 이론적인 측면에서 볼 때 모든 CAPM은 소비 CAPM의 특수한 경우

로 해석될 수 있기 때문이다(Campbell and Cochrane, 2000). 소비자의 효용함수는 다음과 같이 비내구재와 내구재에 대해서 분리가능하다고 가정한다.

$$U(c_t, h_t) = \frac{c_t^{1-\rho}}{1-\rho} + w \frac{h_t^{1-\rho}}{1-\rho}. \quad (1)$$

위 식에서  $c_t$ 는  $t$ 기의 비내구재 소비,  $h_t$ 는  $t$ 기의 내구재(주택) 소비를 나타낸다. 그리고  $\rho$ 는 위험기피도를 나타내는 상수이며,  $w$ 는 효용함수에 있어서의 내구재 소비에 대한 가중치를 나타내는 상수이다. 한편, 이 소비자의 예산 제약식은 다음과 같이 주어진다.

$$A_{t+1} + H_{t+1} = (1+r)A_t + \frac{P_{t+1} + D_t}{P_t} H_t - c_t - D_t h_t. \quad (2)$$

위 식에서  $A_t$ 와  $H_t$ 는 각각  $t$ 기 초에 보유한 금융자산과 주택자산의 크기를 나타내며,  $r$ 은 금융자산  $A_t$ 의 보유로부터 발생하는 수익률,  $P_t$ 는  $t$ 기의 주택자산의 가격,  $D_t$ 는  $H_t$ 의 보유로부터 발생하는 임대수입을 나타낸다. 따라서 주택보유로부터 발생하는 수익은 임대수익과 자본이득으로 구성되며 그 중 자본이득에는 위험이 수반됨을 알 수 있다. 논의의 단순화를 위하여 모든 금융자산은 무위험자산이며 위험자산은 주택자산뿐인 것으로 가정한다. 즉, 금융자산의 수익률  $r$ 은 무위험수익률이다. 무위험수익률이 상수가 아니라 시간에 따라 변화하는 경우에도 본 연구의 결론에는 아무런 차이가 없으므로 기간 하첨자는 생략되었다. 식 (2)에서 비내구재 소비  $c_t$ 의 가격은 1로 고정되어 있으므로 모든 변수들은 비내구재 소비를 표시단위(numeraire)로 한 실질변수에 해당한다.<sup>4)</sup>

식 (2)에서 한 가지 주의할 점은 자산으로서의 주택의 크기  $H_t$ 와 소비대상으로서의 주택의 크기  $h_t$ 가 구분되어 있다는 점이다. 즉, 주택에 대한 보유와 소비가 서로 다를 가능성이 허용되고 있다. 일반적인 내구재 소비모형에서는 보유한 내구재 스톡의 크기와 소비대상이 되는 내구재 스톡의 크기가 동일하게 전제된다. 그러나 주택의 경우 일반적인 내구재와 달리 임대시장이 매우 발달해 있으므로 보유한 주택이 없이( $H_t=0$ ) 주택소비를 하는 경우도 현실적으로 많다. 이러한 주택시장의 특성을 반영하기 위하여 식 (2)의  $H_t$ 와  $h_t$ 에는 아무런 제약도 부과되지 않는다.

4) 식 (2)의 모든 변수를 명목변수로 나타내는 경우, 즉 비내구재의 가격을 1로 표준화시키는 대신 기간별로 변화하도록 허용하는 경우에도 본 모형의 주요 내용에는 큰 변화가 없다.



일반적으로 주택의 보유와 소비가 분리되는 경우에는 보유한 주택과 거주하는 주택이 서로 다를 수 있으므로 거주에 따르는 기회비용, 즉 임대가격 또한 보유에 따르는 임대수입과 다를 수 있다. 그런데 식 (2)에는  $H_t$ 로부터 발생하는 단위 임대수입과  $h_t$ 로부터 발생하는 단위 임대비용이 모두  $D_t$ 로서 동일하게 가정되어 있다. 이러한 가정은 (본 연구의 실증분석의 단위가 개별 지역이라는 점을 고려할 때) 어떤 소비자가 주택소비를 위해 특정 지역의 주택을 구입할지 임대할지 선택하는 경우를 나타내는 것으로서, 물론 현실적으로 엄밀히 성립하지는 않는다. 왜냐하면, 어떤 지역의 주택을 보유하면서 다른 지역의 주택을 임대하여 거주하는 소비자도 존재할 수 있기 때문이다.

그러나 만일 어떤 지역의 주택이 대부분 그 지역의 소비자들에 의해 보유되며 타지역의 소비자에 의해 보유되는 경우는 상대적으로 적다면 이 가정은 크게 무리가 없다고 할 수 있다. 거주지역에 상관없이 마음대로 투자할 수 있는 경우를 고려하기 위해서는 식 (2)에서  $h_t$ 의 가격을  $D_t$ 와 별개인 어떤 변수  $d_t$ 로 나타내면 된다. 또한 아래에서 보듯이 본 연구의 주된 추정식인 식 (9)는  $D_t$ 와  $d_t$ 의 동일 여부와 상관없이 성립한다.

이제 이 소비자의 효용 극대화를 위한 1계 조건은 다음과 같이 구해질 수 있다.

$$c_t^{-\rho} = \lambda_t, \tag{3}$$

$$wh_t^{-\rho} = \lambda_t D_t, \tag{4}$$

$$\lambda_t = \frac{1}{1+\theta} E_t [\lambda_{t+1} (1+r)], \tag{5}$$

$$\lambda_t = \frac{1}{1+\theta} E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{P_{t+1} + D_t}{P_t} \right) \right]. \tag{6}$$

위에서  $\theta$ 는 시간할인율을 나타내며  $\lambda$ 는 라그랑지(Lagrange) 승수이다. 식 (3)과 식 (4)로부터는 동기간 내의 비내구재 소비와 내구재 소비 간의 최적관계를 구할 수 있다. 또한 식 (3)과 식 (5) 및 식 (3)과 식 (6)으로부터는 다음과 같이 비내구재 소비의 기간 간 변화에 관한 오일러(Euler)방정식을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{1}{1+\theta} E_t \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho} (1+r) \right] &= 1, \\ \frac{1}{1+\theta} E_t \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho} \frac{P_{t+1} + D_t}{P_t} \right] &= 1. \end{aligned} \tag{7}$$

식 (7)의 첫 번째 식은 무위험수익률을 이자율로 사용한 것이며 두 번째 식은 주택보유의 수익률을 이자율로 사용한 것이다. 한편, 식 (4)와 (5) 및 식 (4)와 (6)으로부터는 내구재 소비의 기간 간 변화에 관한 다음과 같은 오일러방정식을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{1}{1+\theta} E_t \left[ \left( \frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{-\rho} \frac{(1+r)/D_{t+1}}{1/D_t} \right] &= 1, \\ \frac{1}{1+\theta} E_t \left[ \left( \frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{-\rho} \frac{(P_{t+1}+D_t)D_{t+1}}{P_t/D_t} \right] &= 1. \end{aligned} \quad (8)$$

식 (8)을 보면 무위험이자율이 주택소비의 비용, 즉 임대가격의 변화율( $D_{t+1}/D_t$ )로 할인되어 있는데 이는 주택소비  $h$ 를 표시단위(numeraire)로 한 금융자산의 실질수익률에 해당한다. 따라서 식 (7)이 비내구재 소비  $c$ 를 기준으로 한 오일러방정식이라면 식 (8)은 주택소비  $h$ 를 기준으로 한 오일러방정식이라고 할 수 있다. 혹은 식 (7)이 비내구재 소비를 표시단위로 한 주택의 실질가격 혹은 실질수익률이 어떻게 결정되는지를 보여 주는 반면, 식 (8)은 주택소비를 표시단위로 주택의 실질가격 혹은 실질수익률이 어떻게 결정되는지를 보여 준다고도 할 수 있다. 만일 매매가격  $P_t$ 가 식 (7)이나 (8)을 만족하는 값보다 낮은 수준이라면 소비자들은 임대를 줄이고 보유를 늘림으로써 동일한 주택서비스를 더 낮은 비용으로 누릴 수 있다. 따라서  $P_t$ 와  $D_t$ 는 다시 식 (7)과 (8)을 만족하는 수준까지 조정될 것이며, 결국 균형에서는 소비자가 임대와 보유 간에 무차별하게 될 것이다.

## 2. 주택보유에 따르는 위험과 보험

식 (7)을 이용하면 주택수익률에 관한 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} E_t \left[ \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t} \right] &= \frac{1 - (1+\theta)^{-1} cov_t \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho}, \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t} \right]}{(1+\theta)^{-1} E_t \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho} \right]} \\ &= \frac{1 - (1+\theta)^{-1} cov_t \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho}, \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t} \right]}{(1+r)^{-1}}. \end{aligned} \quad (9)$$

식 (9)는 주택수익률에 관한 소비 CAPM으로서, 주택보유의 기대수익률(좌변)이 비내구재 소비증가율과 주택보유수익률 간의 공분산에 의하여 결정될 것임을 보여 준다. 즉, 위험의 척도라고 할 수 있는 주택수익률과 비내구재 소비증가율의 공분산이 커질수록 기대수익률도 따라서 높아져야 함을 알 수 있다. 단 주택수익률 가운데 임대수익률 부분  $D_t/P_t$ 는  $t$ 기에 이미 알려진 값으로서 불확실성을 내포하지 않으므로 공분산 항목에서 제외될 수 있다. 따라서 주택보유의 위험은 주택매매가격 변동의 위험으로 대표될 수 있다.

한편, 식 (8)을 이용하면 매매가격/임대가격 비율에 관한 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 E_t \left[ \frac{(P_{t+1} + D_t)/D_{t+1}}{P_t/D_t} \right] &= \frac{1 - (1 + \theta)^{-1} \text{cov}_t \left[ \left( \frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{-\rho}, \frac{(P_{t+1} + D_t)/D_{t+1}}{P_t/D_t} \right]}{(1 + \theta)^{-1} E_t \left[ \left( \frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{-\rho} \right]} \\
 &= \frac{1 - (1 + \theta)^{-1} \text{cov}_t \left[ \left( \frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{-\rho}, \frac{(P_{t+1} + D_t)/D_{t+1}}{P_t/D_t} \right]}{1 - (1 + \theta)^{-1} \text{cov}_t \left[ \left( \frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{-\rho}, \frac{(1+r)/D_{t+1}}{1/D_t} \right]} E_t \left[ \frac{(1+r)/D_{t+1}}{1/D_t} \right]. \quad (10)
 \end{aligned}$$

식 (10)은 식 (9)보다 상대적으로 복잡한데, 그 이유는 식 (10)의 우변의 분모가 상수가 아니라 지역별로 서로 다른 값을 가지는 변수이기 때문이다. 즉, 식 (10)에서는 주택수익률과 설명변수들 간의 관계가 비선형으로 주어진다. 물론 이는 주택소비의 가격인 임대료가 지역별로 서로 다르다는 본 모형의 가정 때문에 발생하는 결과이다. 주택서비스는 일반적인 소비재와 달리 이동성이 없으므로 소비자는 자신이 거주하는 지역의 주택서비스를 소비할 수밖에 없으며, 여러 지역의 주택서비스를 조합해서 소비하는 것은 가능하지 않다. 따라서 임대료에 지역 간 차이가 존재한다면 주택소비 또한 지역 간 차이를 나타내게 될 것이다.<sup>5)</sup> 식 (8)에 의하면 지역별로 주택소비의 기회비용이 서로 다를 경우

5) 비내구재의 가격을 1로 표준화시키는 대신 기간별로 변화하도록 허용할 경우에는 식 (9)도 식 (10)과 동일한 형식으로 나타내어질 수 있다. 그러나 비내구재 가격의 지역 간 차이는 임대료의 지역 간 차이에 비해 상대적으로 미미할 것으로 예상되므로 식 (9)를 식 (10)과 같은 형식으로 변환하는 것이 큰 의미를 가지지는 않는다. 실제로 본 연구에서 사용하는 지역별 자료에 의하면 임대료증가율의 지역 간 표준편차는 2004~2008년 기간 동안 평균 0.04이었으나 비내구재 물가상승률의 지역 간 표준편차는 0.003에 불과한 것으로 나타난다.

$E_t[(h_{t+1}/h_t)^{-\rho}]$  또한 일반적으로 서로 다르게 될 것임을 확인할 수 있다.<sup>6)</sup>

앞에서 설명된 바와 같이 식 (9)의 좌변이 비내구재 소비  $c$ 를 표시단위로 한 주택보유의 실질수익률을 나타낸다면, 식 (10)의 좌변은 주택소비  $h$ 를 표시단위로 한 주택보유의 실질수익률을 나타낸다. 따라서 식 (10)은 식 (9)와 마찬가지로 주택보유의 기대수익률이 수익률과 소비증가율의 공분산에 의해서 결정됨을 보여 준다. 또한 식 (10)의 두 번째 행을 보면  $h$ 를 표시단위로 한 주택자산의 실질수익률과 무위험자산의 실질수익률 간의 관계가 나타나 있다.

본 연구의 무위험 금융자산은 식 (2)의 예산제약식 및 식 (7)의 1계 조건에서 보듯이 비내구재 소비  $c$ 를 표시단위로 하였을 때 확정적인 실질수익률을 보장해 주는 자산이다. 따라서 금융자산은 비내구재 소비  $c$ 의 관점에서는 무위험자산이지만 주택소비  $h$ 의 관점에서는 무위험자산이 아닐 수 있으며, 그 위험의 정도가 바로 분모의 공분산 항목(의 마이너스 값)으로 주어진다. 이 항목은 주택소비의 가격인 임대료의 변동을 반영하므로 “임대료 위험(rent risk)”이라고 불러도 무방할 것이다.

한편, 주택자산의 위험의 정도는 이미 앞에서 설명된 바와 같이 분자의 공분산 항목(의 마이너스 값)으로 주어지며, 이 항목은 주택매매가격의 변동을 반영하므로 “가격위험(price risk)”이라고 부를 수 있다. 따라서 식 (10)의 두 번째 행은 결국  $h$ 를 표시단위로 한 주택자산의 실질수익률과 무위험자산의 실질수익률의 차이는 두 자산의 위험의 차이 혹은 임대료 위험과 가격 위험의 상대적 크기에 의해서 결정됨을 보여 준다. 이러한 함의는 매매가격 위험이 작을수록 그리고 임대가격 위험이 커질수록 주택보유에 대한 수요가 커질 것이라는 Sinai and Souleles(2005)의 주장과 일치한다.

일반적으로 주택은 가격의 변동이 심한 위험한 자산으로 인식되는 경우가 많으나, 주택소비의 측면에서는 오히려 주택을 보유하는 것이 안전한 투자일 수 있다. 특히, 식 (10)에 의하면 주택매매가격의 변동이 심한 경우에도 매매가격  $P_{t+1}$ 과 임대가격  $D_{t+1}$ 이 같이 움직이는 경향이 강하다면 분자의 공분산 항목이 작아질 것이며, 결과적으로 주택보유는 금융자산에 비해 상대적으로 안전한 자산이 됨을 알 수 있다.

6) 주택보유로부터 발생하는 임대수입과 주택소비의 가격으로 지불하는 임대료가 서로 동일하다는 가정은, 식 (10)의 우변의 분자에 관한 것으로서 식 (10)의 비선형성과 직접적인 관련이 있는 것은 아니다.

### 3. 실증적 함의

주택은 일반적인 금융자산과 달리 투자의 대상인 동시에 직접적인 소비의 대상이라는 특징을 가지지만, 식 (9)는 그러한 특징과 상관없이 주택자산의 경우에도 통상적인 소비 CAPM이 그대로 적용될 수 있음을 보여 준다. 이러한 결과가 얻어지는 것은 효용함수가 비내구재 소비와 주택소비에 대하여 분리가능하다는 가정 때문이다. 식 (10)에서 본 바와 같이 Sinai and Souleles(2005)가 강조한 주택의 특징적인 면은 본 연구의 모형에 의해서도 충분히 도출될 수 있다. 따라서 Sinai and Souleles(2005)의 주장이 통상적인 소비 CAPM과 배치되는 것은 아니며, 오히려 식 (9)와 (10)에서 보듯이 주택수익률의 경우 Sinai and Souleles(2005)의 주장과 통상적인 소비 CAPM이 동시에 성립하여야 한다.

식 (9)는 통상적인 소비 CAPM의 형태를 가지고 있으므로 식 (9)의 추정 역시 일반적인 방법으로 이루어질 수 있다. 즉, 합리적 기대(rational expectation)의 가정하에 종속변수로는 개별 자산(지역별 주택)의 실제수익률을 사용하고 설명변수로는 비내구재 소비증가율과 주택수익률의 표본 공분산을 사용함으로써 식 (9)가 주택수익률의 횡단면적 차이를 제대로 설명하는지를 살펴보면 된다. 이때  $cov_t\left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\rho}, \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t}\right] \approx \rho * cov_t\left[\frac{c_{t+1}}{c_t}, \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t}\right]$ 라는 근사관계를 이용하면, 미지의 파라미터  $\rho$ 의 크기와 상관없이 설명변수를 구축할 수 있으며  $\rho$ 의 크기는 회귀분석으로부터 얻어지는 계수값을 통해 사후적으로 추정할 수 있다. 특히, 식 (9)에서  $\theta=r$ 이라고 가정한다면 설명변수(공분산 항목)의 계수는 곧 위험기피도  $\rho$ 의 직접적인 추정치가 된다. 모형의 타당성을 또다른 측면에서 살펴보기 위해서는 식 (9)의 공분산 항목을 전국 주택시장의 수익률과  $c_{t+1}/c_t$ 의 공분산으로 나누어 준 값, 즉 소비  $\beta$ 를 설명변수로 사용할 수도 있다. 식 (9)는 모든 주택자산에 대해서 성립해야 하므로 전국의 주택수익률과 특정 지역의 주택수익률 각각에 대해서 식 (9)를 적용한 다음 두 식을 결합함으로써 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$E_t\left[\frac{P_{t+1}+D_t}{P_t} - (1+r)\right] = a * \frac{cov_t\left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\rho}, \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t}\right]}{cov_t\left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\rho}, \frac{P_{m,t+1}+D_{m,t}}{P_{m,t}}\right]},$$

$$where \quad a = E\left[\frac{P_{m,t+1}+D_{m,t}}{P_{m,t}} - (1+r)\right].$$

위 식에서  $(P_{t+1} + D_t)/D_t$ 은 특정 지역의 주택수익률을 나타내며  $(P_{m,t+1} + D_{m,t})/D_{m,t}$ 은 전국의 주택수익률을 나타낸다. 위 식의 우변에서 두 공분산 항목의 비율로 주어지는 변수가 소비  $\beta$ 에 해당한다. 따라서 소비  $\beta$ 의 계수는 전국 주택수익률과 무위험수익률 간의 차이를 반영할 것으로 예상된다.

또한 식 (9)에서 좌변의  $D_t/P_t$  비율을 우변으로 이동시키면 주택가격의 예상 상승률을 위험의 지표 및  $D_t/P_t$  비율의 함수로 표시할 수 있는데, 이는 기존의 국내연구들에서 전세가격/매매가격 비율이 미래의 매매가격 변화율에 대한 예측력을 가지는지를 살펴본 것과 상통한다고 할 수 있다.<sup>7)</sup> 단 기존의 연구들은 위험요인을 명시적으로 고려하지 않았기 때문에 결과적으로 식 (9)에서 모든 공분산 항목들을 제거한 셈이라고 할 수 있다. 따라서 임대료/매매가격 비율에 대한 자료가 존재하는 경우에는 이 비율이 실제로 미래의 매매가격 변화율에 대한 예측력을 가지는지를 검토해 볼 수 있다.

식 (10) 또한 비내구재 소비 대신 주택소비를 표시단위로 하고 있다는 점을 제외하고는 통상적인 소비 CAPM과 크게 다르지 않다. 그러나 현실적으로 식 (10)을 직접 추정하기는 어려운데, 그 이유는 주택소비의 크기  $h$ 에 관한 적절한 자료가 존재하지 않기 때문이다. 평방 제곱미터와 같은 물리적 단위를 사용하여 주택소비의 크기를 측정할 수도 있으나, 면적은 주택서비스의 크기를 결정하는 여러 요소들 중의 한 가지에 불과하므로 면적만으로 주택소비의 진정한 양을 나타낼 수는 없다. 또한 평방 제곱미터를 포함한 여러 요소들을 동시에 고려할 경우에는 각 요소들의 상대적 중요성에 대한 주관적 가치평가가 불가피하게 된다.

한편, 국민계정 및 지역계정에는 주택관련 소비의 명목값과 실질값이 나와 있으나 주택관련 소비의 실질값은, 특히 심각한 측정오차문제를 가지는 것으로 알려져 있다(Boskin *et al.*, 1996; Piazzesi, Schneider, and Tuzel, 2007 등). 물론 실질수익률의 표준편차나 임대료증가율의 표준편차와 같이 주택소비  $h$ 의 크기에 직접적으로 의존하지 않는 대리지표들을 사용할 수도 있으나, 이론적으로 엄밀한 위험의 지표는 단순히 수익률 혹은 임대료의 변동성이 아니라 소비와의 공분산이므로 대리지표를 사용할 경우 체계적 편의(bias)가 발생할 수 있다. 예를 들어, 만일 어떤 지역의 주택가격의 변동폭이 큰 이유가 바로 그 지역의 주택공급이 비탄력적이기 때문이라면, 가격의 변동폭이 클수록 주택소비의 변동

7) 이는 배당/가격 비율과 주식수익률 간의 관계에 대한 Campbell and Shiller(1988)의 논의를 주택시장에 적용한 것이라고도 볼 수 있다.

폭은 오히려 체계적으로 더 작을 것이며 따라서 가격의 변동폭은 가격과 주택 소비와의 공분산을 제대로 반영하지 못할 것이다. 이러한 이유로 본 연구에서는 식 (9)만을 추정하기로 한다.

#### IV. 실증분석

이 절에서는 우리나라의 지역별 주택가격자료를 이용함으로써 위에서 논의된 주택수익률의 결정식을 추정하기로 한다. 특히, 위에서 논의된 위험의 척도가 주택수익률의 지역 간 차이를 체계적으로 설명할 수 있는지, 그리고 임대료/매매가격 비율이 미래의 매매가격 변화율에 대한 예측력을 가지는지를 살펴보기로 한다.

##### 1. 자료 및 변수

본 논문에서 사용하는 우리나라 주택가격자료는 국민은행에서 제공하는 지역별 주택매매가격지수 및 전세가격지수로서 월별 자료이다. 이 자료는 일부 주요 도시들에 대해서는 1986년 1월부터 발표되어 있으나 대부분의 하부 지역들에 대해서는 2003년 9월 이후에 대해서만 존재하므로, 여기서는 일단 2003년 9월부터 2008년 12월까지를 주 표본기간으로 사용하고 필요한 경우에 1986년 1월 이후의 자료를 추가로 사용하기로 한다. 그런데 제Ⅲ절의 논의에 의하면 위험의 지표로서 소비의 변동이 고려되어야 하므로 소비자자료의 사용가능성에 맞추어 월별 자료를 분기별 자료로 바꿀 필요가 있다. 본 연구에서는 주택가격지수의 분기 말 관측치, 즉 3월, 6월, 9월, 12월에 해당하는 관측치들만을 사용함으로써 주택가격자료와 소비자료를 결합하기로 한다.

국민은행의 주택가격지수자료는 전체 주택에 대해서만이 아니라 주택의 형태별로 아파트, 단독주택, 연립주택 각각에 대해서도 매매가격지수와 전세가격지수를 발표하고 있는데, 여기서는 주로 전체 주택만을 살펴보기로 한다. 아파트의 경우에는 모든 추정에서 전체 주택과 유사한 결과가 얻어지므로 별도로 보고할 필요가 크지 않으며, 단독주택과 연립주택의 경우에는 전체 주택과 아파트에 비해 관측치의 수가 훨씬 적어서 유의한 추정결과를 얻기가 힘든 것으로 판단된다.

서울과 부산을 비롯한 일부 광역시의 경우에는 광역시 전체에 대해서만이 아니라 구 수준의 하부지역들 각각에 대해서도 주택가격지수가 존재한다. 따라서 자료의 중복을 피하기 위해서는 하부지역들만을 표본에 포함시키고 광역시는 표본에서 제외시킬 필요가 있다. 이렇게 정리한 표본 중에서 2003년 9월부터 2008년 12월까지 매매가격지수와 전세가격지수가 존재하는 지역들의 수는 모두 112개이다.

추정에 필요한 변수들 가운데 매매가격  $P_t$ 는 국민은행 자료의 매매가격지수로 나타내고 임대가격  $D_t$ 는 국민은행 자료의 전세가격지수이다 이자율을 곱한 값으로 정의하기로 한다. 이때 이자율의 지표로는 여러 지표들 중 가장 시계열이 긴 AA- 등급 회사채 수익률을 사용하기로 한다. 그런데 모형에 나타난 주택매매가격과 임대가격은 모두 일반 소비자 가격에 대한 상대가격을 의미하므로 국민은행의 주택가격변수들을 모두 소비자 물가로 나누어 줄 필요가 있다.

통계청에서는 전국 외에 47개 시·도 지역 각각에 대해서 소비자물가지수(CPI)를 발표하고 있는데, 여기서는 국민은행 자료에 포함된 지역 중에서 통계청의 CPI가 별도로 존재하는 경우에는 그 지수를 그대로 사용하고, 군·구와 같이 CPI가 별도로 존재하지 않는 경우에는 그 지역이 속한 시·도의 CPI를 대신 사용하기로 한다. 또한 엄밀히 말하면 본 연구에서 필요한 소비자물가는 주택소비를 제외한 비내구재 및 서비스의 물가에 해당하므로, 여기서는 CPI 계산에 사용된 항목별 가중치를 이용하여 전체 CPI에서 집세와 내구재를 제외한 나머지 소비에 해당하는 부분만을 소비자 물가의 지표로 사용하기로 한다.

공분산 항목들의 계산에 필요한 비내구재 소비  $c$ 의 지표로는 국민계정에 나타난 우리나라 전체의 소비지출자료를 이용하거나, 16개 광역시·도의 지역계정에 나타난 지역 내 총생산에 대한 지출자료를 이용할 수 있다. 모든 소비자자료는 1인당 값으로 변환되는 것이 타당하므로 통계청에서 발표되는 지역별 주민등록 인구수로 나누어 준다. 국민계정과 지역계정 모두 가계의 형태별 소비지출과 목적별 소비지출자료들을 포함하고 있는데, 여기서는 비내구재 및 서비스 소비지출에서 임료 및 수도광열 지출을 차감한 값을  $c$ 의 지표로 사용하기로 한다. 국민계정의 전국 소비자료를 고려하는 것은 금융자산에 대한 소비 CAPM의 실증분석에서 일반적으로 사용되는 관행을 따른 것이다.

한편, 지역계정의 지역별 소비자료를 고려하는 것은 앞서도 언급되었듯이 어떤 지역의 주택자산은 주로 그 지역의 소비자들에 의해서 보유되는 경우가 많을 것이기 때문이다. 단 지역별 소비자료는 16개 광역시·도에 대해서만 존재



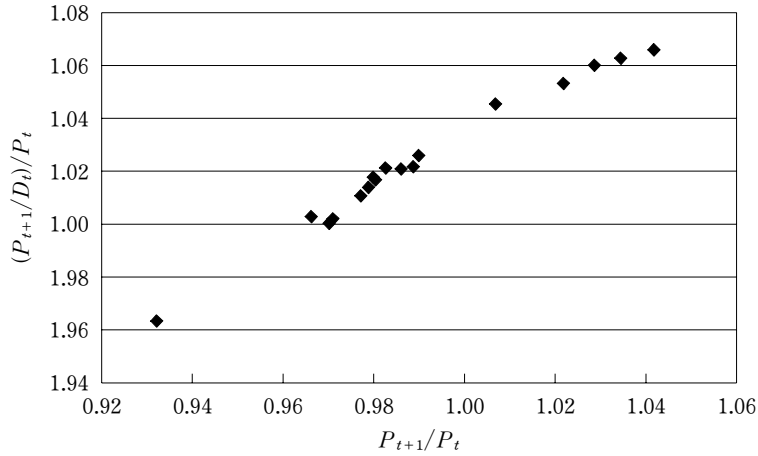
하므로 본 연구에서 다루는 하부지역들에 대해서는 CPI의 경우와 마찬가지로 각 지역이 속한 광역시·도의 소비자료를 대신 사용하기로 한다.

이제 이상의 변수들을 이용하여 식 (9)에 나타난 평균수익률과 공분산 항목들을 계산할 수 있다. 매매가격지수와 전세가격지수가 모두 강한 계절성을 나타내므로 각 증가율 항목들은 전기 동기 대비가 아니라 전년 동기 대비로 정의된다. 한편, 평균수익률과 공분산 항목들은 모두 표본기간 전체에 대해서 계산되므로 각 지역별로 하나의 관측치만 존재하게 된다. 따라서 모든 추정은 횡단면 분석을 통해서 이루어진다.

그런데 국민은행 주택가격자료의 한 가지 문제점은 각 변수가 매매가격이나 전세가격의 절대적인 수준을 나타내는 것이 아니라 특정 기준시점을 중심으로 관측된 지수에 불과하다는 점이다. 모든 지역의 매매가격과 전세가격이 기준시점에 100의 값을 가지도록 지수화되어 있으므로, 매매가격이나 전세가격의 수준 혹은 매매가격/전세가격 비율의 지역 간 비교가 엄밀한 의미에서는 가능하지 않은 것이다. 이러한 문제점은 근본적으로 개별 주택 혹은 개별 아파트 단지 수준에서의 미시자료를 사용하지 않는 한 극복할 수 없는 문제라고 할 수 있다. 본 연구는 주택가격의 수준이 아니라 주택수익률을 다루고 있지만 그렇다고 해서 이 문제로부터 완전히 자유로운 것은 아니다. 식 (9)의 주택수익률  $P_{t+1}/P_t + D_t/P_t$ 에서 가격증가율  $P_{t+1}/P_t$ 은 가격의 절대적인 수준과 무관하게 정의될 수 있으나 임대료/매매가격 비율  $D_t/P_t$ 은 그렇지 않다. 국민은행 자료에서는 기준시점의  $D_t/P_t$ 의 값이 항상 1로 주어지지만 실제 임대료/매매가격 비율은 당연히 1이 아니며 지역별로도 서로 다른 값을 가질 수 있는 것이다.

다행히 국민은행 자료는 서울의 강북, 강남을 비롯한 일부 광역시 수준 지역들의 아파트에 대해서는 지수가 아니라 실제 전세가격/매매가격 비율을 제공하고 있는데, 이를 이용하여 전체 수익률의 변동에서  $D_t/P_t$ 의 변동이 차지하는 비중을 가늠해 볼 수 있다.<sup>8)</sup> 자료를 이용하여 지역별로 2003년 9월부터 2008년 12월까지의 매매가격 연간 증가율의 평균  $E_t[P_{t+1}/P_t]$ 을 구한 다음 2003년 9월 당시의 임대료/매매가격 비율  $D_t/P_t$ 의 지역 간 분포와 비교해 보면,  $E_t[P_{t+1}/P_t]$ 의 경우 평균이 0.99이며 표준편차는 0.03인데 비하여  $D_t/P_t$ 는 평균이 약

8) 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등의 경우 실제 전세가격/매매가격 비율이 2009년에 대해서만 존재하지만 이 비율에 그 이전 기간의 전세가격상승률과 매매가격상승률 자료를 결합함으로써 2003년 9월까지 전세가격/매매가격 비율을 역산할 수 있다.



〈그림 2〉 주택수익률과 매매가격상승률

0.03, 표준편차가 0.004로 나타난다.  $D_t/P_t$ 를 표본기간 동안의 평균값으로 설정 하더라도 큰 차이가 발생하지 않는다. 따라서 자본이득과 임대수익의 합으로 주어지는 주택수익률의 지역 간 차이는 거의 전적으로 자본이득의 차이에 의해서 좌우된다고 할 수 있다. 실제로  $D_t/P_t$ 의 차이가 크게 중요하지 않은지를 확인하기 위하여, 이들 지역들에 대해  $E_t[P_{t+1}/P_t]$ 과  $E_t[(P_{t+1}+D_t)/P_t]$ 의 두 항목을 계산한 다음 그 관계를 비교해 보면 〈그림 2〉와 같다. 〈그림 2〉에서 가로축은  $E_t[P_{t+1}/P_t]$ , 세로축은  $E_t[(P_{t+1}+D_t)/P_t]$ 을 나타내며, 두 항목 사이의 상관계수는 수익률이 이례적으로 낮은 한 지역(제주)의 포함 여부에 상관없이 0.99로 나타난다. 만일 이러한 패턴이 다른 세부 지역들 간에도 유사하게 적용된다면 식 (9)의 주택수익률의 기대값에서 임대수익률 부분을 무시하더라도 큰 무리는 없을 것으로 예상할 수 있다. 또한 주택수익률의 횡단면적 변동이 아니라 각 지역 내에서의 주택수익률의 시계열적 변동을 보더라도 주택수익률의 표준편차와 자본이득의 표준편차 간의 상관계수가 평균 0.99 정도로 나타남을 확인할 수 있다. 따라서 이하에서는 임대료/매매가격 비율을 명시적으로 따로 고려할 필요가 있는 경우를 제외하고는 주택수익률의 지표로서  $E_t[P_{t+1}/P_t]$ 를 사용하기로 한다.

## 2. 실증분석 결과

추정에 앞서 추정에 사용되는 각 변수의 기초 통계량을 살펴보면 〈표 1〉과

〈표 1〉 기초 통계량

	(1)	(2)	(3)
	$E_t[P_{t+1}/P_t]$	비내구재 물가상승률	비내구재 소비증가율
평균	1.005	0.033	0.016
표준편차	0.036	0.001	0.003
관측치수	112	112	112

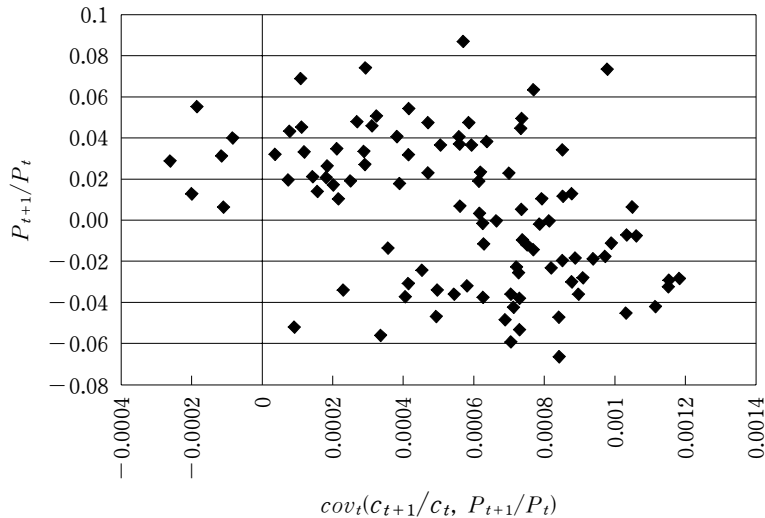
같다. 관측의 단위는 표본기간 동안의 지역별 평균값이다. 열 (1)에 의하면 비내구재 소비를 표시단위로 한 주택의 실질가격상승률은 약 0.5%로 나타나는데 이는 표본기간 동안 주택의 가격이 일반소비재의 가격보다 좀더 많이 상승하였음을 의미한다. 열 (2)와 (3)에는 지역별 비내구재 물가상승률과 소비증가율이 나와 있으며, 두 변수의 평균값은 모두 경제 전체의 평균값과 거의 동일함을 확인할 수 있다.<sup>9)</sup>

(1) 주택수익률과 위험: 식 (9)의 추정

이상의 자료를 이용하여 식 (9)를 추정한 결과가 〈표 2〉에 제시되어 있다. 먼저 전국의 비내구재 소비자료를 이용한 열 (1)을 보면 비내구재 소비증가율  $c_{t+1}/c_t$ 와 주택가격상승률  $P_{t+1}/P_t$ 의 공분산의 계수가 유의한 양의 값을 가지는데 이는 위험도가 높은 자산일수록 수익률이 높아야 한다는 이론적 예측과 일치하는 결과라고 할 수 있다. 열 (1)에 나타난 주택수익률과 공분산 항목 간의 관계를 산포도로 살펴보면 〈그림 3〉과 같다.

〈그림 3〉에서 가로축은 공분산 항목을 그리고 세로축은 주택가격상승률을 나타낸다. 〈그림 3〉에 의하면 열 (1)의 결과가 소수의 극단적 관측치에 의해서 유발된 것이 아님을 알 수 있다. 단 이론에 의하면 이 공분산 항목의 계수는 위험기피도  $\rho$ 와 거의 동일할 것으로 예상되나, 실제 추정된 계수의 크기는 약 76으로서 일반적으로 인식되는 위험기피도  $\rho$ 의 범위를 크게 상회한다. 이러한 결과가 얻어지는 이유는 기본적으로 소비증가율의 기간 간 변동폭이 매우 작아서 각 지역별로  $c_{t+1}/c_t$ 와  $P_{t+1}/P_t$ 의 공분산 항목의 변동폭 또한 매우 작게 나타나기 때문이다. 이는 마치 소비 CAPM에 의하여 주식의 초과수익률을 설명하

9) 각주 4)에서 언급된 비내구재 물가상승률의 지역 간 표준편차는 각 기간별로 지역 간 표준편차를 구한 다음 그 편차의 표본기간 동안의 평균을 계산한 것이며, 〈표 1〉에 나타난 비내구재 물가상승률의 지역 간 표준편차는 각 지역별로 먼저 표본기간 동안의 물가상승률의 평균을 구한 다음 그 평균의 지역 간 편차를 계산한 것이다.



〈그림 3〉 매매가격상승률과 위험

기 위해서는 위험기피도  $\rho$ 가 비정상적으로 높은 값을 가져야 하는 것과 유사한 결과라고 할 수 있다. 모형의 타당성을 또다른 측면에서 살펴보기 위해 열 (2)에는 열 (1)의 공분산 항목을 전국 주택시장의 수익률과  $c_{t+1}/c_t$ 의 공분산으로 나누어 준 값, 즉 소비  $\beta$ 가 설명변수로 사용되고 있다. 잘 알려진대로 소비  $\beta$ 의 계수는 전국 주택수익률과 무위험수익률 간의 차이를 반영할 것으로 예상된다(부록 참조). 실제로 열 (2)의 추정치에 의하면 주택수익률의 위험 프리미엄은 약 3.5%로서 일반적인 예상으로부터 크게 벗어나지 않는다. 따라서 열 (1)과 (2)의 결과는 주택수익률의 지역 간 차이가 소비 CAPM의 예측과 완전히 부합하지는 않으나 주택시장이 일반적인 금융자산시장보다 특별히 더 소비 CAPM과 어긋나지도 않는다는 점을 시사한다.

한편, 열 (3)과 (4)에는 소비  $\beta$  대신 다른 위험의 지표들을 사용한 결과가 나와 있다. 열 (3)에는 각 지역의 주택수익률과 전국 주택수익률 간의 공분산을 이용한 시장  $\beta$ 가, 그리고 열 (4)에는 각 지역별 주택수익률의 분산이 위험의 지표로서 사용되고 있다. 추정결과에 의하면 이들 지표들 또한 모두 유의한 양의 계수를 가지는 것으로 나타난다. 이처럼 모든 위험의 지표들이 주택수익률에 대해 유의한 양의 계수를 가지는 것은 모든 지표들이 기본적으로 유사한 정보를 담고 있으며, 따라서 지표들 간의 상관관계가 높기 때문이라고 할 수 있다. 서로 유사한 여러 지표들의 상대적 중요성을 따져보기 위해서는 열 (5)에서

와 같이 모든 지표들을 동시에 설명변수로 고려해 볼 수 있는데, 추정결과에 의하면 여러 지표들 가운데 시장  $\beta$ 가 가장 높은 설명력을 가지는 것으로 나타난다. 이처럼 소비  $\beta$ 보다 전통적인 시장  $\beta$ 가 더 설명력이 높게 나타나는 것은 금융자산을 대상으로 한 기존의 연구들에서도 관찰된 바 있다(예를 들면, Mankiw and Shapiro, 1986). 마지막으로 열 (6)부터 (10)까지에는 열 (1)부터 (5)까지와 동일한 분석을 아파트만을 대상으로 하여 반복한 결과가 나와 있다. 추정결과는 전체 주택의 경우와 거의 동일하다.

요약하면 <표 2>는 주택자산시장의 경우에도 수익률과 위험의 지표 사이에 일반적인 금융자산시장의 경우와 유사한 패턴이 존재함을 보여 준다. 흔히 주택자산시장은 금융자산시장에 비해 조정비용 등 여러 가지 마찰적 요인들 때문에 통상적인 CAPM이론의 적용이 어려울 것이라고 생각되는 경향이 있다. 그러나 <표 2>에 의하면 주택자산시장의 경우에도 CAPM의 기본적인 예측이 성립하고 있음을 알 수 있다.

그런데 <표 2>의 추정결과에서 한 가지 주의할 점은 설명변수인 위험의 지표의 내생성이 높을 수 있다는 점이다. 예를 들면, <표 2>의 열 (1)의 추정식은 식 (9)에다 합리적 기대의 가정을 결합한 것이라고 할 수 있는데 이를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\frac{P_{t+1}+D_t}{P_t} = a + b * cov \left[ \frac{c_{t+1}}{c_t}, \frac{P_{t+1}+D_t}{P_t} \right] + \varepsilon_{t+1}.$$

위 식에서  $\varepsilon_{t+1}$ 은 예상 오차로서  $t$ 기 이전에 알려진 모든 정보와는 독립이지만  $t+1$ 기의 정보와는 일반적으로 독립이 아니다. 따라서  $t+1$ 기의 실제 관측치를 이용하여 계산된 우변의 공분산 항목 역시 오차항과 독립이라고 할 수 없다. 이러한 내생성의 문제가 존재할 경우에는 추정치에 편의(bias)가 존재할 수 있다. 예를 들어, 공분산 항목의 계수가 이론적으로는 0이라 하더라도 공분산과  $\varepsilon_{t+1}$ 이 서로 독립이 아닌 한 위의 식에서 공분산의 계수는 유의하게 0과 다른 값으로 추정될 수 있는 것이다. 직관적으로 말하자면 대규모 개발계획이나 재건축과 같은 어떤 외생적인 이유로 표본기간 동안 주택가격상승률이 다른 지역보다 높게 나타난 지역에서는 주택가격상승률의 변동폭 또한 다른 지역보다 높게 나타날 가능성이 있다. 일반적으로 통계분석에서 단순한 표준편차 대신 표준편차를 표본평균으로 나누어 준 변이계수(coefficient of variation)를 종종 사용하는 것과 유사한 맥락이라고 할 수 있다. 만일 이러한 효과가 실제로 중요하

〈표 2〉 주택수익률과 위험: OLS 추정

	전체					아파트				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$U(c_t, h_t) = \frac{c_t^{1-\rho}}{1-\rho} + w \frac{h_t^{1-\beta}}{1-\beta}$						58.499 [10.89]				
소비 $\beta$		0.035 [10.11]			-0.012 [1.56]		0.022 [10.11]			-0.002 [0.34]
시장 $\beta$			0.036 [13.67]		0.045 [4.48]			0.026 [13.60]		0.028 [4.19]
$A_{t+1} + H_{t+1} = (1+r)A_t + \frac{P_{t+1} + D_t}{P_t} H_t - c_t - D_t h_t$				4.786 [11.53]	0.026 [0.03]				3.92 [10.29]	0.011 [0.02]
상수항	-0.029 [6.97]	-0.029 [6.97]	-0.03 [9.03]	-0.019 [6.09]	-0.027 [7.47]	-0.007 [2.59]	-0.007 [2.59]	-0.001 [4.36]	-0.007 [2.46]	-0.011 [4.30]
관측치 수	112	112	112	112	112	112	112	112	112	112
$R^2$	0.48	0.48	0.63	0.55	0.64	0.52	0.52	0.63	0.49	0.63

주: 종속변수는  $E_t[(P_{t+1}/P_t)]$ 임. 모든 변수는 2003년 9월부터 2008년 12월까지의 기간에 대하여 계산되었음. [ ]안은  $t$ -ratio를 나타냄.

〈표 3〉 주택수익률과 위험: 도구변수 추정

	전체				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$cov_t\left[\frac{c_{t+1}}{c_t}, \frac{P_{t+1}}{P_t}\right]$	93.569 [5.98]				
소비 $\beta$		0.043 [5.98]			-0.101 [1.32]
시장 $\beta$			0.036 [7.44]		0.242 [1.97]
$var_t\left[\frac{P_{t+1}}{P_t}\right]$				4.557 [5.88]	-19.022 [1.77]
상수항	-0.037 [4.89]	-0.037 [4.89]	-0.029 [5.71]	-0.017 [3.80]	-0.03 [2.08]
관측치수	111	111	111	111	111
$R^2$	0.5	0.5	0.65	0.56	-

주: 종속변수는  $E_t[(P_{t+1}/P_t)]$ 임. 모든 변수는 2003년 9월부터 2008년 12월까지의 기간에 대하여 계산되었음. 모든 추정식은 소비  $\beta$ , 시장  $\beta$ , 수익률 분산의 외환위기 이전(1986년 1/4분기부터 1996년 4/4분기까지) 값들을 도구변수로 사용하여 추정되었음. [ ] 안은  $t$ -ratio를 나타냄. 〈표 3〉의 관측치수가 〈표 2〉보다 작은 것은 제주지역의 경우 2003년 이전 기간의 주택가격자료가 존재하지 않기 때문임.

계 작용한다면 〈표 2〉에서 추정된 공분산의 계수에는 양의 편의(bias)가 존재할 가능성이 있으므로, 이를 피하기 위해서는 오차항과는 독립이면서 공분산 항목과 상관관계가 높은 변수를 고려할 필요가 있다. 따라서 〈표 3〉에서는 〈표 2〉에서 사용된 설명변수들의 시차값을 도구변수로 사용하여 식 (9)를 다시 추정해 보았다. 이때 시차값은 외환위기 발생 이전인 1986년 1/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 기간을 대상으로 하여 계산되었다.

우리나라의 경우 외환위기 발생 이전인 1996년까지의 주택시장은 1999년 이후에 발생한 최근의 주택가격 상승과 독립적이라고 보아도 무방할 것으로 판단된다. 물론 합리적 기대의 가정하에서는 2003년 이전의 자료는 모두  $\epsilon_{t+1}$ 와 독립이라고 간주된다. 단 앞에서 설명되었듯이 외환위기 이전 기간의 주택가격자료는 일부 주요 도시들에 대해서만 발표되어 있으며 대부분의 하부지역들에 대해서는 존재하지 않으므로, 하부지역들에 대해서는 그 지역이 속한 주요 도시의 값을 대신 사용하기로 한다.

〈표 3〉에 의하면 이처럼 도구변수를 사용한 경우에도 추정결과는 〈표 2〉와

유사하게 나타난다. 즉, 모든 경우에 위험의 지표는 유의한 양의 계수를 가지며 추정된 계수의 크기 또한 <표 2>와 비슷하다. 다만 열 (5)에서 보듯이 여러 위험의 지표들을 동시에 고려할 때에는 추정이 정확하게 이루어지지 않는데, 이는 아마도 각 위험의 지표가 도구변수들과 가지는 상관관계가 서로 비슷하기 때문이라고 판단된다.

아파트만을 대상으로 한 경우에도 기본적으로 거의 동일한 결과가 얻어지므로 표는 생략하기로 한다.<sup>10)</sup> 또한 표에는 나와 있지 않지만 전체 표본에서 서울 및 경기 지역이 차지하는 비중이 지나치게 높을 가능성을 고려하여 서울과 경기도 지역을 표본에서 제외하는 경우에도 결과에는 큰 변화가 없다. 이 외에도 식 (9)의  $c_{t+1}/c_t$ 를 경제 전체의 비내구재 소비증가율이 아니라 지역별 비내구재 소비증가율로 사용한 경우에도 큰 차이가 없음을 확인할 수 있었다. 앞에서 설명된 바와 같이 일반적인 금융자산의 경우에는 소비자가 자신의 거주지역과 상관없이 자산을 선택할 수 있으므로 특정 자산을 특정 지역의 소비와 연결시킬 이유가 없지만, 주택자산의 경우에는 특정 자산을 대부분 그 자산이 위치한 지역의 소비자가 보유하게 되므로 주택자산의 위험도를 계산함에 있어서 지역별 소비증가율을 사용하는 것이 더 타당할 수 있다.

그러나 추정결과에 의하면 지역별 소비증가율을 사용한 공분산 항목은 OLS와 도구변수 추정 모두에서 전국의 소비증가율을 사용한 공분산 항목과 크게 다르지 않은 것으로 나타난다. 또한 지역별 소비증가율을 사용한 공분산 항목을 다른 위험의 지표들과 동시에 고려할 경우에는 <표 2> 및 <표 3>에서와 마찬가지로 OLS 추정하에서는 시장  $\beta$ 가 가장 유의하게 나타나며, 도구변수 추정하에서는 여러 지표들 간의 차이가 명확하게 드러나지 않음을 확인할 수 있었다. 마지막으로 비내구재 소비와 상관없이 정의되는 식 (9-1)의 공분산 항목 역시 실제로는 <표 2>에서 사용된 소비  $\beta$ 와 상관계수 0.94로서 거의 동일하므로 식 (9-1)의 추정결과 또한 소비  $\beta$ 를 이용한 결과와 거의 동일하게 나타났다. 이는 식 (9)와 식 (9-1)의 비교를 통해서  $h_{t+1}/h_t=1$ 이라는 가정의 타당성을 검증하기 어렵다는 점을 시사한다.

## (2) 임대료/매매가격 비율과 매매가격 변화율

<표 4>는 임대료/매매가격 비율이 미래의 매매가격 변화에 대한 예측력을 가

10) 아파트의 경우에는 외환위기 이전 기간의 자료가 8개 지역에 대해서만 존재하므로 <표 3>의 추정에서 사용된 도구변수들을 그대로 사용하였다.



〈표 4〉 임대료/매매가격 비율과 매매가격 변화율

	OLS 추정		도구변수 추정	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\frac{D_t}{P_t}$	-5.465 [8.79]	-3.033 [4.55]	-7.911 [5.11]	-7.121 [2.04]
$cov_t\left[\frac{c_{t+1}}{c_t}, \frac{P_{t+1}}{P_t}\right]$		52.691 [6.16]		-18.861 [0.31]
상수항	0.181 [8.98]	0.079 [3.27]	0.259 [5.19]	0.243 [1.75]
관측치수	112	112	105	104
$R^2$	0.41	0.56	0.32	0.28

주: 종속변수는  $E_t[(P_{t+1}/P_t)]$ 로서 2003년 9월부터 2008년 12월까지의 매매가격상승률의 평균을 나타내며,  $D_t/P_t$ 는 2003년 9월의 임대료/매매가격 비율을 나타냄. 열 (3)과 (4)는 인구증가율의 1년 전 값과 2년 전 값, 인구밀도, 공분산 항목의 외환위기 이전(1986년 1/4분기부터 1996년 4/4분기까지) 값 등을 도구변수로 하여 추정되었음. [ ] 안은  $t$ -ratio를 나타냄.

지는지를 살펴보기 위하여 다음과 같은 식을 추정한 결과이다.

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} = a + b * cov\left[\frac{c_{t+1}}{c_t}, \frac{P_{t+1} + D_t}{P_t}\right] - \frac{D_t}{P_t} + \varepsilon_{t+1}.$$

위 식은 합리적 기대의 가정하에 식 (9)를 다시 쓴 것으로서 공분산 항목을 무시한다면 현재의 임대료/매매가격 비율이 낮을수록 미래의 매매가격상승률이 높게 실현되는 경향이 있어야 함을 보여 준다. 위 식의 추정을 위해서는 초기 (2003년 9월)의 임대료/매매가격 비율이 필요하나 국민은행 자료는 이 비율을 16개 광역시·도에 대해서만 발표하고 있다. 따라서 여기서는 세부 지역들의 경우 각 지역이 속한 광역시·도의 값을 대신 근사치로 사용하기로 한다. 종속변수와 공분산 항목은 〈표 2〉에서와 동일하게 사용될 수 있다.

먼저 〈표 4〉의 열 (1)은 임대료/매매가격 비율만을 설명변수로 고려한 추정 결과인데, 이론적 예측대로 임대료/매매가격 비율의 계수는 유의한 음의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이는 전세가격/매매가격 비율과 매매가격 변화율 간의 관계를 다룬 기존의 국내연구들과 대비되는 결과라고 할 수 있다. 또한 열 (2)에 의하면 위험의 지표인 공분산 항목을 추가하더라도 임대료/매매가격 비율의 계수는 여전히 유의하며, 공분산의 계수도 〈표 2〉에서와 마찬가지로 유의

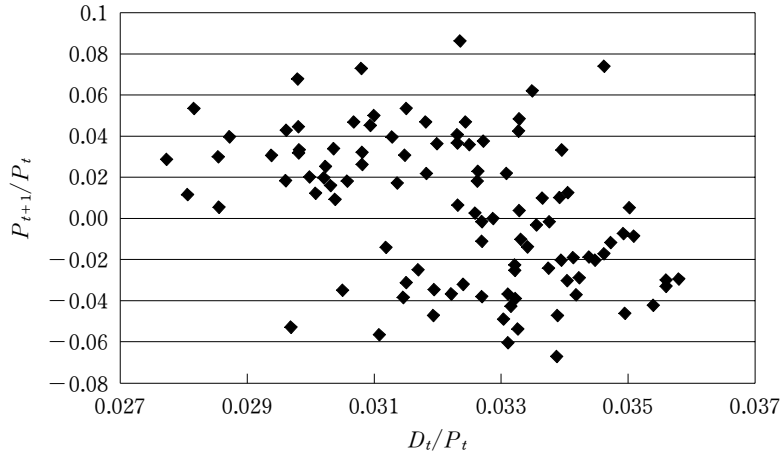
한 양의 값을 가지는 것으로 나타난다. 다만 위 식에 의하면 임대료/매매가격 비율의 계수는 -1일 것으로 예상되나 열 (1)과 (2)의 추정치는 이와 유의하게 다르다. 추정치의 경제적 의미를 해석해 보면, 열 (1)의 추정치 -5.465는 임대 수익률  $D_t/P_t$ 가 연간 28.6%인 경우에 해당하므로 직관적으로 보더라도 열 (1)의 추정치가 이론과 부합하지 않음을 알 수 있다. 이처럼 임대료/매매가격 비율의 계수의 절대값이 높게 추정되는 것은 아마도 표본기간(2003년 9월~2008년 12월) 중 주택매매가격이 특정 지역들을 중심으로 매우 급격히 상승하였기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 서울이나 경기 지역과 같이 임대료/매매가격 비율로 판단했을 때 원래 상승요인이 있는 지역들의 주택가격이 상승한 것은 사실이나 그 상승폭은 임대료/매매가격 비율이 예측하는 정도보다 훨씬 더 크게 실현된 것이다. 이는 표본기간 중 주택가격의 지역 간 격차를 확대시키는 예상치 못한 새로운 충격이 발생하였거나 혹은 특정 지역의 가격상승폭이 비합리적으로 컸기 때문일 수 있다.

실제로 서울과 경기도에 속한 지역들에 대하여 1의 값을 부여하는 터미변수를 설명변수로 추가할 경우에는 열 (1)과 (2)에서 임대료/매매가격 비율의 계수가 더 이상 유의하지 않게 나타난다.<sup>11)</sup> 이는 열 (1)과 (2)의 결과가 주로 서울 및 경기 지역과 여타 지역 간의 차이를 반영한 것임을 시사한다.

열 (1)과 (2)의 추정에서 또 한 가지 고려할 점은 임대료/매매가격 비율이 광역시·도 수준에서의 근사치로 주어짐에 따라 측정오차의 문제가 발생할 수 있다는 점이다. 이를 해결하기 위해서는 도구변수 추정방법을 이용할 수 있는데 여기서는 지역별 인구증가율의 1기 시차값과 2기 시차값, 인구밀도, 그리고 열 (2)의 공분산 항목의 1997년 이전값 등을 도구변수로 사용하기로 한다. 인구관련 변수들을 도구변수로 사용하는 이유는 세부 지역별로 자료가 존재할 뿐 아니라 임대료/매매가격 비율과도 체계적인 관계를 가질 것으로 예상되기 때문이다. 도구변수 추정결과인 열 (3)과 (4)를 보면 임대료/매매가격 비율은 여전히 미래의 주택가격 변화로 사용 유의한 예측력을 가지는 것으로 나타난다.

또한 추정된 계수의 크기도 이전과 유사하다. <그림 4>에는 도구변수를 이용해 얻어진 임대료/매매가격 비율의 추정치와 매매가격상승률의 산포도가 나와 있다. 따라서 도구변수 추정하에서도 열 (1)과 (2)의 결과는 크게 달라지지 않는다고 할 수 있다. 다만 열 (4)에서 보듯이 도구변수 추정하에서는 위험의 지

11) 서울지역 터미만을 사용하거나 경기지역 터미만을 사용할 경우에는 임대료/매매가격 비율이 여전히 유의하게 나타난다.



〈그림 4〉 매매가격상승률과 임대료/매매가격 비율

표가 더 이상 유의하지 않게 나타나는데 이는 임대료/매매가격 비율과 위험의 지표 간에 높은 상관관계가 존재하며 두 변수 간의 차이가 도구변수들에 의해서 제대로 포착되지 않기 때문이라고 판단된다. 공분산 항목만을 설명변수로 사용할 경우에는(〈표 3〉에서와 마찬가지로) 도구변수 추정하에서도 유의한 양의 값을 가짐을 확인할 수 있었다.

## V. 결 론

본 연구에서는 표준적인 CAPM의 체계하에 최근의 우리나라 주택시장에 나타난 주택가격 상승폭의 지역 간 격차를 분석해 보았다. CAPM에 의하면 어떤 자산의 가격은 위험 중립적 수익률과 위험 프리미엄의 두 가지 요인에 의해서 결정되나, 주택가격에 관한 기존의 국내연구들에서는 주로 첫 번째 요인만이 강조되며 위험 및 불확실성 요인에 대해서는 충분한 고려가 이루어지지 않은 면이 있다.

본 연구는 위험 및 불확실성을 직접적으로 고려하고 있다는 점에서 기존의 연구들과 구분될 수 있다. 또한 기존의 연구들이 주로 시계열자료나 서울지역의 자료만을 사용한 반면, 본 연구는 전국의 세부 행정단위들을 포괄하는 지역별 자료를 사용함으로써 그 동안 충분히 검토되지 않았던 주택가격의 지역 간 차이에 대하여 체계적 분석을 시도하였다. 본 연구의 실증분석에 의하면, 우리

나라 주택가격의 결정은 정성적(qualitative)인 면에서는 대체로 CAPM의 예측과 일치하는 것으로 나타난다. 먼저 주택가격상승률의 지역 간 차이는 위험 프리미엄의 차이에 의해 체계적으로 설명될 수 있다. <표 2>에서 보듯이 위험의 지표를 설명변수로 고려할 경우  $R^2$ 는 약 0.5 정도로 나타난다. 또한 전세가격/매매가격 비율 혹은 임대료/매매가격 비율은 미래의 매매가격변동률에 대해 유의한 예측력을 가진다. 단 정량적(quantitative)인 면에서는 추정된 계수의 크기가 모형의 예측치와 잘 부합하지 않는 문제가 존재한다.

본 연구에서는 소비자의 효용극대화 모형에 기초하여 비내구재 소비를 기준으로 한 CAPM(식 (9))과 주택소비를 기준으로 한 CAPM(식 (10))을 도출하였으나 후자에 대해서는 자료의 한계상 실증분석을 수행하지 못하였다. 식 (10)은 Sinai and Souleles(2005)가 강조하는 “임대료 위험”을 명시적으로 포함하는 등 식 (9)보다 더 풍부한 함의를 가지고 있는 것으로 판단된다. 따라서 향후 연구를 위해서는 식 (10)이 가지는 함의를 좀더 엄밀히 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 또한 본 연구의 추정식들은 CAPM과 합리적 기대(rational expectation)의 결합가설에 해당하므로 만일 사람들의 기대가 합리적으로 이루어지지 않는다면 CAPM 자체의 타당성과는 상관없이 모형을 기각할 수 있다. 따라서 적응적 기대(adaptive expectation)의 가정하에서 식 (9)와 식 (10)을 추정하는 작업도 중요할 것으로 생각된다.

## 참 고 문 헌

- 김정호·이명재, 「자산시장 개념을 이용한 서울 지역 아파트 전세 및 매매 가격 간의 관계 분석」, 『지역연구』 5, 1989, 13~26.
- 김종일·송의영·이우현, 「서울 아파트 시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성」, 『한국 경제의 분석』 4, 50~94.
- 정지만, 「부동산시장의 효율성과 공분산비 분석」, 『금융학회지』 4, 169~203.
- Boskin, M. J., E. R. Dulberger, R. J. Gordon, Z. Griliches, and D. Jorgenson, “Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living,” Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. Senate Finance Committee, Washington, December 4, 1996.
- Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane, “Explaining the Poor Performance of

- Consumption-Based Asset Pricing Models,” *Journal of Finance*, 55, 2000, 2863~2878.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectation of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, 1, 1988, 195~228.
- Cannon, S., N. G. Miller, and G. S. Pandher, “Risk and Return in the U.S. Housing Market: A Cross-Sectional Asset-Pricing Approach,” *Real Estate Economics*, 34, 2006, 519~552.
- Cocco, J., “Portfolio Choice in the Presence of Housing,” *Review of Financial Studies*, 18, 2005, 535~567.
- Davis, M. and R. F. Martin, “Housing, House Prices, and the Equity Premium Puzzle,” Unpublished Working Paper, 2006.
- Flavin, M. and S. Nakagawa, “A Model of Housing in the Presence of Adjustment Costs: A Structural Interpretation of Habit Persistence,” *NBER Working Paper Series* #10458, 2004.
- Girouard, N., M. Kennedy, P. van den Noord, and C. Andre, “Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals,” *OECD Economics Department Working Papers* #475, 2006.
- Glaeser, E., J. Gyourko, and R. Saks, “Why Have House Prices Gone Up?” *Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper* #2061, 2005.
- Lustig, H. and S. V. Nieuwerburgh, “Housing Collateral, Consumption Insurance, and Risk Premia: An Empirical Perspective,” *Journal of Finance*, 60, 2005, 1167~1219.
- Mankiw, N. G. and M. D. Shapiro, “Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta,” *Review of Economics and Statistics*, 68, 1989, 452~459.
- Mankiw, N. G. and D. Weil, “The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market,” *Regional Science and Urban Economics*, 19, 1989, 235~258.
- Piazzesi, M., M. Schneider, and S. Tuzel, “Housing, Consumption, and Asset Pricing,” *Journal of Financial Economics*, 83, 2007, 531~569.
- Poterba, J., “Taxation and Housing: Old Questions, New Answers,” *American Economic Review*, 82, 1992, 237~242.
- Sinai, T. and N. Souleles, “Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent

186 우리나라 주택가격과 자산가격모형(CAPM)

Risk,” *Quarterly Journal of Economics*, 120, 2005, 763~789.

Yao, R. and H. H. Zhang, “Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints,” *Review of Financial Studies*, 18, 2005, 197~239.

Yogo, M., “A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 61, 2006, 539~580.

[Abstract]

## Korea's Regional Housing Price and the CAPM\*

Kiseok Hong\*\*

The goal of this paper is to empirically examine regional differences in the housing price in Korea within the framework of the consumption CAPM. The CAPM states that the house price should be determined by the risk premium and expected capital gains. Using the regional housing price index data by the Kookmin Bank for the period of 2003 through 2008, this paper finds the following results. First, the growth rate of the housing price is positively correlated with measures of risk including the consumption beta. Second, the rent/price ratio has a significant predictive power for future housing price increases. In particular, a high rent/price ratio tends to precede a fall in the housing price. Third, the same results hold when the pre-crisis (years prior to 1998) values are used as instrumental variables. These results are broadly consistent with the CAPM. Fourth, however, the magnitude of the estimated coefficients is in most cases significantly different from theoretical predictions.

**Keywords:** housing price, CAPM, rent/price ratio, rational expectation

**JEL classification:** E22, G12

---

\* I thank the two anonymous referees for their thoughtful comments.

\*\* Department of Economics Ewha Womans University, Tel: 3277-3909. E-mail: khong@ewha.ac.kr