

# 주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향

Role of the Housing Price Forecast in Housing Price and Business Cycle

**최희갑** 아주대학교 사회과학부 경제학과 부교수(제1저자)  
**Choi Heegab** Associate Professor, Dept. of Economics,  
Ajou Univ.(Primary Author)  
(hgchoi@ajou.ac.kr)

**임병준** 한성대학교 부동산학과 조교수  
**Rhim Byeongjun** Assistant Professor, Dept. of Real Estate,  
Hansung Univ.  
(bjrhim@hansung.ac.kr)

## 목 차

### I. 서론

### II. 주택가격 전망과 주택가격

1. 시계열 자료와 안정성
2. 가격전망지수 예측력에 관한 분석

### III. 효율성 시장가설과 가격전망지수

### IV. 주택가격 전망과 경기변동

1. 기초 자료의 검토
2. 2변수 인과관계 및 VAR모형 검정
3. 다변수 인과관계 및 VAR모형 검정

### V. 결론

※ 본 연구는 2008년도 한성대학교 교내연구비 지원과제임.

## I. 서론

투자자의 부정적 태도는 부동산 시장의 둔화 또는 침체와 병행하거나 더 나아가 부동산 시장 침체를 심화시킬 수 있다. 본 연구는 부동산가격 변동에 있어서의 투자자 태도, 특히 부동산가격 전망이 갖는 역할에 관한 두 가지 가설들을 검증하는 데 목적이 있다.

첫 번째 가설은 가격전망지수와 부동산가격과의 상관관계, 그리고 가격전망지수의 미래 부동산 가격에 대한 예측력에 관한 것이다. 특히 가격전망지수가 실제로 부동산가격의 미래 변화에 대해 예측력을 가지고 있는가와 가격전망지수가 부동산가격의 결정에 영향을 미친다고 알려진 경제변수들에 담겨 있는 정보 이외에 부동산가격의 미래변화를 예측할 수 있는 추가적 정보를 담고 있는가다.<sup>1)</sup>

두 번째 가설은 첫 번째 가설을 확대한 것으로 부동산가격 전망에 대한 판단이 비관적으로 바뀔 때 그러한 비관적인 태도변화가 경제활동 수준에 실제 영향을 미치고 있는가다. 특히 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 기초해 볼 때 가계의 항상소득의 주요 요소인 부동산 시장에 대한 전망은 소비에 영향을 미칠 가능성이 적지 않다고 할 수 있으며, 이는 간접적으로 경기 자체에도 영향을 미칠 수 있다는 가설을 제기할 수 있게 한다.

한국의 경우 주택가격전망지수의 통계적 특성과 미래 부동산가격에 대한 예측력, 그리고 경기에

미치는 영향에 관한 연구는 아직 부진하다. 이는 한국에서 부동산과 관련한 투자자 태도에 대한 조사가 매우 제한적으로 이루어지고 있고 그것조차도 최근 들어서야 시작되었다는 점에 주로 기인한다. 현재 부동산 시장과 관련한 투자자 태도는 2003년 3월부터 공표되기 시작한 닥터아파트의 주택시장지수가 유일한 실정이다.

이에 따라 본 연구에서는 닥터아파트의 주택시장지수를 대상으로 부동산가격과 경기침체에 대한 설명력을 분석하기로 한다. 닥터아파트의 주택시장지수는 550~600개 전국 부동산 중개업소를 대상으로 조사한 가격전망, 매수세, 거래량, 매물량에 대한 설문조사결과를 종합적으로 고려해 가중 평균한 지수다.<sup>2)</sup>

이하에서 본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 II장에서는 부동산 가격에 있어 가격전망지수의 설명력에 관한 주요 이론을 검토하고 닥터아파트에서 발표하고 있는 가격전망지수를 이용해 이를 실증 분석하며, III장에서는 효율적 시장가설의 체계 하에서 가격전망지수의 예측력을 추가로 검토한다. IV장에서는 투자자의 가격전망이 비관적으로 바뀔 때 그러한 비관론이 소비위축 또는 경기침체로까지 이어지는가의 여부를 검토한다. V장에서는 결론을 맺고 시사점과 연구의 한계를 밝힌다.

1) 이러한 분석은 소비자태도 조사와 관련하여 자주 연구되어온 주제임. 예를 들어 소비자태도지수가 갖는 소비지출의 예측력에 대한 실증 분석은 미국의 경우 Carroll, Fuhrer, and Wilcox(1994), Bram and Ludvigson(1998) 등이, 한국의 경우 최희갑(2002)을 들 수 있음.

2) 주택시장지수가 100 이상이면 앞으로 주택가격이 오를 가능성이 높다는 것을 의미하며 100 이하면 그 반대를 의미함. 개별 지수는 가격전망지수를 기준으로 보면 '오를 것이다', '보합세 유지' 그리고 '내릴 것이다'라는 답변에 대한 응답횟수를 고려하여 추계되고 있음. 참고로 이 지수는 중개업소를 대상으로 한 설문조사 결과이므로 투자자의 가격전망이라고 부르기도는 중개업소의 주택가격전망이라고 부르는 것이 적절할 것임. 그러나 증권시장의 경우 증권회사 또는 그 소속의 증권분석사의 가격전망이 전문가들의 가격 예측치로 간주된다는 점을 반영하여, 본 연구에서 사용한 주택가격전망은 전문가들의 가격 예측치로 간주될 수 있다고 할 수 있음.

## II. 주택가격전망과 주택 가격

### 1. 시계열 자료와 안정성

실증분석을 위해 사용한 자료는 닥터아파트의 전국대상 가격전망지수(PFI)와 국민은행의 주택매매가격지수(HP)이다. 가격전망지수는 2003년 3월 5일부터 시작하였으므로 실증분석 기간은 2003년 3월부터 2009년 5월로 하였다<sup>3)</sup>.

시계열 분석을 위해서는 변수들이 안정성을 만족하여야 하는데 이를 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF)와 Phillips-Perron(PP)에

기초한 단위근 검정법을 활용하였다. 단위근 검정 결과는 <표 1>에 요약되어 있다.

이에 따르면 주택매매가격지수는 어떤 검정방법을 사용해도 5%의 유의수준에서 단위근이 존재하였으나, 1차 차분치인 주택매매가격 상승률에서는 단위근의 존재가 유의하게 기각된다. 한편 가격전망지수는 단위근의 존재가 부정되고 있다. 본 연구의 주된 관심은 주택가격전망지수이므로 단위근이 존재하지 않는 시계열, 특히 주택매매가격상승률을 중심으로 분석을 하였다.

분석에 앞서 주택가격 변화율과 가격전망지수 간의 관계를 목적(目測)을 통해 살펴보자. <그림 1>

은 이들 두 변수를 동시에 나타내고 있는데, 이에 따르면 두 변수는 양(+)의 상관관계를 갖고 있을 것이라는 추정을 할 수 있겠다.

이러한 추론을 통계적으로 검토하기 위해 가격전망지수와 가격변화율 간 시차를 고려한 상관관계를 추정하였다. 즉, <표 2>에 따르면 주택매매가격지수는 직전기의 가격전망지수와 상관관계가 가장 높은 것으로 나타났다. 즉, 가격전망지수는 설문조사가 이루어진 다음 달과 조사한 달의 순서로 상관관계가 높은 것으로 나타났다.

표 1 \_ 단위근 검정결과

구분	ADF검정		PP검정	
	$\hat{\rho}_T$	$z_{DF}$	$\hat{\rho}_T$	$z_T$
주택매매가격	-0.03(2)	-1.68	-0.06(5)	-2.50
주택가격전망	-0.33(1)	-4.76***	-0.22(4)	-3.31**
소비재판매액	-0.21(1)	-2.64	-0.28(4)	-3.65
산업생산	-0.14(1)	-2.59	-0.10(1)	-2.27
통화량	0.61(1)	-0.60	-0.45(5)	-0.42
수입물가지수	3.43(5)	-3.40*	1.63(2)	-1.84
주택매매가격 변동률	-0.40(2)	-5.60***	-0.30(8)	-4.21***
소비재판매액 변동률	-1.37(0)	-13.23***	-1.37(2)	-13.81***
산업생산 변동률	-0.83(0)	-7.74***	1.24(6)	-7.61***
통화량변동률	4.00(0)	-4.62***	-4.00(4)	-4.61***
수입물가변동률	1.10(0)	-6.95***	1.10(2)	-6.91***
EC	-0.08(0)	-1.84*	-0.08(2)	-2.06**

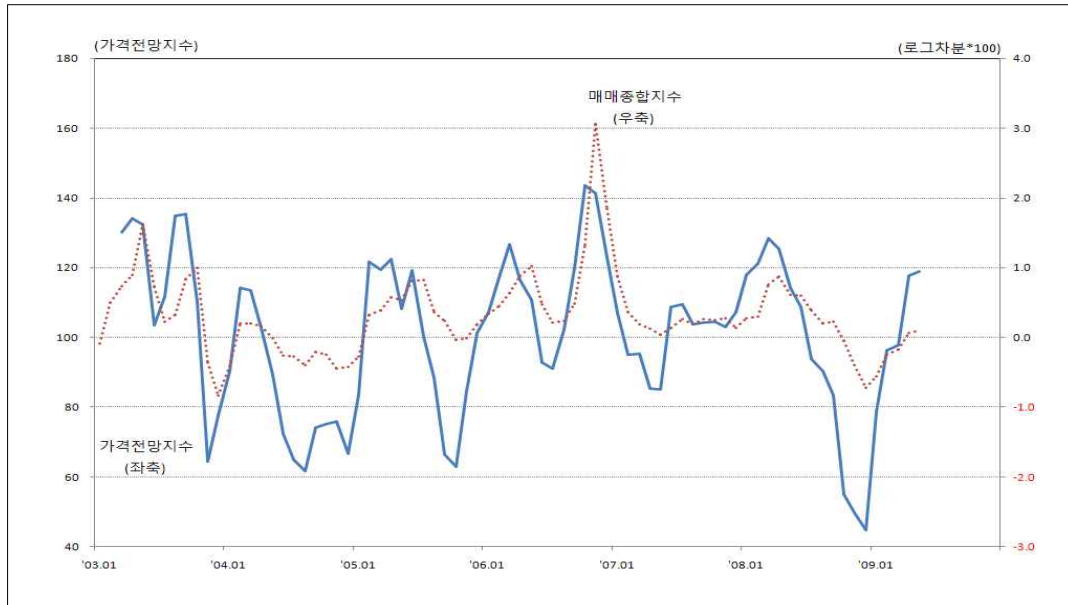
주: 1) \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서(단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이) 통계적 유의성이 있음을 뜻함.

2) 괄호 안의 값은 선정된 시차임.

3) EC는 주택가격과 산업생산 간 공적분관계식의 잔차항임.

3) 주택가격전망지수는 주간단위(매주 수요일 기준)로 발표되고 있는데, 본 연구의 주 관심은 월별 또는 분기별로 발표되는 주택가격이나 거시경제 시계열과의 동태적 관계에 있기 때문에, 주간 데이터의 평균을 구하여 월별 데이터로 전환한 뒤 실증분석을 수행하였음.

그림 1\_ 가격전망 및 가격변화를 추이



출처: 닥터아파트(주택시장지수), 국민은행(전국주택가격동향조사)

표 2\_ 매매지수와 가격전망지수 간 상관계수

구분	가격전망지수						
	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3
주택가격지수 변화율	0.312	0.608	0.810	0.731	0.390	0.114	-0.031

2. 가격전망지수 예측력에 관한 분석

가격전망지수의 예측력에 대한 검토에 앞서 가격전망지수와 주택가격지수 간의 그랜저 인과관계검정(Granger's causality test)을 실시하여 동태적 관계를 살펴보았다.<sup>4)</sup> 그랜저 인과관계를 위해 다음의 2변수 VAR(Vector AutoRegressive)모형을 설정했다. 여기서  $x(L)$  은 시차연산자  $L$  에 대한 다항식이며  $\epsilon_t$  는 오차항이다.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln HP_t \\ PFI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{HP} \\ \alpha_{PFI} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11}(L) & \beta_{12}(L) \\ \beta_{21}(L) & \beta_{22}(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta \ln HP_{t-1} \\ PFI_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{HPt} \\ \epsilon_{PFIt} \end{bmatrix} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

만약  $\beta_{12}(L)$  이 모두 0이 아니라면 가격전망지수에서 가격변화율로의 그랜저 인과관계가 없다는 가설을 기각할 수 있다.

4) 가격전망지수의 움직임이 주택가격의 움직임을 예측하는 데 도움을 줄 경우, 가격전망지수로부터 주택가격으로 그랜저 인과관계가 존재한다고 정의됨. 물론 그랜저 인과관계의 성립은 주택가격전망지수의 변화가 주택가격의 변화를 야기한다는 실질적인 의미의 인과관계를 시사하지 않음.

**표 3** \_ 가격전망지수와 매매가격 변화 간  
그랜저 인과관계 검정결과

귀무가설	F 통계량	p 값
$\Delta \ln HP$ $\Rightarrow PFI$	3.8484**	0.0261
$PFI$ $\Rightarrow \Delta \ln HP$	15.9149***	0.0000

주: \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 그랜저 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 통계적 유의성이 없음을 뜻한다.

〈표 3〉의 검정결과에 따르면<sup>5)</sup> 가격전망지수와 가격변화는 5% 유의수준에서 그랜저-인과하지 않고 있다. 하지만, 1% 유의수준에서는 가격변화가 가격전망지수에 그랜저-인과하지 않는다는 가설을 기각하고 있는 것(즉 전망지수가 가격변화에 영

향을 미친다는 것)으로 나타났다.

가격전망지수의 단기 예측력을 판단하는 가장 단순한 방법은 주택가격 증가율을 가격전망지수의 시차변수에 대해 다음 모형을 설정한 뒤 회귀분석을 하고 추정계수의 통계적 유의성과  $\bar{R}^2$ 의 변화를 살펴보는 것이다.<sup>6)</sup>

$$\Delta \ln HP_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i PFI_{t-i} + \eta_t$$

여기서 만약  $\beta_i$ 가 0과 크게 다르다면 가격전망지수의 시차변수가 주택가격에 대해 유의적인 예측력을 갖는다고 할 수 있다. 〈표 4〉는 가격전망지수의 2차까지의 시차변수를 포함하여 검정한 결과다.<sup>7)</sup>

**표 4** \_ 주택가격함수 검정결과

구분	[모형 1]	[모형 2]
상수항	0.14(3.76)***	-0.79(-3.83)***
$PFI_{t-1}$	-	0.02(4.59)***
$PFI_{t-2}$	-	-0.01(-1.93)*
$\Delta \ln HP_{t-1}$	0.94(5.25)***	0.53(3.54)***
$\Delta \ln HP_{t-2}$	-0.34(-3.32)***	-0.04(-0.38)
$\bar{R}^2$	0.57	0.72
가격전망지수의 유의성에 대한 F 통계량(p 값)	-	19.29(0.00)
Durbin-Watson 통계량	1.88	1.90

주: 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행하였음.  
2) 괄호 안의 값은 t 통계량  
3) \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 유의성이 있음을 뜻함.

- 5) 검정모형에서의 시차는 Akaike 및 Schwarz의 기준에 따라 AIC값과 SC값을 최소화하는 2차로 설정했음.
- 6) 이러한 실증분석 방법은 소비지출과 소비자태도지수 간의 관계를 실증분석하고 있는 Carroll, Fuhrer, and Wilcox(1994)과 최희갑(2002)의 연구에 사용된 바 있음.
- 7) 시차 길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 일차적으로 의거하였으며 변수의 통계적 유의성을 추가로 고려하였음.

[모형 1]은  $\Delta \ln HP_t$ 를 자신의 과거치에 대해서만 설정한 AR(2) 모형이며, [모형 2]는 이러한 AR(2) 모형에 가격전망지수(PFI)의 과거 시차변수를 추가한 검정결과다.  $\bar{R}^2$ 를 기준으로 볼 때 PFI의 시차변수는 AR(2) 모형에 비해 주택가격 상승률의 15.3%를 추가로 설명하고 있다. 개별 가격전망지수의 통계적 유의성 역시 이 결과를 다시 확인시켜준다. 우선 각 가격전망지수의 시차변수는 상당히 유의하며,  $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 이라는 가설 역시  $F$ 검정에 따라 기각할 수 있었다(3열의 7행)<sup>8)</sup>.

가격전망지수의 시차변수가 주택가격증가율에 대해 설명력이 있다는 위의 분석결과는 효율성 시장가설과 부합되지 않는 결과다. 효율성 시장가설 하에서 가격전망지수와 주택가격 간에 공시적(시차 0) 상관관계는 가능하지만 가격전망지수가 주택가격을 선행하는 것은 배제된다.

위의 검정결과는 주택가격변화를 설명하는 주요 변수가 누락된 데 기인할 수 있다. 이 가능성을 검토하기 위해 가격전망지수가 여타 경제변수에 담겨 있는 정보를 통제된 뒤에도 주택가격에 대한 예측력을 갖는지 살펴 보았다. 이에 따라 주택가격의 변화를 설명하는 데 있어 널리 사용되는 국민경제 활동 또는 소득 수준을 통제 변수로 활용하였다. 특히, 본 연구는 월별 데이터를 분석하고 있으므로 소득변수로 분기별로 집계되는 국내총생산보다는 월별로 집계되는 산업생산으로 대리하였다. 그러나 산업생산은 단위근을 가지지만 가격전망지수는 단위근을 가지지 않기 때문에 우선 산업생산과 주택가격 간의 공적분 관계의 성립 여부를 확인하였

고(〈표 1〉 마지막 행 참조), 이어서 안정적인 차분 변수들로 Engle and Granger(1987)의 오차수정 모형을 구성한 후, 이 모형 내에서 단위근을 갖지 않는 가격전망지수가 추가적 설명력을 갖는가를 검토했다. 즉, 추정방정식은 다음과 같은 형태다.<sup>9)</sup>

$$\Delta \ln HP_t = \alpha + \sum_{i=1}^N \beta_i PFI_{t-i} + \gamma' Z_{t-1} + \eta_t,$$

$$Z_{t-1}' = (EC_{t-1}, \Delta \ln HP_{t-1}, \Delta \ln HP_{t-2})$$

단,  $EC_{t-1}$ 은  $\ln HP$ 와 산업생산의 로그값  $\ln IP$ 의 공적분식으로부터 유도한 잔차항

오차수정모형을 가격전망지수를 배제한 경우([모형 3])와 포함한 경우([모형 4])로 나누어 각각 추정하였는데 추정결과는 〈표 5〉에 나타나 있다. 〈표 5〉에서 [모형 3]과 [모형 4]의  $\bar{R}^2$  값을 비교하면 가격전망지수의 시차변수가  $\bar{R}^2$ 에 추가적으로 얼마나 기여하는가를 알 수 있다. 한편 [모형 3]과 [모형 4]의 8행은 가격전망지수의 2개의 시차변수 계수가 0이라는 결합가설을 검정하기 위한  $F$ 통계량과  $p$  값이 나타나 있다. 추정결과에 따르면 두 모형 모두 오차수정모형의 기본적 제약, 즉 오차수정항의 계수가 음(-)의 값을 가져야 한다는 수렴조건을 만족하였지만 [모형 3]의 경우 오차수정항의 유의성이 크게 떨어졌다. 한편  $\bar{R}^2$  값을 기준으로 할 때 가격전망지수는 설정한 주택가격 함수의 설명력을 약 19.0% 가량 추가하고 있으며,  $F$ 통계량을 기준으로 볼 때 유의성도 높은 것으로 나타나고 있다. 이상의 결과는 한국의 경우 가격전망지수는 소

8) 여기에서 2기시차의 주택가격전망지수가 음(-)의 계수를 갖는데 이는 직전기의 가격전망변화에 대한 주택가격의 과잉반응에 대한 조정이라고 해석할 수 있음.

9) 공적분식 추정에 있어 Stock and Watson(1993)이 제안한 동태적 최소자승회귀 방식을 이용해 추정하였음. 이는 변수들 간의 내생성에 기인하는 편의를 없애는 것을 목표로 하는데, 공적분식에서 설명변수로서 수준변수 이외에 독립변수와 종속변수의 차분으로 이루어진 선행변수(leads)와 시차변수(lags)를 추가하여 추정함.

표 5\_ 주택가격함수 검정결과

[모형3]  $\Delta \ln HP_t = \alpha + \gamma Z_{t-1} + \eta_t$ ,  $Z_{t-1}' = (EC_{t-1}, \Delta \ln HP_{t-1}, \Delta \ln HP_{t-2})$   
 [모형4]  $\Delta \ln HP_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i PFI_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \eta_t$ ,  $Z_{t-1}' = (EC_{t-1}, \Delta \ln HP_{t-1}, \Delta \ln HP_{t-2})$

구분	[모형 3]	[모형 4]
상수항	0.14(3.74) <sup>***</sup>	-0.33(-1.79) <sup>***</sup>
$PFI_{t-1}$	-	0.02(3.76) <sup>***</sup>
$PFI_{t-2}$	-	-0.01(-2.47) <sup>**</sup>
$EC_{t-1}$	-0.18(-0.21)	-0.77(-1.79) <sup>*</sup>
$\Delta \ln HP_{t-1}$	0.93(5.24) <sup>***</sup>	0.83(4.55) <sup>***</sup>
$\Delta \ln HP_{t-2}$	-0.34(-3.31) <sup>***</sup>	-0.04(-0.30)
$\bar{R}^2$	0.55	0.74
가격전망지수의 유의성에 대한 F통계량(p값)	-	11.63 (0.00)
DW 통계량	1.88	2.01

주: 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행  
 2) 괄호 안의 값은 t-통계량  
 3) \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 유의성이 있음을 뜻함.  
 4) 산업생산지수의 차분항은 예비 추정결과 유의적이지 않은 것으로 나타나 최종 추정식에는 포함하지 않았음.

특과 더불어 주택가격에 대해 유의적인 추가적 예측력을 가진다는 것을 말해준다.

### III. 효율성 시장가설과 가격전망지수

이상에서는 가격전망지수의 단기에 있어서 주택가격에 대한 예측력을 분석하였다. 이 절에서는 주택시장지수에 나타난 주택가격전망지수의 예측력을 자산 가격의 동태적 행태에 관한 주요 가설인 효율성 시장가설(the Efficient Market Hypothesis: EMH)을 중심으로 검토하고자 한다. 주지하다시피 효율성 시장가설에 따르면 시장 내의 과거 정보는 직전기의 시장가격에 반영되어 있기 때문에 기대되지 않은 새로운 정보만이 시장가격에 영향을 미

치며 결국 시장가격은 임의보행(random walk stochastic process) 행태를 보인다고 주장한다. 그러나 이러한 가설은 자산가격에 지속성(persistence) 또는 계열상관(serial correlation)이 존재할 경우 어려움에 직면한다. 하지만 이러한 계열상관도 시장정보를 이용하여 초과수익을 획득할 수 있는 기회만 존재하지 않는다면 시장효율성이 성립한다고 볼 수 있기 때문에 사실상 초과수익의 획득가능성을 검정하는 이하에서 설명하는 바와 같은 방식의 추정식이 사용된다<sup>10)</sup>.

우선 주택시장은 주택서비스 플로우에 대한 임대시장과 주택자본 스톡에 대한 주택매매시장으로 구별되지만 두 개의 시장은 상호 연관되어 있다. 주택매매 시장이 효율적인 자산시장이라면 투자자

10) Rayburn et al.(1987), Case and Shiller(1989) 등

가 주택투자로부터 기대하는 수익률, 즉 기대수익률은 대체관계에 있는 다른 투자로부터 이용 가능한 기대수익률과 일치해야 한다. 주택투자로부터의 수익률은 순운영비용을 차감한 임대수입에 부동산 가격의 기대 상승치를 합한 값과 일치한다. 즉, 다른 대안적 투자로부터 획득 가능한 명목수익률을  $i$  라 두면 효율적 시장가설하에서 다음이 성립해야 한다:

$$\frac{E_t[HP_{t+1}|\Omega_t] - HP_t + R_t}{HP_t} - pt_t - d_t = i_t$$

여기서  $E$  는 기대연산자,  $HP$  는 주택가격,  $R$  은 임대수입(주택이 임대되었다면 실제 임대수입이고 소유자가 직접 점유하고 있다면 잠재임대수입)이다. 한편  $pt$  는 주택에 대한 재산세율,  $d$  는 주택가격 대비 유지 및 감가상각에 대한 운영비용의 비율이며,  $\Omega_t$  는 미래주택가격에 대한 기대가 형성되는 시점  $t$  에서 이용가능한 정보집합을 의미한다.

이 식을 다시 정리하여 주택에 대한 초과수익률

$$r_t \equiv \frac{HP_{t+1} - HP_t + R_t}{HP_t} - pt_t - d_t - i_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

에 관한 식으로 정리해보면

$$E_t[r_{t+1}|\Omega_t] = 0$$

이다. 이는 현재 시점  $t$  의 정보집합  $\Omega_t$  를 조건부로 하였을 때 주택에 대한 기대초과 수익률은 0이어야 함을 말한다. 만약 경제주체가 미래 주택가격에 대한 기대를 형성하는 시점에 이용가능한 모든 관련 정보를 효율적으로 이용한다면 평균적으로

이러한 예측은 정확해야 할 것이다(또는 편기를 갖지 않아야 한다). 즉 초과수익률  $r_t$  의 시계열은 평균 0이고 계열 상관관계를 갖지 않는 확률변수이어야 한다. 이는 다시 효율적 시장에서 미래의 초과수익이 현재의 정보집합에 포함된 변수와 상관관계를 갖지 않아야 한다는 것을 시사한다. 즉, 현재 정보는 미래 초과수익을 예측하는 데 사용될 수 없다. 만약 이 조건이 만족되고 또한 정보집합이 과거의 초과수익률만을 담고 있다면 시장은 약형 시장효율성을 보인다고 할 수 있다. 만약  $\Omega_t$  가 초과수익을 포함한 모든 이용 가능한 공개 정보를 포함한다면 <식 2>의 조건은 준 강형 시장효율성(semi-strong market efficiency)을 보인다고 할 수 있다. 한편 주택시장이 효율적이지 않다면 현재의 정보집합에서 미래 수익을 예측할 수 있는 변수를 발견하는 것이 가능할 것이다. 즉, 주택시장이 효율적이지 않다면 다음 회귀식

$$r_{t+1} = \alpha + \beta_i Z_t + e_{t+1} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

에서  $e_{t+1}$  가 계열상관이 없는 평균 0인 교란항이면  $t$  시점에 그 값이 알려진 변수들  $Z_t$  에 대해  $\beta_i = 0$  라는 귀무가설이 기각되어야 한다. 이 식은 수익률 예측가능성에 대한 검정을 하는 데 있어 기초가 되는 식이다<sup>11)</sup>. 본 연구에서는 정보집합에 주택가격전망지수를 포함할 경우 수익률 예측가능성에 어떤 변화가 발생하는가를 살펴보는데 주된 목적이 있다.<sup>12)</sup> 즉 부동산에 대한 초과수익률과 주택가격 전망지수 간에 공시적(시차 0) 상관관계는 가능하지만, 주택가격전망지수가 부동산에 대한 초과수

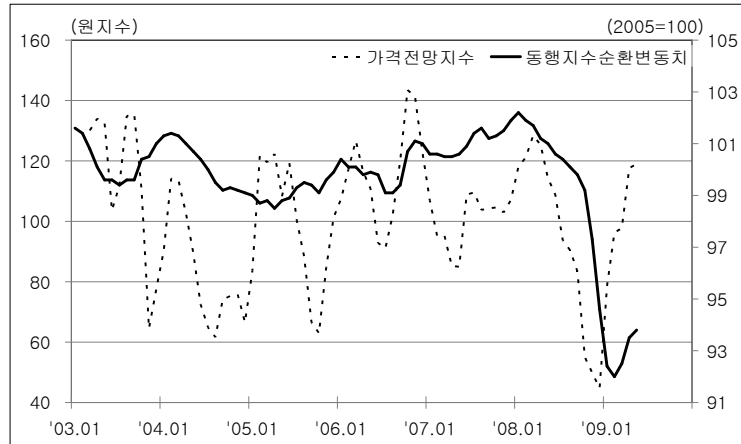
11) 본 연구에서 고려하는 효율성 시장가설은 리스크 프리미엄을 고려하지 않고 있음. 물론 이는 다른 대안적 투자로 동일한 위험도를 가진 자산을 고려한다는 것으로 시사함. 물론 대안적 투자가 무위험 자산인 경우는 무위험 수익률이 될 것이며, 이 경우 효율성 시장가설을 나타내는 식의 우변은 리스크 프리미엄이 포함되어야 할 것임. 본 연구에서는 다른 대안적 투자에 대비한 부동산 투자의 리스크 프리미엄이 0이라고 가정하고 논의를 전개함.

12) Poterba(1991)는 주택가격동학에 대한 이론적 체계를 제시한다. 준 강형 시장효율성은 합리적 기대가설과 일치함.



익률을 선행하는 것은 배제하는지를 살펴보려 한다. 효율성 시장가설이 부동산가격의 동학을 설명하는 적절한 가설이라면 현재의 부동산가격에 투자자의 미래 부동산가격에 대한 전망이 완전히 반영되므로 주택가격전망지수는 부동산에 대한 초과수익률의 미래변화에 대해 어떠한 예측력도 가지지 못해야 하기 때문이다.

그림 2\_ 경기동행지수와 가격전망지수



출처: 통계청, 닥터아파트

부동산 시장에서 효율성 시장가설의 기존의 검정은 대체로 부정적인 결과를 내놓고 있다. 최근만 보더라도 Case and Shiller(1989, 1990), Poterba(1991) and Meese and Wallace(1994), Clayton(1996, 1998) 등은 주

택가격 변화가 양(+)의 시계열 상관관계를 가지며, 과거의 주택시장의 기본적 시장요인(market fundamentals)을 사용해 미래 초과수익률을 설명할 수 있다는 결론을 내놓고 있다. 우리나라의 경

표 6\_ 효율성 시장가설하에서 가격전망지수의 예측력 검정결과

[모형 5] $r_t = \alpha + \beta_i Z_t + \epsilon_t$ , $Z_t' = (r_{t-1}, r_{t-2})$ [모형 6] $r_t = \alpha + \beta_i Z_t + \epsilon_t$ , $Z_t' = (PFI_{t-1}, r_{t-1}, r_{t-2})$		
구분	효율적 시장가설 검증모형 [모형 5]	가격전망지수의 예측력 검증모형 [모형 6]
상수항	-0.04(0.95)	-17.34(-6.34)***
가격전망지수 $PFI_{t-1}$	-	0.168(5.88)***
$r_{t-1}$	0.88(7.45)***	0.52(3.33)***
$r_{t-2}$	-0.33(-4.45)***	-0.23(-2.32)**
$\bar{R}^2$	0.498	0.66
과거 초과수익률 유의성에 대한 F 통계량(p 값)	17.00(0.00)***	-
가격전망지수의 유의성에 대한 F 통계량(p 값)	-	34.58(0.00)***
Durbin-Watson 통계량	1.90	1.76

주: 1) 가설검정은 이분산-시계열상관 독립적인 공분산 행렬에 대해 수행하였음.  
2) 괄호 안의 값은 t 통계량  
3) \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 유의성이 있음을 뜻함.

우 부동산시장을 대상으로 한 효율성 시장가설의 검토로는 김관영(1988), 김정호·이명재(1989), 김종일·송의영·이우현(1998) 등의 연구가 있는데, 이들 역시 효율성 시장가설에 반하는 결과를 내놓고 있다.

예를 들어, 서울 강남지역 아파트 가격자료를 이용한 김관영(1988)은 정부정책이 초과수익률에 영향을 미친다는 결과를 내놓았고, 주택은행의 시계열 가격지수를 활용한 김종일 외(1998)는 전세·매매가격 비율과 매매가격 상승률 간에 유의적인 양의 상관관계를 발견하였다.<sup>13)</sup>

〈표 6〉은 효율성 시장가설의 검정결과와 이에 대한 가격전망지수의 예측력에 대한 〈식 3〉의 검정 결과를 보여주고 있다. 추정 시 〈식 3〉의 기반이 되는  $R(t)$ ,  $pt$ ,  $d$ 에 대해 유의한 자료회귀의 어려움과 김종일·송의영·이우현(1998) 등 기존 연구 방식을 따라 모두 일정한 상수로 가정하여 추정하였고, 다른 대안적 투자로부터 획득 가능한 명목수익률  $i$ 에 대해서는 국고채(3년) 수익률을 이용하였다.

추정결과에 따르면 우선 기존 연구결과에서 자주 관찰되듯이 한국의 경우 효율성 시장가설은 기각되고 있다.<sup>14)</sup> 즉, 과거 초과수익률에 대한 추정계수 값은 매우 유의하며, 과거 초과수익률의 유의성에 대한 결합검정 결과 역시 이들 추정계수가 함께 0이라는 가설을 1%의 유의수준에서 기각하고 있다. 이러한 효율성 시장가설 검증모형에 가격전망지수  $PFI_{t-1}$ 를 추가한 [모형 6]에서 과거초과수익률 뿐만 아니라 과거의 가격전망지수가 급기의

초과 수익률에 대해 유의한 설명력을 보이고 있다.

즉, 직전기의 가격전망지수는 유의한 양의 계수 값을 가지며, 가격전망지수의 추정계수 값이 0이라는 귀무가설도 유의하게 기각하고 있다. 결국 가격전망지수는 초과수익률에 대한 유의한 설명력을 가지며 효율성 시장가설을 기각한다고 할 수 있다.

## IV. 주택가격 전망과 경기변동

### 1. 기초 자료의 검토

투자자의 태도, 특히 주택가격에 대한 전망이 주택가격에 미치는 영향에 대한 연구만큼 경제학자의 관심을 끌어왔던 주제가 경제 주체의 부동산 시장에 대한 비관적 또는 낙관적 기대가 기술충격, 정부지출, 통화공급, 오일 가격 등의 기초적 경제여건과 상관없이 소비나 경기에 있어 침체 또는 경기 활황을 유도할 수 있다는 가능성이다.<sup>15)</sup> 실제로 〈그림 2〉에서 보듯이 주택가격 전망지수는 경기순환에 다소 선행하는 움직임을 부분적으로 관찰할 수 있다.

실제로 최희갑(2002)에서 논의한 바와 같이 Cooper and John(1988)은 거시 경제 내에 각 경제 주체의 이득(payoff) 간에 정의 상관관계가 존재하는 일출효과(溢出效果, spillover effect)가 존재하거나 각 경제주체의 최적 전략이 타 경제주체의 전략과 陽(+)의 상관관계가 존재하는 전략적 보완성(strategic complementarities)이 존재할 경우 다중균형(multiple equilibria)이 성립할 수 있음을 보인 바 있다.

13) 외환위기 이후 부동산시장의 시장효율성에 대한 개략적 검토는 노영훈(2007)에 의해 논의됨.

14) 검정모형에서의 시차는 Akaike 및 Schwarz의 기준에 따라 AIC값과 SC값을 최소화하는 2차로 설정했음.

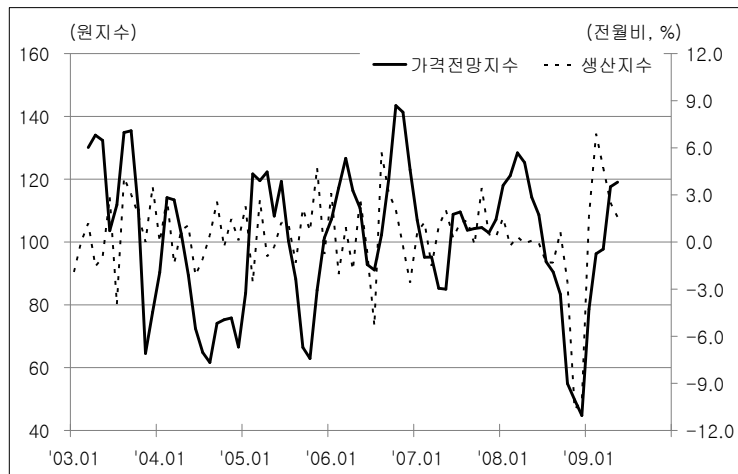
15) 소비의 표준적 이론인 항상소득 가설에 따르면 소비는 현재소득 뿐만 아니라 미래소득에 대한 기대에도 의존함. 미래소득 중 중요한 부분이 부동산소유에 따른 기대소득(자본이득)임. 주택가격이 상승할 것이라는 전망은 부동산 보유에 따른 소득이 높아질 것으로 기대되고 이는 결국 현재소비(소비재 판매액)에 영향을 미치게 될 것임. 그리고 이는 다시 국민경제활동 전체에 파급 효과를 미친다고 볼 수 있음.

이들 다중균형 모형의 가장 큰 특징은 위에서 언급한 균형을 결정하는 시장의 기본적 요인들의 변화와 상관 없이 균형이 변화할 수 있다는 것이다. 특히, 이들 모형에서 균형산출 수준은 일정 수 이상의 경제주체들이 경제 상태에 대한 기대를 바꿈에 따라 바뀔 수 있다.

그렇지만 한국의 경우 가격전망과 경기 또는 소비와의 관계에 관해 모호한 결과도 찾아볼 수 있다. <그림 3>은 산업생산의 증가율(전월 대비)과 가격전망지수를 나타낸 그림이다. 그림에서 볼 수 있듯이 가격전망지수는 오히려 산업생산 증가율에 선행하기보다는 후행하는 변수일 가능성이 일부 엿보인다.

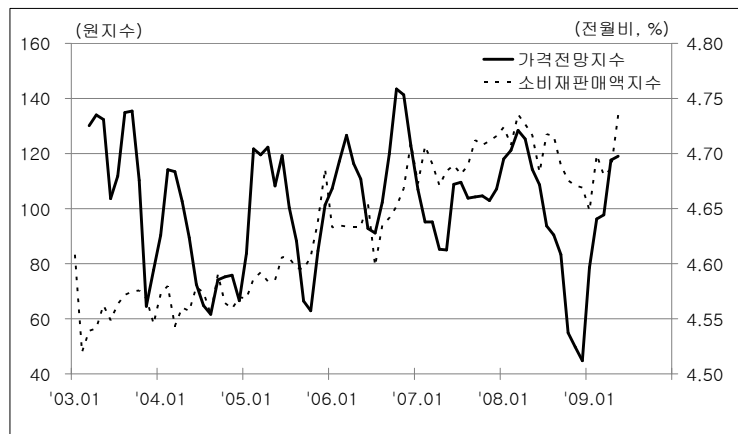
<표 7>에 제시된 이들 두 변수의 시차상관계수 역시 이러한 가능성을 재확인하여 가격전망지수는 산업생산 증가율을 후행하지만, 부분적으로 선행하는 행태도 관찰되고 있다. 한편 가격전망지수와 소비재판매액

그림 3\_ 산업생산과 가격전망지수



출처: 통계청, 닥터아파트

그림 4\_ 소비재판매액과 가격전망지수



주: 각 지수는 전월 대비 증가율 기준  
출처: 통계청, 닥터아파트

증가율을 함께 보여주고 있는 <그림 4>와 <표 7>의 4행도 유사한 결과를 보여주고 있다.

표 7\_ 생산 및 소비 변동률과 가격 전망지수의 시차상관계수

구분	가격전망지수						
	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3
산업생산지수	-0.14	-0.09	0.11	0.28	0.29	0.23	0.11
소비재판매액지수	-0.05	-0.08	0.02	0.17	0.18	0.13	0.03

2. 2변수 인과관계 및 VAR모형 검정

이제 그랜저-인과관계 검정(Granger Causality Tests)을 통해 가격전망지수와 산업생산 또는 소비재 판매액(실질) 지수에 로그를 취한 후 전월차를 취한 값과 가격전망지수로 구성된 2변수 VAR모형을 대상으로 산업생산 또는 소비재판매액 방정식에서 가격전망지수의 계수가 동시에 0이 된다는 가설을  $F$ -검정하였다. <표 8>에는 이러한 검정의  $F$ -검정통계량과  $p$  값을 나타내고 있다.<sup>16)</sup>

검정결과에 따르면 산업생산 또는 소비재판매액 방정식에서 가격전망지수의 계수 추정치가 모두 0과 같다는 가설을 기각할 수 있음을 알 수 있다. 즉, 가격전망지수는 산업생산 또는 소비재판매액을 그랜저-인과하지 않는다는 가설을 기각할 수 있다. 이 결과는 소비자태도지수는 산업생산 또는 소비재 판매액을 그랜저-인과하지 않는다는 가설을 기각한 Matsusaka and Sbordone(1995)의 결과와 유

사지만, 최희갑(2002)의 결과와는 상치된다.

또한 추가적으로 인과성 검정결과의 견인성(robustness)을 확인하기 위해 가격전망지수 1기 시차값과 산업생산 증감률 또는 소비재판매액 증감률로 2변수 VAR모형을 구성한 후<sup>17)</sup> 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 수행해 보았다. 주지하다시피 충격반응함수는 1기 시차 가격전망지수에 대한 충격이 시간의 경과에 따라 산업생산 또는 소비재판매액 증감률에 미치는 동태적인 효과를 나타낸다. 이에 모형을 통해 1기 시차 가격전망지수에 1표준편차만큼의 충격이 발생하는 경우 산업생산 또는 소비재판매액 증감률에 파급되는 효과의 시간경로를 추정했다.

그 결과(<그림 5, 6>) 가격전망으로 나타난 투자자태도의 변화가 단기적으로 산업생산 또는 소비재 판매액 증감률에 1개월에 걸쳐 양(+)의 효과를 내고 있음을 알 수 있다. 그러나 소비재 판매액 증감률의 경우 예측오차 구간이 0을 포함하고 있다는 의미에서 통계적 유의성은 크게 떨어진다고 할 수 있고,

장기적으로 가격전망이 산업생산이나 소비재판매액에 미치는 파급효과는 모두 소멸되는 것을 확인할 수 있다.<sup>18)</sup>

이어서 추정된 VAR모형의 당기승수행렬을 이용하여 산업생산과 소비재판매액의 전월대비 차의 예측기간을

표 8\_ 소비재판매액과 주택가격전망지수의 시차상관계수

귀무가설		$F$ 통계량	$p$ 값
산업 생산	$PFI \Rightarrow \Delta \ln IP$	2.96*	0.06
	$\Delta \ln IP \Rightarrow PFI$	0.21	0.81
소비재판 매액	$PFI \Rightarrow \Delta \ln CS$	4.46**	0.02
	$\Delta \ln CS \Rightarrow PFI$	0.06	0.94

주: \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻함.

16) 검정모형에서의 시차는 Akaike 및 Schwarz의 기준에 따라 AIC값과 SC값을 최소화하는 2차로 설정했음.

17) 앞서의 분석결과, 즉 가격전망지수의 1기 시차값이 실제 가격에 예측력을 가진다는 결과에 따르면 당월의 가격전망지수를 사용하면 실제 가격과 산업생산, 또는 소비재판매액 간의 관계를 분석하는 셈이 됨. 따라서 이 분석에서 가격전망지수의 당월치보다는 1기 시차값을 사용하였음. 이하 VAR분석에서는 특별한 언급이 없는 한 가격전망지수는 1기 시차값을 의미함. 한편 변수의 순서(Cholesky Ordering)는 외생성을 기준으로 가격전망지수, 산업생산 증감률 순서로 정했음.

18) <그림 5>에서 2개월 이후 가격전망지수의 산업생산 전월차에 대한 양의 영향이 있으나 예측오차 구간이 0을 포함하고 있다는 의미에서 통계적 유의성은 크게 떨어지는 것을 발견할 수 있음.

그림 5\_ 산업생산 충격반응함수

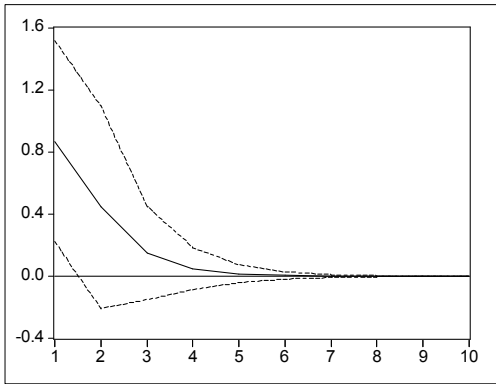


그림 7\_ 산업생산 분산분해

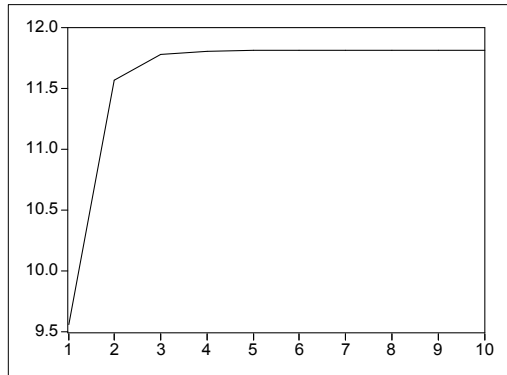


그림 6\_ 소비재판매액 충격반응함수

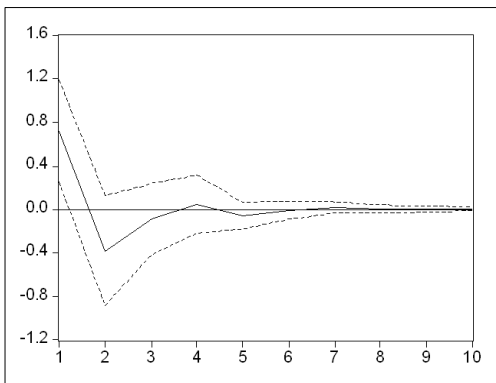
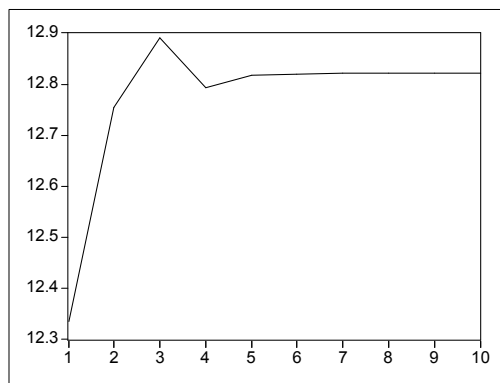


그림 8\_ 소비재판매액 분산분해



변동시켜 나가면서 얻어지는 예측오차의 분산에서 가격전망에 대한 충격이 차지하는 비중을 계산하여 상대적 기여도를 평가한 결과가 <그림 7>과 <그림 8>에 제시되어 있다.

이를 통해 산업생산 전월대비 차에 대한 예측오차의 분산에서 가격전망 충격이 차지하는 비중은 장기적으로 11.8%에 달하는 것을 발견할 수 있다. 한편 단기에도 가격전망 충격이 차지하는 비중은 9.6%(당월)~11.6%(1개월 후)에 달하는 것을 알 수 있다. 예측오차의 분산분해를 검토한 결과 산업생산의 변동을 설명함에 있어서 가격전망의 변화가 갖는 중요성을 무시할 수 없음을 말해주고 있다. 한편 소비의 경우 가격전망의 중요성은 다소 떨어지는 것으로 나타나고 있다. 즉, 가격전망에 대한

충격이 소비재판매액 증감률의 예측오차의 분산에서 차지하는 비중은 단기적으로 12.3%(당월)~12.8%(1개월 후) 수준이고, 장기적으로 12.8%에 달하는 것으로 나타나고 있다.

### 3. 다변수 인과관계 및 VAR모형 검정

이상에서는 직접적인 관심대상인 두 변수만으로 구성된 2변수 VAR모형을 구성하여 가격전망지수의 충격이 소비자 생산에서 차지하는 중요성을 분석하였다. 그러나 일반균형모형이나 소비이론에 기초하지 않더라도 가격전망지수와 소비재판매액이 동시에 제3의 변수에 의해 영향을 받을 수 있다고 할 수 있다. 특히 최소한 월 단위로 새로이 결정

되는 통화정책은 소비, 투자뿐만 아니라 부동산, 주식을 포함한 자산시장 전반에 영향을 미칠 수 있다. 아울러 소규모 개방경제인 한국의 경우 수입물가 상승과 같은 공급충격 역시 소비와 투자에 직접적 영향을 미치고 물가상승률과 명목자산수익률 간의 1대1 관계를 제안하는 피셔 효과에 의해 부동산 가격에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이하에서는 수입물가지수(원화기준), 통화공급(M2, 계절조정) 등이 포함된 4변수 VAR모형을 설정하고 이에 대해 그랜저 인과관계 검정을 다변수의 경우로 확대한 뒤 블락외생성 검정을 실시하였다.<sup>19)</sup>

검정결과는 <표 9>에 나타나 있는데 이에 따르면 어떤 모형에서도 산업생산 증감률 방정식 또는 소비재판매액 증감률 방정식에서 가격전망지수의 계수 추정치가 모두 0과 같다는 가설을 기각할 수 없었다.

이상의 인과성검정 결과의 견인성(robustness)을 추가적으로 확인하기 위해 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 수행했다.

우선 1기 시차의 가격전망지수에 대한 충격이 시간의 경과에 따라 산업생산 또는 소비재판매액 증감

그림 9\_ 산업생산 충격반응함수

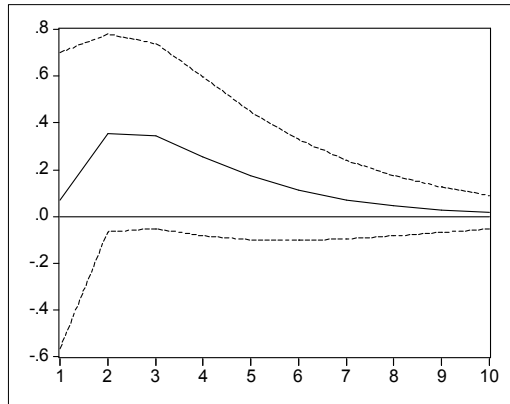
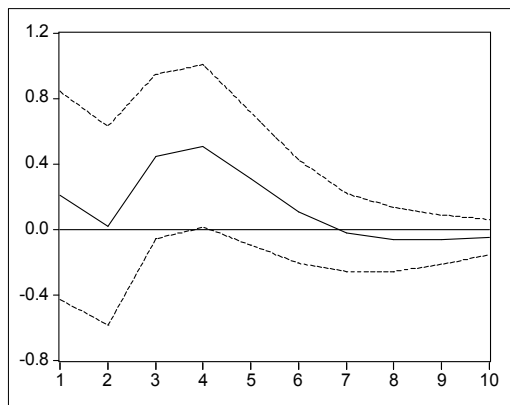


그림 10\_ 소비재판매액 충격반응함수



률에 미치는 동태적인 효과를 나타내는 충격반응함수의 분석결과는 <그림 9, 10>에 나타나 있는데 이

로부터 앞의 2변수 경우보다는 다소 약화된 결과를 얻었다. 즉, 1기 전의 가격전망 변화가 단기적으로 소비재판매액에 대해서는 4개월 후 유의한 양(+)의 단기적 효과를 낳고 있지만, 산업생산의 경우

표 9\_ 가격전망지수 블락외생성 검정

구분	$\chi^2$	p 값
산업생산 증감률 방정식	7.76***	0.01
소비재판매액 증감률 방정식	6.64**	0.04

주: 1) 외환위기를 감안해 1997년 3분기 이전 0, 이후 1의 값을 갖는 가변수 포함 시  
2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 의미

19) VAR모형의 경우 변수의 배열순서와 시차 길이 선택이 중요함. 외생성이 높은 변수 순으로 판단되는 가격전망지수, 수입물가지수, 통화공급, 산업생산 또는 소비재판매액 증감률 순서로 배열하였음. 그러나 이들 변수의 순서를 바꾸어도 이상의 결과는 대체로 유지되었음. 시차 길이는 우도비 검정, AIC 및 SC를 이용하여 2변수 VAR모형의 경우에는 2개월, 4변수 모형의 경우에는 2개월로 결정하였음.

그림 11\_ 산업생산 분산분해

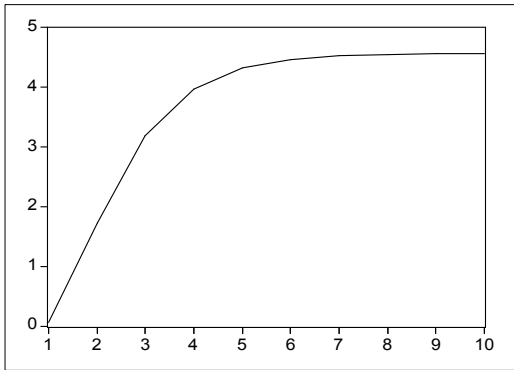
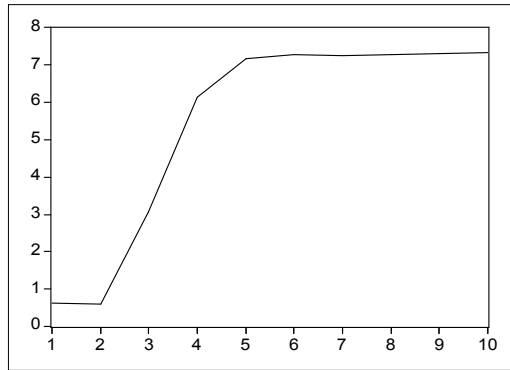


그림 12\_ 소비재판매액 분산분해



에는 양의 단기적 효과가 존재하지만 그 유의성이 다소 떨어짐을 알 수 있다. 그러나 장기적으로 가격 전망이 산업생산이나 소비재판매액에 미치는 파급 효과는 모두 소멸되는 것을 확인할 수 있다.

한편 산업생산 또는 소비재판매액 증감률의 예측오차 분산에서 1기 전의 가격전망에 대한 충격이 차지하는 비중을 계산하여 상대적 기여도를 평가한 결과는 <그림 11>과 <그림 12>에 제시되어 있다. 이에 따르면 산업생산 증감률과 소비재판매액 증감률의 예측오차의 분산에서 가격전망 충격이 차지하는 비중은 장기적으로 각각 4.6%와 7.3%에 달하는 것으로 나타나고 있다.

아울러 단기적으로 1기 전의 가격전망 충격이 산업생산 증감률과 소비재판매액 증감률의 예측오차의 분산에서 차지하는 비중은 각각 0.06%와 0.6%에 달해 단기적으로도 가격전망 충격이 생산보다 소비에 더 큰 충격을 주고 있는 것으로 나타나고 있다. 결국 예측오차의 분산분해를 검토한 결과도 산업생산이나 소비의 변동을 설명함에 있어서 주택가격 전망의 변화에 어느 정도 의미를 부여하는 것이 적절하다고 할 수 있다.

### V. 결론

본 연구는 한국에 있어 주택가격 및 경기·소비 활동에서 투자자 태도, 특히 주택가격 전망이 갖는 역할에 관한 두 가지 가설을 다터아파트에서 발표하고 있는 가격전망지수를 이용해 검증했다.

첫 번째로 검토한 가설은 주택가격 전망의 주택가격에 대한 예측력에 관한 것이었다. 그랜저 인과관계 검정 및 단순회귀분석을 이용한 실증분석 결과 가격전망지수의 시차변수는 주택가격 증가율에 대해 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격을 설명하는 주요한 변수가 누락된 데 기인할 수 있다. 이를 감안하여 소득(산업생산으로 대리)과 주택가격 간의 공적분(cointegration)에 기초한 오차수정모형(error-correction model)을 활용한 결과 가격 전망지수는 소득과 더불어 주택가격에 대해 유의적인 추가적 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 한편 이러한 실증결과에 기초해 미래의 초과수익률이 현재의 정보집합에 포함된 변수와 상관관계를 갖지 않아야 한다는 효율적 시장가설을 검토하였는데, 실증분석 결과 가격전망지수는 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가져 효율적 시장가설을 기각할 수 있었다.

두 번째로 검토한 가설은 투자자의 가격전망이 비관적으로 바뀔 때 그러한 비관론이 소비위축 또는 경기침체로까지 이어지는가에 관한 것이었다. 이를 위해 본 연구는 가격전망지수와 산업생산 또는 소비재 판매액 간의 그랜저 인과관계 검정을 실시하였는데, 가격전망지수가 산업생산 또는 소비재 판매액을 유의하게 그랜저-인과하는 것으로 나타났다. 추가적으로 가격전망지수와 산업생산 또는 소비재 판매액으로 구성된 2변수 VAR모형을 구성하여 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 실시하였는데, 가격전망의 변화가 단기적으로 소비와 산업생산에 일정한 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격을 설명하는 주요한 변수가 누락된 데서 기인할 수 있기 때문에, 수입물가지수와 통화공급을 추가한 4변수 VAR 모형을 구성하여 재검증하여도 여전히 성립하는 것으로 나타났다.

이상의 결과에 기초할 때 가격전망에 나타난 투자자태도의 변화는 주택가격뿐만 아니라 소비 그리고 경기를 설명하는 데 무시할 수 없는 영향을 미친다고 결론내릴 수 있겠다. 그러나 이상의 분석은 가격전망으로 대변되는 투자자 태도가 외생적이라고 가정하고 있다는 점에서 일정한 한계를 가진다고 할 수 있다. 물론 본 연구의 그랜저 인과관계 분석은 이러한 외생성 가정의 타당성을 어느 정도 제공하고 있는 것은 사실이지만, 정책의 관점에서 보면 이 연구는 적지 않은 한계를 보인다고 할 수 있다. 즉, 부동산시장과 경기 또는 소비에 일정한 영향을 미치는 투자자태도의 변화의 내생적 동학을 충분히 이해하지 않고서는 부동산 관련 정책의 유효성이 제한을 받을 수 없기 때문이다. 결국 이 연구는 추후 투자자심리의 내생적 동학과 정책이 이에 미치는 영향 등에 대한 연구가 필요함을 잘 보여준다고 할 수 있다.

### 참고문헌

- 김관영. 1988. “주택매매시장의 효율성 분석”. 한국개발연구 제10권 제3호. 서울 : 한국개발연구원. pp51-64.
- 김정호 · 이명재. 1989. “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석”. 지역연구 제5권 제1호. 경기 : 경기개발연구원. pp13-26.
- 김종일 · 송의영 · 이우현. 1998. “서울 아파트시장에서의 전세-매매가격비율과 시장의 효율성”. 한국경제분석 제4권 제1호. 서울 : 한국금융연구원. pp50-107.
- 노영훈. 2007. 부동산시장과 부동산 조세정책과제. 서울 : 한국조세연구원.
- 주택시장지수. 닥터아파트(<http://www.dtapt.com>), [2009.8.25]
- 전국주택가격동향조사. 국민은행(<http://land.kbstar.com>), [2009.8.26]
- 최희갑. 2002. “소비, 경기변동과 소비자 태도”. 계량경제학보 제13권 제3호. 서울 : 한국계량경제학회. pp43-65.
- Bram, Jason and S. Ludvigson, 1998. “Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race”. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* vol.4, no.2. New York: Federal Reserve Bank of New York. pp. 59-78.
- Carroll, C. D., J. C. Fuhrer, and D. W. Wilcox, 1994. “Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why?”. *American Economic Review* vol.84, no.5. Vanderbilt : American Economic Association. pp1397-1408.
- Case, K. E. and R. J. Shiller, 1989. “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes”. *American Economic Review* 79. Vanderbilt : American Economic Association. pp125-137.
- \_\_\_\_\_. 1990. “Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market”. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 18. Richmond : The American Real Estate and Urban Economics Association. pp253-273.
- Clayton, J. 1996. “Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing Price Volatility”. *Real Estate Economics* vol.24. Richmond : The American Real Estate and Urban Economics Association. pp441-470.
- \_\_\_\_\_. 1998. “Further Evidence on Real Estate Efficiency”. *Journal of Real Estate Research* vol.15, no.1/2.



- Richmond : The American Real Estate and Urban Economics Association, pp41-57.
- Cooper, Russell, and Andrew John, 1988, "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models". *Quarterly Journal of Economics* vol,103, no,3, Boston : MIT Press. pp441-463.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. 1987, "Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* vol,55, no,2, New York : Wiley. pp251-276.
- Howrey, E. Philip, 2001, "The Predictive Power of Consumer Sentiment". *Brookings Paper on Economic Activity* vol,1, Washington: Brookings Institution Press. pp175-216.
- Matusaka, John G., and Argia M. Sbordone, 1995, "Consumer Confidence and Economic Fluctuations". *Economic Inquiry* vol,33, no,2, New York : Wiley. pp296-318.
- Meese, N. and N. Wallace, 1994, "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?". *Journal of Urban Economics* vol,35, Amsterdam : Elsevier. pp245-266.
- Poterba, J. M. 1991, "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography". *Brookings Papers on Economic Activity* vol,2, Washington: Brookings Institution Press. pp143-203.
- Rayburn, William, Michael Devaney and Richard Evans, 1987, "A Test of Weak-Form Efficiency in Residential Real Estate Returns". *AREUEA Journal* vol,15, no,3, The American Real Estate and Urban Economics Association, pp220-233.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, 1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in High Order Integrated Systems". *Econometrica* vol,60, New York : Wiley. pp783-820.

- 
- 논문 접수일: 2009.10. 6
  - 심사 시작일: 2009.10.12
  - 심사 완료일: 2009.11.23

---

**ABSTRACT**


---

### Role of the Housing Price Forecast in Housing Price and Business Cycle

Keywords: Housing Price Forecast, Housing Price, Economic Fluctuations

We tested two hypothesis on the role of the housing price forecast for housing price in housing price and economic fluctuations from March 2003 to May 2008. Lagged indices of housing price forecast were found to have significant explanatory power for housing price. In addition, the efficient market hypothesis was not supported by the data. Lagged indices of housing price forecast has significant explanatory power for the excess return of housing price over market interest rate represented by the yield on the 3-year Treasury bond. Furthermore, our results showed that the investor sentiment for housing price does Granger-causes not only consumption, but also industrial production. These results hold regardless of whether we included other control variables such as industrial production and sales of consumer goods, or not.

### 주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향

주제어: 주택가격전망지수, 주택가격, 소비, 경기

본 연구는 한국에 있어 주택가격 및 경기·소비 활동에서 주택가격전망이 갖는 역할을 닥터아파트에서 발표하고 있는 주택가격전망지수(2003년 3월~2008년 5월)를 이용해 검증했다. 그랜저 인과관계검정, 단순회귀분석 그리고 오차수정모형을 이용한 실증분석 결과 가격전망지수의 시차 변수는 주택가격 증가율에 대해 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 소득(산업생산으로 대리)과 주택가격 간의 공적분(cointegration)에 기초한 오차수정모형(error-correction model)을 활용하여 주택가격에 영향을 미치는 다른 변수를 통제 한 모형에서도 유지되어 가격 전망지수는 소득과 더불어 주택가격에 대해 유의적인 추가적 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 아울러 가격전망지수는 국고채(3년) 수익률 대비 주택투자에 대한 초과수익률에 대해서도 유의한 설명력을 가져 효율적 시장가설을 기각할 수 있었다.

또한 그랜저 인과관계와 벡터자기회귀모형을 이용한 실증분석결과 투자자의 가격전망에 대한 판단이 비관적으로 바뀔 때 그러한 비관론이 소비와 경기의 침체를 유발한다는 가설을 기각할 수 없었다. 즉, 가격전망지수는 산업생산 또는 소비재 판매액을 유의하게 그랜저-인과하는 것으로 나타났고, 가격전망지수와 산업생산 또는 소비재 판매액으로 구성된 2변수 VAR모형과 수입물가지수와 통화공급을 추가한 4변수 VAR 모형을 구성한 뒤 실시한 충격반응과 예측오차 분산분해에 있어서도 가격전망의 변화가 단기적으로 소비와 산업생산에 일정한 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다.