

자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석

이 준 희

(영남대학교 국제통상학부)

송 준 혁

(한국개발연구원 부연구위원)

An Analysis of Korean House Prices Movements with
Asset Pricing Models

Junhee Lee

(Yeungnam University)

Joonhyuk Song

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

*(이준희-주 저자, 송준혁-공저자) 이 연구는 2007학년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것임.

- 핵심주제어: 주택가격(House Price), 자산가격모형(Asset Pricing Model)
- JEL 코드: E0, E3, G1
- 논문투고일: 2007. 3. 13
- 심사시작일: 2007. 3. 14
- 심사완료일: 2007. 5. 25

ABSTRACT

Korean house prices have risen rapidly since year 2001 and there have been some worries that the recent house price hikes are too excessive. This paper empirically analyzes the movement of Korean house prices and derives some implications from it, based on three different theoretical asset pricing models; long-run supply demand model, present value model and general asset pricing model. The results from the analyses show that recent house prices are overall higher than the theoretical prices, thus requiring measures to stabilize house prices hikes.

우리나라 주택가격은 2001년 이후 빠르게 상승하는 모습을 보이고 있어 주택가격의 급등에 대한 우려가 높다. 본 연구에서는 우리나라의 주택가격을 주택시장 수급의 장기균형모형, 현재가치모형 및 일반 균형자산 가격모형 등의 이론적

자산가격모형을 이용하여 분석하고 이에 따르는 시사점을 모색하였다. 분석결과 주택가격이 경제의 기초적인 여건을 반영한 균형가격보다 전반적으로 높게 나타나 주택가격의 안정화를 위한 노력이 필요한 것으로 판단된다.

I. 서론

우리나라는 2001년 이후 주택가격이 지속적으로 상승하는 가운데 2002년 서울 강남지역 아파트의 경우 매매가격이 전년동월 대비 40% 이상 오르는 등 급등하였으며, 이러한 주택가격 상승 추세는 2006년 말까지 이어지고 있다. 최근의 주택가격 상승은 주택시장의 과열 및 거품 우려를 낳았으며, 아울러 주택가격의 과도한 상승으로 인한 부의 재분배가 사회적으로 커다란 문제로 제기되고 있다.

정부는 이러한 주택가격의 상승을 안정시키고자 수차례에 걸쳐 각종 규제를 강화하고 조세·금융 정책을 시행해 왔으며, 2007년 들어서도 분양가 상한제 민간 확대, 민간 택지 원가 공개 등의 입법을 추진하여 주택가격의 추가 상승을 막고 주택시장의 안정화를 도모하고자 노력하고 있다.

본 논문은 우리나라의 2001년 이후 주택가격 상승을 주택가격의 이론적 결정 모형인 자산가격모형들을 이용하여 분석하고자 한다. 이러한 분석을 통하여 우리나라 주택가격 움직임의 특징을 파악하고 실제 주택가격이 자산가격모형에 따

른 주택가격 수준과 비교하여 어떠한 차이를 보이는지 살펴보고자 한다.

본 연구의 이러한 시도는 최근의 주택가격 상승이 과도한지 여부에 대한 이론적 논의 및 정책적 판단과 관련된 출발점을 제공한다는 차원에서 의미를 가질 것으로 보인다.

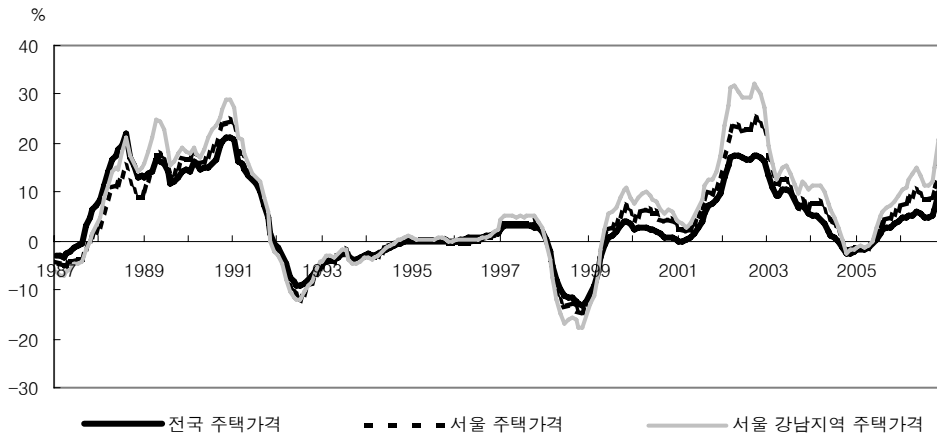
본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 최근 우리나라 및 주요국의 주택가격 추이 및 특징을 개략적으로 살펴보았다. III장에서는 주택시장 수요·공급의 장기균형모형, 현재가치모형, 일반 균형자산 가격모형 등의 자산가격모형을 이용한 실증분석을 통하여 우리나라 주택가격의 특징 및 이론적 모형과의 차이를 살펴보았다. IV장에서는 분석결과를 종합하고 시사점을 모색하였다.

II. 우리나라 주택가격 추이

우리나라 주택가격은 1987~91년 한 차례 급등한 이후 주택공급 확대와 외환 위기에 따른 경기침체 등의 영향으로 대체로 2000년까지 안정적인 모습을 보이다가 2001년부터 다시 상승하는 추세를 보이고 있다(그림 1 참조).¹⁾ 주택유형별로 가격 추이를 살펴보면, 아파트의 경우

1) 본 장의 그림들은 1986년 1월부터 산출되고 있는 국민은행의 주택가격지수 시계열자료를 이용하여 작성한 것이다. 실질지수는 명목지수에서 소비자물가를 고려하여 계산하였다.

[그림 1] 주택매매가격 상승률(명목)



자료: 국민은행.

2001년 이후 비교적 빠른 가격 상승세를 나타내는 데 비하여 단독주택, 연립주택 등 아파트를 제외한 주택의 경우 2001년 이후 가격이 소폭 상승하는 데 그쳐 명목 가격이 외환위기 직전 수준을 회복하는 정도에 머물고 있다(그림 2 참조). 최근의 주택가격 상승세를 1987~91년 주택가격 상승기와 비교해 보면 아파트의 경우에도 서울 강남지역의 아파트가격이 전국의 아파트에 비해 상당히 높은 상승세를 보이는 등 주택유형별 차이뿐만 아니라 지역별 차이가 두드러진 것이 특징이다(그림 3 참조).

전세가격 대비 매매가격 비율은 주택

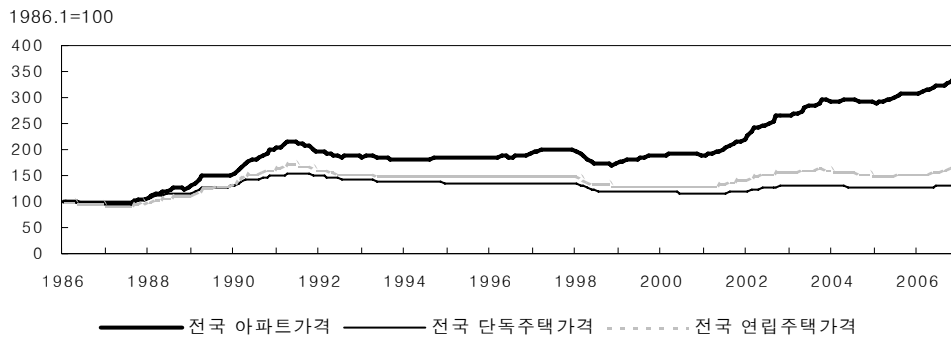
의 매매가격이 전세가격에 비하여 적절한 수준인지 판단하는 지표로 사용될 수 있는데, 우리나라의 경우 동 비율이 대체로 하향 추세를 보여 왔으나 1987~91년 주택가격 상승기에 높아진 바 있으며, 2001년 이후 최근 들어서도 주택가격이 큰 폭으로 상승함에 따라 비교적 빠른 속도로 상승하는 모습을 보이고 있다(그림 4 참조).²⁾

한편 도시 근로자 소득 대비 주택가격 비율³⁾은 1987~1991년 주택가격 상승기에 소폭 상승한 바 있으며, 1990년대 주택가격이 안정적이었던 기간에는 근로자 소득의 지속적인 상승으로 대체로 하향

2) 전세가격 대비 매매가격 비율은 주택을 소유하는 경우와 주택을 전세로 이용하는 경우에 따른 상대적 이익에 의해 결정된다. 예를 들어, 주택의 예상 가격 상승률이 높아 주택소유에 따른 자본이익(capital gains)이 증가할 것으로 기대되면 전세가격 대비 매매가격 비율이 상승하게 된다.

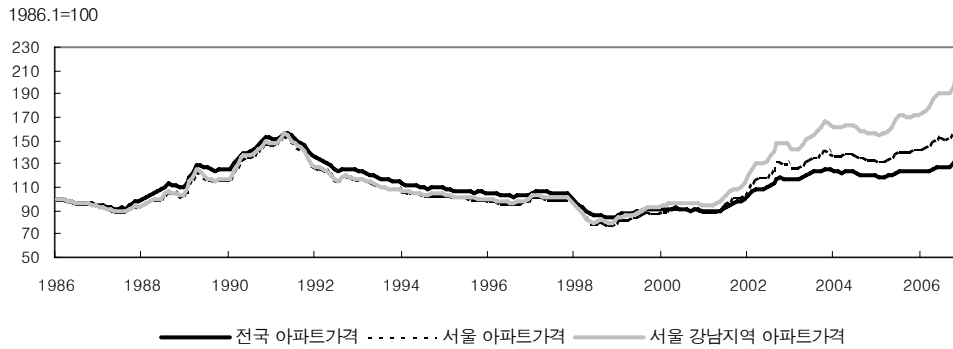
3) 동 비율은 주택을 구입할 수 있는 능력(housing affordability)을 측정하는 지표로 활용되고 있다.

[그림 2] 유형별 주택매매가격지수(명목)



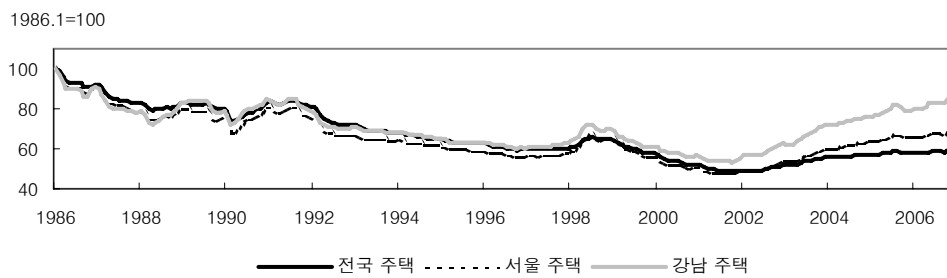
자료: 국민은행.

[그림 3] 아파트 매매가격지수(실질)



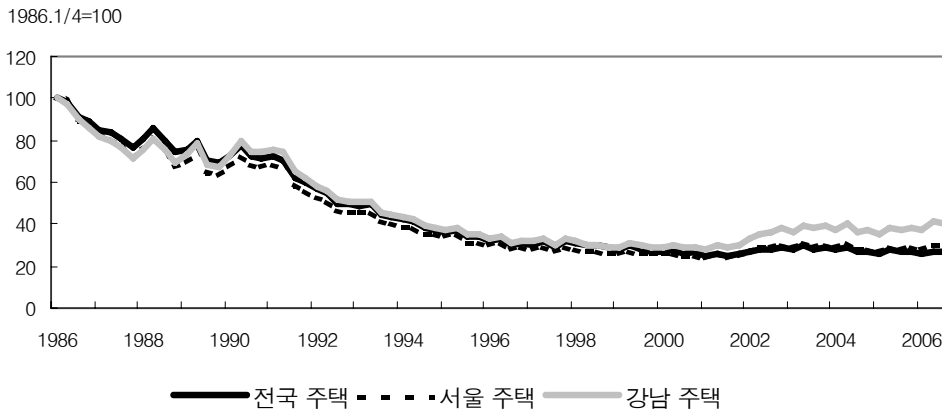
자료: 국민은행; 통계청.

[그림 4] 주택 매매가격/전세가격 비율



자료: 국민은행.

[그림 5] 주택 매매가격/근로자 소득 비율



자료: 국민은행; 통계청.

안정화되는 추세를 나타내었으나 최근 들어 주택가격이 상승하면서 다소 높아지는 모습을 보이고 있다(그림 5 참조).

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라 주택가격은 1980년대 말부터 1990년대 초에 걸쳐 상승한 이후 대체로 하향 안정화되는 추세를 보였으나 2001년부터 아파트를 중심으로 비교적 빠른 속도로 상승하는 모습을 보이고 있다. 2001년 이후의 주택가격 상승기를 1987~91년 주택가격 상승기와 비교하여 보면 주택유형별 가격 상승폭이 차이가 날 뿐만 아니라 지역별 차이 또한 두드러진다. 또한 최근의 주택가격 상승기는 주택 매매가격, 전세가격 대비 매매가격, 근로자 소득 대비 매매가격 등이 모두 상승하는 등 주택가격 상승기에 나타나는 일반적인 특징을 보이고 있다.

III. 모형을 이용한 실증분석

우리나라의 주택가격과 관련한 기존의 논의를 살펴보면, 대부분 II장에서 살펴본 바와 같이, 주택가격 관련 지표 등을 이용한 기술적 분석에 바탕을 두고 주택가격의 특징 및 적절성을 논의하고 있으며, 자산가격 이론모형에 토대를 두고 엄밀하게 분석한 예는 많지 않은 실정이다.⁴⁾

본 논문에서는 우리나라의 주택가격을 자산가격모형을 이용하여 보다 엄밀히 분석하되 주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석, 현재가치모형을 이용한 분석, 현재가치모형을 확장한 일반 균형자산 가격모형 등 분석방법을 다양화

함으로써 분석결과의 강건성(robustness)을 높이고자 하였다.

주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석에서는, 주택시장의 수요 및 공급 모형에 입각하여 주택가격과 기초적인 여건(fundamentals)을 반영하는 요인들 간의 장기관계(공적분 관계)를 도출하고 장기주택균형가격과 실제 주택가격을 비교함으로써 우리나라 주택가격의 특징 및 실제가격과 이론적인 가격 간의 차이를 살펴보았다. 이에 따르면 우리나라 주택가격은 이론적인 가격에 비하여 2003년 최대 14.2%까지 높았다가 최근에는 그 차이가 다소 줄어드는 것으로 나타났다.

다음으로 기존 연구에서 가장 널리 사용되고 있는 대표적인 자산가격모형인 현재가치모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하였다. 현재가치모형에 따르면 주택가격과 주택임대소득간에 장기 공적분 관계가 성립하여야 하나 우리나라의 경우 이러한 관계가 기본적으로 성립하지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석에서는 현재가치모형을 확장한 일반적인 자산가격모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하였다. 분석결과 현재가치모형에서와 같이 일반 균형자산 가격모형에 따르는 주택

가격과 경제적인 기초여건 간의 관계가 우리나라의 경우 기본적으로 성립하지 않는 것으로 나타났다. 아울러 우리나라의 실제 주택가격을 일반 균형자산 가격 모형에 따르는 이론적인 주택가격과 비교하여 보면 지역에 따라 2001년 이후에는 3.3%에서 7.6%, 2004년 이후에는 5.5%에서 11.0% 가량 높은 것으로 나타났다.

1. 주택시장의 장기균형을 이용한 분석

본 절에서는 주택의 수요와 공급 측면에서 주택가격의 장기균형 수준을 도출하여 이를 토대로 주택가격의 움직임을 분석하였다.

주택시장의 수요와 공급함수를 설정하여 주택가격의 움직임을 분석한 연구로는 Abraham and Hendershott(1996), DiPasquale and Wheaton(1994), Meen(2001), Malpezzi(1999), Himmelberg et al.(2005) 등을 들 수 있다. 국내 연구를 보면, 김경환·서승환(1990)은 우리나라 토지시장에서 가격이 경제적인 기초여건에 비하여 높은 거품이 있는지를 검정하여 1974~89년 기간 동안 우리나라 지가에 거품이 존재한다는 분석결과를 제시하였다.⁵⁾ 김봉한(2004)은

4) 예컨대, Kim(2004)은 소득 대비 주택가격과 주택임대소득(월세) 대비 주택가격을 이용하여 우리나라 주택시장을 살펴본 결과, 지표상으로는 주택가격이 과도하게 상승한 것으로 볼 수도 있으나 이들 지표만으로 주택가격의 적정성 여부를 판단하기는 어렵다고 하고 있다.

전국 아파트가격지수와 산업생산지수, 회사채 수익률, 소비자물가지수 간의 장기 관계식으로부터 도출된 장기균형가격과 실제가격을 비교한 결과 2001년 이후 전국의 아파트가격이 균형가격에 비하여 높은 것으로 분석하였다.⁶⁾ 아울러 상태전환 모형(regime-switching model)을 이용하여 전국 아파트가격에 거품이 존재하는지의 여부를 검정하고 거품이 붕괴될 확률을 구한 결과, 전국 아파트가격에 거품이 존재하고 동 거품이 붕괴될 가능성은 낮은 것으로 나타났다.

본 연구에서는 Meen(2001)의 방법론을 이용하여 주택가격과 수요·공급 요인들 간의 공적분 관계를 구하고 이를 바탕으로 장기 주택가격과 실제 주택가격을 비교하여 주택가격이 장기 주택가격과 어떠한 관계에 있는지를 분석하고자 한다.

가. 모형의 설정

자산으로서의 주택에 대한 수요와 주택으로부터 얻는 서비스인 주택임대소득 간의 관계는 주택의 사용자 비용을 이용하여 설명할 수 있다. 주택보유에 따른 사용자 비용은 아래 식 (1)과 같이 나타

낼 수 있다.⁷⁾

$$UC_t = HP_t (1 + \theta_{ht,t}) \times [(1 - \theta_{y,t})i_t + \delta - \pi_{h,t}^e (1 - \theta_{hc,t}) + \theta_{hh,t}] \quad (1)$$

식 (1)에서 UC_t 는 주택 보유에 따른 사용자 비용, HP_t 는 주택가격, i_t 는 시장이자율, $\pi_{h,t}^e$ 는 기대 주택가격상승률, $\theta_{ht,t}$ 는 주택의 취득·등록세 등 거래세율, $\theta_{y,t}$ 는 이자소득세율, $\theta_{hc,t}$ 는 양도소득세율, $\theta_{hh,t}$ 는 재산세 등 주택보유세율, δ 는 감가상각률을 포함한 상수를 각각 나타낸다. 식 (1)에 따르면 주택보유에 따른 사용자 비용에는 이자손실, 세금 등이 있으며, 주택가격이 상승하면 자본이득(capital gain)이 발생함에 따라 감소한다. 주택시장이 효율적이라면 균형에서는 재정거래(arbitrage)를 통해 주택보유에 따른 사용자 비용(UC_t)과 주택임대소득(R_t)이 일치하게 된다.

한편 주택임대소득(R_t)은 주택서비스에 대한 균형가격이므로 주택서비스에 대한 수요 및 공급 요인에 의하여 결정된다. 본 논문에서는 McCarthy and Peach (2004), Meen(2001) 등에서의와 같이 수요

-
- 5) 한편 박원암(1992)은 김경환·서승환(1990)의 방법이 추정계수의 접근 분포 및 모형 설정과 관련하여 문제가 있을 수 있다고 지적하였다.
 - 6) 한편 김봉환(2004)의 장기 공적분 관계 추정의 경우 아파트가격이 회사채 수익률과 정(+)의 관계를 나타내는 등의 문제가 나타난다.
 - 7) 식 (1)의 설정과 관련하여 자세한 내용은 손경환(2001), Meen(2001), Himmelberg et al.(2005) 등을 참조하였다.

요인으로는 가계의 소득과 가계의 수 등을 고려하며, 공급요인으로는 주택건축비용 등을 고려한다. 구체적으로 본 논문에서는 $R_t = f(RY_t, CC_t)$ 의 관계를 가정하는데, 여기서 RY_t 는 실질소득으로 가계소득과 가계 수를 고려한 변수이며, CC_t 는 주택건축비용이다. 이를 이용하여 식 (1)을 로그 선형화하면 아래와 같은 주택가격과 기타 변수 간의 균형관계를 얻게 된다.

$$hp_t = \alpha_1 + \alpha_2 ry_t + \alpha_3 cc_t - \alpha_4 rr_t + \epsilon_t \quad (2)$$

식 (2)에서 hp_t 는 실질 주택가격에 로그를 취한 값, ry_t 는 실질소득에 로그를 취한 값, cc_t 는 실질 주택건축비용에 로그를 취한 값, rr_t 는 식 (1)의 우변을 HP_t 로 나눈 값으로 주택보유에 따른 사용자 비용을 반영한다.⁸⁾ 참고로 rr_t 변수는 로그 선형화하는 과정에서 식 (1)의 우변에 있는 주택가격(hp_t)으로 양변을 나눔에 따라 나타난다.

아래 실증분석에서는 식 (2)를 이용하여 주택가격의 장기균형 수준을 도출하고 현재 주택가격이 장기균형으로부터 벗어난 정도를 살펴보고자 한다.

나. 실증분석

본 실증분석은 자료의 이용 가능성과 최근의 주택가격 상승이 아파트를 중심으로 이루어진 점에 비추어 1987년 1/4분기~2006년 3/4분기 전국의 아파트를 대상으로 실시하였다.⁹⁾¹⁰⁾ 매매가격은 국민은행이 발표하는 전국 아파트 매매가격 지수를 이용하였다. 실질소득은 국내총생산을 이용하였다. 주택건축비용은 토지가 주택건축에 있어서 중요한 요소인 점을 감안하여 한국토지공사에서 발표하는 토지가격을 대응변수로 이용하였다.¹¹⁾ 주택보유에 따른 사용자 비용을 계산하기 위해 사용되는 각종 세율은 실효세율(실제 집값 대비 세금부담의 비율)을 사용하였다.¹²⁾ 이에 필요한 자료는 조세

8) rr_t 는 로그를 취한 값이 아닌데 이는 사용자 비용이 음의 값을 갖는 경우를 고려하였기 때문이다.
 9) 전국의 주택을 대상으로 실증분석을 실시할 경우에도 아래의 분석과 비슷한 결과를 얻게 되는데, 이는 전국의 주택가격이 전국 아파트가격의 움직임에 크게 영향을 받기 때문이다.
 10) 전국이 아닌 지역별 주택에 동일한 분석을 적용할 경우 적절한 소득변수를 선택해야 하는 어려움이 있다. 예컨대, 서울 강남지역 아파트의 경우 통계청에서 발표하는 근로자 분위별 소득을 이용할 수 있겠으나 상위 10분위 근로자 소득을 사용하면 실제가격과 장기가격 간에 차이가 나타나지 않는 반면 5분위 소득을 사용하면 실제가격이 장기가격에 비하여 높게 나타나는 등의 차이가 발생한다. 다만, 이 경우에는 강남지역 아파트가격 시계열이 강남구, 송파구, 서초구뿐만 아니라 관악구, 구로구 등 강남 11개구를 모두 포함하고 있으므로 10분위 소득을 이용하는 것이 적절하지 않은 것으로 판단된다.
 11) 토지가격을 주택건축비용의 대응변수로 설정한 것은 Kim(2005)을 참조하였다.
 12) 보다 자세한 내용은 조동철·성명기(2003)를 참조할 수 있다.

<표 1> rr_t 에 대한 단위근 검정 결과

	ADF	PP
추세를 가지지 않는 경우(No Trend)	-3.88***	-3.87***
추세를 가지는 경우(Trend)	-3.86**	-3.85**

주: ADF 및 PP 검정은 변수가 단위근이 있다는 귀무가설을 검정. ADF 검정의 경우 BIC를 이용하여 시차를 설정하였으며, PP 검정의 경우 Newey-West 방식을 이용한 Bartlett Kernel을 사용. *는 귀무가설을 10% 수준에서, **는 귀무가설을 5% 수준에서, ***는 귀무가설을 1% 수준에서 각각 기각함을 의미함.

연구원, 국세청, 행정자치부의 통계를 이용하였다. 기대 주택가격상승률은 Meen (2001)에서와 같이 전기 실제 주택가격상승률을 이용하였다. 감가상각률은 분기당 2.5%로 가정하였다. 실질변수는 각 명목변수를 소비자물가지수로 나누어서 산출하였다.

본 실증분석에서는 주택가격과 수요·공급 요인들 간의 장기 공적분 관계를 이용하여 주택가격의 장기균형 수준을 도출하고 이를 실제가격과 비교함으로써 우리나라 주택가격이 적정한지를 판단한다. 이러한 공적분 관계는 단위근이 있는 변수들 간에만 적용할 수 있기 때문에 우선 식 (2)를 구성하는 각 변수에 대하여 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 단위근 검정결과 주택보유에 따른 사용자 비용을 나타내는 rr_t 를 제외하고는 모

든 변수들이 5% 유의수준에서 단위근이 있는 것으로 판별되었다. rr_t 에 대해 단위근 검정을 실시한 결과, <표 1>에서 보는 바와 같이 rr_t 는 단위근이 없는 정상적인(stationary) 변수인 것으로 판단된다.

rr_t 가 정상변수이면 식 (2)는 장기적인 공적분 관계를 고려하여 아래 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.¹³⁾

$$hp_t^{ci} = a_1 + a_2ry_t^{ci} + a_3cc_t^{ci} \quad (3)$$

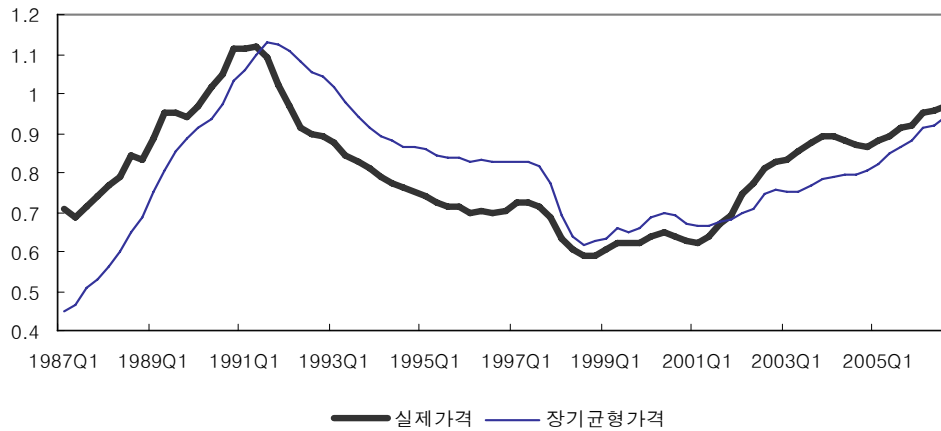
식 (3)에서 각 변수의 윗첨자 ci 는 변수들이 공적분 관계에 있음을 나타낸다. 식 (3)을 Johansen의 방법에 의해 추정한 결과는 다음과 같다.¹⁴⁾

$$hp_t^{ci} = -7.32 + 0.51ry_t^{ci} + 1.94cc_t^{ci} \quad (4)$$

13) rr_t 가 단위근을 가지는 것으로 가정하고 공적분 관계를 추정할 경우 추정된 장기 주택가격이 rr_t 의 움직임에 과도하게 영향을 받아 실제 주택가격에 비하여 최솟값과 최댓값의 차이가 6배 이상 과장되어 나타난다.

14) Johansen 방법을 이용함에 있어서 데이터에 선형추세가 있으며 공적분 방정식 및 VAR에는 상수는 포함되어 있으나 추세는 없는 모형을 가정하였으며 이 경우 하나의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 시차는 AIC(Akaike information criterion)를 기준으로 2로 설정하였다.

[그림 6] 전국의 실제 및 장기균형 실질 아파트 가격



자료: 국민은행; 통계청.

[그림 6]은 실제의 전국 아파트가격과 장기균형 실질 전국 아파트가격을 나타내는데, 그림에서 보는 바와 같이 실제가격은 1980년대 후반에는 장기균형가격보다 매우 높은 수준을 유지하였으나 1990년대 초반 이후에는 장기균형가격 수준을 하회하였으며, 2001년 이후에는 장기균형가격보다 다소 높은 모습을 보이고 있다.

2001년 이후 전국 아파트의 실제가격을 살펴보면 실제가격이 장기균형가격보다 평균 6.6% 정도 높다. 2003년 3/4분기에 실제가격과 장기균형가격이 14.2% 정도로 가장 큰 괴리를 보였으며, 2006년 3/4분기 현재에는 실제가격과 장기균형가격이 2.8% 정도의 차이를 보이고 있다. 최근 실제가격과 장기균형가격의 차이가

줄어든 것은 주택가격이 다소 안정세를 보인 것과 더불어 본 분석에서 장기균형가격을 결정하는 한 가지 요인인 지가가 주택가격이 높아짐에 따라 동반 상승하였기 때문으로 나타난다.

2. 현재가치모형을 이용한 분석

본 절에서는 대표적인 자산가격모형인 현재가치모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하고자 한다. 주식 및 채권 시장에서 자산가격의 움직임을 분석한 연구들은 대부분 본 절에서 고려하는 현재가치모형에 바탕을 두고 있으며, 주택가격을 분석한 논문들 역시 현재가치모형을 적용한 경우가 많은데 그 예로는 Meese and Wallace(1994) 등을 들 수

있다.¹⁵⁾¹⁶⁾

본 연구에서는 현재가치모형을 이용한 다양한 분석방법 중 Campbell and Shiller (1987), Wang(2000), 이용만(2000) 등에서의와 같이 주택가격과 주택임대소득 간의 공적분 관계를 이용하여 주택가격을 분석하고자 한다.

가. 모형의 설정

소비자의 효용이 위험에 대하여 중립적이라고 가정하면 임의의 자산에 대하여 다음의 최적화(또는 재정) 조건을 도출할 수 있다.¹⁷⁾

$$P_t = E_t[(D_t + P_{t+1})/(1 + \beta)] \quad (5)$$

식 (5)에서 P_t 는 t 기초(실질) 자산가격을, D_t 는 t 기 동안 자산으로부터 얻는 실질수익을, β 는 할인율을, E_t 는 t 기초 시점의 조건부 기대 연산자를 의미한다. 동 자산을 주택으로 간주하고 식 (5)를 해석하면 현재의 주택가격은 금기와 다음 기에 걸쳐 기대되는 주택임대소득과 다음 기의 예상 주택가격을 합하여 할인한 값으로 나타낼 수 있다. 현재가치모형

에서 거품의 존재 가능성을 배제하고 식 (5)의 해를 구하면 다음 식 (6)의 현재가치모형(주택의 현재가치는 주택임대소득을 할인하여 합한 값과 같다는 식)을 도출할 수 있다.¹⁸⁾

$$P_t = \frac{1}{1 + \beta} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + \beta} \right)^i D_{t+i} \quad (6)$$

현재가치모형에 따르면 주택가격 및 주택임대소득이 단위근을 갖는 경우 이 변수들 간에 공적분 관계가 존재하게 된다. 이러한 공적분 관계는 주택가격과 주택임대소득 간의 일정한 선형관계가 정상적임을 통하여 보일 수 있는데 이를 위하여 먼저 주택가격과 주택임대소득 간의 스프레드를 다음과 같이 정의하였다.

$$S_t \equiv P_t - \frac{1}{\beta} D_t \quad (7)$$

식 (7)을 이용하여 식 (5)를 정리하면 아래 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$S_t \equiv \frac{1}{\beta} E_t \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + \beta} \right)^i \Delta D_{t+i} \quad (8)$$

15) 주식 및 채권 시장의 분석과 관련된 예들은 Gurkaynak(2005) 등에서 찾아볼 수 있다.

16) 우리나라의 경우 아래에서 언급하는 이용만(2000) 이외에 이성수(2004)가 현재가치모형에 근거한 Shiller (1981)의 방법을, 윤성훈(2002)은 Shiller(1981)의 방법을 개량한 Mankiw et al.(1985)의 방법을 각각 이용하여 우리나라 주택가격에 거품이 있다는 분석결과를 제시한 바 있다.

17) 자세한 내용은 Romer(1996) 등을 참조할 수 있다.

18) 거품을 배제하는 조건은 $\lim_{s \rightarrow \infty} E_t [P_{t+s}/(1 + \beta)^s] = 0$ 로 표시될 수 있다.

식 (8)로부터 D_t 가 단위근을 갖고 ΔD_t 가 정상적이면 S_t 가 정상적이며 이는 결국 P_t 와 D_t 가 공적분 관계에 있으며 공적분 벡터는 $(1, \frac{1}{\beta})$ 임을 의미한다.

한편 주택가격에 거품이 존재하는 경우에는 이러한 공적분 관계가 성립하지 않는다. 이를 살펴보기 위하여 식 (5)를 만족시키는 식 (9)의 합리적 거품(rational-bubble)을 고려하고자 한다.

$$b_t = \frac{1}{1+\beta} E_t b_{t+1} \quad (9)$$

식 (9)와 같이 합리적 거품이 존재할 경우 실제 주택가격은 $\tilde{P}_t = P_t + b_t$ 로 표현될 수 있으며 이는 다음과 같이 정리된다.

$$\tilde{P}_t = \frac{1}{1+\beta} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\beta} \right)^i D_{t+i} + b_t \quad (10)$$

이와 같이 합리적 거품이 존재할 경우 식 (8)의 우변에 거품항 b_t 를 포함하게 되며 b_t 가 정상적이지 않기 때문에 스프레드(S_t)가 비정상적(non-stationary)이 된다. 결국 주택가격에 합리적 거품이 존재한다면 실제 주택가격(\tilde{P}_t)과 주택임대소득(D_t) 간에는 현재가치모형에서와는 달리 공적분 관계가 성립하지 않는다. 아래 실증분석에서는 우리나라의 주택가격과 주택임대소득을 이용한 현재가치모형에

입각한 공적분 관계가 성립하는지를 살펴보았다.

나. 실증분석

실증분석을 위하여 사용된 자료는 다음과 같다. 주택가격은 국민은행이 발표하는 주택매매가격지수를 이용하였다. 주택임대소득을 구하기 위해 주택전세가격지수를 다음과 같이 조정하여 사용하였다. 주택전세가격지수와 주택매매가격지수는 기준시점을 각각 100으로 하여 산정된 지수이므로 주택매매가격지수와 주택전세가격지수의 원시계열을 그대로 사용하는 것은 전혀 의미가 없다. 따라서 주택매매가격지수를 기준으로 하여 주택전세가격지수를 조정해 주어야 한다. 이를 위해서 국민은행이 발표하는 주택전세가격지수를 아파트 매매가격/전세가격 비율을 이용하여 주택매매가격지수에 상응하는 전세가격지수를 구한 후 이를 회사채 유통수익률로 곱하는 방식으로 주택임대소득을 산출하였다.¹⁹⁾ 실질변수는 각 명목변수를 소비자물가지수로 나누어서 산출하였다.

먼저 전국 아파트가격을 대상으로 실증분석을 실시하였다. 전국 아파트가격(P_t)과 주택임대소득(D_t)에 대하여 단위근 검정(ADF 및 KPSS 검정)을 실시한 결

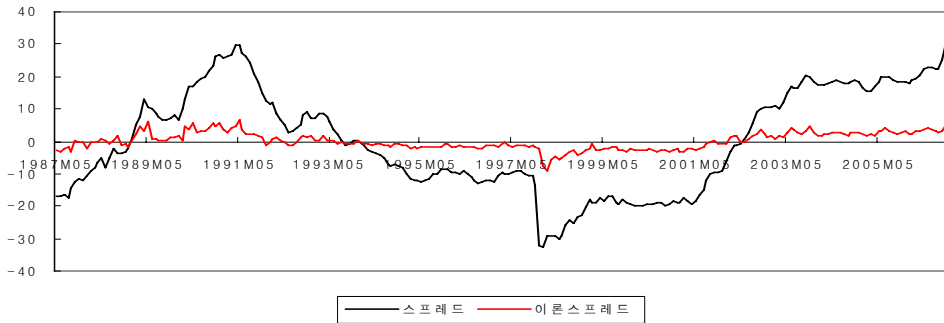
19) 이처럼 우리나라의 경우 주택임대소득은 전세가격에 회사채 유통 수익률을 곱하여 산출하는 방법을 주로 사용하고 있다(이용만[2000] 등 참조).

<표 2> 잔차항에 대한 단위근 검정결과

	ADF	PP
추세를 가지지 않는 경우(No Trend)	-0.59	-0.71
추세를 가지는 경우(Trend)	-0.70	-0.82

주: <표 1>의 주 참조

[그림 7] 전국의 주택가격과 주택임대소득의 실제 및 이론스프레드



자료: 국민은행; 통계청.

과 P_t 와 D_t 모두 단위근을 갖는 반면 이들의 차분변수인 ΔP_t 와 ΔD_t 는 정상적인 것으로 나타났다. 따라서 현재가치모형에 의하면 P_t 와 D_t 간에 공적분 관계가 성립하여야 하는데 이러한 공적분 검정을 위하여 Engle and Granger의 방법을 이용하였다. 즉, 단순 OLS로 추정하여 이로부터 잔차항을 구한 후 잔차항에 대하여 단위근 검정을 실시하고 잔차항에 단위근이 있으면 P_t 와 D_t 간에 공적분 관계가 존재하지 않으며, 잔차항에 단위근이 없으면 두 변수 간에 공적분 관계가 존재한다. 전국 아파트가격과 아파트임대

소득 간의 관계를 단순 OLS로 추정한 후 얻은 잔차항에 대해 단위근 검정을 실시한 결과, <표 2>에서와 같이 두 변수 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.²⁰⁾ [그림 7]은 임대소득의 할인된 현재가치의 합계부분만을 대상으로 하여 식 (7)과 (8)을 이용하여 이론 스프레드와 실제 스프레드를 산출한 결과를 나타낸 것이다. 이론 스프레드는 실질 스프레드에 비해 낮은 진폭을 보이고 있으며, 이들 스프레드 간 격차가 주택임대주택 이외의 요인에 의해 설명되는 부분이다.

이처럼 전국 아파트가격과 임대소득

20) Johansen 방식으로 공적분 검증을 하더라도 전국 아파트가격과 아파트임대소득 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다.

간에 공적분 관계가 성립하지 않음에 따라 전국 아파트가격이 현재가치모형에 따르는 주택가격의 움직임과 많은 차이를 보이는 것으로 나타난다. 동일한 방법을 서울 아파트와 서울 강남지역 아파트에 적용한 경우에도 주택가격과 주택임대소득 간의 공적분 관계가 성립하지 않는 것으로 나타나 이들 주택가격의 경우에도 현재가치모형에 따르는 가격의 움직임과 많은 차이를 보이는 것으로 판단된다.²¹⁾

이상의 분석결과 기존의 연구에서와 같이 현재가치모형이 진정한 모형이라고 가정할 경우 우리나라 주택가격에는 거품이 있는 것으로 나타나며 현재가치모형이 진정한 모형이 아니더라도 최소한 우리나라 주택가격에는 현재가치모형으로 설명될 수 없는 다른 요인이 존재하는 것으로 해석된다.

3. 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석

본 절에서는 최근에 보다 발전된 자산 가격모형인 일반 균형자산 가격모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하고자 한다.

여기에서의 일반 균형자산 가격모형은 Lucas(1978)로부터 파생된 동태적 자산가격모형(Dynamic Asset Pricing Model)에 기반을 두고 자산가격을 분석하는 모형으로서 이를 주택시장에 적용한 예로는 Ayuso and Restoy(2003)가 있다.

본 연구에서는 Ayuso and Restoy(2003)의 이론모형에 바탕을 두되 실증분석에서는 이들이 사용한 일반화된 적률법(Generalized Methods of Moments(GMM)) 대신 Campbell and Shiller(1987, 1988)를 따라 벡터자기회귀모형(vector auto-regression: VAR)을 이용하였다. GMM 분석을 이용할 경우 도구변수의 선택에 따라 결과가 민감하게 변하는 문제가 있는 반면 VAR 분석의 경우 이러한 문제에서 보다 자유롭다는 장점을 가진다. 아울러 VAR 분석을 이용할 경우 GMM 분석과 달리 주택가격이 이론적인 가격과 큰 차이를 보이는지 여부를 통계적으로 검정할 수 있는 추가적인 장점이 있다.²²⁾

가. 모형의 설정

소비자의 효용은 소비재(c)와 주택임대서비스(h)의 집계인 총소비재(C)에 의해

21) 한편 이용만(2000)은 본 절에서와 같이 Campbell and Shiller(1987)의 방법과 동일한 자료를 적용할 경우 우리나라 주택가격에 거품이 존재하지 않는다는 결과를 제시하였는데, 이처럼 분석결과가 다른 것은 본 연구가 2005년 8월까지 보다 최근의 기간을 포함한 반면 이용만(2000)은 1999년까지의 자료를 이용하는데 기인한 것으로 판단된다.

22) 한편 Campbell and Shiller(1987, 1988)의 방법론은 자산가격 결정모형에서뿐만 아니라 최근 들어서는 Gali and Gertler(1999), Sbordone(2002) 등에서도 같이 거시경제 분석 전반에서 널리 이용되고 있다.

결정되며 총소비재는 다음과 같이 c 와 h 의 CES(constant elasticity of substitution) 집계 함수형태로 가정하였다.

$$C_t = \left[\alpha^{\frac{1}{\eta}} c_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} h_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (11)$$

식 (11)에서 α 는 총소비재에서 차지하는 소비재의 비율, η 는 소비재와 주택임대 간의 대체탄력성을 나타낸다.

t 시점에서 소비자의 효용(V_t)은 아래와 같은 일반화된 등탄력성 형태(generalized isoelastic preferences: GIP)라고 가정한다.²³⁾

$$V_t = \left[(1-\theta) C_t^{1-\rho} + \theta (E_t V_{t+1})^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \right]^{\frac{1-\rho}{1-\gamma}} \quad (12)$$

식 (12)에서 ρ 는 기간 간 대체탄력성의 역수, γ 는 상대적 위험기피(relative risk aversion) 계수를 각각 나타낸다.

완전경쟁시장하에서 소비자의 예산제약식은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$W_{t+1} = R_{w,t+1} \left[W_t - \frac{P_{c,t}}{P_t} c_t - \frac{P_{h,t}}{P_t} h_t \right] \quad (13)$$

식 (13)에서 P_t 는 t 시점의 총소비재 가

격 또는 물가수준, W_t 는 t 시점에서 총소비재 가격(P_t)에 대비한 실질 부(wealth), $P_{c,t}$ 및 $P_{h,t}$ 는 t 시점의 소비재 및 주택서비스 가격, $R_{w,t+1}$ 는 t 시점의 균형 자산구성(equilibrium portfolio of assets)으로부터 얻는 실질수익률 또는 시장수익률을 나타낸다.

소비자는 총소비재(C)가 일정하게 주어진 상태에서 소비재(c)와 주택서비스(h)의 최적 조합을 아래 식 (14), 식 (15)와 같이 선택하며 그에 따른 총소비재의 가격은 아래 식 (16)과 같다.

$$c_t = \alpha \left(\frac{P_{c,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (14)$$

$$h_t = (1-\alpha) \left(\frac{P_{h,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (15)$$

$$P_t = \left[\alpha P_{c,t}^{1-\eta} + (1-\alpha) P_{h,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (16)$$

식 (14)~(16)을 이용하면 식 (13)을 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$W_{t+1} = (W_t - C_t) R_{w,t+1} \quad (17)$$

따라서 소비자의 최적화는 식 (17)의 예산제약하에서 하나의 총소비재를 선택하여 식 (12)를 극대화하는 문제로 단순

23) 이러한 형태의 효용함수의 장점에 대해서는 Epstein and Zin(1989) 등을 참조할 수 있다.

화될 수 있다.

효용이 GIP 형태로 주어지면 최적화 과정에서 도출되는 균형조건이 비선형으로 나타나므로 해를 명시적으로 분석하기 어렵다. 여기서는 Campbell and Shiller(1988)와 Ayuso and Restoy(2004)의 경우처럼 주택가격과 여타 변수들 간의 관계를 보다 명확하게 살펴보기 위해 비선형조건을 로그 선형 근사(log-linear approximation) 방식을 적용하여 단순화하고자 한다.

먼저 임의의 자산 i 로부터 t 기에서 $t+1$ 기 사이에 얻는 수익($R_{i,t+1}$)은 아래 식 (18)과 같고 동식을 로그 선형 근사하면 식 (19)를 얻을 수 있다.

$$R_{i,t+1} = \frac{Q_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{Q_{i,t}} \quad (18)$$

$$r_{i,t+1} \approx d_{i,t} - q_{i,t} + \delta_i q_{i,t+1} + k_i \quad (19)$$

식 (18)에서 $Q_{i,t}$ 는 t 기 자산 i 의 가격을, $D_{i,t+1}$ 은 t 기와 $t+1$ 기 사이에 i 자산으로부터 얻는 배당을 각각 나타낸다. 식 (19)에서 $r_{i,t+1}$ 는 $\log(R_{i,t+1})$, $d_{i,t+1}$ 는 $\log(D_{i,t+1}) - \log(D_{i,t})$, $q_{i,t}$ 는 $\log(P_{i,t}) - \log(D_{i,t})$, δ_i 와 k_i 는 특정 로그 자산가격 배당비율 q_i^* 및 로그배당비율 d_i^* 를 중심으로 로그 선형 근사과정에

서 나타나는 상수로서 $\delta_i = \frac{\exp(q_i^*)}{1 + \exp(q_i^*)}$ 이다.²⁴⁾

다음으로 소비 증가와 자산 수익이 등분산적(homo-skedastic)이라고 가정하면 소비자의 최적화조건으로부터 두 개의 임의 자산에 대한 기대수익률의 차가 일정한 값을 갖게 된다. 이에 따라 균형 자산 구성(equilibrium portfolio of assets)과 이를 구성하는 임의 자산의 기대수익률의 차도 일정한 값을 갖게 되는데 임의 자산 i 와 균형 구성자산 수익률 간의 일정한 차(π_{iw})를 다음과 같이 정의하고자 한다.

$$\pi_{iw} \equiv E_t r_{i,t+1} - E_t r_{w,t+1} \quad (20)$$

식 (20)에서 $r_{w,t+1}$ 는 $\log(R_{w,t+1})$ 를 나타낸다.

거품의 가능성을 배제하고 식 (19)를 $q_{i,t}$ 에 대하여 정리하고 식 (20)을 이용하면 아래 식 (21)이 도출된다.

$$q_{i,t} = (k_i - \pi_{iw}) \frac{\delta_i}{1 - \delta_i} + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \delta_i^s [d_{i,t+s} - r_{w,t+s}] \quad (21)$$

식 (21)은 상수항을 무시할 경우 균형에서 자산가격/배당금(주택매매가격/임대소득)의 비율이 시장이자율을 감안한 배

24) 일반적으로 q_i^* 또는 d_i^* 는 각 변수의 평균값을 이용하지만 여기서는 Campbell and Shiller(1988)와 같이 VAR을 통한 분석에서 Wald 값을 최소화하는 값을 부여하였다.

당금 증가율(임대소득 증가율)을 할인하여 합한 기댓값과 같음을 의미한다. 식 (21)을 보면 균형에서 자산가격/배당금(주택가격/임대소득) 비율은 미래의 기대 배당금(임대소득) 증가율이 클수록 높고 시장이자율이 높을수록 낮아지는 것을 알 수 있다.

아래의 실증분석에서는 평균을 제거한 q_t 와 $d_t - r_{w,t}$ 두 변수로 구성된 VAR을 추정하고 추정된 VAR 계수에 대하여 식 (21)이 성립하는지 Wald 검정을 실시함으로써 주택가격이 이론가격과 차이를 보이는지 통계적으로 검정하였다. 아울러 식 (21)의 우변항과 같이 정의할 수 있는 균형가격을 실제가격과 비교함으로써 주택가격이 균형가격으로부터 벗어난 정도를 파악하였다.²⁵⁾

나. 실증분석

실증분석을 위하여 사용된 자료는 다음과 같다. d_t 는 앞서 현재가치모형에서와 같이 실질 주택임대소득을 산출한 후

전기 대비 로그를 취한 비율을 사용하였다. q_t 는 국민은행의 주택매매가격지수를 소비자물가지수로 나누어 실질 주택가격을 구한 후 실질 주택임대소득으로 나누고 로그를 취하였다. 한편 시장이자율 $r_{w,t}$ 는 회사채 유통수익률에서 소비자물가지수로부터 구한 인플레이션을 차감한 값을 사용하였다.

전국 아파트에 대하여 VAR을 이용하여 분석한 결과, 최소 Wald값은 275.8로 나타나 $\chi^2(6)$ 의 1% 유의수준에서 모형이 기각된다.²⁶⁾ 한편 [그림 8]은 전국 아파트의 임대소득 대비 주택매매가격 비율의 실제 수준과 이론모형이 제시하는 비율을 나타내고 있다. 최근 들어 실제비율이 이론비율보다 높은 것을 알 수 있으며 실제 및 이론 비율을 이용하여 2001년 이후 실질 전국아파트가격을 계산하면 실제비율에 근거한 가격이 이론비율에 근거한 가격보다 평균 3.3%, 2004년 이후에는 평균 5.5% 정도 높은 것으로 나타났다.²⁷⁾

서울 아파트와 서울 강남지역 아파트

25) 현재가치모형에서는 주택가격과 임대소득의 수준(level)을 이용함에 따라 공적분 검정을 실시한 반면, 여기에서는 모형의 비선형성으로 인해 주택가격과 임대소득의 비율을 정상변수로 로그 선형화함에 따라 Wald 검정을 실시한다. 아울러 현재가치모형의 경우에는 공적분 관계가 기각되어 주택의 이론적인 가격을 안정적으로 도출할 수 없으므로 이론에 따르는 주택가격을 계산하지 않는 반면, 여기에서는 모형이 기각되더라도 변수들이 정상변수이므로 이론가격을 도출한다. 다시 말하면 현재가치모형의 경우 식 (8)이 공적분 검정을 통하여 애초부터 성립하지 않으므로 이론가격을 계산하지 않으나 일반적인 자산가격모형의 경우 식 (21)에 따른 이론가격을 구축하고 이것이 실제와 차이가 있는지 Wald검정을 함으로써 이론가격이 자연스럽게 계산된다.

26) VAR시차는 AIC 및 SIC를 기준으로 3으로 설정하였다. Wald 값은 할인을 δ 에 영향을 받는데 Campbell and Shiller(1988)를 따라 Wald값이 최소가 되도록 할인율을 설정한다.

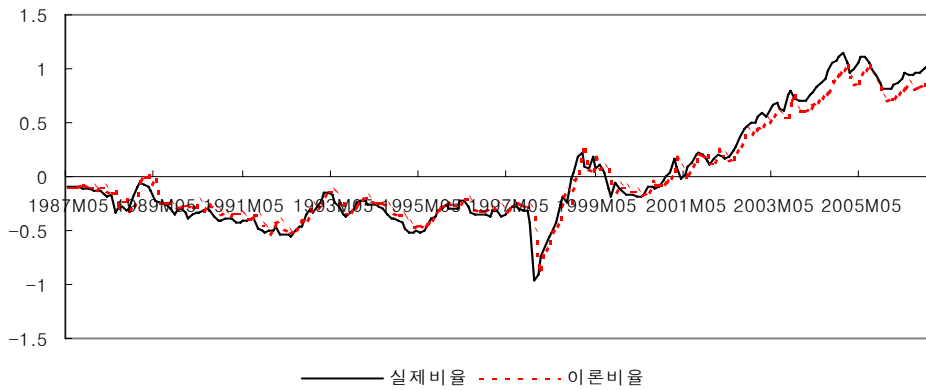
27) 실질가격은 실제비율과 이론비율에 실제 주택임대소득을 곱하여 구하였다.

[그림 8] 주택임대소득 대비 주택가격의 실제 및 이론 비율(전국 아파트)



자료: 국민은행; 통계청; 한국은행.

[그림 9] 주택임대소득 대비 주택가격의 실제 및 이론 비율(서울 강남지역 아파트)



자료: 국민은행; 통계청; 한국은행.

에 대해서도 VAR을 적용하여 Wald 검정을 실시한 결과 1% 유의수준에서 모형이 기각되었다. 실제가격과 이론에 근거한 가격을 비교하여 보면 서울 아파트의 경우 2001년 이후부터 2006년 12월까지 평균 5.1%, 2004년부터 2006년 12월까지 평

균 7.5% 정도 균형가격을 상회하는 것으로 나타났다. [그림 9]는 서울 강남지역 아파트를 대상으로 실제 임대소득 대비 주택매매가격 비율과 모형에서 도출된 이론 비율을 나타낸다. 이에 따르면 서울 강남지역 아파트가격은 2001년 이후부터 평

균 7.6%, 2004년 이후부터는 평균 11.0% 정도 균형가격에 비하여 높은 것으로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, 먼저 우리나라 주택가격이 일반 균형자산 가격모형이 제시하는 가격수준과 같다는 귀무가설이 Wald 검정을 통하여 기각되는 것으로 나타나, 현재가치모형을 확장한 보다 최근의 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석의 경우에도 현재가치모형에서와 같이 우리나라 주택가격의 움직임에서 이론모형이 설명하지 못하는 부분이 상당히 존재하는 것으로 나타난다. 또한 최근의 주택가격을 일반 균형자산 가격모형이 제시하는 균형가격과 비교하면 서울 강남지역 아파트의 균형가격으로부터의 이탈 폭이 전국 아파트나 서울 아파트에 비하여 크게 나타나는 등 지역간 차이도 나타나고 있다.²⁸⁾

4. 모형별 비교

본 논문에서는 주택시장 수요·공급의 장기균형모형, 현재가치모형, 일반 균형자산 가격모형 등 자산가격 결정모형을 이용하여 우리나라 주택가격을 이들 이론적인 모형에 따르는 가격과 비교하여 분석하였다. 본 논문은 이러한 자산가격

모형이 진정한 모형일 경우 각각 계산되는 이론가격 또는 이론적인 특성을 토대로 우리나라의 실제 주택가격을 분석하였기 때문에 이들 이론 모형의 차이 및 장단점을 비교하여 보는 것이 의미 있는 것이다. 이에 따라 본 절에서는 본 논문에서 사용된 모형을 간략히 비교하고 분석 결과를 종합하고자 한다.

주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석은 주택이라는 자산에 대한 가격의 결정요인을 수요와 공급 모형으로부터 도출함과 아울러 이들 수요·공급요인들 간의 장기 시계열적 특성을 고려하는 것을 주요한 내용으로 하고 있다. 이러한 방법은 주택가격을 결정하는 데 있어서 구체적인 결정요인을 명시적으로 살펴본다는 점에서 주택가격과 임대소득 간의 관계만을 살펴보는 현재가치모형이나 일반 균형자산 가격모형에 비하여 주택가격 변동의 요인을 살펴보는 데 용이하다는 장점을 가지고 있다.

현재가치모형은 가장 널리 사용되고 있는 자산가격 결정모형으로 그 적용이 용이하고 간단하다는 장점이 있다. 현재가치모형은 주택시장 수요·공급의 장기균형모형에 비하여 주택가격과 임대소득 간의 관계만을 살펴본다는 측면에서 간단하며 일반 균형자산 가격모형에 비하여 구

28) 현재 서울 강남지역 시계열은 강남, 서초, 송파구뿐만 아니라 강남 11개구를 모두 포함하는데, 만약 강남구 등 가격이 급상승한 지역만을 고려할 수 있다면 주택가격이 이론가격을 이탈한 정도가 커질 가능성이 있다.

체적인 위험기피형 효용함수 등 추가적인 특성을 가정하지 않아도 된다는 장점이 있다.

일반 균형자산 가격모형은 일반균형모형의 특성을 가지고 있음에 따라 변수들이 논리적으로 서로 정치하게 연결되어 있어 주택시장 수요·공급의 장기균형모형에서와 같이 다소 자의적으로 주택가격 결정요인을 정하지 않는다는 장점이 있는 반면 이는 유연성이 떨어진다는 측면에서는 단점으로 작용한다. 아울러 일반 균형자산 가격모형은 할인율이 변동하는 상황 등 현재가치모형에 비해 보다 일반적인 상황을 고려하나 추가적인 가정이 필요하여 분석결과가 이러한 추가적인 가정에 의존하게 될 수 있다는 단점이 있다.

이러한 세 가지 분석 모두 이론적 자산가격모형에 토대를 두고 분석한 것이기 때문에 이론적인 모형에 근거하지 않고 주택가격을 단순히 상관성이 높은 변수로 설명하는 실증적인(empirical) 또는 비이론적인(atheoretic) 분석과는 차이가 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 아울러 이러한 세 가지 모형이 다소 차이가 있더라도 우리나라 주택가격을 분석한 결과 주택시장 수요·공급의 장기균형모형의 경우 실제가격이 이론가격보다 높게 나타나며, 현재가치모형의 경우 모형이 기각되며, 일반 균형자산 가격모형의 경우 실제가격이 이론가격보다 높고 모형이

기각된다는 측면에서 일관된 결과를 제시하고 있다.

IV. 맺 음 말

우리나라 주택시장은 아파트를 중심으로 2001년 이후 명목 및 실질 가격, 전세 가격 대비 매매가격, 근로자 소득 대비 매매가격 등이 모두 상승하는 등 주택가격 상승기의 일반적인 특징을 보이고 있다.

본 연구에서는 이러한 최근의 우리나라 주택가격 상승 움직임을 주택 수요·공급의 장기균형모형, 현재가치모형, 현재가치모형을 확장한 일반 균형자산 가격모형 등의 자산가격모형에 기초한 실증분석을 통하여 살펴보았다. 주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석 결과 2001년 이후 전국 아파트의 실질가격이 장기균형가격에 비하여 평균 6.6% 가량 높게 형성된 것으로 나타난다. 현재가치모형을 이용한 분석에서는 전국 아파트, 서울 아파트 및 서울 강남지역 아파트의 경우 주택가격과 주택임대소득 간에 현재가치모형에 따르는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 현재가치모형을 확장한 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석의 경우에도 Wald 검정결과 실제 주택가격이 모형이 제시하는 균형가격과 같다는 가설이 기각됨으

로써 우리나라 주택가격에 자산가격 모형에 따른 기초적인 요인 이외에 다른 요인이 포함되어 있을 가능성이 높게 나타났다. 또한 2001년 이후 실제 주택가격을 균형가격 수준과 비교해 보면 서울 강남 지역 아파트, 서울 아파트, 전국 아파트의 순으로 실제가격이 균형가격보다 높고, 서울 강남지역 아파트의 경우 실질가격이 평균 7.6%, 전국 아파트의 경우 평균 3.3% 정도 균형가격을 상회하는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과를 토대로 다음과 같은 시사점이 도출될 수 있다. 우리나라의 최근 주택가격 움직임이 자산가격모형에 기초한 적정가격 보다 높게 나타난 점을 감안할 때 주택가격 안정을 위한 정책적 노력을 기울일 필요가 있는 것으로 보인다. 아울러 서울 강남지역 아파트의 경우 균형가격으로부터 이탈된 폭이 전국 아파트에 비해 크게 나타나는 등 주택가격이 높게 상승한 점에 비추어, 이들 지역에 대해서는 특히 신규 또는 재건축일정 등을 장기계획에 따라 일관성 있게 추진함으로써 불필요한 가격 상승 기대감이 조성되지 않도록 노력해야 할 것이다.²⁹⁾ 또한 주택가격의 과도한 상승이 주택시장 정보의 비대칭성에 기인할 수 있으므로, 이를 해소하기 위해 부동산 관련 정

보를 주기적으로 공시하는 등 부동산 관련 인프라를 구축함으로써 부동산가격이 실제 가격을 적절히 반영할 수 있도록 하는 제도적 장치가 필요할 것이다.

자산가격모형을 이용한 이상의 분석 결과도 여타 모형을 이용한 경제적 분석과 마찬가지로 추정 모형 및 자료상의 제약과 검증기법의 한계를 가지는 만큼 다소 신중하게 받아들일 필요가 있으며, 특히 우리나라 주택가격에 거품이 있는지 여부를 단정 짓기보다는 자산가격모형에 기초한 엄밀한 분석과 이에 따르는 시사점에 보다 유의할 필요가 있을 것이다.³⁰⁾

29) 현재가치모형이나 일반 균형자산 가격모형에서 살펴본 바와 같이 주택가격 결정에 있어서 장래에 주택으로부터 얻을 수 있는 서비스에 대한 기대는 매우 중요한 역할을 하고 있다.

30) Gurkaynak(2005)는 모형에 기초하여 자산가격의 거품을 검증하는 것에 대하여 비판적인 입장을 보인다.

참 고 문 헌

- 김경환 · 서승환, “부동산투기와 자산가격 거품,” 『한국경제연구』, 한국경제연구원, 1990, pp.152~183.
- 김봉환, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용” 『주택연구』, 제12권 제1호, 2004, pp.71~96.
- 박원암, “지가, 환율과 거품,” 『한국개발연구』, 제14권 4호, 한국개발연구원, 1992, pp.27~49.
- 손경환, “양도소득세제 개편의 주택시장 과급효과,” 『국토연구』, 제32권, 2001, pp.159~170.
- 윤성훈, “자산가격 급변동이 소비에 미친 영향,” 『금융경제연구』, 제131호, 한국은행 금융경제연구원, 2002.
- 이성수, “한국 부동산 시장의 버블에 대한 연구: Shiller 검정을 통한 실증분석을 통해,” 『감정평가연구』, 제13집 2호, 한국부동산연구원, 2004.
- 이용만, “한국의 부동산시장은 비합리적인가: 주택시장을 중심으로 한 합리성 검증,” 『감정평가연구』, 제10집, 한국부동산연구원, 2000.
- 조동철 · 성명기, “저금리 시대의 부동산가격과 통화 · 조세정책에 대한 시사점,” KDI 정책포럼 제166호, 한국개발연구원, 2003.
- Abraham, J. M. and P. H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research*, Vol. 7, No. 2, 1996, pp.191~207.
- Ayuso, J. and F. Restoy, “House Prices and Rents: An Equilibrium Asset Pricing Approach,” Bank of Spain Working Paper 2003-04, 2003.
- Bernanke, B. and M. Gertler, “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?” *American Economic Review*, 2001, pp.253~257.
- Campbell, J. and R. J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp.1062~1088.
- Campbell, J. and R. J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 3, 1988, pp.195~228.
- Cecchetti, S., H. Genberg, J. Lipsky, and S. Wadhvani, *Asset Prices and Central Bank Policy*, Geneva Report on the World Economy 2. CEPR and ICMB, 2000.
- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton, “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, No. 1, 1994, pp.1~27.
- Economist*, “Special Report House Prices,” March 30th, 2002.
- Gali, J. and M. Gertler, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics* Vol. 44, 1999, pp.195~222.

- Gurkaynak, R. S. "Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock," FRB Finance and Economics Discussion Series 2005-04, 2005.
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ, 1994.
- Herring, R. J. and S. Wachter, "Real Estate Booms and Banking Busts: An International Perspective," The Wharton Financial Institutions Center Working Paper 99-27, 1999.
- Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai, "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions," NBER Working Paper No.11643, 2005.
- Kim, K. H., "Housing and the Korean Economy," *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, 2004, pp.321~341.
- Kim, J. H., "Housing Price Hike and Price Stabilization Policy in Korea," KDI School of Public Policy and Management, mimeo, 2005.
- Lucas, R., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp.1429~1445.
- Malpezzi, S., "A Simple Error Correction Model of House Price," *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, 1999, pp.27~62.
- Mankiw, G., D. Romer, and M. Shapiro, "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility," *The Journal of Finance*, Vol. 40, 1985, pp.677~687.
- McCarthy, J. and R. W. Peach, "Are Home Prices the Next Bubble?" *FRBNY Economic Policy Review*, Vol. 10, No. 3, 2004, pp.1~17.
- Meen, G. "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?" *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, 2001, pp.1~23.
- Meese, R. and N. Wallace, "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?" *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, 1994, pp. 245~266.
- Poterba, J., "Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset Market Approach," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, 1984, pp.729~752.
- Restoy, F. and P. Weil, "Approximate Equilibrium Asset Prices," NBER Working Paper No. 6611, 1998.
- Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, The McGraw-Hill Companies Inc, 1996.
- Sbordone, A. M., "Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002, pp.265~292.
- Shiller, R., "Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *The American Review*, Vol. 71, 1981, pp.421~436.
- Wang, P., "Market Efficiency and Rationality in Property Investment," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, No. 2, 2000, pp.185~201.