부동산 가격 거품

김 경 환 (서강대학교 경제학과)
이 한 식 (서강대학교 경제학과)

I. 서 론

주택, 토지 등 부동산 가격 변동은 경제 전체에 중대한 영향을 미친다. 부동산 가격이 상승하면 자산 효과(wealth effect)를 통해 소비가 증가하여 총수요가 증가하고 물가가 상승한다. 반면에 부동산 가격이 하락하면 소비가 위축될 뿐 아니라 기업의 담보 제공 능력이 저해되고 금융기관의 부실채권이 증가하여 신규대출이 감소할 수 있다. 이에 따라 기업의 투자가 위축되어 총수요가 감소한다. 총수요의 위축에 따른 경기침체는 부동산 가격의 추가적인 하락을 가져오고 다시 총수요를 감소시켜 자산 디플레이션을 야기할 수 있다.[1)]

우리나라의 주택 및 토지가격은 1980년대 후반에 큰 폭으로 상승하였다가 1991년 이후 하락세로 반전하였으며, 1997년 외환위기 이후 1998년에 급격히 하락하였다가 경제회복과 함께 다시 반등하였다. 장기적으로 부동산 가격 변동은 시장의 수요와 공급에 미치는 미시적·거시적 경제변수와 정책에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 반면에 자산가격의 급격한 변동을 거품의 생성과 소멸의 과정으로 설명하기도 한다. 특히 언론과 일부 학자들은 1980년대 후반 GNP 대비 지가총액의 국제비교 등을 근거로 우리나라 부동산 가격이 지나치게 높다고 주장하였으며 1990년대의 가격 하락은 이러한 거품이 파괴되는 과정이라고 해석하였다.

'거품'이라는 개념은 직관적으로는 간단해 보이지만 거품의 존재 여부에 대한 검정에는 기술적 문제들이 따른다. 뿐만 아니라 거품의 검정은 사후적으로만 가능하고 분석대상기간을 어떻게 선정하는가에 따라 검정 결과가 달라질 수 있다. 또한 거품의 추정은 미래의 가격추이를 예측하는 데 큰 도움이 되지 않는다.

이 연구의 목적은 가격거품의 개념과 추정상의 문제점을 정리하고 1980년대 이후 우리나라 부동산 가격의 변동추이와 국내총생산과의 장기관계를 분석하여 거품의 존재여부를 검증하고 정책적 시사점을 제시하는데 있다.

---

1) 자세한 설명은 김경환·서승환(1999, 제10장) 및 Kim(2000) 참조.

Ⅱ. 가격거품 이론과 기존의 실증분석

1. 가격거품 이론

이론적으로 부동산을 포함한 자산 가격은 그 자산으로부터 기대되는 장래 수익의 현재가치, 즉 시장기본가치(market fundamentals)와 같아야 한다. 그러나 현실적으로 자산가격은 시장기본가치의 변동만으로는 설명할 수 없는 급격한 변동을 나타내기도 한다. 가격거품(price bubble)은 시장기본가치와 자산의 실제가격 사이의 괴리를 지칭하는 개념이다. 직관적으로 설명하면 투자자들이 앞으로 어떤 자산의 가격이 상승할 것이라고 예상한다는 이유만으로 그 자산의 현재 가격이 높게 형성될 경우 가격거품이 존재한다고 볼 수 있다(Stiglitz 1990).

가격거품은 수명이 길고 시장기본가치를 정의하기 어려우며 희소하거나 단기적으로 공급이 비탄력적인 자산에 존재하며, 특히 활발한 거래가 이루어질 수 있는 시장과 가격이 상승할 것이라는 공통된 믿음을 전파시켜주는 사회적 기제가 있는 경우에 존재할 가능성이 높다(Camerer 1989, Blanchard and Watson 1982). 따라서 주식과 토지, 주택, 금 등에 거품이 발생하기 쉽다.

가격거품은 경제주체들의 비합리적인 투기활동의 결과로 발생할 수 있다. 미국 3개 도시 주택시장의 주택구입 행태를 설문조사를 통해 분석한 Case(1986)와 Shiller (1990)에 따르면 주택구입자들이 시장기본가치를 결정하는 중요한 변수들의 추이에 대한 객관적인 정보는 무시하고 국지적인 거래사례나 주택가격은 하락할 수 없다는 믿음에 따라 행동하는 것으로 나타났다. 이러한 상황에서는 어떤 이유로 주택가격이 상승하기 시작하면 앞으로 더 상승할 것이라는 생각을 지닌 수요자들이 늘어 가격상승이 가속화되는 악순환이 발생할 수 있다.

반면에 경제주체의 기대와 행동이 합리적일 때도 자산가격과 시장기본가치 사이에 괴리가 발생할 수 있는데 이를 합리적 거품이라 한다. 공급이 고정되어 있고 매 기에 일정한 수익 D_t를 영속적으로 창출하는 자산이 있다고 하자. 이 자산의 거래자들은 모두 위험 중립적이며 동일한 정보집합을 지니고 있다고 가정하자. 할인율이 매 기 r로 일정하다면 이 자산의 t기 가격(P_t)과 (t+1)기 예상가격($P_{t+1:t}$) 및 할인율 사이에는 다음과 같은 차익거래 방정식(arbitrage equation)이 성립한다.

$$P_t = [D_{t+1:t} + P_{t+1:t}]/(1+r) \qquad (2-1)$$

여기서 $P_{t+1:t} = E[P_{t+1}|I_t]$, 즉 t기의 정보집합하에서 (t+1)기 가격에 대한 조건부 기대치이다.

방정식 (2-1)의 하나의 해는

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_{t+i:t}/(1+r)^i = P_t^* \qquad (2-2)$$

이다. 즉 t기의 자산가격은 미래 예상수익의 현재가치, 즉 시장기본가치와 같다는 것이다. 그러나 (2-2)만이 유일한 해는 아니다. 그 이유는 P_t와 $P_{t+1|t}$가 함께 결정되어야 하기 때문이다. 따라서 방정식 (2-1)의 일반해는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$P_t = P_t^* + B_t \qquad (2-2')$$

$$B_{t+1} = (1+r)B_t + Z_t \qquad (2-3)$$

여기서 Z_t는 평균이 0인 오차항(white noise)이다. B를 성장하는 합리적 거품(growing rational bubble)이라고 하는데 그 이유는 합리적 기대의 가정하에 도출되었으며 매기 r의 일정한 비율로 증가하기 때문이다. 식 (2-2)는 방정식 (2-1)의 해가 시장기본가치와 거품항의 합으로 표시될 수 있음을 의미한다.

2. 기존의 실증분석 결과

1) 외국 자료의 분석

거품에 대한 실증분석 모형설정의 핵심은 시장기본가치, 혹은 장기균형가격을 추정하는 일이다. 실제 가격과 시장기본가치의 차이가 거품이 되기 때문이다. 예컨대 Abraham and Hendershott(1996)은 장기 주택가격이 건물가치와 주거용 토지가격에 의해 결정되며 주거용 토지가격은 농업용 토지가격, 농업용지를 도시용 토지로 개발하는데 드는 비용, 도심으로부터의 접근성, 그리고 미래의 지대상승에 대한 기대 등에 의해 결정되며 이들 변수는 건축비, 임금 및 노동인구, 실질 이자율 등에 의해 대표된다고 보았다. 따라서 주택가격 상승률을 이들 변수의 증가율과 거품항을 나타내는 과거 주택가격 상승률에 대해 회귀분석하여 과거 주택가격 상승률 항이 통계적으로 유의한 플러스 기울기를 갖는지를 검정하였다. 1977~1992년 기간 중 미국 30개 도시지역의 주택가격 자료를 분석한 결과 시장기본가치를 나타내는 변수들과 거품항을 동시에 포함시킨 모형이 실질 주택가격 변동의 50~60%를 설명하는 것으로 나타났다. 또한 시장 균형가격과 실제 가격의 격차가 지역에 따라 많이 다른 것으로 분석되었다.

동일한 모형을 이용하여 뉴질랜드 3개 도시 주택시장의 가격을 분석한 Bourassa and Hendershott(1997)은 이들 도시에 가격거품이 존재할 가능성을 발견하였다. 또한 추정치를 토대로 주택가격이 일정 비율로 상승한다는 가정하에 주택가격의 동태적 변동 형태에 관한 모의 실험을 수행한 결과 미국 해안 도시들에서보다 거품의 지속기간이 다소 짧은 것으로 나타났다.

부동산 가격거품에 관한 관심과 연구가 가장 많은 나라는 일본이다. 일본 지가에 거품이 있다는 주장을 대표하는 학자는 노구치(Noguchi 1994)이다. 노구치는 시장기본가치를 반영하는 '이론지가'를 정의하고 실제지가와 이론지가의 차이를 거품으로 보았다. 그는 1980년대 중반까지는 일본의 지가가 지역총생산, 이자율, 인구밀도,

산업구조 등 시장기본가치를 결정하는 변수들에 의해 잘 설명되었으나 이후에는 거품이 발생하였다고 분석하였다. 1987년의 경우 동경 지가의 54%가 거품이라고 추정하였다.

이에 반해 Boone and Sachs(1989)는 일본의 지가가 다른 나라에 비해 높은 것은 저축률과 경제성장률이 높고 상대적으로 토지의 이용 강도(intensity of land use)가 높기 때문이며, 여기에 경제성장에 대한 기대와 실효세율의 차이 등으로 인해 임대료는 낮지만 지가가 높은 것이라고 설명하였다. 이들은 일본 내 지역간 지가 격차도 인구성장률, 지역 소득, 산업구조 등 시장기본요인의 차이로 설명된다고 주장하였다. 결론적으로 투기는 지가의 단기 변동의 요인이 될 수는 있지만 만성적인 높은 지가를 초래할 수는 없다는 것이다.

한편 Stone and Ziemba(1993)는 일본의 주가와 지가 수준이 대체로 시장기본가치에 의해 설명될 수 있을 뿐 아니라 가격변동의 사이클도 장·단기 이자율 등 경제적 요인에 기인한 것이라고 주장하였다. 그러나 이들은 골프장 회원권 가격 시세로 파악한 투기적 토지 가격에는 거품이 있다는 결과를 제시하였다.

이상의 연구들은 대체로 시장기본가치의 추정을 통해 거품의 존재 여부를 검정하는 방식을 취하고 있다. 따라서 거품에 대한 검정은 추정모형이 정확하게 설정되었다는 가설과 거품이 존재한다는 가설을 동시에 검정하는 것(joint test)과 같다. 다시 말하면 이러한 방법론을 통해 거품의 존재가 입증되었다 하더라도 모형 설정에 오류가 있었다고 해석될 수도 있다는 것이다.

이처럼 시장기본가치를 정확하게 반영할 수 있는 모형의 설정이 어렵다는 점을 감안하여 Edelstein and Paul(2000)은 시장기본가치를 추정하지 않고 시장 참여자들의 가격에 대한 예상을 반영하는 변수들에 의해 일본의 토지가격 변동을 설명하고자 시도하였다. 이들은 시장기본가치를 결정하는 변수들이 매우 많고 복잡한 관계를 지니고 있을 뿐 아니라 조세정책이나 토지정책 등 일부 변수들은 계량화하기 어려우므로 이들 변수를 식별하려고 시도하는 대신 이들 변수들이 작용하여 형성되는 미래에 대한 기대 변수를 파악하여 토지가격 변동을 설명하는 데 초점을 맞추었다. 분석 결과 일본은행이 분기별로 약 10,000개의 기업들을 대상으로 실시하는 '기업단기경제관측조사(短觀)'에 포함된 변수 중에서 기업의 현금 사정을 나타내는 변수와 기업에 대한 은행들의 대출의사를 나타내는 변수를 설명변수로 한 1계자기회귀모형이 1981~1995년 기간 중 일본의 지가변동의 약 90%를 설명할 수 있는 것으로 나타났다.

2) 우리나라 자료의 분석

우리나라 부동산가격 거품을 분석한 연구로는 김경환·서승환(1990)을 들 수 있다. 이들은 다음과 같은 수요-공급 함수로 구성된 모형을 사용하였다.

$$Q_t^d = \alpha_0 - \alpha_1 P_t + \beta_1 P_{t+1:t-1} + \gamma_1 X_t + \eta_t \qquad (2-4)$$

$$Q_t^s = \delta_0 + \delta_1 P_t + \gamma_2 Y_t + \varepsilon_t \qquad (2-5)$$

여기서 P_t는 부동산 가격, Q_t는 수량이며 v_t 와 ε_t는 계열상관이 없는 오차항들이다. $P_{t+1|t-1}$은 $(t-1)$기 정보하에 예상되는 $(t+1)$기의 가격이다. $P_{t+1|t-1}$이 클수록 예상되는 자본이득이 크므로 수요가 증가한다. 따라서 $\beta_1>0$ 이라고 가정한다. 공급함수와 수요함수의 기울기를 나타내는 모수의 부호는 $\delta_1>0$, $\alpha_1>0$이다. X, Y는 각각 수요함수와 공급함수에 영향을 미치는 외생변수들의 벡터이다.
균형에서는 수요와 공급이 일치하므로 P_t에 관한 다음의 정차방정식을 얻을 수 있다.

$$\alpha_0 + \alpha_1 P_t + \beta_1 P_{t+1|t-1} + \gamma Z_t = u_t \qquad (2-6)$$

여기서 $\alpha_1 = -(\alpha_1 + \delta_1)$, $\alpha_0 = (\alpha_0 - \delta_0)$, $u_t = \varepsilon_t - v_t$이고, $Z_t = [X_t \; -Y_t]$ $\gamma = [\gamma_1, \; \gamma_2]$는 행렬이다. 정보집합 I_{t-1}에 u_{t-1}, u_{t-2} … 그리고 Z_t, Z_{t-1} … 등이 포함되어 있다고 가정하면 이 방정식의 해는 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} &\alpha_0 + \alpha_1 P_t + \beta_1 P_{t+1} + \gamma Z_t \\ &= \alpha_1^{-1} \beta_1 u_{t+1} + (1 + \gamma_1 \beta_1) u_t + k_0 \beta_1 e_{t+1} \end{aligned} \qquad (2-7)$$

여기서 $e_{t+1} = Z_{t+1} - Z_{t+1|t-1}$.
성장하는 합리적 거품항은 다음과 같이 도입할 수 있다.

$$BB_t \equiv c \; (-\alpha_1 / \beta_1)_{t+1} \qquad (2-8)$$

거품의 존재 여부를 검정하기 위해서는 방정식 (2-7)에서 α_1 과 β_1을 추정한 후 거품항을 만들고 이것을 설명변수에 추가하여 아래 식 (2-9)를 추정하여 c의 계수가 통계적으로 유의한 플러스 값을 갖는지를 보면 된다.

$$\alpha_1 \triangle P_t + \gamma \triangle Z_t + cBB_t + (u_{t+1} - u_t) = 0 \qquad (2-9)$$

여기서 $\triangle P_t = P_{t+1} - P_t$, $\triangle Z_t = Z_{t+1} - Z_t$이고 $Z_{t+i|t-1} = (1+g)^i$이라고 가정하였다.
1974~1989년 기간의 연간 자료를 이용하여 위의 모형을 추정한 결과 지가지수와 상대지가 추정식에서 거품항이 통계적으로 유의하였으며 결정계수도 각각 0.91 및 0.73에 달하였다. 반면에 주택가격의 경우 명목 가격함수 추정식에서는 거품항이 유의하였으나 상대가격 방정식에서는 거품항의 유의성이 낮았다. 또한 결정계수도 0.43과 0.50으로 지가 추정식에 비해 낮았다.
이에 대해 박원암(1992)은 김경환-서승환의 모형이 거품변수의 발산으로 추정계수의 점근분포가 왜곡될 수 있으며 외생변수로 포함된 주가변수에 거품이 포함되어 있는 등의 모형 설정상의 문제점을 지적하였다. 그는 1980년대 후반 이후 우리나라 지가의 변동이 시장 기본 요인만으로 충분히 설명되지 않는다는 점은 인정하지만 그 괴리가 반드시 거품에 의한 것은 아니라고 주장하였다. 즉 지가의 급격한 변동

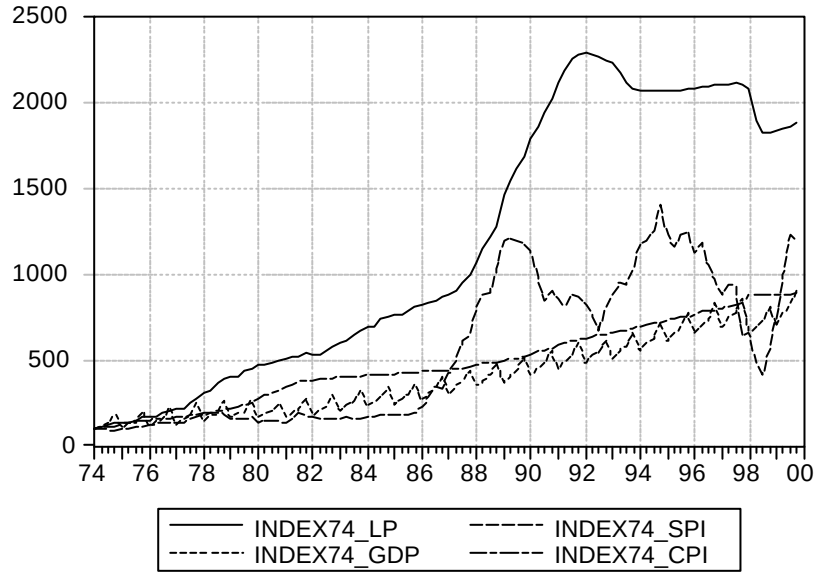
이 유동성 및 원화 환율 변동에 따른 지가의 과잉반응현상에 의해 설명될 수 있다는 것이다.
한편 김경환-서승환의 모형에 가격 하락 가능성을 감안한 기울기 더미변수를 추가하여 수정한 모형을 1990년대 자료를 사용하여 다시 추정한 유승동(1999)에 따르면 상대지가에 포함된 가격 거품의 크기가 1991년 말 이후 작아져 1997년 말에는 거품이 가격의 9% 정도로 하락한 것으로 나타났다. 따라서 같은 모형을 사용하더라도 추정기간에 따라 거품의 존재여부가 달라질 수 있음을 알 수 있다.

Ⅲ. 우리나라 부동산 가격의 실증분석

1. 부동산 가격과 주요 경제지표의 추이 비교

지난 30여 년에 걸친 급속한 경제성장과 도시화 과정에서 토지·주택 등 부동산에 대한 수요는 급속하게 증가하였다. 반면 가용토지 공급에 대한 제약과 주택

< 그림 1 > 전국지가지수와 주요 거시경제 지표 추이



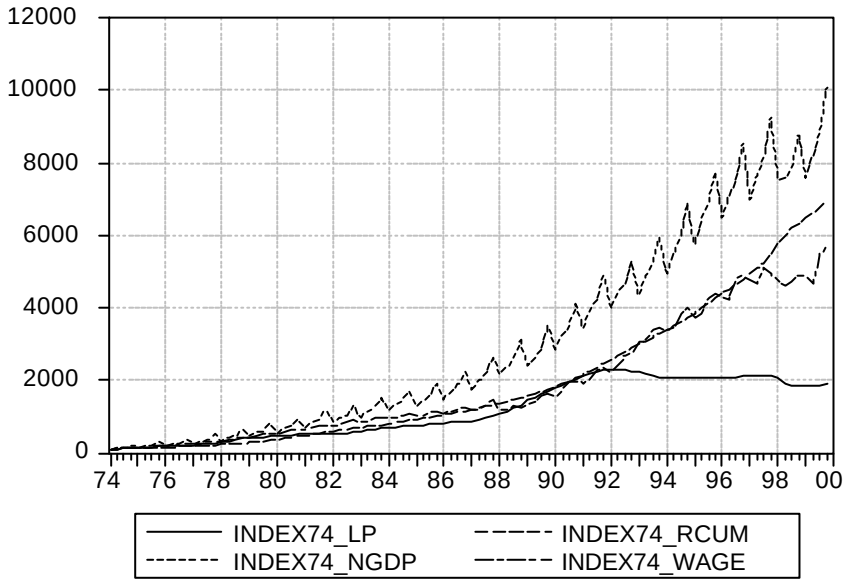
주 : 1974년 1/4분기를 100으로 하여 지수화한 수치를 나타냄.

에 대한 각종 규제 등으로 부동산의 공급은 상대적으로 부진하여, 특히 1980년대 말까지는 부동산 가격이 다른 물가보다 훨씬 급속한 상승세를 보였다. 이에 따라 부동산 가격의 상승이 비정상적이라는 인식이 보편화되었다.
그러나 1990년대 초 이후 부동산 경기가 하락하기 시작하면서 부동산가격 변동에

대한 인식에 변화가 나타나기 시작하였으며, 특히 외환위기 이후의 경기침체에 따라 자산 디플레이션에 대한 우려를 낳기도 하였다.

사실 우리나라의 부동산가격이 경제의 기본 여건 및 다른 물가와 비교하여 비정상적으로 상승하였는지를 판단하기는 쉽지 않다. <그림 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 지가통계가 공식적으로 발표되기 시작한 1975년 이후 현재까지 전국지가지수는 실질생산(GDP), 주가지수(SPI), 물가지수(CPI) 등 다른 경제변수보다 빠르게 상승하였다. 그러나 <그림 2>를 보면 지가 상승속도가 경상GDP, 명목임금, (누적) 회사채 유통수익률(RCUM) 에 비해 오히려 낮았다는 사실을 알 수 있다. 이러한 현상은 부동산 경기가 하락하기 시작한 1990년대 초 이전에도 나타나고 있으므로 생산요소로서의 토지가격이 다른 생산요소인 노동과 자본의 가격보다 비정상적으로 빨리 상승했다고 주장할 수는 없다.

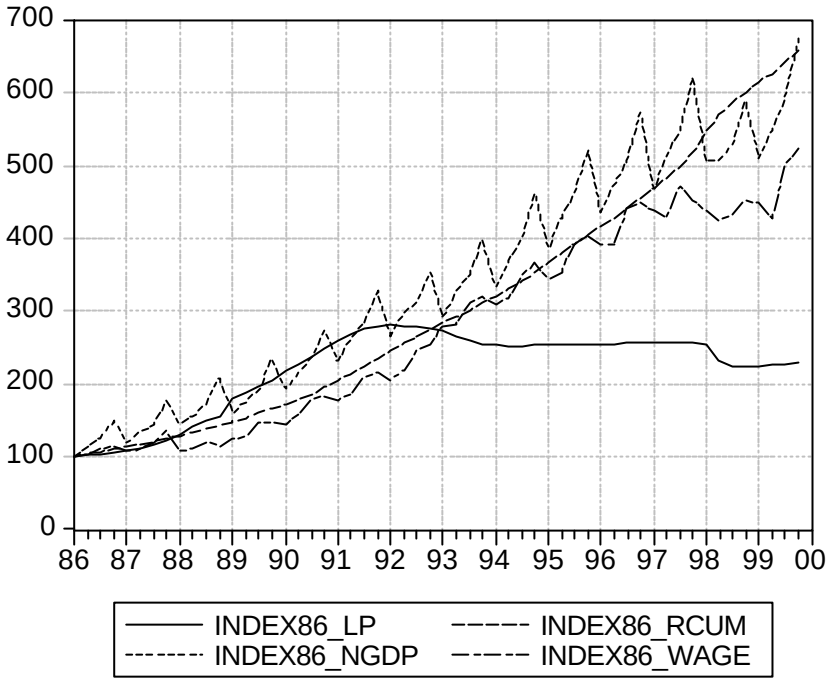
< 그림 2 > 전국지가지수와 생산요소가격 추이 (1974Q1=100)



주 : 1) 1974년 1/4분기를 100으로 하여 지수화한 수치를 나타냄.
2) 누적 회사채유통수익률(RCUM)은 분기별 이자율을 이용하여 1974년 1/4분기부터의 복리(또는 중첩)수익률을 도출한 것임.

물론 여러 경제변수 시계열 자료의 추세는 비교 시점에 따라 다른 패턴을 보일 수 있다. 부동산 가격이 급격히 상승하기 직전인 1986년부터 1999년까지의 추세를 정리한 <그림 3>을 보면 1991년까지는 지가상승이 경상GDP의 성장률과 비슷하거나 약간 높았으나 1992년 이후에는 지가상승이 경상GDP뿐만 아니라 다른 생산요소의 가격상승보다도 상대적으로 낮았음을 알 수 있다.

< 그림 3 > 전국지가지수와 생산요소가격 추이(1986.Q1=100)



주: 1) 1986년 1/4분기를 100으로 하여 지수화한 수치를 나타냄.
2) <그림 2>의 주 참조.

부동산 가격은 부동산 시장관련 변수뿐 아니라 전반적인 경기변동에 의해 영향을 받으므로 부동산 가격과 주요 경제지표 사이의 상관계수를 살펴볼 필요가 있다. <표 1>을 보면 지가와 주요 거시 경제지표 사이의 상관도가 높고, 특히 전체 경기순환을 반영하는 실질GDP 및 물가수준 (CPI)과의 상관관계가 높다는 사실을 알 수 있다. 그러나

<표 1> 지가와 주요 경제지표의 상관관계 분석

	LP	GDP	NGDP	CPI	SPI	M2	RCUM	WAGE
LP	1.000							
GDP	0.908	1.000						
NGDP	0.876	0.986	1.000					
CPI	0.918	0.955	0.953	1.000				
SPI	0.882	0.822	0.775	0.786	1.000			
M2	0.760	0.918	0.959	0.903	0.663	1.000		
RCUM	0.823	0.949	0.982	0.941	0.711	0.991	1.000	
WAGE	0.856	0.966	0.991	0.953	0.749	0.962	0.985	1.000

시계열자료가 지속적으로 성장하는 추세를 지닌 경우 단순상관관계 분석에는 문제가 따른다. 불안정한 시계열 사이에 나타나는 가성적 회귀(假性的 回歸, spurious regression) 현상을 고려해야 하기 때문이다. 즉 변수의 변동요인 사이에는 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 상관계수의 값이 높게 나타날 우려가 있어, 통상적인 기준으로 상관성의 유무를 검정할 수 없다. 이러한 문제를 고려하여 변수들 사이의 관계를 파악하기 위해서는 공적분 분석이 필요하다. 공적분 기법에 의한 분석에 대해서는 아래의 가격거품에 관한 검정에서 자세히 다루기로 한다.

추세를 지닌 불안정한 시계열의 분석에서 발생하는 문제를 해결하기 위하여 추세를 제거한 증가율 자료를 사용하기도 한다. <표 2>는 <표 1>에 포함된 변수들의 증가율 사이의 상관관계를 나타내는데 수준변수의 경우보다 상관계수의 값이 훨씬 작으며, <표 1>에서와 달리 지가변화와 경상GDP 성장률 사이의 상관계수가 가장 높은 것으로 나타났다. 여기서 구한 상관계수의 값은 연간자료를 이용한 한국감정원(1998)의 수치보다 훨씬 작다. 이러한 차이는 변수 사이에 시차를 두고 영향을 미치는 경우 분기별 자료 사이의 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)는 작게 나타날 가능성이 있고, 또한 분기별 자료를 이용하면 계절적인 변동요인의 영향으로 변동폭이 달라져 경기순환에 의한 변동요인을 제대로 파악할 수 없기 때문이라고 분석된다. 실제로 이를 변수의 연간자료들 사이의 상관계수 값은 <표 2>의 수치들보다 0.1~0.2 정도로 높았으나, 한국감정원(1998)의 수치인 0.8~0.9 과는 큰 차이를 보였다.[2] 상관계수의 값은 작았지만, 통상적인 기준의 상관성 검정을 적용할 경우 주가지수를 제외하고는 모두 유의성이 있음을 알 수 있다.

<표 2> 지가변화와 주요 경제지표의 변동률의 상관관계 분석

	PCH_LP	PCH_GDP	PCH_NGDP	PCH_CPI	PCH_M2	PCH_SPI
PCH_LP	1.000					
PCH_GDP	0.319	1.000				
PCH_NGDP	0.568	0.396	1.000			
PCH_CPI	0.267	-0.218	0.581	1.000		
PCH_M2	0.335	-0.068	0.280	0.174	1.000	
PCH_SPI	0.104	0.189	-0.070	-0.124	-0.002	1.000

주 : 실질 및 경상 GDP의 경우 계절변동 요인을 감안하여 전년동기 대비 성장률을 다른 변수의 경우 전분기 대비 변화율을 이용함.

2. 가격거품의 존재 여부 검정

제Ⅱ장에서 설명한 것처럼 가격거품에 관한 기존의 실증분석은 거품의 식별에 근본적인 어려움이 따른다는 문제를 지니고 있어 그 결과의 신빙성에 한계가 있다.

2) 연간 자료에 대한 상관계수의 추정치는 부록의 <표 A-3>에 수록하였음.

이론적으로 가격거품은 시장기본가치와 무관한 외생적인 요인에 의해서 발생하지만, 실증분석에서는 시장기본가치를 정확하게 파악하는 것이 불가능하다. 따라서 가격거품을 자산가격 중에서 시장기본가치를 제외한 부분으로 정의할 경우, 가격거품의 존재여부는 곧 시장기본가치를 결정하는 모형에 대한 식별 검정(specification test)에 불과하다는 비판을 면할 수 없다. 본 연구에서는 경제의 기초여건을 나타내는 주요 경제변수들이 불안정한 시계열이라는 최근의 실증분석 결과를 토대로 공적분 검정법을 이용하여 가격거품의 존재 여부를 분석하고자 한다.

1) 공적분 검정법

부동산 가격에 거품이 존재하는지를 검정하기 위해서는 부동산 가격의 기본가치를 정의해야 하며 이를 위해서는 부동산 가격결정모형에 포함되는 변수의 선정 및 모형의 추정이 선행되어야 한다. 부동산 가격은 토지 또는 주택이 제공하는 서비스의 현재가치에 의해 결정되며 부동산이 제공하는 서비스의 가격은 시장수요와 공급에 의해 결정된다. 따라서 부동산 가격은 소득, 인구 및 고용, 장·단기 금리, 건축비, 부동산 관련 세제 및 정부규제, 자본이득에 대한 기대 등 시장공급과 수요에 영향을 미치는 여러 요인의 영향을 받는다. 이와 같이 부동산 가격은 다양한 경제 변수와 시장참여자의 행태에 의해 결정되므로 그 내재가치(intrinsic value)를 간단한 모형으로 파악하는 데는 한계가 있다.
그러나 공적분 검정법을 사용하면 기존의 접근방법과는 달리 가격거품을 직접 식별할 필요가 없다. 공적분 검정법은 부동산 가격과 거시경제 변수들 사이에 장기균형관계가 존재하는지에 대한 분석을 토대로 부동산 가격거품의 존재 여부를 점검하는 방법이다. 즉 부동산 가격지수가 경제 전체의 경기변동을 나타내는 지표들과 일정한 관계를 나타내며 동행하면 거품의 존재가 배제된다고 할 수 있다. 이처럼 변수들 사이의 장기적인 움직임만을 대상으로 균형관계의 존재 여부를 검정하기 때문에 가격결정모형의 선정이 간단하며, 최근 컴퓨터 프로그램의 개발에 따라 모형의 추정 및 검정 작업 또한 쉽게 처리할 수 있다는 장점이 있다.
공적분의 개념은 불안정한 특징을 갖고 있는 시계열 간에 장기균형관계가 성립하면, 단기적으로는 그들 사이에 괴리가 발생할 가능성이 있지만 궁극적으로는 균형으로 이끌리게 하는 힘에 의해 균형관계로 복귀하게 된다는 것이다. 따라서 이 변수들 사이의 균형관계를 나타내는 회귀방정식의 잔차로 표현되는 균형오차(equilibrium error)는 평균이 0인 안정적인 시계열이 된다. 예컨대 두 개의 시계열 X_t, Y_t 모두 적분 계열이고 두 변수 사이에 안정적인 선형결합($Y_t - \alpha X_t = Z_t$)이 존재하면, 즉 $Z_t \sim I(0)$이면, 이들 시계열 사이에 공적분 관계가 존재한다고 하고, 이로부터 도출되는 안정적인 선형결합 Z_t를 균형오차라 한다.
예를 들어 주식가격이 합리적으로 계산된다면 주식 가격은 미래의 기대 배당의 현재가치와 같으며, 이 경우 주식가격과 배당률이 $I(1)$ 과정을 따르는 불안정 계열이

면 두 변수 사이에는 공적분 관계가 있을 것으로 예상할 수 있다. 마찬가지로 토지 또는 주택의 가격은 이들이 제공하는 서비스의 현재가치에 의해 결정되며 부동산이 제공하는 서비스의 가격은 시장수요와 공급에 의해 결정되므로 부동산 가격의 움직임은 이러한 서비스의 현재가치에 영향을 미치는 경제변수의 움직임과 밀접한 관계가 있을 것이다. 본 논문에서는 경제전체의 경기순환을 대표하는 지표인 실질 국내총생산(GDP)이 부동산 가격 사이에 공적분관계가 있는지를 검정하여, 부동산 가격에 시장 기본가치의 변동에 의해 설명할 수 없는 거품이 존재하는지를 분석한다.

Engle · Granger에 의해서 개발된 공적분 검정법은 두 개의 $I(1)$ 적분 계열 X와 Y에 대해서 $Y_t = \alpha X_t + Z_t$의 회귀식에서 잔차항 Z_t가 안정적 계열을 이루는가를 점검하는 방법으로 다음의 2단계 과정으로 구성되어 있다. 첫째, Y를 X에 대해 회귀분석하여 잔차항 Z_t를 구한 다음, 둘째 Dickey-Fuller 검정법을 이용하여 Z_t에 대한 단위근 검정을 시행한다.

Engle · Granger의 2단계 공적분 검정법은 선형 모형에 대한 t-ratio를 이용하기 때문에 이해가 쉽고 간편하여 아직도 많이 사용되고 있으나, 최근 불안정 시계열 자료에 대한 분포 이론이 발전함에 따라 검정력(power of test) 등 공적분 검정의 적용에 있어 보다 유용한 방법이 많이 개발되었다. 본 논문에서는 그 중 VAR 모형을 이용하여 적분 계열 사이에 안정적인 공적분 관계가 있는지를 점검하는 Johansen의 최우도(最尤度, maximum likelihood) 검정법을 이용한다.

Johansen의 최우도 검정법은 다음과 같은 벡터 자기회귀모형을 이용하여 적분 계열 사이에 안정적인 공적분 관계가 있는지를 검정한다.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (3-1)$$

식 (3-1)은 다시 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Pi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \qquad (3-2)$$

위의 식 (3-2)에서 Y_{t-1}의 계수행렬 Π에 대한 분석을 통하여 공적분 여부를 검정한다. 즉 귀무가설 $H_0 : \Pi = 0$[*i.e.*, rank(Π)=0]이 기각되지 않는 경우 모형에 포함된 변수 사이에는 공적분 관계가 없다는 것을 의미한다. 반면 두 개의 $n \times 1$ 벡터 ΔY_t와 Y_{t-1} 사이의 상관관계를 나타내는 Canonical Correlation이 0보다 큰 경우에만 즉 $\Pi \neq 0$[*i.e.*, *rank*(Π)>0]인 경우 공적분 관계가 존재함을 나타낸다.

2) 지가지수와 실질GDP

실증분석에 사용된 자료는 1974. Q1~1999. Q4까지의 분기별 자료로서, <그림 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 GDP에는 계절성이 나타나고 있어 VAR 모형의 추정에 계절가변수를 포함하였다. 이와 같이 계절성이 있는 자료를 사용할 때, X-11 등의

방법으로 계절성을 제거하여 사용하는 것이 일반적이다. 그러나 계절변동 조정된 자료를 사용하는 경우 회귀모형의 추정 및 검정에 문제가 발생할 뿐만 아니라, 이러한 모형을 이용해서 만들어진 예측치는 단기적인 움직임을 반영하지 못하게 된다.[3)]

계절가변수를 사용하여 추정한 모형을 분석한 결과 <표 3>에 제시된 바와 같이 전국 지가지수는 실질GDP와 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 일시적으로 부동산 가격에 거품이 발생할 가능성은 있지만 장기적으로는 내재가치에 의해 가격이 결정된다는 것을 의미한다.

공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 GDP의 계수가 0.00112로 실질GDP가 10억원 증가할 때 지가지수는 평균적으로 0.00112 정도 상승하는 추세를 보여 왔음을 나타낸다[4)].

$$LP = 16.23 + 0.00112\ GDP \qquad (3-3)$$

이러한 결과는 성장하는 합리적 거품(growing rational bubble)이 존재한다는 기존의 실증분석 논문(김경환-서승환, 1990)과 상치된다. 그러나 이러한 차이는 부동산 가격의 상승이 급속하게 나타났던 1980년대 말이래 지가가 지속적으로 하락하여 1990년 이후 거품이 해소되었기 때문이라고 분석된다. 실제로 1989년까지의 자료를 대상으로 공적분 검정을 해 본 결과 <표 3>에 제시된 바와 같이 지가지수와 실질GDP 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 거품의 존재를 배제할 수 없었다.

---

3) 공적분 검정에서 계절 변동 조정된 자료를 사용하는 경우의 문제에 대해서는 Lee and Siklos(1993) 참조; 일반적인 추정에 나타날 수 있는 문제점에 대해서는 Bell and Hillmer(1984) 참조.

4) 1990년대의 GDP와 연간 약 400조원 (분기당 100조원)이고 지가지수는 100정도였다. 따라서 식 (3-3)은 분기 GDP가 1% 증가하면 지가지수가 1%보다 약간 더 큰 폭으로 증가한다는 것을 의미한다.

<표 3> 지가와 GDP 사이의 공적분 검정

(1) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1999.Q4		
- Cointegration test		
$H_0 : r = 0$ LR = 17.58* Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) $H_0 : r \leq 1$ LR = 0.01 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_t = LP_t - 0.00112GDP_t + 16.228$		
- Estimation of error-correction models		
Regressor	ΔLP_t	ΔGDP_t
z_{t-1}	−0.02 (−2.18)	15.98 (2.34)
Constant	−2.54 (−2.10)	−3113.87 (−2.96)
SD2 SD3 SD4	6.41 1.94 1.11 (3.28) (1.09) (0.52)	5793.71 4999.15 4670.23 (3.42) (3.25) (2.54)
ΔLP_{t-1} to ΔLP_{t-4}	0.52 0.09 0.05 0.18 (4.91) (0.77) (0.40) (1.64)	205.72 204.93 −347.87 −156.98 (2.24) (1.96) (−3.28) (−1.68)
ΔGDP_{t-1} to ΔGDP_{t-4}	0.00 0.00 −0.00 0.00 (4.50) (0.39) (−0.25) (0.23)	−0.07 −0.15 −0.28 0.52 (−0.80) (−1.61) (−2.75) (5.07)
R^2 / Adj R^2	0.650 / 0.601	0.975 / 0.972
(2) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1989.Q4		
- Cointegration test		
H0 : $r = 0$ LR = 12.72 Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) H0 : $r \leq 1$ LR = 3.00 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)		

주 : 1) 괄호 안의 숫자는 t-값을 나타냄.
2) * 는 5% 수준에서 유의성 있음을 나타냄.

공적분이 존재하지 않는 경우에는 부동산 가격의 근본가치를 결정하는 모형의 설정오류(misspecification) 문제를 고려해야 하기 때문에 거품의 존재에 대한 확실한 결론을 내리기가 쉽지 않으나, 공적분이 존재하면 장기적인 거품의 존재 가능성은 배제된다고 할 수 있다. 즉 단기적으로는 부동산 가격이 시장 기본가치로부터 벗어나 일시적인 거품이 발생할 가능성은 있지만 장기적으로는 시장의 효율성에 의해 거품이 지속될 수 없다는 것을 의미한다.

3) 상대지가지수와 실질GDP

앞에서는 명목지가지수에 대해 거품의 존재 여부를 분석해 보았다. 그러나 이와 같이 명목지수를 사용하면 일반 물가상승률이 높을 경우 거품의 존재 가능성이 지나치게 높아질 우려가 있다. 따라서 경제학적으로 보다 유용한 토지가격은 명목지가와 다른 재화가격 사이의 상대지가라 할 것이다. 즉 부동산 가격의 상승이 다른 일

반 재화의 가격보다 상대적으로 높은 경우에만 부동산 가격에 거품이 나타난다고 할 수 있다.

이러한 논리에 의거하여 전국(명목)지가지수를 GDP 디플레이터로 나누어 물가상승을 감안한 상대지가지수(RLP: relative land price index)를 분석한 결과 아래의 <표 4>에 제시된 바와 같이 상대지가지수는 실질GDP와 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞의 명목지수에 대한 분석결과로부터 예상할 수 있는 것이다. 즉 명목지수에 거품이 나타나지 않는 경우, 물가상승을 감안한 부동산의 상대가격도 장기적으로는 내재가치에 의해 결정된다는 것을 의미한다. 공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 GDP의 계수가 0.00020으로 실질GDP와 상대지가지수는 양의 관계를 지니고 있는 것으로 나타났다. 즉 소득증가에 따라 부동산에 대한 수요가 절대적으로 뿐만 아니라 다른 재화에 대한 수요보다 더 크게 증가하는 우등재(superior good)의 특성을 보여준다.

$$RLP = 56.48 + 0.00020\,GDP \qquad (3-4)$$

4) 지가지수와 경상GDP

지가지수는 명목변수이므로 경기전반을 나타내는 명목변수인 경상GDP의 움직임과 밀접한 관계를 지닐 수 있다. 분석결과 <표 4>에 제시되어 있는 바와 같이 지가지수는 경상GDP와 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 경상GDP의 계수가 0.00041로 명목소득이 10억 원 증가할 때 지가지수는 평균적으로 0.00041 정도 상승하는 추세를 보여 왔음을 보여준다.

$$LP = 42.56 + 0.00041\,NGDP \qquad (3-5)$$

<표 4> (상대)지가와 GDP 사이의 공적분 검정

(1) 상대지가와 실질GDP		
- Cointegration test		
H_0 : $r=0$ LR=16.43* Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) H_0 : $r\leq 1$ LR= 0.80 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_t=RLP_t-0.00020GDP_t-56.476$		
- Estimation of error-correction models		
Regressor	ΔRLP_t	ΔGDP_t
z_{t-1}	−0.03 (−2.66)	11.12 (1.50)
Constant	−3.14 (−1.70)	−6470.90 (−6.14)
SD2 SD3 SD4	3.61 4.02 3.93 (1.17) (1.42) (1.22)	8303.97 10022.07 9800.43 (4.71) (6.23) (5.36)
ΔRLP_{t-1} to ΔRLP_{t-4}	0.16 −0.005 0.04 0.60 (1.88) (−0.05) (0.40) (6.80)	131.50 78.01 −47.38 −206.89 (2.70) (1.54) (−0.93) (−4.10)
ΔGDP_{t-1} to ΔGDP_{t-4}	0.00 0.00 0.00 −0.00 (1.12) (1.31) (0.77) (−0.31)	−0.06 0.06 −0.13 0.34 (−0.70) (0.63) (−1.36) (3.57)
R^2 / Adj R^2	0.547 / 0.484	0.975 / 0.972
(2) 명목지가와 경상GDP		
- Cointegration test		
H_0 : $r=0$ LR = 19.97* Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) H_0 : $r\leq 1$ LR = 0.07 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_t = LP_t-0.00041NGDP_t-42.562$		
- Estimation of error-correction models		
Regressor	ΔLP_t	$\Delta NGDP_t$
z_{t-1}	0.001 (0.17)	27.99 (3.40)
Constant	0.48 (0.89)	−46.20 (−0.09)
SD2 SD3 SD4	0.01 0.37 −0.27 (0.02) (0.55) (−0.38)	1735.30 1596.50 1291.69 (2.53) (2.49) (1.89)
ΔLP_{t-1} to ΔLP_{t-4}	0.54 0.14 0.12 0.03 (5.11) (1.14) (0.99) (0.26)	402.62 344.72 −422.99 −407.56 (3.93) (2.94) (−3.54) (−3.87)
$\Delta NGDP_{t-1}$ to $\Delta NGDP_{t-4}$	−0.00 −0.00 −0.00 −0.00 (−0.22)(−1.41)(−1.77)(−1.39)	−0.13 −0.22 −0.27 0.79 (−2.00) (−3.42) (−4.04) (11.57)
R^2 / Adj R^2	0.583 / 0.524	0.967 / 0.963

주 : <표 3>의 주 참조.

5) 지가지수와 주가지수

앞에서는 부동산 가격의 움직임을 실물경제의 경기순환을 반영하는 실질GDP와 비교하여 분석하였는데, 여기에서는 경기의 움직임을 파악하는데 자주 사용하는 주가지수를 이용하여 부동산 가격과의 관계를 분석해 보았다. <표 5>의 검정 결과를 보면 지가지수와 주가지수 사이에는 공적분 관계가 존재한다는 결론을 내릴 수 있다. 이는 <그림 1>에 나타난 것처럼 두 변수가 단기적으로는 다른 방향으로 움직

일 수 있지만 장기적으로는 같은 방향으로 움직이는 추세를 보인다는 뜻이다. 이 경우에도 분석기간을 1989년까지로 한정하면 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 같은 기간 동안 지가의 움직임에 거품이 내포되어 있다는 김경환-서승환(1990)의 결과와 일치한다.

<표 5> 지가와 주가지수 사이의 공적분 검정

(1) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1999.Q4		
- Cointegration test		
$H_0 : r=0$ LR = 36.09** Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) $H_0 : r\leq 1$ LR = 0.83 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_t = LP_t - 0.1180 SPI_t - 8.549$		
- Estimation of error-correction models		
Regressor	ΔLP_t	ΔSPI_t
z_{t-1}	−0.04 (−3.39)	1.09 (2.32)
Constant	0.26 (1.58)	9.92 (1.46)
ΔLP_{t-1} to ΔLP_{t-4}	0.32 0.02 0.07 0.29 (2.88) (0.17) (0.63) (2.73)	8.70 −5.47 −0.60 −9.00 (1.92) (−1.19) (−0.13) (−2.05)
ΔSPI_{t-1} to ΔSPI_{t-4}	0.002 0.003 −0.004 −0.005 (0.74) (1.21) (−1.40) (−1.47)	0.19 0.09 0.30 0.09 (1.68) (0.78) (2.62) (0.67)
R^2 / Adj R^2	0.583 / 0.540	0.279 / 0.206
(2) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1989.Q4		
- Cointegration test		
$H_0 : r=0$ LR = 8.40 Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) $H_0 : r\leq 1$ LR = 1.78 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)		

주 : 1) < 표 3 > 의 주 참조.
2)** 는 1% 수준에서 유의성 있음을 나타냄.

공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 SPI의 계수가 0.1180로 나타나, 주식가격의 상승은 궁극적으로 부동산 가격의 상승을 동반하고 따라서 주식이 부동산에 대한 대체자산임을 알 수 있다.

$$LP = 8.55 + 0.1180\, SPI \qquad (3-6)$$

여기서 유의해야 할 점은 주식가격과 지가 사이에 공적분 관계가 존재한다는 사실로부터 부동산 가격에 거품이 없음을 입증할 수는 없다는 것이다. 이는 박원암(1992)이 지적한 바와 같이 주식가격에 거품이 내재해 있을 가능성이 있기 때문이다. 실질GDP도 거품경기를 반영하고 있을 가능성을 배제할 수 없으므로, 같은 논리가 실질GDP와의 공적분 관계에 대해서도 적용될 수 있다. 그러나 실물경제의 거품경기가 오래 지속될 수 없으므로, 실질GDP를 시장근본가치의 척도로 사용하는데는 논란의 여지가 없을 것이다.

Ⅳ. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 우리나라 부동산 가격변동을 분석하고 거품이 존재하였는지를 분석하는데 있었다. 부동산 시장은 효율적이 아닐 가능성이 높으며 부동산 가격은 등락이 심하고 거품이 생성될 수 있는 속성을 지니고 있는 것이 사실이다. 실제로 1980년대 말까지 자료를 분석한 김경환·서승환(1990)의 기존연구나 같은 기간의 자료를 다른 방법으로 분석한 본 연구에서나 거품의 존재 가능성이 발견되었다.

우리나라뿐 아니라 미국의 경우에도 주택시장이 효율적이 아니라는 연구 결과가 지배적이다. 즉 주택가격과 주택에 대한 초과수익은 단기적으로는 체계적인 플러스 계열상관을 보이며 장기적으로는 마이너스 계열상관을 보인다거나(Cho 1996) 일부 도시에서는 거품이 발견되었다는 연구결과도 있다. Shiller(1990)는 주택시장에 관한 일반 대중들의 인식은 경제원리보다는 풍문 또는 그때 그때의 상황을 설명하는 것으로 여겨지는 변수들에 좌우되기 때문에 비합리적인 투기적 거래가 가격의 급격한 변동을 초래할 가능성이 있음을 지적하였다. 미국 3개 도시에 대한 설문조사에서 주택가격의 변동 요인으로 향후 시장 수요 공급요인을 언급한 응답자가 단 한 사람도 없었다는 사실은 주택시장에 참여하는 일반인들이 얼마나 시장기본요인에 둔감한지를 보여준다. 또한 한 번 가격 상승이 시작되면 앞으로 무한정 지속될 것으로 기대하고 주택구입에 나서는 경향이 있어 가격 상승이 지속될 가능성이 높은 것으로 조사되었다. 뿐만 아니라 오래되지 않은 과거에 주택가격 상승을 경험한 도시와 오랜 기간 가격이 안정적인 도시 응답자들의 인식이 다르다는 사실은 일반인들의 주택시장에 대한 인식이 최근의 경험에 의해 영향을 받는다는 것을 시사한다.

그러나 부동산 가격의 등락을 전적으로 거품에 의존하여 설명하려는 시도는 바람직하지 못하다. 시장가격의 변동은 향후 정책변화에 대한 시장의 기대를 반영하거나 혹은 알려져 있지 않은 정보에 대해 반응한 결과일 수 있다. 뿐만 아니라 가격 변동을 거품의 생성과 소멸로 설명한다면 가격 변동의 원인을 규명하고 그에 상응하는 정책을 강구하려는 노력을 저해할 우려도 있다.

부동산 가격 거품은 규제로 인한 공급부족이 심할수록 장기적으로 유지될 가능성이 높다. Noguchi(1994)의 지가거품의 존재에 대한 검정의 타당성에는 비판이 제기될 수 있지만 높은 지가가 원인에 대한 진단은 타당한 것으로 보인다. 그는 일본 도시지역의 가용토지가 충분히 개발되지 않고 있으며 개발된 토지조차 개발밀도가 낮다는 점을 지적하였다. 동경권의 경우 주거용지로 개발될 수 있는 토지의 면적이 동경 23구의 면적과 같으며 법정 용적률의 40%만이 실제로 활용되고 있다는 점을 지적하고 가용토지의 활용도를 제고하면 지가문제를 해결할 수 있을 것이라고 주장하였다.

우리나라에서 1980년대 후반에 경험한 부동산 가격의 급등이 1990년대에 들어 진정된 중요한 원인은 정부가 부동산 문제 해결을 위해 최초로 공급확대 정책을 단행한 데 있었다. 물론 수요를 진정시키기 위해 부동산 보유과세를 강화하고 토지공개념 제도를 도입하였으나 적어도 주택시장에 있어 그 효과는 크지 않았던 것으로 분석된다. 예컨대 토지초과이득세는 공한지의 개발을 촉진하여 다세대, 다가구주택, 연립주택의 공급을 증가시켰을 것이다. 그러나 1988~1997년 기간 중에 건설된 다세대, 다가구 및 연립주택은 75만 호로 전체 주택건설 호수 584만 호의 13%에 불과하였다는 사실을 통해 이를 확인할 수 있다. 반면에 이 기간 중 주택건설 호수 584만 호는 1997년 말 현재 주택 재고 1,063만 호의 55%에 달하여 공급확대의 폭이 매우 컸음을 알 수 있다. 결국 1998년의 부동산 가격 폭락은 공급 증가로 인해 1991년 이후 지속되어 온 가격 하락이 경제위기라는 특수한 상황에 의해 가속된 것으로 해석된다. 이런 관점에서 볼 때 전반적인 경제여건이 개선됨에 따라 부동산 가격이 회복된 것은 당연한 일이다.

참고문헌

김경환, "부동산투기와 부동산가격," 연구조사자료 91-03, 한국경제연구원, 1991. 3.

_____·서승환, "부동산 투기와 자산가격거품," 「한국경제연구」, 한국경제연구원, 4(2), 1990. 12.

_____, 『도시경제』, 제2판, 홍문사, 1999.

김관영·손재영, 「국내부동산가격 전망」, 삼성경제연구소, 1997.7.

박원암, "지가, 환율과 거품," 「한국개발연구」, 한국개발연구원, 14(4), 1992 겨울.

유승동, "부동산 가격 충격이 거시경제에 미치는 영향," 석사학위논문, 서강대학교 경제학과, 1998.

한국감정원, 「세계 주요국의 지가동향과 토지정책에 관한 연구」, 한감연 98-1, 1998. 1.

Bell, W. R. and S. C. Hillmer, "Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series(with comments)," *Journal of Business and Economic Statistics* 2, 1984.

Blanchard, O. J. and M. W. Watson, "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," *NBER Working Paper* No. 945, 1982.

Boone, P. and J. Sachs, "Is Tokyo Worth Four Trillion Dollars? An Explanation for High Japanese Land Prices," September 1989.

Bourassa, S. C. and P. H. Hendershott, "Bubbles in Real Metropolitan House Price," *Real Estate Research Unit Working Paper* No. 5, University of Auckland, August 1997.

Camerer, C., "Bubbles and Fads in Asset Prices," *Journal of Economic Surveys* 3, 1989.

Case, K. E., "The Market for Single-Family Homes in the Boston Area," *New England Economic Review*, May/June 1986.

_____ and R. J. Shiller, "The Behavior of Home Buyers in Boom and Post-Boom Markets," *New England Economic Review*, Nov./Dec. 1988.

Cho, M, "House Price Dynamics: A Survey of Theoretical and Empirical Issues," *Journal of Housing Research* 7(2), 1996.

Edelstein, R. H. and J. M. Paul(2000), "Are Japanese Land Price Based on

Expectation?," in K.Mera and B.Renaud, eds., *Asia's Financial Crisis and the Role of Real Estate*, M.E. Sharpe, 65-97

Edison, H. J. Lauangaram, P. and M. Miller, "Asset Bubbles, Domino Effects and 'Lifeboats': Elements of the East Asian Crisis," International Finance Section Discussion Papers No. 606, Federal Reserve Board, March 1998.

Flood, R. and R. Hodrick, "On Testing for Speculative Bubbles," *Journal of Economic Perspectives* 4, 1990.

Kim, K. H, "Korea: Could Real Estate Price Bubble Have Caused the Economic Crisis?," in K.Mera and B.Renaud, wds., *Asia's Financial Crisis and the Role of Real Estate*, M.E. Sharpe, 99-114

Krugman, P., "What happened to Asia?," mimeo, January 1998. http://www.mit.edu/~krugman

Lee, H. S. and P. L. Siklos, "The Influence of Seasonal Adjustment on the Canadian Consumption Function, 1947~1991," *Canadian Journal of Economics* 26, 1993.

Noguchi, Y., "Land Prices and House Prices in Japan," in Noguchi and Poterba, eds., *Housing Makets in the United States and Japan*, NBER, 1994, 11-28

Shiller, R. J., "Speculative Prices and Popular Models," *Journal of Economic Perspectives* 4(2), 1990.

Stiglitz, J. E., "Symposium on Bubbles," *Journal of Economic Perspectives* 4(2), 1990.

Stone, D. and W. T. Ziemba, "Land and Stock Prices in Japan," *Journal of Economic Perspectives* 7(3), 1993.

[부 록]

<표 A-1> 지가변화와 주요 경제지표의 상관관계 분석(연간 자료)

	PCH_LP	PCH_GDP	PCH_NGDP	PCH_CPI	PCH_M2	PCH_SPI
PCH_LP	1.000					
PCH_GDP	0.456	1.000				
PCH_NGDP	0.773	0.379	1.000			
PCH_CPI	0.493	−0.286	0.709	1.000		
PCH_M2	0.400	−0.072	0.492	0.458	1.000	
PCH_SPI	0.065	0.367	−0.057	−0.250	0.113	1.000

주 : 1974년부터 1999년까지의 자료를 이용하여 추정함.

<표 A-2> 주택매매지수와 주가지수 사이의 공적분 검정

- Cointegration test		
H_0 : $r=0$ LR = 26.25** Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) H_0 : $r\leq 1$ LR = 3.36 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_t = HPL_t - 0.0525SPI_t - 50.611$		
- Estimation of error-correction models		
Regressor	ΔHPL_t	ΔSPI_t
z_{t-1}	−0.12 (−4.10)	1.49 (1.12)
Constant	0.32 (1.54)	10.41 (1.08)
ΔHPL_{t-1} to ΔHPL_{t-4}	0.41 0.05 −0.08 0.18 (3.42) (0.39) (−0.62) (1.60)	5.43 −2.79 0.49 −11.04 (0.96) (−0.46) (0.08) (−2.10)
ΔSPI_{t-1} to ΔSPI_{t-4}	0.00 −0.004 −0.009 −0.003 (0.11) (−1.32) (−2.72) (−0.89)	0.26 0.05 0.31 −0.03 (1.96) (0.37) (2.13) (−0.16)
R^2 / Adj R^2	0.560 / 0.490	0.253 / 0.135

주 : 1) 추정기간 : 1982. Q1 ~ 1999. Q4
2) 괄호 안의 숫자는 t-값을 나타냄.

<표 A-3> 주택전세지수와 주가지수 사이의 공적분 검정

- Cointegration test							
H_0 : $r=0$ LR=16.16* Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) H_0 : $r\leq 1$ LR= 2.63 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_t=CHON_t-0.1123SPI_t-26.226$							
- Estimation of error-correction models							
Regressor	$\Delta CHON_t$				ΔSPI_t			
z_{t-1}	−0.08 (−3.17)				0.54 (0.76)			
Constant	4.51 (5.48)				46.77 (2.03)			
SD2 SD3 SD4	−5.46 (−4.37)	−2.18 (−2.21)	−5.38 (−4.16)		−59.95 (−1.71)	−15.90 (−0.58)	−54.07 (−1.50)	
$\Delta CHON_{t-1}$ to $\Delta CHON_{t-4}$	0.33 (2.57)	−0.15 (−1.12)	−0.04 (−0.33)	−0.15 (−1.20)	3.56 (0.99)	−6.06 (−1.64)	1.89 (0.51)	−6.26 (−1.76)
ΔSPI_{t-1} to ΔSPI_{t-4}	0.007 (1.47)	0.00 (0.19)	−0.01 (−2.39)	−0.00 (−0.07)	0.27 (1.99)	0.01 (0.05)	0.34 (2.27)	−0.02 (−0.11)
R^2 / Adj R^2	0.576 / 0.482				0.271 / 0.110			

주: 1) <표 A-2>의 주 참조.

2) 전세가격 지수의 경우 계절성이 나타나고 있어 VAR 모형에 계절가변수를 포함하였음.