

부동산 가격 거품과 가격 전망

김 경 환(서강대학교 교수)
이 한 식(서강대학교 부교수)

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 감소할 뿐 아니라 기업의 담보 제공 능력이 저해되고 금융기관의 부실채권이 증가하여 대출이 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 하락하였다. 장기적으로 부동산 가격 변동은 시장의 수요와 공급에 미치는 미시적·거시적 변수 및 정책변수들에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 반면에 자산가격의 급격한 변동을 거품의 생성과 소멸의 과정으로 설명하려는 견해도 있다. 특히 언론과 일부 학자들은 1980년대 후반 GNP 대비 지가총액의 국제비교 등을 근거로 우리나라 부동산 가격이 지나치게 높다고 주장하였으며(김경환 1991) 1990년대의 가격 하락은 이러한 거품이 파괴되는 과정이라고 해석하였다.

‘거품’이라는 개념은 직관적으로는 간단해 보이지만 거품의 존재 여부에 대한 검증에는 기술적 문제들이 따른다. 뿐만 아니라 거품의 검증은 사후적으로만 가능하고 분석대상기간을 어떻게 선정하는가에 따라 검증 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 존재를 파악한 다음 향후 부동산 가격을 전망하는 데 있다. 이 논문은 서론을 포함하여 모두 4개의 장으로 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 부동산 가격거품에 관한 이론과 국내외 연구동향 및 실증분석의 쟁점들을 정리하고 우리나라 시계열 자료를 분석한다. 제Ⅲ장에서는 부동산가격에 대한 전망을 시도한다. 제Ⅳ장에서는 연구결과의 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

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

Ⅱ. 가격거품 이론과 기존의 실증분석

1. 가격거품 이론

이론적으로 주식·외환 등의 금융자산 또는 부동산의 장기 균형가격은 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 주택시장에서 주택구입자들의 행태를 설문조사를 통해 분석한 Case(1986)와 Shiller(1990)에 따르면 주택구입자들이 시장기본가치를 결정하는 중요한 변수들의 추이에 대한 객관적인 정보는 무시하고 국지적인 거래사례와 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 매기에 일정한 수익 D_t 를 영속적으로 창출하는 자산이 있다고 하자. 이 자산의 거래자들은 모두 위험 중립적이며 동일한 정보집합을 지니고 있다고 가정하자. 할인율이 매기 r 로 일정하다면 이 자산의 t 기 가격(P_t)과 $(t+1)$ 기 예상가격(P_{t+1}) 및 할인을 사이에는 다음과 같은 차익거래 방정식(arbitrage equation)이 성립한다.

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

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

방정식 (2-1)의 하나의 해는

$$P_t = \sum_{j=0}^{\infty} \sum D_{t+j} / (1+r)^j = P_t^* \quad (2-2)$$

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

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

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

여기서 Z_t 는 평균이 0인 오차항(white noise)이다. B_t 를 성장하는 합리적 거품(growing rational bubble)이라고 하는데 그 이유는 합리적 기대의 가정하에 도출되었으며 매기 r 의 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. 이들은 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 행태에 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 경제성장률에 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(1999)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.

$$Q_t^d = \alpha_0 - \alpha_1 P_t + \beta_1 P_{t+1|t-1} + \gamma_1 X_t + v_t \quad (2-4)$$

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

여기서 P_t 는 부동산 가격, Q_t 는 수량이며 v_t 와 e_t 는 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 , Y 는 각각 수요함수와 공급함수에 영향을 미치는 외생변수들의 벡터이다.

균형에서는 수요와 공급이 일치하므로 P_t 에 관한 다음의 정차방정식을 얻을 수 있다.

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

여기서 $\alpha_1 = -(\alpha_1 + \delta_1)$, $\alpha_0 = (\alpha_0 - \delta_0)$, $u_t = v_t - \epsilon_t$ 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.

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

여기서 $e_{t+1} = Z_{t+1} - Z_{t+1|t}$.

성장하는 합리적 거품항은 다음과 같이 도입할 수 있다.

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

거품의 존재 여부를 검정하기 위해서는 방정식 (2-7)에서 α_1 과 β_1 을 추정한 후 거품항을 만들고 이것을 설명변수에 추가하여 아래 식 (2-9)를 추정하여 c 의 계수가 통계적으로 유의한 플러스 값을 갖는지를 보면 된다.

$$\alpha_1 \Delta P_t + \gamma \Delta Z_t + c BB_t + (u_{t+1} - u_t) = 0 \quad (2-9)$$

여기서 $\Delta P_t = P_{t+1} - P_t$, $\Delta Z_t = Z_{t+1} - Z_t$ 이고 $Z_{t+1|t} = (1+g)^t$ 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 추가변수에 거품이 포함되어 있는 등의 모형 설정상의 문제점을 지적하였다. 그는 1980년대 후반 이후 우리나라 지가의 변동이 시장 기본요인만으로 충분히 설명되지 않는다는 점은 인정하지만 그 괴리가 반드시 거품에 의한 것은 아니라고 주장하였다. 즉 지가의 급격한 변동이 유동성 및 원화 환율 변동에 따른 지가의 과잉반응현상에 의해 설명될 수 있다는 것이다.

한편 김경환-서승환의 모형에 가격 하락 가능성을 감안한 기울기 가변수를 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

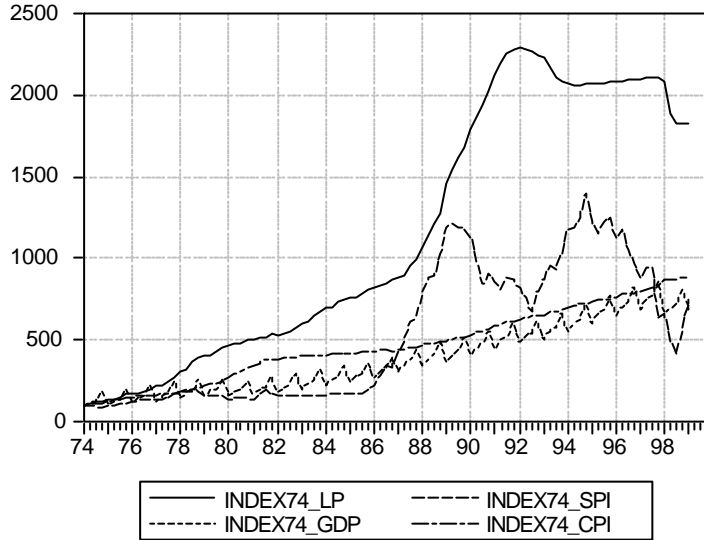
지난 30여 년간의 급속한 경제성장과 이에 따른 도시화 과정에서 토지·주택 등 부동산에 대한 수요는 급속하게 증가하였다. 반면 가용토지 공급에 대한 제약과 주택에 대한 각종 규제 등으로 부동산의 공급은 상대적으로 부진하여, 특히 1980년대 말까지는 부동산 가격이 다른 물가보다 훨씬 급속한 상승세를 보였다. 이에 따라 부동산 가격의 상승이 비정상적이라는 인식이 보편화 되었다.

그러나 1990년대 초 이후 부동산 경기가 하락하기 시작하면서 부동산가격 변동에 대한 인식에 변화가 나타나기 시작하였으며, 특히 최근에는 외환위기 이후의 경기침체에 따라 자산디플레 현상으로 인한 부작용을 우려하는 단계로 전환하였다. 사실 우리나라의 부동산가격이 비정상적으로 빨리 상승하였는지, 아니면 경제의 기본 여건(economic fundamentals) 및

다른 물가와 비교하여 걱정한 것이었는지를 판단하기는 쉽지 않다.

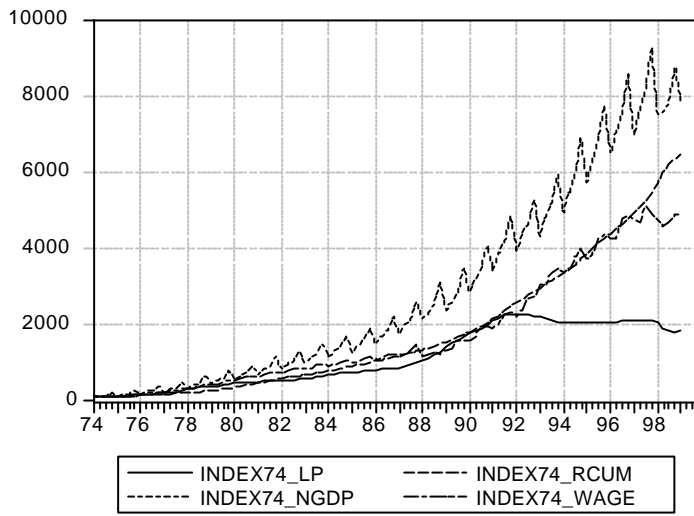
실제로 <그림 3-1>에서 볼 수 있는 바와 같이 지가통계가 시작된 1974년 이후 현재까지 전국지가지수는 실질생산(GDP), 주가지수(SPI), 물가지수(CPI) 등 다른 경제변수보다 빠르게 상승하였다. 그러나 <그림 3-2>를 보면 경상GDP, 명목임금, (누적) 회사채

<그림 3-1> 전국 지가지수와 주요 거시경제 지표 추이



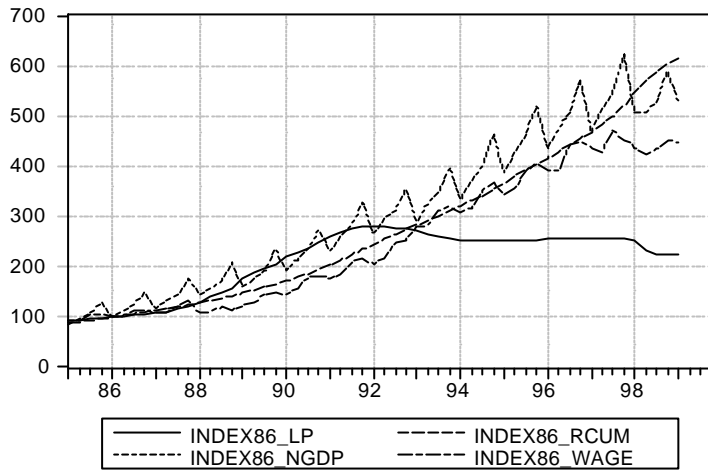
주 : 1974년 1분기 기준 100으로 하여 계수화한 수치를 나타냄

<그림 3-2> 전국 지가지수와 생산요소가격 추이(1974=100)

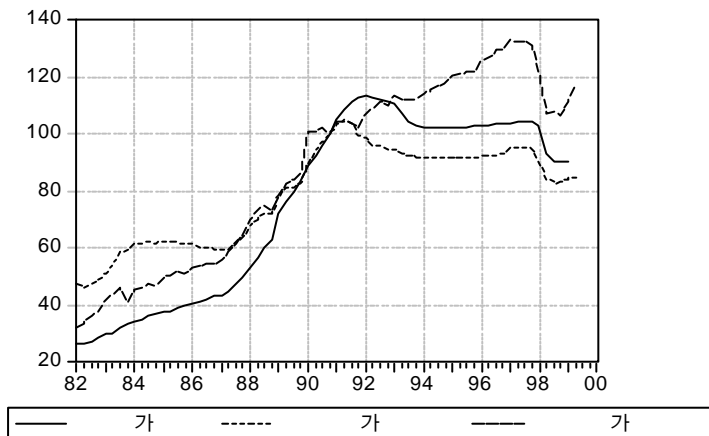


주 : 1) 1974년 1년분기준 100으로 하여 지수화한 수치들 나타냄
 2) 누적 회사채유동수익률(RCUM)은 분기별 이자손을 이용하여 1974년 1년분기준부터의 복리(또는 중첩)수익률을 도출한 것임

<그림 3-3> 전국 지가지수와 생산요소가격 추이(1986=100)



<그림 3-4> 유형별 부동산 가격 추이(1990. Q4 = 100)



주: 1) 1986년 14분기를 100으로 하여 계수화한 수치들 나타냄
2) <그림 3-2>의 주 참조

유통수익률(RCUM) 등은 지가보다 빠른 속도로 상승하였다는 것을 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.

물론 여러 경제시계열 자료의 추세를 비교하는 경우, 비교 시점에 따라 다른 패턴을 나타내게 된다. 앞에서는 지가통계가 시작된 1974년 이후를 대상으로 분석하였는데, 부동산 가격이 급격히 상승한 1980년대 후반 이전인 1986년을 기준으로 다른 경제변수와의 추세를 정리한 <그림 3-3>을 보면 1991년까지는 지가상승이 경상GDP의 성장률과 비슷하거나 약간 높았던 것으로 분석된다. 그러나 이러한 괴리는 1992년을 기점으로 사라지고, 그 이후는 지가상승이 경상GDP뿐만 아니라 다른 생산요소의 가격상승보다도 상대적으로 낮게 나타났다.

부동산 시장은 지역별·유형별로 다른 여러 개의 국지적 시장으로 이루어져 있어서 부동산 경기를 일괄적으로 분석할 수는 없다. 특히 지가상승이 토지수요가 급격히 증가한 대도시

지역을 중심으로 진행되어 지역별 격차가 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 <그림 3-4>에서 볼 수 있는 바와 같이 부동산 가격의 변동 추세 및 패턴은 대체로 비슷하기 때문에 대표적인 부동산 가격 지수를 이용하여 전체 부동산 경기의 움직임을 파악할 수 있다.²⁾ 부동산 가격은 투기적 요인에 따라 변화하기도 하지만 일반적으로 전체 경제의 경기변동에 의해 영향을 받는 것으로 인식되고 있다. 이를 분석하기 위해 부동산 가격과 주요 경제지표 사이의 상관성을 추정하였다. <표 3-1>를 보면 지가와 주요 거시 경제지표 사이에 상관도가 높은 것을 알 수 있는데, 특히 전체 경기순환을 반영하는 실질GDP 및 물가수준(CPI)과의 상관관계가 가장 높은 것으로 나타났다. 그러나 시계열자료가 지속적으로 성장하는 추세를 갖고 있는 경우 단순히 상관관계를 분석하는 것은 한계가 있다. 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 관계에 대한 추론을 하기 위해서는 공적분 분석을 사용해야 하는데, 공적분 기법에 의한 분석에 대해서는 아래의 가격거품에 관한 검정에서 자세히 다루기로 한다.

추세를 갖고 있는 경우 불안정한 시계열을 분석하는 데 나타날 수 있는 문제를 해결하기 위하여 추세를 제거한 증가율 자료를 사용하기도 하는데, <표 3-2>는 증가율을 이용하여 도출한 변수 사이의 상관관계를 나타낸다. 증가율 자료의 상관관계를 보면 수준변수의 경우보다 상관계수의 값이 훨씬 작게 나타났으며, <표 3-1>의 결과와는 달리 지가변화와 경상GDP 성장률 사이의 상관계수가 가장 높은 것으로 나타났다. 여기서 구한 상관계수의 값은 연간자료를 이용한 한국감정원(1998)의 결과보다 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 달라지게 되어 경기순환에 의한 변동요인을 제대로 파악할 수 없기 때문이라 분석된다. 실제로 이를 연간 자료로 조정하여 추정하는 경우 상관계수의 값은 <표 3-2>의 수치들보다 0.1~0.2 정도로 높게 추정되었으나, 한국감정원(1998)에서와 같이 0.8~0.9 내외의 높은 값과는 차이가 크게 나타났다.³⁾ 상관계수의 값은 작았지만, 통상적인 기준에서의 상관성 검정을 적용하면 모두 유의성이 있음을 알

<표 3-1> 지가와 주요 경제지표의 상관관계 분석

	LP	GDP	NGDP	CPI	SPI	M2	RCUM	WAGE
LP	1.000							
GDP	0.922	1.000						
NGDP	0.892	0.984	1.000					
CPI	0.925	0.952	0.951	1.000				
SPI	0.881	0.811	0.759	0.771	1.000			
M2	0.806	0.923	0.968	0.916	0.649	1.000		
RCUM	0.846	0.946	0.983	0.942	0.693	0.995	1.000	
WAGE	0.868	0.962	0.991	0.950	0.730	0.973	0.986	1.000

2) 지역별·유형별 패턴에 대한 보다 상세한 분석은 김관영·손재영(1997) 참조.

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

<표 3-2> 지가변화와 주요 경제지표의 변동률의 상관관계 분석

	PCH_LP	PCH_GDP	PCH_NGDP	PCH_CPI	PCH_M2	PCH_SPI
PCH_LP	1.000					
PCH_GDP	0.342	1.000				
PCH_NGDP	0.565	0.429	1.000			
PCH_CPI	0.259	-0.197	0.573	1.000		
PCH_M2	0.350	-0.089	0.293	0.184	1.000	
PCH_SPI	0.131	0.164	-0.025	-0.089	0.025	1.000

주 : 실질 및 경상 GDP의 경우 계절변동 요인을 감안하여 전년 동기 대비 성장률을 다른 변수의 경우 전년 동기 대비 변화율을 이용함 수 있다.

2. 가격거품의 존재 여부 검정

제 II 장에서 설명한 것처럼 기존의 가격거품에 관한 실증분석은 거품의 식별에 근본적인 어려움이 따른다는 문제를 갖고 있어 그 결과의 신빙성에 한계가 있다. 이론적으로 가격거품은 시장기본가치와 무관한 외생적인 요인에 의해서 발생하지만, 실증분석에서는 시장기본가치를 정확하게 파악하는 것이 불가능하다. 따라서 가격거품을 자산가격 중에서 시장기본가치를 제외한 부분으로 정의할 경우, 실증분석상 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 경기를 나타내는 가격지수가 전체 경제의 경기변동을 나타내는 지표들과 일정한 관계를 나타내며 동행하면 거품의 존재가 배제된다고 할 수 있다. 공적분 검정법은 이들 변수 사이에 장기균형관계의 존재 여부에 대한 분석을 통해 거품의 존재 여부를 점검하는 방법이다. 이러한 공적분 검정법도 가격거품의 움직임을 모형설정오류의 가능성으로부터 분리해 내는 완벽한 방법은 아니지만, 가격거품을 식별할 필요가 없어서 모형의 제약으로부터 자유로우며, 또한 추정 및 검정이 간단하다는 장점이 있다.

부동산 가격거품을 분석하기 위해서는 가격을 설명할 수 있는 변수의 선정과 가격결정모형에 대한 추정이 선행되어야 한다. 부동산 시장은 지역별·유형별로 다른 여러 개의 국지적 시장으로 이루어져 있으며, 특히 지가상승이 토지수요가 급격히 증가한 대도시 지역을 중심으로 진행되어 지역별 격차가 크다. 그러나 부동산 가격의 변동 추세 및 패턴은 대체로 비슷하기 때문에, 대표적인 부동산가격지수와 주요 경제지표들과의 관계를 파악함으로써 전체 부동산 경기의 움직임과 전체 경제의 경기순환과의 관계를 분석할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 전국 지가지수를 부동산 경기를 대표하는 가격지수로 간주하고, 그밖에 전국 주택매매가격지수와 주택전세가격지수를 보조 지수로 사용하였다. 실물경제의 경기순환을 반영하는 지수로는 실질국내총생산(GDP)을 사용하였으며, 부동산에 대한 대체자산이라 할 수 있는 주가지수를 경기의 움직임을 파악하고 예측하는데 필요한 변수로 이용하였다.

부동산 가격에 거품이 나타나는지를 분석하기 위해서는 부동산 가격의 근본가치가 무엇인가

를 정의할 수 있어야 한다. 즉 부동산 가격결정모형에 포함되는 변수의 선정 및 모형의 추정이 선행되어야 한다. 앞에서 설명한 바와 같이 자산의 가치는 일반적으로 미래 배당소득의 현재가치로 평가되며, 부동산의 경우 토지 또는 주택이 제공하는 서비스의 현재가치에 의해 결정된다. 여기서 부동산이 제공하는 서비스의 가격은 시장수요와 공급에 의해 결정되므로, 따라서 부동산의 가격은 이러한 시장공급과 수요에 영향을 미치는 여러 요인의 영향을 받는다. 소득수준의 변화, 인구 및 고용, 장·단기 금리, 건축비, 부동산 관련 세제를 비롯한 정부규제 등이 부동산의 수요 또는 공급에 영향을 미치는 요인으로 작용할 수 있으며, 또한 자본이득을 목적으로 하는 투기수요 역시 부동산 가격에 영향을 미칠 수 있다. 이와 같이 부동산 가격은 다른 자산가격과 마찬가지로 다양한 경제 구조적 변수와 시장참여자의 행태에 따라 복잡한 상호작용으로 나타나기 때문에 그 내재가치(intrinsic value)를 간단한 모형으로 파악하는 데는 한계가 있다.

공적분 검정법은 모형에 포함된 변수들이 불안정적인 경우 이들 사이의 장기적인 움직임만을 대상으로 균형관계의 존재 여부를 검정함으로써 가격결정모형의 선정이 간단하며, 최근 컴퓨터 프로그램의 개발에 따라 모형의 추정 및 검정 작업 또한 쉽게 처리할 수 있다는 장점이 있다. 특히 기존의 접근방법과는 달리 가격거품을 직접 식별할 필요가 없어서 모형의 제약에 자유로우며, 모형설정오류로 인해 나타나는 문제점을 피할 수 있다.

공적분 개념은 불안정한 특징을 갖고 있는 시계열 상호간에 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.

예를 들어 두 개의 시계열 X_t, Y_t 모두 $I(1)$ 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_t 를 균형오차라 한다. 주식가격이 합리적으로 계산된다면 어떤 회사의 지분으로서의 주식 가격은 미래의 기대 배당의 현재가치가 될 것이며, 이 경우 주식가격과 배당률이 $I(1)$ 과정을 따르는 불안정 계열이면 두 변수 사이에는 공적분 관계가 있을 것이라는 예상을 할 수 있다.

이러한 관계를 부동산 가격에 적용시킬 수 있다. 즉 자산의 가치는 일반적으로 미래 배당소득의 현재가치로 평가되며, 부동산의 경우 토지 또는 주택이 제공하는 서비스의 현재가치에 의해 결정된다. 여기서 부동산이 제공하는 서비스의 가격은 시장수요와 공급에 의해 결정되므로 부동산 가격은 이러한 서비스의 현재가치에 영향을 미치는 경제변수의 움직임과 밀접한 관계가 있을 것이다. 본 논문에서는 전체경제의 경기순환을 가장 잘 나타내는 지표인 실질 국내총생산(GDP)이 부동산 가격과 공적분관계가 있는지를 검정하여, 부동산 가격이 시장의 근본가치의 움직임으로는 설명할 수 없는 지속적인 거품을 나타내는가를 분석하고자 한다.

Engle·Granger에 의해서 개발된 공적분 검정법은 두 개의 적분 계열 X 와 Y 에 대해서 $Y_t = \alpha X_t + Z_t$ 의 회귀식에서 잔차항 Z_t 가 안정적 계열을 이루는가를 점검하는 방법으로 다음의 2단계 과정으로 구성되어 있다. 첫째, Y 를 X 에 대해 회귀분석하여 잔차항 Z_t 를 구한 다음, 둘째 Dickey-Fuller 검정법을 이용하여 Z_t 에 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 이용하고자 한다.

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

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

식 (3-1)은 다시 다음과 같이 표기할 수 있다.

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

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

2) 지가지수와 실질GDP

실증분석에 사용된 자료는 1974. Q1 ~ 1999. Q1까지의 분기별 자료로, <그림 3-1>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.⁴⁾

이러한 방법을 이용하여 분석한 결과 <표 3-3>에 제시된 바와 같이 전국 지가지수는 부동산 가격의 내재가치에 영향을 주는 실질GDP와 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 부동산 가격이 그 내재가치로부터 이탈하여 일시적인 거품이 발생할 가능성은 있지만 장기적으로는 내재가치에 의해 결정된다는 것을 의미한다.

공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 GDP의 계수가 0.00142로 실질GDP가 10억원 증가할 때 지가지수는 평균적으로 0.00142 정도 상승하는 추세를 보여 왔음을 나타낸다.

$$LP = 5.07 + 0.00142 GDP \quad (3-3)$$

이러한 관측은 성장하는 합리적 거품(growing rational bubble)이 존재한다는 것을 보인 기존의 실증분석 논문(김경환-서승환, 1990)과 다른 결과를 나타내고 있다. 그러나 이러한 차이는 부동산 가격의 상승이 급속하게 나타났던 1980년대 말 이래 지가가 지속적으로 하락하여 1990년 이후 거품이 해소되었기 때문이라고 분석된다. 실제로 1989년까지의 자료를 이용하

4) 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.

여

공적분

검정을

하는

<표 3-3> 지가와 GDP 사이의 공적분 검정

(1) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1999.Q1			
- Cointegration test			
$H_0 : r = 0$ LR = 2187** Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) $H_0 : r \leq 1$ LR = 0.93 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%) Normalized Cointegrating Vector: $z_c = LP_t - 0.00142GDP_t - 5.0735$			
- Estimation of error-correction models			
Regressor	ΔLP_t		ΔGDP_t
z_{t-1}	-0.03 (-3.10)		21.81 (2.56)
Constant	-2.74 (-2.36)		-2635.58 (-2.63)
SD2 SD3 SD4	6.71 (3.58)	1.64 (0.96) 0.67 (0.33)	5083.47 (3.14) 4130.88 (2.79) 4215.86 (2.40)
ΔLP_{t-1} to ΔLP_{t-4}	0.48 (4.64)	0.01 (0.40)	-0.01 (-0.08)
	0.42 (3.16)		185.59 (2.08) 153.77 (1.52) -354.09 (-3.45) -36.55 (-0.32)
ΔGDP_{t-1} to ΔGDP_{t-4}	0.001 (5.25)	0.00 (0.83)	0.00 (0.21)
	0.00 (1.14)		-0.12 (-1.36) -0.21 (-2.15) -0.30 (-3.04) 0.52 (5.08)
R^2 / Adj R^2	0.693 / 0.649		0.978 / 0.975
(2) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1989.Q4			
- Cointegration test			
$H_0 : r = 0$ LR = 12.72 Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%) $H_0 : r \leq 1$ LR = 3.00 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)			

주 : 괄호 안의 숫자는 t-값을 나타냄

경우, <표 3-3>에 제시된 바와 같이 지가지수와 실질GDP 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 거품의 존재를 입증한 김경환-서승환(1990)의 결과와 일치한다.

공적분이 존재하지 않는 경우에는 부동산 가격의 근본가치를 결정하는 모형의 선정오류 (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 시장에서의 내재가치를 반영하는 경제기본요건으로부터 괴리가 나타나 일시적인 거품이 발생할 가능성은 있지만 장기적으로는 시장의 효율성에 의해 거품이 지속될 수 없다는 것을 의미한다.

3) 상대지가지수와 실질GDP

앞에서는 지가에 대한 명목지수에 대해 거품의 존재 여부를 분석해 보았다. 그러나 이와 같이 명목지수를 사용하면 경제전체적으로 물가상승이 높게 나타나는 경우 거품의 존재 가능성을 지나치게 높게 만들 우려가 있다. 한 재화의 수요 분석에서 의미 있는 가격변수는 다른 재화 가격과 비교한 상대가격이므로, 이 경우에도 경제학적으로 보다 유용한 토지가격은 명목지가와 다른 재화가격 사이의 상대지가라 할 것이다. 즉 부동산 가격의 상승이 다른 일반 재화의 가격보다 상대적으로 높은 경우에만 부동산 가격에 거품이 나타난다고 할 수 있다.

이러한 기준을 적용시켜 분석하기 위해 여기에서는 전국(명목)지가지수를 GDP 디플레이터로 나누어 물가상승을 감안한 상대지가지수(RLP: relative land price index)를 도출하여 사용하였다. 분석결과 아래의 <표 3-4>에 제시된 바와 같이 상대지가지수는 실질GDP와 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞의 명목지수에 대한 분석결과로부터 예상할 수 있는 것이다. 즉 명목지수에 거품이 나타나지 않는 경우, 물가상승을 감안한 부동산의 상대가격도 그 내재가치로부터 이탈하여 일시적인 거품이 발생할 가능성은 있지만 장기적으로는 내재가치에 의해 결정된다는 것을 의미한다. 공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 GDP의 계수가 0.00037로 실질GDP와 상대지가지수는 양의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 소득증가에 따라 부동산에 대한 수요가 절대적으로 뿐만 아니라 다른 재화에 대한 수요보다 더 크게 증가하는 우등재(superior good)의 특징을 나타내고 있다는 것을 의미한다.

$$RLP = 50.35 + 0.00037 GDP \quad (3-4)$$

4) 지가지수와 경상GDP

앞에서와 같이 상대지가지수를 이용하면 거품의 존재 여부에 대한 분석에는 의미가 있지만 예측에는 유용하지 못하다. 상대가격지수에 대한 추정결과를 이용하여 예측치를 도출하는 경우 이는 전체 물가수준의 변화를 감안한 상대적인 부동산 가격에 대한 전망을 위해서만 사용할 수 있을 뿐 부동산 가격 자체에 대한 예측치를 구하는 데는 사용할 수 없기 때문이다.

따라서 경상GDP와 지가지수를 이용하여 물가수준의 변화를 감안한 부동산 상대가격과 실질GDP 사이의 관계를 분석하고자 한다. 이 경우 추정결과를 지가지수의 예측에 직접 사용할 수 있다는 장점이 있는데, 분석결과는 앞의 두 경우와 유사하게 나타났다. 즉 <표 3-4>에 제시된 바와 같이 지가지수는 경상GDP와 공적분 관계가 있는 것으로 나타나 부동산 가격은 장기적으로 그 내재가치에 영향을 미치는 국민소득수준에 의해 결정된다는 것을 의미한다. 공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 경상GDP의 계수가 0.00062로 명목소득이 10억

<표 3-4> (상대)지가와 GDP 사이의 공적분 검정

(1) 상대지가와 실질GDP							
- Cointegration test							
H ₀ : $\gamma=0$		LR=19.02*	Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%)				
H ₀ : $\gamma \leq 1$		LR= 0.06	Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)				
Normalized Cointegrating Vector: $z_c = RLP_t - 0.00037GDP_t - 50.35$							
- Estimation of error-correction models							
Regressor	ΔRLP_t				ΔGDP_t		
z_{t-1}	-0.05 (-3.14)				17.70 (2.21)		
Constant	-1.96 (-1.08)				-5628.35 (-5.59)		
SD2 SD3 SD4	2.10 (0.69)	2.02 (0.72)	1.65 (0.53)	7317.65 (4.36)	8742.63 (5.70)	8996.73 (5.23)	
ΔRLP_{t-1} to ΔRLP_{t-4}	0.14 (1.71)	0.01 (0.08)	0.06 (0.69)	0.65 (7.48)	113.43 (2.45)	68.33 (1.43)	-27.47 (-0.57) -176.98 (-3.67)
ΔGDP_{t-1} to ΔGDP_{t-4}	0.00 (1.56)	0.00 (1.41)	0.00 (1.07)	0.00 (0.92)	-0.14 (-1.55)	-0.04 (-0.45)	-0.18 (-2.01) 0.32 (3.56)
R ² / Adj R ²	0.593 / 0.534			0.978 / 0.975			
(2) 명목지가와 경상GDP							
- Cointegration test							
H ₀ : $\gamma=0$		LR = 24.06**	Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%)				
H ₀ : $\gamma \leq 1$		LR = 0.26	Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)				
Normalized Cointegrating Vector: $z_c = LP_t - 0.00062NGDP_t - 34.28$							
- Estimation of error-correction models							
Regressor	ΔLP_t				$\Delta NGDP_t$		
z_{t-1}	-0.01 (-0.68)				45.13 (4.36)		
Constant	0.13 (0.23)				98.17 (0.19)		
SD2 SD3 SD4	0.21 (0.29)	0.22 (0.33)	-0.33 (-0.48)	2003.98 (3.07)	1771.14 (2.90)	1514.68 (2.34)	
ΔLP_{t-1} to ΔLP_{t-4}	0.51 (4.82)	0.09 (0.69)	0.06 (0.50)	0.25 (1.66)	356.40 (3.61)	319.29 (2.82)	-599.67 (-5.16) -199.33 (-1.43)
$\Delta NGDP_{t-1}$ to $\Delta NGDP_{t-4}$	0.00 (0.65)	-0.00 (-0.83)	-0.00 (-1.05)	-0.00 (-0.42)	-0.20 (-3.01)	-0.28 (-4.58)	-0.35 (-5.40) 0.67 (9.41)
R ² / Adj R ²	0.606 / 0.549			0.969 / 0.965			

주 : <표 3-3>의 주 참조

원 증가할 때 지가지수는 평균적으로 0.00062 정도 상승하는 추세를 보여 왔음을 나타낸다.

$$LP = 34.28 + 0.00062 NGDP \quad (3-5)$$

5) 지가지수와 주가지수

앞에서는 부동산 가격의 움직임을 실물경제의 경기순환을 반영하는 실질GDP와 비교하여 분석하였는데, 여기에서는 경기의 움직임을 파악하고 예측하는 데 자주 사용하는 주가지수를 이용하여 부동산 가격과의 관계를 분석해 보았다. <표 3-5>의 검정 결과를 보면 지가지수와 주가지수 사이에는 공적분 관계가 존재한다는 결론을 도출할 수 있다. 이는 <그림 3-1>에 나타난 것과 같이 두 변수가 단기적으로는 다른 방향으로 움직일 가능성이 있지만

장기적으로는 같이 움직이는 추세를 보이고 있음을 의미한다. 이 경우에도 앞에서와 같이 1989년까지의 자료를 이용하여 공적분 검정을 하면 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 이 때까지의 지가의 움직임에는 투기적 거품이 내포되어 있다는 김경환-서승환(1990)의 결과와 일치한다.

공적분 관계식에 대한 추정치를 보면 SPI의 계수가 0.1168로 나타나, 주식가격의 상승은 궁극적으로 부동산 가격의 상승을 동반하고 따라서 주식이 부동산에 대한 대체자산임을 알 수 있다.

$$LP = 9.30 + 0.1167 SPI \quad (3-6)$$

여기서 유의해야 할 점은 주식가격과 지가 사이에 공적분 관계가 존재한다는 사실을 부동산

<표 3-5> 지가와 주가지수 사이의 공적분 검정

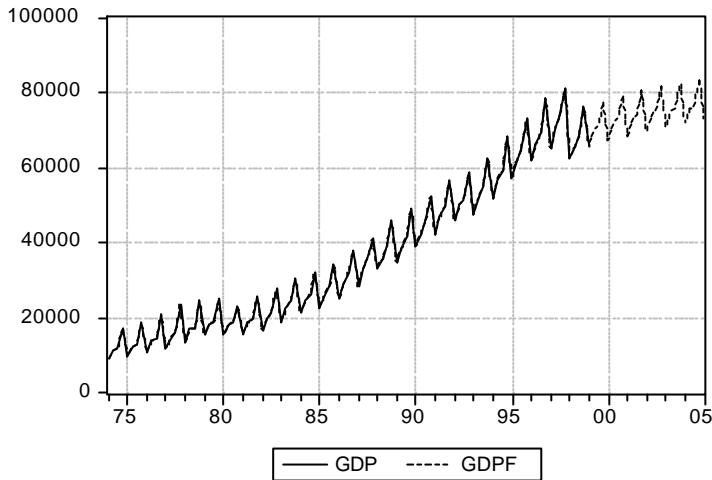
(1) 추정기간 : 1974.Q1 ~ 1999.Q1								
- Cointegration test								
H ₀ : r=0 LR = 37.62** Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%)								
H ₀ : r≤1 LR = 1.54 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)								
Normalized Cointegrating Vector: z _c = LP _t - 0.11679SPI _t - 9.2993								
- Estimation of error-correction models								
Regressor	ΔLP_t			ΔSPI_t				
z _{c-1}	-0.04 (-3.72)			1.01 (2.19)				
Constant	0.17 (1.01)			7.30 (1.10)				
ΔLP_{t-1} to ΔLP_{t-4}	0.27 (2.51)	-0.05 (-0.46)	0.02 (0.04)	0.50 (3.79)	7.13 (1.61)	-8.32 (-1.83)	-2.73 (-0.60)	-1.30 (-0.25)
ΔSPI_{t-1} to ΔSPI_{t-4}	0.001 (0.19)	0.00 (1.17)	-0.00 (-0.87)	-0.00 (-0.92)	0.14 (1.16)	0.13 (1.11)	0.36 (3.12)	0.19 (1.49)
R ² / Adj R ²	0.614 / 0.573			0.228 / 0.149				
(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≤1 LR = 1.78 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)								

주 : 괄호 안의 숫자는 t-값을 나타냄

가격에 거품이 없음을 입증하는데 직접 사용될 수는 없다는 것이다. 이는 박원암(1992)이 지적한 바와 같이 주식가격에 거품이 내재해 있을 가능성 때문이다. 실질GDP도 거품경기를 반영하고 있을 가능성을 배제할 수 없으므로, 이러한 측면은 실질GDP와의 공적분 관계에 대해서도 적용될 수 있다. 그러나 실물경제의 경우 그러한 거품경기가 오래 지속될 수 없으므로, 실질GDP를 시장근본가치의 척도로 사용하는 것은 논란의 여지가 없을 것이다. 본 논문에서는 주가지수의 움직임이 부동산 경기에 선행한다는 기존의 연구 결과를 토대로 주가와 지가 사이의 이러한 관계를 지가 예측에 사용하기 위해 공적분 관계식 및 오차수정모형을 추정해 보았다.

아래의 제IV장에서는 이러한 검정결과를 토대로 지가와 GDP 및 주가 사이에 나타나는 공적분 관계를 고려한 오차 수정 모형을 추정하여 부동산 가격에 대한 전망을 위한 예측치를 만들어 내는데 사용하고자 한다.

<그림 4-1> VAR 모델을 이용한 GDP 예측치



IV. 부동산 가격 전망

1. 가격 전망을 위한 전제

1) 거시경제 전망

경제변수의 예측치를 추정하기 위한 모형은 다양하게 만들어질 수 있다. 거시경제에 대한 전망을 위해서는 일반적으로 거시경제의 부문별 상호작용을 표현하는 연립방정식 체계를 이용하는 방법이 많이 사용되고 있다. 그러나 이러한 방법은 모형에 포함된 외생변수의 미래 값에 대한 가정에 따라 결과가 크게 달라질 수 있다. 즉 실제로 모형에 포함된 외생변수의 미래 값을 전제로 하여 조건부 예측치(conditional forecast)를 추정하는 경우, 외생변수의 미래 값에 대해 여러 개의 가능한 시나리오를 대상으로 예측치를 만들고 각 시나리오의 발생 가능성을 평가하는 방법을 사용한다. 예를 들어 우리 경제가 IMF 관리 체제로부터 탈피하여 향후 성장률을 4~6% 기록하는 경우를 가정하여 예측치를 추정해야 하는데, 이 때 외생변수의 미래 값이 예상 시나리오와 유사하면 예측치가 제대로 도출될 수 있으나, 그렇지 못한 경우 예측치의 신뢰성은 크게 떨어진다.

반면 VAR 모형은 모든 내생변수들의 현재 값이 그 자신의 과거 값에 의해 설명되도록 하는 구조를 갖고 있기 때문에 외생변수의 미래 값에 대한 가정에 의존하지 않고 예측치를 추정할 수 있어 사용하기 편리하다. 이 경우에도 물론 구조변화가 발생하는 경우 예측모형의 적합성이 낮아진다는 문제가 있으나, 이러한 문제는 외생변수의 미래 값을 전제로 하여 조건부 예측치를 추정할 때에도 나타나는 것으로 계량 모형을 이용하여 예측치를 추정하는 경우에는 피할 수 없는 한계이다. VAR 모형을 이용하여 실질GDP와 지가와의 상관관계를 고려하여 모형 내에서 두 변수를 동시에 추정한 결과, 실질GDP에 대한 예측치는 <그림 4-1>에

주 : 1) 1999년 1여분기까지는 실제값을 그 이후는 예측치를 나타냄

나타난 바와 같이 향후 5년간 평균 2% 내외의 낮은 성장률을 나타낼 것으로 추정된다. 이러한 추세에 따르면 2003년경에 들어서 1997년 정도의 실질생산을 회복할 것으로 예상되는

데, 실제 경제성장률이 이러한 예측치보다 높거나 낮으면 아래의 부동산 가격에 대한 예측치 역시 이에 따라 조정되어야 할 것이다.

2) 부동산 정책 변화

부동산 가격에 대한 예측은 GDP와 같이 경기변동 요인뿐만 아니라 주택저당 채권 유통화 제도의 도입, 그린벨트의 일부 해제 등 부동산 정책의 변화에 의해서도 큰 영향을 받는다. 이러한 정책변화는 계량모형의 측면에서 보면 구조변화의 형태로 나타나는데, 본 연구에서는 계량모형을 토대로 예측치를 추정할 후 이와 같은 부동산 정책의 영향이 예측치에 어떤 영향을 미칠 것인가를 다루기로 한다.

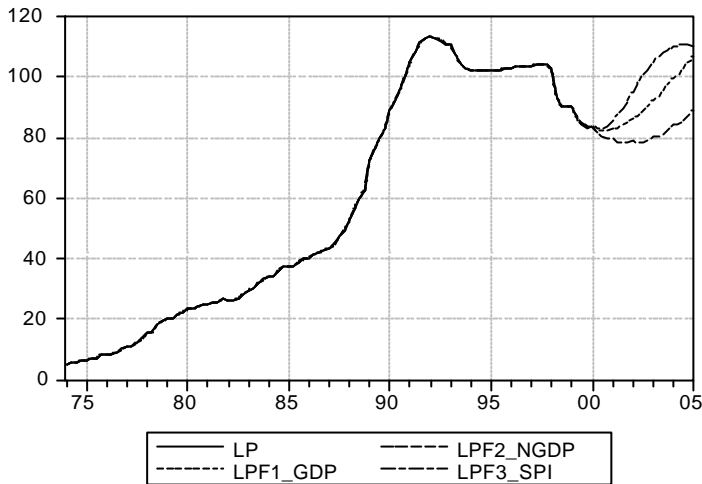
2. 단기 및 중기 부동산 가격 전망

1) 부문별 부동산 가격 전망

거시경제에 대한 전망을 위해서는 일반적으로 거시경제의 부문별 상호작용을 표현하는 연립 방정식 체계를 이용하는 방법이 많이 사용되고 있다. 이는 모형에 포함된 외생변수의 미래 값을 전제로 하여 조건부 예측치를 추정하는 방법으로, 외생변수의 미래 값에 대한 가정에 따라 결과가 크게 달라질 수 있다는 단점이 있다. 이 경우 외생변수가 예측치를 추정하고자 하는 변수에 대해 선행성이 있으면, 현재의 외생변수의 변화가 미래의 내생변수의 움직임에 영향을 미친다는 구조를 감안하여 외생변수에 대한 가정 없이 실제 값을 이용하여 예측치를 만들어 낼 수 있다. Edelstein and Paul(1999)은 이러한 측면을 고려하여 일본은행의 단관(短観), 소비자 신뢰지수 등의 경기예측지수를 부동산 가격의 예측에 적용하였다. 우리나라의 경우에도 산업은행과 전경련(全經聯)의 기업실사지수, 통계청의 경기선행지수, 한국은행의 소비자동향 조사 등이 통계자료가 있으나, 선행성의 정도나 선행기간의 길이가 불규칙하여 예측치를 추정하기 위한 자료로 사용하는 데는 부적합한 것으로 분석되었다.

본 논문에서는 부동산 가격의 예측치를 추정하기 위한 모형으로 제Ⅲ장에서 분석한 부동산 가격지수와 이와 관련된 경제변수의 특징을 고려하여 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용하고자 한다. VAR 모형은 모든 내생변수들의 현재 값이 그 자신의 과거 값에 의해 설명되도록 하는 구조를 갖고 있기 때문에 외생변수의 미래 값에 대한 가정에 의존하지 않고 예측치를 추정할 수 있어 사용하기 편리하다. 특히 공적분 관계를 고려하여 오차수정 제약을 감안한 VAR 모형을 이용하면, 내생변수의 예측치 사이에 나타날 수 있는 장·단기 상호작용을 동시에 고려하여 예측치를 추정하기 때문에 모형의 구조가 간단함에도 불구하고 예측력이 높

<그림 4-2> ECM 모델을 이용한 예측치



- 주 : 1) 1999년 1분기까지는 실제값을 그 이후는 예측치를 나타냄
 2) LPF1은 GDP와의 공적분관계를 이용한 예측치를 나타내며, LPF2는 NGDP와의 공적분관계를 이용한 예측치, LPF3는 SPI와의 공적분관계를 이용한 예측치를 각각 나타낼 수 있는 장·단기 상호작용을 동시에 고려하여 예측치를 추정하기 때문에 모형의 구조가 간단함에도 불구하고 예측력이 높다는 장점이 있다

다는 장점이 있다.

<그림 4-2>에는 앞의 <표 3-3> 및 <표 3-4>에 제시된 오차수정모형의 추정식을 이용하여 각각의 예측치를 추정한 결과를 보여주고 있는데, 두 모형에 의한 전망 결과는 대체로 비슷하게 나타나고 있다. 즉 1997년 IMF관리체제 이후 급속하게 나타났던 하향추세는 1999년까지 지속되다가 2000년부터 서서히 반전되기 시작하여 2003년까지 평균 5% 내외의 완만한 상승세를 보일 것으로 예상된다. 이러한 상승률은 같은 기간 중의 실질GDP 상승률, 주가(지수)상승률에 비해 높게 나타나고 있어, 경기회복세와 함께 1990년대 초 이래 침체되어 있던 부동산 시장이 활성화될 것으로 분석된다. 그러나 상승률은 2003년 이후 다시 완만하게 나타나고 있어, 중·장기적으로는 부동산 가격의 안정화 추세가 나타날 것으로 예상된다. 반면 경상GDP를 이용한 예측치(LPF2)의 경우 앞의 예측치 보다 늦게 증가하여 2000년까지 계속 하락하다가 2001년 하반기에 상승세를 보일 것으로 나타났다. 그러나 그 이후 지속적인 상승 추세를 보여 실물경제의 회복에 따라 부동산 경기도 회복세를 나타낼 것이라는 면은 다른 예측 결과와 일치한다.

주가지수를 이용한 예측치(LPF3)의 경우 2000년 이후 2003년까지는 GDP를 이용한 예측치(LPF1 또는 LPF2)보다 빠르게 증가하는 반면 2003년 이후에는 상승세가 급격하게 꺾이는 것으로 나타났다. 부동산 가격이 GDP뿐만 아니라 주가와도 공적분 관계를 나타내므로 어떤 예측치가 보다 정확한지 사전적으로 판단하는 것은 쉽지 않지만, 주식이 부동산에 대한 대체자산의 역할을 하고 있음을 고려해 볼 때 중·단기적으로는 주식가격의 움직임에 의해 보다 더 큰 영향을 받을 것으로 분석된다. 이 경우 실물경기(여기에서는 실질GDP)에 의해 결정되는 내재가치의 상승 요인을 상회하는 부분은 부동산 시장에 일시적으로 발생할 수 있는 거품경기를 반영한다고 해석될 수 있을 것이다.

상대지가지수에 대한 예측치도 같은 방법으로 도출하였는데, 예측치의 전체적인 추세는 지가지수의 전망치와 비슷하게 나타나 부록으로 처리하였다. 부록의 <그림 A-1>에는 상대지가에 대한 예측치가 제시되어 있다. 추정결과를 보면 2000년까지는 뚜렷한 회복세를 보이지

못하고, 2000년 이후 서서히 상승세가 나타나기 시작하여 2002년까지 상승세를 보일 것으로 예상된다. 이는 다른 물가보다 부동산 가격의 상승이 높게 나타난다는 것을 의미하는 것으로 부동산 시장의 활성화를 예측하는 위의 결과와 일치한다고 할 수 있다.

주택매매가격지수 및 전세가격지수에 대한 예측치도 같은 방법으로 도출하였는데, 앞의 지가지수에 대한 예측치 추정에서 언급한 바와 같이 부동산 가격의 변화는 중·단기적으로 주식가격의 움직임에 의해 보다 큰 영향을 받을 것이라는 점을 고려하여 주가지수와 의 공격분 관계식 및 오차수정모형을 이용하였다. 예측치의 전체적인 추세는 지가지수의 전망치와 비슷하게 나타났다. 부록의 <그림 A-2>과 <그림 A-3>에는 각각 주택매매가격지수와 전세가격지수에 예측치가 제시되어 있다. 추정 결과를 보면 2000년까지는 뚜렷한 회복세를 보이지 못하고, 2000년 이후 서서히 상승세가 나타나기 시작하여 2002년까지 평균 4~6% 가량 상승세를 보일 것으로 예상된다. 이러한 상승률은 같은 기간중의 실질GDP 상승률, 주가(지수) 상승률에 비해 높게 나타나고 있어, 부동산 시장의 활성화를 예측하는 지가지수의 추세와 비슷하게 나타났다. 그러나 상승률은 2003년 이후 다시 완만해지거나 하락세를 보여, 장기적으로는 부동산 가격의 급속한 상승세는 나타나지 않을 것으로 분석된다.

2) 전망의 한계

이러한 전망은 경제여건을 나타내는 실질GDP 또는 주가지수의 움직임이 앞의 모형에서 예측한 것과 같이 나타날 것이라는 가정을 전제로 하고 있다. 특히 1999년 1/4분기까지의 회복세를 반영하여 예측치가 생성되었는데, 1999년의 경제성장률이 1999년 초의 예상보다 훨씬 높게 나타나는 경우 이러한 추세가 부동산 경기를 자극할 가능성이 있다. 반대로 구조조정이 잘못되어 다시 IMF체제의 불황으로 돌아가는 경우, 이러한 예측과는 달리 부동산 시장 역시 당분간 침체 국면을 벗어나지 못하게 될 것이다.

또한 실증분석모형을 이용하여 예측치를 추정하는 경우, 이들 경제변수와 부동산 가격 사이에 나타났던 동학적인 관계가 추정된 모형에서와 같이 향후 수년간 지속된다는 것을 전제로 하고 있다. 따라서 부동산 관련 정책이 크게 바뀌어 부동산에 대한 수요 또는 공급에 큰 변화가 발생하면 이러한 전망과는 다른 결과가 나타날 가능성이 있다. 예를 들어 주택저당채권 유통화 제도의 도입으로 주택금융이 활성화되어 주택구입 수요가 증가하는 경우 주택 매매지수는 앞에서의 전망보다 더 큰 폭으로 상승하게 되고, 반대로 전세에 대한 수요감소로 전세가격지수는 하락하게 될 것이다. 또한 본 논문에서 사용한 실증모형은 부동산 가격의 내재가치를 부동산 시장에서 수요 측면을 대상으로 분석한 접근방법으로, 주택 가격지수의 경우 수요 측면뿐만 아니라 공급 측면도 동시에 고려해야 할 것이다.

V. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 우리나라 부동산 가격변동을 분석하고 향후 가격전망을 제시하는 데 있다. 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 지배적이

다. 즉 주택가격과 주택에 대한 초과수익은 단기적으로는 체계적인 플러스 계열상관을 보이며 장기적으로는 마이너스 계열상관을 보인다는 것이다(Cho 1996). 또한 일부 도시에서는 거품이 발견되었다는 연구결과도 있다. Shiller(1990)의 연구에 따르면 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 있다는 것이다. 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 것이라는 기대하에 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 규제에 의한 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 진정될 수 있었던 중요한 요인은 정부가 부동산 문제 해결을 위해 최초로 공급확대 정책을 단행한 데 있었다. 물론 수요를 진정시키기 위해 부동산 보유과세를 강화하고 토지공개념제도를 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 1992년 이후 지속되어 온 가격 하락이 경제위기라는 특수한 상황에 의해 가속된 것으로 해석될 수 있다. 이런 관점에서 볼 때 전반적인 경제여건이 개선됨에 따라 부동산 가격이 회복되고 있는 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(1999), "Are Japanese Land Price Based on Expectation?," paper presented at the AREUEA-ASRES Joint Conference Maui, May 1999.

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., "Economic Crisis and the Real Estate Sector in Korea: Could Real Estate Price Bubble Have Caused the Economic Crisis?," 『서강경제논집』 28(1), 1999. 3.

Krugman, P., "What happened to Asia?," mimeo, January 1998.

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 Markets 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	0.460	1.000				
PCH_NGDP	0.735	0.436	1.000			
PCH_CPI	0.332	-0.329	0.652	1.000		
PCH_M2	0.466	-0.069	0.595	0.571	1.000	
PCH_SPI	0.246	0.442	0.176	-0.143	0.039	1.000

주 : 1995년부터 1998년까지의 자료를 이용하여 추정함

<표 A-2> 주택매매지수와 주가지수 사이의 공적분 검정

- Cointegration test								
$H_0 : r=0$	LR = 26.35**	Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%)						
$H_0 : r \leq 1$	LR = 3.10	Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)						
Normalized Cointegrating Vector: $z_c = HPI_t - 0.0521SPI_t - 51.12$								
- Estimation of error-correction models								
Regressor	ΔHPI_t				ΔSPI_t			
$z_{c,t-1}$	-0.12 (-4.02)				1.86 (1.39)			
Constant	0.25 (1.01)				8.02 (0.85)			
ΔHPI_{t-1} to ΔHPI_{t-4}	0.27 (2.51)	-0.05 (-0.46)	0.02 (0.04)	0.50 (3.79)	7.13 (1.61)	-8.32 (-1.83)	-2.73 (-0.60)	-1.30 (-0.25)
ΔSPI_{t-1} to ΔSPI_{t-4}	0.001 (0.19)	0.00 (1.17)	-0.00 (-0.87)	-0.00 (-0.92)	0.14 (1.16)	0.13 (1.11)	0.36 (3.12)	0.19 (1.49)
$R^2 / \text{Adj } R^2$	0.573 / 0.503				0.246 / 0.123			

주 : 1) 추정기간 : 1982 Q1 ~ 1999 Q2

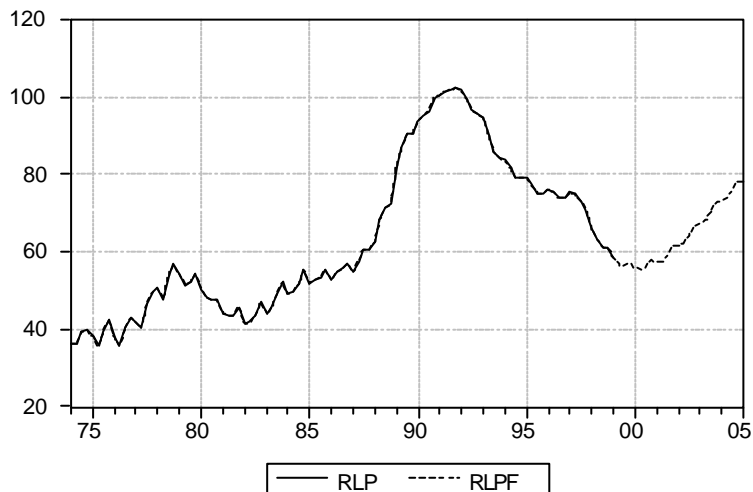
2) 괄호 안의 숫자는 t-값을 나타냄

<표 A-2> 주택전세지수와 주가지수 사이의 공적분 검정

- Cointegration test		
$H_0 : r=0$	LR=16.00* Critical Values: 20.04(1%), 15.41(5%)	
$H_0 : r \leq 1$	LR= 1.89 Critical Values: 6.65(1%), 3.76(5%)	
Normalized Cointegrating Vector: $z = CHON_t, -0.11079SPI_t, -27.08$		
- Estimation of error-correction models		
Regressor	$\Delta CHON_t$	ΔSPI_t
z_{t-1}	-0.10 (-3.08)	0.81 (1.00)
Constant	1.28 (2.69)	13.10 (1.16)
$\Delta CHON_{t-1}$ to $\Delta CHON_{t-4}$	0.05 0.03 -0.27 0.08 (2.51) (0.46) (-0.04) (3.79)	7.13 -8.32 -2.73 -1.30 (1.61) (-1.83) (-0.60) (-0.25)
ΔSPI_{t-1} to ΔSPI_{t-4}	0.001 0.00 -0.00 -0.00 (0.19) (1.17) (-0.87) (-0.92)	0.14 0.13 0.36 0.19 (1.16) (1.11) (3.12) (1.49)
$R^2 / \text{Adj } R^2$	0.397 / 0.299	0.234 / 0.108

주: <표 A-2>의 주 참조

<그림 A-1> 상대지가지수의 예측치



<그림 A-3> 주택판매가격지수의 예측치

