

부동산시장과 주식시장의 통계적 연관성 검정

김태호¹⁾

요약

개방과 세계화 과정에서 주요 시장간에 연계가 이루어지고 한 시장의 불안이 다른 시장으로 전이될 가능성이 높아지면서 이에 관한 연구의 필요성이 증대되었다. 그간 우리 사회에서 관심의 대상이 되는 투자시장인 주식시장과 부동산시장간 장단기 역학관계의 현실을 분석하기 위해 본 연구에서는 관련 시장들과의 연계체계 내에서 두 시장간 상호 연관성 및 이론적 대체 가능성에 대한 통계적 검정을 실시하였다. 두 시장간에 통계적으로 유의한 직접적인 연계관계는 존재하지 않는 것으로 판명되며, 추정결과는 금리의 역할에 따른 시대별 시장 역학관계의 현실을 그대로 반영하고 있다.

주요용어: 부동산시장, 예측오차, 공적분위수.

1. 서론

1990년대 국내 자본시장이 개방되고 세계화가 진척되는 과정에서 유사 산업의 업종간, 영역간, 또 국가간 경계가 약화되고 자본의 이동이 확대되면서 국내 금융시장과 국제 금융시장이 밀접한 관계를 갖게 되었다. 외국인의 국내 증권, 외환, 금융시장 참여는 시장의 수급에 영향을 미치고 환경을 변화시켜 그간 독자적으로 가격이 형성되던 각 시장간 연계가 이루어지고 이에 따라 주가, 환율, 금리간에 상호 연관성을 갖게 되었다. 특히 IT산업의 발전은 관련 시장간 동조화를 가속화시키게 되었고, 시장간 정보 전달의 유기적 관계가 강화되면서 한 시장의 변동이 다른 시장으로 연결될 가능성이 높아졌다.

이론적으로 볼 때 경기동향은 기업의 수익에 영향을 미치며, 실물경기가 호전되면 상품의 수요와 기업의 생산활동이 증가하므로 기업 수익이 증가하고 따라서 주가가 상승하게 된다. 금리는 기업의 생산활동에 영향을 미치며, 금리가 하락하면 기업의 금융 부담이 완화되고 기업 수익이 호전되어 주가는 상승하게 된다. 금리가 상승하면 기대수익률의 증가로 주가는 하락하게 되고, 기업의 신용등급과 담보가치의 하락에 따른 위험 증가로 금리는 상승하게 된다. 환율은 대외의존도가 높은 우리에게 중요한 변수로 수출과 수입에 영향을 미치며, 이에 따라 기업의 가치와 주가를 변동시킨다. 그러나 국내 주식시장과 잠재적 대체시장으로서 항상 관심의 대상이 되어 온 부동산시장과의 연계관계에 대해서는 명확한 논리가 존재하지 않는다. 주식시장과 부동산시장은 투자이론상으로는 대체관계에 있어야 하나 국내 부동산시장, 특히 실생활에 직접 영향을 미치는 주택시장의 특성으로 볼 때 과연 그러한 관계가 성립되는지는 아직 검정된 바 없다. 본 연구는 관련 시장간 연계체계 내에서 국내 주식시장과 부동산시장과의

1) (361-763) 충북 청주시 흥덕구 개신동 12, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

역학관계에 초점을 맞추어 주택과 주식간에 과연 일반상품처럼 대체관계 혹은 어떠한 연관관계가 존재하는가 통계적으로 규명해 보고자 한다.

1980년대 이후 발생한 국내 주택시장 구조와 주택정책의 변화는 크게 다음과 같이 구분할 수 있다. 먼저 1980년대 후반 집값 폭등에 대응한 공급 확대의 일환으로 건설된 수도권 5개 신도시 입주가 본격화되면서 1991년 4월을 정점으로 주택가격이 하락세로 반전되었으며, 이후 주택가격이 하향 안정세를 유지하게 되었다. 1997년 외환위기의 발생으로 실질소득 감소, 실업 증가, 금리 상승 등으로 인해 주택 수요가 크게 감소했으며, 급락한 주택가격은 정부의 부양정책과 전반적인 경기회복으로 1999년부터 서서히 반전하게 되었다. 이는 급락했던 주가가 상승하는 시기와 일치한다. 이후 2001년부터 서울 강남아파트를 중심으로 주택가격이 급격히 상승하였고, 2003년 2월 새정부가 출범하면서 주택정책에 보다 근본적인 변화가 발생했던 것이다.

외환위기를 전후해 부동산가격 변동의 특성 중 한 가지는 금리, 소득 등 거시경제변수의 중요성이 높아졌다는 것이다. 서승환 (1999)은 외환위기가 부동산가격의 변화 형태와 실질소득 증가율과의 관계에 어떤 영향을 미치는지 그리고 손정식 등 (2003)은 실질소득, 금리, 부동산가격이 1980년 중반부터 2000년대 초반까지 어떤 관계에 있었는가를 각각 분석하였다. 장병기와 심성훈 (2004)은 주택가격 및 거시경제변수들의 구조적 변화 존재 여부와 변화 시점을 판별하여 이를 토대로 변수들간의 관계를 파악하고자 하였다.

주가와 부동산가격은 독자적으로 결정되는 것이 아니라 관련 변수들과의 연계성을 가지며 결정되므로 주식시장과 부동산시장간의 관계를 분석하기 위해서는 관련 시장들을 함께 고려해야 더 현실적인 분석 결과를 얻을 수 있을 것이다. 본 연구에서는 주가, 부동산가격, 금리, 환율, 소득 등 다섯 변수들간 상호연계관계, 장기균형관계 및 단기 동적 인과관계를 규명하고, 시간이 흐름에 따라 이들이 변화해가는 총체적 역학구조를 통계적으로 분석해 보고자 한다. 부동산 시장을 대변하는 변수로는 주택가격을 사용하기로 하고, 소득변수로는 국내총생산(GDP)을 많이 사용하지만 소득자료는 분기별로 발표되므로 월별 소득을 대변하는 변수로 경기지수를 사용한다.

통계청에서는 대표적인 종합경기지표라고 할 수 있는 경기종합지수를 1981년 3월부터 매월 편제해 오고 있다. 현재의 경기동향을 파악하기 위해서는 동행종합지수를 분석해야 하며, 우리나라의 경우 추세변동요인이 강해 이를 제거한 순환변동치가 경기의 국면 및 전환점 판단시 활용되고 있다. 따라서 공식적인 경기지표로 경기동행지수 순환변동치가 쓰이며, 노동력 투입량·산업생산·제조업공장 가동률·수출입액 등 생산·소비·투자·수출입활동을 대표하는 지표들을 종합해 지수화한 것이다. 이 지수는 경기가 침체→회복→호황→하강→침체라는 형태로 순환한다는 가정하에 만들어졌다.

2. 시장간 연계성 검정

본 연구의 분석기간은 1980년대 후반 공급 부족으로 폭등했던 주택가격이 수도권 신도시 입주에 따라 하락세로 반전하기 시작한 때인 1991년 5월부터 시작하여 IMF 때의 급락세와 그 이후의 회복세를 거쳐, 정부가 주택시장에 무리한 정책 개입의 반복으로 시장기능이 비

정상적으로 왜곡시키게 되기 이전까지의 11년 반 동안이다. 따라서 주택시장의 기능이 수요와 공급에 의해 정상적으로 움직일 때 외환위기 같은 외생적 쇼크에 따라 시장간 장단기 관계에 어떠한 변동이 발생하는가에 대해 중요한 시사점을 줄 것으로 사료된다. 분석에 사용된 변수들은 주택매매가격지수(K_1), 종합주가지수(K_2), 경기동행지수 순환변동치(K_3), 3년 만기 회사채 수익률(K_4) 그리고 원·달러 환율(K_5)이며, 각각 국민은행, 증권거래소 통계청, 한국은행의 월별 시계열자료를 사용한다. 주가지수와 금리는 월 평균이고, 주택가격지수는 2000.12=100, 경기지수는 2000=100이며, 환율은 월 평균을 2000.12=100으로 지수화하였다.

안정적인 시계열에 충격이 가해지면 그 효과는 오래 지속되지 않고 점점 사라져 시간이 지남에 따라 장기평균에 접근하게 된다. 즉 시간에 관계없이 일정한 평균 주위로 회귀하고, 분산은 시간에 대해 불변하고 유한한 상수로 존재하며, 자기상관은 시차가 증가함에 따라 감소한다. Nelson과 Plosser (1982), Stock과 Watson (1986)은 실제의 경제시계열자료들이 불안정하여 충격의 효과가 장기간 지속되고, 조건부 평균과 분산이 시간이 흐름에 따라 변하는 성질을 가지지만, 이들이 차분안정적임을 보였다. 불안정한 시계열은 회귀하려는 장기적인 평균이 없고, 분산은 시간이 지나면서 점점 값이 커지고 또한 자기상관계수가 유한한 관측값에서 매우 천천히 감소한다.

따라서 시계열자료 사용시 단위근검정이 선행되어야 하며, 가장 널리 사용되는 Dickey-Fuller 검정은 모수적 방식을 사용하면서, 오차항이 정규분포를 갖는다고 가정하지만 일반적으로 거시시계열자료들의 오차항은 자기상관이나 이분산을 갖는다. Phillips와 Perron (1988)은 이러한 경우에 사용할 수 있는 비모수적 단위근 검정법을 제안하였다. Dickey-Fuller 검정은 모형의 오차항이 백색잡음이라 가정했으나 후에 시계열의 차분항을 추가시켜 오차항의 자기상관문제를 해결하는 것으로 보완된 반면 Phillips-Perron 검정은 오차항 자체를 이동평균 형태로 변환하여 해결한다. 그 외 단위근검정에 관한 연구로는 Schwert (1989), Leybourne와 McCabe (1994) 그리고 Pantula 등 (1994) 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 변수가 임의보행인 경우를 기준으로 상수를 가진 임의보행인 경우 그리고 확률추세 주변에서 상수를 가진 임의보행인 경우의 세 가지 다른 단위근 검정모형에 대해 Phillips-Perron 검정법을 적용하기로 하며, 이하 *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 표 2.1의 검정 1에서 Phillips-Perron 통계량의 값을 보면 주택매매가격지수의 상수와 추세가 포함된 단위근 검정모형만 제외하고 모든 수준변수의 검정모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 성립되지만 차분변수에서는 기각되어 안정성이 회복되는 것으로 나타나므로 모든 변수들을 $I(1)$ 시계열로 간주한다.

Stock과 Watson (1988)의 연구에 따르면 $I(1)$ 시계열들이 개별적으로 불안정한 움직임을 보인다 해도 이들 사이에 공통확률추세가 존재하면 장기적으로는 일정한 균형관계를 유지하며 함께 움직인다는 것이다. Johansen 공적분검정은 변수가 세 개 이상인 경우 공적분벡터의 수를 알려주며 이들을 추정할 수 있다는 장점이 있어서 최근에는 널리 사용되고 있다. $I(1)$ 변수들간 공통확률추세의 존재 여부에 대한 공적분검정 결과는 표 2.2의 검정2와 같다. 수준변수의 벡터자기회귀모형에서 AIC(Akaike Information Criteria)와 SC(Schwarz Criteria)의 값이 최소인 시차는 모두 2이므로 공적분검정의 적정시차는 1로 결정한다. 공적분회귀식에 포함되는 상수항과 추세항의 형태 또한 AIC와 SC를 고려하여 선택한 결과 원계열에 선형추세

표 2.1: 검정 1

변수	상수 포함 임의보행		상수·추세 포함 임의보행		임의보행	
	K	ΔK	K	ΔK	K	ΔK
K_1	-1.747	-5.169***	-4.668***	-4.894***	0.082	-5.108***
K_2	-2.027	-8.940***	-2.016	-8.906***	-0.697	-8.983***
K_3	-1.485	-5.894***	-1.446	-5.795***	0.313	-5.801***
K_4	-1.915	-9.392***	-2.843	-9.359***	-0.864	-9.419***
K_5	-1.408	-6.423***	-2.373	-6.390***	0.372	-6.434***

표 2.2: 검정 2

귀무가설	특성근	LR통계량	임계값($\alpha=0.01$)
$H_0: \gamma=0$	0.467	156.584***	96.58
$H_0: \gamma \leq 1$	0.280	77.410***	70.05
$H_0: \gamma \leq 2$	0.116	36.029	48.45

가 있고, 공적분회귀식이 상수항과 선형추세를 갖는 경우를 상정하여 검정한다.

표 2.2의 검정결과를 보면 공적분위수가 없다는 귀무가설과 공적분위수가 1 이하라는 귀무가설이 모두 유의수준 1%에서 기각되므로 공적분위수는 2이며, 장기적 상관관계를 나타내는 균형식이 두 개 존재한다. 공적분벡터가 여러 개 존재할 경우 특성근이 가장 큰 첫째 공적분 관계식을 정규화한다 (Johansen과 Juselius, 1990). 다섯 개 변수에 대한 공적분검정에서 얻은 장기균형식을 주가에 대해 정규화하면 아래와 같이 상수와 추세항을 포함하는 회귀식이 추정되며, ()안은 t 값이다.

$$K_2 = 21.254 - 22.461K_1 - 46.933K_3 + 47.050K_4 - 23.218K_5 + 16.135t$$

$$(-7.427) \quad (-7.556) \quad (9.358) \quad (-6.851) \quad (4.605)$$

벡터자기회귀모형은 사전적으로 특정 이론에 입각하지 않고 자체 시차변수와 다른 관련 변수들을 모형 내에서 모두 설명변수로 사용함으로써 자의적인 제약을 배제하면서 복잡한 현실구조를 방정식체계로 표기할 수 있다. 그러나 자료의 안정성 회복을 위한 변수들의 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실하게 되므로 단기 동태적 관계는 규명할 수 있으나 장기적 균형관계는 식별하지 못하는 한계점이 있다. $I(1)$ 시계열간에 공적분이 존재하는 경우에는 수준변수와 차분변수를 한 모형 내에 포함시켜 변수들간의 장기적 관계를 모형에 도입한다. 따라서 수준값이 주는 장기적 정보도 고려하여 변수들 사이의 장기적 균형관계와 단기적 동태구조를 파악할 수 있도록 벡터오차수정모형을 추정한다.

$I(1)$ 인 시계열 사이에 공적분관계가 성립됨에 따라 벡터오차수정모형을 추정한 결과는 아래의 표 2.3과 같다. 각 오차수정모형은 공적분위수대로 두 개씩의 오차수정항 z_1, z_2 를 포함하고 있으며, c 는 상수이다. 표 2.3에서 이번 기간의 주가는 ()안의 t 값에서 보듯이 1% 유의수준에서 전 기간의 금리에 의해 유의한 음의 영향을, 또 전 기간의 환율과 경기상황에 의해 양의 영향을 받는 것을 알 수 있다. 금리는 주가에 의해 음의 영향을, 주택가격에 의해 약한

표 2.3: 추정결과

		ΔK_{1t}	ΔK_{2t}	ΔK_{3t}	ΔK_{4t}	ΔK_{5t}
설명변수	z_1	-0.001** (-2.120)	-0.002 (-0.049)	0.002*** (3.899)	0.003*** (2.814)	0.002 (0.465)
	z_2	-0.025** (-2.361)	-0.244 (-0.201)	0.041*** (3.316)	0.075** (2.620)	-0.018 (-0.128)
	c	-0.028 (-0.601)	-4.501 (-1.097)	0.004 (0.087)	-0.034 (-0.357)	0.337 (0.679)
	ΔK_{1t-1}	0.751*** (16.446)	-0.725 (-0.141)	0.103* (1.982)	0.223* (1.824)	0.819 (1.323)
	ΔK_{2t-1}	0.001 (0.550)	0.180 (1.748)	0.001 (0.204)	-0.006** (-2.450)	-0.030** (-2.447)
	ΔK_{3t-1}	0.150** (2.208)	22.347*** (2.930)	0.335*** (4.339)	-0.262 (-1.444)	-1.616* (-1.759)
	ΔK_{4t-1}	0.044 (0.783)	-16.765*** (-2.666)	-0.200*** (-3.139)	0.222 (1.486)	1.080 (1.432)
	ΔK_{5t-1}	-0.008 (-0.755)	4.698*** (4.166)	0.017 (1.523)	-0.018 (-0.711)	0.410*** (3.021)

양의 영향을 받는 것으로 나타나 금리와 주가간에는 양방향 인과관계가 존재한다. 환율은 주가에 의해 5% 유의수준에서 음의 영향을 받는 것으로 나타나므로 주가와 환율 사이에도 양방향 인과관계가 성립된다.

주식시장의 오차수정모형을 보면 오차수정계수가 모두 통계적으로 유의하지 않아 균형오차는 0으로 나타나며, 장기균형점을 거의 벗어나지 않으므로 주가가 다른 변수들의 변화에 대해 같은 기간에 적응한다는 것을 알 수 있다. 만약 오차수정항이 0이 아니라면 모형은 균형점을 벗어나 있는 것이다. 예를 들어 두 변수 X_1 과 X_2 가 공적분되어 있을 때 아래의 간단한 공적분회귀식을 고려해 보자.

$$X_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + u_t.$$

식은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$u_t = X_{2t} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{1t}.$$

X_{1t} 와 X_{2t} 는 각각 $I(1)$ 이지만 확률추세를 가지므로 선형결합은 $I(0)$ 이고 u_t 도 $I(0)$ 이다. 이 때 X_{1t} 와 X_{2t} 간의 관계는 아래와 같은 오차수정모형으로 표현된다.

$$\Delta X_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{1t} + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

여기서 ε_t 는 오차항이고 u_{t-1} 은 공적분회귀식 오차의 시차값으로 다음과 같다.

$$u_{t-1} = X_{2t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{1t-1}.$$

ΔX_{1t} 가 0이고 u_{t-1} 이 양수라 하자. 이는 X_{2t-1} 이 균형이 되기는 높다는 것으로 균형값 $\beta_0 + \beta_1 X_{1t-1}$ 위에 있다는 것을 의미한다. β_2 는 음수로 기대하므로 $\beta_2 u_{t-1}$ 은 음수이고, 따

라서 ΔX_{2t} 는 균형을 복원하기 위해 음수가 될 것이다. 이는 만약 X_{2t} 가 균형값 위에 있다면 다음 기간 균형오차를 수정하기 위해 떨어지기 시작한다는 것을 의미한다. 같은 방식으로 u_{t-1} 이 음수여서 X_{2t} 가 균형값 아래 있다면 $\beta_2 u_{t-1}$ 은 양수가 될 것이고 ΔX_{2t} 는 양수가 되어 X_{2t} 를 상승시키게 된다. 따라서 β_2 의 절대값이 균형이 얼마나 빨리 복원되는가를 결정한다.

주택시장의 오차수정모형을 보면 장기균형으로부터 이탈시 균형오차는 연속해서 통계적으로 유의하게 떨어지지만 조정속도는 0.1%와 2.5%에 불과하다. 표 2.3에서 유의한 오차수정 계수들은 최대 7% 조정에 그치는 것으로 나타나 연구기간 동안 장기균형이 회복되는 속도가 전체적으로 느린 것으로 나타났다. 표 2.3을 보면 주가와 주택가격, 금리와 환율 그리고 환율과 주택가격 사이에만 아무 관계가 없을 뿐 변수들간 인과관계는 연구기간 전반에 걸쳐 복잡한 것으로 나타난다. 주식시장과 주택시장간에 연계관계가 발견되지 않음에 따라 실질 주택가격이 하락세에서 반전되기 시작한 1999년을 기점으로 보고 1998까지를 표본 1, 1999년부터는 표본 2로 전체 연구기간을 나누어 재차 분석을 수행하기로 한다. 1999년은 주식시장을 비롯해 관련 시장들이 외환위기의 충격으로부터 회복하기 시작한 전환점이다.

3. 시장간 연계성의 차이

표본 1에 대한 Phillips-Perron 단위근검정의 결과는 표 3.1과 같다. 주택가격과 금리의 수준변수가 상수를 포함한 모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되기도 하지만 대부분의 검정모형에서는 귀무가설이 채택되고 있다. 차분변수에 대한 단위근검정에서는 일률적으로 귀무가설이 기각되므로 표본 1의 모든 변수들을 편의에 따라 $I(1)$ 과정을 따르는 것으로 간주한다.

모든 변수가 1차 적분된 불안정한 시계열로 판명되었으므로 Johansen 공적분검정을 실시한다. 표 3.2를 보면 $H_0: \gamma \leq 1$ 까지 기각되므로 공적분위수는 2가 되어 두 개의 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 적정 시차와 공적분회귀식에 포함되는 상수항과 추세항의 형태를 결정하기 위해 AIC와 SC를 고려한 결과 적정시차는 1이고, 원계열 내에는 추세가 없고 공적분회귀식이 상수항을 갖는 경우가 검정되었다.

공적분검정으로부터 주가에 정규화시킨 장기균형식은 아래와 같이 구해진다. 전체 기간에 대한 공적분회귀식과는 달리 추세가 없고 상수항만 갖지만 변수들간의 장기적 관계는 같은 성향을 갖는 것으로 나타났다.

$$K_2 = 15.710 - 58.224K_1 - 7.004K_3 + 30.100K_4 - 10.373K_5.$$

$$(-9.697) \quad (-3.490) \quad (7.624) \quad (-4.588)$$

변수들간에 공적분이 성립된다면 인과관계가 존재한다는 것을 의미한다. 그러나 공적분관계만으로는 인과관계에 대한 판별이 가능하지 않으므로 표 3.3과 같이 벡터오차수정모형을 추정하여 변수들간에 존재하는 장단기 인과관계를 분석한다. 오차수정계수들을 보면 전체기간에 비해 단기 불균형이 해소되는 속도가 빠른 것으로 나타났다. 표 3.3을 보면 표본 1의 시장간 연관관계는 전체기간에서 보다 감소하여 양방향 인과관계는 금리와 주택가격 사이에서만 성립된다. 단방향 인과관계도 상대적으로 단순해져 주식시장은 외환시장, 실물시장 또 주택시장과 그리고 실물시장은 외환시장 및 주택시장과 각각 연관관계가 없는 것으로 나타났다.

표 3.1: 검정 1(표본 1)

변수	상수 포함 임의보행		상수·추세 포함 임의보행		임의보행	
	K	ΔK	K	ΔK	K	ΔK
K_1	-5.316***	-3.128***	-2.125	-4.368***	-2.013	-3.017***
K_2	-1.294	-6.010***	-0.040	-6.265***	-0.103	-6.058***
K_3	-0.146	-6.071***	-2.868	-6.291***	0.903	-6.015***
K_4	-2.648*	-5.526***	-2.148	-5.641***	-1.413	-5.508***
K_5	-0.993	-5.902***	-1.052	-5.874***	1.401	-5.658***

표 3.2: 검정 2(표본 1)

귀무가설	특성근	LR통계량	임계값($\alpha=0.01$)
$H_0 : \gamma=0$	0.530	117.760***	84.45
$H_0 : \gamma \leq 1$	0.490	73.970***	60.16
$H_0 : \gamma \leq 2$	0.250	34.760	41.07

표 3.3: 추정결과(표본 1)

		ΔK_{1t}	ΔK_{2t}	ΔK_{3t}	ΔK_{4t}	ΔK_{5t}
설명변수	z_1	0.001 (1.427)	-0.064 (-1.423)	0.001*** (2.644)	0.003*** (4.953)	0.003*** (3.517)
	z_2	-0.034 (-1.110)	-0.113** (-2.125)	-0.087 (-1.470)	0.226*** (3.732)	0.449*** (5.322)
	ΔK_{1t-1}	0.592*** (5.462)	8.700 (0.455)	-0.237 (-1.153)	-0.500** (-2.290)	-0.649** (-2.154)
	ΔK_{2t-1}	-0.001 (-1.108)	0.243* (1.717)	-0.002 (-1.206)	-0.002 (-1.391)	-0.003 (-1.248)
	ΔK_{3t-1}	-0.056 (-0.830)	14.079 (1.190)	-0.060 (0.440)	-0.044 (-0.317)	-0.276 (-1.469)
	ΔK_{4t-1}	-0.136*** (-2.203)	-20.937* (-1.934)	0.355*** (-3.039)	0.193 (1.574)	-0.070 (-0.421)
	ΔK_{5t-1}	-0.028 (-0.537)	12.520 (1.435)	-0.017 (-0.181)	-0.207** (-2.081)	-0.187 (-1.346)

표본 2의 단위근 검정 결과는 표 3.4와 같다. 앞서와 같이 일부 수준변수의 검정모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지만 차분변수의 모든 검정모형에서는 기각되어 안정성이 회복되는 것으로 나타난다. 표본 2의 단위근 검정결과에서도 모든 변수들은 1차 적분된 불안정한 시계열로 판명되었으므로 공적분검정을 실시한다. 표 3.5에서 보듯이 $H_0 : \gamma = 0$ 의 귀무가설이 기각되고 $H_0 : \gamma \leq 1$ 이 성립되므로 공적분위수는 1이다.

공적분회귀식은 원시계열 내에 추세가 없고 상수항을 갖지 않는 형태가 선정되었으며, 주가에 정규화시킨 장기균형식은 아래와 같다. 변수들간의 장기적 관계는 앞서와는 다른 성향을 가진 것으로 나타난다. 다른 시장과의 관계는 앞의 경우와 같으나 실물시장 및 외환시장과의 장기적 관계는 반대여서 표본 2에서 주식시장은 주택시장과 장기적으로 음의 관계에 있을

표 3.4: 검정 1(표본 2)

변수	상수 포함 임의보행		상수·추세 포함 임의보행		임의보행	
	K	ΔK	K	ΔK	K	ΔK
K_1	0.785	-2.042***	0.703	-3.226*	1.062	-1.979**
K_2	-1.780	-5.595***	-1.840	-5.549***	-0.380	-5.638***
K_3	-1.635	-4.011***	-1.685	-4.072**	-0.510	-4.011***
K_4	-1.539	-7.206***	-2.590	-7.158***	-0.940	-7.245***
K_5	-2.640*	-4.841***	-2.435	-4.856***	0.179	-4.863***

표 3.5: 검정 2(표본 2)

귀무가설	특성근	LR통계량	임계값($\alpha=0.05$)
$H_0 : \gamma=0$	0.385	64.902*	59.46
$H_0 : \gamma \leq 1$	0.232	32.870	39.89

표 3.6: 추정결과(표본 2)

		ΔK_{1t}	ΔK_{2t}	ΔK_{3t}	ΔK_{4t}	ΔK_{5t}
설명변수	z	0.001 (0.007)	-0.081* (-1.926)	0.001* (1.945)	0.002 (1.121)	-0.006 (-0.873)
	ΔK_{1t-1}	0.910*** (12.099)	8.837 (1.104)	-0.020 (-0.202)	0.210 (0.868)	2.258* (1.746)
	ΔK_{2t-1}	-0.001 (-0.018)	0.294** (2.424)	0.003* (1.903)	-0.007* (-1.895)	-0.052*** (-2.662)
	ΔK_{3t-1}	-0.048 (-0.534)	28.659*** (3.021)	0.476*** (4.100)	-0.021 (-0.073)	-0.375 (-0.244)
	ΔK_{4t-1}	-0.006 (0.074)	-12.273 (-1.535)	-0.222** (-2.264)	0.058 (0.242)	1.316 (1.015)
	ΔK_{5t-1}	-0.013 (-1.070)	3.483** (2.646)	0.011 (0.653)	-0.013 (-0.334)	0.132 (0.621)

뿐만 나머지 시장과는 양의 장기적 관계가 성립된다.

$$K_2 = -5.091K_1 + 10.442K_3 + 17.052K_4 + 0.014K_5.$$

(5.564) (4.665) (9.325) (1.047)

표 3.6에서 표본 2의 벡터오차수정모형을 보면 오차수정계수는 주식시장과 실물시장의 오차수정모형에서만 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하다. 즉 두 시장의 경우 전기에서 발생한 불균형이 새로운 균형점을 찾아가는 조정과정에 있음을 반영하고 있다고 해석할 수 있다. 오차수정계수가 가장 큰 주식시장의 경우 전변 기간 균형오차의 8%가 이번 기간에 해소되는 것으로 나타나 조정되는 속도가 느리며 장기간에 걸쳐 누적적으로 서서히 조정되고 있다고 볼 수 있다. 변수들간의 연관관계를 보면 주가와 금리, 금리와 경기 그리고 환율과 주택가격 사이에는 각각 단방향 인과관계가 존재하지만 주식시장은 외환시장 및 실물시장과 각각 양방향

표 4.1: 설명력 분포(K_1)

	기간	표준편차	K_1	K_2	K_3	K_4	K_5
표본1	3	0.522	90.604	0.213	7.873	0.852	0.458
	6	0.877	87.440	0.125	10.770	0.574	1.094
	12	1.231	79.830	2.090	14.218	0.390	3.476
표본2	3	1.533	79.420	0.019	14.966	5.114	0.482
	6	3.510	76.540	0.163	14.137	8.310	0.850
	12	7.552	74.880	0.253	14.139	9.715	1.017

인과관계를 갖는 것으로 판별된다. 표본 2에서 금리는 환율 및 주택가격, 주택가격은 주가 및 경기, 또 환율과 경기 사이에는 각각 연관관계가 존재하지 않는 것으로 판명되었다.

표본 1과 표본 2로 구분할 때 변수간 관계가 동일하게 나타나는 경우를 보면 금리의 상승이 경기의 상승을 저해한다는 것이며, 환율과 경기, 주택가격과 경기, 또 주가와 주택가격 사이에는 각각 통계적 연관성이 나타나지 않는다는 것이다. 반면에 차이를 비교하면 금리와 주택가격 사이에는 표본 1에서는 양방향 인과관계가 존재하지만 표본 2에서는 아무 관계가 없는 것으로 나온다. 주가와 환율 그리고 주가와 경기 사이는 각각 표본 1에서는 아무 연관성이 없었으나 표본 2에서는 양방향 인과관계가 성립되는 것으로 추정되었다. 주가와 금리 사이에는 음의 인과관계가 표본 1과 표본 2에서 방향이 반대로 나타난다. 금리의 경우 표본 1에서는 모든 다른 변수들과 각각 음의 연관관계를 가지지만 표본 2에서는 연계관계가 절반으로 줄어 환율 그리고 주택가격과는 통계적 연관성이 없는 것으로 판명되었다. 금리가 높았던 시대인 표본 1의 경우 금리의 상승은 모든 관련 시장에 부정적 영향을 끼친 구도를 그대로 보여준다. 금리가 낮아진 기간인 표본 2의 경우 금리의 변동은 경기동향에만 유의한 영향을 미칠 뿐 다른 관련 시장에는 별다른 영향을 미치지 못한 것으로 추정되어 금리의 역할이 미약했던 현실을 제대로 반영하고 있다.

4. 예측오차 분산

상이한 시점에서 각 변수의 변화에 대해 주택가격과 주가가 어느 정도로 반응하는지 추정해 보자. 예측오차 분산의 분해는 예측을 수행할 때 어느 변수의 변화가 상대적으로 큰 변화를 가져오나 확인할 수 있으며, 벡터오차수정모형 내에 포함된 각 변수들의 상대적 중요성이 파악된다. 분산분해의 분석결과는 변수 배열에 의해 민감하게 반응하는데 보편적으로 가장 외생적인 변수를 앞에 두고 그 정도가 떨어지는 순서대로 모형에 포함시키게 된다. 본 연구에서는 12기간까지를 대상으로 금융, 외환, 실물, 주택, 주식시장의 순으로 배열하였으나 변수의 배열을 달리 해도 별다른 질적 차이를 보이지 않았다.

주택시장에 대한 예측오차 분산의 분해 결과는 3, 6, 12기간에 대해 표 4.1과 같이 요약 정리된다. 표본 1에서는 주택시장 변동의 설명에 경기동향의 비중이 장기적으로 증가하는 가운데, 3기간 후 7.9%에서 12기간 후에는 14% 이상으로 증가하며, 환율의 설명력은 초기에는 0.5% 미만이었으나 12기간 후에는 3.5% 정도로 증가하는 것으로 나타난다. 표본 2에서도 주택시장의 변동을 설명하는데 경기의 비중은 여전히 14% 이상을 유지하며, 금리의 변동이 차

표 4.2: 설명력 분포(K_2)

	기간	표준편차	K_1	K_2	K_3	K_4	K_5
표본1	3	64.480	4.011	92.500	0.514	2.360	0.623
	6	90.840	12.482	85.135	0.280	1.710	0.393
	12	136.903	29.372	64.850	0.644	4.210	0.924
표본2	3	102.270	0.440	59.900	34.920	3.465	1.275
	6	156.501	3.642	43.853	49.954	1.504	1.047
	12	214.846	9.959	32.933	55.618	0.821	0.669

지하는 비중은 표본 1과 달리 초기의 5%에서 계속 상승하여 9.7%에 달한다. 표본 1과 2를 보면 주택시장은 자체 설명력의 비중이 높으며, 주식시장의 설명력은 장기적으로 미약한 것으로 추정된다.

표 4.2는 주식시장의 변동을 설명하는데 있어서 기간에 따른 각 시장 변화의 상대적 중요도를 보여준다. 앞의 주택시장과 비교할 때 눈에 띄는 차이점은 주식시장은 자체 설명력이 매 기간 현저히 감소하여 장기적으로 표본 1에서는 64.9%, 또 표본 2에서는 32.9%만이 잔존한다는 사실이다. 표본 1에서 주식시장 변동의 4%가 초기에는 주택시장의 변동에 의한 것이었으나 이 비율은 지속적으로 증가하였으며, 금리의 비중은 초기 2.4%에서 후에 4.2%로 증가했다. 표본 2에서는 경기변동이 장기적으로는 주식시장 변동의 55.6%를 설명하는 것으로 추정되어 자체 설명력을 능가하는 것으로 나타났다. 초기에는 증시 자체 설명력이 더 컸으나 시간이 지나면서 하락한 반면 경기의 비중은 반대로 지속적인 상승세를 보인 결과이다. 주택시장의 비중은 초기에는 0.4% 정도에 불과했으나 시간이 지나면서 차츰 증가하는 것으로 나타난다.

5. 결론

1990년대부터 개방과 세계화의 진척과정에서 국내 증권, 외환, 금융시장간에 연계가 이루어지고 시장 불안의 전이 가능성이 높아지면서 이에 관한 연구의 필요성이 증대되었다. 우리 사회에서 큰 관심의 대상이 되는 두 투자시장인 주식시장과 부동산시장간 장단기관계의 현실을 파악하기 위해 본 연구에서는 관련 시장들과의 연계체계 내에서 두 시장간 상호 연관성 및 대체 가능성에 대한 통계적 검정을 실시하였다.

전체 연구기간 동안 시장 연관관계는 복잡하게 구성되지만 주식시장과 부동산시장간에 직접적 연계는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이에 따라 실질주택가격이 하향 안정세 및 금락세에서 회복세로 전환되는 시점을 기준으로 전체 기간을 양분하여 재차 분석을 실시했으나 두 시장간 직접적인 연계관계는 여전히 존재하지 않는 것으로 판명되었다. 이는 국내의 제약적 주택정책으로 인해 주식과 주택간 상호 연관관계가 통계적으로 유의하지 않고, 따라서 투자의 대안으로 보기에는 적합하지 않은 것으로 사료된다. 전환점 이전의 고금리시대에는 금리가 지배적 변수로서 다른 시장의 변화에 대한 제어 역할을 하면서 시장간 역학관계는 단순하게 나타나는 반면 전환점 이후의 저금리시대에는 사회적 환경이 바뀌고 금리의 역할이 약해짐에 따라 시장 역학관계가 상대적으로 복잡하게 연결되는 등 그간의 현실이 그대로 반영된다.

참고문헌

- 서승환 (1999). 외환위기와 부동산가격의 행태변화, <주택연구>, 7, 5-24.
- 손정식, 김관영, 김용순 (2003). 부동산가격 예측모형에 관한 연구, <주택연구>, 11, 49-75.
- 장병기, 심성훈 (2004). 주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구: 구조변화를 고려하며, <국토연구>, 41, 83-100.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 52, 169-210.
- Leybourne, S. J. and McCabe, B. P. M. (1994). A consistent test for a unit root, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 157-166.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Pantula, S. G., Gonzalez-Farias, G. and Fuller, W. A. (1994). A comparison of unit-root test criteria, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 449-459.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Schwert, G. W. (1989). Test for unit roots: A Monte Carlo investigation, *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 147-159.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1986). Does GNP have a unit root?, *Economics Letters*, 22, 147-151.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1988). Testing for common trends, *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.

[2008년 3월 접수, 2008년 5월 채택]

Testing for the Statistical Interrelationship between the Real Estate and the Stock Markets

Tae Ho Kim¹⁾

ABSTRACT

As important markets have been closely connected in the opening and globalizing process, the instability in one market is increasingly possible to spread in other markets, which necessarily leads to careful investigations. In analyzing the short and the long run dynamics between the stock and the real estate markets, which are the two major investment options, this study conducts the statistical tests for the interrelationships between the two markets and the possibility of their substitution effect. In addition, the estimation results appear to be consistent with the simple causal relationship among the markets in the high interest rate period and the relatively complex relationship in the low interest rate period.

Keywords: Real estate market, forecasting error, cointegration rank.

1) Professor, Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-Dong, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea.
E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr