

부동산시장과 금융시장의 통합에 관한 연구

임 재 만

대구대학교 부동산학전공 전임강사

The Integration with Real Estate Market and Financial Market

Lim, Jae Man

Full-time Lecturer, Daegu University

Abstract: This paper examines if there is a long-run relationship between the time series representing asset markets. Before testing cointegration, I check the stationarity of the time series by unit root test, and determine the appropriate length of lag with information criterion and partial autocorrelation. I provide the evidence real estate market and financial market are insulated or segmented from each other, but apartment market and stock market are cointegrated. With structural change of real estate market in 1994, real estate(apartment) market and financial market have one common cointegrating vector. When the CPI is included in the systems, there are no effect on the results. But after 1997, with the CPI the number of cointegrating vector increase in all time series combinations. The findings have implications for developing mixed asset portfolio.

중요어: 주택시장, 단위근, 공적분

residential market, unit root, cointegration

I. 서론

한국 경제는 IMF 이후 많은 구조적 변화를 겪어 왔다. 그 중에서도 특히 부동산시장에서 MBS, REITs 등 금융상품이 발달하면서 부동산시장이 금융시장과 통합되고 있다는 세계적 추세를 따르

고 있는가가 관심이 되고 있다. 최근 부동산시장 및 주식시장의 활황이 상호 어떠한 영향을 미칠지에 대한 관심이 고조되고 있다.¹⁾ 일반적으로

1) 증시활황은 단기적으로 부동산시장에는 악재로 작용하나 장기적으로는 호재가 될 것이라는 일간지의 기사가 있었다(2001.12.6 조선일

부동산시장은 주식시장에 후행한다고 알려져 있다. 그러나 본 연구에서는 실물시장과 금융시장 사이의 장기적인 관점에서의 관계에 관심을 두고 있다. 부동산이 금융자산과 통합되어 있는지 아니면 여전히 시장이 분할되어 있는지를 알게 되면 부동산과 금융자산으로 구성된 포트폴리오 전체의 위험이 감소하는지에 대하여 알 수 있다. 이러한 분석은 시장의 구조변화와 인플레이션의 영향을 고려한 경우에 대해서도 이루어진다. 이를 통해 구조변화와 인플레이션이 자산시장에 어떠한 영향을 미치고 있는지 이해할 수 있을 것이다.

이 글은 부동산경기를 주택매매가격지수로 측정하고 종합주가지수, 채권수익률로 측정한 금융시장과의 통합 또는 분할 여부를 실증 분석함을 목적으로 한다. 이러한 자산시장간 통합 여부를 검토하기 위한 방법으로 공적분 검정법(cointegration test)을 이용하기로 한다.²⁾ 공적분 검정은 시스템내 시계열 사이에 확률적 추세가 공통적으로 존재하는지, 즉 장기적인 균형관계를 보이는지를 검정한다. 시스템내 시계열간 장기적 균형관계가 존재한다는 것은 시계열 자료로 표현되는 자산시장이 통합되어 있음을 알려준다. 시계열 자료간 공적분 관계 여부를 검정하기 전에 개별 시계열이 정상적인지 여부를 먼저 분석할 필요가 있다. 시계열 자료의 정상성(stationarity) 여부는 단위근 검정(unit root test)을 통해 확인할 수 있다.

다음 II장에서는 부동산시장과 주식시장과의 관계에 관한 이론적 배경을 살펴보고, 부동산시장과 금융시장 사이의 관계에 관한 연구를 위한 방법론으로 단위근 검정과 공적분 검정에 대해 살펴본다. 또한 본 연구에서 사용된 금융시장 및 부동산시장의 대응변수 자료를 설명한다. III장에서는 각 시계열의 단위근 존재여부와 시계열 상호간 공적분 관계 여부를 검증하여 부동산시장과 금융시장의 통합 여부를 실증적으로 분석한다. 또

보).

2) 서승환·김갑성(1999)은 부동산경기와 일반경기와의 동행성 및 후행성 검정을 위하여 부동산가격 변화율과 실질 GDP 변화율의 상관계수를 이용하였다.

한 시장의 구조변화와 인플레이션의 영향을 고려한 분석도 제시된다. 마지막으로 IV장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 이론적 배경과 연구방법론

1. 이론적 배경³⁾과 선행연구

금융시장과 부동산시장 사이의 관계에 관한 선행연구는 대체로 다음 두 가지로 나누어볼 수 있다. 첫째는 금융시장과 부동산시장은 단기적으로 대체관계에 있다는 이론이 있다. 즉 단기적으로 통화량이 안정적일 때에는 높은 수익률을 쫓아 자금이 두 시장 사이에서 이동하며, 인플레이션이 발생하여 금융자산 가치가 하락하면 인플레이션 헤지를 위해 부동산을 선호한다는 주장이다. 둘째는 두 시장이 시차를 두고 선행하거나 후행할 수는 있지만 두 시장이 동조관계에 있다는 이론이다. 화폐적 경기순환론을 주장하는 통화주의자들은 부동산경기(주택경기)가 주식시장보다 선행한다고 주장하는 반면, 케인즈안의 국민경제적 경기순환론에서는 주택경기가 주식시장보다 후행한다고 주장한다. 통화주의자는 주식시장의 호황이 자금수요 증가, 금리상승으로 이어져 주택수요가 감소하게 될 것으로 본다. 반면 케인즈안은 주식시장 호황으로 소득과 소비가 증가하여 건설경기의 활황에 의한 주택가격 상승으로 이어질 것으로 본다.

이상의 이론에서 부동산시장과 주식시장 사이에는 대체관계 또는 시차상 선행 혹은 후행하는 동조관계에 있음을 알 수 있는데, 장기적 관점에서 보면 두 이론은 부동산시장과 주식시장 사이에는 어떤 공통의 요소가 있음을 의미한다고 해석된다. 따라서 본 연구는 단기적인 금융시장과 부동산시장의 시차적 결합관계보다는 장기적으로 두 시장이 균형관계에 있는지, 즉 두 시장을 대표하는 시계열 자료에 공통적인 확률적 추세 요소가 존재하는지를 밝히는데 그 목적을 두고

3) 지호준(2001)에서 발췌 요약한 것임.

있다.

국내의 관련 연구 동향을 살펴보자. 서승환(1994)은 1986.1~1994.6 월별 주택매매가격변화율(종합, 단독, 아파트 연립)이 모두 99% 이상의 신뢰수준에서 $I(1)$ 이라고 판단할 수 있다고 보고하였다. 지호준(1999)은 주식시장, 채권시장, 부동산시장의 외생성 검정에서 자료의 안정성 여부를 확인하기 위한 단위근 검정(DF, ADF, PP검정)에서 종합주가지수(1975.1~1997.12)를 제외한 회사채수익률(1975.1~1997.12), 주택매매지수(1986.1~1997.12)가 모두 단위근을 갖지 않는 것으로 나타났다고 보고하고 있다. 그러나 지호준(2001)에서는 DF 및 ADF검정 결과 종합주가 지수, 주택매매가격지수에 모두 단위근이 존재한다고 보고하고 있어, 상반된 결과를 제시하고 있다(자료기간: 1986.1~2000.12). 서승환(1999)은 PP검정 결과 1987 1/4~1998 4/4분기의 분기별 종합주가지수변화율, 주택매매가격변화율, 3년 만기 회사채수익률에 모두 5% 유의수준에서 단위근이 있는 것으로 보고하고 있다. 서승환·김갑성(1999)은 분기별자료를 이용한 분석에서 1983~1998 동안의 주택매매가격변화율에 유의수준 10%에서 단위근이 있는 것으로 보고하고 있다. 또한 1983~1989년, 1990~1993년, 1994~1998년의 세 구간을 고려한 경우에는 5% 유의수준에서, 그리고 1994~1998년 기간을 1994~1996년, 1997~1998년 두 기간으로 추가 구분하여 고려한 경우에는 5% 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 보고하고 있다(PP검정). 서승환·김갑성(2000)은 1983 1/4~1998 4/4분기의 분기별 종합주가지수 변화율, 주택매매가격변화율에는 유의수준 10%에서, 그리고 3년 만기 회사채수익률에는 5% 유의수준에서 모두 단위근이 존재하는 것으로 보고하고 있다.

이렇게 연구결과가 상이한 것은 첫째, 시계열 자료가 일관적이지 못하기 때문으로 보인다. 선행연구는 월별 자료를 이용한 연구와 분기별 자료를 이용한 연구가 있기 때문에 직접 비교하기 어려운 측면이 있다. 둘째, 분석에 이용한 적정 lag의 길이가 상이하기 때문이다. 서승환(1994)의 연구에서만 lag의 길이를 언급하고 있을 뿐이다.

단위근 검정 결과는 lag의 길이에 민감하다. lag의 길이가 길어질수록 단위근이 없다는 귀무가설을 기각할 확률이 적어진다. 따라서 본 연구에서는 적정 lag의 길이를 결정하기 위하여 정보기준(information criterion)과 편자기상관계(partial autocorrelation; PAC)를 이용한다.

2. 연구방법

가. 단위근 검정

한 시계열 Y_t 의 정상성에 관한 ADF검정은 선형추세가 없는 경우 다음의 회귀방정식의 추정으로부터 시작된다.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

선형추세가 있다면 위 식은 다음과 같이 된다.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

만약 $\alpha_1 = 0$ 이면 시계열은 단위근을 갖는다고 말하여지며 비정상적이다. 따라서 만약 $\alpha_1 = 0$ 가설이 위의 두 방정식 중 하나에서 기각된다면 시계열은 단위근을 갖지 않으며 0차의 적분관계에 있다고 즉 정상적이라고 말할 수 있다. 모수 α_0 , α_2 는 상수항과 선형추세 항의 존재에 대한 검정에 각각 이용된다. 그러나 회귀 분석에서 계산된 통상적인 t통계량과 F통계량의 분포는 기대분포를 갖고 있지 않다. 따라서 다양한 가설의 검정을 위한 임계치를 MacKinnon(1991)이 몬테카를로 시뮬레이션방법으로 추정하였다. ADF검정에 대안적인 방법으로 PP검정법이 있다. 이 방법은 ΔY_t lag변수를 독립변수에

포함시키지 않고 Newly & West(1987)의 방법을 이용하여 t값의 표준오차를 수정하였다는 장점이 있다. 분석에 앞서 시계열이 자동상관을 보인다면 자동상관을 제거해주는 lag의 길이를 결정할 필요가 있다. 적절한 lag의 길이를 결정하기 위해 AIC와 SC모형을 사용하여 정보기준값을 최소화하는 lag의 길이를 선택한다.

나. 공적분 검정

Engle & Granger(1987)에 따르면 단위근이 존재하는 $I(d)$ 변수간의 선형결합이 $I(d-b)$ 가 된다면 두 개 이상의 시계열로 구성된 시스템은 공적분 관계에 있다. 공적분 검정은 대상 시계열의 선형조합의 정상성 여부를 검증함을 의미한다. 따라서 ADF와 PP검정을 공적분 회귀모형의 잔차에 적용하면 공적분 검정이 된다. 그러므로 만약 N개의 시계열 $Y_{t1}, Y_{t2}, \dots, Y_{tN}$ 이 있다면 공적분 회귀모형은 다음과 같이 주어진다.

$$Y_{t1} = \beta_0 + \sum_{j=2}^N \beta_j Y_{tj} + u_t \quad (3)$$

또는

$$Y_{t1} = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{j=2}^N \beta_j Y_{tj} + u_t \quad (4)$$

(선형추세항 포함)

ADF나 PP검정법에 의하여 단위근 존재 여부가 이 회귀모형의 잔차에 대하여 수행된다. 만약 단위근의 존재가 기각되면 시계열은 공적분 관계에 있다고 결론을 내릴 수 있다. 또한 시계열 시스템의 장기적 균형관계를 결정하는 강력한 검정이 최근에 Johanson(1988)에 의하여 개발되었다. 이 검정법은 n 개의 변수로 이루어진 벡터 Y의 AR표현을 고려한다.

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i Q_{it} + \sum_{j=1}^p \pi_j Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (5)$$

이 때 Y에 구성된 각 시계열은 $I(0)$,

Q_{it} 는 계절더미, c는 상수이다.

이 시스템은 다음과 같이 오차수정형태로 표현할 수도 있다.

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i Q_{it} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j Y_{t-j} + \Pi Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (6)$$

이는 본질적으로 계절 더미가 추가된 식 (4)의 벡터표현이다. 이 시스템은 만일 $\Pi=0$ (시계열은 공적분 관계에 있지 않다) 또는 ΠY_{t-k} 은 $I(0)$ (공적분 관계에 있다)인 경우에만 적분과 동일한 정도를 적분관계에 있을 것이다. 행렬 Π 의 계수(rank)는 공적분 벡터의 수를 제공하며, 만약 Π 가 $\Pi = \alpha\beta$ 로 분해된다면 β 는 공적분 벡터의 수를 제공하고 α 는 스케일링 요인이다. 따라서 Johanson(1988)은 이 벡터를 추정하고 공적분 검정을 수행하는 최우법을 제시하고 있는 것이다.

3. 자료의 구성

본 연구에서는 금융시장 대응변수로 종합주가 지수와 채권수익률⁴⁾을 이용하였다. 그리고 부동산시장 대응변수로 주택매매가격지수를 사용하였다. 주택매매가격지수는 주택종합지수와 아파트지수에 대해 각각 분석하였다. 주택종합지수는 아파트, 단독주택, 연립주택을 종합한 지수이다. 지수자료는 수준변수이므로 이에 자연대수를 취하여 이용한다.

종합주가지수는 한국증권거래소의 「증권통계연보」 자료를 이용하였으며, 채권수익률 역시 한국증권거래소의 「증권통계연보」 자료에서 3년 만기 은행보통 회사채 유통수익률을 이용하였다. 그리고 주택매매가격지수는 한국주택은행의 「도

4) 한국증권거래소는 1988년까지 채권가격지수를 작성하였으나, 증권감독원이 금융감독원으로 통합되면서 채권가격지수의 생산이 중단되었다.

<표 1> 자산시계열의 표본통계량

	평균	표준편차	왜도	첨도	Q-통계량(12)
종합주가지수	6.4570	0.3870	-1.3068	4.5154	168.80
채권수익률	0.1330	0.0330	0.2543	3.2390	171.77
주택종합지수	4.5307	0.1571	-1.1965	3.3206	187.35
아파트지수	4.5017	0.2410	-1.3542	3.3720	186.74

* 자료: 1986.1-2001.10

*, **: 각각 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의함

시주택가격동향조사』 자료를 이용하였다. 인플레이션은 통계청이 발표하는 소비자물가지수를 대용변수로 이용하였다. 주택매매가격지수가 1986년 1월부터 작성되었으므로 모든 자료는 1986년 1월부터 2001년 10월까지로 기간을 통일하였다.

III. 실증분석결과⁵⁾

1. 기술통계량 분석

다음 <표 1>은 본 연구에 사용된 자료의 표본통계량을 보여주고 있다. 자료의 변동성은 주식이 가장 크고, 채권, 아파트, 주택종합의 순서이다. 첨도와 왜도를 보면 자산수익률은 모두 정규분포가 아님을 알 수 있다.⁶⁾ Q-통계량을 보면 종합주가지수, 채권수익률, 주택종합지수, 아파트지수 모두 자동상관을 보이고 있다(유의수준 1%).⁷⁾

따라서 이들 시계열의 적절한 lag의 길이를 확인하기 위하여 Akaike(1976)의 정보기준(Akaike Information Criterion; AIC)과 Schwarz(1978)의 기준(Schwarz Criterion; SC)을 이용하였다(<표 2> 참조). lag의 길이는 두 정보기준값이 최소가 되도록 선택한다. 종합주가지수는 lag 1에서 두

정보기준값이 최소가 되며, 주택종합지수와 아파트지수는 lag 2에서 두 정보기준값이 최소가 된다. 채권수익률의 경우 AIC는 lag 3에서, SC는 lag 2에서 정보기준값이 최소가 된다. AIC는 lag를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경향이 있으므로 채권수익률의 적정 lag 길이는 2로 정한다. 이러한 lag의 길이는 PAC를 통해서도 확인할 수 있는데, 종합주가지수, 주택종합지수, 아파트지수에서 모두 lag 1로 나타나고 있다.

한편, lag의 길이가 알려져 있지 않은 경우에 단위근 검정을 할 때 Schwert(1987)는 적정 lag의 길이를 $[4(T/100)^{0.25}]$ 또는 $[12(T/100)^{0.25}]$ 로 정할 것을 제안하였으며, Diebold & Nerlove(1989)는 실무적으로 $[T^{0.25}]$ 에서 lag의 길이를 선택할 것을 주장하였다. 여기에서 $[\cdot]$ 는 argument의 정수부분을 취하라는 operator이며, T 는 관찰값의 수이다. 본 논문의 분석기간 월별 자료는 190개이므로 적정 lag의 길이는 Schwert(1987)에 따르면 4 또는 14이며, Diebold & Nerlove(1990)에 의하면 3이 된다. 따라서 본 논문에서 단위근 검정을 위해 적정 lag의 길이는 정보기준, PAC, 그리고 선행연구에 기초하여 4로 취하는 것이 적절하다고 판단된다.

2. 단위근 검정

먼저 수준변수에 대한 단위근 검정 결과를 살펴보자. 채권수익률, 주택종합지수, 그리고 아파트지수는 ADF검정과 PP검정에서 모두 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있어 비정상적인 시계열임을 알 수 있다. 즉 세 시계열

- 5) 실증분석은 E-Views 3.1을 사용하였다.
- 6) 시계열의 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 통계량은 모든 시계열에서 1% 유의수준에서 정규분포가 아님을 보여주고 있다.
- 7) Q-통계량(k)은 k차까지 자동상관이 없다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이다.

<표 2> 정보기준(AIC, SC)에 의한 적정 lag의 길이

	lag	AIC	SC
종합주가지수	1	-1.9033*	-1.8690*
	2	-1.8952	-1.8435
채권수익률	1	-6.3889	-6.3545
	2	-6.4171	-6.3654*
	3	-6.4185*	-6.3494
	4	-6.4160	-6.3293
종합주택지수	1	-6.3697	-6.3354
	2	-7.0296*	-6.9780*
	3	-7.0136	-6.9445
아파트지수	1	-5.7518	-5.7175
	2	-6.4942*	-6.4425*
	3	-6.4886	-6.4195

※ 자료: 1986.1-2001.10

* : AIC, SC 최소값

<표 3> 단위근 검정(ADF검정/PP검정) 결과

	시 계 열	주 식	채 권	주택종합	아파트
ADF	No Trend	-3.1274*	-1.8541	-2.3805	-2.2361
	With Trend	-2.8228*	-2.7334	-1.9612	-2.0194
PP	No trend	-3.6447	-1.8236	-2.0979	-1.9265
	With Trend	-3.1952*	-2.5870	-1.3735	-1.3523

※ 자료: 1986.1 - 2001.10

임계치: ADF검정; 10% -2.5750, 5% -2.8771, 1% -3.4669

PP검정; 10% -2.5748, 5% -2.8768, 1% -3.4662

*, **, *** : 10%, 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설 기각

은 모두 $I(1)$ 이라고 판단할 수 있다. 종합주가지수는 ADF검정에서 선형추세요인이 없는 경우와 있는 경우 모두 1% 유의수준에서 단위근이 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다. PP검정에서는 유의수준 1%에서 선형추세 요인이 없는 경우에는 귀무가설이 기각되나 선형추세 요인이 있는 경우에는 귀무가설이 기각되지 못한다. 여기에서 보고하고 있지는 않지만 선형추세 요인이 없는 경우에 있어서 단위근이 1차 차분 시계열에 존재하는지를 검정한 결과 모두 귀무가설이 기각되어 종합주가지수 시계열도 $I(1)$ 이라고 판단된다.

한편, 각 시계열 변수의 변동율⁸⁾에 대하여 단위근 검정을 실시한 결과 종합주가지수 변동율과 채권수익률 1차 차분에는 단위근이 없는 것으로 나타났으며, 주택종합지수 변동율과 아파트지수 변동율은 선형추세가 없는 경우나 있는 경우 모두 ADF검정에서만 1% 유의수준에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 즉 종합주가지수와 채권수익률은 1차 차분을 통해 정상적인 시계열을 얻을 수 있었으나, 주택종합지수와 아

8) 주가지수와 주택지수는 로그를 취한 다음 1차 차분하고 채권수익률은 일반적인 1차 차분하였다.

<표 4> 공적분 검정 결과

	S+B+RT	S+B	S+RT	B+RT
$H_0 : r=0$	27.48	15.36	22.57***	15.41
$H_0 : r\leq 1$	14.75	4.43**	10.34***	2.62
$H_0 : r\leq 2$	2.82			
	S+B+RA	S+B	S+RA	B+RA
$H_0 : r=0$	27.33		20.59***	8.47
$H_0 : r\leq 1$	12.84		7.81***	1.76
$H_0 : r\leq 2$	1.85			

* 자료: 1986.1 - 2001.10

S: 종합주가지수, B: 채권수익률, RT: 주택종합지수, RA: 아파트지수

각 칸의 수치는 우도비(likelihood ratio)임

자료에 선형추세가 있으며 상수항이 공적분 벡터에만 있다고 가정

lag의 길이는 모두 2로 주었음

*, **, *** : 1%, 5%, 10%유의수준에서 귀무가설 기각

임계치: $H_0 : r=0$ $H_0 : r\leq 1$ $H_0 : r\leq 2$

5%	29.68	15.41	3.76
1%	35.65	20.04	6.65

파트지수는 1차 차분을 하여도 정상적인 시계열을 얻을 수 없었다.

3. 공적분 검정

종합주가지수, 채권수익률, 그리고 주택가격지수 사이의 공적분 관계를 검정한 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 세 시계열 사이에는 유의수준 5%에서 모든 귀무가설($H_0 : r=0$, $H_0 : r\leq 1$, $H_0 : r\leq 2$)이 기각할 수 없다. 따라서 주식시장, 채권시장, 부동산시장은 상호 분할 또는 차단되어 있는 것으로 보인다. 세 자산시장 사이에는 장기적인 균형관계가 성립하고 있지 않음을 알 수 있다.

이를 보다 상세히 살펴보기 위하여 주식과 부동산, 채권과 부동산, 그리고 주식과 채권시장에

대해 각각 공적분 검정을 실시하였다. 주식+주택종합 시계열 조합과 주식+아파트 시계열 조합에서 유의수준 5%에서 2개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타난 것을 제외하면 주식+채권, 주택종합+채권, 아파트+채권 시계열 조합은 모두 유의수준 5%에서 모든 귀무가설($H_0 : r=0$, $H_0 : r\leq 1$)을 기각할 수 없다. 따라서 주식시장과 채권시장, 채권시장과 부동산시장은 각각 분리 또는 차단되어 있는 것으로 보이나 주식시장과 부동산시장은 예외적으로 장기적인 균형관계가 성립하고 있는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 포트폴리오 관리에 있어 매우 유용한 통찰력을 제공한다. 주식과 채권, 주식과 채권시장에 분산투자함으로써 포트폴리오 위험을 낮출 수 있을 것으로 기대할 수 있으나, 주식+부동산 포트폴리오를 구성하는 투자전략이나 주식+채권 포트폴리오에 부동산을 추가 편입하는 전략 또는 채권+부동산 포트폴리오에 주식을

9) 여기에서 r 은 공적분벡터의 수를 의미한다.

<표 5> 구조변화와 공적분 검정

시계열조합	귀무가설	86.1-93.12	94.1-97.6	97.7-01.10
S+B+RT	$H_0 : r=0$	25.00	31.09**	28.85
	$H_0 : r\leq 1$	11.04	13.60	13.41
	$H_0 : r\leq 2$	0.52	0.01	1.26
S+B+RA	$H_0 : r=0$	23.98	32.73**	31.98**
	$H_0 : r\leq 1$	9.54	16.11**	10.54
	$H_0 : r\leq 2$	0.35	0.74	0.05

* 자료: 1986.1 - 2001.10

S: 종합주가지수, B: 채권수익률, RT: 주택종합지수, RA: 아파트지수

각 칸의 수치는 우도비(likelihood ratio)임

자료에 선형추세가 있으며 상수항이 공적분 벡터에만 있다고 가정 lag의 길이는 모두 2로 주었음

*, **, *** : 1%, 5% , 10%유의수준에서 귀무가설 기각

임계치: $H_0 : r=0$ $H_0 : r\leq 1$ $H_0 : r\leq 2$

5% 29.68 15.41 3.76

1% 35.65 20.04 6.65

추가로 편입하는 것은 아무런 의미가 없을 수 있다는 것이다. 이 결과로만 보면 주식과 부동산은 대체관계에 있다고 할 수 있다.

단위근 검정 결과는 1986.1~2001.10 기간 분석 결과와 크게 다르지 않다. 모든 시계열에서 유의

4. 구조변화와 단위근 검정, 공적분 검정

한편, 서승환·김갑성(1999)의 연구에 따르면 부동산시장의 구조변화가 1994년과 1997년 2/4분기에 있었을 가능성이 높다. 따라서 단위근검정과 공적분 검정 결과에 이러한 구조변화가 미칠 수 있는 영향을 분석하기 위해 분석기간을 크게 1986.1~1993.12, 1994.1~1997.6, 1997.7~2001.10 등으로 구분하고 단위근 검정과 공적분 검정을 수행한다.¹⁰⁾

있으며, 구체적으로 어떠한 형태인지는 아무도 정확하게 알 수 없다는 것이다. 미국의 거시경제변수에 대하여 단위근 존재 여부를 검정한 Nelson과 Plosser(1982)의 자료에 대하여 구조변화를 고려한 Perron(1989), Zivot와 Andrews(1992), 그리고 Lumsdaine과 Papell(1997)의 연구결과에서 구조변화가 단위근검정 결과에 미친 영향을 잘 알 수 있다.¹⁾ 단위근 이론은 공적분 이론과 많은 부분이 연결되어 있다. 따라서 구조변화가 단위근 분석에 영향을 미친다고 할 때 구조변화가 공적분 관계에도 영향을 미칠 것이라는 것은 당연하다. 구조변화의 발생회수와 발생시점을 추정하고, 구조변화를 고려한 단위근 검정 및 공적분 검정을 실시하여, 구조변화를 고려하지 않은 분석결과와 비교할 필요가 있다. 구조변화 분석방법에 대해서는 김인무(1999)를 참조하기 바란다.

10) 단위근 검정에 있어서 추정회귀방정식에서 사용되는 확정적 추세의 함수형태는 분석결과에 중요한 영향을 미친다. 확정적 추세는 시간 t의 선형함수가 표준적으로 많이 사용되지만(식 (2) 참조) 함수형태는 다양할 수

<표 6> 인플레이션 및 구조변화와 공적분 검정

시계열조합	귀무가설	86.1-01.10	86.1-93.12	94.1-97.6	97.7-01.10
S+B+RT +CPI	$H_0 : r=0$	51.24**	41.96	50.64**	56.31***
	$H_0 : r\leq 1$	27.58	25.54	29.20	29.74**
	$H_0 : r\leq 2$	15.42**	10.52	12.35	15.06
	$H_0 : r\leq 3$	6.95*	0.01	0.29	3.81
S+B+RA +CPI	$H_0 : r=0$	47.22**	37.56	71.71***	63.93***
	$H_0 : r\leq 1$	26.00	22.05	30.11**	33.91**
	$H_0 : r\leq 2$	14.62	9.81	7.75	18.42**
	$H_0 : r\leq 3$	6.47**	0.01	0.20	4.55**

※ 자료: 1986.1 - 2001.10

S: 종합주가지수, B: 채권수익률, RT: 주택종합지수, RA: 아파트지수

CPI: 소비자물가지수

각 칸의 수치는 우도비(likelihood ratio)임

자료에 선형추세가 있으며 상수항이 공적분 벡터에만 있다고 가정

lag의 길이는 모두 2로 주었음

*, **, *** : 1%, 5%, 10%유의수준에서 귀무가설 기각

임계치: $H_0 : r=0$ $H_0 : r\leq 1$ $H_0 : r\leq 2$ $H_0 : r\leq 3$

5% 47.21 29.68 15.41 3.76

1% 54.46 35.65 20.04 6.65

수준 5%에서 ADF검정과 PP검정에서 추세항이 없는 경우와 추세항이 있는 경우 모두 단위근이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근이 하나 존재하는 것으로 나타나고 있다.

그러나 공적분 검정 결과는 다소 다르다(<표 5>). 주식, 채권, 주택종합 시계열은 1994.1-1997.6에서 유의수준 5%에서 공적분 벡터가 1개 존재하는 것으로 나타났다. 주식, 채권, 아파트 시계열에서는 유의수준 5%에서 1994.1-1997.6에는 2개의 공적분 벡터가 존재하며, 1997.7-2001.10에는 공적분 벡터가 1개 존재하는 것으로 나타났다. 나머지 시계열 조합 및 구간에서는 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각할 수 없었다.

이로부터 주식+채권+주택종합에서는 1994년의 부동산시장 구조변화는 금융시장과의 관계에도

변화를 초래한 것으로 보인다. 그러나 다시 1997년의 구조변화로 각 자산시장간 공통요소가 사라진 것으로 나타나고 있다. 한편 주식+채권+아파트에서는 1994년 이후 구조변화가 지속적으로 자산시장간 공통요소가 존재하게 된 계기가 된 것으로 여겨진다. 이 기간에 공적분 벡터가 주식+채권+주택종합에서는 부동산시장을 주택전체에서 아파트로만 한정할 경우 1994년 구조변화의 영향은 지속적으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 1994년 이후 금융시장과 아파트시장의 관계가 변화하여 자산시장 상호 통합되어 장기균형관계가 성립하고 있음을 알 수 있다.

5. 인플레이션과 단위근 검정, 공적분 검정

앞에서는 인플레이션을 고려하지 않았다. 인플레이션은 각 자산시장 사이를 연결해주는 중요한 변수이다. 만약 인플레이션을 고려한 경우에 공적분 관계가 성립한다면 인플레이션이 자산시장 사이를 연결해주는 중요한 역할을 하고 있음을 시사한다고 볼 수 있다.

다음 <표 6>은 인플레이션이 시계열에 포함된 경우에 대한 공적분 검정 결과이다. 먼저 주식, 채권, 주택종합 시계열과 주식, 채권, 아파트 시계열에 인플레이션이 추가된 경우를 보면 유의수준 5%에서 공적분 벡터가 1개 존재한다. 이는 인플레이션을 고려하지 않은 경우의 결과와 다르다. 즉 인플레이션이 자산시장 상호간 통합에 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

여기에서도 구조변화를 고려한 분석을 실시하면 주식, 채권, 주택종합에서는 공적분 벡터가 1986.1-1993.12에서는 유의수준 5%에서 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었으나, 1994.1-1997.6에서 유의수준 5%에서 1개, 1997.7-2001.10에서는 유의수준 5%에서 2개가 존재하는 것으로 나타났다. 주식, 채권, 아파트에서도 1986.1-1993.12에서는 귀무가설을 기각할 수 없었으나, 1994.1-1997.6에서는 2개, 1997.7-2001.10에서는 4개의 공적분 벡터가 각각 존재하는 것으로 나타났다(유의수준 5%). 부동산시장의 구조변화와 인플레이션을 동시에 고려한 경우에는 1986.1-1993.12, 1994.1-1997.6에서는 인플레이션이 자산시장간 중요한 역할을 수행하지 못하였으나, 1997년 6월이후에는 자산시장간 장기 균형관계가 성립하면서 인플레이션이 더 이상 중요한 역할을 수행하고 있는 것으로 판단된다.

IV. 결론

앞에서 종합주가지수 및 채권수익률로 측정된 금융시장과 주택매매가격지수와 아파트매매가격지수로 측정된 부동산시장 사이의 장기적 균형 관계가 성립하는지를 검토하였다. 여기에 부동산시장의 구조변화와 인플레이션의 영향을 고려한 분석을 추가로 실시하였다. 또한 공적분 검정을 실시하기 전에 먼저 각 시계열 자료의 정상성 여부를 단위근 검정을 통하여 알아보았다. 단위근 검정 결과가 lag의 길이에 민감하기 때문에 lag의 길이를 자의적으로 선택한 국내 선행연구에서와 달리 적정 lag의 길이를 결정하기 위하여 정보기준과 PAC를 이용하였다.

본 연구에서 분석한 모든 시계열 자료는 유의수준 5%에서 단위근이 하나 존재하는 비정상적인 시계열 자료였음이 밝혀졌다. 따라서 이들 시계열 조합에 대한 공적분 검정이 의미를 지닐 수 있다. 그러나 주식+채권+주택, 주식+채권+아파트 시계열 조합은 모두 유의수준 5%에서 공적분 벡터가 없는 것으로 나타났다. 즉 세 자산시장은 각각 분리 또는 차단되어 장기적 균형관계가 성립하지 않는 것으로 여겨진다. 그러나 주식+주택종합 시계열 조합에서는 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타나 예외적으로 두 시장은 상호 대체적 관계에 있는 것으로 판단된다.

한편, 1994년과 1997년 2/4분기의 부동산시장의 구조변화의 영향을 분석하기 위해 분석기간을 세 개의 구간으로 분할하여 분석하였다. 그 결과 1994년의 구조변화로 금융시장과 부동산시장, 특히 아파트시장 상호간 장기 균형관계가 성립하고 있음을 알 수 있다. 그리고 인플레이션

<표 7> 연구결과의 요약(공적분 벡터의 수, 유의수준 5%)

	주식+채권+주택종합		주식+채권+아파트	
	인플레이션 무시	인플레이션 고려	인플레이션 무시	인플레이션 고려
1986.1-2001.10	0	1	0	1
1986.1-2001.10	0	0	0	0
1986.1-2001.10	1	1	2	2
1986.1-2001.10	0	2	1	4

시계열을 시계열 조합에 추가로 포함시켜 분석한 결과는 예상과는 달리 아무런 영향도 없는 것으로 보였다. 그러나 1997년 이후에는 각 시계열 조합에서 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타나고 있어 구조변화와 인플레이션을 동시에 고려한 경우에는 인플레이션을 고려하지 않은 각 구간에서 보다 공적분 벡터가 증가하고 있다. 이는 인플레이션이 자산시장간 상호 연계에 중요한 역할을 하고 있음을 시사한다.

이상의 연구결과는 자산시장을 대표하는 대용변수로 대표적인 시계열을 사용하고는 있으나, 각 대용변수 특히 주택매매가격지수가 자산시장을 충분히 대표하고 있지 못한 문제가 있다. 더구나 주택매매가격지수는 실제 매매사례에 기초하기보다는 일종의 평가(appraisal)에 기초한 자료로서 측정오차가 개재되어 있을 가능성이 높다. 공적분 벡터의 수가 2개 이상 증가한 경우에 대한 상세한 분석이 요구되나, 이 역시 후속과제로 미룬 것도 본 연구의 한계로 지적할 수 있다. 또한 공적분 검정 결과만으로 포트폴리오 구성에 의미있는 통찰력을 제공할 수 있다고 하였으나, 이는 포트폴리오 성과로 구체적으로 측정되어야 하는 과제이다. 이는 후속 과제로 미룬다. 마지막으로 구조변화의 영향을 분석함에 있어 기존 연구 결과를 무비판적으로 사용하여 구간을 구분하였으나 구조변화와 단위근 검정 및 공적분 검정에 관한 새로운 연구결과를 수용한 연구가 진행될 필요가 있다. 또한 구조변화의 탐색 역시 구조변화 인지를 위한 새로운 연구결과에 기초한 추가적인 분석이 요구된다.

참고문헌

- 김인무(1999), “구조변화 분석방법의 최근 발전”, *계량경제학보* 10(1), 127-163.
- 서승환(1994), “주택의 자본수익률의 변화와 결정요인”, *지역연구* 10(1), 53-70.
- 서승환(1999), “외환위기와 부동산가격의 행태변화”, *주택연구* 7(2), 5-24.
- 서승환·김갑성(1999), “IMF 이후의 부동산시장의 구조변화”, *지역연구* 15(3), 33-51.
- 서승환·김갑성(2000), “부동산가격 행태변화의 실증적 분석”, *주택연구* 8(1), 5-25.
- 지호준(1999), “주택시장, 채권시장, 부동산시장의 경기순환관계”, *경영학연구* 27(5), 1277-1296.
- 지호준(2001), “주택가격 및 전세가격의 주가와와의 관계”, *주택금융* 225, 1-26.
- Akaike, H.(1976), “Canonical correlation analysis of times series and the use of an information criterion”, In *System Identification: Advances and Case Studies*, R. Mehra and D.G. Laniotis, eds., Academic Press, New York and London.
- Chaudhry, Mukesh K., F.C. Neil Myer, and James R. Webb(1999), “Stationarity and Co-Integration in Systems with Real Estate and Financial Assets”, *Journal of Real Estate Financial Economics* 18(3), 339-349.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller(1979), “Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller(1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica* 49, 1057-1072.
- Diebold, F.X. and Nerlove, M.(1989), “The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent ARCH Model”, *Journal of Applied Econometrics* 4, 1-21.
- Engle, R.F., and W.J. Granger(1987),

- "Co-integrating and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Johanson, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- MacKinnon, J.G.(1991), "Critical Values for Cointegration Test", Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. edited by R.F. Engle and C.W.J Granger, London: Oxford University Press.
- Myer, F.C. Neil, Mukesh K. Cahudhry and James R. Webb(1997), "Stationarity and Co-Integration in Systems with Three National Real Estate Indices", *Journal of Real Estate Financial Economics* 13(3), 369-381.
- Myer, F.C. Neil and James R. Webb(1993), "Return Properties of Equity REITs, Common Stocks, and Commercial Real Estate: A Comparison", *Journal of Real Estate Research* 18(1), 87-106.
- Newly, W. and K. West(1987), "A Simple Positive Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55, 703-708.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75, 335-346.
- Schwarz, G.(1978), "Estimating the dimension of a model", *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Schwert, G.W.(1987), "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics* 20, 73-105.