

가격변동의 전이효과

김태호^{1,a}, 안지희^a

^a충북대학교 정보통계학과

요약

표준 단위근 검정이 실제 시계열자료의 단위근 귀무가설을 기각하지 못하는 경우가 많아지고 검정력에 문제점을 드러내면서 이와는 반대로 정상성 귀무가설을 단위근 대립가설에 대해 검정하는 방안이 제기되어 왔다. 본 연구는 국내 광역지역의 주택가격 시계열자료에 귀무가설과 대립가설이 바뀐 두 가지 종류의 단위근 검정법을 모두 적용시켜 보았다. 그리고 지역 자료간 통계적 역학관계를 검정하기 위한 인과관계, 교차상관관계 또 충격반응 및 분산분해 등에 대한 분석 결과는 대체로 일관된 성향을 보이는 것으로 나타났다.

주요용어: 추세정상, 교차상관, 충격반응.

1. 서론

표준 단위근 검정이 특히 경제·경영 시계열의 단위근 귀무가설을 기각하는데 실패하는 경우가 많다는 사실은 잘 알려져 있다. Nelson과 Plosser (1982)는 14개의 미국 연간 시계열자료에 Dickey-Fuller 형의 검정을 적용시킨 결과 한 가지만 제외한 모든 시계열에서 단위근 가설의 기각에 실패했음을 보이면서 처음 체계적으로 입증하였다. 이 결과는 Said와 Dickey (1984)의 확대검정을 사용하며 오차차기상관을 허용하거나 또는 Phillips (1987)와 Phillips와 Perron (1988)의 검정통계량에 의해서도 바뀌지 않는다. 이러한 경험적 근거에 의해 대부분의 경제시계열에는 단위근이 존재한다고 결론을 내릴 수 있다. 따라서 단위근 가설이 공통적으로 기각되지 않는다는 것은 대부분의 경제시계열이 단위근의 존재 유무에 대해 충분한 정보를 제공하지 않거나 또는 기존의 단위근 검정력이 약하다고 설명할 수 있으며, 이는 Diebold와 Rudebusch (1991) 등의 연구에 의해 입증된다. Dejong과 Whiteman (1991) 또 Phillips (1991)는 단위근의 존재에 관해 자료가 얼마나 정보를 제공해 주는가를 평가하는 대안으로 베이저언분석을 실시하였으며, 각각 Nelson-Plosser 시리즈 중 두 개 또 다섯 개만이 확률적 추세를 갖는다는 사실을 발견하였다.

대부분의 경제 및 경영 시계열자료는 시간이 지날수록 증가하는 추세를 가지고 있으므로 장기적 추세요인을 제거하지 않고 통계값들을 구하면 과대예측 및 추정을 하게 된다. 또한 추세를 제거하지 않은 시계열자료들은 대부분 비정상성을 가지므로 공분산정상(covariance stationary) 등의 가정에 기초한 많은 시계열자료 분석기법들의 사용에 제약이 가해지게 된다. 따라서 시간변수에 대해 선형회귀를 시키거나 또는 1차차분 하는 방법을 쓴다. 흔히 분석의 편의를 위해 대수변환을 하거나 그 상태에서 차분을 하며 이 경우 변수의 증가율을 의미하므로 변동현상을 설명할 수 있고, 따라서 차분정상(difference stationary)이 된다. 시간에 대한 회귀는 추세정상(trend stationary) 방법으로 장기추세가 확정추세로 나타난다고 전제하며, Nelson과 Plosser (1982) 등에 의해 많은 문제점을 내포하는 것으로 밝혀졌다.

이 논문은 2009년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

¹ 교신저자: (306-736) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail:thkim@chungbuk.ac.kr

경제·경영자료에 단위근의 존재 여부를 결정하기 위해 위의 연구들은 단위근 귀무가설과 마찬가지로 정상성 귀무가설의 검정도 수행할 것을 시사한다. Kwiatkowski 등 (KPSS, 1992)은 표준 단위근 검정과는 반대로 정상성 귀무가설을 단위근 대립가설에 대해 검정하는 방법을 제안하였다. 단위근 가설과 정상성 가설을 모두 검정함으로써 정상 시계열, 단위근 시계열, 또 확실히 식별하기 어려운 시계열을 구분하였다. y_t 를 정상성을 검정하고자 하는 관측시계열이라 하자. 이때 $t = 1, 2, \dots, T$ 이다.

$$y_t = \delta_t + \gamma_t + \epsilon_t.$$

이 시계열은 확정추세, 임의보행, 정상오차로 분해할 수 있다면 임의보행은 다음과 같이 정의 된다.

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t,$$

여기서 $\mu_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ 이다. 추세정상의 귀무가설은 임의보행의 분산이 0이라는 가설에 해당되므로 $\sigma_u^2 = 0$ 이다. ϵ_t 는 정상적으로 가정되므로 귀무가설 하에서 y_t 는 추세정상적이다. u_t 가 정규성을 갖고 $\epsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\epsilon^2)$ 의 추가적 가정하에서 추세정상성 가설 $\sigma_u^2 = 0$ 의 검정에 단측 LM 통계량과 LBI(locally best invariant) 검정통계량이 둘다 사용된다 (Rogers, 1986). LBI 통계량에 대한 연구로는 Nyblom과 Makelainen (1983), Nyblom (1986) 또 Nabeya와 Tanaka (1988)가 있다.

본 연구에서는 추세로부터의 편차 제공의 합을 최소화시켜 부드러운 형태의 추세선을 구하는 방식을 취하는 Hodrick-Prescott(H-P) 필터를 사용, 자료의 추세를 제거한다. 그리고 기존의 연구들과는 달리 이들을 수준변수로 사용하여 단위근 귀무가설과 정상성 귀무가설을 모두 검정해 보고 이어서 변수들간 통계적 역학관계에 대한 분석을 실시하고자 한다.

2. 연구 배경

정부의 부동산가격 공식 조사기관인 국민은행에 따르면 참여정부가 출범한 2003년 2월부터 4년간 전국의 집값은 20.8% 상승했다. 서울이 35.8% 오른 것을 포함해 수도권은 34.1% 올랐다. 부산과 마산이 각각 2.1%, 2.4% 하락한 반면, 울산과 창원은 24.1%, 18.7%로 상승해 대조를 이뤘다. 이러한 가격 상승과 하락의 원인으로는 행정중심복합도시와 수도권 주변 각종 신도시 개발로 풀린 돈이 수도권으로 집중됐고, 수도권에 비해 지방에 공급이 상대적으로 늘어나면서 수도권과 지방의 집값이 양극화하게 된 결과라 할 수 있다. 중국의 경우 2004년부터 급등해온 중국 부동산 시장의 거품이 글로벌 금융 위기를 맞아 급속도로 꺼지고 있으며, 중국의 집값 하락은 최근 2~3년 동안 가장 큰 폭으로 가격이 뚝 떨어진 선전이 선도하고 있다. 선전에서 출발한 부동산 가격 하락 도미노는 부상하면서 중국 동부 연안과 내륙의 주요 도시에 잇따라 영향을 미쳐 상하이, 베이징 같은 대도시도 평균 15~30%까지 주택가격이 떨어졌다.

주택가격동향조사는 주택가격 폭등기인 1990년경 대대적 개편이 이루어졌으며 체계적인 표본설계 및 통계학적 검토를 거친 과학적 관리가 도입되었다. 주택가격이 다시 폭등하던 2002년 무렵부터는 과거 광역 단위의 통계를 작성하던 데서 더 나아가 시구별 소지역 통계가 작성, 공표되기 시작했다. 주택가격동향 작성체계에 대한 진단 및 표본설계에 대해서는 서울대학교 통계연구소 (1990), 이기재 등 (1991), 또 한국통계학회 (2003)에 자세히 소개되어 있다.

참여정부 집값 상승률을 보면 첫 1년은 4.9%, 2년차에는 -2.1%, 3년차에도 4.3%에 그쳤으나 4년 차에 무려 11.7%나 오르며 집값 상승을 주도했는데 이 시기에 발표된 부동산 관련 정책과 가격 흐름의 상관관계를 유심히 볼 필요가 있겠다. 참여정부 들어 크게 세 번에 걸쳐 부동산 정책을 추진했으며, 2003년 10.29 대책, 2005년 8.31 정책 그리고 2006년 3.30 후속 대책이다. 10.29 대책은 주택의 수요·공급 정책을 망라했고, 8.31 정책은 종합부동산세 등의 정책사항을 보완하면서 새로운 제도적 정비

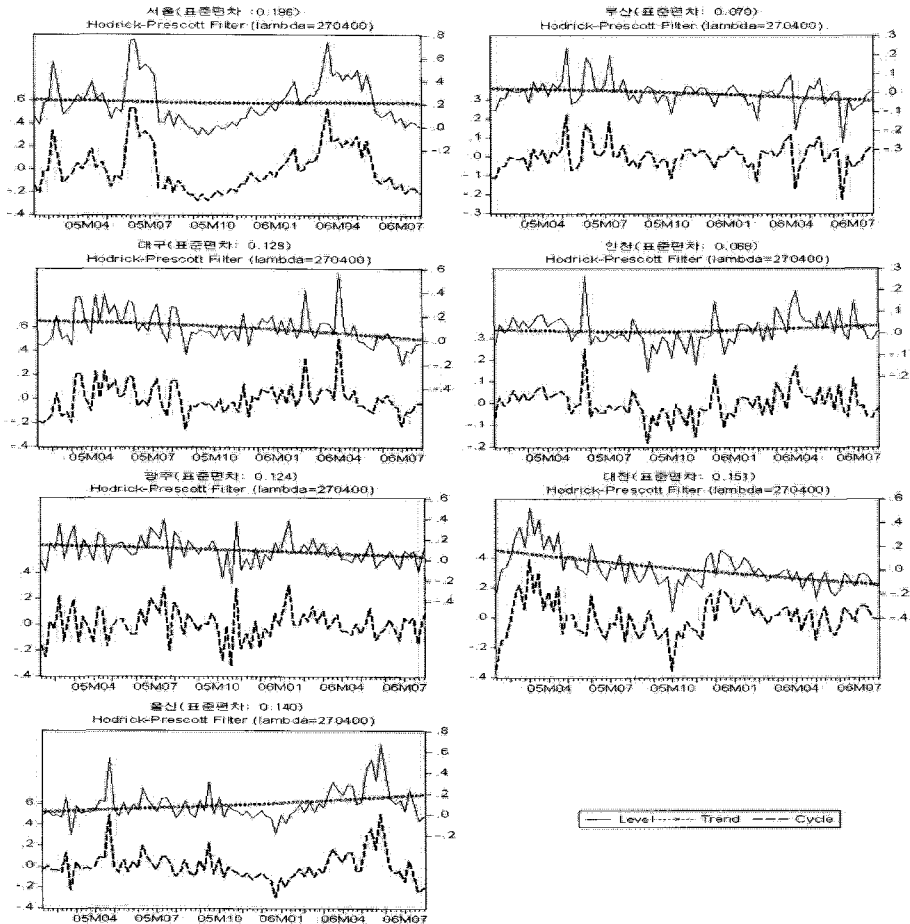


그림 1: 지역별 아파트매매가격 증감률

단행했으며, 3.30 정책은 후속대책이었다. 그러나 부동산시장의 가격동향은 역대 어느 정부보다도 높은 가격 상승률을 보였고, OECD 보고서는 부동산 규제가 너무 지나친다는 비판을 제기한 바 있다. 따라서 참여정부 집권 전반기의 두 부동산 정책 시행 직후 특별시 및 주요 광역시의 주택가격 변동에 어떤 흐름이 발생했는가를 통계적으로 검정해 보기로 한다.

3. 가격 변동의 통계적 연관성

10.29 대책과 8.31 정책의 영향을 보기 위해 2005년 1월부터 2006년 7월까지의 기간을 잡아 국민은행에서 발표되는 아파트매매가격 증감율의 주간자료를 구한다. 국회예산정책처 (2009)에 의하면 그 동안의 부동산가격 상승은 서울을 비롯한 수도권 일부 지역에 한정되는 반면 지방의 경우 미분양 문제가 심각해 지역적 편차가 크다고 분석하였다. 본 연구에서는 Eviews 5와 GAUSS 7.0을 사용한다. 그림 1은 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 등 7개 주요 지역의 가격변동 시계열과 H-P 필터로 추세 제거 후의 시계열을 보여준다.

조하현 (1991)은 H-P 필터를 사용하여 유도된 경제변수의 변동측도의 크기와 교차상관관계를 비교, 1970년 이후 주요 거시경제변량의 순환변동을 분석함으로써 경기변동의 특성을 살펴보았다. 지호

표 1: ADF 검정

	SIC				AIC			
	시차	상수·추세 없음	상수 포함	상수·추세 포함	시차	상수·추세 없음	상수 포함	상수·추세 포함
서울	0	-3.001***	-2.982**	-2.955	0	-3.001***	-2.982**	-2.955
부산	0	-7.839***	-7.789***	-7.748***	0	-7.839***	-7.789***	-7.748***
대구	0	-7.369***	-7.324***	-7.280***	3	-3.243***	-7.324***	-7.280***
인천	0	-7.531***	-7.484***	-7.436***	1	-4.606***	-4.576***	-4.544***
광주	0	-10.395***	-10.329***	-10.270***	1	-6.098***	-6.069***	-6.069***
대전	0	-6.233***	-6.199***	-6.174***	3	-2.668***	-2.672***	-2.737
울산	0	-5.693***	-5.655***	-5.612***	1	-3.504***	-3.474***	-3.428***

준 (1993)은 경기를 측정하는 지수의 선택과정에서 경기순환 요인만을 고려한 경기동행지수 순환변동치와 H-P 필터를 사용한 실질국민총생산 순환변동 중 후자는 측정방법상의 차이로 인한 신뢰성 문제로 전자를 선택한 바 있다. 조하현 (1991)에 의하면 장기적 추세를 제거하지 않으면 과대추정의 결과를 초래할 수 있으며 추세 제거한 변수는 사전백색화(prewhitened innovation)가 된다.

그림 1에서 가장 위에 있는 선은 추세 제거 전의 원자료의 그래프이고, 일직선은 추세를 의미하며 밑의 점선은 추세 제거 후 자료의 그래프이다. 왼쪽 축은 추세 제거한 자료의 값이며, 오른쪽 축은 추세 제거 전 원자료의 값을 표시한 것이다. 서울과 인천 자료의 추세는 완만한 수평 형태를 그리고 대전의 자료는 감소하는 추세를 보인다. 부산, 대구 또 광주의 경우는 약간 감소하는 추세를 보이는데 반해 울산의 자료는 약간 상승하는 추세를 보인다. 한편 변동성의 크기는 서울, 울산, 대구 등의 순서로 이어지며, 인천이 가장 작은 것으로 나타난다.

3.1. 정상성 검정

단위근이 존재한다는 귀무가설을 검정하는 ADF 검정결과는 표 1에 요약된다. ADF 검정의 경우 각 검정모형에 대한 적정 시차는 SIC(Schwarz information criteria)와 AIC(Akaike information criteria) 값이 최소가 되는 시차로 정한다. 본 연구에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 통계적 유의성을 나타내며, 표 1안의 값들은 ADF 통계량이다. H-P 필터를 적용한 변수이므로 단위근이 존재하지 않을 것으로 기대되지만 표에서 보는 바와 같이 상수와 추세가 함께 포함 되는 경우 일부 단위근이 존재하는 곳이 발견된다.

위의 검정과는 반대로 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는 KPSS 검정결과는 표 2와 같다. 인천은 상수·추세 포함하는 경우 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각하지 못한다. 나머지 지역들도 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못한다. ADF 검정과 KPSS 검정의 결과에 대한 차이는 신선우와 이훈현 (2003)을 참조할 수 있다. 표준 단위근 검정과 달리 KPSS 검정은 귀무가설 하에서 시계열이 추세정상으로 가정되는 점에서 귀무가설의 성립 여부에 따른 검정결과는 표 3과 같이 요약된다.

H_0 가 ADF 검정에서는 채택되고 KPSS 검정에서는 기각된다면 $I(1)$ 변수임을 나타낸다. 모두 채택된다면 시계열의 저빈도(low frequency) 속성의 정보가 충분하지 않으며, 모두 기각된다면 변수가 $I(0)$ 인지 $I(1)$ 인지 구별이 어려워 대안적인 차분모수가 요구된다. 따라서 첫째, 상수항이 포함된 경우 H_0 가 ADF 검정에서 기각되고 KPSS 검정에서는 채택되므로 광의의 정상성을 갖는다. 둘째, 상수·추세가 포함된 경우 서울 시계열은 ADF 또는 KPSS에서 모두 H_0 를 채택하며, 대전 시계열도 비슷해 저빈도 속성의 충분한 정보를 갖지 못한 것으로 나타난다. 나머지 변수들은 광의의 정상성을 갖는다. 셋째, 상수·추세가 없는 경우 KPSS는 해당되지 않으므로 ADF 검정만 가능하며, H_0 를 기각하므로 정상 시계열로 구분된다. 결과적으로 상수와 추세가 모두 포함되는 경우 서울과 대전 시계열이 안정성에 대한 정보가 충분하지 않지만 상수와 추세가 모두 없는 경우 또 상수만 포함되는 경우에서 광의적 안정성

표 2: KPSS 검정

	수준변수	
	상수 포함	상수·추세 포함
서울	0.091	0.091
부산	0.095	0.095
대구	0.106	0.106
인천	0.203	0.203**
광주	0.066	0.066
대전	0.086	0.086
울산	0.100	0.100
	임계치	
1%	0.7390	0.2160
5%	0.4630	0.1460
10%	0.3470	0.1190

표 3: 검정결과의 해석

ADF	KPSS	검정결과
H_0 기각	H_0 성립	광의의 정상성
H_0 성립	H_0 기각	정상 아님
H_0 성립	H_0 성립	정보 충분하지 않음
H_0 기각	H_0 기각	구별 어려움

을 가지므로 모든 지역자료는 정상성을 갖는다고 결론을 내린다.

3.2. 인과성 검정

Neftci (1982)는 두 시계열간 예측오차 분산을 비교하여 예측력을 평가, 선행성을 검정하는 방법을 제시하였다. Neftci (1982)가 제안한 인과관계는 Granger 검정을 통해 확인할 수 있다. 평균 0인 결합 선형정상확률과정의 경우 e_{kt}^* 는 두 변수 z_{1t} 와 z_{2t} 를 사용할 때의 오차항, 또 e_{kt} 는 z_{1t} 만을 사용할 때의 오차항일 때 $\lim_{k \rightarrow \infty} \{ \inf E | e_{kt}^* |^2 \} < \lim_{k \rightarrow \infty} \{ \inf E | e_{kt} |^2 \}$ 이면 z_{2t} 는 z_{1t} 의 예측에 유용하다는 것이다. 이 개념을 자기회귀형으로 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$a_{11}(0)z_{1t} = \sum_{k=1}^{\infty} a_{11}(k)z_{1t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} a_{12}(k)z_{2t-k} + e_{1t}$$

$$a_{22}(0)z_{2t} = \sum_{k=1}^{\infty} a_{21}(k)z_{1t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} a_{22}(k)z_{2t-k} + e_{2t}$$

$a_{11}(0) = a_{22}(0) = 1$ 이며, e_{1t} 와 e_{2t} 는 시차상관이 없는 백색잡음이다. 여기서 모든 시차 k 에 대해 $a_{12}(k) \neq 0$ 이고 $a_{21}(k) = 0$ 이면 z_{2t} 는 z_{1t} 를 예측하는데 유용하다고 보는 것이다. 벡터자기회귀모형 추정을 위한 적정 시차의 선정은 SIC 기준에 의하면 1인 반면 AIC 기준에 의하면 9인 것으로 나타나 전자를 택해 시차 1로 결정한다.

사전백색화된 변수들간 벡터자기회귀모형의 추정결과는 표 4와 같고 이를 근거로 Granger 인과관계를 검정한 결과는 표 5와 같이 요약된다. 인과관계 검정식의 시차는 임의로 1로 선정하는 경향이 있어서 현실을 오도할 가능성이 있으므로 본 연구에서는 시차 4까지 적용시켜 보았다. 귀무가설 서울 \leftrightarrow 울산과 인천 \leftrightarrow 대전이 시차 4까지 Granger 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 경우이다. 통상적으로 사용되는 시차 1인 경우 지역 매매가격 변동들간 인과관계를 보면 서울의 가격은 유 의수준 1%에서 부산과 울산의 가격을, 또 5%에서 인천과 광주의 가격을 선도하는 것으로 나타난다.

표 4: 벡터자기회귀 모형

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산
서울(-1)	0.792	0.103	0.041	0.094	0.150	0.052	0.163
표준오차	0.081	0.048	0.088	0.045	0.083	0.072	0.088
t-stat	9.758**	2.163**	0.463	2.086**	1.805	0.731	1.859
부산(-1)	-0.073	0.065	0.111	-0.151	0.305	-0.102	0.249
	0.209	0.123	0.226	0.117	0.214	0.184	0.226
	-0.351	0.530	0.492	-1.295	1.428	-0.552	1.097
대구(-1)	-0.001	-0.002	0.094	0.056	0.031	-0.091	-0.057
	0.114	0.067	0.123	0.064	0.116	0.100	0.123
	-0.011	-0.037	0.761	0.886	0.269	-0.904	-0.464
인천(-1)	0.613	0.009	0.215	0.004	-0.185	0.622	0.253
	0.214	0.126	0.232	0.119	0.218	0.189	0.232
	2.868**	0.068	0.928	0.033	-0.849	3.300**	1.091
광주(-1)	-0.136	-0.040	-0.033	-0.052	-0.264	-0.079	0.077
	0.113	0.066	0.122	0.063	0.116	0.100	0.123
	-1.201	-0.604	-0.269	-0.825	-2.281**	-0.790	0.628
대전(-1)	-0.031	-0.015	0.186	0.093	0.071	0.346	-0.093
	0.116	0.068	0.126	0.065	0.119	0.103	0.126
	-0.267	-0.226	1.479	1.436	0.600	3.369**	-0.737
울산(-1)	-0.178	-0.008	0.006	0.071	-0.119	-0.167	0.293
	0.105	0.062	0.114	0.058	0.107	0.092	0.114
	-1.698*	-0.130	0.054	1.211	-1.112	-1.811*	2.580**
상수	0.000	0.001	0.002	0.000	0.002	0.004	-1.001
	0.013	0.008	0.014	0.007	0.013	0.012	0.014
	-0.011	0.151	0.153	0.029	0.140	0.370	-0.043
R-squared	0.678	0.093	0.102	0.167	0.145	0.314	0.260
Adj. R-squared	0.647	0.005	0.014	0.086	0.061	0.248	0.188
Sum sq. resids	0.986	0.340	1.156	0.307	1.029	0.766	1.157
S.E. equation	0.117	0.069	0.127	0.065	0.120	0.103	0.127
F-statistic	21.650	1.052	1.166	2.056	1.739	4.719	3.620
Log likelihood	62.313	104.966	55.954	109.053	60.625	72.426	55.949
Akaike AIC	-1.358	-2.424	-1.199	-2.526	-1.316	-1.611	-1.199
Schwarz SC	-1.120	-2.186	-0.961	-2.288	-1.077	-1.372	-0.961
Mean dependent	0.002	0.001	0.002	0.001	0.002	0.004	0.000
S.D. dependent	0.197	0.069	0.128	0.068	0.123	0.119	0.141
Determinant resid covariance (dof adj.)							0.000
Determinant resid covariance							0.000
Log likelihood							539.198
Akaike information criterion							-12.080
Schwarz criterion							-10.413

인천은 유의수준 1%에서 서울과 대전의 가격을 선도하는 것으로 추정되어 서울과 인천 간에는 양방향 인과관계가 성립하는 것으로 검정된다. 한편 부산과 광주간에는 유의수준 5%에서, 부산과 울산 또 대전과 대구간에는 유의수준 10%에서 각각 인과관계가 존재한다. 그러나 시차 2부터는 인과관계가 약화되는 것으로 추정되었다.

3.3. 교차상관관계

변수들 사이에 단일방향 인과관계가 존재하는지 또는 양방향 인과관계가 존재하는지 결정하는데는 교차상관관계가 이용될 수 있으므로 이를 구해 앞의 Granger 인과관계 검정결과를 보완해 보기로

한다. Haugh와 Box (1977)에 의하면 적절하게 사전백색화된 변수들 사이 교차상관계수값들은 평균이 0이고 표준편차가 $n^{-1/2}$ 인 근사적 정규분포를 따른다는 것이며, 이때 n 은 표본의 수이다. 각 지역 가격 변동들간 교차상관계수를 사용하여 선행결합관계나 공존관계를 알 수 있으므로 이를 도출하기 위해 두 변수 z_1 과 z_2 의 선행 k 시차 교차공분산 $C_{z_1, z_2}(k)$ 와 $C_{z_2, z_1}(k)$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$C_{z_1, z_2}(k) = E\{(z_{1t} - \mu_{z_1})(z_{2t-k} - \mu_{z_2})\}$$

$$C_{z_2, z_1}(k) = E\{(z_{2t} - \mu_{z_2})(z_{1t-k} - \mu_{z_1})\}, \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots$$

$C_{z_1, z_2}(k)$ 에서 z_1 은 k 기에 z_2 를 도출하는 한편 $C_{z_2, z_1}(k)$ 에서 z_2 는 k 기에 z_1 을 도출한다면 아래의 공식에 의해 추정된 교차공분산을 계산할 수 있다.

$$C_{z_1, z_2}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (z_{1t} - z_1)(z_{2t-k} - z_2)$$

$$C_{z_2, z_1}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (z_{2t} - z_2)(z_{1t-k} - z_1), \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots$$

이 교차공분산은 그 표준편차로 나누면 교차상관계수로 변환할 수 있으며, z_1 과 z_2 의 선행 k 시차 교차상관계수 $\gamma_{z_1, z_2}(k)$ 는 아래와 같이 계산된다.

$$\gamma_{z_1, z_2}(k) = \rho_{z_1, z_2}(k) = \frac{C_{z_1, z_2}(k)}{\sqrt{C_{z_1, z_2}(0)} \cdot \sqrt{C_{z_2, z_1}(0)}} = \frac{C_{z_1, z_2}(k)}{\sigma_{z_1} \sigma_{z_2}}$$

이때 $k = 0, \pm 1, \pm 2, \pm 3, \dots$ 이 되며, 구해진 z_1 과 z_2 의 교차상관계수는 t 기의 z_1 값과 $t - k$ 기의 z_2 값간 결합도를 의미한다. z_1 이 z_2 와의 교차상관계수 상에서 시차 0에서의 값이 다른 시차에서의 값보다 크면 z_2 는 z_1 과 동행, 음의 시차에서의 값이 크면 선행, 양의 시차에서 값이 크면 후행한다고 해석할 수 있다. 교차상관계수가 0.3 이하이면 상관관계가 거의 없는 것으로 해석한다 (김현의와 정익준, 1997).

교차상관분석 결과 시차 1때의 Granger 인과관계의 결과와 일치되는 경우의 교차상관관계는 그림 2와 같으며, 시차가 큰 경우의 교차상관계수값 0.3이나 약간 상회하는 정도는 상관관계가 없는 것으로 간주한다. 실선(lag)은 앞변수가 뒷변수를 후행함(뒷변수 → 앞변수)을 의미하고 점선(lead)은 앞변수가 뒷변수를 선행함(앞변수 → 뒷변수)을 의미한다. 예를 들어 첫 그래프는 서울(앞변수)과 인천(뒷변수)간 상관계수로 실선이 인천 → 서울에 대한 수치이고, 점선은 서울 → 인천에 대한 계수값이다.

인천 → 서울의 관계는 시차 0~2에서 상관관계가 있으며, 시차 1에서 교차상관계수 0.4142로 가장 커 인천의 가격은 서울의 가격을 선도하는 것으로 나타난다. 반면 서울 → 인천이 0~1 시차에서 상관관계가 있는 것으로 추정되어 두 도시간에는 양방향 인과관계가 성립된다. 서울과 대전의 경우 12시차를 넘어서기 이전에는 상관관계가 없다. 서울과 울산간에는 시차 0~3 또 7~10에서 상관관계가 있으나 시차 1일 때의 상관계수가 가장 크므로 서울 → 울산이 성립된다. 한편 부산은 대구, 인천, 대전, 울산과 각각 상관관계가 없는 것으로 나타난다.

대구는 인천, 광주, 대전 그리고 울산과 각각 상관관계가 없는 것으로 보인다. 대구와 인천간에는 시차 0에서 교차상관계수가 0.3196으로 가장 크므로 동행관계에 있다고도 볼 수 있으나 값이 크지 않고 그 외의 계수값은 너무 작아서 서로 상관관계가 없다고 할 수 있다. 대전 → 대구가 시차 5에서 상관계수가 0.3214로 가장 크지만 시차가 크고 나머지 상관계수는 작아 상관관계가 없는 것으로 간주한다. 또 울산 → 대구에서 시차 5일 때 상관계수가 0.3937로 가장 크지만 시차가 크고 다른 계수값이 너무 작아 역시 상관관계가 없는 것으로 간주한다. 인천과 광주간에는 상관관계가 없는 반면 인천 → 울산에

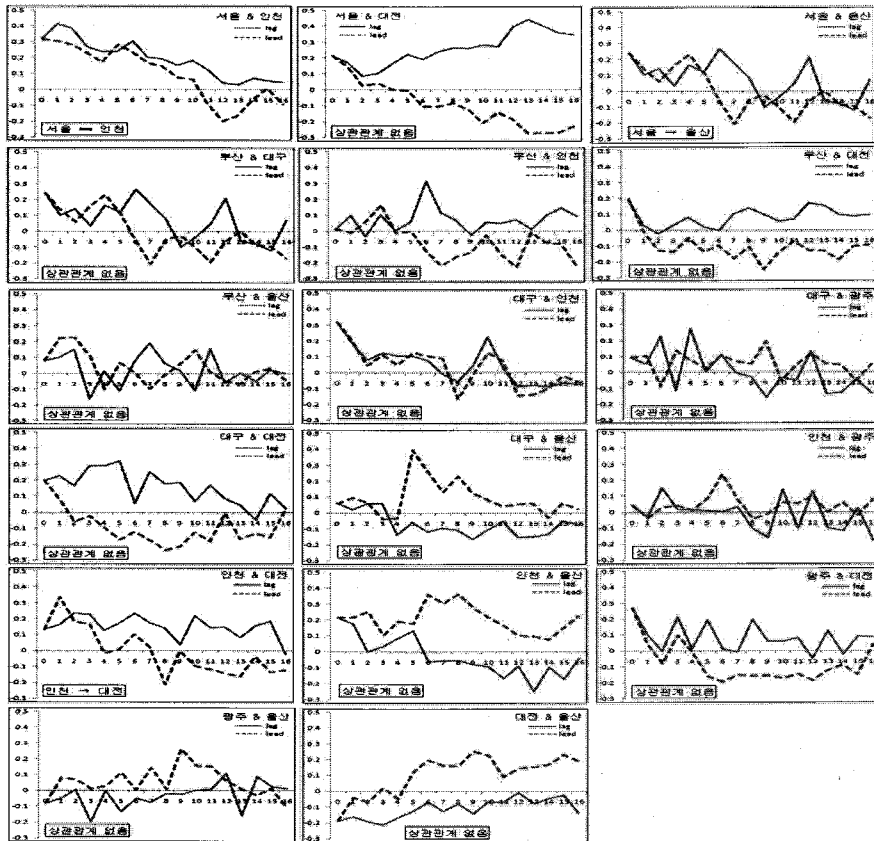


그림 2: 지역간 교차상관관계

서 시차 8일 때 상관계수가 0.3647로 가장 크지만 위와 같은 이유로 상관관계가 없는 것으로 한다. 인천 → 대전은 시차 1일 때 상관계수가 0.3381로 가장 크므로 인천은 대전에 선행한다고 하겠다. 한편 광주와 대전, 광주와 울산, 또 대전과 울산간에는 상관관계가 없는 것으로 판명된다.

따라서 유의수준 1% 및 5% 에서의 인과관계분석 결과 서울 → 부산, 서울 → 광주, 부산 → 광주가 상관관계분석 결과 각각 동행, 없음, 없음으로 나온다는 점에서 차이가 난다. 이 경우 인과관계 분석결과를 따르는 것이 타당한 것으로 알려져 있다.

3.4. 유동성 분석

표 5를 보면 서울의 가격 변동은 유의수준 최소 5% 이내에서 부산, 인천, 광주 또 울산의 가격 변동을 유발하는 것으로 나타났다. 따라서 서울의 매매가격 증감률의 단위 표준편차 만큼 충격을 주었을 때 다른 지역의 가격이 장기적으로 어느 정도 영향을 받는지 검토해 보기로 한다. 충격반응의 Cholesky ordering은 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산으로 놓으며, 순서에 변동이 다소 가해져도 분석의 질적인 결과는 거의 같다. 각 지역의 시간에 따른 반응은 그림 3과 같다. 서울의 가격변동이 영향을 미치는 부산, 인천, 광주, 울산의 경우 장기적 반응이 비슷한 형태로 나타나지만 그렇지 않은 대구와 대전의 장기적 반응은 이들과는 다른 형태를 보인다는 점이 구별된다.

서울은 1 시차에 최고치인 0.117만큼 즉각적인 양의 반응을 보이지만 그 후 영향력은 감소한다. 부

표 5: 인과관계 검정

H_0	시차 1		시차 2		시차 3		시차 4	
	F-stat	P	F-stat	P	F-stat	P	F-stat	P
부산 → 서울	0.806	0.372	1.311	0.276	0.688	0.562	0.571	0.685
서울 → 부산	5.643	0.020***	3.158	0.048***	2.415	0.074*	1.819	0.135
대구 → 서울	0.404	0.527	0.130	0.879	0.694	0.559	1.056	0.385
서울 → 대구	1.269	0.263	1.632	0.203	0.941	0.426	1.558	0.196
인천 → 서울	8.140	0.006***	4.502	0.014	3.324	0.024***	2.483	0.052*
서울 → 인천	6.487	0.013**	2.370	0.101	1.389	0.253	1.008	0.410
광주 → 서울	1.368	0.246	1.185	0.312	2.118	0.106	1.612	0.181
서울 → 광주	4.483	0.037**	1.900	0.157	1.376	0.257	1.034	0.396
대전 → 서울	0.004	0.950	0.397	0.673	0.253	0.859	0.651	0.628
서울 → 대전	0.368	0.546	1.615	0.206	2.373	0.258	0.882	0.480
울산 → 서울	1.216	0.274	0.784	0.460	0.595	0.621	0.475	0.754
서울 → 울산	7.101	0.009***	4.142	0.020**	2.881	0.042**	2.137	0.086*
대구 → 부산	0.370	0.545	0.730	0.485	0.481	0.697	0.598	0.666
부산 → 대구	0.650	0.423	0.170	0.844	0.576	0.632	1.174	0.330
인천 → 부산	0.618	0.434	0.376	0.688	0.563	0.641	0.349	0.844
부산 → 인천	0.015	0.903	0.208	0.813	0.489	0.427	0.667	0.617
광주 → 부산	0.098	0.755	0.114	0.893	0.326	0.807	0.281	0.927
부산 → 광주	4.835	0.031**	1.797	0.173	1.346	0.266	0.983	0.423
대전 → 부산	0.001	0.977	0.094	0.911	0.451	0.717	0.344	0.847
부산 → 대전	0.921	0.340	2.326	0.105	1.886	0.140	1.296	0.280
울산 → 부산	0.427	0.515	0.871	0.423	2.991	0.037**	2.437	0.055*
부산 → 울산	3.045	0.085*	2.284	0.109	1.407	0.248	1.571	0.192
인천 → 대구	1.455	0.231	0.548	0.580	0.501	0.683	0.286	0.886
대구 → 인천	1.807	0.183	0.815	0.446	0.731	0.537	0.543	0.705
광주 → 대구	0.123	0.727	1.974	0.146	1.557	0.207	2.697	0.038**
대구 → 광주	1.124	0.292	0.619	0.541	0.845	0.474	0.797	0.531
대전 → 대구	3.220	0.077*	1.131	0.328	1.877	0.141	1.648	0.172
대구 → 대전	0.000	0.987	1.200	0.307	0.978	0.408	1.115	0.357
울산 → 대구	0.020	0.889	0.122	0.886	0.112	0.953	0.840	0.505
대구 → 울산	0.561	0.456	0.407	0.667	0.288	0.834	0.196	0.939
광주 → 인천	0.090	0.765	0.914	0.405	0.644	0.589	0.557	0.695
인천 → 광주	0.120	0.730	0.183	0.833	0.367	0.777	0.286	0.886
대전 → 인천	1.705	0.196	1.428	0.246	1.072	0.366	0.950	0.441
인천 → 대전	9.750	0.003***	3.977	0.023**	2.471	0.069*	2.587	0.044**
울산 → 인천	1.969	0.165	1.162	0.319	0.701	0.555	0.743	0.566
인천 → 울산	2.172	0.145	1.943	0.150	1.434	0.240	1.120	0.354
대전 → 광주	1.793	0.185	0.368	0.694	1.239	0.302	0.981	0.424
광주 → 대전	0.525	0.471	2.599	0.081*	2.002	0.121	1.472	0.220
울산 → 광주	0.448	0.505	0.475	0.624	1.062	0.371	0.780	0.542
광주 → 울산	1.585	0.212	1.229	0.299	0.868	0.462	0.662	0.621
울산 → 대전	0.810	0.371	0.868	0.424	0.820	0.487	0.671	0.614
대전 → 울산	0.122	0.727	0.415	0.662	0.332	0.802	0.291	0.883

산은 초기에는 상승세를 보여 시차 2에서 최고치인 0.012까지 도달하지만 그 후 감소한다. 대구는 시차 1에서 최고치인 0.038의 반응을 보였다가 다음 기간 0.010으로 급락하지만 이후 서서히 감소하며 소멸한다. 인천, 광주, 또 울산의 반응은 초기에는 증가세를 보이다가 2 또는 3 시차 이후에는 감소해 간다. 반면 대전은 처음에 음의 반응을 보였다가 곧바로 시차 3까지 상승세를 타다가 이후 서서히 수렴해 간다. 서울의 가격에 충격이 발생했을 때 서울, 부산, 대구가 상대적으로 큰 반응을 보이지만 10기간이

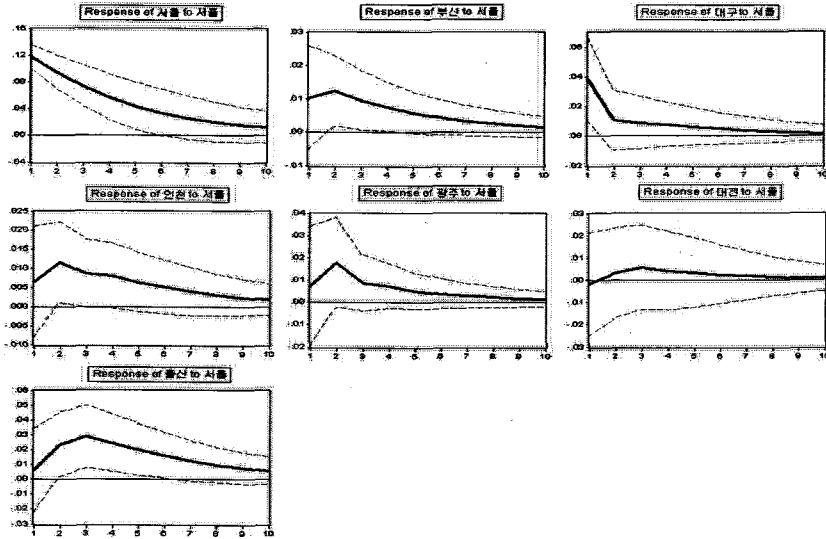


그림 3: 각 지역의 시간별 반응

표 6: 기간별 설명력 분포

기간	표준오차	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산
1	0.117	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.157	91.115	0.565	0.453	5.188	0.790	0.027	1.861
3	0.178	87.893	1.680	0.886	6.219	0.957	0.175	2.190
4	0.190	86.028	2.181	1.094	7.011	0.971	0.336	2.379
5	0.197	84.949	2.468	1.208	7.443	0.983	0.469	2.481
6	0.201	84.292	2.639	1.271	7.712	0.984	0.559	2.541
7	0.204	83.898	2.741	1.308	7.872	0.985	0.619	2.577
8	0.205	83.660	2.803	1.329	7.968	0.985	0.656	2.599
9	0.206	83.517	2.840	1.342	8.026	0.985	0.679	2.612
10	0.207	83.431	2.862	1.349	8.060	0.985	0.693	2.620

지나면 서울과 울산을 제외하고는 서로 비슷하게 된다. 특히 울산의 반응은 초반에 상승세를 보였다가 서서히 감소하지만 10기간이 지나서도 처음과 같은 정도로 환원되는 것으로 나타났다.

예측오차의 분산분해를 실시해 유동성에 대해 추가로 분석하기로 한다. 표 6에서 서울의 가격 변동에 대한 지역별 설명력의 변화를 보면 자체 설명력만 시간이 갈수록 점감해 가는 반면 타지역의 설명력은 서서히 증가해 감을 알 수 있다. 10기간 후 자체 설명력은 여전히 83%를 상회하지만 인천을 제외한 다른 지역은 서울의 가격 변동을 설명하는데 별다른 역할을 못한다. 인천의 경우 첫 기간 이후 영향력이 5% 이상으로 급등하면서 지속적으로 상승하여 장기적으로 8% 이상을 설명하는 바 분산분해 결과는 인천만이 서울과 가격 변동의 영향을 주고 받을 뿐 다른 지역은 서울에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 인과관계 결과와 일치한다.

4. 결론

기존의 단위근 검정이 실제 시계열자료의 단위근 귀무가설을 기각하는데 실패하는 경우가 많아지면서 대부분의 실제 시계열은 단위근 존재유무에 대해 충분한 정보를 제공하지 않거나 또는 기존의 단

위근 검정력이 약하다는 것이 입증되고 있다. 이는 기존의 단위근 검정과 달리 정상성 귀무가설을 단위근 대립가설에 대해 검정할 것을 시사한다. 본 연구에서는 추세로부터의 편차제급의 합을 최소화시키는 방식으로 국내 광역지역 주택가격변동 시계열자료의 추세를 제거한 후 단위근 귀무가설과 정상성 귀무가설을 모두 검정하여 정상성을 확인하였다.

이어서 인과관계 검정을 실시하여 가격변동의 흐름을 분석하고, 다시 교차상관분석을 적용하여 지역간 통계적 역학관계를 보완, 확인해 보았다. 시차에 상관없이 강건한 서울에서 울산과 인천에서 대전의 인과관계, 또 서울과 인천간 양방향 인과관계는 교차상관분석에서도 그대로 확인되고 있다. 서울의 가격변동이 다른 지역에 영향을 미치는 경우가 가장 많으므로 이에 대한 충격반응을 분석한 결과 서울의 가격변동 선행성이 뚜렷한 지역들은 장기적 반응이 모두 비슷한 형태를 보인 것으로 판명되었다.

참고 문헌

- 국회예산정책처 (2009). 경기침체기의 부동산 대책 및 과제, <국회 경제위기 대응팀 발간시리즈> **23**.
- 김현의, 정익준 (1997). 통화와 인플레이션의 관계분석, <경제분석>, **3**, 62-86.
- 박진우 (2009). 통계기반 정책사례 연구 ; 주택가격지수 통계의 구축, 개선, 활용을 중심으로, <응용통계연구>, **22**, 635-651.
- 서울대학교 통계연구소 (1990). 전국도시 주택가격동향조사 연구용역 최종보고서
- 신선우, 이훈현 (2003). FIGARCH-M 모형을 이용한 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 관계분석, <금융학회지>, **8**, 73-94.
- 이기재, 박진우, 박홍래 (1991). 전국주택가격 동향조사를 위한 표본설계연구, <응용통계연구>, **4**, 137-148.
- 조하현 (1991). 우리나라 경기변동현상의 특성과 연구과제: Hodrick-Prescott 필터에 의한 분석, <경제학연구>, **39**, 285-313.
- 지호준 (1993). 채권수익률은 경기변동에 선행하는가, <증권학회지>, **15**, 507-528.
- 한국통계학회 (2003). 전국주택가격동향조사 표본설계 학술용역 최종보고서
- Dejong, D. N. and Whiteman, C. H. (1991). Reconsidering trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics*, **28**, 221-254.
- Diebold, F. X. and Rudebusch, G. D. (1991). On the power of Dickey-Fuller tests against fractional alternatives, *Economics Letters*, **35**, 155-160.
- Haugh, L. D. and Box, G. E. P. (1977). Identification of dynamic regression models connecting two time series, *Journal of the American Statistical Association*, **72**, 121-130.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, **54**, 158-178.
- Nabeya, S. and Tanaka, K. (1988). Asymptotic theory of a test for the constancy of regression coefficients against the random walk alternative, *Annals of Statistics*, **16**, 218-235.
- Neftci, S. N. (1982). Optimal prediction of cyclical downturns, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **4**, 225-241.
- 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.
- Nyblom, J. (1986). Testing for deterministic linear trend in time series, *Journal of the American Statistical Association*, **81**, 545-549.
- Nyblom, J. and Makelainen, T. (1983). Comparisons of tests for the presence of random walk coefficients in a simple linear model, *Journal of the American Statistical Association*, **78**, 856-864.
- Phillips, P. C. B. (1987). Time series regression with unit roots, *Econometrica*, **55**, 277-301.
- Phillips, P. C. B. (1991). To criticize the critics: An objective Bayesian analysis of stochastic trends, *Journal of Applied Econometrics*, **6**, 333-364.

- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, **75**, 335–346.
- Rogers, A. J. (1986). Modified Lagrange multiplier tests for problems with one-sided alternatives, *Journal of Econometrics*, **31**, 341–362.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika*, **71**, 599–608.

2009년 10월 접수; 2010년 2월 채택

Transmission Effect of Price Variations

Tae Ho Kim^{1,a}, Ji Hee Ann^a

^aDepartment of Information Statistics, Chungbuk University

Abstract

As standard unit root tests are empirically proved to fail to reject the null hypothesis of a unit root for many economic and business time series, it is doubtful that most of those series are informative about the existence of a unit root or that those tests are powerful against relevant alternative hypotheses. This study attempts to perform tests of the null hypothesis of stationarity as well as tests of the null hypothesis of a unit root using the time series data of housing prices in the major metropolitan areas. The results of the additional analyses such as lead-lag, cross-correlation and impulse response for testing the statistical interrelationships between the prices are generally found to be consistent.

Keywords: Trend stationarity, cross correlation, impulse response.

This work was supported by the research grant of the Chungbuk National University in 2009.

¹ Corresponding author: Professor, Department of Information statistics, Chungbuk University, 410 Sungbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr