

시차공적분을 통해 본 수도권과 비수도권 아파트시장의 특성

The Characteristic of the Capital and Non-capital Apartment Markets
Found through Cointegration Tests

강임호 한양대학교 ERICA 캠퍼스 경제학부 교수(제1저자)
Kang Imho Prof., Dept. of Economics, Hanyang Univ.(ERICA)
 (Primary Author)
 (imhokang@hanyang.ac.kr)

조영진 경기개발연구원 연구원
Cho Youngjin Researcher, Gyunggi Development Research Institute
 (powerofsky@gri.kr)

목 차

I. 서론

II. 자료 설명 및 선행연구 검토

1. 자료 설명
2. 선행연구 검토

III. 시차공적분 검증 및 단위근 검증

1. 시차공적분 검증방법
2. 단위근 검증방법 및 그 결과

IV. 실증분석

1. 8대 지역의 동일변수 간의 공적분 검증
2. 매매지수와 전세지수의 공적분

V. 논의 및 결론

I. 서론

최근 서울의 아파트 가격은 6대 광역시와는 달리 지속적인 하락추세에 있다. 국민은행의 아파트매매가격지수¹⁾를 살펴보면 2010년 2월 서울은 108.9로 최고를, 6대 광역시(인천, 대전, 대구, 울산, 광주, 부산)는 80.2를 기록하였지만 약 3년 반 이후인 2013년 하반기에는 후자가 전자를 추월하였다. 또 그들 간의 추월은 2002년을 즈음하여 반대방향으로 발생한 적이 있다. 2001년 중반 6대 광역시의 매매지수는 서울보다 약 4포인트 높았었는데, 2002년 하반기에는 후자가 전자를 약 5포인트 앞섰다. 이러한 움직임은 서울과 6대 광역시의 매매지수가 아주 느슨하게 장기적으로 동행(同行)하고 있는 듯한 느낌을 주고 있다.

매매지수와 같은 추세를 가지는 불안정한 변수들의 동행관계는 흔히 공적분(cointegration)에 의해 묘사된다. 공적분이란 그러한 변수들이 추세를 공유하기 때문에 개별적으로는 불안정해 보이더라도 이들 변수 간의 특정한 선형관계는 장기적으로 안정적일 수 있다는 뜻인데, 그 의미를 ‘동행성’이라고 이해하면 쉽다. 하지만 기존에는 이러한 변수들의 공적분을 찾기가 쉽지 않아 이들 변수를 차분하여 안정화시킨 다음 VAR모형을 이용하여 그들 간의 관계를 묘사하기도 했다. 예로 임규채 · 기석도(2006), 박현수 · 안지아(2009), 문규현(2010), 문규현 · 이동희(2011)를 들 수 있다. 반면에 이들 변수 간의 공적분 관계를 명시적으로 고려한 논문도 있었다. 구체적으로 이영수(2010)는 전국의 전세지수, 매매지수, 이자율이라는 세 변수가 공적분되어 있음을 보여주었다. 나아가 박

세운 외(2011)는 서울의 매매가격지수가 강원, 대전, 대구와 공적분되어 있음을 보여 주었다.²⁾

본 논문에서는 동시점의 공적분을 추정할 기존 연구와 달리 공적분에서 시차를 고려하였다. ‘시차를 고려한 공적분’이란 다음과 같이 예를 들어 설명할 수 있다. 즉 단위근을 가져서 불안정한 두 변수 x_t 와 y_t 가 있는데 양 변수의 특정한 선형관계인 $x_t - \beta y_t$ 는 단위근을 가지지 않아서 안정적이면, 양 변수는 공적분이 되어 있다고 한다. 그런데 $x_t - \beta y_t$ 보다는 $x_t - \beta y_{t-1}$ 이 더 안정적인 모습을 보이면서 공적분을 찾아내기가 더 용이할 때, 이를 ‘시차가 있는 공적분’이라고 하고 ‘시차공적분’으로 명명하였다. 부동산의 예를 들면 강남 지역의 매매가격지수를 강북이 시차를 두고 따라간다고 하자. 그러면 양 변수가 동시점에서 공적분되어 있는 현상(이하 동시점 공적분)은 계량경제학적으로 찾기 어렵지만 시차를 고려한다면 쉽게 찾을 수 있다.

본 논문은 ‘시차공적분’을 이용하여 강북, 강남 그리고 6대 광역시(이하 8대 지역³⁾)의 아파트 전세가격지수(이하 전세지수) 간, 매매가격지수(이하 매매지수) 간, 전세매매비율 간, 그리고 마지막으로 각 지역의 전세지수와 매매지수 간의 관계를 고찰하는 것을 목표로 하였다. 그 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 8대 지역의 전세지수는 대체로 전국적으로 강력하게 공적분되어 있었다. 매매지수는 수도권과 비수도권 각각 내부적으로는 공적분되어 있지만, 그들 간에는 공적분 관계가 없었다. 둘째, 전세매매비율은 수도권과 비수도권 사이에 미약한 공적분 관계를 찾을 수 있었다. 셋째, 수도권 지역에서는 매매지

1) 2013년 3월이 100으로 기준 처리되었음.

2) VECM의 log likelihood를 이용하여 공적분 벡터(1, -1)에 대해 가설 검증을 함으로써 추가적인 공적분 검증방법을 사용하기도 하였음.

3) 서울의 강남, 강북 그리고 인천, 대전, 대구, 울산, 광주, 부산을 말함.

수와 전세지수가 공적분되어 있지 않지만,⁴⁾ 비수도권 지역에서는 양 지수가 공적분되어 있는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 전국의 아파트시장을 매매가격이 비교적 불안정한 수도권 지역과 안정적인 비수도권 지역으로 나눌 수 있지만, 전체적으로는 하나의 시장을 형성하고 있음을 시사한다.

이러한 실증분석 결과는 공적분에서 시차를 고려했기 때문에 가능하였다. 기존의 공적분은 항상 동시점의 관계를 의미하였다. 그러나 우리나라의 아파트 가격은 강남이 선도하고 수도권과 비수도권이 그것을 따라가는 모습을 보이는 경향이 있기 때문에, 이 관계가 동시점 공적분으로는 잘 포착되지 않았다. 본 논문에서는 시차공적분을 검증하여 매매지수로 볼 때 전국의 아파트시장이 수도권과 비수도권이라는 하위시장으로 구분되어 있지만, 전세지수 및 전세매매비율을 볼 때 통합된 시장을 형성하고 있음을 보였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 시차공적분에 착안하게 된 이유를 자료를 통해 설명하고 선행연구를 검토하였다. 3장에서는 공적분 및 시차공적분 검증방법을 설명하였다. 4장은 실증분석, 5장은 결론이다.

II. 자료 설명 및 선행연구 검토

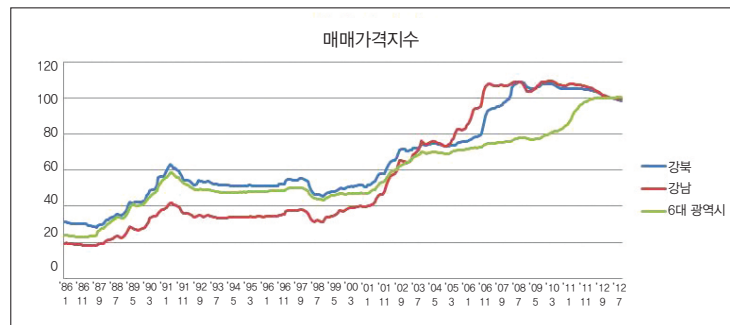
이 장에서는 먼저 시차공적분에 착안하게 된 이유를 자료를 통해 설명하고 선행연구를 검토하여 본 논문이 기존 문헌과 차별적임을 주장한다.

1. 자료 설명

이 절에서는 강남, 강북, 그리고 6대 광역시의 전세지수, 매매지수, 전세매매비율이라는 변수들의 관계가 시차를 두고 나타나면서 전반적으로 동행하는 모습을 직관적으로 설명하고자 한다. 여기서 자료들은 KB부동산의 홈페이지(<http://nland.kbstar.com/quics?page=rstar>)에서 수집하였다.

먼저 <그림 1>에서 1986년 1월부터 2013년 9월까지 약 17년간의 강북, 강남, 6대 광역시의 매매지수를 비교해보자. 강남의 매매지수는 최근 강북과 6대 광역시에 비해 크게 하락하고 있다. 강남의 지수는 1987년 7월 18.2로 최저치에 이르렀다가 2010년 3월 109.6으로 최대치에 이르렀다. 하지만 그 이후 감소하여 2013년 9월에는 99.2에 이르러 최대치에 비해 10.2가 감소하였다. 강북의 지수는 2010년 3월 108.0으로 최대치에 이르렀지만, 그 이후 감소하여 2013년 9월에는 98.7에 달하였다. 반면 6대 광역시는 1991년 5월 58.6에서 1994년 7월까지 약 11.2가 감소하였지만, 그 이후 큰 폭의 하락 없이 지속적으로 증가해왔다.

그림 1_ 강북, 강남, 6대 광역시의 아파트 매매지수



주: 2013년 3월 = 100.

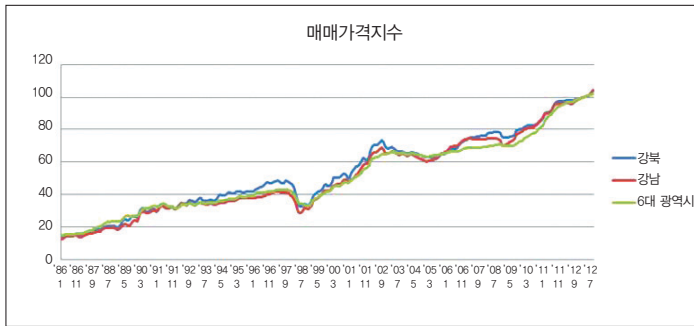
4) 자본투자자들이 전세시장을 고려하지 않고 매매시장만을 고려한 행태가 수도권 지역에 반영되었다고 해석할 수 있는데, 본 논문은 실증분석에 집중하였음.

이러한 세 변수의 움직임에서 주목할 만한 현상은 강남의 매매지수가 1986년에는 강북과 6대 광역시에 비하여 낮았으나 2003년경에는 양 지역을 추월하였고, 2013년에는 세 지역의 매매지수가 비슷해졌다는 것이다. 1997년 외환위기 이후 세 지역의 지수증가속도가 달라지면서 2000년대에는 세 지역의 지수 차이가 크게 확대되었으나, 2010년대에 들어서 비슷한 흐름을 보여주고 있다는 것이다. 마치 강남의 지수가 먼저, 그리고 강북이 그를 뒤따르고, 다시 시차를 두고 6대 광역시가 그것을 뒤따르는 일종의 동행 현상을 볼 수 있다.

다음은 주택의 실질적인 내재가치를 대리한다고 볼 수 있는 전세지수를 살펴보자. <그림 2>에서 세 지역의 전세지수는 <그림 1>과 달리 1986년부터 2013년까지 서로 큰 차이가 없음을 알 수 있다. 강남 지역

은 IMF를 전후하여 1997년 2월에는 42를, 1998년 6월에는 28.4를 기록하여 약 11.6의 감소를 보여주고, 강북은 1997년 4월에는 48.6을, 1998년 6월에는 32.5를 기록하여 16.1의 하락을 보여주고 있다. 즉 IMF를 전후하여서는 전세지수와 매매지수가 같이 하락하였는데, 최근에는 강남과 강북의 전세지수는 증가세를 유지하고 있어 매매가격과는 다른 모습을 보여주고 있다. 최근의 강남과 강북의 매매지수 하락이 거시경제의 경기변동적 요인에 의한 것이라면, 전세지수는 상승하고 있다는 점과 6대 광역시의 매매지수는 증가하고 있다는 측면에서 설명하기가 곤란하다. 이런 측면에서는 강남 지역의 매매지수 하락은 주택의 실질 서비스와 독립적으로 과도하게 상승한 주택가격이 하락하는 것으로도 해석할 수도 있을 것이다.

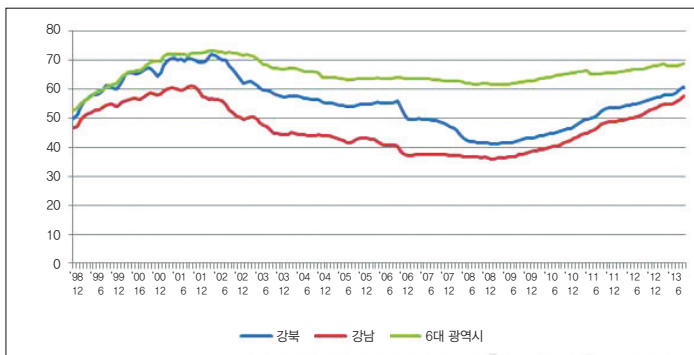
그림 2_ 강북, 강남, 6대 광역시의 아파트 전세지수



주: 2013년 3월 = 100.

그림 3_ 강북, 강남, 6대 광역시의 전세매매비율

(단위: %)



전세매매비율(전세/매매)을 살펴보자. 전세지수가 실질 주택서비스의 수준을 나타낸다고 보면 이 비율을 통해 주택가격의 불안정성 여부에 대한 힌트를 얻을 수 있을 것이다. 대체로 아파트 매매시장이 안정적이어서 버블적 요소가 없다면 이 비율이 지역과 관계없이 일정한 수준을 유지할 것이라고 이론적으로 추측할 수 있다. 이 자료는 1998년 12월부터 사용 가능한데, 1998년에 강남·북 양 지역의 그 비율은 모두 50% 부근에서 큰 차이가 없지만, 그 이후로 강남의 비율이 40% 이하로 하락하기 시작하면서 차이가 급속히 나타나다가, 강북의 비율이 강남을 따라가면서 6대 광역시와 차이를 보이기 시작한다. 하지만 2008년 이후 양 지역의 비율이 증가하면서 60%에 근접

하고 있다. 6대 광역시는 2000년대 초반 70%를 상회한 이후 2013년에도 70%를 약간 하회할 뿐 큰 변화가 없음을 알 수 있다.

즉 6대 광역시의 전세매매비율이 안정적이고, 강남과 강북의 비율이 크게 하락했다가 다시 수렴하는 듯이 보이는 이유는 세 가지로 볼 수 있다. 첫째, 2006년 이후 강북의 아파트 가격, 2010년 이후 6대 광역시의 아파트 가격이 큰 폭으로 오르면서 강남과의 차이가 크게 좁혀졌기 때문이다. 둘째, 2006년 이후부터는 강남의 아파트 가격이, 2007년 이후부터는 강북의 아파트 가격이 보합세를 유지하거나 비교적 지속적인 하락세를 보여주지 때문이다. 셋째, 세 지역 모두 전세지수가 꾸준히 증가하고 있기 때문이다.

요컨대 8대 지역의 전세지수는 밀접하게 동행하고, 매매지수는 큰 차이가 있었지만 그것이 감소하고 있어서 전체적으로 전세지수, 매매지수, 전세매매비율이 동행하는 모습을 보여주고 있다.

2 선행연구 검토

기존의 문헌에서는 주로 서울 및 강남 지역의 주택 및 아파트의 매매, 전세가격이 여타 지역에 영향을 주지만 그 영향력이 주로 수도권에 집중된다는 연구 결과가 있었다. 박세운 외(2011)는 주택시장에서 공간적, 시간적 이전효과를 분석하였는데 서울 아파트 가격의 공간적인 효과는 수도권 지역을 벗어나면 급속히 감소한다고 하였다. 서승환(2007)은 강남구 아파트의 매매 및 전세가격의 물결효과를 검토하였는데, 인

접지역인 강남, 강북, 분당, 과천 등에 영향을 준다고 보고하였다. 하지만 “강남구의 주택가격 변화가 다른 지역의 주택가격에 주는 영향이 매우 제한적이며, 크게 잡아 서울 및 수도권 일부 지역 정도일 것”이라고 판단하였다. 문규현·이동희(2011)는 강남 아파트 가격이 전국 아파트시장을 선도해왔으나 금융위기 이후에는 그 정도가 점차 감소하는 것을 밝혔다. 이 세 논문의 연구 결과는 전국 아파트시장의 지형에 관심을 가지게 한다.

이에 대하여 본 논문은 아파트 매매가격에 있어서는 수도권과 비수도권이 구분될 수 있다고 하여 직접적으로 전국 아파트 매매시장의 지형(topology)을 묘사한 점이 기존 논문과 차별적이다. 이는 버블 관련 연구에서도 나타나는데, 이용만·김선웅(2006)⁵⁾과 윤형호·안중범(2008)⁶⁾은 각각 강남 지역과 강남 4구의 버블 여부를 고찰하지만, 최차순(2010)은 버블 유무의 검증에서 과민변동성이 강남보다는 서울, 서울보다는 전국이 더 높게 나타난다고 보고하였다. 이 역시 전국 아파트시장의 지형에 대한 관심을 야기하고 있어서, 본 논문의 분석이 의미가 있다고 생각한다.

III. 시차공적분 검증 및 단위근 검증

이 장에서는 공적분 검증방법으로 ADF(Augmented Dickey-Fuller)방법(Dickey and Fuller, 1979)을 이용하였다. 그리고 시차공적분 검증방법이 동시점의 일반적인 공적분 검증방법과 동일함을 보여준다.⁷⁾ 그리고 ADF방법으로 단위근 검증을 수행하였는데, 그

5) West(1987)의 방법을 이용하였음.

6) Shiller(1981)의 방법을 이용하였음.

7) 요한센 검증방법(Johansen and Juselius, 1992)을 이용할 수도 있으나, 8대 지역 각 변수의 공적분을 파악하기 위해서는 아주 많은 추정치가 필요함. 예를 들어 8대 지역의 매매지수 간 공적분 관계를 추정하기 위해서는 다음과 같이 횡수의 추정이 필요함. $C_2 \times 15(p$ 의 차수) $\times 24$ (시차) = 10,080. 따라서 전세지수, 전세매매비율 등의 각 변수에 대한 공적분 추정은 약 3만 번 이상의 추정이 필요함. 그런데 요한센 검증방법은 VECM 전체를 추정해야 하며 또한 최적화 프로그램을 사용하므로, 지나치게 많은 계산부하(computation burden)가 소요됨을 알 수 있음.

자료는 1998년 12월부터 2013년 9월까지 국민은행에서 발표한 아파트 전세 및 매매지수와 전세매매비율이다.⁸⁾

1. 시차공적분 검증방법

만약 X_t 와 y_t 가 단위근을 가져서 불안정한(non-stationary) 시계열이라고 하자. 그러면 이 두 변수 간의 일반적인 선형결합도 불안정해지는데, 특별히 다음과 같이 <식 1>의 선형결합이 안정적인(stationary) 시계열이 된다고 하자.

$$y_t - \beta x_t - \alpha = \varepsilon_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

그러면 ε_t 가 정상적인(定常的, stationary) 과정을 따르게 되는데, 이러한 현상을 공적분(共積分, cointegration)이라고 한다.⁹⁾ 따라서 귀무가설을 양 변수가 공적분이 되어 있지 않은 것으로, 대체가설을 공적분이 되어 있는 것으로 하여 다음과 같이 설정한다.

$H_0: \varepsilon_t$ 는 비정상(non-stationary) 시계열이다.

$H_a: \varepsilon_t$ 는 정상(non-stationary) 시계열이다.

귀무가설을 기각할 수 있다면 양 변수가 공적분이 되어 있다고 결론을 내릴 수 있다. 귀무가설하에서는 <식 2>에서 r 는 0이 되어야 한다.

$$\Delta \varepsilon_t = r \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \varepsilon_{t-j} + u_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

ADF 검증방법은 다음과 같다. 일단 <식 1>을 최소승법으로 추정하고 그 오차 ε_t 를 구한 다음 그것을 <식 2>의 ε_t 에 대체하여 r 추정치의 t 값을 구한다. ADF에 따르면 이 t 값이 일정한 분포를 따르게 되는데, 귀무가설을 기각하기 위해서는 그 t 값이 0으로부터 음(-)의 방향으로 크게 벗어나야 한다.

아래에서는 공적분 검증을 위한 임계치를 직접 구하였는데, 그 이유는 임계치는 자료의 개수에 따라 달라지기 때문이다. 귀무가설하에서 t 값의 분포를 구하고 1, 5, 10%의 임계치를 구하는 방법은 아래와 같다.¹⁰⁾ 먼저 표준정규분포에서 자료의 개수가 178개인¹¹⁾ 2개의 변수를 추출한 다음 누적합을 구함으로써 X_t 와 y_t 를 만든다. 그리고 y_t 를 X_t 에 선형회귀한 다음 그 오차를 구한다. 그 오차를 e_t 라고 하면 <식 3>과 같이 $\hat{\varepsilon}_t$ 를 추정하여 그 t 값을 구한다. 이러한 작업을 10만 번 반복하여 t 값의 분포를 구하여 <표 1>을 만들었다.

$$\Delta e_t = \hat{r} e_{t-1} + \hat{u}_t \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

<식 3>에서 Δe_t 의 과거치(AR항)를 포함하지 않은 이유는 실제의 자료 생성과정에서 AR항이 없기 때문이다. 하지만 실제 자료에서는 p 가 여러 가지 값이 될 수 있는데, 이때에도 여전히 <표 1>의 임계치를

표 1 _ ADF 공적분 검증을 위한 임계치

유의수준	1%	5%	10%
임계치(2변수 공적분)	-3.95	-3.39	-3.06
임계치(3변수 공적분)	-4.38	-3.78	-3.48

8) 본 논문이 1998년 12월부터 자료를 이용한 이유는 이때부터 전세매매비율 자료를 사용할 수 있기 때문이다.

9) 불안정한 시계열과 그들의 공적분에 관해서는 Principle of Econometrics(Carter, Griffiths, Lim)의 12장을 참고.

10) 추정치의 t 값이 정상시계열에서는 t -분포를 따르지만, 비정상시계열일 경우는 t -분포를 따르지 않으므로 시뮬레이션을 이용하여 임계치를 구해야 함.

11) 자료를 1998년 12월부터 2013년 9월까지 사용하였기 때문에 자료의 개수가 178개임.

적용한다. 그 이유는 자료 생성과정이 정확하게 특정된 상태에서 임계치와 t 값을 비교하는 것이 정확한 비교방법이기 때문이다.

실제 자료에서는 <식 2>의 p 를 결정할 때에는 다음과 같은 Akaike Information Criterion(AIC)와 SC(Schwarz Criterion)를 이용하였다.

$$AIC(p) = \ln \hat{\sigma}_p^2 + 2p / T$$

$$SC(p) = \ln \hat{\sigma}_p^2 + \ln(T) / T$$

여기서 T 는 추정에 사용된 자료의 개수다. AIC 또는 SC는 최솟값을 가지게 하는 p 가 자료 생성과정을 정확히 묘사하는 차수라고 간주한다. AIC는 p 를 증가시킬 때의 페널티(penalty)를 비교적 가볍게 하여 p 가 과다추정될 가능성이 있으며, SC는 그 페널티가 비교적 무거워 p 가 과소추정될 가능성이 있다. 따라서 양 방법을 모두 사용하였다.

이제 시차가 있는 공적분 검증을 <식 4>를 통하여 고려해보자.

$$y_t - \beta x_t - \alpha = \varepsilon_t$$

$$y_t - \beta x_{t-1} - \beta \Delta x_t - \alpha = \varepsilon_t$$

$$y_t - \beta x_{t-1} - \alpha = \varepsilon_t + \beta \Delta x_t \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

만약 x_t 와 y_t 가 공적분이 되어 있다면 <식 4> 우변의 ε_t 와 Δx_t 가 정상시계열이므로 그 합은 정상시계열이 된다. 만약 양 변수가 공적분되어 있지 않다면 ε_t 가 비정상시계열이 되는데, 비정상시계열과 정상시계열의 합은 비정상시계열이 되므로 <식 4>의 우변은 비정상시계열이 된다. 그러므로 <식 4>에 ADF 검증을 적용하여 공적분 여부를 검증할 수 있다.

이와 같이 동시점의 공적분 검증에 추가로 시차가 있는 공적분을 고려하는 이유는 공적분 검증방법인 ADF의 Type II Error가 0이 아니기 때문이다. 다른

말로는 그것의 power가 1이 아니기 때문이다. 즉 공적분이 되어 있는데 검증방법의 Error로 말미암아 그것을 밝혀내지 못할 수가 있을 때, <식 4>와 같이 변수 간의 시차를 고려함으로써 공적분 오차의 정상성(stationarity)를 더 잘 파악할 수 있다. 즉 그 검증방법의 Type II Error가 더 적어지거나 달리 말하면 power가 더 강해질 수가 있다. 이러한 의미에서 시차공적분은 방법론상으로 정당화된다.

2. 단위근 검증방법 및 그 결과

단위근 검증 역시 ADF 방법을 적용하는데, 그에 필요한 회귀식과 귀무가설 및 대체가설은 다음과 같다.

$$\Delta x_t = \delta_0 + \delta_1 t + r x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta x_{t-j} + \eta_t \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

$H_0: x_t$ 는 비정상(non-stationary) 시계열이다.

$H_a: x_t$ 는 정상(non-stationary) 시계열이다.

전세지수와 매매지수의 회귀식에는 선형추세(t)를 포함했고, 전세매매비율은 상수항만을 포함했다. 귀무가설하에서는 Δx_t 가 정상시계열이므로 <식 5>에서 r 가 0이고, 대체가설하에서는 r 가 0보다 적다. 따라서 귀무가설하에서 r 추정치 값은 0과 크게 차이 나지 않고, 대체가설하에서는 0보다 유의하게 적다. ADF에 따르면 r 추정치의 t 값이 일정한 분포를 가지므로 r 추정치의 t 값과 임계치를 비교함으로써 단위근 검증을 할 수 있다.

임계치를 구할 때에는 표준정규분포에서 랜덤변수를 추출하여 누적합을 구하여 $I(1)$ 을 만든 다음 그것으로 <식 5>를 추정하였다. p 값을 0으로 두었는데, 그 이유는 정확한 자료 생성과정에서 p 값이 0이기 때문이다. 실제 자료에서는 AIC 또는 SC를 이용하여 p 를 결정하였다. 임계치는 <표 2>와 같은데 10만 번

표 2_ADF 단위근 검증을 위한 임계치

유의수준	1%	5%	10%
임계치(상수항)	-3.47	-2.89	-2.58
임계치(상수항·선형추세)	-4.03	-3.46	-3.16

을 반복하여 구하였다.¹²⁾

공적분 검증을 시작하기 이전에 각 변수의 단위근 검증 결과를 보고하고자 한다. 각 지역의 전세지수와 매매지수에 대해 단위근 검증한 결과 모든 지역에서 10%의 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 즉 단위근이 있다는 뜻이다. 각 지역의 전세매매비율의 단위근을 검증한 결과 5%의 유의수준에서 부산, 대구, 광주, 대전, 울산이 단위근이 없었는데, 1%의 유의수준에서는 울산만 단위근이 없었다. 울산의 r 추정치는 0.95 이상으로 나타나 비록 단위근이 없으나 그에 가까운 정도로 장기기억이 있다고 판단하여 아래에서는 울산의 전세매매비율도 단위근이 있다는 가정하에 분석을 진행하였다.

IV. 실증분석

이 장에서는 크게 두 가지의 공적분 관계를 살펴보고자 한다. 첫째는 8대 지역 간의 전세지수 간, 매매지수 간, 그리고 전세매매비율 간의 관계를 살펴보되 강남 지역과 여타 지역 간을 먼저 분석한다. 그 이유는 강남 지역이 전국의 아파트 가격 및 전세 가격을 주도하여 왔다고 판단하였기 때문이다. 둘째는 각 지역의 전세지수와 매매지수 간의 공적분 관계를 검토하고자 한다.

1. 8대 지역의 동일변수 간의 공적분 검증

우선 강남 지역¹³⁾의 전세지수가 강북 및 6대 광역시의 전세지수 중 하나와 공적분되어 있는지를 검토하였다. <식 6> 공적분 관계식을 설정하고 양 변수가 공적분되어 있는지를 검증하였다.

$$\text{강남전세지수}_{t-i} - \beta X_t - \alpha = \varepsilon_t \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

여기서 시차(i)는 0에서부터 24까지를 고려하였다.¹⁴⁾ 즉 동시점 간의 공적분부터 24개월까지의 시차를 고려한 것이다. 달리 말하면 강남이 최대 2년까지 기타 지역을 선도하는 경우를 검토했다. 그리고 AR차수인 p 는 0에서부터 15까지를 고려하였다.

그 결과는 <표 3>에 보고되어 있는데, 두 가지 주목할 만한 현상을 파악할 수 있다. 첫째, 전세지수의 경우 강남은 강북과 인천의 수도권뿐만 아니라 대구, 광주, 울산과의 공적분 관계가 나타난다. 하지만 매매지수와 전세매매비율은 강북과 인천의 수도권 내에서만 공적분 관계가 나타난다. 둘째, 어느 경우에도 $i=0$ 인 경우 즉 동시점에 공적분되어 있는 경우는 없다. 구체적으로 시차를 살펴보면 모든 공적분 관계에서 적어도 6개월 이상 강남이 선도하고 있음을 알 수 있다. 즉 기존의 공적분 검증이 동시점에만 집중되어 있는데, 이는 시차가 있을 경우의 공적분 관계를 파악하지 못하게 할 수 있다는 문제점이 있을 수 있다.

한편 강남뿐만 아니라 여타 지역이 선도할 가능성을 검토하였다. 즉 8대 지역을 쌍으로(pairwise) 전세지수 간, 매매지수 간, 전세매매비율 간의 공적분을

12) 단위근 검증을 위한 임계치도 자료의 개수에 따라 달라지는데, 보다 정확한 검증을 위해 임계치를 직접 구하였음.

13) 여기서 강남 지역은 서울의 한강 이남의 구(강남구, 강동구, 강서구, 관악구, 구로구, 금천구, 동작구, 서초구, 송파구, 양천구, 영등포구)를 말함.

14) 타 지역이 강남을 선도한 경우는 8대 지역의 쌍에 대한 시차공적분 검증을 하면서 분석됨.

표 3_ 강남이 선도하는 경우

구분	변수	시차(i, 강남이 선도하는 경우)			
		10%	5%	1%	
전세	AIC	강북		21~24(0.88)	23, 24(0.87)
		대구		22(1.01)	
		인천		9, 11, 20, 21, 22(1.08)	11, 20(1.09)
		광주		1, 2, 9, 10(1.01)	
		대전		1, 2, 15, 20(0.82)	
	SC	강북		6(1.05)	
		인천		10, 14, 15, 16, 20, 21(1.09)	10, 14, 15, 16(1.09)
		광주		13(0.97)	
	울산		9, 20(0.80)		
매매	AIC	강북	7(1.31)		
	SC	강북		6, 8, 9, 13(1.32)	
전세 매매 비율	AIC	강북		21, 22(0.74)	
	AIC	인천		14, 17(0.83)	
	SC	강북		7, 13(0.83)	

주: 5% 또는 1%가 유의한 경우 10% 유의한 것은 기록하지 않음. AIC, SC는 p 를 선택하기 위해 사용한 방법임. 괄호 안의 숫자는 공적분 계수 추정치로 <식 4>의 β 에 해당함.

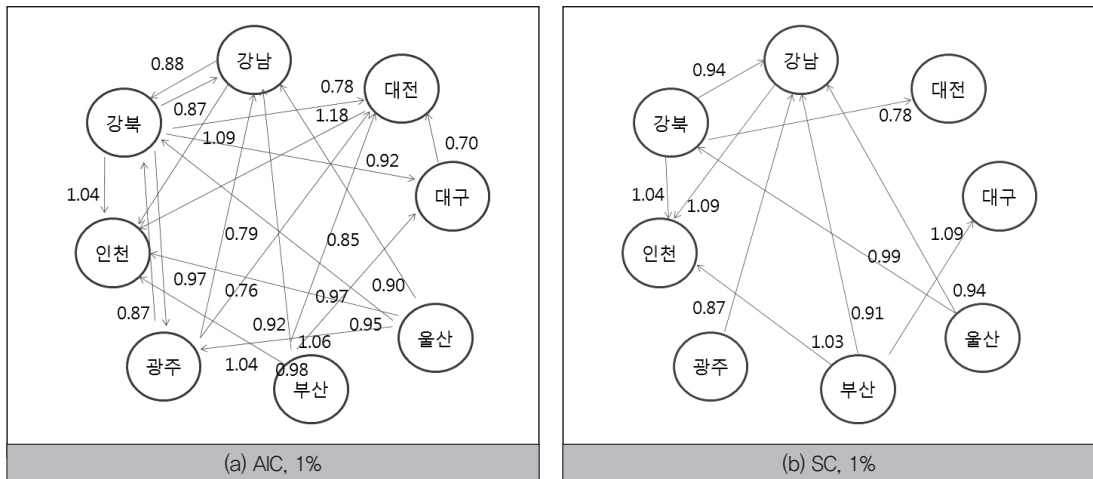
검토하는 것이다. 그 결과는 <그림 4>와 같다. <그림 4a>는 AR차수인 p 를 선택하는 방법으로 AIC를 이용한 결과인데, AIC가 비교적 p 를 크게 선택하는 경향이 있으므로 공적분 관계가 보다 풍부하게 드러나

고 있고, 반면에 <그림 4b>는 SC를 이용하였는데, 비교적 p 를 작게 선택하는 경향이 있어서 공적분 관계가 <그림 4a>에 비해 빈약하게 나타난다. 양 그림을 통틀어 전세는 수도권 지역과 비수도권 지역 구분 없이 공적분 관계가 나타나고 있음을 볼 수 있다. 특히 그 공적분 계수(<식 4>의 β)가 그 지역이 멀리 떨어져 있어도 1과 가깝게 나타나 전세지수는 전국적으로 공적분되어 있음을 알 수 있다.

매매지수 간의 공적분은 전세지수에 비해 미약할 뿐만 아니라 수도권과 비수도권 각각의 내부에서만 나타난다. 5%의 유의수준에서 SC를 사용할 경우 강북과 강남의 공적분만, AIC를 사용할 경우에는 비수도권의

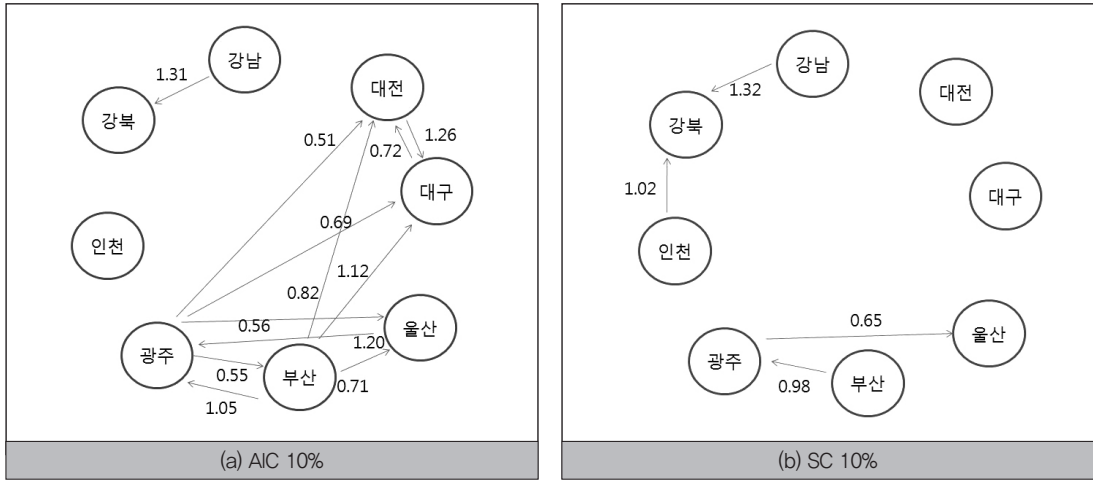
공적분만 발견되었다. 그래서 <그림 5>에서는 수도권과 비수도권 양자 모두의 공적분을 살펴보기 위해 10%의 유의수준을 사용한 결과를 보고하였다. 여기서도 수도권과 비수도권 지역 간의 공적분 관계는 발

그림 4_ 각 지역의 전세지수 간 공적분 관계



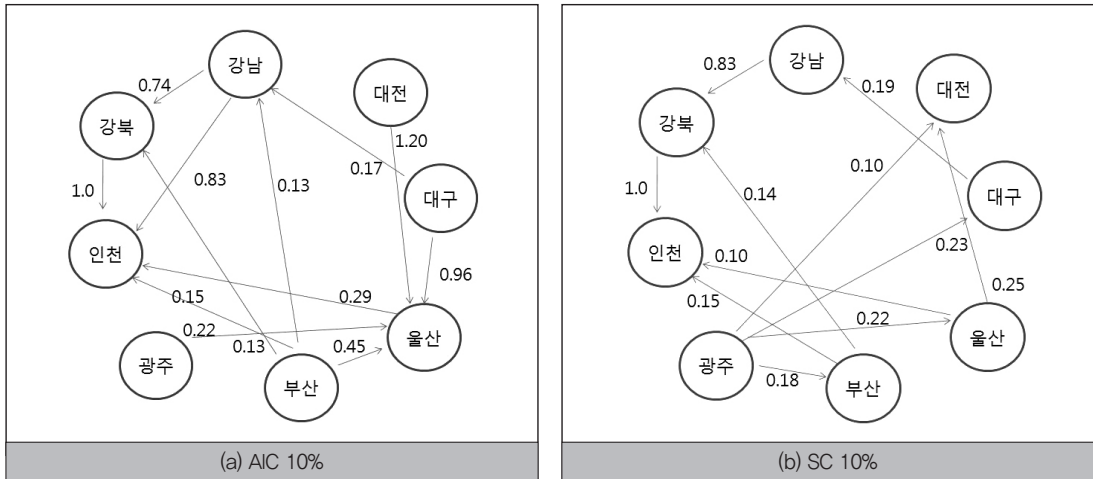
주: 화살표 옆의 숫자는 공적분 계수 추정치를 의미함.

그림 5_ 각 지역의 매매지수 간 공적분 관계



주: 화살표 옆의 숫자는 공적분 계수 추정치를 의미함.

그림 6_ 각 지역의 전세매매비율 간 공적분 관계



주: 화살표 옆의 숫자는 공적분 계수 추정치를 의미함.

견되지 않았다. 수도권 내에서는 강남이 강북에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 비수도권 지역에서는 다수의 공적분이 발견되었지만 공적분 계수는 비교적 1보다 유의하게 작은 값도 나타나, 그 관계가 강력하지 않은 것을 알 수 있다.

전세매매비율 간의 공적분을 살펴보면(그림 6) 참조) 전세지수보다는 전반적으로 그 관계가 약하지만 매매지수보다는 강하고 전국적임을 알 수 있다. 수

도권과 비수도권 간의 공적분이 나타나는데, 공적분 계수(식 4)에서 β 가 주로 0.5 이하임을 알 수 있다. 수도권 내에서의 공적분에서는 그 계수가 0.7 이상인 것과 대조적이다.

요컨대 8대 지역의 공적분 관계를 요약하면 전세 지수는 전국적으로 강력한 공적분 관계가 있지만, 매매지수는 수도권과 비수도권 간에는 공적분 관계가 없으며, 전세매매비율은 양 지역 간의 공적분 관계

가 존재하지만 강력하지는 않음을 알 수 있다. 전세지수가 아파트의 실질 주택서비스를 대리하는 변수라면, 아파트의 실질 주택서비스의 수준은 전국적으로 동행하지만 매매가격은 그렇지 않으며, 매매가격에서 실질 주택서비스가 차지하는 비율인 전세매매비율은 수도권 내에서는 강력하지만 양 지역 간에서는 약하게 동행한다. 즉 매매가격의 동행성은 양 지역으로 이원화되어 있지만, 전세매매비율을 고려한다면 미약한 동행성이 존재한다고 보여 전국적인 관련성을 시사하고 있다.

표 4_ 전세가격과 매매가격의 공적분 관계

구분	변수	시차 $i(5\%)$	시차 $i(1\%)$	
전세가 매매를 선도 ($i > 0$)	SC	인천	10(1.29)	
		광주	0, 1, 12(0.74)	1(0.76)
	AIC	부산	0, 1, 2, 7, 11(0.96)	
		광주	5, 6, 7, 8, 10, 11, 12(0.72)	7, 11, 12(0.71)
매매가 전세를 선도 ($i < 0$)	AIC	부산	0, 4, 6, 12(0.94)	
		대구	5~12(0.80)	8(0.80)
		광주	5, 6, 7, 11, 12(0.8)	5(0.78)
		대전	12(0.84)	
	SC	부산	1, 2, 3, 4, 5, 12(0.94)	
		대구	5, 6, 7, 8, 11, 12(0.80)	7(0.81)
		광주	0, 1, 3~11(0.79)	1, 3, 4, 5, 7, 8(0.78)
		대전	8, 10, 11, 12(0.84)	

주: 괄호 안의 숫자는 공적분 계수 추정치를 의미함.

2. 매매지수와 전세지수의 공적분

이제 매매지수와 전세지수의 공적분을 살펴보자. 전세가격이 실질 주택서비스를 대리한다고 가정하면, 매매가격과 전세가격의 공적분 관계는 매매가격이 전세가격과 동행한다는 것을 보여주기 때문에 버블적 요소가 약하다는 근거가 될 수 있다. <식 7>을 이용해 매매가격과 전세가격의 공적분을 고려해보자.

$$\ln(\text{매매가격}) - \beta \ln(\text{전세가격}_{t-i}) + \alpha = \varepsilon_t \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

먼저 전세가격이 매매가격을 동시점에서($i=0$) 또는 선도하는($i > 0$) 경우를 <표 4>에서 살펴보자. 여기서 선도한다는 것은 전세가격이 먼저 상승하고 매매가격이 따라서 상승한다는 뜻이다. 전세가격이 대표하는 실질 주택서비스가 상승하면 매매가격이 따라서 상승한다는 의미다. AIC와 SC의 양 기준에

모두 5%의 수준에서 유의한 것은 광주밖에 없음을 알 수 있다. 반면에 매매가격이 전세가격을 선도하는($i < 0$) 경우를 살펴보면 부산, 대구, 광주, 대전에서 다수의 시차에서 공적분되어 있음을 알 수 있다. 즉 비수도권 지역에서는 대체로 매매가격과 전세가격이 시차를 두고 공적분되어 있지만, 수도권 지역에서는 그렇지 않음을 알 수 있다. 또한 동시점에서 양 변수가 공적분되어 있는 경우는 부산과 광주뿐임을 알 수 있다.¹⁵⁾

매매가격과 전세가격의 공적분은 부산, 대구, 광주, 대전에서 나타나 비수도권 5개 지역에서 울산을 제외하고 모두 나타나고 있다. 수도권 지역에서는 SC를 기준으로 할 경우 인천이 전세지수가 매매지수를 10개월 선도하면서 공적분되어 있는 것으로 나타났지만 10개월이라는 한 시차에서만 그러하고, AIC를 기준으로 할 경우에는 나타나지 않아 전세지수와 매

15) 이영수(2010)는 전국의 전세지수, 매매지수, 그리고 이자율이라는 세 변수의 공적분 관계가 있다고 보고하였음. 본 논문에서도 8대 지역의 전세지수, 매매지수, 이자율(CD유통수익률) 세 변수의 공적분 관계를 분석하였는데, 이영수(2010)의 결과와 다르지 않았음. 즉 비수도권 지역에서는 세 변수가 공적분이 되어 있고, 수도권 지역에서는 되어 있지 않았음. 그래서 전세지수와 매매지수의 양 변수 공적분 관계만을 본문에서 보고하였음.

매지수의 공적분 관계가 없는 것으로 판단할 수 있다. 요컨대 비수도권 지역에서는 울산을 제외하고 전세지수와 매매지수가 공적분되어 있어, 전세지수가 실질 아파트서비스의 대리변수라고 한다면 매매가격에 버블적 요소가 없거나 약하다고 판단할 수 있다.

마지막으로 지금까지 발견된 공적분 관계에서 동시점의 공적분과 시차공적분 비율을 살펴보자. 이를 통해 시차공적분이라는 방법이 어느 정도 공적분 관계를 풍부하게 발견할 수 있게 하였는지를 검토할 수 있다. <표 5>에서 전세지수 간의 공적분에서는 AIC 기준과 5%의 유의수준을 적용한 경우 약 15%만이 동시점의 공적분이었고, SC를 적용할 경우는 동시점의 공적분이 없었다. 매매지수는 AIC 기준과 5%의 유의수준을 적용하면 동시점의 공적분은 찾을 수 없고, 10%의 유의수준에서는 그것이 30%에 달하였다. 그리고 SC를 적용할 때는 유의수준과 관계없이 그것을 찾을 수 없었다. 전세매매비율은 동시점 공적분의 비율이 가장 높게 발견되었다. 그리고 전세지수와 매매지수 간의 공적분에서는 약 30%가 동시점이었다. 같은 지역의 전세와 매매지수이므로 시차공적분의 경우가 전세지수, 매매지수의 경우보다는 낮게 나타난 것으로 보인다.

요컨대 전세와 매매지수에서 동시점의 공적분이 SC 기준을 사용했을 경우 나타나지 않고 AIC 기준을 사용했을 때에도 15%에 불과하며, 그 외의 경우도 그 비율이 40%를 넘지 못하였다. 만약에 시차공적분

표 5_ 전세 공적분 중 동시점 공적분 경우의 비율(%)

구분	AIC(5%)	SC(5%)
전세지수	15(6/39)	0(0/23)
매매지수	0(0/7)	0(0/1)
매매지수(10%)*	30(4/12)	0(0/4)
전세매매비율	36(5/16)	40(5/14)
전세와 매매지수간	30(2/6)	30(2/6)

주: *은 여타의 경우와 다르게 10%의 유의수준을 적용함.

을 고려하지 않았다면 본 논문에서 묘사하고 있는 수도권과 비수도권 아파트시장의 상대적 독립성과 전체적 통합성을 묘사하는 데 어려움을 겪었을 것이다.

V. 논의 및 결론

본 논문은 8대 지역(서울의 강북, 강남, 인천, 대전, 대구, 울산, 광주, 부산)의 전세지수 간, 매매지수 간, 전세매매비율 간의 공적분, 그리고 전세지수와 매매지수와의 공적분을 발견하여 그 특성에 따라 8대 지역을 수도권과 비수도권으로 구분하였다. 수도권에서는 강남, 강북, 인천이 포함되어 있는데 이 지역의 전세지수간, 매매지수간, 전세매매비율 간에는 대체로 공적분이 발견되었다. 비수도권에는 부산, 대구, 광주, 대전, 울산이 포함되어 있는데 이 지역의 변수 간에도 공적분이 발견되었으며, 추가로 울산을 제외하고는 전세지수와 매매지수가 공적분되어 있는 것으로 나타났다. 하지만 수도권과 비수도권 간 전세지수는 공적분되어 있으나 매매지수는 그렇지 아니하며 전세매매비율은 미약하게나마 공적분되어 있었다.

본 논문은 서울의 각 변수가 지방에 영향을 미치는 방향뿐만 아니라 각 지역 간의 상호관계를 고찰하였으므로, 전국 아파트시장의 특성을 수도권과 비수도권으로 구분하여 설명할 수 있었다. 이렇게 전국 아파트시장의 특성을 설명할 수 있었던 이유는 각 변수의 공적분 관계에서 시차관계를 고려하였기 때문이다. 공적분은 동시점의 각 변수 관계를 대상으로 하고 있다. 왜냐하면 이론상으로는 동시점에서 양 변수가 공적분되어 있지 않다면 시차가 있더라도 공적분되어 있지 않기 때문이다. 하지만 이 이론상의 명제는 자료의 개수가 한정된 실제 자료에서는 성립하지 않을 수 있다. 공적분을 찾는 대상이 되는 양 변수 간의 시차를 고려한다면 그 관계를 실증적으로 더 용이하게 찾을 수 있다. 비정상시계열 간의 시차공적분 관계

가 실증적으로 발견되었을 때 이론적으로 동시점 간에도 공적분 관계가 성립한다. 따라서 시차가 존재하는 경우의 공적분 관계 발견이 그 중요성을 잃지 않는다. 이것이 이 논문의 방법론적 기여라고 할 수 있다.

본 논문에서는 아파트시장의 전국적인 특성을 묘사하였으므로, 이 결과가 매매가격의 버블적 요소에 대해 시사하는 바를 다음과 같이 생각해볼 수 있다. 비수도권에서는 전세지수와 매매지수가 공적분되어 있는 것으로 보아 아파트 매매가격에서 내재가치를 비교적 잘 반영하고 있다고 판단할 수 있다. 전세지수가 아파트의 실질 주택서비스 수준을 나타내고 매매지수가 아파트 가격을 대리한다면, 양자의 공적분 관계는 아파트 가격이 실질 주택서비스 수준에 크게 벗어나지 않는다고 해석할 수 있기 때문이다. 반면 수도권에서는 아파트 매매가격이 내재가치를 잘 반영하지 못하다고 말할 수 있는데, 그 이유는 전세지수와 매매지수가 공적분되어 있지 않기 때문이다. 또한 수도권 내부에서 전세지수, 매매지수, 전세매매비율이 공적분되어 있기 때문에, 만약 강남 지역에서 버블적 요소가 있다면 그것이 강북 및 인천과 공유되었다고 추론할 수 있다. 달리 말하면 강남 지역이 전국의 아파트 가격을 선도한 것은 타당하지만 강남 지역에 버블이 있었다면 그곳에만 버블이 있었다고 말하는 것은 그 근거를 찾기 어렵다는 의미다.¹⁶⁾

본 논문에서 수도권과 비수도권을 구분하는 것에 그치지 않고 그것이 장기적으로는 하나의 아파트시장이라고 추론하는 근거는 전세매매비율이 양 지역

간에 공적분되어 있다는 것이다. 비록 매매가격은 공적분되어 있지 않지만 그것에서 전세가격이 차지하는 비율은 공적분되어 있다고 해석할 수 있다. 이는 2장에서 설명하였듯이 강북, 강남, 6대 광역시의 매매지수가 상당한 차이를 보여주고 있지만 장기적으로 동행성을 보여주고 있다는 것과 상통한다고 해석할 수 있다.

본 논문의 한계는 그 방법론이 순수하게 경험적인 것에 머무르고 있다는 것이다. 이것은 본 논문의 장점이자 단점이라고 할 수 있다. 향후 전세와 매매지수 등 원자료가 가지고 있는 정보를 충분히 살리면서도, 비교적 단순한 이론적인 방법론¹⁷⁾을 부분적으로 도입하여 전국 아파트시장의 특성이 이론적으로도 명쾌한 설명이 가능한 방향으로 연구가 전개되기를 바란다.

참고문헌 •••••

문규현. 2010. “국내 주택시장의 가격발전 · 매매가격/전세가격을 중심으로”. 산업경제연구 제23권 제2호, pp797-811.
 문규현 · 이동희. 2011. “강남아파트시장은 전국아파트시장을 선도하는가?”. 산업경제연구 제24권 제1호, pp115-136.
 박세운 · 김희호 · 설성근. 2011. “한국 주택가격의 공간적 · 시간적 파급효과”. 주택연구 제20권 제1호, pp127-155.
 박현수 · 안지아. 2009. “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구”. 부동산연구 제19집 제1호, pp27-69.
 서승환. 2007. “주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로”. 서울도시연구 제8권 제4호, pp1-13.

16) 기존 연구가 주로 강남구 또는 강남 4구의 버블현상에 대해 연구하고 있으므로, 본 논문에서도 행정구별로 매매지수, 전세지수의 관계를 파악하였음. 그 결과 서울시에서는 강남 · 북을 불문하고 구 대부분의 매매 및 전세지수가 공적분되어 있었음. 즉 강남구 또는 강남 4구에 버블이 있었다면 그것이 서울시내 대부분의 구와 공유되었을 가능성이 큼을 의미함.

17) 매매가격을 P_t , 전세가격을 L_t , 이자율을 i 라고 하면, 조세 및 거래비용을 무시할 때 주택을 전세로 보유하는 것과 소유하는 것 사이에는 다음과 같은 재정거래식이 성립함. $L_t = P_t - \frac{P_{t+1}^e - P_t}{i}$. 따라서 P_t 와 L_t 의 극단적인 형태의 공적분은 $P_{t+1}^e - P_t$ 일 때 공적분 계수를 1로 하여 발생함.

- 윤형호 · 안종범. 2008. “2000년 이후 서울시 아파트가격 상승 분석-강남4구의 버블을 중심으로”. *재정학연구* 제1권 제2호, pp163-184.
- 이용수. 2010. “주택가격과 전세가격: VECM 분석”. *부동산학 연구* 제18집 제4호, pp21-32.
- 이용만 · 김선웅. 2006. “서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가?”. *주택연구* 제14권 제1호, pp27-55.
- 임규채 · 기석도. 2006. “주택시장의 전세가격과 매매가격 간의 상호관계에 관한 연구”. *산업경제연구* 제19권 제3호, pp1203-1223.
- 최차순. 2010. “주택가격 거품유무에 관한 연구”. *대한부동산학 회지* 제28권 제1호, pp195-217.
- Carter, H. R., Griffiths, W. E. and Lim, G. C. 2012. *Principles of Econometrics*. 4th ed. Hoboken, U.S.A : Wiley.
- Dickey, D. and Fuller, W.A. 1979. “Distributin of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root”. *Journal of American Statistical Association* vol.74, pp427-431.
- Johansen, S and Juselius, K. 1992. “Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK”. *Journal of Econometrics* vol.53, pp211-244.
- Shiller, Robert. 1981. “Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent changes in Dividends?”. *American Economic Review* vol.71, pp421-436.
- West, Kenneth. 1987. “A Specification Test for Speculative Bubbles”. *The Quarterly Journal of Economics* vol.102, pp553-580.

-
- 논문 접수일: 2014. 1. 20
 - 심사 시작일: 2014. 2. 5
 - 심사 완료일: 2014. 3. 10

The Characteristic of the Capital and Non-capital Apartment Markets Found through Cointegration Tests

Keywords: Apartment Market, Sales Index, Junse Index, Cointegration, Capital Area, Non-capital Area

This study aims to analyse the relationship between junse price indexes, between sales price indexes, between junse-sales ratios, and finally between junse and sales prices of Gangnam, Gangbuk, and six metropolitan areas, using cointegration tests considering lagged relationship of variables. The results are summarized as follows. First, junse indexes are strongly cointegrated nationwide. On the other hand, the sales indexes are cointegrated inside the capital and non-capital areas respectively, but not between the two areas. Second, junse-sales ratios are weakly cointegrated between the two areas. Third, junse and price indexes are not cointegrated with each other in the capital areas, but are in the non-capital areas. These findings imply that the nationwide apartment market can be divided into the capital area with unstable sales prices and the non-capital areas with stable sales prices, but generally can be viewed as one market.

시차공적분을 통해 본 수도권과 비수도권 아파트시장의 특성

주제어: 아파트시장, 매매지수, 전세지수, 공적분, 수도권, 비수도권

본 논문은 공적분에 시차를 고려하여 강북, 강남 그리고 6대 광역시(이하 8대 지역)의 아파트 전세가격지수(이하 전세지수) 간, 매매가격지수(이하 매매지수) 간, 전세매매비율 간, 그리고 마지막으로 각 지역의 전세지수와 매매지수 간의 관계 고찰을 목표로 하였다. 그 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 8대 지역의 전세지수는 전국적으로 강력하게 공적분되어 있었다. 매매지수는 수도권과 비수도권 각각 내부적으로는 공적분되어 있지만, 그들 간에는 공적분 관계가 없었다. 둘째, 전세매매비율은 수도권과 비수도권 사이에 미약한 공적분 관계를 찾을 수 있었다. 셋째, 수도권 지역에서는 매매지수와 전세지수가 공적분되어 있지 않고, 비수도권 지역에서는 양지수가 공적분되어 있는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 전국의 아파트시장을 매매가격이 비교적 불안정한 수도권 지역과 안정적인 비수도권 지역으로 구분할 수 있지만 전체적으로는 하나의 시장을 형성하고 있음을 시사한다.