

한국, 일본, 대만의 주요도시들의 주택매매가격지수 간 공적분관계 비교

강 임 호*

이 논문에서는 한국, 일본, 대만 각국에서 나타나는 주요도시 주택매매가격지수(이하 주택지수) 간의 공적분관계를 비교하여 다음 세 가지를 발견하였다. 첫째, Johansen(1987, 1991)의 방법으로 오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 추정하면 일본의 3대 도시가 대만의 6개 도시 및 한국의 5개 도시에 비해 장기균형을 위한 오차수정 과정이 가장 두드러진다. 둘째, Engle and Granger(1987)의 공적분 검증방법을 사용하면 대만의 주요도시 주택지수들은 밀접히 공적분되어 있지만, 한국과 일본은 그렇지 않다. 셋째, Toda and Yamamoto(1995)가 제안한 각 변수의 단위근 유무와 관계없이 사용 가능한 그랜저 인과관계 검증방법을 이용하면 주요도시 주택지수들 간의 상호 예측 가능성이 대만, 한국, 일본 간에 큰 차이가 없었다. 첫째와 둘째의 결과에서 한국은 주요도시 주택지수 간의 공적분관계의 밀접도가 대만과 일본에 비해 떨어지고, 첫째와 셋째의 추정 과정에서 한국의 주요도시 주택가격지수들은 일본, 대만과 달리 상호간의 동학적(dynamic) 관계가 VECM 또는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression Model)으로 충분히 설명되지 않음을 알 수 있었다. 이러한 발견은 한국의 주요도시의 주택매매시장이 일본과 대만에 비해 불균형적으로 발전하고 있을 가능성을 시사한다고 볼 수 있다.

핵심주제어: 주택매매가격지수, 공적분, 한국, 일본, 대만
경제학문헌목록 주제분류: R11, R21, R30, C13, C22

I. 서론

최근 코로나가 확산되면서 부동산가격이 실물경제와 유리되어 움직이고 있다.

* 한양대학교 ERICA 캠퍼스 경제학부 교수, 전화: (031) 400-5609, E-mail: imhokang@hanyang.ac.kr

논문투고일: 2021. 1. 19 수정일: 2021. 3. 25 게재확정일: 2021. 6. 16

전반적인 상승 추세 속에 수도권과 비수도권의 격차는 지속적으로 벌어지고 있다. 단순히 2020년 1월부터 8월까지 주요도시의 아파트매매가격지수를 보면 비수도권의 가격증가율은 서울과 인천의 반에 미치지 못한다.

이 논문은 한 국가 내에서 주요도시의 주택시장이 균형적으로 발전되고 있다면 주요도시의 주택가격이 서로 장기적으로 안정적인 관계를 가져야 하고, 그 안정적 관계를 시계열 계량경제학(Time Series Econometrics)에서 잘 알려져 있는 공적분(cointegration)으로 묘사할 수 있다는 아이디어에서 출발하였다. 물론 이미 주요도시들 간의 공적분관계를 검증한 논문이 있지만 모두 쌍별(pairwise), 즉 두 개 도시 간의 공적분관계에 주력하고 있다(서승환, 2007; 박세운 외, 2012; 강임호 외, 2014). 이 논문에서는 세 개 이상 도시(이하에서는 다변수라고 칭함)의 공적분관계를 검증하고자 한다.

한국에서 주요도시 주택매매가격지수(이하 주택지수) 간의 다변수 공적분관계 검증 또는 오차수정모형(error correction model: VECM)의 추정 결과를 찾기 어려운 이유 중의 하나는, 변수들 간의 동학적 구조(dynamic structure)가 복잡하기 때문이라고 보여진다. 관측 자료가 충분히 많지 않은 상태에서 변수가 많다면, VECM으로 그 구조를 포착하고 오차가 백색잡음(white noise)이 되게 하는 것은 무척 어렵다. 뿐만 아니라 비록 성공적으로 모형을 추정하였다고 할지라도 그 해석이 쉽지 않는데, 그 이유는 다변수 간의 오차수정 과정(error correction process)이 두 개 변수에 비해 다양한 모습을 보여주기 때문이다.

이에 따라 이 논문에서는 주요도시 주택지수 간의 다변수 오차수정모형을 추정하되 한국, 일본, 대만을 비교함으로써 각국의 다변수 간의 복잡한 동학적 구조를 해석하는 데에 도움을 받고자 한다. 일본은 지리적으로 한국에 근접해 있고 한국에 비해 경제개발이 수십 년 빨랐기 때문에 미래의 한국 경제에 대해 상당한 시사점을 줄 수 있다고 보인다. 또한 대만은 한국과 같이 제2차 세계대전 이후에 건국되어 개발도상국으로서 과거 한국과 함께 동아시아의 네 마리 용에 속하였고 최근 코로나를 성공적으로 방어하면서 경제성장이 지속된 국가이므로, 한국의 경제 및 주택시장에 대한 적절한 비교 대상이 될 수 있다고 생각한다.

이 논문이 발견한 사실은 다음과 같다. 첫째, Johansen(1987, 1991)의 방법으로 오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 추정하면 일본의 3대 도시가 대만의 6개 도시 및 한국의 5개 도시에 비해 장기 균형을 위한 오차수정 과정이 가장 두드러진다. 둘째, Engle and Granger(1987)의 공적분 검증방법을 사용하면 대만의 주요도시 주택지수들은 밀접히 공적분되어 있지만, 한국과 일본

은 그렇지 않다. 셋째, Toda and Yamamoto(1995)가 제안한 각 변수의 단위근 유무와 관계없이 사용 가능한 그랜저 인과관계 검증방법을 이용하면 주요도시 주택지수들 간의 상호 예측 가능성이 대만, 한국, 일본 간에 큰 차이가 없었다. 첫째와 둘째의 결과에서 한국은 주요도시 주택지수 간의 공적분관계의 밀접도가 대만과 일본에 비해 떨어지고, 첫째와 셋째의 결과에서 한국의 주요도시 주택가격지수들은 일본, 대만과 달리 상호간의 동학적(dynamic) 관계가 VECM 또는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression Model)으로 충분히 설명되지 않음을 알 수 있었다. 이러한 발견은 한국의 주요도시의 주택시장이 일본과 대만에 비해 불균형적으로 발전하고 있을 가능성을 시사한다고 볼 수 있다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제II절은 선행연구 및 이 논문이 사용할 자료를 소개한다. 제III절은 Johansen(1987, 1991)의 방법으로 오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 추정한 결과를, 제IV절은 Engle and Granger(1987)의 공적분 검증 결과를, 제V절은 Toda and Yamamoto(1995)가 제안한 그랜저 인과관계 검증 결과를 보고한다. 제VI절은 논의 및 결론이다.

II. 선행연구 및 자료 소개

1. 선행연구

우리나라의 선행연구들에서 주택지수를 이용하여 도시 또는 지역 상호간의 관계를 연구한 많은 연구가 있는데, 그 방법론상의 대체적인 공통점은 ‘2변수’ 벡터회귀모형(VAR) 또는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하였다는 것이다.

서승환(2007)은 주택가격 변화의 지역 연관성을 이변수 오차수정모형 추정 및 그랜저 인과관계 검증을 통해 파악하고자 하였다. 이영수(2010)는 이변수 오차수정모형을 이용하여 주택가격과 전세가격의 공적분관계를 연구하였다. 박세운 외(2012)는 주요도시 및 지역과의 쌍별(pairwise) 공적분 검증을 요한센 방법을 통해 수행하고 10%의 유의수준에서 12개 지역 중 강원도, 대전, 대구, 부산이라는 4개의 지역이 각각 서울과 공적분관계에 있다고 보고하고 있다. 문규현 외(2014)는 이변수 그랜저 인과관계 분석, 충격반응함수 분석 및 분산분해 분석과 같은 동태적 VAR 분석기법을 사용하여, 강남 아파트시장이 전국 아파트시장을 선도한다고 주장하였다. 강임호 외(2014)는 한국 내 주요도시 주택지수의 공적분관계

를, 강임호(2019)는 한국과 일본의 주요도시 주택지수의 공적분관계를 비교하였는데, 이변수 간의 공적분을 검증하되 변수 간의 시차를 고려하는 방법을 사용하였다.

한편, 외국의 연구를 살펴보면 이 논문과 가장 관련이 깊은 것은 Chen *et al.*(2011)과 Chien *et al.*(2015)이다. 전자는 대만의 네 주요도시들 간의 리드-래그(lead-lag) 관계를 조사하였는데, 그 방법으로 그들 간의 오차수정모형을 추정하였으나 주된 결과는 VAR을 기초로 한 분산분해 분석을 이용하고 있다. 후자는 대만, 중국, 홍콩, 싱가포르 간의 리드-래그 관계를 동일한 방법으로 조사하고 있다. 이 방법론에서 주의할 만한 것은 공적분관계와 개별 충격의 파급효과를 연결시켜 설명하는 것이 어렵다는 점이다. 그래서 논문의 주된 결과는, 오차수정모형이 아니라 VAR을 기초로 한 충격반응함수와 분산분해 분석을 통해 얻고 있다. 이 논문에서는 공적분 또는 오차수정모형의 결과 해석을 여타 국가와의 비교를 통해 시도하고 있다는 점에서 선행연구들과 차별된다고 할 수 있다.

MacDonald and Taylor(1993)는 여러 지역의 주택지수들이 공적분되어 있다면 주택시장이 통합되어 있는 것으로, 그렇지 않다면 주택시장이 분리되어 있는 것으로 해석하였다. 이러한 해석은 위에서 언급한 Chen *et al.*(2011)에 의해 이어지고 있으며, 여타 연구들에서도 주택지수 간의 상호 효과를 분석하면서 공적분을 전제로 한 VECM을 이용하고 있다. 이러한 해석에 기초하여 이 논문은 각국 주요도시 주택지수의 공적분관계의 밀접도를 그 주택시장이 균형적으로 또는 분리되어 발전하고 있는 것과 연결시킴으로써 시사점을 찾고자 한다.¹⁾

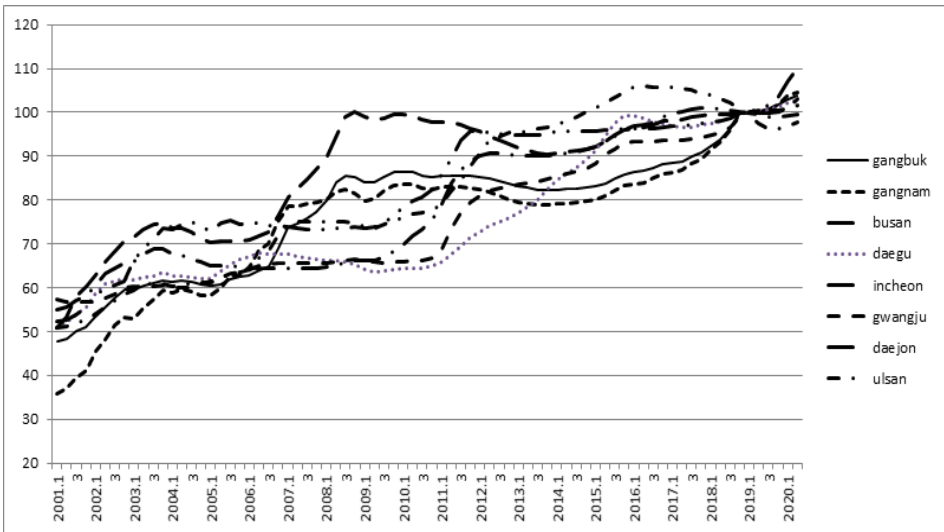
2. 자료 소개

한국 주요도시의 주택지수는 ‘KB주택가격동향’²⁾에서 참고하였고, 그 기간은 2001년 1분기부터 2020년 2분기까지이며, 주요도시는 특별시와 광역시를 합쳐 모두 7개이다. 서울의 강남지역이 상징하는 바를 고려하여 강북과 강남을 별개의 도시로 간주하였다. 그래서 모두 강북, 강남, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산이라는 8대 도시의 주택지수를 사용하였다. <그림 1>에서 2001년 8대 도시의 지수

1) 주택가격만으로 지역 및 도시의 부동산시장의 상호 관련성을 연구하는 데에서 나아가 다양한 경제자료와 계량기법을 이용하는 연구도 등장하였고(이윤홍, 2015), 향후에는 머신러닝과 같은 기법으로 대량의 데이터를 이용하는 연구도 나타날 것이라고 기대된다.

2) <https://onland.kbstar.com/quics?page=C059744>

<그림 1> 한국의 8대 주요도시의 주택지수



자료: KB주택가격동향.

평균은 약 50이었으나 2020년에는 100에 가까워져서 지난 20년간 주택지수가 약 배로 올랐음을 알 수 있다.

일본 주요도시의 주택지수는 국토교통성이 발표하는 부동산가격지수 자료에서 참고하였다.³⁾ 도쿄도(東京都), 아이치현(愛知縣), 오사카부(大阪府)의 자료를 각각 도쿄, 나고야, 오사카의 자료로 사용하였다. 2001년에는 세 도시의 지수평균이 약 120에 달했으나 2020년에는 104에 그쳐 장기적으로는 감소 추세를 보여주지만, 2000년대 중반부터 도쿄가 증가세를 뚜렷이 보여 주고 나고야와 오사카가 도쿄를 따라가고 있는 듯한 모습을 볼 수 있다.

대만은 2001년 1분기부터 2020년 1분기까지의 모두 6개 도시의 주택지수를 이용하였는데, 출처는信義대만房價指數이다.⁴⁾ 6개 도시는 타이페이(臺北市, Taipei), 뉴페이(新北市, Newpei), 타오위안(桃園縣, Daowien), 신주시(新竹縣市, Hsinchu), 타이중(臺中市, Taichung), 카오슝(高雄市, Kaosiung)이다.

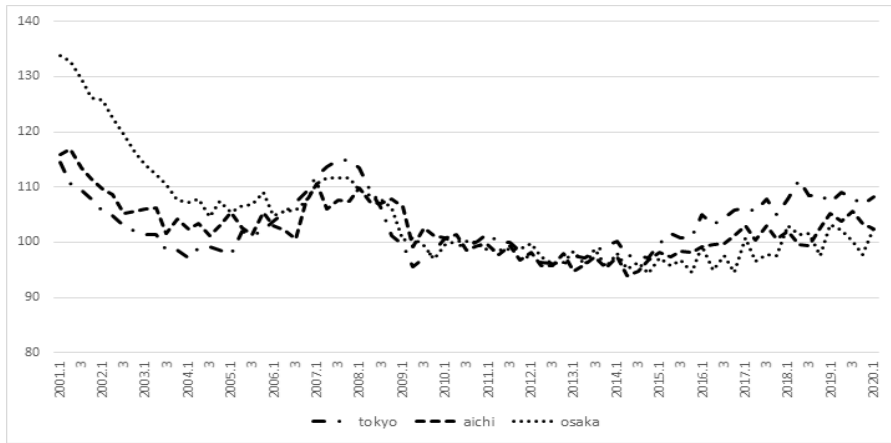
대만은 한국과 일본에 비해 비교적 그 지리가 잘 알려져 있지 않아 다음에서 간단히 설명한다. 대만의 면적은 우리나라의 경상남북도와 충청북도를 합친 것과

3) http://www.mlit.go.jp/totikensangyo/totikensangyo_tk5_000085.html

4) <https://en.macromicro.me/collections/15/tw-housing-relative/361/sinyi-house-price-index-taiwan>

비슷하다. 수도인 타이페이와 제2도시인 카오슝은 자동차로 약 4시간이 걸리고 거리는 358km로, 한국의 서울과 부산거리(398km)라고 할 수 있다. 이 여섯 개 도시의 위치를 <그림 3>에서 살펴보자. 타이페이가 뉴페이에 완전히 둘러싸여 있고 위에서 아래로 차례로 타오위안, 신주, 타이중이 있으며 가장 아래쪽에 카오슝시가 있다.

<그림 2> 일본의 3대 주요도시의 주택지수

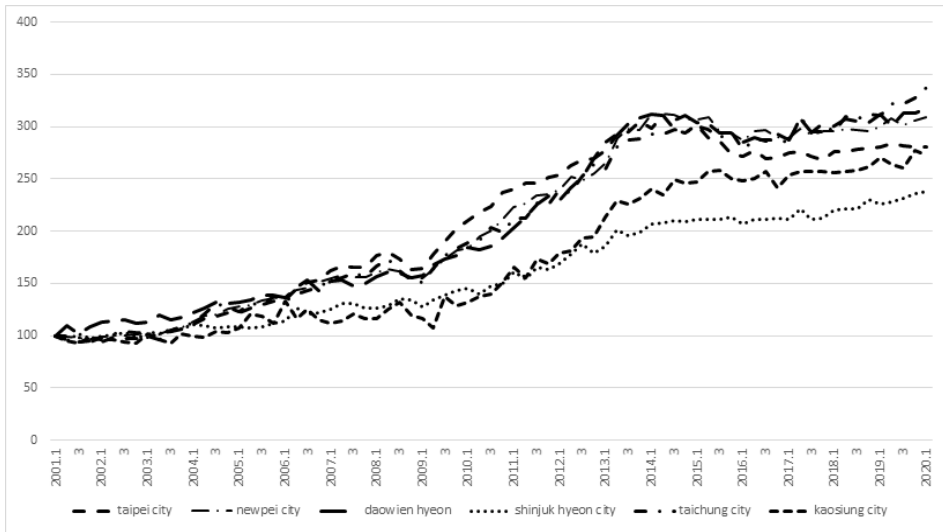


자료: 일본 국토교통성.

<그림 3> 대만의 주요도시



<그림 4> 대만의 6개 주요도시의 주택지수



자료: 信義대만房價指數.

<그림 4>에서 2001년 여섯 도시의 지수평균이 100이었으나 2020년에는 292로 증가하여 그 지수가 약 3배로 증가하였다. 2020년에 신주는 약 240, 카오슝은 340으로 큰 차이를 보여주는 하지만 모두 2001년 100에서 증가하였으므로 지난 20년간 크게 증가하였음을 알 수 있다.

아래에서는 차례로 Johansen(1987, 1991)의 공적분 검증 및 오차수정모형 추정방법을, Engel and Granger(1987)의 공적분 검증방법, Toda and Yamamoto (1995)의 그랜저 인과관계 추정방법을 이용하여 한국, 대만, 일본 세 나라의 주요 도시 주택지수들의 관계를 비교해 보고자 한다.

III. Johansen 공적분 검증과 오차수정모형 추정

이 절에서는 일본, 대만, 한국의 순으로 주요도시들 간의 공적분관계를 Johansen(1988, 1990, 1991)의 방법을 이용하여 검증하고 오차수정모형을 추정하였다. 그 모형은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha + \zeta_0 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\text{with } E(\epsilon_t) = 0, E(\epsilon_t \epsilon_t') = \begin{cases} \Omega & \text{for } t = \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

이 모형을 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 추정하기 위해서는 ϵ_t 가 정규분포를 따라야 한다. 이 모형을 추정할 때 가장 주의하였던 점은 ϵ_t 에 자기상관이 없고 정규분포를 따른다는 가설을 기각할 수 없느냐는 것이었다.

위의 모형에서 공적분벡터에 선형추세(linear trend)가 포함되지 않고 있음을 알 수 있는데, 그 이유를 간단한 예를 들어 설명하고자 한다. x_t, y_t 가 각각 단위근을 가지고 있는 주택지수이고 $e_t = x_t + \alpha y_t + \delta t$ 가 정상적(stationary)이라고 하자. 그러면 $x_t + \alpha y_t$ 가 trend stationary하고, 이 값은 장기적으로 δ 의 값에 따라 지속 증가하거나 지속 감소할 것이다. x_t, y_t 가 한 국가 내의 주택매매가격지수라고 하였을 때 그들의 균형오차($x_t + \alpha y_t$)가 장기적으로 지속 증가 또는 지속 감소한다면 그것을 균형이라고 보기는 어렵다고 생각한다. 따라서 이 논문에서는 공적분 오차, 즉 균형오차가 trend stationary한 것을 허용하지 않는다는 제약을 도입한다.⁵⁾

1. 일본

일본 세 도시의 단독주택지수⁶⁾의 단위근 검정을 하면, 즉 단위근이 있다는 귀무가설을 10%의 수준에서 기각할 수 없어서 모두 단위근이 있다고 판단하였다. 그리고 도쿄, 나고야, 오사카의 3변수 VAR의 최적차수를, 최대차수를 8로 한 다음 FPE, AIC, HQIC, SBIC이라는 네 가지 기준을 이용하여 찾기 시작하였다. 그 결과 전자 두 기준은 AR5가, 후자 두 기준은 AR2가 최적이었다. 그래서 VAR 최적차수로 일단 AR2부터 시작하되 공적분이 되어 있다면 VEC모형을 추정하고, 잔차가 자기상관이 없고 정규분포를 따라야 한다는 귀무가설을 기각할 수 없는지를 검토하고 만약 기각할 수 있다면 AR차수를 증가시키는 방법을 이용하였다.⁷⁾

5) 만약 그것을 허용하더라도 이 절의 결론은 동일하다.

6) 일본의 종합주택지수는 토지가격지수가 포함되어 있고, 콘도가격지수는 2007년부터 자료가 사용 가능하여, 비교적 가장 대표적이라고 볼 수 있는 단독주택지수를 사용하였다.

<표 1> 일본 세 도시들의 공적분 검증 결과

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value	max statistic	critical value
0	39	583.9	.	39.25	29.7	20.5	21.0
1	44	594.1	0.248	18.77	15.4	16.2	14.1
2	47	602.2	0.201	2.57*	3.8	2.6*	3.8
3	48	603.5	0.035				

그 결과 최적차수를 AR5로 결정할 수 있었다. 대각합과 최대고유값을 이용하여 공적분 검증을 해 보면 모두 2개의 공적분이 있다는 결과가 나왔다(<표 1> 참조). 최대고유값을 이용한 검정에서는 rank = 0인 귀무가설을 r = 1인 대체가설에 대하여 5% 수준에서 기각하지 못했으나 그 통계치가 임계치에 무척 가까웠다. 하지만 rank = 2인 귀무가설을 rank = 3인 대체가설에 대하여 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다.

이제 아래에서 공적분 벡터를 살펴보자. 수정오차(correction error)인 ce1과 ce2에서 각각 오사카의 계수추정치인 신뢰구간에 1이 포함되므로, 도쿄와 오사카, 그리고 나고야와 오사카가 각각 1:1로 공적분되어 있다고 해석할 수 있다.⁸⁾

$$ce1 = 0.44 + tokyo - 1.10 osaka$$

(0.20)

$$ce2 = 0.29 + nagoya - 1.06 osaka$$

(0.14)

이제 <표 2>에서 오차수정모형을 살펴보자. 도쿄는 수정오차인 ce1의 계수추정치가 음의 값을 가진다. ce1에서 도쿄의 지수가 증가하면 ce1이 양수가 되면서

7) AR4일 때 대각합(trace)을 이용한 검증은 공적분 벡터가 3개로 나오는데 변수가 3개이므로 이는 변수들이 단위근을 가지고 있지 않고 안정적이라는 뜻이므로 단위근 검증 결과와 모순된다. 최대고유값(maximum eigenvalue)을 이용한 검증은 공적분 벡터가 1개임을 기각할 수 없게 나타난다. 즉, 양 결과가 일치하지 않아서 최적차수를 AR4로 볼 수 없었다.

8) 공적분 벡터에서 한 식에 모든 도시가 나타나지 않는 이유는 요한센 방법에서 공적분 벡터를 식별하기 위해 제약을 부여하기 때문이다. 그래서 일본의 오차수정항 ce1, ce2에서 각각 도쿄와 나고야가 같은 식에 등장하지 않는다. 즉, 도쿄가 한 식에 등장하면 나고야를 등장시키지 않고 나고야가 등장하면 도쿄가 등장하지 않는다. 이러한 식별방법은 한국과 대만의 모형에서도 마찬가지로 적용되었다.

<표 2> 일본 세 도시의 오차수정모형 중 오차항 추정치

도시	오차	계수추정치	표준오차	z값	유의수준
△tokyo	ce1	-0.21	0.09	-2.23	0.03
	ce2	0.34	0.13	2.67	0.01
△nagoya	ce1	0.23	0.10	2.25	0.02
	ce2	-0.22	0.14	-1.56	0.12
△osaka	ce1	-0.06	0.09	-0.68	0.50
	ce2	0.29	0.12	2.48	0.01

오차가 발생하여 균형에서 이탈하게 되고 그러면 ce1의 계수추정치가 음이므로 다시 도쿄의 지수를 감소하게 하여 균형을 회복하게 한다. ce2의 계수추정치는 양의 값을 가지는데, 이는 만약 나고야의 지수가 증가하여 균형에서 양의 오차가 발생하면 도쿄가 증가한다는 뜻이다.

그리고 나고야는 ce1에 대하여 양의 추정치를 가지고 있는데, 이는 도쿄의 지수가 증가하여 ce1에서 양의 오차가 발생하면 나고야도 같이 증가한다는 뜻이다. 그리고 ce2의 계수추정치는 5% 수준에서 유의하지는 않지만 음의 값을 가지는데, 이는 나고야의 지수가 증가하면 양의 오차가 발생하고 이는 다시 나고야의 지수를 감소시켜 오차를 감소시킨다는 뜻이다. 오사카도 마찬가지로 ce1의 오차에 대하여 음의 추정치를 가지고 있는데, 그 뜻은 오사카가 증가하여 음의 오차가 발생하면 다시 오사카의 지수를 다시 증가시켜 균형에서 더 멀어지게 한다는 것인데, 이는 5%의 수준에서 유의하지 않다. ce2에 대하여 양의 추정치를 보여주는데, 이는 오사카가 증가하여 음의 오차가 발생하면 다시 오사카의 지수를 감소시키는 오차수정 과정을 보여 준다.

한편, 이제 이 오차수정모형의 강건성(robustness) 검증을 해보자. 일단 오차에 자기상관이 있는지의 여부를 Lagrange-multiplier test로, 정규분포를 따르는지를 Jarque-Bera test를 <표 3>과 같이 검증해 보았다. 모두 그 조건을 만족한다는 것을 알 수 있다.

요컨대 일본은 잔차에 대한 가정을 만족하는 오차수정모형을 추정한 결과, 세 도시 각각이 오차가 발생하면 다시 공적분관계로 균형을 회복하게 하는 오차수정 과정을 가지고 있음을 알 수 있다.⁹⁾

<표 3> 일본 세 도시의 오차수정모형의 오차에 대한 자기상관과 정규성 검증

Lagrange-multiplier test				Jarque-Bera test			
시차	통계량	자유도	유의수준	변수	통계량	자유도	유의수준
1	5.6	9	0.78	△tokyo	1.5	2	0.48
2	11.4	9	0.25	△nagoya	0.1	2	0.96
3	2.3	9	0.99	△osaka	1.2	2	0.55
4	5.8	9	0.76	전체	2.8	6	0.84

2. 대만

우선 각 변수의 단위근 여부를 검정하였는데, 10% 수준에서 단위근이 있다는 가설을 기각할 수 없으므로 모든 변수들이 단위근을 가지고 있다고 판단하였다.

일본 자료에서 적용하였던 방법을 사용한 결과, AR4일 때 잔차에 자기상관이 남아 있지 않고 정규성 가정을 충족함을 알 수 있었다. 공적분 검증에서 대각합을 이용할 경우 공적분 벡터가 2개 있다는 가설을 기각할 수 없지만, 최대고유값을 이용하면 모든 귀무가설을 기각하지 못한다. 이는 개별 고유값은 0과 다르다는 귀무가설을 기각할 수 없지만, 그 합은 0과 다르다는 귀무가설을 기각할 수 있다는 뜻이다. 큰 문제가 아니라고 보고, AR4가 최적차수라고 판단하였다.

그래서 공적분 벡터가 2개 있다고 가정하고 모형을 추정하면 공적분 벡터는 다음과 같다. ce2의 타이중을 제외한 모든 계수들이 0과 유의하게 다르다.

$$ce1 = \text{taipei} - 2.46 \text{ daowien} + 2.74 \text{ shinjuk} - 1.48 \text{ taichung} + 0.82 \text{ kaosiung} - 2.41$$

$$ce2 = \text{newpei} - 1.18 \text{ daowien} + 1.91 \text{ shinjuk} - 1.27 \text{ taichung} - 0.046 \text{ kaosiung} - 1.73$$

<표 5>의 오차수정모형에서 타이페이, 뉴페이, 카오슝은 ce1과 ce2의 계수추정치 모두가 5% 수준에서 유의하지 않고, 타오위안, 신주, 타이중은 오차수정항

9) 공적분 벡터에 선형추세를 포함시켜 요한센모형을 추정하면 그 계수추정치가 5% 수준에서 유의하지 않게 나온다. 즉, 공적분 벡터에 선형추세를 굳이 포함시킬 필요가 없다고 판단된다.

<표 4> 대만 자료의 요한센 공적분 검정

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value	max statistic	critical value
0	114	1,072.5	.	114.90	94.15	36.7	39.4
1	125	1,090.9	0.39	78.18	68.52	31.0	33.5
2	134	1,106.4	0.34	47.19*	47.21	24.7	27.1
3	141	1,118.7	0.28	22.48	29.68	11.7	21.0
4	146	1,124.6	0.15	10.76	15.41	9.6	14.1
5	149	1,129.4	0.12	1.13	3.76	1.1	3.8
6	150	1,130.0	0.02				

<표 5> 대만의 주요도시의 오차수정모형 중 오차항 추정치

도시	계수추정치	표준오차	z값	유의수준
△Teipei	-0.06	0.15	-0.39	0.695
	0.10	0.27	0.35	0.724
△Newpei	0.08	0.12	0.71	0.476
	-0.17	0.21	-0.80	0.422
△Daowien	0.26	0.13	1.97	0.049
	-0.27	0.24	-1.14	0.255
△Hsinchu	0.26	0.12	2.18	0.030
	-0.63	0.22	-2.88	0.004
△Taichung	-0.21	0.14	-1.46	0.144
	0.53	0.26	2.06	0.039
△Kaosiung	-0.12	0.24	-0.52	0.604
	-0.20	0.43	-0.46	0.642

중 계수추정치가 5% 수준에서 유의한 것이 있다. 타이페이와 뉴페이는 가장 북쪽의 수도와 그 주위의 수도권이고, 카오슝은 가장 남쪽의 도시이다. 이들 도시들이 오차수정항의 영향을 받지 않고 독자적인 I(1)으로서 표현되는 것으로 보인다. 그리고 중간의 세 도시인 타오위안, 신주, 타이중이 오차수정항을 통해 안정적인 균형관계를 유지하는 역할을 하는 것으로 보인다. 요컨대 대만은 6개 도시 중 3개

의 도시가 오차수정 과정이 뚜렷하지 않다.¹⁰⁾

3. 한국

한국의 주요도시인 강북, 강남, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산이라는 8개 도시의 자료에서 단위근 여부를 검정하였는데 10%의 수준에서 단위근이 있다는 가설을 기각할 수 없으므로 모든 변수들이 단위근을 가지고 있다고 판단하였다.

도시의 수가 많을수록 VAR을 추정하는 데에 많은 자료가 필요하므로, 8개 도시의 VAR 차수를 결정하기 위해서 설정할 수 있는 최대차수는 6에 불과하였다. 위와 동일한 방법으로 최적차수를 선택하려고 하였지만 어떤 차수도 적절한 결과를 생산하지 못하였다. 즉, 8개 변수로 적절한 VECM 추정은 불가능하였다.

그래서 변수의 수, 즉 도시의 수를 축소시켜 보기로 하였다. 역사적으로 가장 먼저 경제가 개발되기 시작한 경부선을 중심으로 5개 도시를 선택하였다. 수도권 을 대표하는 도시로는 강북과 강남을, 중부권을 대표하는 도시로는 대전을, 그리고 지방을 대표하는 도시로는 대구와 부산을 선택하였다. 이 다섯 개 도시들 간의 주택지수들 간의 공적분관계가 불안정하다면 여타 도시들 간에서도 그러하다고 유추할 수 있을 가능성이 크기 때문이다.

이 다섯 개 도시의 자료를 이용하여 동일한 방법을 사용한 결과, AR10으로 하면 공적분 벡터의 개수가 대각합과 최대고유값을 이용한 검증에서 모두 3개

<표 6> 한국 5개 주요도시의 요한센 공적분 검정

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value	max statistic	critical value
0	230	1,510.42	.	312.8	68.5	130.2	33.5
1	239	1,575.50	0.85	182.6	47.2	88.1	27.1
2	246	1,619.53	0.73	94.6	29.7	80.4	21.0
3	251	1,659.73	0.69	14.2*	15.4	12.6	14.1
4	254	1,666.04	0.17	1.5	3.8	1.5	3.8
5	255	1,666.81	0.02				

10) 만약 공적분 벡터에 트렌드를 포함시키면 타이페이, 뉴페이, 카오슝, 타이위안은 두 개의 오차수정항의 계수추정치가 5% 수준에서 유의한 것이 없으며, 나머지 신주와 타이중은 오차수정항 2개가 각각 유의하다. 즉, 6개 도시 중 4개가 오차수정 과정이 뚜렷하지 않다.

가 나오고(<표 6> 참조), VECM을 추정했을 때 잔차가 자기상관이 없고 정규분포를 따른다고 볼 수 있었다.¹¹⁾

공적분 벡터는 다음과 같다.

$$ce1 = \text{gangnam} + 1.00 \text{ daegu} - 2.67 \text{ daejon} + 3.20$$

(0.13) (0.22)

$$ce2 = \text{gangbuk} + 0.40 \text{ daegu} - 1.63 \text{ daejon} + 1.17$$

(0.13) (0.22)

$$ce3 = \text{busan} - 1.01 \text{ daegu} + 0.32 \text{ daejon} - 1.46$$

(0.075) (0.12)

<표 7>에서 오차수정향을 살펴보자. 5개 도시 중 부산, 대구만이 3개의 오차수정향 중 5% 수준에서 유의한 것이 있고, 강북, 강남, 대전은 유의한 것이 없다. 북쪽의 3개 도시에서 오차수정향이 유의하지 않은데, 이는 대만에서 타이페이와 뉴페이가 오차향이 유의하지 않은 것과 유사하다. 또한 오차수정향의 계수추정치 절댓값을 살펴보면, 대만은 계수추정치의 절댓값이 가장 큰 것이 0.63이었고 일본은 0.34인데 반해 한국은 1보다 큰 것이 모두 6개로 전체 15개 중 40%에 달한다. 이는 오차수정이 비교적 큰 폭으로 발생하여 전체적으로 한국 자료가 대만과 일본에 비해 불안정한 모습을 가지고 있다고 볼 수 있다.¹²⁾

이 절의 추정 결과를 해석할 때에는 주의할 점이 있다. 대체로 오차수정모형은 벡터자기상관모형에 기초하고 있으므로 상당한 개수의 모수가 필요하다. 그

11) 최적 VAR 차수를 찾기 위해 AR8을 최대로 하였으나, AR2부터 차수를 증가시키면서 AR9, AR10으로 시도해 보았다. 실제로는 자료의 자유도가 크지 않아 그 결과를 받아들일 때 주의가 필요하다고 판단된다.

12) 공적분 벡터에 선형추세를 포함시키면 강남과 대전은 오차수정향이 대부분 5% 수준에서 유의하지만, 나머지 강북, 대구, 부산은 각각 3개의 오차수정향 중 5% 수준에서 유의한 것이 없다. 즉, 트렌드를 포함시키더라도 한국 주요도시들의 오차수정 과정이 일본에 비해 약하다고 볼 수 있다. 오차수정향의 계수추정치의 절댓값이 1보다 큰 경우는 15개 계수추정치(5개 도시, 각 3개씩의 오차수정향) 중 10개가 그 절댓값이 1보다 크다. 타이완은 트렌드를 포함시킬 경우 모든 오차수정향의 계수추정치의 절댓값이 1보다 작다. 요컨대 트렌드를 포함시키더라도 한국 주요도시들의 오차수정 과정이 대만과 일본에 비해 불안정하다고 볼 수 있다.

<표 7> 한국의 주요도시의 오차수정모형 중 오차항 추정치

도시	계수추정치	표준오차	z값	유의수준
△Gangnam	-0.46	1.15	-0.4	0.69
	0.37	0.96	0.38	0.70
	-0.24	0.62	-0.39	0.70
△Gangbuk	1.43	0.83	1.71	0.09
	-1.26	0.70	-1.8	0.07
	0.73	0.45	1.6	0.11
△Busan	-1.25	0.59	-2.12	0.03
	1.15	0.49	2.33	0.02
	-0.79	0.32	-2.47	0.01
△Daegu	-1.88	0.58	-3.21	0.00
	1.60	0.49	3.26	0.00
	-0.93	0.32	-2.94	0.00
△Daejon	-0.42	0.62	-0.68	0.50
	0.55	0.52	1.05	0.29
	0.04	0.34	0.12	0.90

서 자료가 충분하지 않을 때에는 계수추정치 of 자유도가 충분하지 않을 가능성이 있다.

먼저 일본의 추정 결과에서 계수추정치의 자유도를 파악해 보자. 모두 77개의 자료를 이용하였는데 최적차수가 AR5이므로, 자료는 72(=77-5)개가 사용 가능하다. 추정해야 할 계수는 15개(=5×3), 오차수정항이 2개, 상수항이 1개로 모두 18개이다. 그러면 자유도는 54가 된다. 대만의 경우에는 모두 78개의 자료에서 AR4를 사용하므로 74개의 자료가 사용 가능하다. 그리고 각 도시의 수식에서 추정할 계수의 수는 24개(4×6), 오차수정항이 2개, 그리고 상수항 1개로 모두 27개이다. 그러므로 자유도는 45가 된다.

한편, 한국의 경우에는 자료의 개수가 78개이고 AR10이므로 모두 68개의 관측치(observation)가 사용 가능하다. 그리고 각 도시의 수식에서 추정해야 할 계수가 50(=5×10)개, 오차수정항이 3개, 상수항이 1개로 모두 54개이다. 그래서 계수추정치의 자유도는 14에 불과하다. 이는 아주 소규모의 표본임을 의미하므로 비록 잔차가 정규분포를 따르고 또 자기상관이 없다는 가설을 기각하지 못하더

라도, 위 추정 결과에 대한 일정한 주의가 필요하다고 판단된다.

요컨대 일본은 세 도시가 모두 오차수정 과정을 가지고 있어 한국과 대만에 비해 안정적인 공적분관계를 보여 준다. 대만은 6개 도시 중 3개 도시가 그러하다. 한국은 대만, 일본과 달리, 각 변수 간의 시계열 특성이 복잡하여 VAR로 그 특성을 포착해 내는 것이 어려웠다. 그래서 최적차수를 ARI0으로 하여 추정된 계수의 자유도가 15가 되지 않아 비교적 신뢰할 수 있는 오차수정모형을 추정할 수 없었다. 이러한 점을 감안하여 추정 결과를 해석하면 한국은 5개 도시만을 이용할 경우 5개 중 2개 도시가 오차수정 과정을 가지고 있었다.

IV. Engel and Granger 공적분 검증

이 절에서는 Engle and Granger(1987, 이하 EG)의 공적분 검정방법을 이용하여 세 나라 각각의 주요도시 주택지수들의 공적분관계를 비교하고자 한다. 앞 절에서 한국의 자료에 Johansen의 방법을 적용할 때에 VAR차수를 10으로 하여 계수추정치에 자유도가 아주 작아지는 문제점이 있었지만, EG는 그 검증방법에서 추정하는 모수의 개수가 아주 적어 계수추정치에 자유도를 걱정할 필요가 없다는 장점이 있다(Hamilton, 1994).

EG는 단위근을 가진 변수들 간의 회귀분석에서 발생하는 오차에 기반하고 있다. $I(1)$ 변수들 중 임의의 한 개를 피설명변수로 하고 나머지를 설명변수로 하여 선형회귀를 한 이후 그 오차에 Dickey and Fuller(1979)의 단위근 검정방법을 확장한 Augmented Dickey Fuller 검증방법(이하 ADF)을 적용하는 것이다. 이때 귀무가설은 ‘오차에 단위근이 있다’가 되고 만약 이를 기각하지 못한다면 선형회귀에 포함된 변수들은 공적분되어 있지 않다고 판단한다. 그에 사용하는 임계치는 Dickey and Fuller(1979)의 임계치와 다른데, 그 이유는 실제 자료가 아니라 선형회귀 이후의 오차에 단위근 검정을 하기 때문이다.

보통 이러한 검정은 자료가 아주 많은 경우를 상정하고 임계치를 제시하고 있는데, Davidson and Mackinnon(1993)에 의하면 표본 수가 적을 때에 그 임계치를 적용하면 상당한 문제가 발생한다고 한다. 그래서 이 논문에서는 실제 자료의 개수인 78개로 공적분 검정 대상이 되는 변수의 개수만큼 난수(random number)를 생성하고 누적합을 만든 다음 선형회귀를 수행하고 그 오차의 t 값을 계산하였다. 이러한 과정을 10만 번 반복하고 10만 개의 t 값을 작은 순으로 나열하고 그

<표 8> EG 검증을 위한 임계치

	1%	5%	10%
2	-4.59	-3.87	-3.51
3	-5.11	-4.38	-4.02
4	-5.55	-4.82	-4.45
5	-5.97	-5.22	-4.85
6	-6.35	-5.60	-5.22
7	-6.70	-5.94	-5.57
8	-7.06	-6.30	-5.90

중 1%, 5%, 10%가 되는 값을 <표 8>과 같이 임계치로 하였다.

아래에서는 각국의 주요도시들의 가능한 조합에서 공적분 여부를 조사하고 있다. 그 이유는 만약 일국 내에서 주택시장이 통합되어 있다면 주요도시들 간의 가능한 여러 조합들에서 공적분관계가 발견될 것이다. 또한 만약 그 주택시장이 통합되어 있지 않다면 공적분관계가 발견되는 조합이 희소할 것이다. 따라서 각 국별로 주요도시들의 가능한 조합에서 몇 개 정도가 공적분되어 있는지를 중심으로 세 나라를 비교해 보고자 한다.

먼저 대만의 6개 도시에서 가능한 모든 조합의 공적분을 검증하였다(<표 9> 참조). ADF의 적용에서 공적분 오차의 차분의 과거치(lagged value)를 몇 개까지 검증식에 포함할지를 선택해야 하는데, 여기서는 분기별 자료임을 고려하여 최대 차수를 4로 하되 차수를 0부터 4까지 사용하여 Schwarz Criterion¹³⁾를 가장 작게 하는 차수를 선택하였다. 그리고 10% 유의수준의 임계치를 사용하였는데, 5%로 할 경우 공적분되어 있는 경우의 수가 충분하지 않았다.¹⁴⁾

<표 9>의 둘째 열을 보면 타이완의 자료에서 2개씩 도시를 뽑으면 모두 15개의 조합이 가능한데, 그중 2개의 조합에서 공적분되어 있다. 3개의 도시를 뽑으면 모두 20개의 조합이 가능한데 그중 4개가, 4개의 도시를 뽑으면 15개가 가능

13) $SC = \ln(SSE/N) + 2K/N$. 여기서 SSE 는 단위근 검증 회귀식의 오차제곱합이고, N 은 자료의 개수, K 는 설명변수의 개수이다.

14) 5%의 임계치를 이용하더라도 타이완의 공적분 수가 여타에 비해 많다는 것을 확인할 수 있었다. 타이완은 공적분된 경우가 3개, 일본은 없으며, 한국은 종합주택지수에서는 없었고 아파트지수에서 1개가 있었다.

<표 9> EG 검정을 이용한 공적분 검정 결과 비교

변수의 개수	대만	일본 (단독)	한국		
			종합	아파트	단독주택
2	2/15	0	0	0	0
3	4/20	0	0	0	0
4	2/15	해당 없음	0	0	0
5	2/6		0	0	0
6	0/1		0	1/28	0
7	해당 없음		0	2/8	0
8			0	0/1	0

한데 그중 2개가, 5개의 도시를 선택하면 6개의 조합이 가능한데 그중 2개가 공적분되어 있음을 알 수 있다. 6개의 도시 모두를 포함하면 공적분되어 있지 않았다. 하지만 5개 도시를 선택하였을 때 나타나는 2개의 공적분 벡터에 모든 도시가 다 포함되어 있다.¹⁵⁾

일본은 3개 도시에서 2개의 조합이든 3개의 조합이든 공적분관계를 발견할 수 없었다. 한국은 종합주택지수를 사용하면 8개의 도시에서 어떤 조합도 공적분을 발견할 수 없었다. 하지만 아파트 매매가격지수를 이용하면 6개의 조합에서 28개의 경우가 가능한데 그중 1개, 그리고 7개의 조합에서 8가지의 경우가 가능한데 2개의 공적분 벡터를 발견할 수 있었다. 이 2개의 벡터에 모든 도시가 포함된다.¹⁶⁾ 아파트는 단독주택을 포함한 기타 형태의 주택에 비해 크기 및 주변 환경이 비교적 표준화되어 있기 때문에 공적분관계가 발견된 것으로 판단된다.

요컨대 EG 방법으로는 대만의 주요도시들의 공적분관계가 일본과 한국에 비해 더 밀접하다는 것을 알 수 있다.

15) 2개의 공적분 벡터에서 하나는 타이페이가 제외된 것이고, 나머지 하나는 타오위안이 제외된 것이다.

16) 2개의 공적분 벡터에서 하나는 강남이, 나머지 하나는 울산이 제외된 것이다.

V. Toda and Yamamoto를 이용한 그랜저 인과관계 검증

앞 절에서 각국 주요도시들의 주택지수가 상호 공적분되어 있지 않는 가능성도 있음을 알게 되었으므로, 이 절에서는 단위근 유무와 관계없이 변수들 간의 상호 예측력을 검증해 볼 수 있는 Toda and Yamamoto(1995, 이하 TY)의 방법을 이용하여 세 나라의 주요도시 주택지수들의 관계를 비교해 보고자 한다. 그들은 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 변수의 Granger Causality를 다음 식을 이용하여 검증하는 방법을 제안하였다.

$$Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 t + \Pi_1 Z_{t-1} + \dots + \Pi_k Z_{t-k} + U_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

여기서 $U_t \sim i.i.d$ n 차원벡터, Z_t 는 각 도시 주택지수들의 벡터이다. 이 식은 잔차(disturbance)가 정규분포를 따라야 한다는 조건을 요구하지 않고 $i.i.d$ 만을 요구하는 것이 요한센 오차수정모형에서와 다르다.

그래서 잔차에서 적어도 자기상관이 없어야 하는데 이 조건을 충족시키기 위해 좀 더 많은 컨트롤이 필요하다고 판단되어, 위 식을 시스템으로 추정하지 않고 개별 식을 따로따로 추정하였다. 설명변수가 모든 피설명변수에 대해 동일하므로 시스템으로 추정하든 아니면 개별적으로 추정하든 계수추정치와 분산추정치는 동일하기 때문에 양 방식의 차이는 없다고 볼 수 있다.¹⁷⁾ 하지만 각 식을 추정하면서 사용하는 AR차수가 달라진다는 측면에서는 여러 식을 동시에 추정하는 방법과는 결과가 달라진다. 이는 좀 더 많은 컨트롤을 위한 비용이라고 간주하였다. 각 개별 식을 추정하고 난 이후 $adjusted \bar{R}^2$ 와 breusch-godfrey의 방식을 이용해 자기상관을 가설검증하고 그 통계량을 검토하였다.

TY는 최적차수가 p 일 때 실제 추정에서는 $p+1$ 을 실제 차수로 하여 위의 식을 추정하라고 권고하고 있다. 그래서 AR차수를 선택할 때 다음과 같은 방법

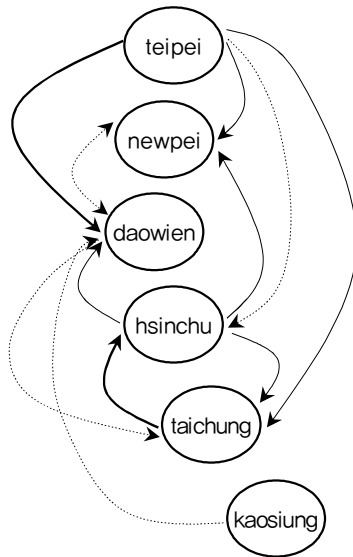
17) 그랜저 인과관계 검증에서 식을 하나씩 따로 추정하는 것과 여러 식을 동시에 추정하는 것이 동일할 경우가 있다. 첫째는 각 식의 잔차가 서로 상관이 없을 때와 둘째는 각 식의 설명변수가 모두 동일할 때이다(Hill *et al.*, 2012, Principles of Econometrics, 4th version). 그랜저 인과방정식 추정은 위의 두 조건을 모두 만족하므로 각 식을 따로 추정하여도 무방하다고 판단하였다.

을 사용하였다. 즉, p 라는 차수를 선택하였다면 그 추정식의 잔차에서 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없을 뿐만 아니라, $p+1$ 을 선택하더라도 잔차에서 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없어야 한다. 만약 이런 조건을 만족하는 p 가 복수로 있다면 $\overline{adjusted R^2}$ 가 가장 높은 p 를 선택하였다.

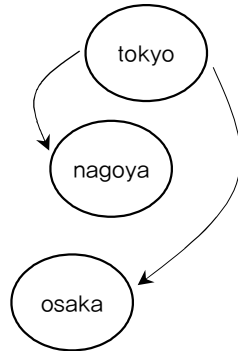
먼저 대만의 자료를 이용해 보자. 피설명변수가 타이페이일 때 최적차수로 AR2가 선택되었다. 그러면 AR차수를 3으로 하여 개별 식을 추정하고 타이페이가 아닌 여타 변수의 AR1과 AR2의 계수추정치가 모두 0이라는 귀무가설을 검증함으로써 그랜저 인과관계를 검증한다. 뉴페이는 AR2, 타오위안은 AR4, 신주는 AR3, 타이중은 AR2, 카오슝은 AR4가 최적차수로 선택되었고 위와 같은 방법으로 그랜저 인과관계를 검증하였다. 만약 A변수가 B변수의 예측에 도움이 되면 A변수가 B변수를 리드(lead)한다고 표현하고 B변수는 A변수를 래그(lag)고 표현한다. 그러면 대만의 주요도시 간의 리드(lead)와 래그(lag) 관계는 <그림 5>로 요약할 수 있다. 귀무가설의 F 통계량과 p값은 <부표 1>에서 보고하고 있다.

화살표의 방향이 리드하는 방향, 즉 Granger-cause하는 방향이고, 1% 수준에서 유의하면 두꺼운 실선으로, 5% 수준이면 얇은 실선으로, 10% 수준에서 유의하면 점선으로 나타나 있다. 주목할 만한 점은 타이페이는 뉴페이, 타오위안, 타이중 신주를 모두 리드하지만 래그하지는 않고 있다. 그리고 뉴페이, 타오위안,

<그림 5> 대만의 주요도시들의 리드와 래그 관계



<그림 6> 일본의 3대 도시들의 리드(lead)와 래그(lag)



신주, 타이중은 모두 서로 두 개 이상의 도시를 래그하고 한 개 이상의 도시를 리드하고 있다. 반면 카오슝은 타오위안을 리드할 뿐 래그하는 도시가 없다. 대체로 카오슝과 여타 5개 도시 간의 밀접도가 여타 5개 도시 간의 밀접도에 비해 약하다. 래그하는 도시와 리드하는 도시의 수를 합쳐보면 타이페이가 4, 뉴페이가 3, 타오위안인 5, 신주가 5, 타이중이 4, 그리고 카오슝이 1이기 때문이다.¹⁸⁾

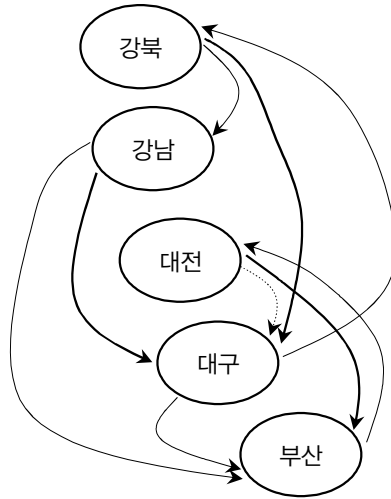
한편, 일본에서도 동일한 방법으로 도쿄는 AR4, 나고야는 AR6, 오사카는 AR5를 선택하였다. 이를 이용하면 주요도시 간의 Granger Causality 관계는 <그림 6>으로 요약할 수 있다. 귀무가설의 F 통계량과 p값은 <부표 2>에 보고하고 있다. 도쿄가 나고야와 오사카를 리드할 뿐 나고야와 오사카는 서로 간에 또는 도쿄를 리드하지 못하고 있다. 아주 단순한 관계를 볼 수 있다.

한편, 한국은 8개의 도시로 개별 식을 추정하면 오차의 자기상관이 지나치게 강하여 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없는 AR차수를 발견하지 못하였다. 그래서 제Ⅲ절에서와 같이 강북, 강남, 대전, 대구, 부산이라는 5개 도시를 선택하고 개별 식을 추정하였다. 그 결과 강남, 부산, 대전은 최적차수로 2를 선택하였다.

한편, 대구와 강북은 위에서 언급한 기준을 만족하는 차수가 없었다. 그래서 다음과 같은 임시방편적인 방법을 이용하였다. 대구는 AR5일 때 귀무가설을 1% 수준에서 기각할 수 없어서 최적차수를 AR5로 선택하고 오차의 분산추정치를 강건한(robust) 방법으로 추정하였다. 강북은 AR2일 때 breusch-godfrey 통계량

18) 연합뉴스(2017)는 카오슝이 타이중에게 제2도시의 자리를 빼앗겼는데 그 이유는, 카오슝의 중후 장대한 산업이 쇠락하는 추세인 반면 타이중의 IT 및 기타 신산업이 상승하는 추세에 있기 때문이라고 하였다.

<그림 7> 한국의 5대 도시들의 리드와 래그 관계



의 유의수준이 1%보다 낮았지만 여타 차수와 비교하여서는 가장 높았다. 그래서 AR2를 선택하고 분산을 강건한 방식(robust)으로 추정하였다. 요컨대 5개 도시 중 강남, 대전, 부산은 최적차수를 AR2로 선택하고 대구는 AR5, 강북은 AR2로 선택하되 오차의 분산을 강건한 방식으로 추정하였다.

그 결과는 <그림 7>과 같다. 귀무가설의 F 통계량과 p값은 <부표 3>에 보고하고 있다. 강북은 2개의 도시와 1개의 도시를 각각 리드하고 래그하며, 강남은 2개와 0개를, 대전은 2개와 1개, 대구는 2개와 3개, 부산은 1개와 3개를 각각 리드하고 래그한다. 5개 도시 간의 리드와 래그 관계가 비교적 밀접하다고 판단할 수 있다.

VI. 논의 및 결론

제III절과 제IV절에서 한국은 주요도시 주택지수 간의 공적분관계의 밀접도가 대만과 일본에 비해 떨어짐을 알 수 있었고, 제III절과 제V절에서 한국의 주요도시 주택가격지수들은 일본, 대만과 달리 상호간의 동학적(dynamic) 관계가 VECM 또는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression Model)으로 충분히 설명되지 않음을 알 수 있었다. 이 절에서는 이러한 발견을, 한국이 일본과 대만에 비

해 주요도시의 주택시장이 불균형하게 발전되어 있는 것으로 해석하고자 한다. 구체적으로 공적분관계의 불안정성을 각국의 주요도시 및 지역인구가 불균형적으로 성장하고 있는 사실과 연결시킴으로써 공적분관계의 밀접도를 주택시장의 균형성장과 연관시키고자 한다.

세 나라의 주요도시 주택시장의 균형발전의 대체적 정도를 파악하는 변수로서 인구변수를 이용하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 인구는 주택시장에서 수요를 결정하는 중요한 변수이다. 둘째, 인구 자료가 지역별 자료이기는 하나 통계의 역사가 깊어서 지역경제의 발전 정도를 비교적 정확히 묘사할 수 있다. 셋째, 대만은 GRDP와 같은 여타 경제 자료를 쉽게 구할 수 없었으므로 세 나라의 비교를 위해 불가피한 면이 있었다.

인구의 이동은 경제의 발전 및 성숙 정도와 밀접하게 연관되어 나타난다. 보통 경제가 개발되는 과정에서 인구가 도시로 집중되고 또 경제가 성숙해지면서 다시 인구가 수도권에 집중되는 현상이 나타나곤 한다. 특히, 일본은 경제개발의 역사가 길고 경제가 성숙하면서 인구가 감소하여 경제성장률이 극히 낮다. 그리고 한국과 대만은 비교적 짧은 기간에 경제개발이 이루어지면서 인구의 도시 집중 현상이 발생하였고, 이제는 경제가 성숙해지고 인구성장률이 극히 낮아 일본 경제를 따라가는 모습을 보여 준다.

먼저 한국의 2000년부터 2019까지의 인구변동을 살펴보면 전국적으로 약 411만 명이 증가하였다. 하지만 <표 10>의 왼쪽 두 열을 보면 서울, 부산, 대구의 인구가 감소하고 인천, 대전, 울산, 광주에 인구가 증가하여 약간의 혼란스러운 모습을 보여 준다. 수도권의 핵심이라고 할 수 있는 서울과 제2도시라 할 수 있는 부산에서 인구가 감소하였지만 각각 그 주위에 위치한 인천과 울산에서 인구가 증가하여 전체적인 그림을 파악하기가 쉽지 않다. 이러한 현상은 제Ⅲ절과 제Ⅴ절에서 한국의 주요도시들의 시계열적 관계가 VAR로 적절히 표현되지 못한 것과 연관지을 수 있다.

하지만 <표 10>의 오른쪽 두 열에서와 같이 주요도시들과 그를 둘러싼 행정도를 합친 지역들의 인구증감을 보면 쉽게 전체적인 움직임을 쉽게 이해할 수 있다. 경기, 서울, 인천은 약 384만이 증가하여 전국 증가분의 약 93%가 수도권에서 실현되었다. 그리고 인구가 증가한 지역은 경기, 충남, 충북, 제주 4개 지역이며 제주를 제외하면 수도권과 접한 지역이다. 나머지 지역은 모두 인구가 감소하였다. 이와 같은 인구의 수도권 집중현상으로 인해 7대 도시의 인구증감의 체계적인 모습을 쉽게 파악하지 못하였음을 할 수 있다.

<표 10> 2000년부터 2019년까지의 한국 각 지역의 인구변동

7대 도시	인구증감	8대 도	인구증감
전국		4,117,303	
서울특별시	-582,207	경기, 서울, 인천	3,849,373
인천광역시	411,257		
대전광역시	89,264	충남, 대전	631,944
		제주특별자치도	128,621
		충청북도	102,494
부산광역시	-382,665	부산, 경남, 울산	-6,731
울산광역시	107,794		
		강원도	-13,186
광주광역시	84,559	광주, 전남	-177,310
		전라북도	-180,338
대구광역시	-86,222	대구+경북	-217,564

한편, 대만은 2000년에서 2020년까지 전체적으로 약 130만이 증가하였다(<표 11> 참조). 특징적인 것은 오직 타이페이만 인구가 약 3만 명 감소하였고 여타 도시는 모두 인구가 증가하였다는 점이다. 타이페이를 둘러싸고 있는 신페이는 약 46만 명이 증가하였는데, 이 도시는 본래 타이페이현(county)이었는데 도시로 승격되었다. 즉, 타이페이가 여러 가지 규제와 성장 여지의 소진으로 인해 인구가 소폭 감소하였고 신페이가 그것을 흡수하면서 인구가 더 크게 증가하였음을 알 수 있다. 이는 한국에서 7대 도시 중 서울, 부산, 대구는 인구가 감소하고 인천, 울산, 대구, 대전은 인구가 증가하는 현상과 대조적이다.

또한 신페이의 인구증가는 전체 인구증가의 35.3%, 타오위안은 40.5%를 차지한다. 보통 수도권이라 함은 타이페이와 신페이를 말하므로 한국의 수도권인 경기, 서울, 인천, 지역이 총 인구증가분의 90% 이상을 차지하는 것과는 큰 차이가 있다. 타오위안은 중부와 수도권의 사이라고 할 수 있고 우리나라에 비교한다면 충청남북도라고 할 수 있는데 가장 큰 폭으로 인구가 증가하였고, 다음이 신페이이며, 그 다음이 타이중으로 수도권이 아니더라도 큰 폭으로 인구가 증가하였음을 알 수 있다. 이는 제Ⅳ절의 실증 결과에서 대만의 주요도시의 주택지수들이 서로 밀접하게 공적분되어 있었던 결과와 연관지을 수 있다.

<표 11> 2000년부터 2020년까지의 대만 각 지역의 인구변동¹⁹⁾

		2020년 인구	2000년 인구	차이
總計	Grand-Total	23,578,705	22,276,672	1,302,033
新北市	New Taipei City	4,027,481	3,567,896	459,585
臺北市	Taipei City	2,620,037	2,646,474	-26,437
桃園市	Taoyuan City	2,260,043	1,732,617	527,426
臺中市	Taichung City	2,816,792	2,460,098	356,694
臺南市	Tainan City	1,877,294	1,842,337	34,957
高雄市	Kaohsiung City	2,770,654	2,725,267	45,387
新竹縣	Hsinchu County	567,807	439,713	128,094
新竹市	Hsinchu City	450,113	368,439	81,674

일본은 전국적으로 2000년부터 2018년까지 인구가 약 48만 명이 감소하였는데 (<표 12> 참조), 도쿄는 175만 명이 증가하고 나고야(Aichi)는 약 49만 명이, 오사카는 약 8,000명이 증가하였다. 비록 전체 인구가 감소하였지만 세 도시 모두의 인구가 증가하고 있음을 알 수 있다. 이것은 한국에서 전체 인구가 증가하고 있었음에도 불구하고 일부 도시들은 인구가 증가하고 일부 도시들은 인구가 감소하는 것과 차이가 있다. 또한 대만에서 타이페이가 수도임에도 불구하고 인구가 약간 감소하는 현상과도 역시 차이가 있다. 이러한 현상을, 제Ⅲ절에서 오차수정 모형을 추정하였을 때 세 도시 모두가 오차수정 과정을 통하여 장기적인 균형이라고 할 수 있는 공적분관계를 회복하는 과정이 가장 잘 나타났던 것과 연관지을 수 있다.

한편, 도쿄와 주위의 사이타마, 치바, 가나카와를 포함한 지역을 수도권으로 하면 그 인구가 316만 명이 증가하였다.²⁰⁾ 이는 전체 인구감소분인 48만 명의 약 6.5배에 달한다. 즉, 일본도 수도권으로 인구가 집중되는 현상이 나타나고 있다. 이는 V절에서 도쿄의 주택지수가 나고야와 오사카를 리드할 뿐 따라가지는 않는다고 한 것과 연관지어 볼 수 있다.

19) 자료에 포함된 6개 도시와 관련이 있는 지역만을 보고하였다. 이 표에 포함되지 않는 14개의 縣이 있다.

20) 일본의 47개 현 중 인구가 증가한 곳은 <표 10>에 보고된 지역 이외에 후쿠오카, 오키나와뿐이다.

<표 12> 2000년부터 2018년까지의 일본 각 지역의 인구변동²¹⁾

	지역	2000	2018	차이	
	Japan	126,926	126,443	-483	-483
埼玉	Saitama	6,938	7,330	392	3,166
千葉	Chiba	5,926	6,255	329	
東京	Tokyo	12,064	13,822	1,758	
神奈川	Kanagawa	8,490	9,177	687	
愛知	Aichi	7,043	7,537	494	494
大阪	Osaka	8,805	8,813	8	8

요컨대 대만은 한국과 일본에 비해 수도권 집중현상이 약하여 타이페이의 인구가 감소하였다는 점을 제외하면 도시들의 인구증가가 양국에 비해 비교적 균등하다. 이것이 EG 공적분 검증에서 대만의 주요도시의 주택지수들이 서로 밀접히 공적분되어 있는 이유라고 판단된다. 한국은 수도권 집중현상이 대만에 비해 강하며 일부 도시들의 인구가 크게 증가하고 일부는 크게 감소하여 극단적인 차이가 있다. 이것을 도시들 간의 시계열적 관계를 VAR로 잘 포착할 수 없는 이유와 연관지어 생각할 수 있다. 그리고 일본은 비록 전체 인구는 감소하고 수도권 집중현상이 대만과 한국에 비해 강하지만 세 도시의 인구가 모두 증가하고 있다. 이것이 오차수정모형에서 세 도시 모두가 오차를 수정하는 과정을 포함하고 있는 이유라고 보인다.

지금까지 제Ⅲ, IV, V절에서 비교한 세 나라 각각의 주요도시 주택지수들 간의 공적분관계를 주요도시 및 지역의 인구가 불균형적으로 성장하고 있는 사실과 연관지어 설명하였다. 지역 간 인구의 불균형 성장은 주택시장의 통합 정도를 약화시키므로, 결국 공적분관계의 밀접도가 주택시장의 통합 및 분리와 연관지어 해석할 수 있다고 판단하였다.

국제 비교 연구의 관점에서의 이 논문의 한계점은 세 국가 각각의 주요도시들 간의 공적분관계 비교가 양적 비교의 단계로 발전하지 못하였다는 것이다. 마치 지니계수가 소득불평등의 정도를 나타내는 측도이듯이, 만약 공적분관계의 안정성 및 밀접도를 나타내는 일종의 측도가 있다면 그것을 추정하여 비교함으로써

21) 자료에 포함된 6개 도시와 관련이 있는 지역만을 보고하였다. 이 표에 포함되지 않는 14개의 縣이 있다.

양적 비교가 가능하였을 것이다. 계량모형의 관점에서의 한계점은 주요도시들의 관계를 구조적으로 파악하지 못하고 공적분 여부를 중심으로 상호 수평적으로 파악하였다는 점이다. 공적분 벡터에서 비대칭성을 고려함으로써 주요도시들의 관계를 보다 심층적으로 연구하는 것이 향후 과제가 될 수 있다고 생각한다. 하지만 세 나라의 계량모형을 추정하고 그 결과를 비교함으로써 일국만의 계량모형을 분석하는 데에서 얻을 수 없는 시사점을 얻으려고 했다는 점이 이 논문의 기여라고 할 수 있다.

부록

<부표 1> 대만의 TY방법을 이용한 그랜저 인과관계의 결과

		taipei	newpei	daowien	hsinchu	taichung	kaosiung
taipei	F값		4.79	6.66	2.72	3.71	1.84
	p값		0.01	0.00	0.05	0.03	0.14
newpei	F값	1.90		2.43	0.21	0.29	0.55
	p값	0.16		0.06	0.89	0.75	0.70
daowien	F값	1.97	3.08		1.43	0.48	0.58
	p값	0.15	0.05		0.24	0.62	0.68
hsinchu	F값	1.92	3.54	2.85		4.12	0.74
	p값	0.16	0.04	0.04		0.02	0.57
taichung	F값	2.13	1.43	0.38	6.04		1.48
	p값	0.13	0.25	0.82	0.00		0.23
kaosiung	F값	0.66	0.49	2.47	1.38	1.75	
	p값	0.52	0.61	0.06	0.26	0.18	

주: 첫째 열의 도시가 첫째 행의 도시를 리드함.

<부표 2> 일본의 TY방법을 이용한 그랜저 인과관계의 결과

		도쿄	나고야	오사카
도쿄	F값		3.62	3.19
	p값		0.00	0.01
나고야	F값	1.04		1.54
	p값	0.39		0.19
오사카	F값	1.00	1.45	
	p값	0.42	0.21	

주: 첫째 열의 도시가 첫째 행의 도시를 리드함.

<부표 3> 한국의 TY방법을 이용한 그랜저 인과관계의 결과

		강북	강남	부산	대구	대전
강북	F값		5.01	0.39	5.82	0.87
	p값		0.01	0.68	0.00	0.42
강남	F값	0.69		3.90	5.30	1.55
	p값	0.50		0.03	0.00	0.22
부산	F값	1.19	0.14		0.33	3.63
	p값	0.31	0.87		0.85	0.03
대구	F값	3.84	1.49	4.34		0.61
	p값	0.03	0.23	0.02		0.54
대전	F값	3.08	0.86	5.86	2.36	
	p값	0.05	0.43	0.00	0.07	

주: 첫째 열의 도시가 첫째 행의 도시를 리드함.

참 고 문 헌

- 강임호, “한국과 일본 부동산 시장에서의 수도권과 비수도권의 관계비료,” 『한국 사회과학연구』 제38권 제3호, 2019, 39~71.
- 강임호·조영진, “시차공적분을 통해 본 수도권과 비수도권 아파트시장의 특성,” 『국토연구』 제80권 제3호, 2014, 67~81.
- 문규현·이동희, “강남아파트시장은 전국아파트시장을 선도하는가?” 『산업경제연구』 제24권 제1호, 2011, 115~136.
- 박세운·김희호·설성균, “한국 주택가격의 공간적·시간적 파급효과,” 『주택연구』 제20권 제1호, 2011, 127~155.
- 서승환, “주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구 - 강남구 물결효과를 중심으로 -,” 『서울도시연구』 제8권 제4호, 2007, 1~13.
- 연합뉴스, “대만 제2도시 가오슝에서 타이중으로 바뀐 이유”, 2017년 8월 5일 기사.
- 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』 제18집 제4호, 2010, 21~32.
- 이운홍, “아파트매매가격지수 변동률에 의한 전국주택시장 유형화 및 유형별 가격변동 영향요인 분석,” 『한국경제연구』 제33권 제4호, 2015, 31~60.
- Chen, P. F., M. S. Chien, and C. C. Lee, “Dynamic Modeling of Regional House Price Diffusion in Taiwan,” *Journal of Housing Economics*, 20, 2011, 315~332.
- Chien, M. S., P. F. Chen, and T. C. Hu, “House Price Diffusion and Cross-Border House Price Dynamics in the Greater China Economic Area,” Discussion Paper, unpublished, 2015.
- Davidson, R. and J. G. Mckinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford, U.K.: Oxford University Press, 1993.
- Dickey, D. and W. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 427~431.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, 251~

276.

- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, 231~254.
- _____, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, 1551~1580.
- Johansen, S. and K. Jeselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 1990, 169~210.
- MacDonald, R. and M. P. Taylor, "Regional House Prices in Britain: Longrun Relationships and Short-run Dynamics," *Scottish Journal of Political Economy*, 40, 1993, 43~55.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto, "Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, 66, 1995, 225~250.

[Abstract]

Comparing the Cointegration of Major Cities' Housing Prices among Korea, Japan, and Taiwan

Imho Kang*

This paper compares the cointegration relationship between the housing indices of major cities in three countries such as Korea, Japan, and Taiwan. The findings are as follows. First, if the Vector Error Correction Model is estimated by Johansen's(1987, 1991) method, the error correction process for the long run equilibrium stands out most in Japan's three cities compared to Taiwan's six cities and Korea's five cities. Second, using Engle and Granger's(1987) cointegration test method, the housing price indices of major cities in Taiwan are closely cointegrated, but Korea and Japan are not. Third, using the Granger causality test proposed by Toda and Yamamoto(1995), which can be used irrespective of the existence of unit root in the variables, there was no significant difference between Taiwan, Korea and Japan in the mutual predictability of housing indices in major cities. From the first and second results, the closeness of the cointegration relationship between the housing index of major cities in Korea is lower than that of Taiwan and Japan. It is worth noting that the dynamics among the housing price indices of major cities in Korea, unlike Japan and Taiwan, are not perfectly explained with Vector Error Correction Model or Vector Autoregression Model. The implication of this paper is that the level of balanced regional development in Korean economy seems to be lower than that of the Taiwan and Japan.

* Professor, Department of Economics, ERICA, Hanyang University at Ansan, Tel: +82-31-400-5609, E-mail: imhokang@hanyang.ac.kr

Keywords: housing price index, cointegration, Korea, Japan, Taiwan

JEL Classification: R11, R21, R30, C13, C22

