부동산시장과 경매시장 및 경기변동 간의 상호 연관성

The Correlation among Real Estate Market, Auction Market, and Economic Fluctuations

현 문 길* · 정 재 호**

Hyun, Moon-gil · Chung, Jae-ho

目 次

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 선행연구 검토
1. 부동산시장에 관한 연구
2. 경매시장에 관한 연구
3. 경기변동에 관한 연구
Ⅲ. 실증분석
1. 모형의 추정
2. 자료
3. 정상성 검정
4. 공적분 검증
5. Granger 인과관계 검증
6. VECM 분석결과
7. 충격반응함수
Ⅳ. 결 론
〈abstract〉
〈참고문헌〉

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

This study aims to investigate the overall relationship among the housing prices, the Auction Market and the Economic fluctuations. Especially focusing on two major cities, Seoul and Daejeon, between 2005 and 2014.

(2) RESEARCH METHOD

This study used the Time-series empirical analysis such as the Granger Causality Validation, The Shock Reaction Analysis, Variance Decomposition and the Vector Error Correction Model(VECM)

(3) RESEARCH FINDINGS

First, the result of the Granger Causality Validation shows that the Land Market leads the Real Estate Market.

Second, the result of the Shock Reaction Analysis shows that the Land Market changes affect to the Economic Fluctuations.

Finally, the result of Variance Decomposition shows that the changes of the Land Market affect to the Economic Fluctuations and the Apartment Market.

* 주 저 자 : 목원대학교 부동산학과 박사과정, landtopia@hanmail.net

** 교신저자 : 목원대학교 금융보험부동산학과 교수, 경제학박사, chung@mokwon.ac.kr

▷ 접수일(2014년 11월 2일), 수정일(1차 : 2015년 1월 26일, 2차 : 2015년 1월 29일), 게재확정일(2015년 2월 13일)

2. RESULTS

The Land Market precedes the Economic Fluctuations and the Apartment Market in two major cities, Seoul and Daejeon.

3. KEY WORDS

• Housing Market, Land Market, Real Estate Auction, Diffusion index, VECM.

국문초록

본 연구는 선행연구들에서 다루었던 부동산시장과 경매시장 뿐만 아니라 경기변동을 포함하여 이들 간의 상호관계를 분석하였다. 분석을 위해 2005년 1월부터 2014년 6월까지의 월별자료를 이용하였고, 서울특별시과 대전광역시의 아파트 매매지수와 지가지수 매각가율과 전국의 경기동행지수를 이용하여 시계열분석방법으로 실증 분석을 하였다. 공적분 검정결과, 3~4개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 확인하여 변수들 간의 장기적인 균형관계가 있음을 판명되어 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하였다. 그랜저인과관계 검증결과, 서울지역의 경우, 아파트경매시장과 경기변동과 토지시장은 서로 영향을 주고받으며 움직이며, 경매시장이 아파트 매매시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 충격반응분석 결과, 서울지역의 매각가율 충격에 대한 아파트매매가격의 변화는 약하게 나타났다. 분산분해 결과 서울지역과 대전지역의 모든 변수들은 자기 자신의 변화가 향후 변화에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

핵심어 : 아파트매매, 토지시장, 부동산경매, 경기동행지수, 백타오차수정모형

Ⅰ. 서 론

일반재화의 시장은 수요와 공급을 통하여 가격조정 및 결정을 행하는 공간이듯이 부동산시장 또한 수요와 공급을 통해 경쟁적 이용에 의한 공간배분 및 토지이용패턴을 결정하는 부동산의 교환 및 가격결정의 공간이라 할 수 있다.[1] 이러한 부동산 시장은 일반경기변동과 마찬가지로 주택시장도 하위시장 등에 따라 별다른 변화가 없는 것처럼 보이지만, 일반적으로 경제학 관점에서 보면 수요의 법칙에 따라 수요의 가격탄력성(the price elasticity of demand)은 "(-)"의 부호를 가지게 되어 서로 상반된 방향성을 보이게 된다.[2] 이에 본 연구는 선행연구에서 다루지 못한 거시경제변수 중 동행지수를 도입하여 부동산시장과 경매시장의 선·후행성을 파악하는 것을 포함한 상호 연관성 관계를 분석하고자 한다. 또한 부동산시장은 아파트 시장과 토지시장으로 구별하여 아파트매매가격은 국민은행 매매가격지수[3]로 토지가격은 국토교통부[4]와 한국감정원 지가지수로 경매 매각가율은 대법원매각지수[5]로 동행지수는 통계청 경기종합지수[6] 이용하여 시계

1) 류제형외, 감정평가이론, 리북스, 2009, pp.133~220.

2) 박재룡, "주택정책의 오해와 진실", 삼성경제연구소, 2009. pp.23~28.

3) KB 국민은행 부동산 : http://nland.kbstar.com

4) 국토교통부 : http://www.molit.go.kr

5) 대법원 법원경매정보 : http://www.courtauction.go.kr

6) KOSIS 국가통계포털 : http://kosis.kr

열분석방법을 통하여 각각의 시장에 대한 상관관계를 분석하였다. 즉 아파트 시장과 토지시장 그리고 경매 매각가율과 동행지수와 간의 서로의 연관성 여부와 관계성 정도를 살펴보고자 한다.

분석 방법으로는 SAS V9.2의 SAS/ETS를 활용하였다. 각각 지수의 시계열자료의 정상성 검증을 위하여 단위근검정(Unit-root test)을 하고 이어 아파트매매지수와 토지지수를 매각가율에 대비하고 나아가 경기동행지수간의 인과관계를 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 통해 벡터오차수정모형(Vector Error Correction model : VECM)을 통하여 모형으로 실증 분석을 하고자 한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 부동산시장에 관한 선행연구

권호근・이창석(2009)[7]은 건축량 또는 건축 착공량 관련 지표들과 지가상승률 관련 지표로 구분한 후 부동산 경기변동의 측정지표 하위변수로 건축허가면적, 대출 금리의 변화・통화량 증감・국제수지・재정지출 증감, 주택보급률, 택지분양신청, 건축비 등의 기타요인을, 지가상승률에 영향을 주는 하위변수로 택지수요, 경제성장률, 주택거래량, 대출금리, 통화량 증감・국제수지・재정지출 등을 제시하였다.

김대원・유정석(2013)[8]은 국내 주택시장에서 가격과 거래량 간의 양(+)의 관계의 원인을 파악함에 있어 시장 참여주체들의 심리적 편의가 의사결정에 영향을 미치는지 확인하고자하였다. 결과 주택가격과 거래량은 양의 관계가 존재함을 확인할 수 있었다.[9]

2. 경매시장에 관한 선행연구

전해정(2014)[10]은 패널공적분을 이용한 거시경제변수 및 주택정책이 주택가격에 미치는 영향을 금융위기를 전・후에 따라 2002년 7월부터 2013년 3월까지의 서울시를 한정하여 한국민은행의 매매가격 지수를 이용하여 분석하였다. 금융위기를 중심으로 일반 주택매매시장과 동일하게 주택경매시장 또한 매물이 증가하고 낙찰가율이 하락하는 것으로 장기균형식과 충격반응 결과의 부호가 일치한 것을 입증하였다.

김시연・유선종(2014)[11]은 시계열 모형 분석기법으로 2005년 1월부터 2013년 8월까지 9년간 월별 자료를 기초로 하여 서울과 인천 그리고 경기지역으로 한정지어 토지지가 지수 중 "대"로 구분 짓고 부동산 경매시장에의 지가지수의 연관성을 검증하였다. 충격반응분석 결과 글로벌 금융위기인 2008년 8월을 기점으로 하여 부동산 경매시장에서 매물이 증가하고 낙찰가율이 급락 및 하락이 급격하게 발생하였다는 점을 분석하였다.

3. 경기변동에 관한 선행연구

정재호(2007)[12]은 VAR모형을 이용하여 부동산 정책으로 인한 충격이 주택시장과 토지시장에 어느 정도의 영향을 받았는가를 분석한 결과 주택정책은 중장기적으로 수립하여 지속적이며 일관적인 시장을 유지하고, 사회경제적인 상황도 같이 고려해야 시장원리에 의한 효율성과 형평성이 공존하는 주택시장이 형성된다는 결론

7) 권호근・이창석, "부동산경기변동이론과 그 측정지표에 관한 일고", 부동산학보, 한국부동산학회, 2009. 제36집, pp.125~207.

8) 김대원・유정석, "주택가격과 거래량 간 관계 형성에 매도-매수 선호시점이 미치는 영향 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013. 제54집. pp.230~242.

9) 부동산시장에 관한 기타 연구: 전해정, "글로벌 금융위기 전・후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집, pp.33-44, 이진성・이창현, "주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014. 제59집, pp.203~216

10) 전해정, "패널공적분을 이용한 거시경제변수 및 주택정책이 가격에 미치는 영향에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014. 제57집, pp.279~289.

11) 김시연・유선종, "부동산 경매시장과 토지시장 간의 상관관계에 관한 실증연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제56집, pp.152~161.

12) 정재호, "부동산정책과 부동산시장의 반응 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2007, 제29집, p.109.

을 내리고 있다.

송경섭 · 정문오 · 이상엽(2012)[13] 은 주택매매가격의 변화로 인한 산업별 상호 연관성을 이용하여 주식시장에서 해당업종과 종목을 매도하는 등의 투자를 위한 방안을 도출하려고 부동산가격변동이 주식시장과 각 산업별로 어떠한 상호연관성을 검증하고 하였다. 주택매매가격지수와 대부분의 산업별 지수가 0.7이상으로 양(+)의 상관관계를 보였음을 분석했다.

Ⅲ. 실증 분석

1. 분석 모형

단위근 검증과 공적분 검증을 통하여 시계열변수에 단위근이 존재하고 시계열변수 간에 공적분관계가 존재한다면 VAR모형을 적용하는 대신에 VECM을 적용하여야 한다. VECM은 특별한 경제이론을 전제하거나 변수에 대한 사전적인 제약을 가하지 않아도 된다는 VAR모형의 장점을 그대로 살릴 수 있으며, 공적분관계를 이용하여 장기균형관계를 추정할 수 있고, 장기균형으로부터 이탈시의 오차수정속도를 파악할 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_t + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + a_t$$

단, ΔYt : 변수(재무상태표 항목)들의 1차 차분항 (k×1)벡터,
α : 수정계수 (k×r)벡터,
β : 공적분 (k×r)벡터,
a_t는 백색잡음항들의 (k×1)벡터

VECM은 단위근과 공적분관계가 존재하는 경우 적용하는 VAR모형이므로, VAR모형에서 적용되는 충격반응(impulse response)분석과 분산분해(variance decomposition)분석을 그대로 적용할 수 있다. 충격반응분석은 모형내의 특정변수의 오차항의 충격이 다른 변수들의 현재나 미래 값에 어떤 영향을 미치는가를 분석하는 것이고, 분산분해분석은 모형내의 특정변수의 변동을 자신과 다른 변수들로 인한 변동으로 분리하여 분석하는 것이다.

2. 자료

본 연구에서 사용한 자료는 지가지수의 월별 측정이 이루어진 2005년도 1월부터 2014년도 6월까지의 서울과 대전의 아파트매매지수와 지가지수, 매각가율, 경기동행지수를 이용하여 분석을 실시한다.

본 논문에서는 지수의 변화율을 나타내는 자연로그차분을 한 변수를 이용하여 분석을 실시하고자 한다. 이에 따라서 자연로그 차분은

$$\triangle(\log Y_t) = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1}) \approx \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

와 같으며, 이는 원계열의 상대적 변화량(relative change) 과 같다. 원자료의 기술통계량은 〈표 1〉과 같이 나타나며, 자연 로그 차분 변환을 통한 자료의 기술통계량은 〈표 2〉와 같다.

〈표 1〉 변수의 기술통계량

변수	N	평균값	표준편차	최소값	최대값
APT매매_Seoul	114	99.52	9.92	72.90	108.90
지가지수_Seoul	114	96.11	6.22	79.61	103.45
매각가율_Seoul	114	77.99	6.11	65.20	99.00
APT매매_Daejeon	114	84.62	11.67	73.40	102.10
지가지수_Daejeon	114	96.69	3.53	85.92	101.79
매각가율_Daejeon	114	64.09	7.24	45.10	83.40
경기동행지수	114	96.43	13.10	73.50	118.90

13) 송경섭 · 정문오 · 이상엽, "부동산시장의 주택매매가격지수와 주식시장 종합지수 및 산업별지수와의 관계 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 제48집, pp.79~92.

〈표 2〉 로그차분 후 변수의 기술통계량

변수	N	평균값	표준편차	최소값	최대값
APT매매 변화율_ Seoul	113	0.0027	0.0092	-0.0159	0.0594
지가지수 변화율_ Seoul	113	0.0022	0.0056	-0.0355	0.0130
매각가율 변화율_ Seoul	113	0.0008	0.0616	-0.2155	0.1619
APT매매 변화율_ Daejeon	113	0.0027	0.0065	-0.0078	0.0239
지가지수 변화율_ Daejeon	113	0.0015	0.0026	-0.0135	0.0091
매각가율 변화율_ Daejeon	113	0.0002	0.1321	-0.3958	0.3216
경기동행 지수변화율	113	0.0043	0.0046	-0.0188	0.0182

3. 정상성 검정

단위근 검증에 앞서 모든 변수들을 포함하는 무제약 VAR(unrestricted VAR) 모형을 설정한 다음 적정시차를 검증한 결과를 나타낸 것이다. 변수에 대한 모형 모형선택 절차는 VAR(p) 모형에서 적정 시차(lag) p를 선택하는 과정을 뜻한다. 적절한 모형설정을 위하여 Akaike Information Criteria(AIC)을 사용한다. 그러나 샘플사이즈가 적을 경우에는 이에 대한 보정으로 AICC(Adiabatic Isochoric Complete Combustion)를 사용한다.

$$AIC(p) = \ln|\Omega| + 2n^2 p / T.$$
$$AICc(p) = AIC + \frac{2k(k+1)}{n-k-1}$$

이에 대하여 〈표 3〉의 검증결과, 서울의 경우 적정시차는 2시차인 것으로 나타났으며, 대전에 대하여 적정시차로 3을 사용하여 분석을 실시한다.

〈표 3〉 적정시차에 대한 AICC

	AICC	
lag	서울	대전
0	-36.9346	-37.11345
1	-38.7060	-39.69111
2	-38.8420	-39.73118
3	-38.7518	-39.79719
4	-38.6382	-39.62367
5	-38.5791	-39.36293

〈표 4〉 자료의 ADF test

	type	tau
APT매매_ Seoul	zero mean	-4.22***
	single mean	-4.40***
	trend	-5.57***
지가지수_ Seoul	zero mean	-3.67***
	single mean	-4.03**
	trend	-4.35**
매각가율_ Seoul	zero mean	-7.19***
	single mean	-7.15***
	trend	-7.12***
APT매매 _Daejeon	zero mean	-2.5*
	single mean	-2.63
	trend	-2.69
지가지수_ Daejeon	zero mean	-3.33**
	single mean	-3.63**
	trend	-3.56*
매각가율_ Daejeon	zero mean	-8.24***
	single mean	-8.2***
	trend	-8.16***
경기동행지수	zero mean	-2.53*
	single mean	-4.33***
	trend	-4.39**

※ * : P 〈0.05, ** : P 〈0.01, *** : P 〈0.001에서 유의

분석결과 서울지역의 자료는 단위근 검정에서 안정적인 시계열 변수로 나타났으나, 대전의 아파트매매지수 변화율의 경우 평균의 변동을 가지는 경우와 trend를 가지는 불안정적 시계열인 것으로 나타났다. 이에 대하여 공적분 관계가 있는지 판단하고자 한다.

4. 공적분 검증

〈표 5〉는 Johansen 공적분 검증과 관련하여, 위에서 제시한 적정 차수에 따라서 수준변수에는 선형추세가 있고 공적분 방정식에는 상수항이 포함되어 있는 경우에 대한 공적분 검증결과를 제시한 것이다.

〈표 5〉 요한슨(Johansen) 공적분 검증

서울	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value
None *	0.5668	177.8018	53.42
At most 1 *	0.3044	84.951	34.8
At most 2 *	0.2115	44.6668	19.99
At most 3 *	0.1519	18.2867	9.13
대전	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value
None *	0.4265	120.5621	53.42
At most 1 *	0.3021	59.3999	34.8
At most 2	0.1288	19.8308	19.99
At most 3	0.0415	4.6621	9.13

검증결과에서 서울은 Trace 통계량의 경우 5%유의수준에서 3개 이하라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 대전은 Trace 통계량의 경우 5%유의수준에서 1개 이하라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이에 따라 서울 지역에는 4개의 공적분 관계를 지정하며, 대전에 경우는 2개의 공적분 관계를 지정한다.

5. Granger 인과관계 검증

제시한 적정 차수에 따라서 Granger Causuality를 통하여 인과관계 검정 결과, 검정결과는 아래와 같이 나타난다. 이에 대하여 유의수준 (α) 0.1하에서 유의확률$(p-value)$값이 유의수준보다 작은 것을 찾아본 결과는 아래와 같다.

서울지역의 경우 지가지수의 전달 대비 변화율은 경기동행지수의 전달 대비 변화율과 아파트 매매지수의 전달 대비 변화율, 매각가율의 전달 대비 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 경기동행지수의 전달 대비 변화율은 아파트 매매지수의 전달 대비 변화율, 매각가율의 전달 대비 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결국 서울지역은 토지 시장은 경기변동에 영향을 주며, 경기변동은 아파트 매매시장에 영향을 주는 것으로 나타났으며, 아파트 매매 시장은 매각가율에 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이에 따라 토지시장, 경기변동, 아파트 매매시장, 경매시장 순으로 영향을 주는 것으로 나타나며, 이는 다시 지가지수에 영향을 주어 계속으로 영향이 순환되는 모습을 보이고 있는 것으로 나타난다.

대전지역의 경우 지가지수의 전달 대비 변화율이 아파트 매매지수의 전달 대비 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 지가지수의 전달 대비 변화율이 경기동행지수의 전달 대비 변

〈표 6〉 그랜저(Granger) 인과관계 검증

	서울		대전	
인과 관계	chi-square	p-value	chi-square	p-value
지가지수→ 경기동행지수	32.22	〈.0001***	20.71	0.0001***
지가지수→ 아파트매매지수	7.8	0.0203**	6.77	0.0795*
지가지수→ 매각가율	13.67	0.0011***	2.43	0.4889
경기동행지수→ 지가지수	0.01	0.9964	0.37	0.9455
경기동행지수→ 아파트매매지수	11.45	0.0033***	4.33	0.2284
경기동행지수→ 매각가율	4.78	0.0917*	3.85	0.2785
아파트매매지수 →지가지수	3.58	0.1668	0.23	0.9729
아파트매매지수 →경기동행지수	4.02	0.1337	0.89	0.827
아파트매매지수 →매각가율	4.85	0.0885*	0.87	0.8331
매각가율→ 지가지수	4.75	0.0929*	2.91	0.4057
매각가율→ 경기동행지수	4.65	0.0978*	0.77	0.8561
매각가율→ 아파트매매지수	0.12	0.9433	0.37	0.9455

※ * : P 〈0.05, ** : P 〈0.01, *** : P 〈0.001에서 유의

화율에 영향을 주는 것으로 나타났다.

서울지역과 대전지역 각 지수별 인과관계가 확연히 다르다는 점이 지역적 한계로 나타나고 있다.

서울지역에서와 대전 지역에서의 인과관계 검정을 근거로 하여 모형생성시 지가지수 변화율을 기준으로 경기동행 지수 변화율, 아파트 매매시장 변화율, 매각가율 변화율 순으로 모형을 설정한다.

6. VECM 분석결과

서울 지역에서 아파트 매매와 지가지수, 매각가율과 경기동향과의 관계에서 〈표 7〉에 나타나는데 공적분의 존재를 통해 변수들 간의 장기적이고 동태적인 상호관계, 즉 변수들간의 장기적인 균형관계를 도출 할 수 있다. 공적분 벡터가 1개 이상 존재하는 경우, eigen 값이 가장 큰 공적분 벡터가 변수들 간의 장기적인 관계를 도출하는데 가장 유용하다.[14] 이에 따라 오차수정항 1을 통하여 자료들 간의 장기적 관계를 살펴보도록 한다.

이 때의 오차수정항에서 아파트 매매가격 변화율을 기준으로 타 변수들을 반대항으로 나타낸 결과는 아래와 같다.

서울지역 아파트매매가격변화율=-1.7175×지가지수변화율-3.1194×경기동행지수변화율+2.5852×매각가율변화율

장기적 관계를 살펴보면 매매 아파트 지수의 전달 대비 변화율은 지가지수의 전달 대비 변화율이 상승함에 따라 감소하며, 경기동행지수의 전달 대비 변화율에 상승에 따라 감소하며, 매각가율의 전달 대비 변화율이 상승함에 따라서는 증가하는 장기적 관계가 나타남을 알 수 있다.

단기적으로는 매각가율의 변화율은 전달의 매각가율의 변화율이 상승에 따라 상승하며, 전달 지가지수 변화율이 상승함에 따라 상승하는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 서울지역 VECM 분석

오차수정항1	ε(t-1)=-2.585*DIF매각가율_Seoul(-1)+1*DIF매매APT_Seoul(-1)+3.119*DIF경기동행지수(-1)+1.718*DIF지가지수_Seoul(-1)			
오차수정항2	ε(t-1)=-0.019*DIF매각가율_Seoul(-1)+1*DIF매매APT_Seoul(-1)+1.449*DIF경기동행지수(-1)+-2.077*DIF지가지수_Seoul(-1)			
오차수정항3	ε(t-1)=0.018*DIF매각가율_Seoul(-1)+1*DIF매매APT_Seoul(-1)+-7.298*DIF경기동행지수(-1)+-1.899*DIF지가지수_Seoul(-1)			
오차수정항4	ε(t-1)=-0.029*DIF매각가율_Seoul(-1)+1*DIF매매APT_Seoul(-1)+-2.272*DIF경기동행지수(-1)+1.696*DIF지가지수_Seoul(-1)			
변수	△매각가율 변화율_ Seoul	△APT매매지수변화율_Seoul	△경기동행지수변화율	△지가지수 변화율_ Seoul
CONST	-0.007 (-0.899)	0.000 (-0.166)	0.002 (4.338)**	0.001 (1.345)
매각가율 변화율(t-1)	-1.776	-0.009	0.013	0.014
매매지수 변화율(t-1)	0.079	-0.322	-0.112	0.086
경기동행지수 변화율(t-1)	1.272	0.194	-0.573	0.006
지가지수 변화율(t-1)	0.731	0.065	0.244	-0.429
△매각가율 변화율(t-1)	0.243 (2.58)**	0.004 (0.434)	-0.007 (-1.093)	-0.001 (-0.117)
△매매지수 변화율(t-1)	1.206 (1.269)	0.229 (2.379)**	0.092 (1.5)	-0.084 (-1.359)
△경기동행지수 변화율(t-1)	0.419 (0.287)	0.189 (1.275)	-0.163 (-1.735)*	0.007 (0.074)
△지가지수 변화율(t-1)	3.574 (2.185)**	0.209 (1.257)	0.314 (2.98)**	0.349 (3.278)**
R^2	0.730	0.283	0.446	0.257
AICC=-38.842, AIC=-38.899, SBC=-38.021				

※ * : P〈0.05, ** : P〈0.01, *** : P〈0.001에서 유의

아파트매매 지수 변화율은 전달 매매지수의 변화율이 상승함에 따라 상승하는 형태로 유의하게 나타났다. 경기동행지수 변화율은 1달전의 경기동행지수 변화율의 감소에 따라 다시 상승하는 것으로 나타났으며, 1개월 전 지가지수 변화율에 상승에 따라 상승하는 것으로 나타났다.

14) Johansen and Julselius, "Maximum Likelihod Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, Vol.52(2), pp.169~210

〈표 8〉 대전지역 VECM 분석

오차수정항1	ε(t-1)=6.663*DIF매각가율_Daejeon(-1)+1*DIF매매APT_Daejeon(-1)+12.296*DIF경기동행지수(-1)+-4.596*DIF지가지수_Daejeon(-1)			
오차수정항2	ε(t-1)=0.227*DIF매각가율_Daejeon(-1)+1*DIF매매APT_Daejeon(-1)+-19.186*DIF경기동행지수(-1)+12.891*DIF지가지수_Daejeon(-1)			
변수	△매각가율 변화율_ Seoul	△APT매매지수변화율_Seoul	△경기동행지수변화율	△지가지수 변화율_ Seoul
CONST	0.005 (0.357)	-0.001 (-1.27)	0.002 (4.566)**	0 (0.172)
매각가율 변화율(t-1)	-2.007	-0.001	-0.001	-0.002
매매지수 변화율(t-1)	-0.445	-0.007	0.032	0.001
경기동행지수 변화율(t-1)	-0.774	0.136	-0.661	-0.033
지가지수 변화량(t-1)	-0.565	-0.091	0.439	0.021
△매각가율 변화율(t-1)	0.424 (2.461)**	0.001 (0.286)	0.001 (0.278)	0.003 (1.088)
△주택매매지수 변화율(t-1)	-3.122 (-0.935)	-0.120 (-1.286)	0.052 (0.504)	0.03 (0.671)
△경기동행지수 변화율(t-1)	4.697 (1.31)	0.019 (0.192)	0.034 (0.309)	0.04 (0.838)
△지가지수 변화율(t-1)	-5.415 (-0.733)	0.361 (1.755)*	0.768 (3.386)**	-0.017 (-0.171)
△매각가율 변화율(t-2)	0.18 (1.917)*	0.000 (0.112)	-0.001 (-0.375)	0.001 (0.891)
△아파트매매지수변화율(t-2)	0.886 (0.279)	-0.209 (-2.362)**	-0.115 (-1.176)	0.001 (0.015)
△경기동행지수 변화율(t-2)	3.428 (1.135)	0.033 (0.394)	0.305 (3.288)**	0.009 (0.215)
△지가지수 변화율(t-2)	5.678 (0.762)	-0.018 (-0.088)	-0.064 (-0.279)	-0.315 (-3.138)**
	0.767	0.114	0.442	0.134
AICC=-39.8034, AIC=-39.8923, SBC=-38.8121				

※ * : P 〈0.05, ** : P 〈0.01, *** : P 〈0.001에서 유의

지가지수 변화율은 1개월 전 자기변수인 지가지수가 증가함에 따라 증가하는 형태로 나타났다.

대전지역에서의 관계를 살펴보면, 먼저 장기적 관계에 대하여 eigen 값이 가장 큰 오차수정항 1을 통하여 살펴 볼 수 있다.

대전지역 아파트매매가격변화율=4.596×지가지수변화율-12.296×경기동행지수변화율-6.663×매각가율변화율

아파트매매 지수 변화율은 지가지수 변화율이 상승함에 따라 상승하며, 경기동행지수 변화율에 상승과 매각가율 변화율이 상승함에 따라 감소하는 장기적 관계가 나타남을 알 수 있다. 이는 지가지수 변화율로 생각할 경우, 아파트 매매지수 변화율이 상승할수록 지가지수변화율이 상승하며, 경기동행지수 변화율과 매각가율 변화율이 상승할수록 지가지수변화율이 상승하는 것으로 나타난다.

단기적으로는 매각가율 전달 대비 변화율은 1~2개월 전에 매각가율 전달대비 변화율의 상승에 따라 상승하는 것으로 나타났다.

7. 충격반응함수

〈표 9〉에 따라 서울지역에서 2-표준편차 크기의 변동이 발생한 경우에 다른 변수에 영향을 미치는 충격반응 함수를 살펴본다.

지가지수 변화율에 의한 충격반응함수에 2-표준편차 크기의 충격이 발생한 경우, 지가지수 변화율과 경기동행지수 변화율은 4개월 까지는 양(+)영향력을 보이다 5개월 째 부터는 소멸되는 것으로 판단된다.

아파트매매 변화율은 지가지수 변화율에 충격이 발생하였을 때, 아파트 매매지수 변화율은 5개월 까지는 미세한 영향을 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

반면에 매각가율 변화율은 지가지수 변화율에 충격이 발생하였을 때, 매각가율 변화율은 1개월 후에는 상당한 영향력을 주었지만 2개월 후에는 소멸되는 것으로 나타났다

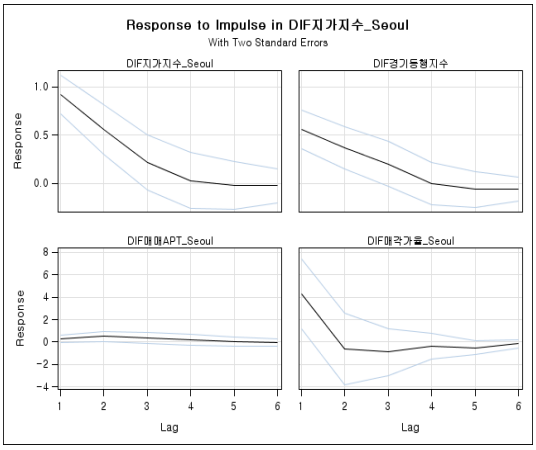
경기동행지수 변화율에 의하여 지가지수 변화율이나 경기동행지수 변화율과 아파트매매변화율 등은 거의 비슷하게 6개월동안 미세한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 매각가율변화율은 영향력에 조정기간을 주고 있다는 점으로 판단이 된다.

〈표 9〉 서울 지역 충격에 의한 반응

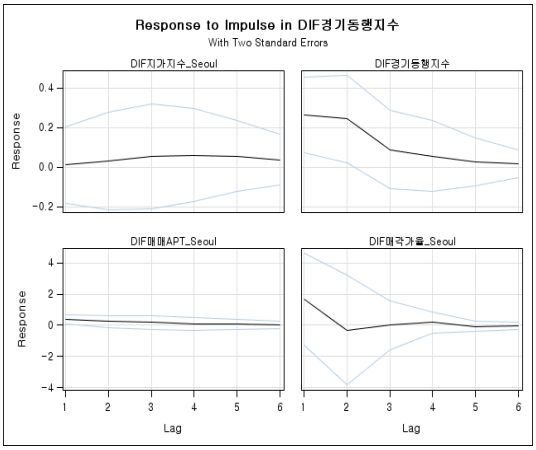
Impulse / Response	Lag	지가지수 변화율_ Seoul	경기동행 지수 변화율	APT매 매변화율 _Seoul	매각가율 변화율_ Seoul
지가지수 변화율_Seoul	1	0.9200	0.0126	0.0023	0.0128
	STD	0.1011	0.0963	0.0645	0.0063
	2	0.5602	0.0304	0.1044	0.0058
	STD	0.1301	0.1224	0.0906	0.0078
	3	0.2142	0.0546	0.1630	0.0014
	STD	0.1437	0.1317	0.1028	0.0040
	4	0.0307	0.0608	0.1625	0.0003
	STD	0.1436	0.1176	0.0982	0.0030
	5	-0.0230	0.0552	0.1206	-0.0007
	STD	0.1228	0.0891	0.0813	0.0024
	6	-0.0251	0.0382	0.0668	-0.0005
	STD	0.0892	0.0636	0.0635	0.0017
경기동행지수 변화율	1	0.5582	0.2642	-0.0205	0.0067
	STD	0.0999	0.0952	0.0637	0.0062
	2	0.3705	0.2432	-0.1059	0.0121
	STD	0.1106	0.1098	0.0721	0.0067
	3	0.2022	0.0890	-0.0654	0.0011
	STD	0.1151	0.0994	0.0809	0.0040
	4	-0.0043	0.0548	-0.0408	0.0023
	STD	0.1098	0.0893	0.0738	0.0023
	5	-0.0634	0.0277	-0.0127	0.0000
	STD	0.0914	0.0604	0.0586	0.0014
	6	-0.0617	0.0174	-0.0110	-0.0006
	STD	0.0618	0.0353	0.0426	0.0012
APT매매 변화율_Seoul	1	0.2740	0.3830	0.9077	-0.0053
	STD	0.1576	0.1501	0.1005	0.0098
	2	0.4830	0.2547	0.5804	-0.0001
	STD	0.2087	0.1963	0.1450	0.0125
	3	0.3589	0.1870	0.3086	0.0051
	STD	0.2367	0.2184	0.1702	0.0076
	4	0.1716	0.1094	0.1678	0.0011
	STD	0.2395	0.2043	0.1671	0.0054
	5	0.0031	0.0648	0.0880	0.0004
	STD	0.2107	0.1604	0.1416	0.0036
	6	-0.0685	0.0360	0.0436	-0.0003
	STD	0.1577	0.1101	0.1094	0.0023
매각가율 변화율_Seoul	1	4.3047	1.6904	1.2849	-0.5327
	STD	1.5521	1.4783	0.9899	0.0966
	2	-0.6112	-0.3265	-0.7487	0.1002
	STD	1.5924	1.7611	0.7878	0.1016
	3	-0.9162	0.0143	0.0087	0.0792
	STD	1.0468	0.7815	0.5146	0.0890
	4	-0.3777	0.1798	0.1368	-0.0778
	STD	0.5818	0.3397	0.3364	0.0506
	5	-0.5137	-0.0623	-0.1560	0.0172
	STD	0.2983	0.1721	0.2209	0.0233
	6	-0.1514	-0.0149	-0.1053	0.0039
	STD	0.1823	0.1159	0.1765	0.0200

아파트 매매지수 변화율에 따라 충격반응 효과를 살펴보면, 지가지수변화율이나 아파트매매지수 변화율은 6개월 동안 미세한 양(+)의 영향을 주고 있음을 알 수 있었지만 경기동행지수 변화율에 미치는 영향은 전혀 발휘하지 못하고 있으며, 매각가율 변화율은 1개월째는 잠깐 양(+)의 영향력을 보이다가 2개월부터는 영향이 소멸되었다 살아나는 조정기간을 나타내고 있다는 점으로 판단된다.

〈그림 1〉 서울지역 토지시장 지가지수 변화율에 따른 충격반응

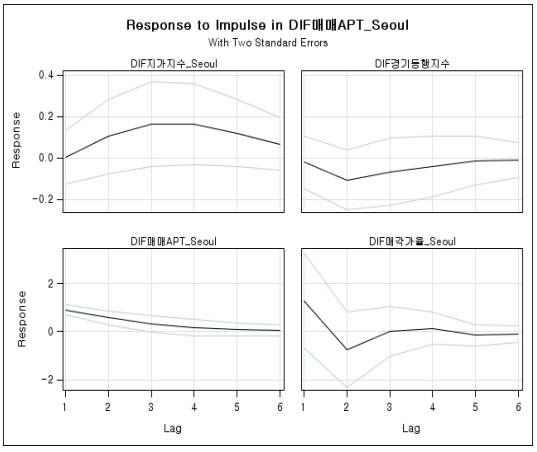


〈그림 2〉 서울지역 경기동행지수 변화율에 따른 충격반응

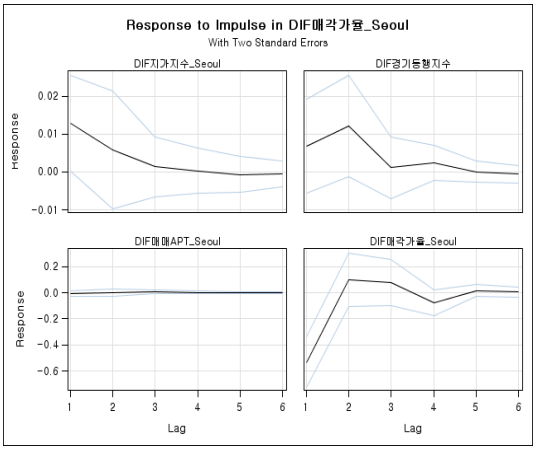


매각가율 변화율이 1-표준편차(STD) 크기의 충격이 발생한 경우, 지가지수 변화율에 미치는 영향과 경기동행지수 변화율, 매매아파트 지수 변화율에 미치는 영향이 0.05 보다 작아 낮은 것으로 밝혀졌다. 매각가율 변화율은 자기자신의 이전 변수인 매각가율에 따라서 1개월 후 0.5327 크기로 감소하며, 2개월 후에는 0.1002 크기로 증가함을 알 수 있었다. 3개월 후에는 절대값이 0.1 이하의 수치에 영향으로 적은 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈그림 3〉 서울지역 주택시장 아파트매매지수 변화율에 따른 충격반응



〈그림 4〉 서울지역 경매시장 매각가율 변화율에 따른 충격반응



즉, 매각가율 변화율에 따라서 충격 반응 함수는 1개월과 2개월에서 지가지수 변화율에 양(+)의 영향을 주며, 경기동행지수 변화율에 1, 2개월에서 양(+)의 영향을 주었다. 매각가율 변화율은 1달 후의 음(-)의 영향을 미치며, 2, 3개월 후에 양(+)의 영향을 주는 것으로 판단된다.

대전지역은 지가지수 변화율에 따라서 충격 반응 함수는 지가지수 변화율에 의하여 6개월간 계속적으로 양(+)의 영향을 주어 영구적으로 영향을 미치는 것으로 보이며, 경기동행지수에 3개월간 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보여 지며, 매각가율은 조정기를 갖는 것으로 판단된다.

경기동행지수 변화율에 따라서 충격 반응 함수는 경기동향지수와 매각가율은 에 2개월간 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보여 지며, 미세한 음(-)의 영향 약하게 나타나면 영향력은 소멸되는 것으로 판단된다.

아파트 매매지수 변화율에 따라서 충격 반응 함수는 지가지수 변화율, 경기동행지수 변화율 매매아파트 지수 변화율에 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타나며, 매각가율 변화율에 1달 후의 음(-)의 영향을 미치며, 2개월 후에 양(+)의 영향을 주는 것으로 판단된다.

매각가율 변화율에 따라서 충격 반응 함수는 2, 3개월에서 지가지수 변화율에 음(-)의 영향을 주며, 경기동행지수 변화율에 2, 4개월에서 음(-)의 영향을 주었다. 자기변수인 매각가율 변화율에 1달 후의 음(-)의 영향을 주는 것으로 판단된다.

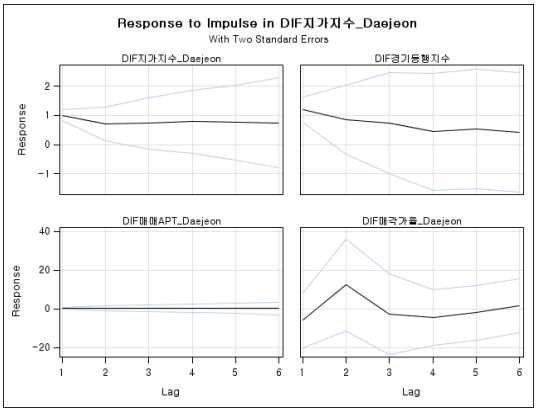
매각가율 변화율에 의하여 미치는 효과로서 지가지수 변화율, 경기동행지수 변화율, 아파트 매매 변화율에는 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

결국 서울지역과 대전지역은 각각의 변화율에 미치는 효과는 확연히 다르다는 것으로 판단할 수 있다는 점을 찾아 볼 수 있다.

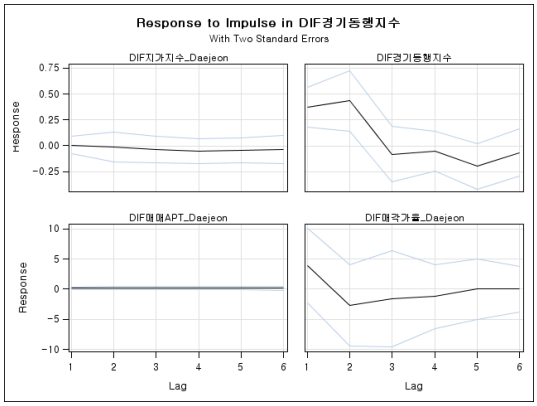
〈표 10〉 대전지역 충격에 의한 반응

Impulse / Response	Lag	지가지수 변화율_ Daejeon	경기동행 지수 변화율	APT매매 변화율_ Daejeon	매각가율 변화율_ Daejeon
지가지수변화율_ Daejeon	1	1.0037	0.0080	0.0314	0.0008
	STD	0.0957	0.0417	0.0453	0.0013
	2	0.7222	-0.0126	0.0271	-0.0010
	STD	0.2883	0.0738	0.1352	.
	3	0.7297	-0.0378	0.0178	-0.0016
	STD	0.4408	0.0641	0.2010	.
	4	0.7872	-0.0515	0.0212	-0.0005
	STD	0.5430	0.0586	0.2477	.
	5	0.7596	-0.0426	0.0223	-0.0003
	STD	0.6462	0.0607	0.2993	.
	6	0.7497	-0.0354	0.0223	-0.0007
	STD	0.7681	0.0682	0.3558	.
경기동행지수 변화율	1	1.2076	0.3728	0.0841	0.0001
	STD	0.2182	0.0951	0.1033	0.0029
	2	0.8521	0.4331	-0.0242	-0.0015
	STD	0.5900	0.1477	0.2747	0.0033
	3	0.7434	-0.0828	0.0572	-0.0001
	STD	0.8649	0.1336	0.3927	0.0029
	4	0.4454	-0.0518	0.0248	-0.0022
	STD	1.0047	0.0973	0.4547	0.0025
	5	0.5340	-0.1994	0.0712	0.0006
	STD	1.0267	0.1109	0.4687	0.0032
	6	0.4175	-0.0647	0.0465	-0.0008
	STD	1.0240	0.1127	0.4733	0.0025
APT매매변화율 _Daejeon	1	0.2697	0.1553	0.8735	0.0007
	STD	0.1976	0.0862	0.0935	0.0026
	2	0.3110	0.2122	0.6930	-0.0007
	STD	0.5750	0.1457	0.2691	.
	3	0.2440	0.1984	0.7350	-0.0011
	STD	0.8773	0.1328	0.4002	.
	4	0.2571	0.1631	0.7606	-0.0008
	STD	1.1194	0.1312	0.5130	.
	5	0.2645	0.1474	0.7483	-0.0004
	STD	1.3768	0.1342	0.6376	.
	6	0.2479	0.1358	0.7472	-0.0005
	STD	1.6573	0.1490	0.7669	.
매각가율변화율_ Daejeon	1	-5.9799	3.9225	-3.5679	-0.5829
	STD	7.1001	3.0952	3.3597	0.0934
	2	12.3511	-2.6946	3.1128	0.0893
	STD	11.8744	3.4054	5.1356	0.2680
	3	-2.8247	-1.5578	-0.8177	-0.0760
	STD	10.4167	3.9978	3.8102	0.3491
	4	-4.5026	-1.2487	-0.2740	0.1229
	STD	7.1462	2.6355	2.8876	0.2493
	5	-1.9586	-0.0044	-0.5592	-0.0822
	STD	7.0660	2.5225	3.1306	0.1396
	6	1.6456	0.0057	0.3209	0.0412
	STD	6.9062	1.8727	3.0896	0.1159

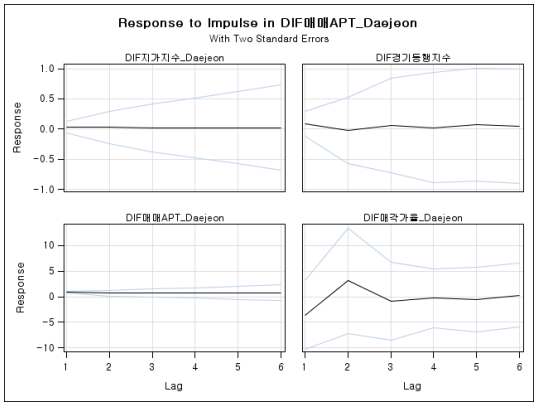
〈그림 5〉 대전지역 토지시장 지가지수 변화율에 따른 충격반응



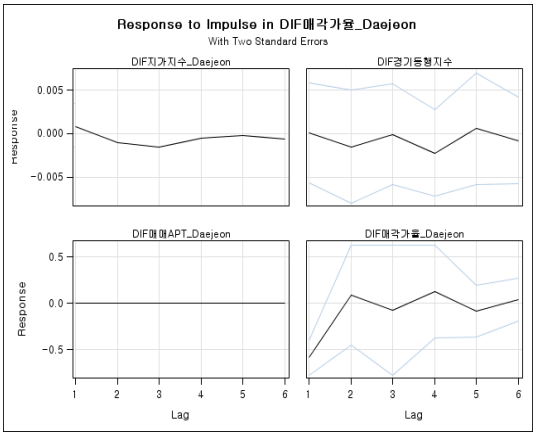
〈그림 6〉 대전지역 경기동행지수 변화율에 따른 충격반응



〈그림 7〉 대전지역 주택시장 아파트매매지수 변화율에 따른 충격반응



〈그림 8〉 대전지역 경매시장 매각가율 변화율에 따른 충격반응



8. 분산분해

〈표 11〉에서 모형 추정결과를 이용하여 계산한 예측오차 분산분해를 살펴보면, 서울 지역에서 지가지수 변화율은 이전 6개월의 지가지수 변화율에 의하여 91.1%설명되었으며, 매매아파트 변화율에 의하여 6.92%로 설명되는 것으로 나타났다.

경기동행지수 변화율은 이전 시점의 경기동행지수 변화율에 의하여 6개월까지 54.13%가 설명되었으며, 지가지수 변화율에 의하여 42.52%로 높게 설명되었다.

〈표 12〉에서 대전의 지가지수 변화율에 대하여 6개월에 이르기 까지 자기 자신에 의하여 98.52%가 설명되어 지는 것으로 나타났으며, 다른 변수에 의한 설명되어 지는 효과는 적었다.

경기동행지수 변화율에 대하여 6개월에 이르기까지 자기 변수인 경기동행지수 변화율에 의하여 46.15%가 설명되었으며, 지가지수 변화율에 의하여 6개월에서 대하여 52.90%로 설명이 높게 보여 지고 있으며, 이는 서울지역과 유사했다.

아파트 매매지수 변화율에 대하여 6개월에 이르기까지 자기 자신에 의하여 87.12%가 설명되어 지는 것으로 나타났으며, 매각가율 변화율에 의하여 8.06%가 설명되었다.

매각가율 변화율에 대하여 6개월에 이르기까지 자기 자신에 의하여 93.97%가 설명되어 지는 것으로 나타났다.

이에 따라 서울 지역에서는 예측오차 분산분해의 결과를 통하여 지가지수 변화율이 경기동행지수 변화율과 아파트 매매지수 변화율, 매각가율 변화율에 설명되는 정도가 높아 모형에서 적용하여야 함을 확인할 수 있었고, 매각가율 변화율의 모형화 시에도 지가지수 변화율과 매매아파트 지수 변화율을 고려하여 모형화 해야함을 알 수 있었다.

대전지역에서는 지가지수 변화율이 경기동행지수 변화율과 아파트 매매지수 변화율을 모형화 할 때 고려되어야 함을 알 수 있었다.

〈표 11〉 서울지역 분산분해

Variable	Lead	지가지수 변화율_ Seoul	경기동행 지수 변화율	APT매 매변화율 _Seoul	매각가율 변화율_ Seoul
지가지수 변화율_ Seoul	1	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	2	0.9805	0.0005	0.0020	0.0170
	3	0.9671	0.0011	0.0152	0.0167
	4	0.9441	0.0023	0.0379	0.0157
	5	0.9224	0.0037	0.0587	0.0153
	6	0.9110	0.0047	0.0692	0.0151
경기동행지수 변화율	1	0.1180	0.8820	0.0000	0.0000
	2	0.3689	0.6249	0.0000	0.0062
	3	0.4161	0.5562	0.0057	0.0220
	4	0.4258	0.5427	0.0101	0.0215
	5	0.4243	0.5423	0.0114	0.0220
	6	0.4252	0.5413	0.0115	0.0219
APT 매매변화율_ Seoul	1	0.1018	0.0004	0.8979	0.0000
	2	0.1900	0.0282	0.7806	0.0011
	3	0.2578	0.0315	0.7098	0.0009
	4	0.2842	0.0338	0.6805	0.0015
	5	0.2897	0.0347	0.6741	0.0015
	6	0.2894	0.0351	0.6740	0.0015
매각가율 변화율_ Seoul	1	0.0358	0.0101	0.0911	0.8630
	2	0.0780	0.0097	0.0703	0.8420
	3	0.0793	0.0097	0.0709	0.8401
	4	0.0803	0.0097	0.0709	0.8391
	5	0.0806	0.0096	0.0707	0.8391
	6	0.0815	0.0096	0.0707	0.8382

〈표 12〉 대전지역 분산분해

Variable	Lead	지가지수 변화율_ Daejeon	경기동행 지수 변화율	APT매매 변화율_ Daejeon	매각가율 변화율_ Daejeon
지가지수변화율_Daejeon	1	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	2	0.9956	0.0002	0.0024	0.0018
	3	0.9930	0.0004	0.0029	0.0037
	4	0.9875	0.0023	0.0026	0.0075
	5	0.9857	0.0049	0.0027	0.0068
	6	0.9852	0.0060	0.0028	0.0060
경기동행지수 변화율	1	0.2322	0.7678	0.0000	0.0000
	2	0.4566	0.5398	0.0036	0.0000
	3	0.5118	0.4840	0.0031	0.0011
	4	0.5286	0.4662	0.0042	0.0011
	5	0.5328	0.4596	0.0042	0.0034
	6	0.5290	0.4615	0.0060	0.0035
APT매매 변화율_ Daejeon	1	0.0033	0.0021	0.9947	0.0000
	2	0.0390	0.0206	0.9401	0.0003
	3	0.0659	0.0378	0.8959	0.0004
	4	0.0744	0.0459	0.8790	0.0008
	5	0.0781	0.0474	0.8737	0.0009
	6	0.0806	0.0475	0.8712	0.0008
매각가율 변화율_ Daejeon	1	0.0016	0.0011	0.0070	0.9903
	2	0.0031	0.0057	0.0211	0.9701
	3	0.0160	0.0086	0.0268	0.9486
	4	0.0189	0.0100	0.0272	0.9440
	5	0.0224	0.0105	0.0268	0.9404
	6	0.0230	0.0104	0.0269	0.9397

Ⅳ. 결 론

본 연구는 국내의 부동산 지수들 간의 관계를 살펴보기 위하여 실증분석 하였다. 본 논문의 분석을 위해 서울과 대전지역 아파트 매매지수 변화율과 지가지수변화율, 경기동행지수 변화율과 매각가율변화율을 사용하였으며, 분석기간은 2005년 1월부터 2014년 6월까지 총 7개의 월별자료를 사용하였다.

본 연구의 주요 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시계열의 안정성에 대한 단위근 검정 결과, 대전지역의 아파트매매지수 변화율의 시계열자료의 수준변수들은 단위근을 가지고 있는 불안정적인 시계열임을 확인하였다.

둘째, Granger 인과관계검증결과, 서울지역의 경우, 토지시장이 경기변동에 영향을 주어 경기변동보다 토지시장이 선행함을 알 수 있었다. 경기변동은 아파트 매매시장에 영향을 주어 아파트매매시장 보다 경기변동이 선행됨을 알 수 있었다. 아파트 매매시장은 아파트 경매시장에 영향을 주어 경매시장보다 매매시장이 선행됨을 알 수 있었다. 이에 따라 서울에서 토지시장, 경기변동, 아파트 매매시장, 아파트 경매시장 순으로 선행되는 결과를 살펴 볼 수 있었으며, 아파트 경매시장은 다시 토지시장과 경기변동에 영향을 주어 반복되는 영향을 주는 것을 알 수 있었다. 또한 대전지역을 통하여 토지시장이 경기변동과 아파트 매매시장에 선행되는 것을 알 수 있었다.

셋째, 충격반응분석 결과, 지가지수 변화율에 의한 충격반응함수에 2-표준편차 크기의 충격이 발생한 경우, 지가지수 변화율과 경기동행지수 변화율은 4개월 까지는 양(+)영향력을 보이다 5개월 째 부터는 소멸되는 것으로 판단된다.

아파트매매 변화율은 지가지수 변화율에 충격이 발생하였을 때, 아파트 매매지수 변화율은 5개월 까지는 미세한 영향을 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

반면에 매각가율 변화율은 지가지수 변화율에 충격이 발생하였을 때, 매각가율 변화율은 1개월 후에는 상당한 영향력을 주었지만 2개월 후에는 소멸되는 것으로 나타났다

대전의 경우는 매각 가율 변화율에 의하여 미치는 효과로서 지가지수 변화율, 경기동행지수 변화율, 아파트매매 변화율에는 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

결국 서울지역과 대전지역은 각각의 변화율에 미치는 효과는 확연히 다르다는 것으로 판단할 수 있다는 점을 찾아 볼 수 있다.

넷째, 분산분해 결과 서울 지역에서 토지시장의 변화가 경기변동 변화와 아파트 매매시장 변화, 아파트 경매시장 변화에 미치는 영향이 높게 나타났으며, 아파트 매매시장 변화가 경매시장 변화에 주는 영향이 높게 나타났다. 또한 아파트 매매시장 변화가 토지시장에 영향을 주는 것으로 나타났다.

대전지역에서는 서울지역에서 나타났던 결과 중 토지시장 변화가 경기변동 변화와 아파트 매매시장 변화에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구는 부동산시장과 경매시장과 경기변동 간의 상호연관성을 연구하였고, 기존연구에서 다루었던 아파트 시장만이 아닌 부동산시장을 세분화하여 아파트시장과 토지시장으로 살펴보았고, 부동산시장과 경매시장에 경기변동 요인 중 경기 동행지수를 추가함으로써 내용적 범위를 확장한 것이 기존의 연구와의 차별성을 가지고 있다. 이에 대하여 토지시장을 기준으로, 경기변동, 아파트매매시장, 아파트 경매시장의 전달 대비 변화율 순으로 선행성이 나타남을 확인하였고, 향후 세부적 연구를 통하여 부동산시장과 경매시장에 대한 부동산 매입 시기에 대한 진정한 투자시점에 대하여 기초자료로 활용하는데 기여하고자 한다.

본 연구는 공간적 범위를 서울시특별시와 대전광역시를 한정으로 하여 공간적 범위를 확장해야 하는 필요성을 느끼며 부동산시장과 경매시장의 시계열자료는 2003부터 사용할 수 있었지만 토지부분의 시계열 자료가 2005년부터 사용 가능함에 따라 토지의 시계열 자료 기준을 맞추기 위해 2005년부터 2014년 6월까지로 시간적 공간이 줄어진 부분에 대한 아쉬움과 본 연구 분석 결과에 대하여 자료들의 영향이 순환되는 모습을 보이고 있는 것으로 나타나는데 이에 대하여 차후 시계열 자료의 기간을 늘려 순환 관계에 대한 연구하는 것을 추후 과제로 남기고자 한다.

參考文獻

권호근・이창석, "부동산경기변동이론과 그 측정지표에 관한 일고", 부동산학보, 한국부동산학회, 2009. 제36집.

김대원・유정석, "주택가격과 거래량 간 관계 형성에 매도-매수 선호시점이 미치는 영향 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013. 제54집.

김시연・유선종, "부동산 경매시장과 토지시장 간의 상관관계에 관한 실증연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014. 제56집.

류제형 외, 감정평가이론, 리북스, 2009, 2011.

박재룡, "주택정책의 오해와 진실", 삼성경제연구소, 2009.

송경섭・정문오・이상엽, "부동산시장의 주택매매가격지수와 주식시장 종합지수 및 산업별지수와의 관계 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2012. 제48집.

이창석 외, 부동산 세미나 이론과 실제, 형설출판사, 2010.

이진성・이창현, "주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014.

이홍재, 금융경제시계열분석, 정문사, 2008.

전해정, "글로벌 금융위기 전・후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구", 부동산학보, 부동산학회, 2014, 제58집.

_____, "패널공적분을 이용한 거시경제변수 및 주택정책이 가격에 미치는 영향에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014. 제57집.

정재호, "부동산정책과 부동산시장의 반응 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2007. 제29집.

Johansen and Julselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics.* 1990, Vol.52(2).

국토교통부 : http://www.molit.go.kr

대법원 법원경매정보 : http://www.courtauction.go.kr

온나라 부동산포털 : http://www.onnara.go.kr

한국감정원 : http://www.r-one.co.kr

한국건설산업연구원 : http://www.cerik.re.kr/

한국부동산학회 :http://www.reacademy.org

KB 국민은행 부동산 : http://nland.kbstar.com

KOSIS 국가통계포털 : http://kosis.kr