

혁신도시의 신규 상업용지 개발이 기성시가지 기존 상업용지 지가에 미치는 영향†

장 영 봉*, 강 명 구**

<국문요약>

이 논문은 신시가지(혁신도시)의 신규 상업지역 공급이 기성시가지(원도심 및 신도심)의 상업 지역에 미치는 영향을 Love and Zicchino(2006)의 Panel VAR 모형을 이용하여 해당지역의 공시지가 변화율 간의 관계를 살펴보았으며 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 신시가지(혁신도시)의 토지가격의 증가함에 대해 기성시가지인 원도심 가격이 음의 방향으로 영향을 받는 것으로 나타났다. 하지만 신시가지(혁신도시)와 기성시가지 간의 거리가 멀고 지가 변화율 간의 연관성 크기도 작아 신시가지(혁신도시)의 공급이 원도심에 대한 상권 공동화의 직접적 요인이라고 보기는 어렵다. 둘째, 신도심과 원도심이 같이 존재하는 지역의 경우 신시가지(혁신도시)의 공급으로 인해 원도심이 받는 가격의 부정적인 영향은 신도심이 존재하는 않는 경우보다 더욱 강하게 나타났다. 반면, 신도심은 신시가지(혁신도시)의 공급으로 인해 받는 가격적 변화는 미미한 것으로 나타났다. 결론적으로 신시가지(혁신도시)의 공급이 원도심의 상권을 약화시키는 요인으로 일정부분 역할을 하는 것으로 나타났다. 특히 원도심은 동일지역 내 신도심이 있는 경우 공동화 문제가 더욱 가중되는 것을 확인하였다. 이에 따라 지역균형발전을 위해 조성되는 지방도시계획에 있어 기성시가지와 신시가지 간의 상생을 위해 도심 간 중복된 형태의 상업시설은 피하고 사회간접자본 인프라를 개선하고 공적 성격 개발에 대한 인센티브 부여하는 등의 방향으로 개발을 유도하는 것이 바람직하다고 판단된다.

[주제어] 상업용지 지가, 신규 상업용지 개발, 기성시가지, 원도심, 신도시, 혁신도시

* 장영봉 (E-mail : younbon@gmail.com)

현직: 서울시립대학교 도시공학과 박사과정 수료

** 교신저자: 강명구 (E-mail : mk@uos.ac.kr)

현직: 서울시립대학교 도시공학과 교수

논문접수일: 2018년 4월 3일, 논문수정일: 2018년 4월 26일, 게재확정일: 2018년 5월 18일

Effect of Greenfield Commercial Development on the Land Price of Neighboring Existing Commercial Area in Innovative Cities

Jang, Young-Bong · Kang, Myoung-Gu

<Abstract>

This paper studies the impact of commercial areas on land prices of neighboring existing commercial areas in innovative cities by studying the relationship between changing prices of commercial areas using Love & Zicchino (2006) and Panel VAR model. First, the land prices of innovative cities are inversely related to land prices of neighboring existing commercial areas. However, it is difficult to show that increased supply of innovative cities have strong causal impact on neighboring existing commercial area due to physical distance being too far to cause a significant impact. Second, there was a stronger negative impact on the prices of incumbent commercial areas when it is located within close proximity of new innovative cities than not, especially in case of new-town and old town exist together. On the other hand, introduction of new innovative cities shows insignificant impact on the prices of commercial area in new town. In essence, introduction of new innovative cities has shown to be one of the causes of degradation of neighboring existing commercial areas. This impact was shown to be more drastic in areas where innovative cities were introduced in close proximity of existing commercial areas. Therefore, it is better to avoid creating duplication of commercial areas and focus on improving social resource infrastructure when developing new innovative cities in an effort to create more balanced regional cities and economies.

[Keywords] *Land Price of Commercial Area, Greenfield Commercial Development, Neighboring Existing Commercial Area, Old Downtown, New Town, Innovative City*

I. 연구의 배경 및 목적

혁신도시는 참여정부시절에 수도권외 과밀화를 해소하고 국가균형발전과 국가 경쟁력 강화를 위해 2007년 전국 10개 도시를 지정하였다. 이는 수도권 소재 175개 공공기관을 최종 12개 시·도로 분산·이전할 수용공간을 마련하여 자립형 지방화의 거점도시를 만들고자 개발된 새로운 개념의 도시개발방식이라 할 수 있다. 각 거점은 지역특화산업을 중심으로 지역산업발전 및 특성화에 기여함으로써 지역경제 활성화를 선도하고, 더불어 지방재정의 강화를 도모하기 위함이다.

혁신도시들은 일반적인 도시개발과 달리 지역 특성과 지역적 수요를 고려하여 개발된 것이 아니라 국가의 정책적 수요에 의해 조성되었다. 혁신도시의 개발은 거점지역으로 새로운 인구 유입과 경제활동의 증가로 도시 전체의 상업 활동이 증가하는 긍정적인 영향을 중심으로 계획되었다. 혁신도시 개발의 파급력에 따른 특정 지역에 편향 방지와 부동산 가격변화에 영향 등을 고려하여 전체 혁신도시 개발을 동시다발적으로 단기간에 추진하였다. 따라서 대부분의 혁신도시들이 기성시가지 외곽으로 조성되었으며 혁신도시 내 신규 상업지역 역시 기성시가지 외곽에 공급되었다. 하지만 김철호, 이동일(2011)에 따르면 이와 같은 신규 공급으로 인해 기존 도심의 배후인구와 주요 상업 기능들이 신규 상업지역으로 흡수됨에 따라 혁신도시의 조성은 기존 상권의 쇠퇴요인으로 작용하였고, 기존 중심시가지 상권의 공동화를 초래하였다.

중심시가지 상권의 쇠퇴는 곧 지역 경제의 침체를 의미하였다(김철호, 이동일, 2011). 이는 지역의 균형발전을 도모하고자 했던 혁신도시의 목적과 상이할 뿐 아니라 지역의 역사와

전통에 의해 장시간 축적된 도시의 정체성을 훼손하여 시가지의 획일화를 조성한다는 지적도 있다.

이와 같이 정책적 신도심 조성을 통해 형성된 상권이 구도심의 상권에 미치는 영향에 대한 현상은 다양하게 재생산되고 있다. 이런 현상에 대한 정책효과 연구는 상대적으로 미미하거나 일부 지역에 한해 이루어지고 있는 실정이다.

따라서 혁신도시의 조성에 따른 구도심 상권에 미치는 영향과 정책적 효과에 대해 실증 분석해 볼 필요가 있다. 혁신도시의 기획과 조성 취지에 부합되는 정책적 효과를 검증하기 위해 신도심 건설이 구도심의 상업지역의 지가나 상권에 미치는 영향을 실증적으로 분석할 필요가 있을 것이다.

구체적으로 본 연구는 혁신도시 최초 조성 시점인 2007년부터 혁신도시 내 상업용지 지가 변화를 통해 구도심의 지가변화에 어떤 영향을 미치는지를 파악하고자 한다. 이를 위해 Love & Zicchino(2006)의 Panel VAR모형을 활용하였다. 또한 기존연구의 기준거리를 설정하고 단순히 이분법적으로 공간을 구분하는 방법에서 탈피하여 혁신도시와 기성시가지 간 거리요소를 가중치 형태로 변형시켜 근접성을 혁신도시 상업용지 지가에 포함하여 살펴보았다. 이를 통해 새로운 혁신도시 조성이 공간적인 측면에서 구도심 상업용지 지가 변화와 상권 쇠퇴, 도시 공동화 현상에 미치는 영향을 규명함으로써 그 정책효과를 분석하였는데 기존 연구와의 연구 차별성이 있다.

본 연구를 통해 지역 특성을 고려하지 않고 지역경제 균형발전에 집중되어 단기간에 실시된 혁신도시 사업은 구도심의 상업지역에 대한 공동화에 일정 부분 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히, 인근에 구도심만으로 구성된 지

역은 혁신도시의 조성에 따른 공동화가 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 본 분석을 통해서 대규모 도심 조성사업 시 기성시가지의 낙후된 주거 및 상업시설을 개선하는 도시재생 사업을 병행할 필요가 있음을 확인하였다. 이를 통해 원주민들의 상대적 박탈감을 줄이고 지역 불균형을 완화시키고 구도심을 포함하여 도시재생이라는 정책효과의 극대화를 유도할 수 있다고 판단된다.

연구목적에 위해 우선 제II장에서는 국내의 상권 활성화와 쇠퇴를 분석한 기존연구를 살펴본다. 제III장에서는 분석에 사용되는 상업용지 공시지가에 대한 통계적 특성을 살펴보고, Love and Zicchino(2006)의 Panel VAR모형에 대해 소개한다. 제IV장에서는 구도심과 혁신도시의 상업용지 공시지가 변화율에 대한 Panel VAR모형의 추정결과, 충격반응, 분산분해 결과를 살펴본다. 제V장에서는 분석결과를 토대로 정책적·제도적 시사점을 도출한다. 마지막으로 제VI장에서는 본 연구의 한계점과 향후 연구방향을 제시한다.

II. 선행연구

혁신도시 주변 신시가지 개발을 통한 새로운 상업지 공급이 기성시가지 상업지역 토지가격 변화에 미치는 영향을 분석하기에 앞서 관련 선행연구를 분석하였다. 선행연구는 상권쇠퇴에 대한 연구와 신규개발로 인한 토지가격의 변화 그리고 혁신도시 지가변화에 대한 세 가지 측면에서 분석하였다. 선행연구의 시간적 범위로는 국내 혁신도시 개발이 본격적으로 진행된 2007년 이후 연구를 중심으로 분석하였다.

기존 상권 쇠퇴요인 및 활성화방안에 대한 연구들은 대부분 구도심 주변 신규택지개발 등

에 따른 원도심 기능이전을 쇠퇴 요인으로 보고 있으며 해소방안으로 개발방식 및 정부정책 등을 제시하였다.

최장호, 윤현덕(2007)은 관련 연구를 통해 구도심 상권이 대부분 쇠퇴하고 있음을 도출하였다. 이의 원인으로 대형 공공시설의 이전, 신시가지의 개발로 대규모 유통집적시설의 교외 입지와 출현, 높은 지가, 대규모 교통시설의 교외입지 그리고 기 도심의 산업과 서비스업의 신시가지로의 유출을 확인하였다. 이에 대해 기존 국가정책이 유통정책과 도심정비정책으로 양분되어 집행되고 있음에 대해 중심시가지 상권 활성화를 위한 정책과정모형을 제시하였다. 김성태(2007)는 기존 연구 및 해외사례 분석을 통해 구도심 쇠퇴요인을 도출하였다. 특히 도시개발과정에서 외곽지역 신시가지 조성에 따른 구도심의 중심성 약화요인을 기존 구도심 쇠퇴의 요인으로 보고 있다. 지역의 역사 문화적 정체성을 반영하고 지역의 경쟁력 확보를 위해 구도심 활성화의 중요성을 언급하였다. 하지만 기존 시행된 도심 재생사업은 민간시행자의 수익성 위주로 진행됨에 따라 공원 녹지 등 기반시설이 부족한 등 공공 개발로써의 한계를 보여주고 있음을 지적하였다. 이에 압축도시개발을 구도심 재생기법으로 제시하고 있다. 유상민, 변병철, 김수영(2012)은 천안시와 아산시에 시행된 택지개발사업이 구도심에 끼친 영향에 대해 분석하였다. 택지개발사업에 의해 두 지역의 공간구조가 변화되었고, 특히 아산시 구도심의 경우 도시성장 잠재력의 많은 부분이 천안시와 신 개발지로 흡수됨을 분석하였다. 또한 신개발지의 전반적 산업기능이 성장하고 있는데 반해, 아산 구도심과의 격차를 확인하였다.

토지가격의 변화에 대한 선행 연구들은 주로 택지개발지구나 신도시 등과 같이 신규 개

발이 일어난 경우와 기존 도심에 지하철 및 고속철도 같은 신규 교통수단이 지역 내에 입지하였을 경우 그 영향력의 범위와 주변지역의 지가변화 패턴을 주 연구 대상으로 하고 있다. 그러나 이런 연구는 전체 지가 또는 주택가격 위주로 분석이 되고 있어 상업지역의 공급과 기존 시가지와의 연계에 대해서는 연구가 부족한 실정이다. 다만, 서은영(2014)은 고속철도 개통전후의 역세권 주변 토지용도별 지가 변화 특성에 미치는 영향 요인을 분석하였다. 도시 철도가 위치하지 않았던 창원, 마산, 김천 등에 대해 신규 고속철도 개통으로 역세권 주변 지가에 어떤 영향을 미쳤는지를 상업지역과 주거지역을 구분하여 분석하였다. 분석결과, 신규 상업시설 입지가 주변지가 상승에 영향을 미쳤다는 사실을 규명하였다.

혁신도시에 관한 연구로써, 강승수, 서유석(2016)은 진주혁신도시 신시가지가 가지고 있는 도시 공간적 특징을 규모 적인 면과 도시 공간 요소 관점에서 기존 도시에 미치는 영향을 살펴보았다. 도시규모의 확대를 통한 균형 잡힌 도시개발의 초래라는 긍정적 영향도 있는 반면, 내부의 인구 이동과 원도심의 쇠퇴 현상이라는 부정적 요인을 동시에 유발하는 것을 밝혀냈다. 방영철, 안용진(2016)은 대구 혁신 도시를 대상으로 특성가격함수를 활용하여 혁신도시 개발이 인근 주택(아파트)가격에 미친 영향을 실증적으로 규명하였다. 거시적 도시공간구조 특성(기존 도심, 부도심 접근성)이 신시가지 개발구역 인근 주택(아파트) 가격에 실제적인 영향을 미친 것으로 분석하였다. 김주영, 윤동건(2015)은 원주혁신도시가 주변 지역의 지가에 미치는 영향력을 분석하였다. 혁신도시의 영향력이 미치는 범위를 인접 지역과 기타지역으로 구분 분석한 결과, 두 지역 간 지가상승의 차이는 나타나지 않았다는 점을 검

증하였다. 이러한 결과는 비교적 시가지지역의 범위가 작은 중소도시의 경우 지가상승의 영향력이 인접지역을 포함해서 전체 도시지역에 영향을 준 것으로 볼 수 있을 것이다.

이상 선행연구를 살펴본 결과 혁신도시를 위시한 신규 도시개발이 구도심과 같은 기존도심에 미치는 영향을 상권 및 가격적 측면에서 확인할 수 있었지만, 특정 지역 및 도시에 한정되어 신규공급에 따른 정책적인 영향을 살펴보기에는 부족하였다. 본 연구는 특정 도시가 아닌 전체 혁신도시를 동시기에 분석하였다는 점에서 차별성이 있으며 혁신도시 건설 전후의 시성시가지 상업용지 토지 지가의 변화를 분석하여 혁신도시의 조성에 따른 신 상업용지 공급이 기성시가지에 미친 영향을 파악하였고, 구도심과 신도심 간 거리변수를 적용하여 분석하였다는 점이 의의가 있다.

III. 연구방법

1. 연구대상 및 연구자료

본 분석대상은 전체 혁신도시 중 상업용지의 공시지가가 존재하지 않는 부산 지역 3개소를 제외한 나머지 9개 지역으로 하였다. 혁신도시라 불리는 신시가지와 기성 시가지(원도심, 신도심) 내 상업용 토지 중 표준지로 선정된 필지의 개별공시지가를 1990년부터 2017년까지 연도별로 구축하였다. 이와 같이 구축된 개별공시지가를 연구목적에 따라 원도심 i 의 상업용지 공시지와 동일지역에서 i 도심을 제외한 나머지 원도심 및 신도심(기성시가지), 혁신도시(신시가지) 간의 상업용지 공시지를 비교하였다. 이를 위해 동일지역 원도심에서 i 도심을 제외한 원도심, 신도심, 혁신도시의 상

업용지 공시지가는 거리의 역수를 가중치로 부여하는 IWD(Inverse Weighted Distance) 방법을 통해 가중평균 값으로 환산하여 사용하였다.

[표 1]을 통해 각 지역의 기초통계량을 살펴보면 제주도의 공시지가 증가율이 평균적으로 가장 높게 나타났다. 표준편차의 경우 강원

도의 혁신도시가 가장 높게 나타났다. 또한, 일반적으로 혁신도시의 표준편차가 원도심보다 높게 나타났다. 최대 및 최소값을 통해 공시지가의 변화는 하락보다 상승이 크게 나타났음을 확인할 수 있다. 특히 혁신도시의 경우 울산에 제외하고는 공시지가 변화율이 감소하지 않은 것으로 나타났다. 침도와 왜도의 결과를 통해

[표1] 기초통계량(공시지가 변화율, %)

지역	변수	표본수	평균(%)	표준편차	최소값	최대값	왜도	침도
전체	원도심(i)	16,293	1.719***	9.173	-240.127	265.654	3.052	158.149
	혁신도시	3,372	28.268***	59.248	-13.567	284.756	3.401	14.128
	원도심(k)	17,130	3.186***	16.225	-29.687	286.353	10.375	136.579
경북	원도심(i)	1,877	1.942***	8.281	-39.304	98.826	3.448	31.274
	혁신도시	148	9.888***	8.593	1.307	18.538	0.000	1.000
	원도심(k)	1,998	1.230***	3.634	-9.555	121.588	5.068	55.096
전북	원도심(i)	851	2.298***	7.885	-117.557	78.38011	3.448	31.274
	혁신도시	183	11.222***	5.602	7.077	19.274	0.000	1.000
	원도심(k)	1,647	6.285***	20.742	-11.037	223.944	5.068	55.096
전남	원도심(i)	752	1.719***	6.511	-27.329	57.7075	2.700	22.539
	혁신도시	84	16.489***	14.508	1.456	35.961	0.431	1.500
	원도심(k)	756	1.197***	3.582	-7.568	17.026	1.445	7.807
충북	원도심(i)	1,130	2.817***	14.303	-190.954	211.0213	2.610	97.991
	혁신도시	88	26.054***	11.550	14.562	37.694	0.000	1.000
	원도심(k)	1,188	2.974***	6.306	-23.004	37.561	0.647	5.870
강원	원도심(i)	2,255	2.938***	8.882	-28.7683	265.654	12.800	348.505
	혁신도시	658	47.943***	96.115	1.780	284.756	2.021	5.123
	원도심(k)	2,538	7.684***	7.153	-12.748	286.353	7.066	54.876
제주	원도심(i)	2,557	1.922***	7.382	-44.183	60.614	1.310	9.868
	혁신도시	192	64.357***	47.697	16.729	115.024	0.001	1.002
	원도심(k)	2,592	1.821***	5.692	-7.444	36.037	1.506	5.183
울산	원도심(i)	1,378	4.474***	10.398	-53.6578	52.29101	0.542	7.268
	혁신도시	1,407	17.082***	54.906	-13.567	282.877	3.993	17.723
	원도심(k)	1,809	8.151***	23.642	-29.687	166.990	4.969	31.144
경남	원도심(i)	4,309	-0.339**	9.184	-240.127	253.0582	0.783	249.471
	혁신도시	480	36.734***	20.109	12.845	62.042	0.104	1.500
	원도심(k)	4,320	-0.791***	5.029	-21.254	22.623	0.130	9.136
대구	원도심(i)	1,184	1.422***	7.306	-69.315	108.029	2.580	56.540
	혁신도시	132	19.375***	9.003	11.668	31.953	0.655	1.500
	원도심(k)	1,188	1.869***	4.214	-11.005	17.949	6.861	9.136

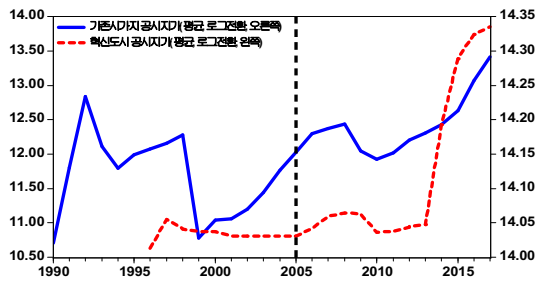
주) 1: *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미함.

대부분의 변화율(%)은 정규분포와는 차이를 보이는 것으로 나타났다. [그림 1]과 [그림 2]를 통해 혁신도시 계획이 공포되는 2005년 이후 기존 도심의 공시지가가 하락하고 혁신도시의 공시지가가 상승하는 모습을 확인할 수 있다. 대부분의 공공기관 이전이 완료된 2014년 이후 혁신도시와 기존 도심의 공시지가가 같이 상승하며, 특히 혁신도시의 공시지가 상승이 크다.

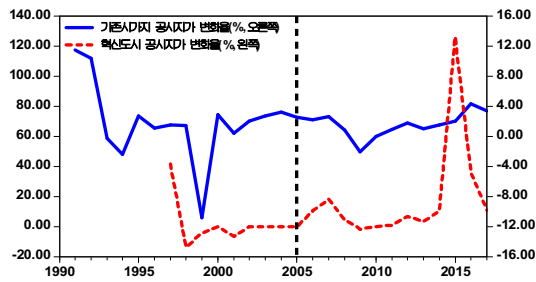
[표 2]를 통해 원도심 간 또는 원도심과 혁신도시 간의 평균 거리를 살펴보면 대부분 혁신도시가 원도심을 기준으로 상당히 외곽에 위치한 것을 알 수 있다. [그림 4]와 [그림 5]를 통해 신도심과 혁신도시 간의 인접성이 높은 것을 확인할 수 있다. 반면 기존 도심(원도심, 신도심)과 신도심 간의 인접성은 약한 것으로 나타났다.

[표 2] 도심 간 평균 거리(m)

지역	원도심-원도심		원도심-혁신도시	
	평균	표준편차	평균	표준편차
경북	452.68 m	120.17	6409.55 m	255.44
전북	661.47 m	375.96	6330.06 m	1487.85
전남	291.87 m	82.10	6521.40 m	118.60
충북	389.72 m	94.50	10461.37 m	235.68
강원	604.27 m	389.13	4811.01 m	756.39
제주	558.28 m	126.93	4713.43 m	296.95
울산	376.46 m	167.12	4117.59 m	862.38
경남	376.40 m	81.66	5351.78 m	223.19
대구	303.24 m	66.70	11753.77 m	107.47



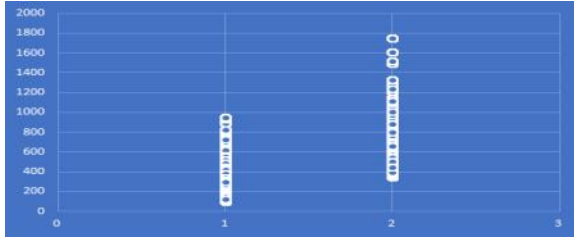
[그림 1] 공시지가 추이(평균)



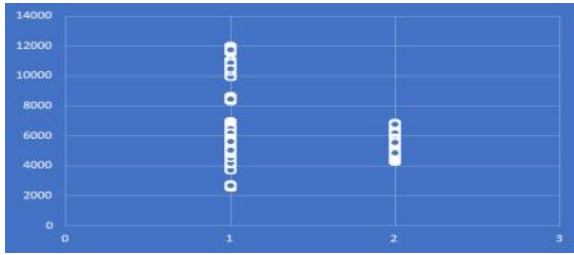
[그림 2] 공시지가 변화율(%)



[그림 3] 전국 혁신도시 현황



[그림 4] 원도심-원도심 거리 분포
(1:원도심, 2:신도심)



[그림 5] 원도심-혁신도시 거리 분포
(1:원도심, 2:신도심)

2. 분석 모형

VAR 모형(Vector Autoregressive Model)은 일반적으로 시계열 자료의 현재 움직임이 자신의 과거 값만이 아니라 다른 시계열의 과거 값에 의해서도 영향을 받아 결정될 때 분석할 수 있는 유용한 모형이다. 즉, VAR 모형은 아래의 식(1)과 같이 자료들을 독립적으로 분석하는 것보다는 서로 연관성을 고려하여 분석할 수 있다는 장점이 있다.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

만약 미시경제 자료가 시계열 자료의 특성을 가지고 있다면 위에서 설명된 VAR 모형을 이용한 분석이 가능하다. 그러나 그룹으로 이루어진 미시 자료인 패널 자료를 사용하여 VAR 모형의 모수를 추정하기 위해서는 각기 다른 패널 단위별 자료의 기본적 구조

(underlying structure)가 동일해야 하지만 패널자료에서 '개별효과'로 인해 패널 단위마다 변수의 개별적 차이 또는 이질성이 존재할 수 있다. 이러한 패널자료의 제약을 완화하기 위해 VAR 모형은 개별 횡단면 단위마다 특정 절편 항을 추가하는 고정효과(fixed effect) 모형이나 오차항(값)의 분산에서 패널 단위별로 이분산성을 허용하는 임의효과(random effect)모형을 선택할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 혁신도시 지정 지역의 상업용지 지가(개별공시지가)가 기존도심의 상업용지 지가(개별공시지가)에 미치는 영향을 살펴보기 위해 아래와 같은 Holtz-Eakin, Newey & Rosen(1988)와 Love & Zicchino (2006)의 Panel VAR 모형을 고려한다.

$$y_{i,t} = \Gamma_0 + \sum_{l=1}^m \Gamma_l y_{i,t-l} + u_{i,t} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} u_{i,t} &= f_i + \epsilon_{i,t} \\ i &= 1, \dots, N; \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

식(2)의 $y_{i,t}$ 는 $n \times 1$ 벡터이다. i 는 개별 지역을 나타내며, t 는 각 시점을 의미한다. f_i 는 관측되지 않은 i 지역 공시지가 변화율의 개별 효과이다. Γ_0 는 5×1 벡터로 구성된 상수항이며, Γ 는 시차변수의 계수로 5×5 행렬이다. 식(2)에서 잔차항인 $\epsilon_{i,t}$ 는 백색잡음(White Noise)이며, 다음 식(3)의 직교조건(orthogonality condition)을 충족해야 한다.

$$E[y_{i,s} \epsilon_{i,t}] = E[f_i \epsilon_{i,t}] = 0, (s < t) \quad (3)$$

식(3)의 직교조건은 시차 변수들이 식(2)의 추정에서 도구 변수로 사용할 수 있음을 의미한다. 그런데 식(2)의 모수를 식별하기 위한 식(3)의 직교조건을 통해 관측되지 않는 개별

효과 f_i 를 상수항으로 설정하는 것은 부적절한 방법이다(Lundberg, 1985). 따라서 식(2)의 개별효과, 상수항, 시차항 계수가 안정적이라면 아래와 같이 개별효과와 상수항을 제거한 1차 차분형태의 (first-difference) Panel VAR 모형을 설정하게 된다(Holtz-Eakin, Newey & Rosen, 1988).

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{l=1}^m \Pi \Delta y_{i,t-l} + \nu_{i,t} \quad (4)$$

$$\nu_{i,t} = \epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}$$

그러나 1차 차분 전환을 이용한 식(4)는 차분변수에 포함된 수준변수의 시차변수로 인해 추정 계수에 편의(bias)를 발생시킨다. 따라서 본 연구에서는 Arellano and Bover(1995)이 제안한 Helmert procedure를 통해 선행평균 차분(forward mean-difference)전환하여 식(4)를 식(5)로 재구성하였다.

$$y_{i,t}^* = \sum_{l=1}^m \Gamma_l y_{i,t-l}^* + \nu_{i,t}^* \quad (5)$$

$$y_{i,t}^* = c_t \left[y_{i,t} - \frac{1}{(T-t)} (y_{i,t+1} + \dots + y_{i,T}) \right]$$

$$t = 1, \dots, T-1,$$

c_t : 가중치

이 방법은 전환한 변수와 수준변수의 시차변수 간의 직교성을 보전하기 때문에 수준변수의 시차변수를 도구변수(Instrumental Variables, IV)로 사용하는 System GMM(System Generalized Methods of Moments)으로 추정할 수 있다. 이와 함께 아래와 같은 충격반응함수를 통해 혁신도시 공시지가 변화율의 충격이 원도심에 미치는 영향을 살펴보았다.

$$IR_y^j(t, \tau) = E(y_{t+\tau} | \Omega_t^1) - E(y_{t+\tau} | \Omega_t^2) \quad (6)$$

$$\tau = 1, 2, \dots$$

여기서 충격반응함수 $IR_y^j(t, \tau)$ 는 Ω_t^1 과 Ω_t^2 에 대한 두 조건부 기댓값의 차이로 계산할 수 있다. 여기서 Ω_t^1 는 y , 추정치, 공분산, 충격 등 모든 정보를 포함한 집합이며 Ω_t^2 는 Ω_t^1 에서 j 번째 충격만이 제외된 정보집합을 의미한다. 식(6)과 같이 계산되는 충격반응함수의 식별문제에 대해 본 연구에서는 가장 간단한 출레스키 분해를 이용하였으며, 충격반응함수의 신뢰구간은 몬테칼로(Monte Carlo) 시뮬레이션 방식으로 500번 반복 추정하여 구한 충격반응함수의 표준오차를 사용하였다. 또한 식(6)으로부터 구한 충격반응함수와 Panel VAR 모형의 분산을 출레스키 분해해 얻은 행렬로부터 계산되는 예측오차 분산분해를 통해 내생변수 변동에 대한 모형 내 개별 설명변수들의 상대적 중요성을 파악하였다.

IV. 추정결과

1. Panel VAR모형 추정 결과

공시지가 변화율(%)을 이용한 Panel VAR 모형을 통해 혁신도시의 상업용지 공시지가 변화가 원도심 i 의 상업용지 공시지가 변화에 미치는 영향을 다섯가지 Case로 구분하여 [표4]로 정리하였다. 위와 같이 본 연구에서 변화율을 적용한 이유는 로그전환된 원도심, 신도심의 상업지역 공시지가, IWD방법으로 가중평균된 혁신도시 공시지가 및 i 도심을 제외한 동일지역 원도심 및 신도심의 공시지가에 대한 IPS(Im, Pesaran and Shin), LLC(Levin, Lin and Chu), ADF-Fisher, PP-Fisher 등의 패

널 단위근 검정을 통해 안정적인 변수임을 확인하였다. 이에 따라 변화율을 이용한 Panel VAR 모형을 추정하기 이전에 로그전환된 수준변수를 이용하여 Panel VAR 모형을 우선 추정하였으나 추정모형이 비가역성(non-invertibility)을 보이며 안정성을 확보하지 못하였다. 이에 따라 Marcet(2004)가 차분변수를 이용한 VAR모형이 수준변수나 공적분을 적용한 경우보다 더 정확한 결과를 보여준다는 주장과 Gospodinov and Ng(2015)가 추정된 VAR모형이 안정성 검정을 통과하지 못하고 비가역성을 보이면 추정결과의 충격반응에 대한 신뢰도가 떨어진다는 지적을 고려하여 본 연구는 변화율(%)을 적용하였다. 또한 추정모형시차는 혁신도시 공시지가의 경우 자료수가 5개보다 작은 경우가 대부분이라 Abrigo and Love(2016)에 따라 1로 정하였다.

로 나타났다. 반면 기존의 원도심과 신도심의 1% 가격변화는 Case 2를 제외하고 개별의 원도심 또는 신도심의 가격을 0.533%, 0.693%, 0.107%, 0.604% 증가시키는 것을 확인할 수 있다. 이는 평균적으로 거리가 가까운 원도심 또는 신도심 간의 가격변화는 상호 간의 부동산 시장을 활성화 시켜주는 역할을 하지만 거리가 먼 혁신도시와 원도심 또는 신도심 간 부동산 시장에서 혁신도시의 부동산 시장 활성화는 원도심 또는 신도심의 공동화 문제로 이어질 수 있음을 확인할 수 있다. 특히 원도심의 경우 혁신도시의 부동산 시장 활성화로 인해 공동화 문제에 노출될 가능성이 높으며 그 중에서도 이미 신도심을 보유하고 있는 지역의 원도심에서 더 큰 공동화 문제가 발생할 수 있음을 Case 4를 통해 확인할 수 있다. 다만 Case 3과 Case 5의 경우 신도심은 혁신도시가 조성되더라도 상대적으로 신도심에서 혁신도시로 인해 공동화 문제가 발생할 요인이 작다는 것을 확인할 수 있다.

[표 3] 분석 Case 분류

CASE	지역내 포함도심(해당지역)	분석도심
1	원도심(전남, 충북, 제주, 경남, 대구) 원도심·신도심(경북, 전북, 강원, 울산)	원·신도심
2	원도심(전남, 충북, 제주, 경남, 대구) 원도심·신도심(경북, 전북, 강원, 울산)	원도심
3	원도심·신도심(경북, 전북, 강원, 울산)	신도심
4	원도심·신도심(경북, 전북, 강원, 울산)	원도심
5	원도심·신도심(경북, 전북, 강원, 울산)	원·신도심

[표 4]를 통해 혁신도시와 주변 원도심들의 가격 변화가 개별 원도심 또는 신도심에 미치는 영향을 살펴보면 혁신도시의 전기(t-1) 1% 가격상승은 개별 원도심 또는 신도심의 현재(t) 가격을 하락시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 그러나 기존의 원도심이 존재하는 신도심의 경우 혁신도시의 전기 가격변화가 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로

[표 4] Panel VAR 모형 추정결과

종속변수	원도심 _i		
	Case 1	Case 2	Case 3
혁신도시	-0.004	-0.007	0.001
(t-1)	(0.001)***	(0.001)***	(0.001)
원도심 _k	0.533	0.106	0.693
(t-1)	(0.055)***	(0.120)	(0.067)***
원도심 _i	0.019	0.158	0.006
(t-1)	(0.030)	(0.103)	(0.028)
종속변수	원도심 _i		
	Case 4	Case 5	
혁신도시	-0.023	0.000	
(t-1)	(0.002)***	(0.001)	
원도심 _k	0.107	0.604	
(t-1)	(0.036)***	(0.062)***	
원도심 _i	0.170	0.019	
(t-1)	(0.037)***	(0.031)	

주 1) () 안의 값은 표준오차
 2) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 유의수준
 3) 혁신도시, 원도심_k는 IWD 가중평균 공시지가 변화율(%)
 4) 종속변수가 원도심_i의 결과(PVAR 모형)

2. 충격반응과 분산분해

[그림 6]를 통해 혁신도시에서 상업용지 공시지가에 1단위 표준편차 상승이 발생했을 때 i 원도심의 반응은 위 Panel VAR 모형의 추정결과와 상당히 유사하게 나타났다.

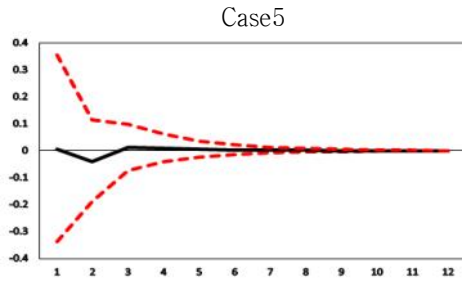
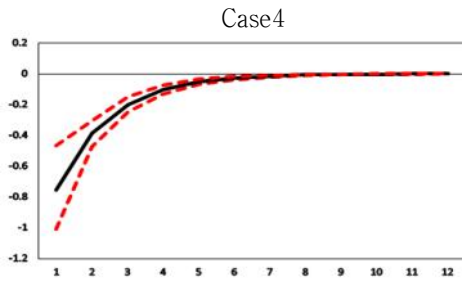
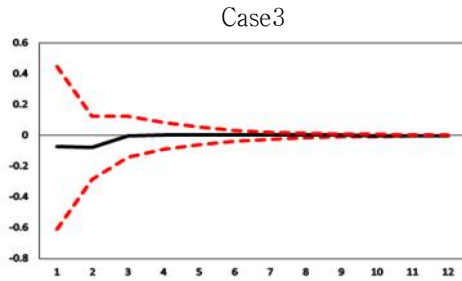
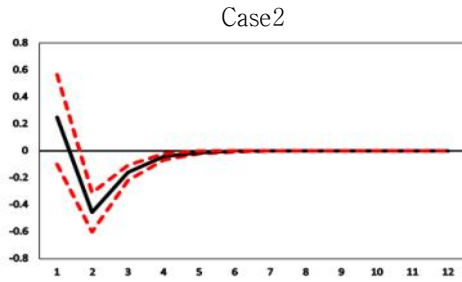
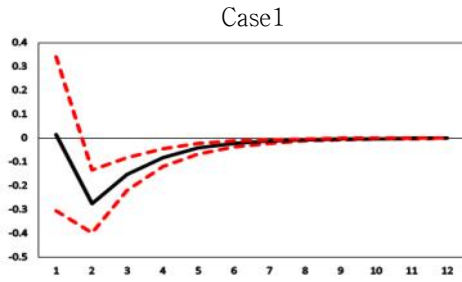
우선, [그림 6]의 각 Case의 결과를 종합해서 살펴보면, 혁신도시의 1단위 표준편차 상승 충격은 Case 3과 Case 5를 통해 신도심에 미치는 영향은 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 또한 Case2를 통해 혁신도시의 1단위 표준편차 상승충격이 신도심을 제외한 원도심에서 통계적으로 유의미한 음(-)의 영향이 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 반면, [그림 7]을 통해서 원도심 i 의 주변 원도심에서 1단위 표준편차의 상승충격이 발생하

였을 때 원도심 i 의 상업용지 공시지가가 크게 증가하는 것을 확인할 수 있다.

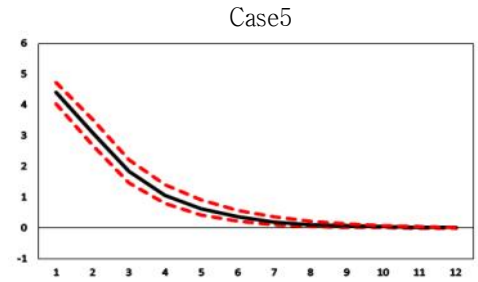
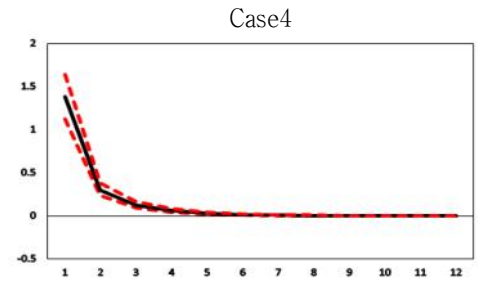
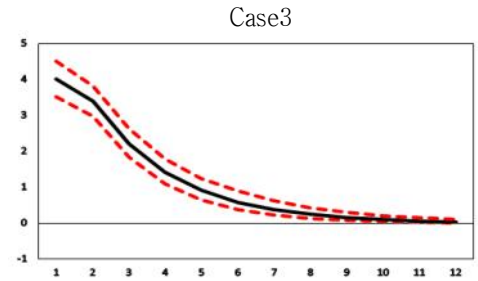
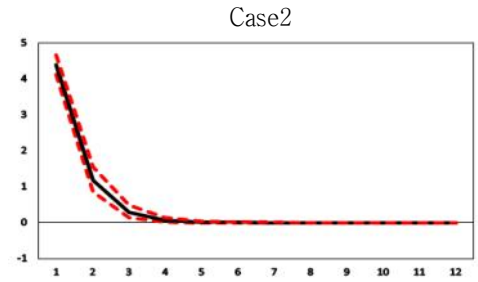
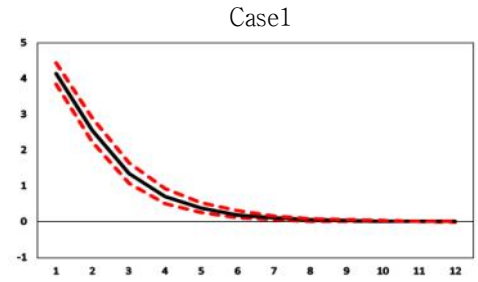
분산분해를 [표 5]를 통해 살펴보면 대부분의 원도심 i 는 동일지역 내 원도심의 공시지가 변화에 의해 영향을 받는다는 것을 확인할 수 있다. 특히 신도심을 제외하고 원도심 만으로 이루어진 Case2의 경우를 살펴보면 주변 원도심의 상업용지 공시지가 변화는 동일지역 내 원도심 i 에 62.675%의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 신도심을 가지고 있는 원도심의 경우 혁신도시의 상업용지 공시지가를 통해 원도심의 공시지가 변화를 10.924% 설명할 수 있다.

위 분석결과를 통해 혁신도시의 조성은 원도심의 상권을 위축시키는 것으로 나타났다. 또한, 신도심이 가지고 있는 원도심의 경우 혁신도시의 조성을 통해 공동화 문제가 더욱 심각하게 나타날 수 있다는 사실을 확인하였다. 이는 유상민, 변병설, 김수영(2012.), 김두현, 이주형(2002), 여옥경, 조영태(2008), 박미규, 정윤아, 심용주, 황희연(2011) 등이 지적한 바와 같이 대규모 택지개발사업은 도시의 자연적인 변화과정을 거스르며 도시 외곽지역에 인위적으로 조성되는 사업특성으로 인해 기존 정주권의 파괴, 도심지역 쇠퇴, 자족성 등과 같은 문제가 발생하면서 나타난 현상으로 볼 수 있다. 또한, 지방 중소도시에서 혁신도시와 같은 대규모 신규 개발 사업이 시행될 경우, 새로운 인구의 유입보다는 기존 인구의 주거지 이동을 유발할 가능성이 높고, 원도심의 주거·상업·업무 등 주요기능을 흡수하여 원도심과 신도심 간 불균형 현상을 초래할 가능성이 크다는 지적이 반영된 것으로 볼 수 있다.

또한, 원도심 간 또는 신도심과 원도심 간의 거리적 근접성이 상업용지 공시지가 변화에 큰 요인으로 작용한 것으로 보인다. 최수, 서순탁,



[그림 6] 혁신도시 → 원도심(i)



[그림 7] 원도심(k) → 원도심(i)

[표 5] 분산분해(10기)

변수	설명비율		
	혁신도시	원도심(k)	원도심(i)
Case1			
혁신도시	99.529	0.463	0.008
	(0.273) ***	(0.216)**	(0.055)
원도심(k)	0.295	99.640	0.065
	(0.164)	(0.256)***	(0.232)
원도심(i)	0.131	32.137	67.732
	(0.097)	(2.373)***	(3.000)***
Case2			
혁신도시	99.721	0.278	0.001
	(0.735) ***	(0.121)**	(0.006)
원도심(k)	1.374	98.308	0.318
	(0.451) ***	(1.506)***	(0.843)
원도심(i)	0.896	62.675	36.429
	(0.371)**	(2.887)***	(3.350)***
Case3			
혁신도시	97.810	2.173	0.017
	(0.725) ***	(0.601)***	(0.078)
원도심(k)	0.075	99.890	0.035
	(0.065)	(0.288)***	(0.301)
원도심(i)	0.009	29.260	70.730
	(0.024)	(3.220)***	(3.786)***
Case4			
혁신도시	89.071	7.525	3.403
	(5.672) ***	(3.247)**	(3.293)
원도심(k)	72.035	24.928	3.037
	(4.949) ***	(3.027)***	(3.234)
원도심(i)	10.924	28.899	60.177
	(4.458)**	(4.633)***	(5.445)***
Case5			
혁신도시	99.471	0.520	0.009
	(0.276) ***	(0.255)**	(0.051)
원도심(k)	0.004	99.941	0.055
	(0.004)	(0.244)***	(0.250)
원도심(i)	0.002	35.295	64.703
	(0.001)	(2.690)***	(2.951)***

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시

박지영 (2009)이 지적한 바와 같이 특정지역에서 대규모 개발사업이 시행되면 그 주변지역도 도시기반시설이 확보·확충되고 잠재적 입지조건이 향상되어 개발사업지구뿐만 아니라 외부경제효과로 주변 지역의 편익도 함께 상승하여 주변 지역의 지가를 상승시키는 효과로 볼 수 있다. 이런 현상이 혁신도시보다 원도심과 근접거리에 위치한 신도심과의 관계에서 명확히 나타났다. 즉, 원도심과 상대적으로 근접거리에 위치한 신도심이 조성되면서 구축된 사회간접자본 인프라는 원도심의 상업용지 공시지가를 증가시키는 요인으로 작용하지만, 상대적으로 원거리에 위치한 혁신도시의 조성은 새로 유입된 인원들의 니즈를 충족시키는 형태로 작용하여 원도심과의 연계성이 약화된다고 볼 수 있다. 또한, 원도심은 기존 신도심보다 지역기반시설의 노후화가 더욱 심각하기 때문에 혁신도시의 조성은 원도심의 공동화 현상을 가속화시키는 것으로 판단된다. 이는 김보라, 최진무(2014)와 김주영, 윤동건(2015) 등이 대규모 도심개발을 통해 조성된 신도심으로 인해 구도심의 침체나 불균형 발전이 확산될 수 있다는 지적과 유사한 결과를 보여준다.

V. 결론

본 연구는 신시가지(혁신도시)의 신규 상업지역 공급이 기성시가지(원도심 및 신도심)의 상업지역에 미치는 영향을 해당지역의 공시지가 변화율을 이용한 Panel VAR모형 분석을 통해 살펴보았으며 연구 결과는 다음과 같다.

첫째, 신시가지(혁신도시)의 토지가격의 증가함에 대해 기성시가지인 원도심 가격이 음(-)의 영향을 받는 것으로 분석되었다. 하지만 신시가지(혁신도시)와 기성시가지 간의 거리

및 지가 변화의 크기를 고려하였을 때 신시가지(혁신도시)의 공급이 원도심 상권 공동화의 직접적 요인이라고 보기에는 한계점이 있어 보인다.

둘째, 신도심과 원도심이 같이 존재하는 지역의 경우 신시가지(혁신도시)의 공급으로 인해 원도심이 받는 가격의 부정적인 영향은 신도심이 존재하는 않는 경우보다 더욱 강하게 나타나는 것으로 분석되었다. 반면, 신도심은 신시가지(혁신도시)의 공급으로 인해 받는 가격변화는 아주 미미한 것으로 분석되었으며 이는 신시가지(혁신도시)의 공급이 낙후된 원도심 상권의 공동화 현상을 가속하는 요인이 될 수 있다는 점을 시사해 준다고 판단된다.

신시가지(혁신도시)의 공급이 원도심 상권의 변화에 직접적 요인으로 강하게 작용한다고 보기는 어렵다. 하지만 상대적으로 낙후의 정도가 큰 원도심의 경우 신도심이 조성되면서 공동화가 가속되는 사실을 확인할 수 있었다. 이에 따라 지역 불균형을 해소하기 위해 실시되는 신시가지의 공급은 신시가지와 원도심의 상생을 위해 중복된 형태의 상업시설은 피하고 각 상권의 장점을 살릴 수 있는 방향으로 장기간 조사와 연구를 통해 이루어지는 것이 바람직할 것이다. 또한 원도심의 활성화, 중심지 기능의 유지·강화를 위한 도시계획 및 도시재생 등과 같은 정책지원이 동시에 이루어져 혁신도시와의 유기적 관계를 형성하는 데 노력을 해야 할 것이다.

VI. 연구의 한계점

혁신도시개발사업이 시작 된지 이미 10년을 넘고 있으나 아직도 개발 사업은 진행 중에 있으며 주거시설 및 상업시설이 입주하기 시작하는 2~4년 정도에 불과할 정도로 미성숙 단

계에 머물러 있다. 이로 인해 기성시가지에 비해 혁신도시의 표준공시지가 sample 숫자가 부족하다는 한계점이 나타났다.

또한 상업시설의 활성화를 더 명확히 나타내는 해당 건물의 실거래나 데넌트 임대료 등의 자료를 활용하지 못하고 공시지가 자료를 분석의 자료로 이용했다는 점도 또 다른 한계점이 될 수 있다.

추후 가격 및 거리 외에도 다양한 주거여건 및 환경을 반영할 수 있는 변수들을 공간적 요인을 고려하여 적용함으로써 혁신도시의 개발을 통한 신시가지(혁신도시)와 기성시가지 간의 발전 또는 공동화 현상 등의 문제를 세밀하게 관찰·분석하는 추가연구가 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 최장호, 윤현덕. 2007. “중심시가지 상권 활성화를 위한 정책과정모형 수립에 대한 연구.” 『유통연구』 12(5): 106.
- 김성태. 2007. “도심공동화의 문제점 분석 및 구도심활성화 방안.” 『주거환경』 5(2): 223-242.
- 김철호, 이동일. 2011. “지역상권 쇠퇴와 조절변수에 대한 탐색적 연구.” 『한국유통학회 학술대회 발표논문집』: 265.
- 김봉한, 강영주. 2010. “충청권 주택가격의 지역 간 파급효과.” 『경제발전연구』 16(1): 1-24.
- 서은영. 2014. “고속철도 개통전후의 역세권 주변 토지용도별 지가 변화 특성에 미치는 영향 요인 분석.” 한양대학교 박사학위논문.
- 유상민, 변병설, 김수영. 2012. “택지개발사업에 따른 인구와 산업구조의 변화 특성 분석.” 『국토지리학회지』 46(4): 415-427.
- 강승수, 서유석. 2016. “혁신도시가 기존도시의 도시공간구조에 미친 영향 연구-진주시를 중심으로.” 『주거환경』 14(4): 215-232.
- 방영철, 안용진. 2016. “도시공간구조 측면에서 대구 혁신도시 개발이 주변 지역 주택가격에 영향을 미치는가?: 접근성 측정방식 비교를 통한 헤도닉 모형 실증분석.” 『한국지역개발학회지』 28(3): 131~146.
- 김주영, 윤동건. 2015. “혁신도시 개발이 주변 지역 지가에 미치는 영향-강원 혁신도시를 중심으로-.” 『부동산연구』 25(3): 67~77.
- 주재민, 이해춘, 윤석천. 2014. “패널 VAR모형을 이용한 중간거래행렬의 예측.” 『재정정책논집』 16(3): 125-147.
- 김보라, 최진무. 2014. “인천 경제자유구역이 인천시 자치구,군 간 지역불균형에 미치는 영향분석.” 『한국경제지리학회지』 17(1): 86-97.
- 김주영, 윤동건. 2015. “혁신도시 개발이 주변 지역 지가에 미치는 영향-강원 혁신도시를 중심으로-.” 『부동산연구』 25(3): 67-77.
- 최수, 서순탁, 박지영. 2009. “개발사업이 주변지역의 지가에 미치는 영향권 설정에 관한 연구.” 『국토연구』 62: 235-262.
- 김두현, 이주형. 2002. “대규모 택지개발사업에 따른 도시공간구조 변화특성에 관한 연구”, 『국토계획』 37(5): 87-99.
- 여옥경, 조영태. 2008. “신,구도시 불균형 실태 및 주민의식에 관한 연구”, 『국토지리학회지』 42(2): 291-302.
- 박미규, 정윤아, 심용주, 황희연. 2011. “인구와 사업체 변동에 대한 원도심 지역과 신개발지역 간 상관성 연구 : 청주시 사례를 중심으로”, 『국토계획』 46(5): 53-66.

Non-Korean References

- Douglas holtz-eakin, Whitney newey, and Harvey S. Rosen. 1988. "Estimating Vector Autoregressions with panel data." 『Econometrica』 56(6): 1371-1395.
- Inessa Love, Lea Zicchino. 2006. "Financial Development and Dynamic Investment Behavior : Evidence from panel VAR." 『The Quarterly Review of Economics and Finance』 46(2): 190-210.
- Manuel Arellano, Olympia Bover. 1995. "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models" 『Journal of Econometrics』 68(1): 29-51.
- Abrigo, M. and I. Love. 2016. "Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs." 『University of Hawaii at Manoa, Department of Economics』 201602.
- Bruna, F. and D. Yu. 2013. "Geographically weighted panel regression." 『In XI Congreso Galego de Estatística e Investigación de Operacións』 .
- Dolde, Walter, Dogan Tirtiroglu. 2003. "Temporal and Spatial Information Diffusion in Real Estate Price Changes and Variances," 『Real Estate Economics』 25(4): 539-565.
- Ferreira, Fernando, Joseph Gyourko. 2012. "Heterogeneity in Neighborhood-Level Price Growth in the United States, 1993-2009." 『American Economic Review』 102(3): 134-140.
- Fotheringham AS, C Brunson, and ME Charlton. 2012. "Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships." UK: John Wiley, Chichester.
- Glaeser, Edward L., Joseph Gyourko, Eduardo Morales and Charles G. Nathanson. 2014. "Housing Dynamics: An Urban Approach." 『Journal of Urban Economics』 81: 45-56.
- Gospodinov, N. and S. Ng. 2015. "Minimum Distance Estimation of Possibly Noninvertible Moving Average Models." 『Journal of Business & Economic Statistics』 33(3): 403-417.
- Holly, Sean, M. Hashem Pesaran and Takashi Yamagata. 2011. "The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK," 『Journal of Urban Economics』 69: 2-23.
- Marcet, A.. 2004. "Overdifferencing VAR' s is OK." Universitat Pompeu Fabra. Mimeo.
- Zabel, Jeffrey and Maurice Dalton. 2011. "The Impact of Minimum Lot Size Regulations on House Prices in Eastern Massachusetts." 『Regional Science and Urban Economics』 41: 471-483.