

서울시 아파트 전세가격 변동률 및 결정요인의 공간 전이 효과 분석*

Spatial Spillover Effects of Seoul APT Chonsei Price Growth Rate and Determinants

김 대 원 (Kim, Daiwon)**

유 정 석 (Yu, Jungsuk)***

< Abstract >

In order to identify the spatial distribution change of the Chonsei price growth rate and spatial spillover effects of Chonsei price growth rate and its determinants in 25 autonomous districts of Seoul, we estimated following 2 step analyses.

First, we estimated Trend Surface regression to examine the spatial distribution and trend of Chonsei price growth rate. Analysis results showed that the high upward trend was placed on the central or northern districts such as Jongno-gu, Yongsan-gu, Dobong-gu, Gangbuk-gu, and Nowon-gu before 2009, however, after 2009, the upward trend seemed to move to the Gangnam district such as Gangnam-gu, Songpa-gu, and Gangdong-gu.

Second, we estimated panel (fixed effect) SDM regression to examine spatial spillover effects of apartment housing Chonsei price growth rate and its determinants in Seoul. Based on the analysis results, we found that apartment housing Chonsei price growth rate had the spatial autocorrelation and the determinants are partially associated with autocorrelation as well. In addition, we also found that the Chonsei price growth rate and its determinants had spatial spillover effects; especially it was notable that the indirect (spillover) effect of 1st order lagged Chonsei price growth rate was stronger than the direct effect in the result of after January 2009.

주 제 어 : 공간 전이 효과, 패널 SDM, 공간 추세 분석, 전세 가격 변동률

key word : Spatial Spillover Effects, Panel SDM, Trend Surface Analysis, Chonsei Price Growth Rate

* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2012S1A3A2033330).

** 단국대학교 일반대학원 도시계획및부동산학과 박사수료, dw2613@gmail.com(제1저자)

*** 단국대학교 사회과학대학 도시계획부동산학부 조교수, jsyu@dankook.ac.kr(교신저자)

I. 서론

2008년 글로벌 금융위기가 발생한 이후, 국내 전세 가격은 2009년 즈음부터 지속적인 상승세를 유지하고 있다. 전세 가격 상승세가 뚜렷하게 나타났던 2009년 3분기 무렵, 국정 통계 정보를 제공하는 e-나라지표는 당시 전세 가격 상승 추세에 대하여 “상승세가 전국적으로 확대되며 높은 상승률 기록”이라고 표현하면서 서울 및 수도권을 중심으로 발생한 전세 가격 상승세가 전국으로 퍼져나가고 있음을 언급하였다¹⁾. 또한 2010년 1월 한 언론 매체는 강남에서 시작된 전세 가격 상승세가 관악 및 마포 지역으로 번졌다는 표현을 사용²⁾하기도 하였으며, 2014년 3월 또 다른 언론 매체는 서울에서 시작된 전세난이 인천으로 까지 옮겨 붙어 전세 가격 상승으로 이어지고 있다고 언급³⁾하면서, 특정 지역에서 시작된 전세 가격 상승세가 인근 지역으로 그 공간적 영역이 확대되고 있음을 언급하였다.

언론들의 이러한 표현은 전세 가격의 상승세가 특정 지역에서 시작하여 다른 지역으로 이동한다는 개념을 직관적 또는 암묵적으로 인정하고 있는 것처럼 보인다. 이는 마치 유행이나 질병 등의 현상처럼 전세 가격 상승세도 특정 지역에서 다른 지역들로 전이되는 현상, 즉 공간전이 효과가 나타나고 있음을 당연하게 받아들이고 있는 것으로 판단된다.

그렇다면, 실제로 전세 시장에서 가격 추세는 공간 전이 효과를 갖고 있는 것일까? 만일 그렇다면, 어느 정도의 영향력으로 인근 지역에 전이

효과를 미치고 있는 것일까? 이에 본 연구는 상기와 같이 그 동안 언론 및 주택 시장에서 암묵적으로 받아들여지고 있던 전세 시장에서의 공간 전이 효과에 대한 실증적 확인을 위하여 전세 가격의 공간적 전이 현상의 존재 여부 확인 및 그 정도를 측정하고자 한다.

한편, 최근 들어 다양한 사회 과학 분야에서 공간 계량 경제 모형을 사용한 실증 분석 연구 사례가 눈에 띄게 증가하고 있다. 이러한 연구 흐름의 변화는 기존 연구 방법론에서는 배제되어 왔던 공간 요소의 영향력이 사회 현상을 결정짓는 중요한 변수로 인식되고 있기 때문이다.

공간 요소의 중요성에 대한 인식은 공간이 또 다른 공간에 영향력을 미친다는 공간자기상관(spatial autocorrelation) 개념에서부터 시작된다. 공간자기상관이란 지리적 공간과 공간 간에 나타나는 상호의존성 및 상호작용을 의미하는 것으로서, 공간과 공간 간의 물리적 유사성(근접성)이 높아짐에 따라 특정 공간에서 나타나는 현상의 유사성도 높아지는 것을 의미한다(Anselin and Bera, 1998). 이러한 공간자기상관성 또는 공간의 존성(spatial dependence)의 존재는 이미 지리학 또는 지역학 등의 연구 분야에서는 당연한 것으로 여겨졌으나(김광구, 2003), 이를 측정하기 위한 실질적 공간계량모형의 발전은 1990년대 Anselin and Florax(1995), Anselin et al.(1996), 그리고 Anselin and Bera(1998)의 선구적인 연구에 의해 이루어지게 되었다(Mur and Angulo, 2006).

공간 회귀 방법은 지점과 지점 간, 또는 지역과 지역 간 공간적 의존성이 관찰 대상에 미치는

1) e-나라지표(주택전세가격동향, http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1241), 2014.6.24.

2) 노경목, ”‘강남發 전세대란’ 관악·마포로 번져”. 한국경제. 2010.01.22.

3) 김원진, ”‘서울發 전세난’ 인천 연립주택까지 번지나”. 인천일보. 2014.03.31.

영향을 설명하는데 유용한 정보를 제공한다 (LeSage and Pace, 2009). 이러한 유용성으로 인하여 종속 변수에 대한 공간자기상관성 만을 고려하였던 초기 공간 계량 모형은 독립 변수 또는 오차항의 공간자기상관성을 고려하는 모형으로 변형 및 확장되었다. 뿐만 아니라, 공간 계량 모형은 공간적 상관관계와 시계열 자료의 동적 특성을 결합한 공간 패널 모형으로까지 응용되고 있다(Anselin, 1988; Baltagi et al., 2003). 즉, 이제 공간 계량 모형은 단순히 횡단면적 관찰 자료에 대한 공간자기상관성만을 고려하는 모형을 넘어서서 시간 흐름에 의한 영향력까지도 고려함으로써, 시간과 공간 효과를 동시에 고려할 수 있는 가능성을 열어주고 있다.

이러한 흐름에 맞춰, 주택 시장 관련 연구 영역에서도 공간 계량 모형에 대한 논의가 점점 증가하고 있다. 주택은 토지 등의 공간에 정착하여 존재하는 대상물로서, 일단 주택이 세워지게 되면 쉽게 그 위치를 바꾸기 어렵다는 특징을 갖기 때문에 주택은 공간적 요소에 의해 많은 영향을 받게 된다. 이러한 주택의 특성으로 인하여 주택의 가격 또는 임대차 가격의 결정에 있어서 공간적 요소가 중요한 변수로 작용하게 될 것임을 예상할 수 있는데, 실제로 국내 주택 시장을 대상으로 실시된 연구들은 공간상관성이 주택 가격 추정에 있어서 중요한 변수임을 입증하고 있다 (최명섭 외, 2003; 허윤경, 2007; 박현수·유은영, 2014; 전해정·박현수, 2014).

이에 본 연구는 주택 시장에서 공간적 요소가 중요한 요인으로 작용할 것이라는 점에 착안, 국내 주택 임대차 시장에서 높은 비율을 차지하고 있는 서울시 25개 행정구 전세 시장을 대상으로 공간적 요소의 영향력을 파악하고 전세 가격 및

결정 요인들의 공간 전이 효과(spatial spillover effects)를 파악하고자 한다. 이를 위하여 우선적으로 본 연구는 시기별로 전세 가격이 공간적 추세를 갖는지를 살펴봄으로써 전세 가격의 공간상관성 존재 가능성 여부를 탐색하고자 한다. 이후, 공간적 효과와 시간적 효과를 동시에 고려할 수 있는 동적 공간 패널 모형을 사용한 실증 분석을 통해 공간적 영향력을 감안한 전세 가 및 관련 시장 변수들이 전세 가격 결정에 미치는 영향, 그리고 전세 가격 및 결정요인들의 공간 전이 효과 등을 확인하고자 한다.

이후 본 연구의 전체적인 구성은 다음과 같다. II장에서는 선행연구를 검토함으로써 본 연구가 차별적으로 수행할 연구 내용을 제시할 것이며, III장에서는 본 연구에서 사용할 실증 분석 자료에 대한 설명과 기초 통계량을 제시하고 실증 분석 방법 및 절차를 설명하고자 한다. IV장에서는 실증 분석 결과를 제시하여 공간적, 시간적 요소가 전세가격 결정에 미치는 영향 및 공간 전이 효과에 대해서 살펴보고자 한다. 마지막으로 V장에서는 본 연구의 결론, 시사점, 그리고 연구의 한계를 제시하고자 한다.

II. 선행연구 검토 및 본 연구의 차별성

사회 현상에서 특정 변수가 인근 지역에 종속성을 갖는다는 사실은 다수의 초기 공간 전이 효과를 연구한 일부 연구자들에 의해 발견되었는데, 이들 연구자들은 다양한 이론적 개념과 방법을 사용하여 이를 증명하고자 하였다.

공간 전이 효과와 관련된 초기 선행 연구로는 Ladd(1992), Besley and Case(1995), 그리고 Anselin et al.(1997)의 연구를 들 수 있다. 이들 선행 연구들은 각각 세율의 결정, 정치적 의사 결정, 그리고 첨단 기술 혁신의 공간 전이 효과에 대해 측정하였는데, 다른 초기 연구에서도 그렇듯이, 공간 전이효과 측정에 있어서 일반화된 측정 방법을 사용하기 보다는 인근 지역의 독립 변수를 분석 모형에 포함하거나, 전이 효과를 나타내는 독립 변수를 변환하는 등 각자의 연구 목적에 맞춰 차별화된 공간 전이 효과 측정 방법을 사용하였다.

이후, 일부 공간 전이 효과 관련 일부 연구들은 Anselin(1988)이 제시한 공간 계량 모형의 방법론을 사용하여 공간 전이 효과를 측정하였다 (e.g. Hall and Ross, 2010; Leeson and Dean, 2009; Sobel and Dean, 2008). 하지만, LeSage and Domínguez(2012)는 일치된 공간 전이 효과 측정 모형이 없음으로 인하여 다수의 연구에서 이루어진 공간 전이 효과 해석에 오류가 있음을 언급하였다. 이에 LeSage and Pace(2009)는 공간 전이 효과의 측정에 있어서 독립 변수의 직접 효과(direct effect)와 간접효과(indirect effect, 전이 효과)를 효율적으로 측정할 수 있는 방법을 제시하였는데, 공간 계량 모형 중 공간 시차가 독립 변수에 적용⁴⁾된 모형인 SDM(Spatial Durbin Model)이 공간 전이 효과 분석에 가장 적합한 것으로 언급하였다(LeSage and Domínguez, 2012).

이후, 일부 연구들은 LeSage and Pace(2009)가 제시한 공간 전이 효과 측정 방법을 사용하여 사

회 현상 속에 나타난 공간 전이 효과를 측정하였는데, Yu et al.(2013), Kelejian et al.(2013), 그리고 Evans and Kim(2014)의 연구가 이에 해당된다.

국내 연구 중 주택 시장에서의 공간 전이 효과를 분석한 연구는 사례를 찾아보기 힘들다. 다만, 이용만·이상한(2004), 김의준·김양수·신명수(2000), 황태경(2003), 조정구(2003), 그리고 성주한·오준석(2012)의 연구 등이 지역 간 주택 가격 변동의 영향력을 밝히고 있다. 하지만, 이들 연구는 앞서 해외 선행 연구에서처럼 공간 모형을 사용한 공간 전이 효과를 밝히고 있지 않고, 대부분 지역 간 인과성(Causality) 검정을 통해 지역별 주택 가격의 영향력을 검정하고 있다는 점에서 차이가 있다. 한편, 최혜림·유정석(2013)은 GARCH 모형 분석을 통해 주택 가격의 지역별 전이 효과를 연구한 바 있다.

국내 연구 중 공간 계량 모형을 사용한 공간 전이 효과에 대하여 실증 분석한 사례는 찾아보기 힘들지만, 공간 계량 모형을 사용하여 주택 또는 부동산 가격의 결정 요인을 실증 분석한 선행 연구는 다수 존재한다. 이 중 초기 선행 연구들은 횡단면 자료를 사용하여 실증 분석을 실시하였으나(김광구, 2003; 최명섭 외, 2003; 허윤경, 2007; 허윤경·김성진, 2008; 임필재·이상경, 2013), 최근 이루어진 연구들은 시계열 자료를 사용하여 공간 및 시간적 요인들의 영향력을 모두 고려하여 실증 분석하고 있음을 알 수 있다(전해정·박현수, 2014; 박현수·유은영, 2014).

상기에서 살펴본 바와 같이, 다양한 사회 현상들의 결정 요인을 분석함에 있어 공간 계량 모형

4) SDM(Spatial Durbin Model)은 공간가중행렬 W 가 독립변수 X 에 적용된 WX 를 독립변수로 포함하는 모형이다. 이에 대하여는 본 연구 III장에서 간략히 설명하였으나, 보다 자세한 사항은 LeSage and Pace(2009)를 참조하기 바란다.

을 사용하는 연구는 점점 증가하고 있는 추세로 보인다. 이는 공간 계량 모형이 공간적 상관성을 해소할 수 있다는 장점 및 기존 모형에 비해 더욱 풍부한 정보를 제공할 수 있다는 점 때문일 것이다. 특히, 최근 이루어진 연구들은 단지 공간 자기상관성 또는 공간시차가 적용된 독립변수의 영향력을 측정하는 수준에 그치는 것이 아니라, 독립변수들의 전이 효과까지도 고려하여 실증 분석하는 연구가 이루어지고 있다(e.g. Evans and Kim, 2014; Yu et al., 2013; Kelejian et al., 2013).

상기 선행 연구 검토에서 살펴본 바와 같이, 이미 해외 연구에서는 Anselin(1988), LeSage and Pace(2009) 등이 제시한 공간 계량 모형 및 추정 방법을 사용한 공간 전이 효과의 실증 분석이 시도된 바 있으나, 아직까지 국내에서는 이러한 연구가 미비한 상태이다. 이에, 본 연구는 상기 해외 선행 연구와 같이 Anselin(1988), LeSage and Pace(2009) 등이 제시한 공간 계량 모형을 사용, 최근 국내 주택 시장에서 암묵적으로 받아들여지고 있던 전세가격의 공간 상관성과 공간 전이 효과를 측정하고자 하였다.

본 연구에서의 주요 사항 및 차별성은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 전세가격 변동률의 공간 자기상관성 및 시계열 자기상관성을 동시에 측정하고, 이웃한 지역의 전세가격 변동률이 다른 지역의 전세가격 변동률 결정에 영향을 미치는 공간 전이 효과를 측정하였다는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다.

둘째, 이미 선행 연구를 통해 전세가격 결정에 영향을 미치는 것으로 알려진 주요 부동산 변수들을 사용한다는 점에서는 기존 연구와 동일하

나, 이들 변수들이 전세가격 변동률에 미치는 공간적 영향력 및 공간 전이 효과를 측정하였다는 점에서 차별성을 갖는다.

셋째, 본 연구는 전세가격 추세 변동이 발생된 시점을 계량적으로 구분, 이 시점을 전후로 공간 전이 효과의 변화 정도를 측정하였다는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다. 이를 통해 서울시 전세가격 추세의 변화 시점별 공간 전이 효과의 정도를 비교할 수 있었다.

III. 연구의 범위 및 방법

1. 분석자료 및 기초통계

본 연구는 전세가격 및 결정 요인의 공간 전이 효과를 확인하기 위한 자료를 <표 1>과 같이 구성하였다.

<표 1> 자료 설명

구분	자료명	단위	출처	비고
종속 변수	CP (아파트전세가지수)	지수	국민은행	계절조정, 로그차분 (CPG)
독립 변수	AP (아파트매매가지수)	지수	국민은행	계절조정, 로그차분 (APG)
	AV (아파트매매거래량)	호		계절조정, 로그차분 (AVG)
	LPG (지가변동률)	%	온나라부동산	-
	LV (토지거래량)	필지		계절조정, 로그차분 (LVG)

〈표 2〉 분석 자료 패널 기초 통계

자료명		평균	표준편차	최소값	최대값	관측수
CPG	overall	0.0049	0.0076	-0.0564	0.0382	2350
	between		0.0006	0.0040	0.0064	25
	within		0.0075	-0.0564	0.0368	94
APG	overall	0.0020	0.0098	-0.0362	0.0989	2350
	between		0.0007	0.0006	0.0040	25
	within		0.0098	-0.0349	0.0969	94
AVG	overall	-0.0036	0.4027	-2.3543	1.5108	2350
	between		0.0049	-0.0122	0.0046	25
	within		0.4027	-2.3511	1.5092	94
LPG	overall	0.1788	0.5871	-4.6910	1.5650	2350
	between		0.0300	0.1278	0.2687	25
	within		0.5864	-4.6847	1.4826	94
LVG	overall	-0.0060	0.2794	-1.3386	1.3507	2350
	between		0.0043	-0.0184	-0.0001	25
	within		0.2794	-1.3331	1.3452	94

이 때, 공간적 범위는 서울시 25개 행정구를 대상으로 하고, 시간적 범위는 2007년 1월부터 2013년 12월까지로 설정하여 전체 자료는 각 행정구별 시계열로 이루어진 패널 자료 형태로 구성된다⁵⁾.

분석을 위한 자료 구성에 있어 본 연구는 선 행 연구에서 전세 가격 결정 요인으로 유의미하게 도출된 자료를 독립변수인 결정 요인으로 사

용하고자 하였다. 다만, 본 연구에서의 분석 모형이 패널 자료 형태로 구성되므로 각 행정구별로 시계열 자료 구들이 가능한 자료 위주로 구성하였다.

종속변수의 설정을 위하여 국민은행에서 제공하는 아파트 전세가격 지수를 사용하였으며, 전세가격 지수 변동률(Growth Rate)⁶⁾을 산정하기 위하여 계절조정⁷⁾ 및 로그 차분 하였다.

5) 수집된 자료는 이후 계절조정 및 로그 차분 과정을 통해 변동률 자료로 가공되고, 또 다시 동적 모형을 구성하기 위해 1계 시차를 적용하는 과정을 거치게 되면서 일부 자료가 누락되어 실제 분석에 포함되는 시계열 기간은 2007년 3월부터 2013년 12월까지로 조정된다.

6) 본 연구에서 제시하고 있는 변동률은 원자료를 로그 차분 [$Growth Rate_t = \ln\left(\frac{index_t}{index_{t-1}}\right)$]하여 산정되는 성

장률(Growth Rate)을 의미하므로, 변동성(Volatility)과는 구분된다. 본 연구에서는 양(+)의 방향으로 증가하는 뉘앙스를 갖고 있는 성장률이라는 용어 대신 변동률이라는 용어를 사용하였음을 밝힌다.

7) 본 연구에서 사용한 아파트 전세가 및 매매가 지수는 국민은행에서 제공하는 자료를 사용하였는데, 본 자료에는 시·도 단위의 지수의 경우에는 계절 조정된 제공되나, 행정구 단위의 자료에는 계절 조정된 자료를 제공하고 있지 않다. 이에 본 연구에서는 분석 대상 자료들의 계절성을 통제하기 위하여 국민은행의 계절조정지수 산출법과 동일하게 X-12 승법 모형을 적용하여 계절 조정을 실시하였다.

전세 가격 결정 요인에 해당되는 독립변수로는 아파트 매매가지수 변동률, 아파트 매매거래량 변동률, 지가 변동률, 그리고 토지 거래량 변동률로 설정하고 자료를 구성하였다.

전세 가격 결정에 매매 가격이 영향을 미친다는 증거는 선행 연구로부터 다수 확인할 수 있다 (권주안·최성호, 2010; 임상수, 2011; 전해정·박현수, 2012; 임영인, 2012; 이충언, 2013). 이들 선행 연구들은 실제 현상의 관찰, 선행 연구에서의 실증적 증거에 근거하여 두 변수 간의 관련성을 언급하고 있으며, 이론적인 측면으로 전해정·박현수(2012) 및 이충언(2013)은 균형주택가격 이론에 근거하여 실증 분석 결과를 제시하였다. 이에 본 연구에서는 선행 연구에서 제시한 실증 분석 결과 및 이론적 근거에 입각하여 매매가격을 전세가격 결정요인으로 설정하였다. 이와 더불어, 본 연구는 주택 매매시장의 중요 지표인 아파트 매매거래량 변동률을 전세가격 결정요인으로 설정함으로써 전세가격 결정에 대한 매매시장 주요 변수들의 다각적 영향력을 고려하는 모형을 설정하고자 하였다.

한편, 전세가격과 지가와의 관련성에 대하여 권주안·최성호(2010) 및 임영인(2012)은 문헌적·실증적 자료에 근거, 수도권의 주택 전세가격과 지가변동과의 관계에 대하여 실증 분석하였다. 이에 본 연구는 이들 연구의 실증적 관련성을 근거로 지가 변동률을 전세가격 변동률의 결정요인으로 설정하였으며, 이와 더불어, 토지 시장의 주요 지표인 토지 거래량 변동률을 결정요인으로 설정하여 토지 시장의 주요 변수들이 전세 가격에 미치는 영향을 실증 분석하고자 하였다.

분석을 위한 기본 자료의 출처는 <표 1>에 제시된 바와 같으며, 지가변동률을 제외한 나머지

독립 변수들은 모두 계절조정 과정을 거쳐 로그 차분하여 변동률의 형태로 전환하였다. 상기와 같이 계절 조정 및 로그 차분을 거쳐 변환율 형태로 전환된 분석 자료의 기초 통계량은 <표 2>에 제시된 바와 같다.

<표 2>에서 *CPG*는 아파트 전세가격 지수 변동률을 의미하며, *APG*는 아파트 매매가격지수 변동률, *AVG*는 아파트 매매거래량 변동률, *LPG*는 지가 변동률, 그리고 *LVG*는 토지 매매거래량 변동률을 의미한다. 분석 대상 기간은 2007년 3월부터 2013년 12월까지로 패널 개체별 94개의 시계열을 가지며, 패널 개체는 25개 행정구로서 전체 패널 자료는 2,350개로 구성된다.

분석 자료의 시계열적 안정성 여부를 확인하기 위한 패널 단위근 검정 결과는 <표 3>에 제시된 바와 같으며, 검정 결과 모두 단위근을 갖지 않는 것으로 나타나, 추세를 갖지 않는 안정적 시계열인 것으로 확인되었으므로 별도의 수정 없이 수준 변수로 실증 분석에 사용하였다.

2. Trend Surface 분석

서울시 전세가격 및 결정요인의 공간 전이 효과를 확인함에 앞서 우선적으로 서울시 전세가격의 분포의 공간적 패턴 여부 및 방향을 확인하였다. 이는 공간 전이 효과를 확인하기 이전에 전세가격이 공간적 추세를 갖는지 확인하고, 어떠한 공간적 방향성 및 패턴을 갖는지 탐색하기 위함이다.

공간상에서 특정 현상의 분포와 패턴을 확인하기 위한 방법으로는 특정 현상을 종속 변수로 설정하고 공간상의 위상 정보인 X좌표와 Y좌표를 독립변수로 설정하여 분석하는 방법인 Trend

〈표 3〉 패널 단위근 검정 결과

단위근 검정 (lag: 1)	CPG	APG	AVG	LPG	LVG
H_0 : Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t	-15.3565 (0.0000)***	-21.4762 (0.0000)***	-36.2536 (0.0000)***	-22.8029 (0.0000)***	-38.4889 (0.0000)***
H_0 : Unit root (assumes individual unit root process)					
ADF - Fisher Chi-square	307.643 (0.0000)***	577.638 (0.0000)***	1823.22 (0.0000)***	573.937 (0.0000)***	2206.21 (0.0000)***
PP - Fisher Chi-square	417.138 (0.0000)***	432.179 (0.0000)***	6158.57 (0.0000)***	376.318 (0.0000)***	6418.84 (0.0000)***
Data Information					
Cross-section	25	25	25	25	25

주: 괄호안 수치는 p-value를 의미 (* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01)

Surface 분석이 있다.

Trend Surface 분석은 일반적으로 선형(Linear), 2차(Quadratic), 3차(Cubic) 모형의 3가지 형태로 구분되며 다음과 같은 모형으로 제시된다(Eastman, 2006).

$$\text{Linear: } z = b_0 + b_1X + b_2Y \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Quadratic: } z = & b_0 + b_1X + b_2Y \quad (2) \\ & + b_3X^2 + b_4Y^2 + b_5XY \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Cubic: } z = & b_0 + b_1X + b_2Y \quad (3) \\ & + b_3X^2 + b_4Y^2 + b_5XY \\ & + b_6X^3 + b_7Y^3 + b_8X^2Y + b_9XY^2 \end{aligned}$$

상기 모형에서 z 는 관찰 대상 현상을 의미하며, X 는 위상학적 X좌표를, Y 는 위상학적 Y좌표를 의미한다. 이 때, Trend Surface 모형이 높은 차수를 갖게 될수록 보다 정교한 공간 분포 패턴에 대한 정보를 제공할 수 있지만, Cubic 이상으로 지나치게 높은 차수를 적용할 경우에는 자유도 감소 및 추정 결과 해석이 어려워지는 문제 등이 발생하게 된다. 이러한 이유로 다수의

선행 연구에서는 2차 방정식 형태의 Quadratic 모형을 사용하여 공간 분포 패턴을 측정하고 있다(e.g. Veen et al., 2001; Eastman, 2006; Naraishah et al., 2013).

따라서 본 연구에서는 서울시 전세가격 분포 패턴의 확인을 위하여 식(2)의 Quadratic 모형을 사용하였으며, 추정 결과 통계적 유의성이 확인되는 시점의 자료를 대상으로 도식적인 공간 분포를 확인하였다.

3. 패널 SDM(Spatial Durbin Model)

공간 패널 모형은 분석 자료 속에 패널 개체들의 시계열 속성과 함께 공간적 속성을 동시에 포함하고 있는 모형으로서, 일반적으로 다음과 같은 형태로 제시된다(Kakamu et al, 2007; Lee and Yu, 2010).

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K X_k \beta + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jtk} \gamma + \nu_i + \mu_{it}$$

$$\text{여기서, } \mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \mu_{jt} + \eta_{it} \quad (4)$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T$$

상기 식(4)에서 W 는 공간 가중행렬을 의미하며, ρ 는 공간 자기상관계수, β 는 독립 변수의 계수, 그리고 γ 는 독립 변수의 공간 상관성 계수를 의미한다. 이 때, $\lambda=0$ 이면 이를 SDM(Spatial Durbin Model) 추정 방정식이 성립하게 되고, $\lambda=0$ 이고 $\gamma=0$ 이면 SAR(Spatial Autoregressive Model)이 성립하게 된다. 또한 $\rho=0$ 이고 $\gamma=0$ 이면 SEM(Spatial Error Model) 추정 방정식이 성립하게 된다. 즉, 종속 변수의 공간 자기상관성이 존재하게 될 경우의 공간 자기상관성을 통제하는 모형은 SAR 모형이며, 오차항에 공간 자기상관성이 존재하게 될 때 이를 통제할 수 있는 공간 모형은 SEM이다. 반면, SDM은 SAR과 같이 종속 변수의 공간 자기상관성과 더불어 독립 변수들의 공간 자기상관성까지도 모형 내 포함하고 있는 형태이다.

공간 패널 모형은 기본적으로 패널 자료의 형태를 갖기 때문에, 패널 자료의 특성에 따라 고정 효과 및 확률 효과 모형으로 구분되며, 이에 대한 추정 방법에도 차이가 있다.

먼저, 공간 패널 모형이 고정효과를 갖는 경우, 시간 불변 변수인 패널 개체 효과 ν_i 를 모형에서 제거한 형태로 변형한 후, 패널 SDM 모형에 대한 최우 추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 사용한 추정 방법이 사용된다(Elhorst, 2003).

또한, ν_i 가 확률효과(Random Effects)를 갖게 될 경우, 패널 개체 간 차이는 확률적(Random)이게 되어 ν_i 는 외생 변수로서 독립성을 확보할 수 있게 된다. 이에 개체 간 효과를 통제하는 패널

공간 고정효과 모형과 달리 패널 공간 확률효과 모형에서는 시간 불변인 독립 변수를 모형에 추가하여 모든 기간 동안의 개체 간 확률효과를 측정하게 된다(Lee and Yu, 2010; Debarsy, 2012)⁸⁾.

한편, 공간 모형에서는 특정 공간에서의 독립 변수 변동이 다른 지역의 종속 변수에 영향을 미치는 현상인 공간 전이 효과(Spatial Spillover Effects)를 측정할 수 있다는 특징을 갖고 있다. 이는 일반 OLS 모형에서는 구조적으로 독립 변수 변동에 따른 효과가 해당 지역의 종속 변수에만 제한적으로 적용 된다는 점과 차별성을 갖는다. 이 때, 모든 공간 모형에서 공간 전이 효과를 측정할 수 있는 것은 아니라 SAR(Spatial Autoregressive) 모형, SAC(Spatial Autocorrelation) 모형, 그리고 SDM(Spatial Durbin Model) 등 일부 모형에서만 공간 전이 효과를 측정 할 수 있으며 SEM(Spatial Error Model)에서는 공간 전이 효과를 측정할 수 없다(Vega and Elhorst, 2013).

LeSage and Pace(2009)는 공간 모형에서 공간 전이 효과 측정하기 위한 방안으로 직접(Direct), 간접(Indirect), 그리고 전체(Total) 효과를 구하는 방법을 제안하였다. 이 방법에서 직접 효과는 특정 독립 변수의 변화가 동일 지역의 종속 변수에 미치는 효과를 의미하며, 간접 효과는 특정 독립 변수의 변화가 인근 지역의 종속 변수에 미치는 효과인 공간 전이 효과를 의미한다. 공간 전이 효과의 측정을 위해서는 먼저 종속 변수의 기대치를 각 지역별 독립 변수 X 로 각각 편미분하여 직접 효과를 구하고, 이를 전체 효과에서 빼는 방식으로 간접 효과를 구하게 된다. 이 때, 간접 효과의 측정은 다음과 같은 절차에 따라 r 번째

8) 패널 SDM 추정 방법 및 절차에 관련된 구체적 내용은 Elhorst(2003; 2010), Lee and Yu(2010), Debarsy(2012)에서 확인하기 바란다.

독립 변수의 변화가 종속 변수에 미치는 평균 효과의 계수를 측정하는 방법을 취하게 된다.

먼저, 식(4)에서 패널 개체 효과를 생략하고 축약한 식으로 재정리할 경우, 기간 t 에서의 모형은 식(5) 및 식(6)과 같이 제시할 수 있다. 이 때, $W = I_T \otimes W_N$ 을 의미하게 된다.

$$(I_N - \rho W)y_t = \alpha + X_t\beta + W X_t \gamma + \epsilon_t \quad (5)$$

$$y_t = \sum_{r=1}^k S_{rt}(W) X_{tr} + v(W)\alpha + V(W)\epsilon_t \quad (6)$$

여기서, X_{tr} 은 X_t 의 r 번째 행(row)을 의미

$$S_{rt} = V(W)(I_N\beta_r) + W\beta_{sr}$$

$$V(W) = (I_N - \rho W)^{-1} \\ = I_N + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots$$

상기 식(6)에서 y_{it} 를 x_{jtr} 로 편미분하면 식(7)과 같다.

$$\frac{\partial y}{\partial x_{jtr}} = S_{rt}(W)_{ij} \quad (7)$$

또한 y_{it} 를 x_{itr} 로 편미분하면 이는 식(8)과 같이 제시된다.

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{itr}} = S_{rt}(W)_{ii} \quad (8)$$

상기에서 직접 효과는 $S_{rt}(W)$ 의 대각형렬 요소 평균을 구함으로써 구하게 되며, 전체 효과는 $S_{rt}(W)$ 의 행 또는 열의 지역별 합계에 대한 평균을 구함으로써 계산하게 된다(Yu et al., 2013). 이 때, 공간 전이 효과를 의미하는 평균 간접 효과는 전체 효과와 직접 효과 간의 차이를 계산하여 구하게 된다. 이는 식(9)와 같이 정의된다 (Usui et al., 2014).

$$\overline{M}_t(r)_{direct} = n^{-1}tr(S_{rt}(W)) \quad (9)$$

$$\overline{M}_t(r)_{total} = n^{-1}\iota_n' S_{rt}(W) \iota_n$$

$$\overline{M}_t(r)_{indirect} = \overline{M}_t(r)_{total} - \overline{M}_t(r)_{direct}$$

IV. 실증분석 결과

1. Trend Surface 분석

전세가격 지수 변동률에 대한 공간적 추세와 방향성에 대한 탐색적 분석을 위하여 본 연구는 2003년부터 2013년 까지 매 연말 전세가격 지수의 변동률을 산정하여 식 (2)에 제시된 Trend Surface Quadratic 모형 분석을 실시하였으며, 추정 결과는 표 4에 제시된 바와 같다. 이 때, 종속 변수는 매 연말 전세가격 지수 변동률이며, 독립 변수는 공간 위상 정보인 X좌표 및 Y좌표를 Quadratic 모형 형태로 설정하여 OLS 방식으로 추정하였다. 추정 결과 중 F값과 공간 상호작용을 의미하는 XY 계수값이 1% 또는 5% 유의수준에서 유효하게 나타난 시점은 2004년, 2007년, 2008년, 2009년, 2011년, 그리고 2013년으로 확인되었으며, <표 4>에 음영으로 표시된 부분이 이에 해당된다. 즉, 통계적으로 유효한 시점의 전세가격 지수 변동률은 공간적인 추세를 갖는 것을 의미하게 된다.

이에 본 연구는 전세가격 지수 변동률의 공간 추세와 방향성을 시각적 정보 형태로 확인하고자

〈표 4〉 Trend Surface Quadratic 모형 추정 결과

구 분	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년
상수	-4.3433 (-0.11)	-26.1189 (-1.78)*	27.5387 (0.95)	19.3503 (0.97)	18.9856 (1.13)	30.7619 (1.31)	27.6726 (1.16)	-38.6681 (-1.78)*	30.4170 (2.10)**	-12.9139 (-0.94)	-0.8476 (-0.05)
X	8.48E-05 (0.70)	-2.31E-05 (-0.50)	7.17E-05 (0.79)	-1.26E-04 (-2.00)*	-6.04E-05 (-1.14)	-2.10E-04 (-2.83)**	6.75E-05 (0.90)	-2.43E-05 (-0.35)	-1.15E-04 (-2.51)**	3.55E-05 (0.82)	9.59E-05 (1.72)
Y	-1.70E-05 (-0.10)	1.26E-04 (1.95)*	-1.50E-04 (-1.17)	-3.03E-05 (-0.34)	-5.90E-05 (-0.80)	-4.61E-05 (-0.44)	-1.51E-04 (-1.44)	1.84E-04 (1.92)*	-8.50E-05 (-1.33)	4.28E-05 (0.71)	-3.82E-05 (-0.49)
X^2	22.03E-01 (1.35)	-2.38E-10 (-4.15)***	4.29E-11 (0.38)	1.69E-10 (2.17)**	-1.75E-10 (-2.67)**	-1.47E-10 (-1.60)	4.10E-10 (4.40)***	1.10E-10 (1.29)	4.00E-11 (0.71)	-3.58E-11 (-0.67)	1.30E-10 (1.88)*
Y^2	9.80E-11 (0.46)	-1.98E-10 (-2.44)**	2.05E-10 (1.28)	6.53E-12 (0.06)	3.74E-12 (0.04)	-7.54E-11 (-0.58)	2.78E-10 (2.11)**	-1.98E-10 (-1.65)	4.53E-11 (0.57)	-3.87E-11 (-0.51)	1.16E-10 (1.19)
XY	-3.67E-10 (-1.38)	2.61E-10 (2.58)**	-1.97E-10 (-0.98)	1.27E-10 (0.92)	2.88E-10 (2.49)**	5.90E-10 (3.64)***	-5.10E-10 (-3.11)***	-3.99E-11 (-0.27)	2.23E-10 (2.23)**	-4.61E-11 (-0.49)	-3.32E-10 (-2.72)**
F-Stat.	1.3249	4.8446***	4.3929***	2.8783**	6.3708***	12.5170***	8.1694***	4.2285***	4.6737***	1.8906	2.7775**
Adj. R2	0.0633	0.4447	0.4141	0.2813	0.5281	0.7058	0.5990	0.4021	0.4335	0.1565	0.2702

주1: 팔호안 수치는 t-statistics을 의미 (* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01)

2: 종속변수 : 연간 전세가격 변동률 (연말 기준)

Quadratic 모형 추정 결과를 10분위 분포로 도면 상에 표시하였으며, 그 결과는 그림 1에 제시된 바와 같다. 이 때, 색이 진하게(짙은 갈색) 표시된 지역일수록 연간 전세가격 지수 변동률이 큰 지역임을 의미한다. 또한, 공간 추세의 분포와 방향성을 확인하기 위하여 추정 결과의 분포에 근거하여 contour 곡선⁹⁾을 도면에 표시하였다.

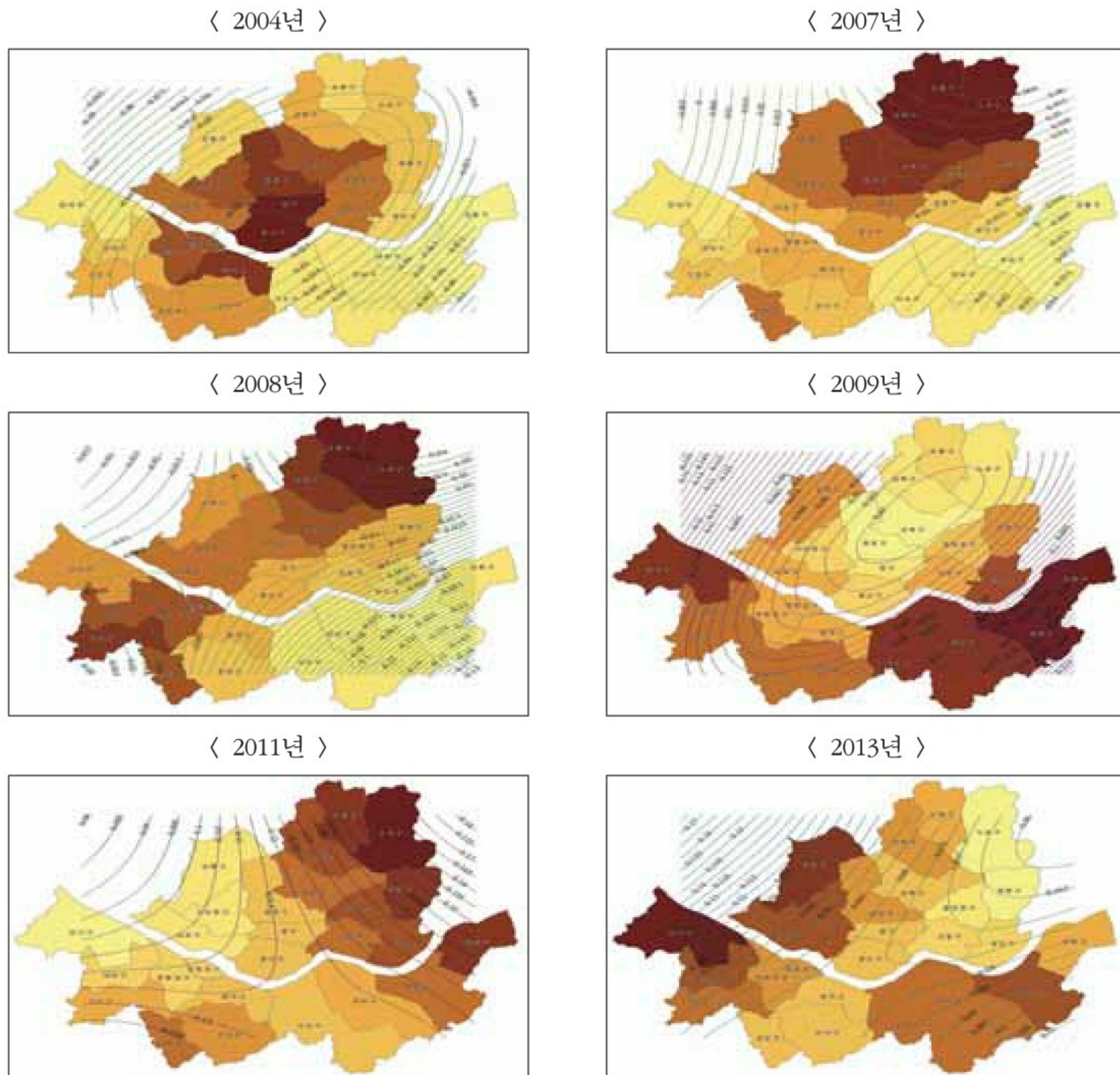
<그림 1>을 살펴보면, 2004년의 전세가격 변동률은 중구, 용산구 등을 중심으로 높은 상승세를 보임을 알 수 있으며, 2007년과 2008년에는 강북구, 노원구, 도봉구 등을 중심으로 높은 상승세를 보이고 있다. 하지만, 급속한 전세가격 상승세 시작 시점으로 알려진 2009년에는 높은 상승세가 강남구, 송파구, 강동구 등 소위 강남 지역으로 불리는 곳으로 옮겨 갔음을 알 수 있으며,

이 지역의 높은 상승세는 2011년, 2013년에도 여전히 유지되고 있음을 알 수 있다. 도면에서 확인할 수 있듯이, 2009년 이전의 강남 지역의 경우 전세가격 상승세는 그다지 높지 않았으나, 2009년 이후에는 역전된 분포가 나타나고 있음이 주목할 만하다.

상기의 Trend Surface 분석 결과는 전세가격 변동률의 공간적 분포가 시기별로 달라지고 있는 양상을 제시함으로써, 시간 변화에 따른 전세가격 변동률의 공간적 추세를 확인할 수 있게 해준다. 다만, Trend Surface 분석 결과는 공간 표본에 대한 일반적인 공간 경향성(tendencies)을 파악할 수 있게 해줄 뿐, 공간적 영향력을 정교하게 측정하기는 어렵다는 한계를 가지므로, 전세가격의 공간적 전이효과를 언급하기에는 다소 무

9) Quadratic 추정 결과에 따른 contour 곡선은 ArcGIS 소프트웨어를 사용하여 작성하였다. 이를 위해서 본 연구에서는 폴리곤으로 이루어진 각각의 행정구 경계의 중심점(centroid)을 생성하고, Quadratic 모형 추정 결과를 각각의 중심점에 대응시켜 point 도면을 작성하였다. 이 후, ArcGIS를 사용하여 각 중심점 간 값에 보간법(interpolation)을 적용하여 부드러운 곡선 형태로 이루어진 spline을 생성하는 방식으로 contour 곡선을 작성하였다.

〈그림 1〉 Trend Surface 추정 10분위 분포도



리가 따른다. 이에, 본 연구에서는 다음 절에 제시된 바와 같이 패널 SDM 모형 분석을 통해 공간 자기상관성의 존재 여부 및 공간 전이효과의 유·무를 실증 분석하였다.

2. 패널 SDM 추정 및 공간 전이 효과

1) 기간 구분: Zivot-Andrews 단위근 검정 최근까지 지속되고 있는 전세가격의 급속한

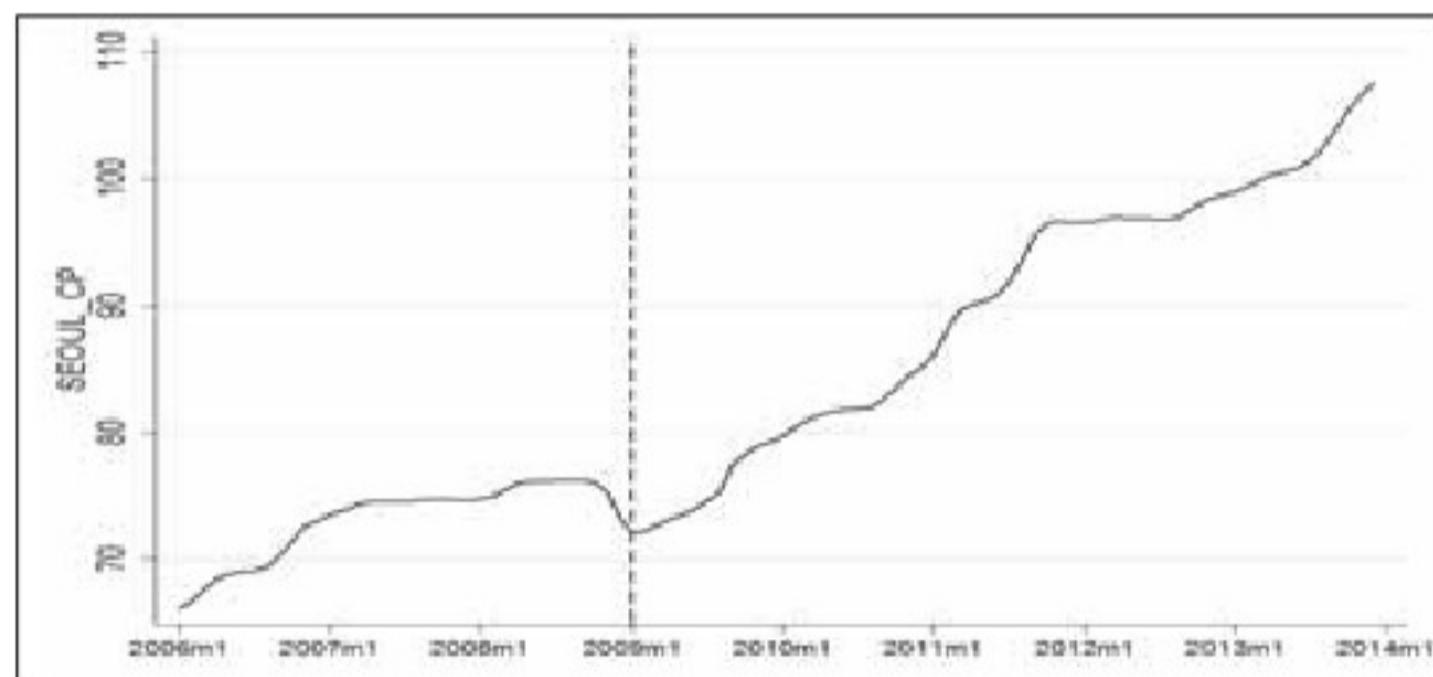
상승세의 시작 시점에 대하여 일반적으로 2008년 하반기 글로벌 금융위기 시점 이후부터로 언급되고 있다. 이러한 해석은 전체적인 경기 흐름을 이해하는 데는 도움이 될 수 있으나, 그 시점을 명확히 구분해야 하는 경우라면 보다 객관적인 기준이 필요하게 된다.

〈그림 2〉와 같이 2007년 1월부터 2013년 12월까지 서울시 전세가격 지수의 시계열 흐름을 살펴보면, 2009년 1월을 기점으로 전세가격 상승

세의 기울기가 보다 급격해진 것으로 보인다.

이에 본 연구는 서울시 전세가격 지수 시계열 자료의 구조 변화 시점을 파악하기 위한 방법으로 Zivot and Andrews(1992)가 제안한 단위근 검정을 통한 시계열 구조 변화 검정(time series structural break test)¹⁰⁾을 실시하여 전세가격 지수 변동 패턴의 변화 시점을 파악하고자 한다¹¹⁾.

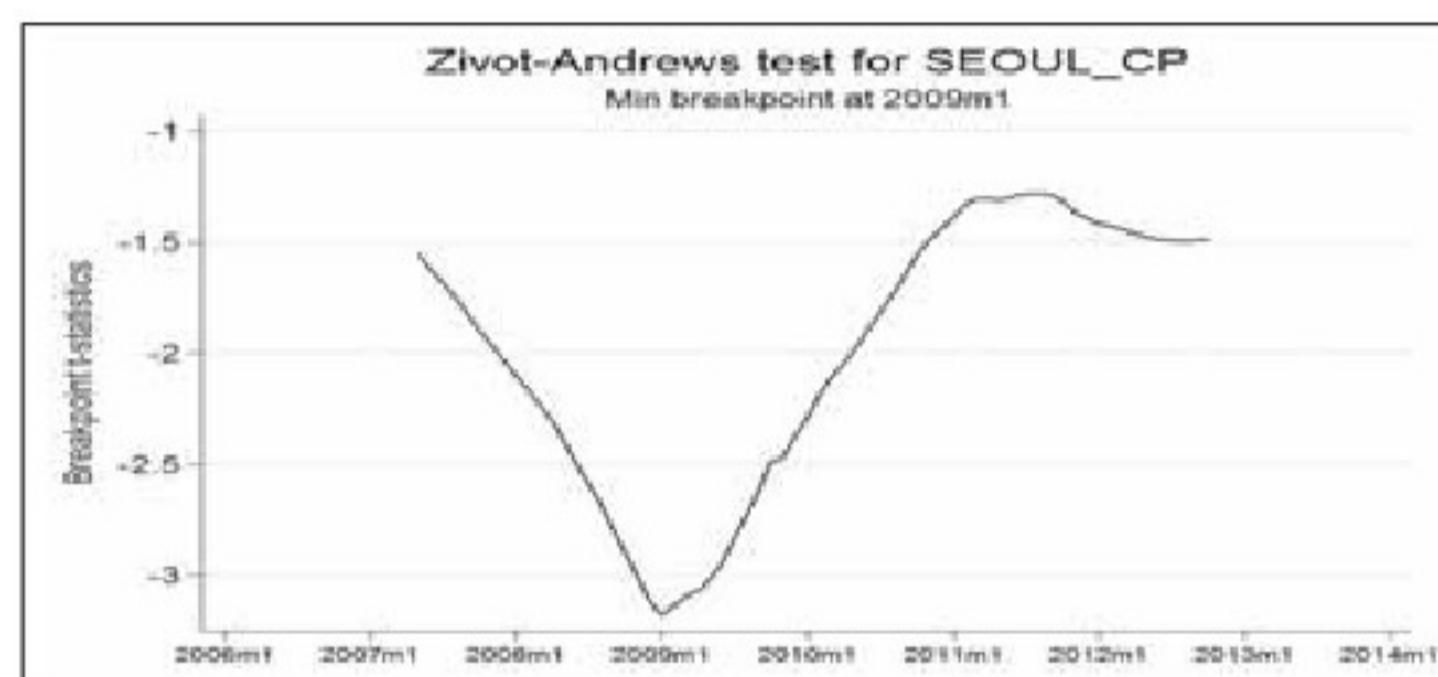
〈그림 2〉 서울시 전세가격 지수



〈그림 3〉은 서울시 전체 전세가격 지수의 Zivot-Andrews 단위근 검정 결과를 그래프로 제시하고 있으며, t값이 최소인 시점은 2009년 1월임을 알 수 있다¹²⁾.

〈그림 3〉 서울시 전세가격 지수

Zivot-Andrews 단위근 검정 결과



한편, 분석 대상 지역 전체의 시계열 구조 변화 시점을 파악하기 위하여 서울시 및 25개 행정구 전체를 대상으로 실시한 Zivot-Andrews 단위근 검정 결과는 〈표 5〉에 제시된 바와 같다.

검정 결과, 2009년 1월이 시계열 구조 변화 시점으로 나타난 행정구는 9개로 가장 높은 빈도를 보이며, 이는 서울시 전체 전세가격 지수의 시계열 구조 변화 시점이 2009년 1월로 확인된 것과도 일치되는 결과로 보인다. 따라서 서울시 전세가격 지수 시계열 자료의 구조변화 시점은 2009년 1월로 보는 것이 타당한 것으로 보이며,

10) 시계열 자료의 구조 변화 시점(time series structural break point)에 대한 검정 방법은 Chow's 검정(Chow, 1960) 및 Quandt-Andrews 검정(Andrews, 1993)이 대표적이다. 이 때, 시계열 구조 변화 시점을 미리 알고 있을 경우에는 Chow's 검정을 사용하나, 구조 변화 시점을 모르는 경우에는 Quandt-Andrews 검정을 사용할 수 있다. 그럼에도 불구하고, 이 방법들은 선형 모형 추정이 선행된 후 구조 변화 시점에 대한 검정을 실시하는 방식이므로, 단변량 시계열 자료의 구조 변화 시점에 대한 파악에는 사용하기 어렵다는 단점을 갖는다. 이에, 본 연구는 단일 시계열 자료의 구조 변화 시점을 파악할 수 있는 Zivot-Andrews 단위근 검정(Zivot and Andrews, 1992)을 사용하여 전세가격 지수의 구조 변화 시점을 파악하고자 한다.

11) Zivot-Andrews 단위근 검정은 시계열 구조 변화 시점을 파악함에 있어서 모형 내 상수항을 포함하는 모형, 추세를 포함하는 모형, 그리고 양자를 모두 포함하는 모형으로 구분된다. 이에, 본 연구는 전세가격 지수가 추세를 갖고 있다는 점을 고려, Zivot-Andrews 검정 모형 설정에 있어 모형 내 추세를 포함하는 모형으로 설정하였다.

12) 외적 요인으로 이유로 시계열 자료의 구조 변화를 배제 하는 ADF, DF-GLS, PP 검정 등의 기존 단위근 검정 방식과는 다르게, Zivot-Andrews 단위근 검정은 시계열 구조 변화 시점의 더미 변수를 모형 내 포함하여 단위근을 검정하는 방식을 취한다. 이 때, 시차의 결정은 Hall(1994)이 제시한 t값의 유의도를 기준으로 하는 방식을 사용하게 되는데, Zivot-Andrews 단위근 검정에서는 t값이 최소인 시점을 시계열 구조 변화 시점으로 제시하게 된다.

〈표 5〉 Zivot-Andrews 단위근 검정 결과

region	min t-stat.	point	region	min t-stat.	point
서울시	-3.182	2009m1	양천구	-3.034	2008m12
종로구	-2.922	2009m3	마포구	-3.480	2009m1
광진구	-3.969	2009m1	용산구	-3.740	2009m1
강북구	-2.722	2010m4	관악구	-3.507	2009m1
도봉구	-3.097	2009m4	성동구	-3.397	2009m2
영등포구	-3.271	2009m1	동대문구	-2.820	2009m5
구로구	-2.976	2009m3	중랑구	-2.853	2009m5
동작구	-3.490	2009m1	성북구	-2.970	2009m11
강남구	-3.516	2009m1	노원구	-2.881	2009m3
서초구	-4.149	2009m1	강서구	-3.833	2009m1
은평구	-3.142	2010m9	서대문구	-3.192	2009m11
중구	-3.500	2009m5	송파구	-3.982	2008m12
금천구	-4.123	2010m4	강동구	-3.839	2008m12

주: Critical values: 1%: -4.93, 5%: -4.42, 10%: -4.11

이에 본 연구에서는 패널 SDM 추정에 있어 기간 전체, 2007년 3월부터 2008년 12월까지, 그리고 2009년 1월부터 2013년 12월까지의 3기간으로 구분하여 분석을 실시하였다.

2) 패널 SDM 추정 결과

본 연구에서 사용하게 될 공간 패널 모형은 식(10)에 제시된 바와 같이 동적 패널 SDM (Spatial Durbin Model)이다.

$$\begin{aligned}
 CPG_{i,t} = & \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} CPG_{j,t} + \beta_1 CPG_{i,t-1} + \beta_2 APG_{i,t} \quad (10) \\
 & + \beta_3 AVG_{i,t} + \beta_4 LPG_{i,t} + \beta_5 LVG_{i,t} \\
 & + \theta_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} CPG_{j,t-1} + \theta_2 \sum_{j=1}^N W_{ij} APG_{j,t} \\
 & + \theta_3 \sum_{j=1}^N W_{ij} AVG_{j,t} + \theta_4 \sum_{j=1}^N W_{ij} LPG_{j,t} \\
 & + \theta_5 \sum_{j=1}^N W_{ij} LVG_{j,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

여기서, $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$

식(10)을 살펴보면, CPG에 1계 시차가 적용된 변수가 독립변수로 포함되어 동적 모형으로 구성되었으며¹³⁾, 모든 독립 변수들은 공간시차가 적용된 형태로 모형이 설정되었음을 알 수 있다. 이 때, i 와 t 는 각각 지역과 시간(월)을 의미하며, j 는 인근 행정구를 의미하므로 $i \neq j$ 가 된다. 따라서 독립 변수 벡터를 X 라고 지칭한다면, WX 는 공간시차가 적용된 독립 변수이므로, 추후 추정 결과 해석에 있어 주변 행정구의 영향력이 고려된 결과로 해석하게 된다. 이 때, 공간 가중 행렬 W_{ij} 는 인접 지역에 접해 있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 정방 행렬을 작성한다. 한편, 인접(contiguity) 지역을 설정하는 방식인 Rook, Bishop, 그리고 Queen 방식¹⁴⁾ 중, 본 연구에서는 Queen 방식을 채택하여 경계면이 연접하는 지역뿐만 아니라 경계 모서리가 접하는 지역도 인접 지역으로 처리하였다.

13) 패널 SDM 설정에 있어 본 연구와 동일하게 동적 모형으로 설정한 경우는 Yu et al.(2008)의 연구에서도 사례를 찾을 수 있다.

14) Rook, Bishop, Queen 방식은 체스에서 말이 움직이는 방식에서 용어가 유래되었다. Rook는 현재 지점을 중심

〈표 6〉 기간별 패널(고정효과) SDM 추정 결과

구 분	전체 기간		2007년 3월~2008년 12월		2009년 1월~2013년 12월		
	Coef.	z-value	Coef.	z-value	Coef.	z-value	
Main	<i>L.CPG</i>	0.3328	17.17***	0.3485	9.95***	0.2120	9.32***
	<i>APG</i>	0.1761	9.34***	0.1548	7.63***	0.4445	10.11***
	<i>AVG</i>	-5.48E-06	-0.01	0.0019	2.92***	-0.0009	-2.07**
	<i>LPG</i>	0.0028	5.99***	0.0043	9.18***	0.0012	0.9
	<i>LVG</i>	0.0008	1.96*	0.0008	1.22	-0.0002	-0.41
<i>W</i>	<i>L.CPG</i>	0.0416	1.00	0.2166	2.57**	0.0777	1.57
	<i>APG</i>	-0.2134	-6.09***	-0.0894	-2.06**	0.0614	0.58
	<i>AVG</i>	0.0006	0.83	0.0028	1.85*	0.0007	0.83
	<i>LPG</i>	-0.0027	-3.85***	-0.0039	-5.26***	-0.0046	-2.17**
	<i>LVG</i>	0.0016	1.45	-0.0042	-2.34**	0.0025	1.86*
ρ (Spatial)		0.7330	25.33***	0.3891	5.99***	0.6956	18.68***
σ^2 (Variance)		2.19E-05	33.46***	1.82E-05	20.46***	1.90E-05	26.8***
Direct	<i>L.CPG</i>	0.3656	19.90***	0.3663	10.74***	0.2359	10.83***
	<i>APG</i>	0.1654	9.56***	0.1520	7.88***	0.4796	11.63***
	<i>AVG</i>	6.65E-05	0.17	0.0020	3.25***	-0.0009	-2.14**
	<i>LPG</i>	0.0027	6.29***	0.0042	9.39***	0.0008	0.62
	<i>LVG</i>	0.0011	2.32**	0.0006	0.89	4.26E-05	0.08
Indirect (Spillover)	<i>L.CPG</i>	0.3366	9.63***	0.2812	4.76***	0.2510	5.97***
	<i>APG</i>	-0.0999	-3.25***	-0.0232	-0.77	0.4142	4.15***
	<i>AVG</i>	0.0007	0.88	0.0028	2.34**	0.0000	0.02
	<i>LPG</i>	-0.0008	-1.65*	-0.0018	-3.96***	-0.0042	-2.51**
	<i>LVG</i>	0.0027	2.07**	-0.0030	-2.07**	0.0028	1.84*
Total	<i>L.CPG</i>	0.7022	19.56***	0.6475	10.26***	0.4869	11.03***
	<i>APG</i>	0.0655	2.31**	0.1289	4.74***	0.8939	8.79***
	<i>AVG</i>	0.0008	0.89	0.0048	3.85***	-0.0009	-1.06
	<i>LPG</i>	0.0018	4.41***	0.0024	8.53***	-0.0034	-2.1**
	<i>LVG</i>	0.0038	2.46**	-0.0024	-1.38	0.0028	1.61
R2	within	0.4903		0.6908		0.4840	
	between	0.1061		0.8445		0.1251	
	overall	0.4841		0.6933		0.4734	
Log-likelihood		0.0007		-0.0010		0.0027	
Number of Obs.		2350		850		1500	

주1: 종속변수 : CPG

2: L.CPG는 1차 시차가 적용된 CPGt-1을 의미

3: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

으로 경계면이 접한 지역을 인접지역으로 처리하는 방식이며, Bishop은 대각선으로 모서리가 접한 지점을 인접지역으로 처리하며, Queen 방식은 경계면과 대각선 모서리에 접한 모든 지역을 인접지역으로 처리하게 된다. 본 연구에서는 서울시 25개 행정구 간의 공간적 관련성을 고려함에 있어서, 접면뿐만 아니라 꼭지점 형태로 접한 경계까지 모두 포함하기 위해 Queen 방식으로 인접지역을 처리하여 공간 가중행렬을 생성하였다.

전세가격 및 결정요인의 공간 전이 효과를 확인하기 위한 패널 SDM 추정 결과는 <표 6>에 제시된 바와 같다¹⁵⁾. 이 때, 패널 모형은 고정 효과 모형으로 설정되었으며, 공간 가중 행렬 W 는 25×25 정방행렬로서, 최대값은 6개이고 최소값은 1개이며 평균 3.68개의 인접 지역을 갖고 있다.

우선 전체 기간에 대한 분석 결과를 살펴보면, 독립변수 중 $L.CPG$ ¹⁶⁾, APG , LPG 는 통계적으로 1% 유의수준을, 그리고 LVG 는 10% 유의수준을 나타내고 있으며, 이들 모두는 전세가격에 양(+)의 영향력을 미치는 것으로 확인되었다. 한편, 공간 시차가 적용된 독립 변수 중 통계적인 유의성을 갖는 변수는 APG 와 LPG 로 나타났는데, 이들 변수들은 모두 음(-)의 부호를 보이고 있어 상기 공간 시차가 적용되지 않은 독립변수와 영향력이 반대로 작용하고 있음을 알 수 있다. 반면, $WL.CPG$ 는 통계적 유의성이 나타나지 않아, 공간 시차가 적용된 전월 인접 행정구 전세가격지수 변동량은 현재 시점의 전세가격지수 변동량에 유의미한 영향력을 미치지 않는 것으로 보인다.

공간자기상관 계수인 ρ 는 1% 유의수준에서 통계적 유의성을 갖고 있으며, 계수값도 0.7330으로 그 영향력이 상당히 높다. 이는 $WL.CPG$ 가 통계적인 유의성을 갖지 못한 것과 상반된 결과로서, 전기 보다는 현재 시점에서 인접 지역의

영향력이 전세가격 결정에 높은 영향력을 미치고 있음을 보여주고 있다.

한편, 전체 기간에서 전세가격 및 결정요인의 공간 전이 효과 측정 결과, $L.CPG$, APG , LPG , 그리고 LVG 는 각각 1%, 1%, 10%, 그리고 5%의 통계적 유의수준에서 CPG 에 유의미한 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다. 즉, 전월 전세가격과 당월 매매가격, 지가, 토지거래량은 인접 지역의 전세가격 변동률 결정에 유의미한 영향력을 미치고 있다는 의미로 해석된다. 하지만, 직접 효과의 영향력에 비할 때 간접(공간 전이) 효과의 영향력은 높지 않음을 알 수 있다. 이 때, APG 와 LPG 의 직접 효과와 간접 효과의 부호가 반대로 나타나고 있다는 것이다. 즉, 이들 변수가 전세가격 변동률 결정에 미치는 영향력은 해당 지역 일 경우와 인근 지역일 경우 그 방향성이 다르게 작용하고 있음을 의미한다. 예를 들어, 매매가격 변동률(APG)이 상승하게 되면, 해당 지역 전세가격 변동률은 상승하는 효과가 나타나지만, 인근 지역 전세가격 변동률은 하락하는 효과가 발생하는 것이다¹⁷⁾.

전세가격 급상승 이전 시기인 2007년 3월부터 2008년 12월까지의 패널 SDM 분석 결과는 전체 기간에 대한 분석 결과와 다소 다른 양상을 나타내고 있다. 분석 결과, $L.CPG$, APG , AVG , LPG

15) 본 연구에서는 패널 SDM 추정에 있어 Belotti et al.(2013)이 작성한 `xsmle.ado` Stata 코드를 사용하였음을 밝힌다.

16) $L.CPG$ 에서 L 은 후방연산자(lag operator)를 의미하는 표시로서 $L.CPG$ 는 CPG_{t-1} 을 의미한다.

17) APG 와 LPG 의 간접 효과(indirect effect)의 부호가 반대로 나타나고 있는 현상은 해당 변수들의 전체 효과(total effect) 크기에 비하여 직접 효과(direct effect)의 크기가 상대적으로 크기 때문에 간접효과(indirect effect)가 음(-)의 부호를 갖는 것으로 확인된다. 이는 특정 지역의 매매가격 변동률 상승이 해당 지역의 전세가격 변동률을 상승시키는 데에는 높은 영향을 미치고 있으나, 인접 지역의 전세가격은 하락시키는 효과를 낸다는 것을 의미한다. 이에 대한 해석에 있어서 추가적인 분석 및 원인 확인이 필요할 것이나, 직관적인 수준에서의 해석은 특정 지역의 매매 및 전세 수요 증가가 인접 지역의 전세 수요를 상대적으로 감소시키기 때문인 것이 한 가지가 될 수 있을 것이다.

는 모두 1% 유의수준에서 CPG에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 공간시차가 적용된 *L.CPG*도 5% 유의수준에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 공간자기상관성을 나타내는 ρ 값은 전체 기간과 동일하게 1% 유의수준에서 영향력을 미치는 것으로 나타났으나, 전체 기간과 비교할 때 계수값이 절반 정도로 나타나 전세가격지수의 공간자기상관 영향력은 상대적으로 낮아 보인다.

이 기간 전세가격 및 결정요인의 공간 전이 효과에 대한 분석 결과, *L.CPG*, *AVG*, *LPG*, *LVG*는 1% 또는 5% 유의수준에서 CPG에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 직접 효과와 비교할 때 그 영향력은 절반에도 미치지 못하는 것으로 나타났으며, *LPG*는 직접 효과에서의 부호와 반대로 간접 효과에서는 음(-)의 부호를 갖는 것으로 확인되었다.

전세가격 급상승기로 구분되는 2009년 1월부터 2013년 12월까지의 분석 결과는 앞서 실시한 두 기간의 결과와 또 다른 모습을 보여주고 있다. 일단 공간 시차가 적용된 독립 변수들의 통계적 유의성이 없거나 낮게 나타났다는 점이 주목할 만하다. 즉, 인근 행정구의 독립 변수들이 전세가격 변동률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었음을 의미한다. 하지만, 자기공간 자기상관 계수 ρ 는 여전히 1% 유의수준에서 0.6956을 나타내고 있어 상대적으로 높은 영향력을 보이고 있다.

이 기간 분석에서 주목할 만 한 점은 공간 전이 효과에 대한 결과 부분이다. 우선 간접 효과 분석 결과 중 통계적 유의성을 갖는 변수들은 *L.CPG*, *APG*, *LPG*, 그리고 *LVG*로 나타났으며, 각각 1%, 1%, 5%, 그리고 10%의 유의수준을 나

타냈다. 이 중 *L.CPG*의 간접 효과 계수는 0.2510으로서 직접 효과의 계수값 0.2359보다 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 즉, 전기 전세가격 변동률은 해당 지역보다는 인근 지역의 현재 전세가격 변동률에 더 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 또한 *APG*의 간접 효과도 직접 효과와 비슷한 비중을 차지하고 있는데, *APG*의 직접 효과 계수는 0.4769이며, 간접 효과 계수는 0.4142로서 거의 대등한 수준의 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 한편, *LPG*와 *LVG*의 직접 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 간접 효과에서는 각각 5%, 10%의 유의수준에서 유의미한 영향력을 미친다는 점도 주목할 만하다. 이러한 결과는 전세가격 급상승 기간 동안 전세가격 변동률 및 결정요인들이 인근 지역의 전세가격 변동률 결정에 있어서 많은 영향력을 미쳤음을 의미하는 것으로 해석된다.

상기 패널 SDM 분석 결과는 서울시 전세가격 변동률 결정에 있어서 전세가격을 포함한 부동산 주요 지표들의 직접적 영향력, 공간적 상관성, 그리고 공간 전이 효과의 존재 여부 및 영향력에 대한 유용한 정보를 제공하고 있는데, 이를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기존 선행연구에서 이미 실증적으로 확인된 바와 같이 부동산 시장의 주요 변수들은 전세가격 결정에 영향을 미치고 있었다.

둘째, 전세가격 변동률 결정에는 높은 공간 자기상관성이 관여한다. 즉, 전세가격 변동률의 결정은 이웃한 지역(행정구)의 전세가격 변동률에 의해 영향을 받고 있는 것이다. 또한, 전세가격 변동률은 이웃한 지역의 전세가격 뿐만 아니라, 자기 자신의 과거 값에도 영향을 받고 있음을 알 수 있었다.

〈표 7〉 패널 SDM 적합성 검정 결과

구 분	전체 기간	2007.3 ~ 2008.12	2009.1~ 2013.12
H0: $\theta = 0$, Wald Test	84.09 (0.0000)***	40.84 (0.0000)***	12.23 (0.0318)**
H0: $\theta = -\beta\lambda$, Wald Test	90.90 (0.0000)***	32.39 (0.0000)***	63.30 (0.0000)***
Hausman 검정	291.61 (0.0000)***	107.40 (0.0000)***	222.04 (0.0000)***

주: 팔호안 수치는 p-value를 의미 (* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01)

셋째, 전기 전세가격을 포함한 부동산 주요 변수들은 이웃 지역(행정구)의 전세 가격 결정에도 영향을 미치는 공간 전이효과를 갖고 있다. 특히, LCPG의 공간 전이성은 전세 가격이 급등하기 시작한 2009년 이후에서 더욱 두드러지게 나타나고 있었다. 이를 앞서 실시한 Trend Surface 분석 결과와 비교할 때, 2009년 이후 서울시 주택 가격의 주도권을 갖는 강남 지역으로 이동한 높은 전세가격 상승세가 전세 시장의 가격 변화를 주도하면서 공간 전이 효과의 비중이 더욱 높아진 것으로도 해석이 가능해 보인다.

3) 패널 SDM 모형 적합성 검정

행렬 표기법을 사용하여 SDM을 간략하게 표기하면 식(11)과 같다.

$$y = \lambda W y + \beta X + \theta W X + \epsilon \quad (11)$$

식(11)에서 만일 $\theta = 0$ 이고 $\lambda \neq 0$ 이라면 상기 모형은 SAR 모형과 동일하게 된다.

한편, 행렬 표기법을 사용한 SEM은 식(12)에 제시된 바와 같다.

$$y = X\beta + u \quad (12)$$

$$u = \lambda W u + \epsilon$$

따라서 ϵ 은 식(13)과 같이 표시할 수 있다.

$$\epsilon = u(1 - \lambda W) \quad (13)$$

이 때, 식(12) 주 방정식 양변에 $(1 - \lambda W)$ 를 곱하면 식(12)는 식(14)와 같이 SDM과 유사한 형태를 취하게 된다.

$$\begin{aligned} y(1 - \lambda W) &= X\beta(1 - \lambda W) + \epsilon \\ y &= \lambda W y + X\beta - \lambda W X\beta + \epsilon \end{aligned} \quad (14)$$

식(14)를 식(11)과 비교할 때, $\theta = -\beta\lambda$ 라면 식(11) SDM은 SEM과 동일하므로 SDM이 적합한 모형임을 의미한다(Belotti et al., 2013).

상기의 원리에 입각하여, 본 연구에서는 SDM 모형의 적합성 검정을 위하여 $\theta = 0$ 여부를 검정하고, $\theta = -\beta\lambda$ 여부를 검정하여 SDM, SAR, SEM 중 적합한 모형을 판단하게 된다.

한편, SDM 추정에 있어 패널 자료를 사용하였으므로, 고정효과와 확률효과 중 어떠한 모형의 사용이 적합한지를 판단할 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 패널 모형 검정에서 널리 사용되는 Hausman 검정을 통해 이를 확인하였다.

〈표 7〉은 패널 SDM 추정 결과에 대한 SAR 검정, SEM 검정, 그리고 Hausman 검정 결과를 제시하고 있다. 먼저, 또한 Hausman 검정 결과,

〈표 8〉 모형별 잔차항의 Moran's-I 검정 결과

구 분	패널회귀모형(FE)	패널 SAR	패널 SEM	패널 SDM
Moran's-I	0.376	0.049	0.435	0.016
E(I)	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
sd(I)	0.015	0.015	0.015	0.015
z-value	24.834	3.260	28.677	1.106
p-value	0.000***	0.001***	0.000***	0.134

주1: $H_0 = \text{Zero spatial autocorrelation}$

2: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

모든 기간에서 고정효과와 확률효과 간 계수 차이가 비체계적이라는 귀무가설을 기각하여 고정효과 모형이 적합함을 알 수 있다. 한편, 공간 모형 선택과 관련된 적합성 검정 결과, 모든 기간에서 $\theta = 0$ 이라는 귀무가설은 1% 또는 5% 유의수준에서 기각되어 SAR보다는 SDM이 적합한 모형으로 확인되었다. 반면, $\theta = -\beta\lambda$ 이라는 귀무가설은 전체 기간에서 1% 유의수준으로 기각되었는데, 이는 SDM보다는 SEM이 적합한 모형임을 의미한다. 하지만, 〈표 8〉에 제시된 모형별 추정치의 잔차항에 대한 Moran's-I 검정 결과를 살펴보면, 고정효과 및 패널 SEM으로 추정한 경우 높은 공간 자기상관을 갖는 것으로 나타났으며, 패널 SAR 추정 결과에서는 공간 자기상관성이 다소 완화된 모습을 보인다. 반면, 패널 SDM 추정을 사용하였을 경우 Moran's-I 값은 0.016으로 공간 자기상관성이 상당히 완화되었음을 알 수 있다. 따라서 상기 모형 적합성 검정 결과를 종합적으로 고려할 때, SDM의 가장 적합한 모형으로 판단된다¹⁸⁾.

한편, 본 연구에서의 패널 SDM 모형은 동적

패널 모형으로서 일치 추정량 여부를 담보받기 위해서는 추정 결과에 대한 자기상관성을 확인할 필요가 있다. 이에, 본 연구는 식(10)의 추정 오차항에 대한 1계 시차의 자기상관성 여부를 검정함으로써 추정의 적합성 여부를 확인하였다. 이 때, 패널 자료의 시계열 자기상관성 검정을 위한 방법으로는 Cumby and Huizinga(1992)가 제시한 패널 자료의 시계열 자기상관성 검정 방법을 사용하였다.

이에, 식(10)에 제시된 패널 SDM 모형에 대한 시계열 자기상관성 검정 결과는 〈표 9〉에 제시된 바와 같다. 검정 결과, 시계열 자기상관성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 식(10) 동적 패널 모형의 시계열 자기상관성은 상당 부분 해소된 것으로 확인된다.

〈표 9〉 추정 오차에 대한 시계열 자기상관성 검정

lag	χ^2	df	p값
1	0.100	1	0.752

주: Cumby-Huizinga test for autocorrelation

$H_0: q=0$ (serially uncorrelated)

$H_a: \text{serial correlation present at specified lags } >q$

18) 전체 모형별 추정 결과 및 모형 적합성 검정 결과는 〈부록〉에 제시된 바와 같다. 모형 적합성 검정 결과, LM(Lag) 및 LM(Error) 검정 또는 Wald(Lag) 및 Wald(Error) 검정으로는 모형의 적합성을 판단하기 어려웠으나, 정보 기준(AIC, BIC) 산정값 및 Moran's-I, 그리고 고정효과 추정 설명력(within R^2) 차원에서 패널 SDM 모형이 가장 적합한 모형으로 판정되었다.

V. 결 론

본 연구는 그 동안 언론 및 정부 기관 등에서 암묵적으로 인정되고 있던 전세가격의 공간적 확산 또는 전이 현상의 실체를 확인하기 위한 실증 분석을 실시하였다. 주택은 토지라는 공간 위에 위치해 있고, 어떤 자산보다 공간적 영향을 많이 받는 대상임에도 불구하고 기존 연구들은 주택이 공간상에 무작위 또는 상호 독립적으로 분포되어 있음을 가정하고 있었기에 공간적 영향력을 측정하기 어려웠다. 하지만, 주택은 분명히 공간 위에 놓여있고, 공간과 공간은 서로 영향을 주고받는다. 따라서 전세가격 결정에 있어 결정 요인 또는 전세가격 자체도 공간적 영향력을 발휘하게 될 것이다. 이에 본 연구는 서울시 25개 구를 대상으로 전세가격지수 변동률의 공간적 분포와 전이 효과를 확인하는 실증 분석을 실시하였다.

먼저, 본 연구는 공간 자료인 전세가격 변동률의 위상 정보인 X좌표와 Y좌표를 Quadratic 모형으로 설정한 후, Trend Surface 분석을 실시하여 전세가격 변동률의 공간적 분포와 추세를 확인하였다. 분석 결과, 2008년 이전에는 서울시 중심부 및 북부 지역을 중심으로 높은 상승세를 나타내던 전세가격 변동률이 2009년 이후에는 강남지역으로 이동하는 현상을 발견할 수 있었다. 이러한 결과를 통해 시간 변화에 따라 전세가격 변동률이 공간적 추세를 갖고 있음을 확인할 수는 있었지만, 전세가격 변동률 및 결정 요인들의 공간 자기상관성 및 공간 전이 효과의 존재 여부를 확인하기 위하여 공간 계량 모형을 사용한 실증 분석을 실시하였다.

이에, 본 연구는 서울시 25개 행정구를 대상으로 패널 SDM을 설정, 전세가격 변동률 및 결정

요인들의 공간 상관성 및 공간 전이 효과를 확인하는 실증 분석을 실시하였다. 이 때, 서울시 전세가격지수가 2009년 1월부터 구조적으로 흐름이 변화되고 있다는 사실을 Zivot-Andrews 검정을 통해 확인, 패널 SDM 추정에 있어 분석 기간을 전체 기간, 2007년 3월부터 2008년 12월까지의 기간, 그리고 2009년 1월부터 2013년 12월까지의 기간으로 구분하여 분석을 실시하였다.

분석 결과, 서울시 아파트 전세가격 변동률의 결정에는 공간 자기상관성 및 시계열 자기 상관성이 높은 비중으로 영향을 미침을 확인할 수 있었다. 또한 전기 전세가격을 포함하여 독립변수로 설정된 부동산 주요 변수들은 이웃 지역(행정구)의 전세가격 변동률 결정에도 영향을 미치는 공간 전이효과를 갖고 있음을 발견할 수 있었다. 특히, 전기 전세가격 변동률인 *L.CPG*의 공간 전이 효과는 전세가격이 급속한 상승세를 나타낸 2009년 1월 이후 시점부터 직접 효과보다 더 높은 비중을 차지하는 것으로 확인되었다. 이를 Trend Surface 분석 결과와 비교해 볼 때, 서울시 주택가격을 주도하는 강남권으로 이동한 높은 전세가격 상승세가 전세 시장의 가격 변화를 주도하면서 공간 전이 효과가 두드러지게 나타나고 있는 것으로 해석이 가능해 보인다.

상기와 같은 연구 결과에도 불구하고, 본 연구 과정 상 다음과 같은 한계점이 존재하였음을 밝히고 후속 연구를 통해 보다 향상된 연구를 도모하고자 한다.

첫째, 본 연구가 보다 확장적이고 응용력 있는 연구로 이어지기 위해서는 공간 전이 현상에 대한 적절한 해석과 다른 현상들과의 관련성이 입증되어야 할 것이다. 가령, 전세가격 변동률의 높은 공간 전이 효과가 전세 실수요자들의 지역적

이동과 관련성이 있음을 보여줄 수 있다면 보다 풍부한 해석과 현상 예측 등이 가능할 것이다. 다만, 본 연구에서는 전세가격의 공간 전이 효과 확인이라는 연구 목적의 설정과 자료 구득 등의 한계로 인하여 이러한 확장적 연구에까지 이르지 못했음을 밝히며, 이러한 확장 연구는 후속 연구 과제로 남기고자 한다.

둘째, 서울시 전세가격의 급속한 상승으로 인하여 최근 서울시 거주자가 인천 또는 경기 등 수도권 지역으로 이동하고 있는 현상이 나타나고 있다. 본 연구에서는 자료 구득 등의 한계로 인하여 연구의 공간적 범위를 서울시로 한정하였으나, 최근 수도권 지역에서 나타나고 있는 전세 수요자들의 이동 현상을 검정하기 위해서는 연구의 범위를 수도권까지 확장할 필요가 있을 것이다. 추후 후속 연구를 통해 이러한 연구 한계가 보완 및 극복될 수 있기를 기대한다.

논문접수일 : 2014년 12월 12일

논문심사일 : 2014년 12월 31일

게재확정일 : 2014년 3월 13일

참고문헌

1. 김광구, “공간자기상관의 (Spatial Autocorrelation) 탐색과 공간회귀분석(Spatial Regression)의 활용”, 「정책분석평가학회보」 제13권 제1호, 한국정책분석평가학회, 2003, pp. 273-306
2. 김원진, “서울發 전세난' 인천 연립주택까지 번지나”, 인천일보, 2014.03.31.
3. 김의준 · 김양수 · 신명수, “수도권 아파트 가격의 지역간 인과성 분석”, 「국토계획」 제35권 제4호, 대한국토 · 도시계획학회, 2000, pp. 109-117
4. 권주안 · 최성호, 「수도권 전세시장 지역별 특성 분석」, 주택산업연구원, 2010
5. 노경목, “강남發 전세대란' 관악 · 마포로 번져”, 한국경제, 2010.01.22.
6. 박현수 · 유은영, “공간패널모형을 활용한 우리나라 주택가격의 동학적 특성분석”, 「지역 연구」 제30권 제1호, 한국지역학회, 2014, pp. 3-18
7. e-나라지표(주택전세가격동향, http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1241), 2014.6.24.
8. 이용만 · 이상한, “강남지역의 주택가격이 주변 지역의 주택가격을 결정하는가?”, 「국토계획」 제39권 제1호, 대한국토 · 도시계획학회, 2004, pp. 73-91
9. 이충언, “매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석”, 「경제학연구」 제62권 제1호, 한국경제학회, 2013, pp. 29-53
10. 임상수, “글로벌 경기 침체 이후 전세가격과 매매가격 간 동조성 변화에 대한 연구”, 「부동산 도시연구」 제4권 제1호, 건국대학교 부

- 동산도시연구원, 2011, pp. 5-22
11. 임영인, “수도권 주택전세가격 변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구”, 「부동산 학보」 제51권, 한국부동산학회, 2012, pp. 158-170
 12. 임필재·이상경, “공간자기상관을 고려한 수도권 지식산업센터 매매가 및 임대료 모형 구축에 관한 연구”, 「부동산학연구」 제19권 제2호, 한국부동산분석학회, 2013, pp. 5-20
 13. 전해정·박현수, “거시경제 요인을 고려한 주택 매매·전세시장의 동학적 상관관계 분석”, 「서울도시연구」 제13권 제3호, 서울연구원, 2012, pp. 99-114
 14. 전해정·박현수, “시공간자기회귀(Star)모형을 이용한 부동산 가격 추정에 관한 연구”, 「부동산연구」 제24권 제1호, 한국부동산연구원, 2014, pp. 7-14
 15. 조정구, “지역간 주택가격 변동의 선·후행 관계에 관한 연구”, 서울대학교 석사학위논문, 2003
 16. 최명섭·김의준·방정욱, “공간종속성을 고려한 서울시 아파트 가격의 공간 영향력”, 「지역연구」 제19권 제3호, 한국지역학회, 2003, pp. 61-80
 17. 최혜림·유정석, “지역별 아파트 시장 간의 변동성 전이효과 분석”, 「국토계획」 제48권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2013, pp. 113-130
 18. 허윤경, “도시별 주택가격의 공간적 영향력 검증”, 「주택연구」 제15권 제4호, 한국주택학회, 2007, pp. 5-23
 19. 허윤경·김성진, “서울 오피스 임대료시장의 공간적 영향력 분석”, 「국토연구」 제58권, 국토연구원, 2008, pp. 195-208
 20. 황태경, “수도권 아파트 가격의 지역간 인과성 분석”, 건국대학교 석사학위논문, 2003
 21. Andrews, Donald W. K., “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1993, pp. 821-856
 22. Anselin, Luc, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Springer, 1988
 23. Anselin, Luc, Anil K. Bera, “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics,” Ullah, Aman, David E. A. Giles ed., *Handbook of Applied Economic Statistics*, 1998, pp. 237-290
 24. Anselin, Luc, Anil K. Bera, Raymond J. G.M. Florax, Mann J. Yoon, “Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.26 No. 1, 1996, pp. 77-104
 25. Anselin, Luc, Raymond J. G. M. Florax, “Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results”, Anselin, Luc, Raymond J.G. M. Florax ed., *New Directions in SpatialEconometrics*, Springer, 1995, pp. 21-74
 26. Anselin, Luc, Attila Varga, Zoltan Acs, “Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 42 No. 3, 1997, pp. 422-448

27. Baltagi, Badi H., Seuck Heun Song, Won Koh, "Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation," *Journal of Econometrics*, Vol. 117 No. 1, 2003, pp. 123-150
28. Belotti, Federico, Gordon Hughes, Andrea Piano Mortari., "Xsmle-a Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata", German Stata Users Group Meeting, Potsdam, Alemania. 2013, pp. 1-36
29. Besley, Timothy, Anne Case, "Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition," *The American Economic Review*, Vol. 85 No. 1, 1995, pp.25-45
30. Chow, Gregory C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1960, pp. 591-605
31. Cumby, Robert E., John Huizinga, "Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions," *Econometrica*, Vol. 60 No. 1, 1992, pp. 185-195
32. Debarsy, Nicolas, "The Mundlak Approach in the Spatial Durbin Panel Data Model", *Spatial Economic Analysis*, Vol. 7 No. 1, 2012, pp. 109-131
33. Eastman, J. Ronald, "Analyzing Motion with Trend Surface Analysis," 2006, Available at: http://www.clarklabs.org/applications/upload/CS_RVA_TrendSurface1-6-3.pdf, pp. 1-4
34. Elhorst, J. Paul, "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Science Review*, Vol. 26 No. 3, 2003, pp. 244-268
35. Elhorst, Paul J., "Spatial Panel Data Models," Fisher, Manfred M., Arthur Getis ed., *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Springer, 2010, pp. 377-407
36. Evans, Paul, Ji Uk Kim, "The Spatial Dynamics of Growth and Convergence in Korean Regional Incomes", *Applied Economics Letters*, Vol. 21 No. 16, 2014, pp.1-5
37. Hall, Alastair, "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12 No. 4, 1994, pp. 461-470
38. Hall, Joshua C., Justin M. Ross, "Tiebout Competition, Yardstick Competition, and TaxInstrument Choice: Evidence from Ohio School Districts," *Public Finance Review*, Vol. 38 No. 6, 2010, pp. 710-737
39. Kakamu, Kazuhiko, Wolfgang Polasek, Hajime Wago, "Model Choice for Panel Spatial Models: Crime Modeling in Japan", Decker, Reinhold, Hans J. Lenz ed., *Advances in Data Analysis*, Springer, 2007, pp. 237-244
40. Kelejian, Harry H., Peter Murrell, Oleksandr Sheptylo, "Spatial Spillovers in the Development of Institutions," *Journal of Development Economics*, Vol. 101, 2013, pp.297-315
41. Ladd, Helen F., "Mimicking of Local Tax Burdens among Neighboring Counties," *Public Finance Review*, Vol. 20 No. 4, 1992,

- pp. 450-467
42. Lee, Lungfei, Jihai Yu, "Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40 No. 5, 2010, pp.255-271
43. Leeson, Peter T., Andrea M. Dean, "The Democratic Domino Theory: An Empirical Investigation", *American Journal of Political Science*, Vol. 53 No. 3, 2009, pp. 533-551
44. Le Sage, James, Robert Kelley Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC press, 2009
45. LeSage, James P., Matthew Dominguez, "The Importance of Modeling Spatial Spillovers in Public Choice Analysis", *Public Choice*, Vol.150 No. 3-4, 2012, pp. 525-545
46. Noraishah, Mohd Idris, Isthrinayagy Krishnarajah, Noor Akma Ibrahim, Munn Sann Lye, "Trend Surface Analysis of Hand, Foot and Mouth Disease in Sarawak," *Research Journal of Environmental and Earth Sciences*, Vol. 5 No. 6, 2013, pp.337-341
47. Mur, Jesús, Ana Angulo, "The Spatial Durbin Model and the Common Factor Tests", *Spatial Economic Analysis*, Vol. 1 No. 2, 2006, pp. 207-226
48. Sobel, Russell S., Andrea M. Dean, "Has Wal-Mart Buried Mom and Pop?: The Impact of Wal-Mart on Self-Employment and Small Establishments in the United States", *Economic Inquiry*, Vol. 46 No. 4, 2008, pp. 676-695
49. Usui, Takehiro, "Applying the Spatial Durbin Model to the Consumer Behaviour toward House Waste", Fifth World Congress of Environmental and Resource Economists, 2014, pp. 2-21
50. Veen, C. J. van der, D. H. Bromwich, B. M. Csatho, C. Kim, "Trend Surface Analysis of Greenland Accumulation", *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, Vol. 106 No. D24, 2001, pp. 33909-33918
51. Vega, Solmaria Halleck, J. Paul Elhorst, "On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W," 53rd ERSA Conference, Palermo, 2013 pp. 1-28
52. Yu, Jihai, Robert de Jong, Lung-fei Lee, "Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both N and T Are Large," *Journal of Econometrics*, Vol. 146 No. 1, 2008, pp. 118-134
53. Yu, Nannan, Martin De Jong, Servaas Storm, Jianing Mi, "Spatial Spillover Effects of Transport Infrastructure: Evidence from Chinese Regions," *Journal of Transport Geography*, Vol. 28, 2013, pp. 56-66
54. Zivot, Eric, Donald W. K. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10 No.3, 1992, pp. 251-270

<부록> 전체 기간 모형별 추정(고정효과) 결과 및 모형 적합성 검정 결과

변수명		패널회귀	패널 SAR	패널 SEM	패널 SDM
Main	<i>L.CPG</i>	0.5326861 (31.92)***	0.3610101 (22.81)***	0.3910977 (20.46)***	0.3328091 (17.17)***
	<i>APG</i>	0.1119181 (8.04)***	0.0944017 (7.85)***	0.1574805 (9.45)***	0.1760919 (9.34)***
	<i>AVG</i>	0.000789 (2.31)**	0.0004969 (1.68)*	0.000281 (0.77)	-5.48E-06 (-0.01)
	<i>LPG</i>	0.0021391 (9.32)***	0.0009228 (4.54)***	0.0025007 (7.44)***	0.0027549 (5.99)***
	<i>LVG</i>	0.0015288 (3.12)***	0.000974 (2.3)**	0.0007604 (1.81)*	0.0008254 (1.96)*
W	<i>L.CPG</i>	-	-	-	0.041575 (1.00)
	<i>APG</i>	-	-	-	-0.213424 (-6.09)***
	<i>AVG</i>	-	-	-	0.0006471 (0.83)
	<i>LPG</i>	-	-	-	-0.0027436 (-3.85)***
	<i>LVG</i>	-	-	-	0.0016165 (1.45)
ρ (Spatial)		-	0.6878545 (26.16)***	-	0.7330386 (25.33)***
λ (Error)		-	-	0.791869 (27.98)***	-
σ^2 (Variance)		-	0.0000229 (33.73)***	0.0000224 (33.25)***	2.19E-05 (33.46)***
상수항		0.0016859 (12.31)***	-	-	-
R^2 : within between overall		0.4655 0.9426 0.4675	0.4667 0.0582 0.4575	0.4509 0.8751 0.4525	0.4903 0.1061 0.4841
LM (Lag)		543.95***	-	-	-
LM (Error)		612.48***	-	-	-
Wald (Lag)		-	684.52***	-	641.77***
Wald (Error)		-	-	783.01***	-
AIC		-17766.97	-18289.03	-18277.51	-18360.90
BIC		-17732.40	-18248.70	-18237.17	-18291.75
Moran's-I		0.376***	0.049***	0.435***	0.016
$E(I)$		-0.000	-0.000	-0.000	-0.000

주1: 괄호안 수치는 t-value를 의미

2: p-value: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

3: LM(Lag) 및 Wald(Lag)의 귀무가설 : $\rho=0$, LM(Error) 및 Wald(Error)의 귀무가설 : $\lambda=0$