

소상공인 점포의 분포와 환경요인의 공간적 영향관계에 관한 실증연구*

유무상¹ · 최돈정^{1*}

An Empirical Study on the Spatial Effect of Distribution Patterns between Small Business and Social-environmental factors*

Mu-Sang YOO¹ · Don-Jeong CHOI^{1*}

요 약

본 연구에서는 천안시, 아산시의 100m×100m격자 내에 집계된 소상공인 분포가 가지는 공간적 의존성(Spatial Dependency)과 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)을 전역적(Global), 국지적(Local) 공간 자기상관(Spatial Autocorrelation)을 통해 측정 및 가시화하였다. 먼저 탐색적 공간데이터 분석방법(ESDA: Exploratory Spatial Data Analysis)인 Moran's I Index를 통해 연구지역에서 소상공인 분포의 정적(Positive)공간자기상관이 발생하는 것을 확인하였으며, 국지적 공간자기상관 지표(LISA : Local Indicators of Spatial Association) 중 하나인 Getis-Ord GI*를 통해 공간자기상관의 국지적 패턴을 가시화하였다. 이를 통해 소상공인 상가점포의 입지요인 분석 시 적용할 변수와의 관계에 대해 공간회귀모형의 적용이 타당함을 증명하였으며, 소상공인의 분포와 모바일 트래픽 기반의 시간대별 유동인구, 토지이용 혼합성 지수 그리고 주거지, 상업, 도로망, 교통결절점과의 공간영향관계를 지리가중 회귀분석(GWR : Geographically Weighted Regression)을 통해 분석하였다. 최종적으로 다중공선성(Multicollinearity)이 발생했던 버스정류장 접근성, 오후시간대 유동인구, 저녁시간대 유동인구를 제외한 6개의 변수를 적용하였고 GWR 모형이 OLS모형보다 주요통계량에서 모형 설명력이 개선됨을 도출하였다. 분석에 최종적으로 적용된 6가지 변수의 회귀계수와 국지적 결정계수(Local R²)에 대해 연구지역 내에서 공간적으로 변화하는 변수별 영향력을 가시화하였다. 본 연구는 실질적으로 측정된 방식의 유동인구 정보를 적용함으로써 상권을 이용하는 도시민의 동적 정보를 반영한 것이 상권분석을 수행한 다른 연구들과 차별적인 성격을 가진다. 마지막으로 이러한 동적정보와 변수들의 공간적 상호작용을 구조화하기 위해 미시적 공간단위에서 공간통계학(Spatial Statistical)적 모형 적용을 통해 상권분석의 새로

2019년 02월 11일 접수 Received on February 11, 2019 / 2019년 03월 13일 수정 Revised on March 13, 2019 / 2019년 03월 14일 심사완료 Accepted on March 14, 2019

* 본 연구는 2018년 충청남도에서 진행한 수탁과제 '모바일 데이터와 지역자료 연계를 통한 공공정책 발굴'의 내용 중 일부를 보완한 것임

¹ 충남연구원 공간환경연구실 연구원 Space and Environment Laboratory, Chungnam Institute

* Corresponding Author E-mail : jjolddagoo@cni.re.kr

운 프레임을 제시하였다는 점에서 연구적 의의를 가진다.

주요어 : 소상공인 입지, 모바일 빅데이터, 공간자기상관, 지리가중 회귀분석

ABSTRACT

This research measured and visualized the spatial dependency and the spatial heterogeneity of the small business in Cheonan-si, Asan-si with 100m×100m grids based on global and local spatial autocorrelation. First, we confirmed positive spatial autocorrelation of small business in the research area using Moran's I Index, which is ESDA(Exploratory Spatial Data Analysis). And then, through Getis-Ord GI*, one kind of LISA(Local Indicators of Spatial Association), local patterns of spatial autocorrelation were visualized. These verified that Spatial Regression Model is valid for the location factor analysis on small business commercial buildings. Next, GWR(Geographically Weighted Regression) was used to analyze the spatial relations between the distribution of small business, hourly mobile traffic-based floating population, land use attributes index, residence, commercial building, road networks, and the node of traffic networks. Final six variables were applied and the accessibility to bus stops, afternoon time floating population, and evening time floating population were excluded due to multicollinearity. By this, we demonstrated that GWR is statistically improved compared to OLS. We visualized the spatial influence of the individual variables using the regression coefficients and local coefficients of determinant of the six variables. This research applied the measured population information in a practical way. Reflecting the dynamic information of the urban people using the commercial area. It is different from other studies that performed commercial analysis. Finally, this research has a differentiated advantage over the existing commercial area analysis in that it employed hourly changing commercial service population data and it applied spatial statistical models to micro spatial units. This research proposed new framework for the commercial analysis area analysis.

KEYWORDS : *Small Business, Mobile Big Data, Spatial Autocorrelation, Geographically Weighted Regression*

서론

소상공인이란 「중소기업 기본법」 제 2조 2항에 따라 소기업 중 상시근로자가 10명 미만이고 업종별 상시 근로자수 등이 대통령령으로 정하는 기준을 모두 갖춘 자를 의미한다. 동법에 따르면 시·도지사는 대통령령으로 정하는 바에 따라 소상공인 지원 기본계획 및 시행 계획 등의 지역별 추진실적을 중소기업청장에게 제출

하여야 한다. 또한 소상공인의 자유로운 기업 활동을 촉진하고 경영안정과 성장을 도모하여 소상공인의 사회적·경제적 지위향상과 국민경제의 균형 있는 발전에 이바지함을 목표로 「소상공인 보호 및 지원에 관한 법률」이 제정·운영되고 있다. 이와 별개로 2017년 12월 행정안전부는 「데이터기반 행정 활성화에 관한 법률」을 정부안으로 국회에 제출하여 중앙정부와 지자체로 하여금 데이터 기반의 과학행정을 통한 정책의 체질개선을 도모하고 있다.

소상공인시장진흥공단은 이러한 기조에 발맞춰 다양한 공공데이터를 자체 구축 및 제공하고 있으며 상권분석, 경쟁분석, 입지분석, 수익분석 등 자체적인 서비스 프레임 개발 및 운용 중이다. 이러한 서비스는 공단이 보유한 상가업소 데이터를 기반으로 이루어지는데 상가업소 데이터와 다양한 이종데이터의 결합을 통해 유의미한 정책 인사이트 도출이 가능하다고 판단된다.

Son *et al.*(2007)은 청주시 북대동을 대상으로 커널밀도함수(Kernel Density Function)와 최근린지수(Nearest Neighbor Index)를 활용하여 Huff 확률모형을 통해 상권분석을 진행하였다. 그리고 분석결과를 지도로 도식화하여 북대동의 상권을 4개의 중심권역으로 분류하였다. 또한 Song and Park(2017)도 동일한 GIS 기법을 이용하여 대형할인점과 전통시장을 중심으로 상권분석을 진행하였는데 소상공인의 상권 활성화를 위해서는 대형할인점에 대한 입지선정 기준 및 규제가 마련되어야 소상공인의 상권 보호가 가능하다고 제언했다.

Frank *et al.*(2005)은 단위공간의 혼합적 토지이용이 도시민의 보행활동을 촉진시키고 다양한 소비목적의 단위 공간 내에서 가능하게 하므로 토지이용 혼합도(Land Use Mix)를 정량적으로 산출하여 상권의 활력도를 분석하였다. Lee *et al.*(2015)은 상업위주의 업무복합 가로구역이 타구역보다 토지이용 혼합도가 높음을 실증 분석하였으며, 유동인구의 흐름을 통해 가로 내 상권의 이용패턴을 분석한 연구사례도 존재한다(Byun and Seo, 2011). 또한 상권의 입지경쟁력이 소비자나 주거시설 등의 접근성에 기반한다고 보고한 연구사례(Tae and Rhim, 2010)도 있다. 한편 Suh and Han(2015)에 따르면 소상공인 점포의 입지(Location)는 해당 상권의 잠재력을 나타내는 중요한 지표 중 하나인데 이러한 상권의 입지경쟁력은 해당 상권을 이용하는 유동인구(Floating Population)의 패턴과 매우 밀접한 관계를 가진다. 예를 들어 좋은 상권은 다운타운, 역세권, 대학가, 관광지처럼 고객의 수요나 배후 유동인구가 많은 특성을 가지기 때문이다(Baek, 2017). 또한 Lee *et*

al.(2003)은 상권의 쇠퇴원인 중 하나로 유동인구의 감소를 제시한 바 있고, Kim *et al.*(2012)은 기존의 상권 분석 연구들이 가지는 한계를 지적하며 상권과 유동인구의 연관성을 중심으로 상권 활성화방안을 제시하였다. 특히 해당 연구는 상권과 상권이용고객들의 동태적 관계변화를 다룰 수 있는 실증분석용 데이터의 부재를 기존연구의 한계로 제시하며 고객구성비를 유동인구 변수로 활용하였다. 그러나 고객구성비는 점포를 방문한 인원 에 대한 집계데이터이므로 엄밀한 의미에서 유동인구 특성을 반영하는 데이터로 보기에 무리가 있다. Kim *et al.*(2015)은 SKT 통신사에서 제공하는 시간대별 50m×50m 공간해상도의 모바일 기반 유동인구 자료를 바탕으로 조사를 통한 서울시의 유동인구 산정방식에 비해 공간적으로 17.5배 상세화 된 유동인구 데이터를 산출하였다. 또한 통계청의 표본을 10%를 바탕으로 한 주간인구 자료보다 통신기반의 유동인구 데이터가 신뢰성이 있는 데이터임을 제시하였다. 2018년 3월 포브스지(Forbes)에서 소개된 Dresner Advisory Services의 Location Intelligence Market Study보고서(Howard Dresner, 2018)에 따르면 비즈니스 인텔리전스(Business Intelligence, BI)의 한 형태로서 위치정보(Location Intelligence)의 중요성을 제시하고 있다. 특히 지오코딩(Geocoding)을 통한 통신(Telecommunication)데이터가 가진 지리적 특성의 활용은 기업의 판매와 마케팅의 효과를 효과적으로 분석할 수 있다고 밝히고 있다. 다시 말해 데이터를 수집, 정리, 분석하고 활용하여 경영에 있어 효율적인 의사결정을 하는 과정에서 통신 빅데이터 기반의 유동인구 데이터가 매우 유용하다는 의미이다. 우리나라의 경우 민간 통신 기업에서 기지국 기반의 모바일 트래픽정보를 활용하여 미시적인 공간단위의 유동인구 데이터를 생산 및 공급하고 있다. 모바일 기반 유동인구 데이터는 통계기반의 정적인 주거인구, 직장인구 등의 상주인구와는 달리 상권을 중심으로 펼쳐지는 도시민의 행동패턴(Behavior Pattern)을 반영하는 동적(Dynamic)인 데이터

이다.

Tobler(1970)의 ‘지리학의 1법칙(Tobler’s First Law of Geography)’에 따르면 “모든 것은 서로 연관성이 있지만 가까운 것들이 멀리 떨어져 있는 것 보다 더 큰 연관성을 갖는다.”는 공간 종속성(Spatial Dependency)을 중요한 개념으로 제시하고 있다. 이는 공간자기상관(Spatial Autocorrelation)의 영향으로 특정 공간단위(Spatial Unit)에 분포한 소상공인 상권의 입지경쟁력의 변동은 인접한 공간단위의 입지경쟁력과도 밀접한 연관성을 가지게 된다는 의미이다. 특히 이러한 공간 자기상관의 군집(Cluster)이 발생하는 이례지역이 존재할 때 이에 대한 영향요인 또한 공간단위별로 다르게 작용할 수 있으므로 이를 구조화 할 수 있는 공간 회귀모형(Spatial Regression)의 적용이 필요하다(Choi and Suh, 2013). 또한 행정구역별로 집계(Aggregation)된 데이터가 아닌 위치 기반으로 수집된 데이터의 적용에 있어 수정 가능한 공간단위문제(MAUP : Modifiable Areal Unit Problem)의 최소화를 위해서는 미시적인 분석 공간단위의 적용이 필요하다(Kim *et al.*, 2016).

이러한 맥락에서 본 연구는 국가표준그리드

(100m×100m)를 기반으로 소상공인 업종분포의 공간자기상관을 측정하고 공간회귀모형의 적용을 통해 모바일 트래픽기반의 시간대별 유동인구, 접근성 및 혼합성 지표와 영향관계가 가지는 공간적 변동성을 정량적 가시적으로 분석하였다.

연구 방법

1. 연구의 범위

본 연구의 공간적 범위는 충청남도 천안시, 아산시 지역이다. Lim *et al.*,(2014)은 국토정책의 수요는 행정경계와 상이한 형태로 전개되지만 실무에서는 대부분 행정구역 단위로 집계한 통계자료에 의존하고 있는 점을 지적한 바 있다.

이에 해당 연구는 통계청의 소지역 집계구 통계 또한 행정구역 통계와의 호환성은 뛰어나지만 기후나 지형과 같은 이산적인 공간 준거데이터의 동적 정보를 파악하기 어렵고 융합적 활용도 기대하기 힘들다는 한계를 보완하고자 격자 기반 통계의 도입을 제시하였다. 따라서 본 연구에서 분석의 기본 공간단위는 MAUP의 발생을 최소화하기 위해 국토지리정보원에서 제공하

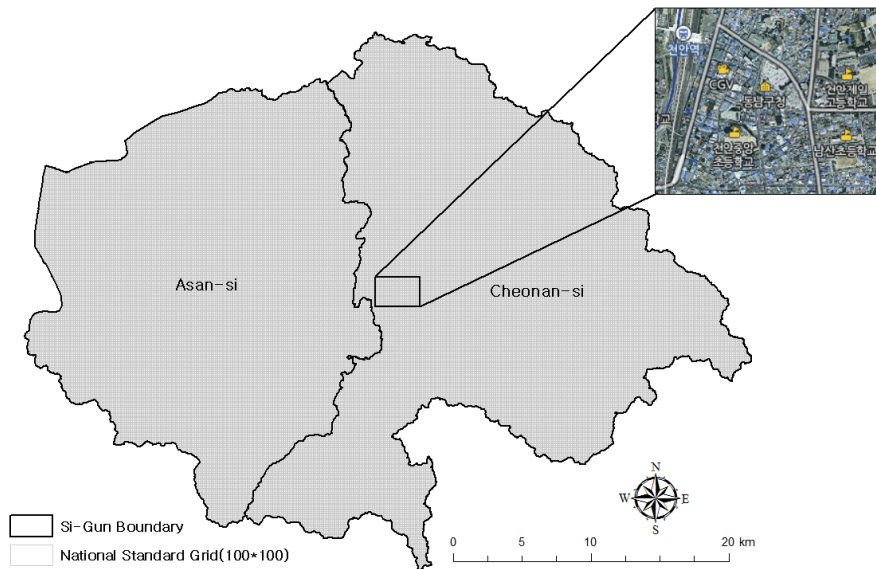


FIGURE 1. Research Area

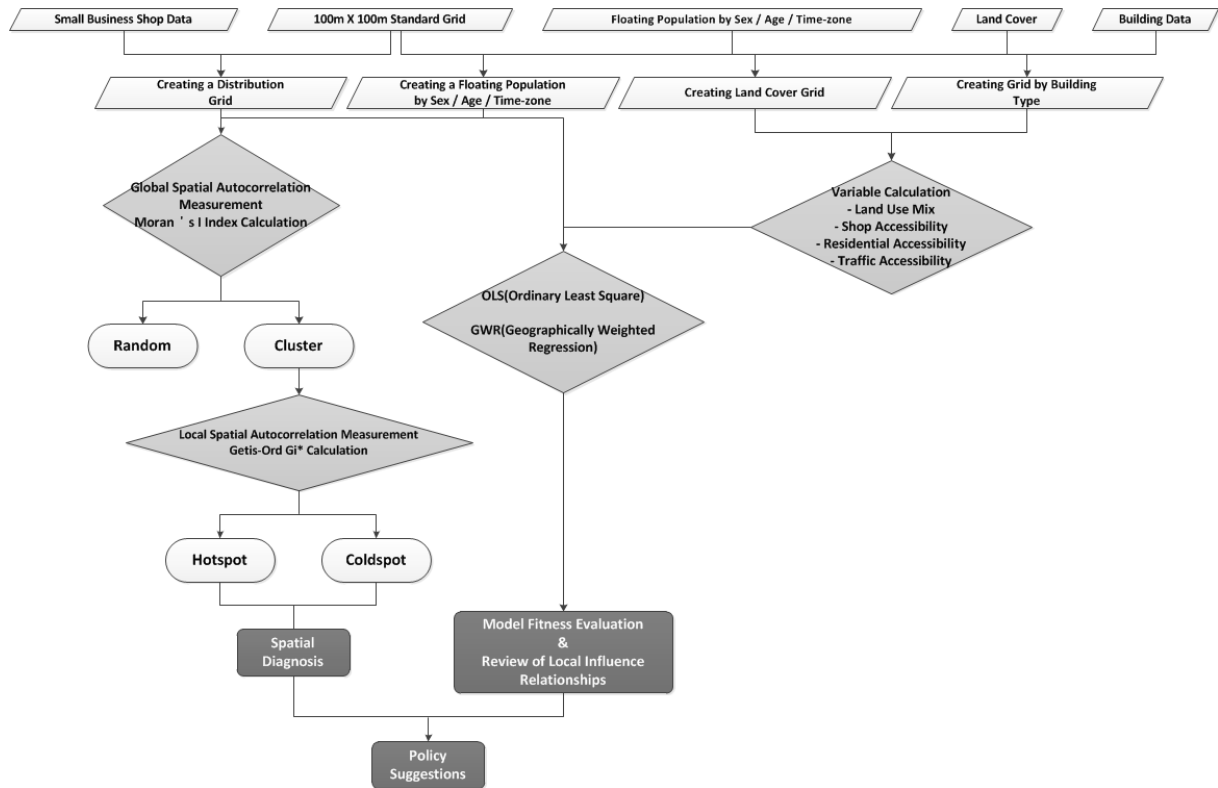


FIGURE 2. Research Flow Chart

는 국가표준그리드(100m×100m)를 적용하였고 분석 대상지의 전체 그리드 수는 119,179개이다(그림 1).

연구의 시간적 범위는 2017년이며, 유동인구의 경우 성/연령별로 주중, 주말, 공휴일의 오전(06~12), 오후(12~18), 저녁(18~24), 심야(24~06)의 총 12개의 시간대별 유동인구를 산출하여 적용하였다. 연구의 내용적 범위는 첫째, 국가표준그리드 상에 집계된 2017년 6월 소상공인 점포수에 대한 전역적 공간자기상관 측정을 통해 국지적 공간자기상관의 측정과 공간회귀모형 적용의 근거를 마련하는 것이다. 둘째, 국지적 공간자기상관 측정을 통해 소상공인 점포의 증감현상이 보이는 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)의 분포패턴을 해석한다. 셋째, 시간대별로 나누어진 유동인구 변수와 혼합도, 접근성 측면의 변수를 적용하여 소상공인 업소 분포와의 관계에 대한 그리드 기반의 지리가중회귀분석(GWR)과 OLS분석 결과를 비교하여

공간회귀모형 적용의 타당성을 제시하고 천안, 아산 소상공인 상권분포와 유동인구 및 혼합성, 접근성 변수와의 공간적 영향관계의 변이를 검토하였다(그림 2).

2. 자료수집 및 구축

본 연구에서 활용한 데이터는 크게 여섯 가지로 나뉜다(표 1).

첫째, 국토지리정보원에서 제공받은 100m×100m 국가표준그리드이며, 이는 분석의 기본공간단위로 활용되었다. 둘째, 소상공인시장진흥공단에서 제공하는 2017년 6월 기준 소상공인 상가점포 데이터를 지오코딩하여 공간자료로 변환하였다. 셋째, SK Geovision에서 2017년 천안, 아산 지역의 50m×50m p-cell기반의 연령대 및 시간대별 유동인구 자료를 제공받았으며, 이를 국가표준그리드에 공간조인(Spatial Join)하였다. 넷째, 천안시, 아산시에서 제공받은 건축물 대장 자료를 지오코딩하여 표준그리드 중심

TABLE 1. Building Data and Setting Variables

Variable	Data	Source	Resolution	Year
Floating Population	Time-sized Floating Population	SK Geovision	50m×50m	2017
Accessibility	Residence	Cheonan-si, Asan-si	Location-A Legister of Building	2017
	Store	Cheonan-si, Asan-si	Location-A Legister of Building	2017
	Bus Stop	Cheonan-si, Asan-si	Location-A Legister of Building	2017
	Road Network	Itself Building	1:5,000	2017
Mixability	Land Cover Map	Ministry of Environment	1:5,000	2017

점에서 반경 400m 내에 있는(Choi and Suh, 2014) 주거지와 상점까지의 평균 거리를 격자 내에 조인하였다. 다섯째, 자체 구축한 1:5,000 도로망을 활용하여 교통 접근성 변수를 산출하였다. 여섯째, 환경부에서 제공하는 세분류 토지 피복도 자료를 기반으로 각각의 표준 그리드에 대한 토지이용혼합도(Land Use Mix)를 산출하였다. 토지이용 혼합도는 단위구역 내 얼마나 많은 토지이용이 포함되어있는지를 나타내는 지수로써 0~1사이의 값을 가지며 1에 가까울수록 단위구역 내 토지이용혼합도가 높아 다양한 보행과 소비활동이 가능하다는 것을 의미한다. 토지이용 혼합도를 산출하는 과정은 다음과 같다 (Frank *et al.*, 2006).

$$\wedge Use Mix(LUM) = - \sum_{i=1}^n \frac{p_i \ln p_i}{\ln n} \quad (1)$$

p_i : 단위구역 내 토지이용 i 의 면적비율

n : 단위구역 내 토지이용의 갯수

최종적으로 도출된 6개의 유동인구 변수는 OLS나 GWR분석 시 변수간의 상관성이 높은 다중공선성이 발생할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 4개 유동인구 변수와 접근성 지표 4개, 혼합성 지수 1개에 대해 분산팽창계수(VIF : Variance Inflation Factor)를 산출하여 10이상의 결과를 보인 변수를 제외한 유동인구 변수를 분석에 활용하였다.

3. 공간자기상관(Spatial Autocorrelation)의

측정

행정구역이나 통계구역을 중심으로 집계되는 데이터는 그 자체로도 속성정보를 포함하고 있지만 위치(Location)나 지리 공간적 특성을 함께 가지게 된다. Huxhold and Levinsohn (1995)는 지구상의 80~90%의 데이터가 지리적 속성을 포함한다고 제시한 바 있고 Fitzke and Greve (2010) 또한 80%정도의 모든 정보는 공간을 참조한다고 제시한 바 있다. Hahmann and Burghardt (2013)은 독일의 위키피디아 시멘틱웹을 기준으로 소셜 네트워크 분석을 실시한 결과 78%의 데이터가 지리적 위치와 관련이 있음을 증명하였다. 이렇게 지리 공간적 속성을 가지는 수많은 데이터를 다룸에 있어 대부분의 기존 연구들은 ‘공간’이 가지는 연속성과 이산적인 특성을 고려하지 못하고 모든 데이터는 공간상에 무작위(Random)적이며 독립적(Independent)으로 분포한다고 가정한다. 그러나 Tobler의 지리학의 1법칙¹⁾을 고려할 때 대부분의 사회, 자연적 현상은 공간상에서 무작위적이거나 독립적이지 않은 영향관계에 있으며 그 영향은 인접성이 높을수록 더 커진다고 이해할 수 있다. 이러한 공간 영향관계가 바로 공간자기상관에 의해 발생하는 것이며 공간자기상관의 측정을 통해 공간영향관계를 물리적으로 구조화하는 것이 가능하다. Griffith (1987)는 이러한 공간자기상관을 공간단위들이 지리적으로 분포하는 방식에서 발생하는 하나의 변수가 가지는 여러 값들과의 관계로 정의한 바 있으며 이러한 공간 객체(Feature)들이 서로 유사한 값을 가지는 정적(Positive) 자기상관과 서

로 상이한 값을 가지는 부적(Negative)자기상관으로 구분한다(Kim, 2003). 이러한 공간자기상관의 측정을 수행하는 방식은 크게 전역적(Global)방식과 국지적(Local)방식으로 구분할 수 있는데 전역적 공간자기상관의 측정은 일반적으로 탐색적 공간데이터 분석(ESDA : Exploratory Spatial Data Analysis)을 통해 수행한다. ESDA는 데이터의 공간적 특성 - 공간의존성 및 자기상관과 공간상의 이질성을 파악하는데 초점을 둔다(Kim, 2003). 본 연구에서는 ESDA의 분석기법인 Morans' I Index와 Moran 산점도(Scatterplot)를 통해 소상공인 점포중심의 전역적 공간자기상관 발생유무를 측정하고자한다. Morans' I Index는 ESRI사의 ArcGIS Desktop 10.1을 통해 산출하였으며 다음과 같은 수식으로 정리된다.

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2)$$

여기서 z_i 는 공간단위 i 의 평균값($x_i - \bar{x}$)의 편차, 공간단위 i 의 값은 x_i 이고 x 의 평균값은 \bar{x} , 관측지점의 수는 n 이며, w_{ij} 는 i 지점에서 j 지점 사이의 공간 가중치행렬(Spatial Weighted Matrix)이다. S_0 은 모든 공간가중치값의 합을 의미하는데 다음과 같이 표현된다.

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} \quad (3)$$

만약 x 가 정규분포를 따르는 모집단에서 임의로 추출된 샘플이라고 가정할 때 랜덤하게 그 값을 재배치하여 시행을 반복했을 때 Morans' I Index의 기대값은 다음과 같이 표현 될 수 있는데 N 이 커질수록 0에 수렴하게 되는 구조이다.

$$E(I) = \frac{-1}{N-1} \quad (4)$$

최종적으로 Morans' I Index는 -1~1사이의 값을 가지게 되는데 1에 가까울수록 정적 자기상관으로써 연구지역 내 값들의 유사성이 높음을 의미하며 -1에 가까울수록 부적 자기상관으로써 연구지역 내 값들의 이질성이 높음을 나타낸다(Anselin, 1995 and 1996). 특히 공간가중치 행렬의 작성은 공간자기상관의 분석에 있어 가장 중요한 과정이라 할 수 있는데 '가까운' 것을 어떻게 정량화 하는가에 대한 문제이다. 공간가중치 행렬을 작성하는 방법은 폴리곤의 인접여부, 물리적 거리 제한, 시간적 거리, 경제적 차이, 인구의 차이, 가까운 이웃의 수 지정 등 다양한 방법이 있을 수 있다. 본 연구에서는 공간가중치 행렬을 다양하게 적용해 보고 자기상관 지수를 가장 크게 도출하는 가중치 행렬방식을 채택하는 것으로 분석방향을 설정하였다(Choi and Suh, 2013). Moran 산점도의 경우 Moran' s I Index와 회귀분석의 틀을 활용하는 방법으로 4분면으로 나누어 1, 3사분면에는 정적 공간자기상관, 2, 4사분면에는 부적 공간자기상관을 표현할 수 있다. 이는 공간객체 i 의 값과 공간가중치 값 W 에 i 값을 곱해 값을 회귀시켜 얻은 회귀계수(Regression Coefficient)이다(Anselin, 1996).

국지적 공간자기상관 지표(LISA : Local Indicators of Spatial Association)는 공간 자기상관을 시각화하는 방법 중 하나로써 전역적 측도인 Moran' s I Index가 연구지역 전체의 자기상관 지수를 하나의 값으로 보여주는 것과는 차이가 있다. LISA의 경우 공간자기상관의 국지적(Local) 측도으로써 연구지역 내 발생할 수 있는 공간 자기상관의 국지적 변이(Local Variation)를 시각화 해주는 방법이다(Getis and Ord, 1992). 본 연구에서는 Getis-Ord GI*를 활용하여 소상공인 점포분포의 국지적 공간자기상관을 측정하였으며 다음과 같이 설명된다.

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} x_j - \bar{X} \sum_{j=1}^n w_{i,j}}{S \sqrt{\frac{n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - \left(\sum_{j=1}^n w_{i,j} \right)^2}{n-1}}} \quad (5)$$

$$\bar{X} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n}$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n x_j^2}{n} - (\bar{X})^2}$$

x_j 는 공간객체 j 의 값을 의미하고 $w_{i,j}$ 는 i 지점과 j 지점 사이의 공간가중치행렬을 의미하며 모든 공간객체의 개수는 n 과 같다. Getis-Ord GI*분석을 통해 연구지역 내에서 통계적으로 유의미한 범위 안의 높은 값들의 군집인 Hotspot과 낮은 값들의 군집인 Coldspot을 추출할 수 있다.

4. 지리가중회귀모형(GWR : Geographically Weighted Regression)

전통적인 최소자승방식의 최소제곱법(OLS)의 선형 추정은 추정값의 최적선형불편추정량(BLUE : Best Linear Unbiased Estimator)을 충족시키기 위해 몇 가지의 가정을 하게 된다²⁾. 그러나 이는 지리 공간적 준거데이터가 가지는 공간적 의존성과 공간적 이질성의 특성을 반영하지 못하는 방식으로써 과소추정이나 과대추정의 위험이 있다(Griffith and Layne, 1999). Cordy and Griffith(1993)에 따르면 회귀분석의 잔차가 공간자기상관을 가지게 되면 OLS 회귀계수의 추정량은 비편향적이지만 분산은 매우 큰 편향성을 가지게 된다. 이는 지리 공간적 특성을 반영하지 못하는 OLS선형회귀 방법론을 통해 얻어진 수많은 실증연구의 결과에 의문을 제기할 필요성을 반증하는 부분이다.

GWR은 상이한 지리 공간적 특성을 가지는 공간단위들에 대해 서로 다른 회귀모형을 적용하는 추정방식으로 공간적 이질성을 반영 할 수 있는 장점이 있다(Kim *et al.*, 2016). 또한 일반적인 선형 추정 방식과 달리 연구지역 내의 개별 관측지점을 회귀분석의 기준점으로 설정하여 적정 대역폭(Kernel Bandwidth) 내에 속하는 관측 값들을 대상으로 추정하기 때문에 적용된 공간단위의 수만큼 회귀식이 도출된다(Brunsdon *et al.*, 1996). GWR의 추정방식은 다음과 같다.

$$y_i = \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \epsilon_i \quad (6)$$

여기서 y_i 는 공간단위 i 의 반응 변수 값을 나타내고 x_{ik} 는 공간단위 i 의 k 번째 설명변수를 의미한다. (u_i, v_i) 는 공간단위 i 의 중심점 좌표이며 β_k 는 공간단위 i 의 k 번째 설명변수의 계수, ϵ_i 는 공간단위별 잔차를 의미한다. GWR모형은 OLS모형과 유사한 형태이지만 추정지점인 i 에 대한 거리가중함수인 (u_i, v_i) 를 적용하는 차이가 있다. 이는 가중최소자승법(Weighted Least Squares)방식으로 각각의 추정지점에 대한 회귀계수를 도출한다(Choi and Suh, 2014).

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = [X^T W(u_i, v_i) X]^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y \quad (7)$$

이때 $W(u_i, v_i)$ 는 다음과 같다.

$$W(u_i, v_i) = \begin{pmatrix} W_{i,1} & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & W_{i,2} & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & \dots & W_{i,n-1} & \\ 0 & 0 & \dots & 0 & W_{i,n} \end{pmatrix} \quad (8)$$

여기서 X 는 $(n \times k)$ 설명변수의 행렬이고 Y 는 $(n \times 1)$ 반응변수 벡터이며 $W(u_i, v_i)$ 는 공간

가중치행렬이다. $W(u_i, v_i)$ 의 대각선에 위치한 값들은 (u_i, v_i) 라는 좌표를 갖는 공간단위 i 에 대한 전체 격자수인 119,179개 지점의 공간가중치를 의미한다. 즉, 격자 i 와 다른 격자 사이의 가중치는 일반적인 공간가중치행렬과 다른 대각행렬 형태를 구성하게 된다. 일반적으로 $W(u_i, v_i)$ 는 커널함수(Kernel Function)에 의해 정의되며 다음과 같이 표현된다.

$$W_{ij} = \exp(-\gamma d_{ij}^2) \tag{9}$$

여기서 d_{ij} 는 공간단위 i 의 중심점에서 다른 공간단위 j 중심점까지의 거리를 의미한다. γ 의 경우 추정을 필요로 하는 값으로 적정 대역폭(Kernel Bandwidth)을 의미하는데 그 변화에 따라 추정치의 변화를 좌우하게 된다. 이를 추정하는 방식은 모든 공간단위에 고정된 Kernel을 적용하는 고정형(Fixed) 방식이 있고 자료의 밀집성향을 기준으로 상이한 대역폭을 적용하는 적응형 커널(Adaptive) 방식이 있는데 본 연구에서는 적응형 커널(Adaptive)을 적용하였다.

$$CV = \sum_{j=1}^n (y_j - \hat{y}_j)^2 \tag{10}$$

여기서 $i(\theta)$ 는 i 번째 공간단위의 대역폭을 의미하고 $\hat{y}_j = i(\theta)$ 는 j 지점의 추정 기대값을 의미한다. 일반적으로 OLS분석과 GWR모형간의 비교분석 시 수정 결정계수 이외에 수정 AICc(Akaike Information Criterion correction)값과 잔차 제곱 합을 이용하는데(Choi and Suh, 2012), 두 가지 통계량 모두 낮게 도출될수록 설명력이 높은 것으로 이해할 수 있다(Chung et al., 2012).

$$AICc = 2n(\log_e(\hat{\sigma}) + n \log_e(2\pi)) + n \left(\frac{n + tr(S)}{n - 2 - tr(S)} \right) \tag{11}$$

단, $S = \frac{y}{y}$

여기서 n 은 공간단위의 수이고 $\hat{\sigma}$ 는 잔차의 추정 값을 의미하며 \hat{y} 는 반응변수, y 는 반응변수의 추정 값을 의미한다. 특히 수정 AICc의 경우 일반적으로 두 모형 간에 4이상의 차이가 있을 시 모형에 개선이 있는 것으로 판단할 수 있다(Jo, 2009).

결과 및 고찰

1. 소상공인 분포의 공간자기상관

그림 3은 100m×100m 격자망에 집계된 2017년 천안시, 아산시 지역의 소상공인 점포에 대한 전역적 공간자기상관 지수인 Moran's I Index와 Scatterplot을 나타낸다. Moran's I Index 산출시 적용한 공간가중치행렬은 폴리곤 인접성여부의 Rook, Queen 방식과, 역거리 가중치(Inverse Distance Weighted), Average Nearest Neighbor 산출을 통한 고정거리(145m)적용의 네 가지 방식을 적용한 결과 Average Nearest Neighbor를 통한 고정거리 적용방식에서 가장 높은 자기상관 수치를 보였다.

이론적으로 Moran's I Index는 1에 가까울수록 강한 정적 자기상관으로 판단할 수 있고 이는 소상공인 업종분포에 공간자기상관이 존재하는 것으로 이해할 수 있다. 그림 4는 소상공인 분포에 대한 Getis-Ord GI*분석 결과이다. 특이한 점은 가장 높은 공간자기상관지수를 보인 임계거리 145m에서의 Getis-Ord GI*분석 시 통계적으로 유의한 범위 안에서 높은 값의 군집인 Hotspot은 탐지되었지만 Coldspot은 탐지되지 않았다는 점이다. 이는 소상공인 점포의 분포형태와 연관이 있는 것으로 도심지역에서는 단위 면적에서 인접거리 내의 상가점포의 수가 많고 도심지역을 벗어난 곳에서는 상가점포의 절대적인 수가 적고 도심지보다는 상가점포들이 공간적으로 이격되어 있기 때문이다.

특히 천안시의 쌍용동, 불당동, 성정동, 천안공업단지 주변을 포함한 구도심 지역과 아산시

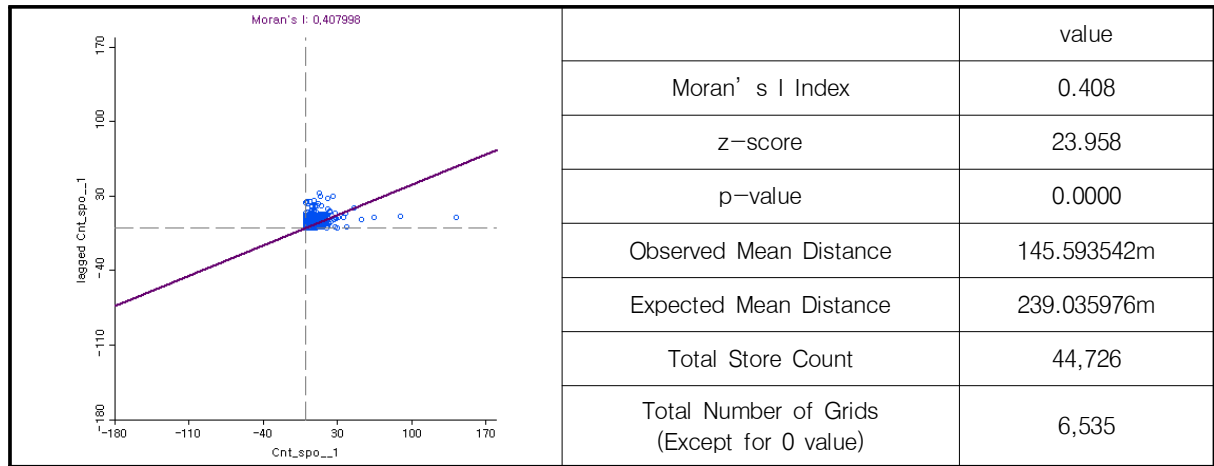


FIGURE 3. Moran' s I Index of Small Business Distribution

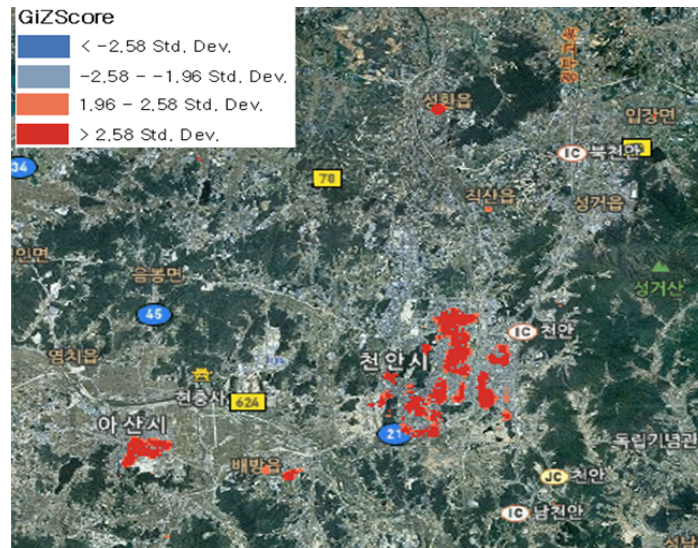


FIGURE 4. Cluster Area of Small Business Distribution

의 온양온천역을 중심으로 한 도심지역에 소상공인 상가점포의 Hotspot이 크게 형성되어 있는 것을 확인할 수 있고 아산시 배방읍과 천안시 천안아산역 주변의 신도시에도 소상공인 점포의 Hotspot이 형성되고 있다. 이를 통해 천안시, 아산시 지역의 소상공인 상가점포의 분포에 전역적, 국지적 공간자기상관이 발생하는 것을 확인하였고 이는 유동인구와의 공간 영향관계 분석 시 공간 회귀모형의 적용이 필요하다는 의미로 해석할 수 있다.

2. 유동인구 분포특성

SK Geovision의 유동인구 데이터는 50m×50m 해상도의 p-cell 중심점 형태로 제공된다. 본 연구에서는 제공받은 p-cell별 유동인구 데이터를 12개의 변수로 구분하여 표준그리드 100m×100m에 공간조인하였다(표 2). 연구지역에서 모든 연령대의 유동인구가 주중에는 오후시간대(12시~18시)에 가장 광범위한 활동영역을 가지고 있고 유동인구 또한 많은 것으로 나타났고 특히 주중 오후시간대에 남자 경제활동 일평균 인구가 백만 명을 상회하는 것으로

TABLE 2. By Age/Time zone Flow Population Detection Grid Count and Daily Average Flow Population

Floating Population Detected Grids (Count)						
	Weekday			Weekend		
	Morning	Afternoon	Evening	Morning	Afternoon	Evening
20' s Man	38,973	39,223	39,065	38,657	39,065	38,981
20' s Woman	38,051	38,682	38,240	37,254	38,240	37,977
30' s~40' s Man	43,685	43,746	43,397	43,223	43,397	43,326
30' s~40' s Woman	41,811	42,207	41,620	41,226	41,620	41,387
Economically Active Population Man	44,134	44,136	44,099	44,089	44,099	44,125
Economically Active Population Woman	42,914	43,093	42,757	42,567	42,757	42,416

Floating Population(Average Daily Count)						
	Weekday			Weekend		
	Morning	Afternoon	Evening	Morning	Afternoon	Evening
20' s Man	87,231	156,942	108,543	51,233	108,543	139,066
20' s Woman	75,529	144,128	105,099	48,922	105,099	128,860
30' s~40' s Man	408,136	644,986	356,143	216,769	356,143	382,947
30' s~40' s Woman	270,691	501,391	335,098	178,329	335,098	315,176
Economically Active Population Man	741,465	1,181,965	717,377	431,238	717,377	735,880
Economically Active Population Woman	514,150	932,979	661,740	356,709	661,740	630,082

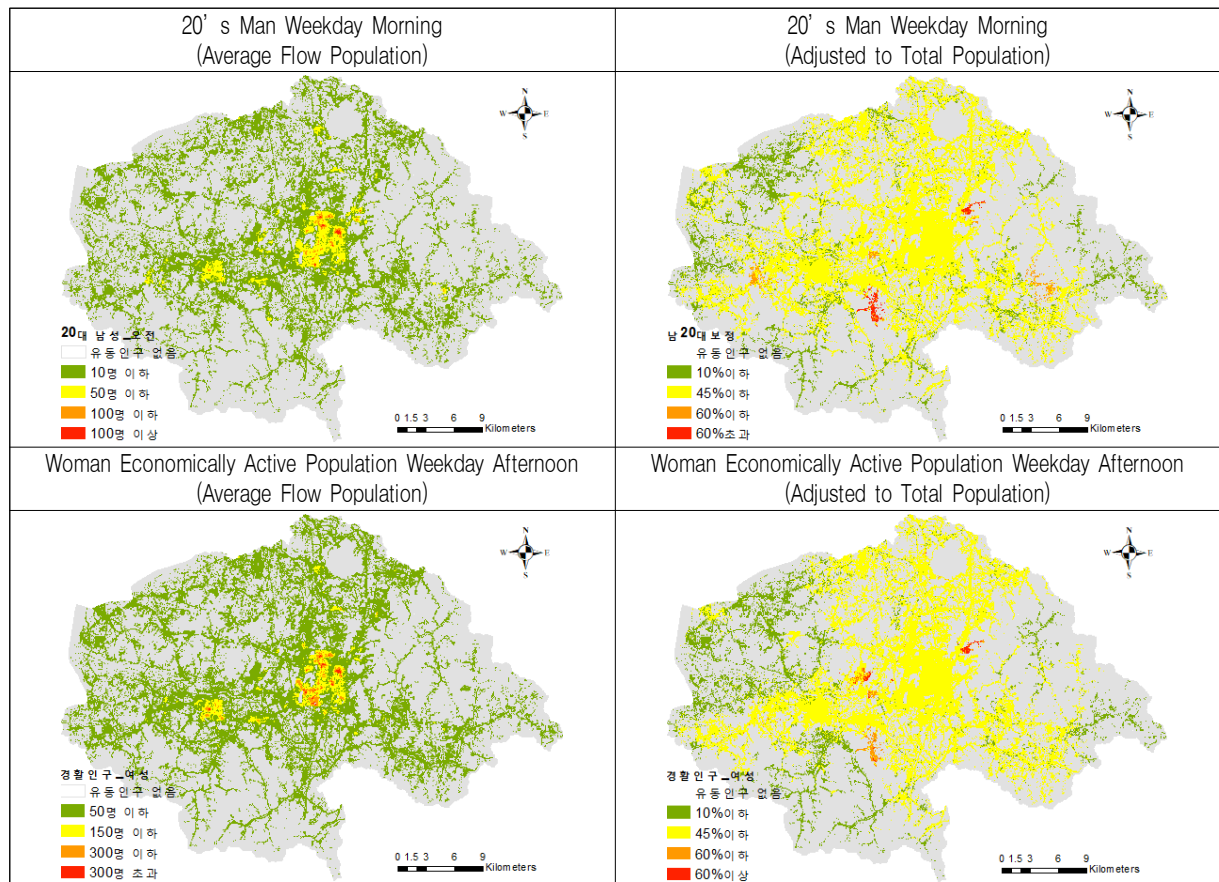


FIGURE 5. Example of Distribution Change according to Flow Visualization Method

나타났다. 인구의 밀집성향을 고려할 때 유동인구가 탐지된 격자수와 실제 일평균 유동인구의 수가 정상관계라는 가정은 무리가 있지만 시간대/성별 유동인구의 변이가 있다는 것은 유동인구를 구분하여 변수로 적용했던 본 연구의 논지를 뒷받침하는 근거이다.

그림 5은 성/연령대별 일평균 유동인구 수와 격자 내 인구의 총합으로 보정했을 때의 분포변화를 지도로 표현한 것이다. 단순히 일평균 인구를 지도상에 가시화하면 일반적으로 예상가능한 천안시, 아산시의 중심지역에 유동인구가 많은 것으로 도출된다. 이는 본 분석에 적용된 모든 연령대에서 동일한 패턴을 보인다. 그러나 해당 시간대의 격자 내 총 유동인구의 연령별 비중으로 가시화하면 유동인구의 분포는 상이하게 도출되어 실질적으로 특정 시간대의 격자 내 총 유동인구에서 차지하는 해당 연령대 유동인구의 공간적 비중을 파악할 수 있다.

3. 지리가중 회귀분석 결과

2017년 천안시, 아산시 지역의 소상공인 분포에 전역적, 국지적 공간자기상관이 존재하므로 본 연구에서는 공간회귀분석 기법 중 하나인 GWR모형을 수행하였고 주요통계량을 OLS모형과 비교해 보았다(표 3). 먼저 OLS분석을 통해 적용된 8가지의 변수에 대해 분산팽창계수를 산출하였고 10이하의 값을 도출한 6개의 변수를

Stepwise방법을 통해 선정하였다. 결과를 보면 우선적으로 OLS모형의 경우 오전과 심야의 유동인구가 상점분포에 양의 관계를 가지는 것으로 도출되었고, 접근성 지표의 경우 표준그리드의 중심점과 가까울수록(-) 상점의 분포가 많아진다는 결론을 도출하였다. 마지막으로 토지이용 혼합도 또한 높을수록 상점의 분포가 높아지는 것으로 나타났다.

GWR모형의 경우 분석에 적용된 모든 공간단위의 위치적 특성을 고려하였기 때문에 모든 변수에 대한 회귀계수가 상이하게 도출되고 이에 대한 가시적인 분석이 필요하다. 단, 두 모형의 결과에 대한 주요 통계값을 비교하면 GWR모형이 OLS모형보다 $R^2_{adj.}$, AICc, Sum of Residual Square에서 개선된 결과를 보여주고 있는데 이는 본 연구의 논리적 틀인 공간회귀모형의 적용이 타당함을 나타낸다.

그림 6은 최종적으로 분석에 선정된 6가지 변수의 $Local R^2$ 를 나타낸다. 첫째, 국지적 결정계수($Local R^2$)의 경우 천안시의 북부 산업단지 와 대학교가 분포하는 동부지역이 높게 나타나는 것을 확인할 수 있다.

둘째, 오전 유동인구의 경우 천안시 동남구의 종합버스 터미널을 중심으로 한 도심지역과 호서대 및 단국대 캠퍼스 일대가 소상공인 상가점포의 분포가 높은 공간 영향관계를 가지는 것으로 나타났다. 또한 아산시 둔포면의 테크노밸리

TABLE 3. Comparison of OLS and GWR Analysis Results

	OLS	GWR			VIF
		Min	Mean	Max	
Intercept	0.062021	-12.12433	-0.938352	3.074177	
Morning Flow Population	0.018775*	-0.07358	0.007205*	0.042109	4.970
Night Flow Population	0.019589*	-0.23074	0.153811*	1.625866	4.701
Residential Accessibility	-0.000107	-0.009789	-0.000139	0.017986	1.147
Store Accessibility	-0.000103*	-0.001077	-0.00009*	0.011582	1.115
Road Accessibility	-0.000083	-0.035864	-0.003704	0.000611	1.093
Land Use Mix	0.034425*	-0.001874	0.043344*	0.103393	1.505
$R^2_{adj.}$	0.242		0.331		
AICc	50665.2		50411.5		
Sum of Residual Square	889608.7		845109.8		

*:0.05

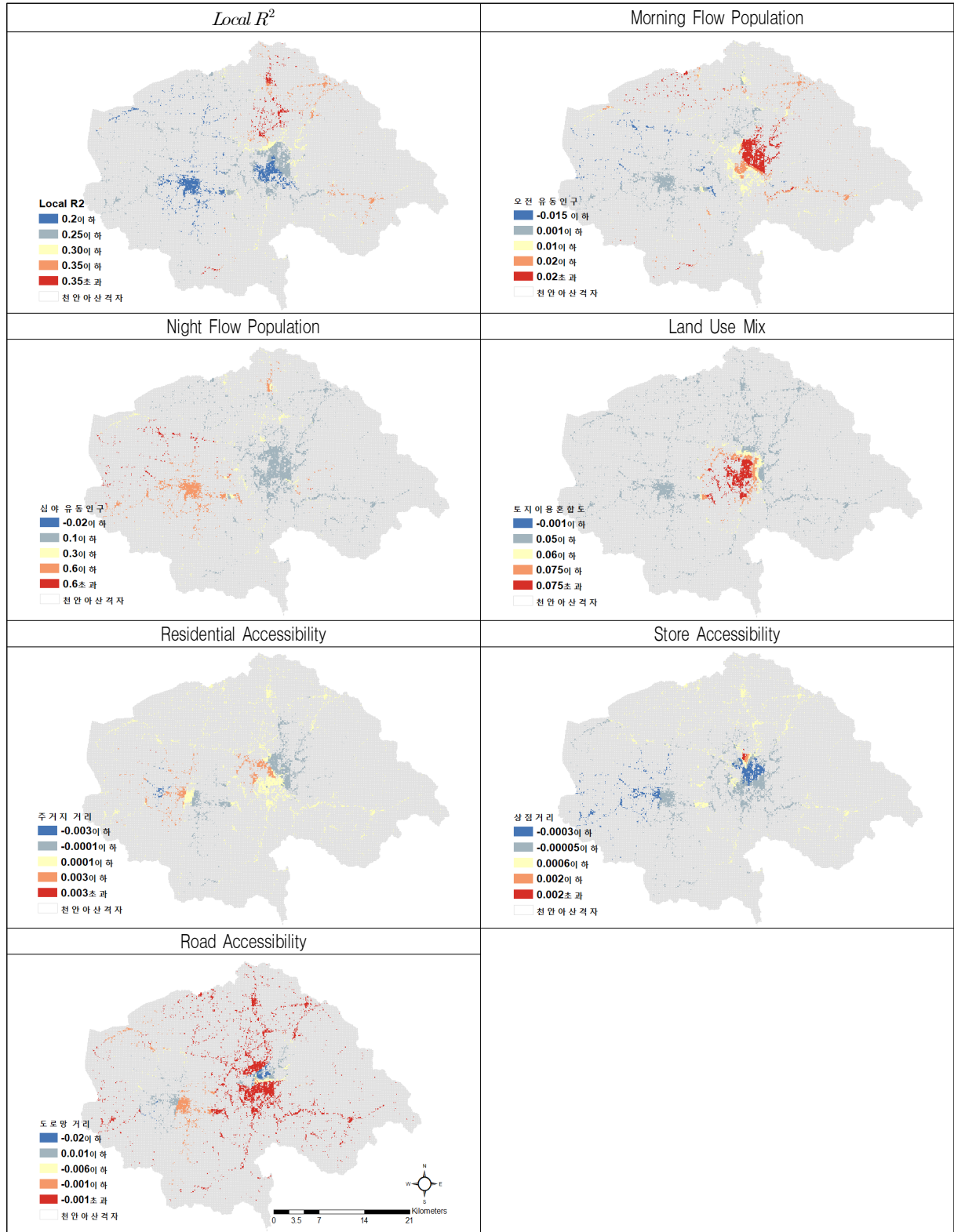


FIGURE 6. Local R² of GWR Model and Regression Coefficient Distribution by Variables

지역을 중심으로 한 농촌지역의 오전시간대 유동인구가 소상공인 상가점포의 분포와 높은 관계를 보이고 있었다.

셋째, 심야 유동인구의 경우 아산시청 주변지역과 배방읍, 도고면과 아산 스파비스 지역 일대의 유동인구와 소상공인 분포가 높은 공간영향관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 특히 천안지역의 도심지는 불당동과 백석동 일대에 유흥 밀집지역이 존재하지만 전체적으로 심야시간대 유동인구와 소상공인 분포와 역상관 관계를 가지는 것으로 도출된 것이 주목할 만하다. 이는 천안시와 아산시의 최근 개발패턴을 고려할 때 단순히 심야시간대의 유동인구와 소상공인 업소의 분포관계로 이해할 것이 아니라 특정 계층대와 업종을 세분화할 때 보다 정확한 해석이 가능할 것으로 보인다.

넷째, 토지이용 혼합도와 소상공인 분포의 회귀계수를 보면 천안시의 불당동과 백석동을 포함하여 천안아산역을 포함한 배방지구, 탕정지구의 경우 토지이용 혼합도가 높을수록 소상공인 분포가 많은 것으로 나타났다. 이는 해당 지역이 실제로도 작은 공간단위 안에서도 다양한 형태의 토지이용패턴을 보이고 있는 반면 아산시청을 중심으로 한 아산시 지역은 그에 비해 단순한 토지이용 패턴을 보이는 현상이 반영된 결과이다.

다섯째, 접근성 지표로 적용된 주거지거리, 상점거리, 도로까지의 거리에 대한 회귀계수는 가까울수록(-) 소상공인 상가점포의 분포가 많은 것으로 해석해야 한다. 주거지 접근성의 경우 천안시 동남구의 단독주택 밀집지역과 대학가일대의 상가점포가 주거지와 거리와 높은 영향관계를 가지고 있고 아산시의 경우 탕정지구, 배방지구를 포함한 이마트 주변 아파트 단지지역에서 높은 영향관계를 보이고 있다. 상점 접근성의 경우 탕정지구와 배방지구를 포함한 천안시 두정동과 성정동의 학군 밀집지역에서 소상공인 상가점포와 높은 영향관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 탕정지구와 배방지구의 경우 근래에 계획된 신도시 지역이기 때문에 상업지구내 점포의 밀집성향이 반영된 결과로 보

이며 천안시 성정동과 두정동의 경우 역시 계획적으로 조성된 근린주거의 형태를 가진 공간적 특성이 공통적으로 존재한다. 마지막으로 도로 접근성의 경우 분석에 적용된 대부분의 지역이 소상공인 점포의 분포가 도로망과 인접한 지역(-)에서 이루어지고 있음을 확인할 수 있다. 특히 천안 종합버스터미널과 천안역 인근지역을 포함한 백석동 일대의 소상공인 상가점포들이 도로망과 인접한 지역에 분포하고 있는 것으로 나타났다. 이상의 GWR모형 분석결과는 소상공인 상가점포의 분포가 적용된 변수와 모든 연구지역내에서 공간단위별로 상이한 영향력을 가지고 있음을 드러내고 있다. 이는 공간단위별 상가점포의 입지특성이 모든 지역에서 동일하지 않을 가능성이 크며 그에 영향을 미치는 영향변수 또한 공간적으로 이질성을 가질 것이라는 본 연구의 기본 전제와 동일한 결과이다.

결론


본 연구는 천안시, 아산시의 100m×100m격자 내에 집계된 소상공인 분포가 가지는 공간적 의존성과 공간적 이질성을 전역적, 국지적 공간자기상관을 통해 측정 및 가시화를 진행하였고 다음과 같은 결론을 얻었다.

첫째, 탐색적 공간데이터 분석방법(ESDA)인 Moran's I Index를 통해 연구지역에서 소상공인 분포의 정적 공간자기상관이 0.4수준에서 발생하는 것을 확인하였다. 전역적 공간자기상관 측정 시 적용한 공간가중치행렬의 작성은 Average Nearest Neighbor를 통한 고정거리 적용방식에서 가장 높은 자기상관 수치를 보였다.

둘째, 국지적 공간자기상관 지표(LISA) 중 Getis-Ord GI*를 통해 공간자기상관의 Hotspot과 Coldspot의 국지적 패턴을 가시화하였다. 이를 통해 소상공인 상가점포의 입지요인에 대한 환경변수 분석 시 적용할 변수와의 관계에 대해 공간회귀모형의 적용이 타당함을 증명하였다.

셋째, 이에 따라 소상공인의 분포와 모바일 트래픽 기반의 시간대별 유동인구, 토지이용혼

합성 지수 그리고 주거지, 상점, 도로망, 교통결절점과의 공간영향관계를 지리가중 회귀분석(GWR)을 통해 분석하였다. 최종적으로 다중공선성(Multicollinearity)이 발생했던 버스정류장 접근성, 오후시간대 유동인구, 저녁시간대 유동인구를 제외한 6개의 변수를 적용하였고 GWR 모형이 OLS모형보다 주요통계량에서 개선된 모형설명력을 도출하였다. 마지막으로 분석에 최종적으로 적용된 6가지 변수의 회귀계수와 국지적 결정계수(Local R^2)에 대해 연구지역 내에서 공간적으로 변화하는 변수별 영향력을 가시화하였다.

본 연구는 실질적으로 측정된 방식의 유동인구 정보를 적용함으로써 상권을 이용하는 도시민의 동적 정보를 반영한 것이 상권분석을 수행한 다른 연구들과 차별적인 성격을 가진다. 또한 이러한 동적정보와 변수들의 공간적 상호작용을 구조화하기 위해 미시적 공간단위에서 공간통계학(Spatial Statistical)적 모형 적용을 통해 상권분석의 새로운 프레임을 제시하였다는 점에서 연구적 의의를 가진다. 

주

- 1) Everything is related everything else, but near things are more related than distant things.
- 2) 일반적으로 OLS기법은 설명변수간의 상관성이 높은 다중공선성(Multicollinearity)을 거부하고 잔차값과 선형독립 하여야 한다. 또한 잔차(Error)의 공간자기상관이 없어야 하고 동분산성(Homoskedasticity)을 가지고 잔차의 합은 0이어야 하며 회귀계수와 잔차항은 선형 독립이어야 한다는 가정을 한다.

REFERENCES

Anselin, L. 1995. Local Indicators of Spatial Association-LISA. Geographical

Analysis 27(2):93-115.

Anselin, L. 1996. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. Spatial analytical perspectives on GIS 281-298.

Baek, N.K. 2017. Analysis of Business Location and Commercial Supremacy for Successful Business Start-up. Baeksan Publishing Co., pp.1-485 (백남길. 2017. 창업성공을 위한 상권 및 입지분석, 1-486 쪽. 백산출판사).

Brunsdon, C., A.S. Fortheringham and M.E. Charlton. 1996. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. Geographical Analysis 28(4):281-298.

Byun, M.R. and U.S. Seo. 2011. How to Measure Daytime Population in Urban Streets?: Case of Seoul Pedestrian Flow Survey. Survey Research 12(2):27-50 (변미리, 서우석. 2011. 도시 거리의 주간활동인구 측정과 해석: 서울시 유동인구 조사 사례. 조사연구 12(2):27-50).

Choi, D.J. and Y.C. Suh. 2012. Geographically Weighted Regression on the Environmental-Ecological Factors of Human Longevity. Journal of the Korean Society for Geospatial Information Science 20(3):57-63 (최돈정, 서용철. 2012. 장수의 환경 생태학적 요인에 관한 지리가중 회귀분석. 한국지형공간정보학회지 20(3):57-63).

Choi, D.J. and Y.C. Suh. 2013. A Study on the Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Longevity Population and the Scale Effect of the Modifiable Areal Unit Problem(MAUP). Journal of the Korean Association of Geographic

- Information Studies 16(3):40-53 (최돈정, 서용철. 2013. 장수 인구의 분포 패턴에 관한 탐색적 공간 데이터 분석과 수정 가능한 공간단위 문제(MAUP)의 Scale Effect에 관한 연구. 한국지리정보학회지 16(3):40-53).
- Choi, D.J. and Y.C. Suh. 2014. A Spatial Statistical Approach on the Correlation between Walkability Index and Urban Spatial Characteristics - Case Study on Two Administrative Districts, Busan -. Journal of the Korean Society of Surveying, Geodesy, Photogrammetry and Cartography 32(4):343-351 (최돈정, 서용철. 2014. 도시 공간특성과 Walkability Index의 상관성에 관한 공간 통계학적 접근 - 부산광역시 2개 구를 대상으로. 한국측량학회지 32(4):343-351).
- Chung, K.S., S.W. Kim and Y.W. Lee. 2012. A Comparative Study on the Goodness of Fit in Spatial Econometric Models Using Housing Transaction Prices of Busan, Korea. Journal of the Korean Association of Geographic Information Studies 15(1):43-51 (정건섭, 김성우, 이양원. 2012. 부산시 실거래 주택 매매가격을 이용한 공간계량모형의 적합도 비교 연구. 한국지리정보학회지 15(1):43-51).
- Cordy, C.B. and D.A. Griffith. 1993. Efficiency of least squares estimators in the presence of spatial autocorrelation. Communications in Statistics - Simulation and Computation 22(4):1161-1179.
- Dresner, H. 2018. Location Intelligence Market Study. Dresner Advisory Services, LCC. pp.1-96.
- Fitzke, J. and K. Greve. 2010. Frei oder umsonst? - Nutzergenerierte Geoinformation zwischen Freiheit und Kostenlosigkeit. in Angewandte Geoinformatik-22. AGIT-Symposium. 1. ed, Wichmann, Berlin, 732-741.
- Frank, L. D., J.F. Sallis, T.L. Conway, J.E.Chapman, B.E. Saelens and W. Bachman. 2006. Many Pathways from Land Use to Health: Associations between Neighborhood Walkability and Active Transportation, Body Mass Index, and Air Quality. Journal of the American Planning Association 72(1):75-87.
- Frank, L.D., T.L. Schmid, J.F. Sallis, J. Chapman and B.E. Saelens. 2005. Linking objectively measured physical activity with objectively measured urban form: findings from SMARTRAQ. American Journal of Preventive Medicine 28(2): 117-125
- Getis, A. and J.K. Ord. 1992. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. Geographical Analysis 24(3):189-206.
- Griffith, D.A. 1987. Spatial Autocorrelation: A Primer. Geography, The Association of American Geographers, Washington DC.
- Griffith, D.A. and L.J. Layne. 1999. A Casebook for Spatial Statistical Data Analysis: A Compilation of Different Thematic Data Sets. OXFORD University Press. 1-506pp.
- Hahmann, S. and D. Burghardt. 2013. How much information is geospatially referenced? Networks and cognition. International Journal of Geographical Information Science 27(6):1171-1189.
- Huxhold, X.E. and A.G. Levinsohn. 1995. Managing Geographic Information System Projects. OXFORD University Press.

- 1-247pp.
- Kim, D.H., K.Y. Kang and S.Y. Sohn. 2016. Spatial Pattern Analysis of CO2 Emission in Seoul Metropolitan City Based on a Geographically Weighted Regression. *Journal of the Korean Institute of Industrial Engineers* 42(2):96-111 (김동하, 강기연, 손소영. 2016. 공간가중회귀 모형을 이용한 서울시 에너지 소비에 따른 이산화탄소 배출 분석. *대한산업공학회지* 42(2): 96-111).
- Kim, H.G., C.H. Kim and D.I. Lee. 2012. A Study on Policy Suggestions of Commercial District Revitalization through the Interaction between Local Commercial Districts and Customer Component : The way of Revitalizing Commercial Districts in Cheonan City. *Journal of Franchise Management* 3(1):73-91 (김현교, 김철호, 이동일. 2012. 지역상권과 고객구성의 상호작용을 통한 상권활성화에 관한 정책제안 - 천안상권 활성화 방안을 중심으로. *프랜차이즈경영연구* 3(1):73-91).
- Kim, H.J., J.W. Jung and K.H. Yeo. 2016. A Study on Optimal Location Choice of Neighborhood Parks within Walking Distance: Focusing on Seoul Metropolitan Area. *Residential Environment Institute Of Korea* 14(1):41-57 (김현중, 정진우, 여관현. 2016. 도보권 근린공원의 최적입지에 관한연구-수도권을 중심으로. *주거환경* 14(1):41-57).
- Kim, K.G. 2003. Exploring Spatial Autocorrelation and Using Spatial Regression. *Proceedings of the Korean Association of Public Administration*. pp.983-1001 (김광구. 2003. 공간자기상관(spatial autocorrelation)의 탐색과 공간회귀분석(spatial regression)의 활용. *한국행정학회 학술대회 발표논문집*. 983-1001쪽).
- Kim, K.T., I.M. Lee, H.C. Kwak and J.H. Min. 2015. Application Study of Telecommunication Record Data in Floating Population Estimation. *Seoul Studies* 16(3):177-187 (김경태, 이인목, 광호찬, 민재홍. 2015. 유동인구 추정 시 통신자료의 활용에 관한 연구. *서울도시연구* 16(3):177-187).
- Lee, J.W., H.Y. Kim and C.M. Jun. 2015. Analysis of Physical Environmental Factors that Affect Pedestrian Volumes by Street Type. *Urban Design* 16(2):123-140 (이정우, 김혜영, 전철민. 2015. 가로유형별 물리적 환경특성과 보행량간의 연관성 분석. *한국도시계획학회지* 16(2):123-140).
- Lee, Y.H., C.Y. Kwon and M.T. Lim. 2003. A Study on the Counter Pattern with Site of Department Stores. *Journal of the Architectural Institute of Korea-Planning* 23(2):235-238 (이용호, 권창룡, 임만택. 2003. 백화점의 입지에 따른 매장유형에 관한 연구. *대한건축학회 학술발표대회 논문집-계획계* 23(2):235-238).
- Lim, E.S., H.S. Lee, Y.J. Lee and J.I. Cho. 2014. The Introduction of 'Spatial-Statistical Convergence Model' in Response to Changes in Demand for National Policy. *Krihs Policy Brief* 46 (임은선, 이호상, 이영주, 조재일. 2014. 국토정책 수요 변화에 대응한 '공간-통계 융합 모델'의 도입과 활용. *국토정책Brief* 46).
- Son, Y.G., S.H. An and Y.C. Shin. 2007. A Study on the Trade Area Analysis Model base o on GIS-A Case of Huff probability model-. *Journal of Korea Association Geographic Information Studies* 10(2):164-171 (손영기, 안상현,

- 신영철. 2007. GIS 기반의 상권분석 모형 연구 -Huff 확률 모형을 중심으로-. 한국지리정보학회지 10(2):164-171.)
- Song, B.G. and K.Y. Park. 2017. Analyzing Characteristic of Business District in Urban Area Using GIS Methods-Focused on Large-Scale Store and Traditional Market-. Journal of Korea Association Geographic Information Studies 20(2): 89-101 (송봉근, 박경훈. 2017. GIS 기법을 활용한 도시지역 상권 특성 분석 -대형할인점과 전통시장을 중심으로-. 한국지리정보학회지 20(2):89-101.)
- Suh, Y.G. and K.D. Han. 2015. The impact of Large Discount Stores on the Retail Trading Area in Seoul Metropolitan Area : A Spatial-Econometric Analysis. Journal of Channel and Retailing 20(2):47-64
- (서용구, 한경동. 2015. 대형마트 출점이 주변 상권에 미치는 영향 : 공간계량경제모형을 이용한 서울시 상권분석. 유통연구 20(2):47-64).
- Tae, K.S. and B.J. Rhim. 2010. A Study for Locating of a New Store Considering Competition for Trading Area: Focusing on the Case of Hypermarket in Seoul Metropolitan Area. Journal of the Korean Geographical Society 45(5):609-627 (태경섭, 임병준. 2010. 상권경쟁을 고려한 신규점포의 입지선정에 관한 연구 - 서울시 대형마트를 대상으로. 대한지리학회지 45(5):609-627).
- Tobler, W.R. 1970. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. Economic Geography 46:234-240. 