

장수의 환경생태학적 요인에 관한 지리가중회귀분석

Geographically Weighted Regression on the Environmental-Ecological Factors of Human Longevity

최돈정* · 서용철**

Choi, Don Jeong · Suh, Yong Cheol

要 旨

정규최소자승법(OLS : Ordinary Least Square)은 장수인구의 지역적 분포와 적용된 환경변수들의 관계가 공간상에 서 동일하다고 가정한다. 따라서 장수현상이나 그와 관련된 변수의 공간적 특성을 충분히 설명할 수 없다. 지리가 중 회귀분석(GWR : Geographically Weighted Regression)모형은 지리적 가중 함수를 통해 인접지역들의 공간적 유사성을 대변할 수 있다. 또한 환경특성에 따른 장수인구분포의 공간적 변이를 국지적으로 설명할 수 있는 특징이 있다. 이러한 관점에서 본 논문은 기존의 연구에서 제시된 장수의 환경생태학적 요인들에 대해 보통 최소자승법과 GWR모델간의 비교분석을 수행하였다. 연구결과 GWR모형이 OLS모형보다 높은 모형 부합도를 가지고 특정 환경 변수가 가지는 효과에 대한 공간적 변동성을 설명할 수 있는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 장수, 환경생태학적 요인, 지리가중 회귀분석, 공간적 변동성

Abstract

The ordinary least square (OLS) regression model is assumed that the relationship between distribution of longevity population and environmental factors to be identical. Therefore, the OLS regression analysis can't explain sufficiently the spatial characteristics of longevity phenomenon and related variables. The geographically weighted regression (GWR) model can be representing the spatial relationship of adjacent area using geographically weighted function. It also characterized which can locally explain the spatial variation of distribution of longevity population by environmental characteristics. From this point of view, this study was performed the comparative analysis between OLS and GWR model for ecological factors of longevity existing studies. In the results, GWR model has higher corresponded to model than OLS model and can be accounting for spatial variability about effect of specific environmental variables.

Keywords : Longevity, Environmental-Ecological Factors, Geographically Weighted Regression, Spatial variability

1. 서 론

장수요인에 관한 연구들은 주로 개인의 유전적 요인, 지역의 사회적 요인이 장수와 밀접한 관계가 있음을 보여주고 있다. 특히 지역의 환경 생태학적 요인은 사회 전반의 위생상태와 연관성을 가진다. 이는 노인층의 건강 상태에 영향을 미친다는 점에서 주목받고 있으며 특정 요인들은 장수와의 연관성이 있음을 보여주고 있다(박상철, 2008). Pesa 등(2011)은 다중 회귀분석을 이용하여 이탈리아의 장수지역(Blue Zone)에 대해 지역의 평균 경사도와 일터까지의 평균 거리가 남성의 생활 패턴을 결정짓는 요소 중 하나이고 이는 수명과 연관이

있음을 보고하였다. Gazerro 등(1996)은 환경 변수들의 평균값에 대한 교차표(cross-tabulations)를 이용하여 지역 농업용지의 면적비율과 평균습도가 고령인구의 분포와 연관이 있음을 주장하였다. Jinmei 등(2011)은 GIS 데이터의 질의과정을 통해 중국의 저개발 지역의 장수인구 분포가 사회적 요인 보다는 환경적 요인에 영향을 받았음을 제기하였다. 특히 해발 고도와 온도, 습도가 많은 영향을 미치는 요인이라 주장하였다. Nikos 등(2004)은 특정 변수들에 대한 상대위험도(relative hazard)를 계산하는 Cox regression model을 통해 해발고도가 장수인구의 수명연장에 미친 상대적 위험도를 산출 하였다. 이정재(2008)는 다중회귀분석

2012년 7월 9일 접수, 2012년 8월 8일 채택

* 정회원 · 부경대학교 공간정보시스템공학과 박사과정(choidonjeong@gmail.com)

** 교신저자 · 부경대학교 공간정보시스템공학과 부교수(suh@pknu.ac.kr)

을 이용하여 우리나라의 지형지세와 기상 요인이나 장수인구 분포에 미치는 영향에 대한 시공간 분석을 수행하였다. 한이철 등(2005)은 다중 회귀분석을 통해 우리나라의 경우 기온이 높고 200m에서 600m 사이의 중산간 지역으로써 타 지역과의 고립도가 상대적으로 높은 곳에 장수지역이 분포한다고 주장하였다.

지역의 환경 생태학적 요인과 장수와의 연관성을 파악하고자 하는 연구들은 일반적으로 OLS(Ordinary Least Square) 기반의 방법론적 패턴을 보이고 있다. OLS분석법은 적용된 모든 변수가 분석 시 설정한 공간단위 안에서 독립적(stationary)인 형태로 존재한다고 가정한다. 또한 추정된 회귀식에 의해 도출된 오차는 동분산성(homoscedasticity)을 가지며 분산의 합은 0이라고 가정한다. 이는 곧 모든 지역의 회귀상수(constant value)가 같은 산출되어 장수를 설명하기 위한 환경 생태학적 변수들이 가지는 효과가 모든 지역에서 동일하게 나타난다는 의미이다. 장수와 연관된 환경생태학적 변수들은 지형공간상에 연속적인 형태로 분포하게 되며 지형이나 거리등의 여건에 따라 공간적으로 변동성을 내포할 가능성이 크다. 또한 공간적으로 인접한 지역일수록 더욱 큰 유사성을 가지는 경향이 있기 때문에 현실적으로 이러한 가정은 성립하기가 힘들다(조동기, 2009). Griffith(1996)에 따르면 변수에 공간자기상관이 발생할 경우 OLS 방식의 표준오차 추정량은 과소추정(underestimation) 되는 문제가 발생한다고 하였다. 또한 Tobler의 지리학의 1법칙(1970)을 고려할 때 장수인구의 분포와 그와 연관을 맺는 요인은 OLS의 기본 가정과 달리 공간상에서 독립적이지 않을 가능성이 크다. 이런 맥락에서 볼 때 장수의 환경 생태적 요인분석 시에는 변수들이 가지는 공간적 특성을 충분히 고려한 분석방법이 적용되어야 한다. 지리가중회귀분석(GWR : Geographically Weighted Regression)은 거리함수를 적용하여 상이한 위치에 존재하는 데이터에 대해 서로 다른 회귀모형을 적용하여 공간적 변이를 설명할 수 있는 특징이 있다. 본 논문에서는 기존의 연구사례에서 제기된 바 있는 장수의 환경 생태학적 요인을 이용하여 OLS모형과 GWR모형의 비교분석을 수행하고자 한다.

2. 자료구축 및 분석방법

2.1 자료의 구축

본 연구의 공간적 범위는 강원도 188개 읍면동 지역이다(Figure 1). 시간적 범위는 장수요인의 탐구보다는 방법론상의 비교에 중점을 둔 연구의 목적상 2010년으

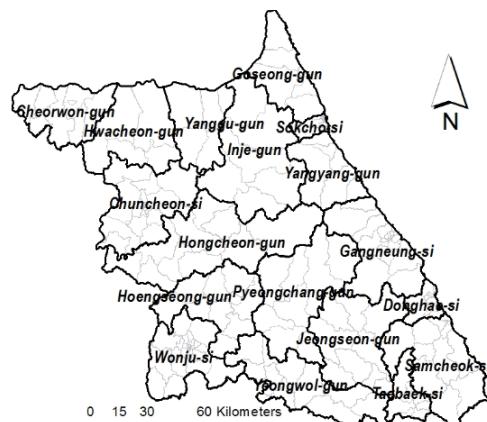


Figure 1. Study Area

Table 1. Selection of variables

| Variables | References | Data source |
|------------------|--|---|
| Longevity Index* | Lee(2008) | http://www.kosis.kr/ |
| Mean temperature | Lee(2008) Han et al(2005) Park(2008) | |
| Rail fall | Gazerro et al. (1996) | http://egis.me.go.kr |
| Elevation | Nikos Baibas et al.(2004) | http://gis.nso.go.kr/ |
| Forest rat. | Jinmei Lv et al(2011) | |
| Agriculture rat. | | |

로 제한하였다. 행정경계데이터의 경우 2009년 자료를 연구시점의 행정구역 개편상황에 맞게 공간질의를 통해 재가공 하였다. 강원도의 경우 다른 지역과 달리 도시와 농촌적 특성이 혼재된 지역이 많고 지형이나 기상 등의 환경 생태적 여건이 다양한 지역이라 할 수 있다.

분석에 사용된 종속변수와 독립변수는 Table 1과 같이 기존연구사례에서 참고하여 선정하였다. 본 연구의 종속변수로 사용된 장수인덱스는 지역별 65세 인구 중 80세 이상인구가 차지하는 비율로 정의 하였다. 분석에 사용된 자료는 행정구역경계 자료에 속성기반으로 입력되었고 토지피복, 인구통계, 기상데이터로 구분된다.

토지 피복자료는 중분류데이터 중 산림지역, 농업지역에 대해 행정구역별로 차지하는 면적비를 산출하였다. 인구자료는 국가통계 포털 2010년 주민등록 5세별 자료를 이용하여 지역별 장수지표로 계산하였다. 기상데이터는 접자료 형태의 2010년 자동 기상 관측점 자료(AWS)를 크리깅(kriging) 내삽한 평균값을 행정구역별로 zonal 하여 속성데이터로 입력하였다. 기상자료의

Table 2. Statistics of variables

| | Mean | Std. | Min | Max |
|-----------------------|----------|---------|---------|---------|
| Longevity Index | 18.109 | 3.224 | 2.041 | 30.384 |
| Mean temperature (°C) | 10.018 | 1.061 | 6.685 | 12.228 |
| Rail fall (mm) | 1248.601 | 283.521 | 629.801 | 1873.95 |
| Elevation(m) | 365.356 | 244.299 | 100.2 | 1017.88 |
| Forest rat.(%) | 0.653 | 0.302 | 0.001 | 0.972 |
| Agriculture rat.(%) | 0.132 | 0.12 | 0 | 0.548 |

경우 추정값의 편향을 방지하기 위해 정규 크리깅(ordinary kriging)을 활용하였다. 구축된 모든 변수에 대한 기초통계량은 Table 2와 같다.

Table 2를 보면 평균기온을 제외한 나머지 변수들의 표준편차가 적지 않은 수치를 보이고 있다. 이는 강원도내 지역 간의 환경 생태학적 여건이 상이한 정도를 나타내는 것으로 이해할 수 있다.

2.2 분석방법

본 연구에서 수행한 분석과정은 다음과 같다. 첫째, 변수의 공간 자기상관 유무를 파악하기 위해 글로벌 자기상관 지수인 Moran's Index를 산출하였다. 둘째, 지역별 장수인구 분포와 환경 변수들의 관계에 대한 OLS 와 GWR 모형의 주요 통계지표를 비교분석하였다. 셋째, GWR모형이 가지는 특성을 이용하여 회귀계수 및 독립변수 효과의 지역적 변동성을 파악하였다. 마지막으로 각각의 변수와 모형 부합도에 대한 분포패턴을 국지적 공간자기상관 측도인 Getis-Ord Gi*를 이용해 파악하였다.

2.2.1 변수의 공간 자기상관

OLS와 GWR 모형의 비교를 수행하기에 앞서 장수인구의 분포에 대한 공간자기상관 존재여부를 파악할 필요가 있다. 이를위해 본 연구에서는 대표적인 공간자기상관 측도인 Moran's I를 이용하였다. Moran's I는 인접(neighborhood)에 있는 공간단위들이 가지는 값에 대한 비교과정을 통해 계수(Morans Index)를 산출하게 되며 그 식은 (1)과 같다.

$$I = \frac{n \sum \sum (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})^2}{W \sum (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

계수가 1에 가까울수록 인접한 공간단위들이 전체 연구지역에 걸쳐 유사한 값의 군집성향을 가진다는 것으로써 이는 정적 자기상관을 의미한다. 반대로 -1에 가까울수록 인접한 공간단위들이 상이한 값을 가진다는 의미로써 이는 부적 자기상관을 의미한다. 여기에서 W는 공간 가중치 행렬로써 연구대상지 경계의 인접여부, 폴리곤 중심점간 직선거리, 가장 가까운 폴리곤 등 다양한 기준이 있는데 표준적 방법은 아직 제시된 바 없다. 본 연구에서는 일반적으로 적용되고 있는 Rook, Queen, k-nearest neighbors 방식의 가중치행렬을 모두 작성하여 그중 가장 높은 자기상관 수치를 보인 Rook 방식의 인접성 행렬을 사용하였다.

2.2.2 장수인구 분포와 환경 변수의 관계

지역별 장수인구 분포와 환경변수들의 관계를 파악하고자 하는 기존 연구들은 일반적으로 OLS분석방식을 채택하고 있다. 그러나 공간현상을 합리적으로 추정 할 수 없다는 OLS모형의 한계점이 타 연구들에 의해 입증되고 있는 바, 본 연구에서는 OLS 모형과 GWR 모형간의 결과 비교를 통해 합리적인 분석방식을 파악하고자 하였다.

OLS 방법은 변수간의 관계가 공간적으로 고정된 (stationary) 형태라 가정하며 기본 형태는 선형함수 형태이다. 수식은 (2)와 같다.

$$y = \beta_0 + \beta x_1 + \beta x_2 + \dots + \beta x_n \quad (2)$$

그러나 대부분의 공간현상은 인접한 지역일수록 공간적 유사성을 지니게 되므로 OLS의 기본가정은 공간 현상을 설명하기에 부족하다. Fortheringham 등(2002)에 의해 체계화된 GWR모형은 선형 회귀분석의 추정 결과를 지역별 자료에 적합하게 맞춘 국지적 회귀분석 방법이다(이성우 등, 2006). GWR 모형은 회귀계수를 상수가 아닌 위치의 함수로써 적용하여 모든 공간단위에서 위치에 따라 독립변수의 효과가 달라지는 변동성을 설명할 수 있는데 추정과정은 다음과 같다.

$$y_i = \beta_{0i}(u) + \beta_{1i}(u)x_{1i} + \beta_{2i}(u)x_{2i} + \dots + \beta_{mi}(u)x_{mi} \quad (3)$$

식 (3)은 일반적 회귀모형과 비슷한 형태이지만 모든 연구대상지역인 i에 u라는 위치에 대한 거리가중합수가 포함되는 가중최소자승법(Weighted Least Squares)의 구조를 가진다. 다만 연구대상지의 위치에 따라 상이한 가중치를 적용하게 되고 위에따른 추정결과를 산

출하게 된다. 개념은 식 (4)와 같다.

$$\hat{\beta}(u) = [X^T W(u) X]^{-1} X^T W(u) Y \quad (4)$$

이때 모든 u 지점에 대한 공간적 연관성을 감안하여 가중행렬 $W(u)$ 를 구성하게 되는데 GWR모형은 가중 행렬의 구성 방법에 따라 상이한 추정결과를 보이게 된다. 특히 거리가중 행렬 작성시 취하게 되는 파라미터인 Bandwidth는 그 변화에 따라 추정치의 변화와 밀접한 연관을 가진다. GWR 모형은 일반적으로 자료의 밀집성향에 따라 상이한 커널함수(kernel function)를 활용하여 Bandwidth를 적용할 수 있다. 고정커널(fixed kernel) 방식은 모든 지역에 동일한 Bandwidth를 적용하고 적응커널(adaptive kernel)방식은 자료의 밀집성향에 따라 상이한 Bandwidth를 적용하는 방식이다. 일반적으로 최적 Bandwidth는 교차검증(CV : cross-validation)에 의해 결정되며 식 (5)와 같이 CV값이 가장 적게 하는 것으로 결정된다.

$$CV = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y} \neq i(\theta))^2 \quad (5)$$

위의 식에서 각각의 Bandwidth인 θ 에 대해 $\hat{y} \neq i(\theta)$ 은 자신의 값을 제외한 추정치를 의미한다. Bandwidth의 적절성에 대한 평가는 수정AIC(corrected Akaike Information Criterion : AICc) 값을 가장 작게 하는 것으로 나타나는데 AICc값은 Bandwidth의 적절성 평가 이외에도 GWR모형 자체의 적합도를 평가할 때도 사용된다. 수식은 (6)과 같다(조동기, 2009).

$$AICc = 2n(\log_e(\hat{\sigma}) + n\log_e(2\pi) + n\left\{ \frac{n+tr(S)}{n-2-tr(S)} \right\}) \quad (6)$$

여기서 n 은 자료의 수를 나타내고 반응변수와 그 추정치가 각각 y , \hat{y} , 잔차의 표준오차 추정치는 $\hat{\sigma}$ 이다. 본 연구에서는 bi-square density function 과 Gaussian weighted method로 공간가중치 행렬을 작성 하였고 AICc값을 기준으로 하여 최종적으로 Gaussian weighted method를 이용한 모형을 연구에 활용하였다.

2.2.3 Getis-Ord Gi^*

GWR모형 분석결과 도출된 국지적 결정계수인 Local R^2 와 독립변수들의 효과에 대한 공간적 분포를

파악하기 위해 국지적 공간자기상관 측도인 Getis-Ord Gi^* 분석을 수행하였다. Getis-Ord Gi^* 는 연구지역내 공간 객체의 z-score를 계산하여 통계적으로 의미있는 수준의 높은 값의 집중(hot spot)과 낮은 값의 집중(cold spot)을 시각적으로 표현해 준다. Getis-Ord Gi^* 는 연구지역 내의 관찰값 들에 대한 z-score를 계산하여 높은 값과 낮은 값들의 군집성향을 국지적으로 보여준다. 통계적으로 유의한 양의 Gi^* 값은 높은 값들의 군집(hot spot)을 의미하며 통계적으로 유의한 음의 Gi^* 값은 낮은 값들의 군집(cold spot)을 의미한다. 수식은 (7)과 같다.

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}x_j - \bar{X}\sum_{j=1}^n w_{ij}}{S\sqrt{\frac{\left[\sum_{j=1}^n w_{ij}^2 - \left(\sum_{j=1}^n w_{ij}\right)^2\right]}{n-1}}} \quad (7)$$

위의 식에서 S 는 관측치의 표준오차, x_i 는 i 지역의 장수인덱스, w_{ij} 는 공간가중치 행렬을 의미한다.

3. 분석결과

3.1 Moran's I 분석결과

강원도의 장수인구 분포에 대한 Moran's I scatter plot과 검정통계량을 볼 때 정적(positive) 공간자기상관을 가짐을 알 수 있다(Figure 2).

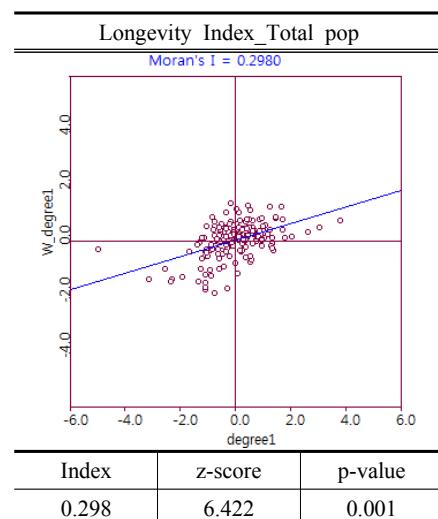


Figure 2. Morans'I scatter plot

장수지표에 대한 Morans'I 분석결과는 장수인구의 분포에 공간 자기상관이 존재함을 보여준다. 이는 장수는 공간적 차원을 포함하는 현상임을 대변하는 것이며 장수요인에 대한 분석 시 공간의 영향을 고려한 모형의 적용이 필요하다는 것을 의미한다.

3.2 OLS와 GWR 모형의 결과비교

OLS 분석을 수행하기에 앞서 수행한 다중공선성(multicollinearity) 문제에 대한 검증이 필요하다. 회귀분석 시 변수들간의 다중공선성 문제가 해결되지 않으면 회귀계수의 추정에 대한 정밀도가 나빠지는 문제가 생기기 때문이다. Table 3는 분석에 사용된 독립변수들의 상관계수(Pearson's r)를 나타낸 것으로써 독립변수들 간에는 상관관계가 적기 때문에 다중공선성의 문제는 없는 것으로 나타났다.

OLS와 GWR모형의 비교표인 Table 4를 보면 기온이 따뜻하고 농경지의 비율이 클 수록 장수인구가 많이 분포하는 경향을 가진다. 적용된 독립변수들의 다중 공선성 여부를 가늠하는 지표인 분산팽창계수(VIF : Variance Inflation Factor)가 10 이하로써 독립변수들 간의 중복성이 없는 것으로 나타났다. 분산팽창계수는

Table 3. Pearson's r between variables

| | Agriculture rat. | temperature | Rail fall | Elevation |
|-------------|------------------|-------------|-----------|-----------|
| temperature | 0.233** | | | |
| Rain fall | -0.25 | -0.379** | | |
| Elevation | -2.94** | -0.534** | -0.192** | |
| Forest rat. | -1.50* | -0.322** | -0.88 | 0.680** |

*p<0.05, **p<0.01

Table 4. Results of OLS & GWR

| | OLS | GWR | | | VIF ¹⁾ |
|------------------|----------|----------|----------|---------|-------------------|
| | | Min | Median | Max | |
| constant | 11.082* | 20.539* | 21.721* | 22.048* | |
| Mean temperature | 0.496 | 0.141 | 0.569 | 0.984 | 2.146 |
| Rain fall | 0.002 | -0.005** | 0.0001** | 0.003** | 1.591 |
| Elevation | -0.005** | -0.007 | -0.006 | -0.003 | 3.129 |
| Forest rat. | 3.178** | 2.646 | 4.764 | 5.791 | 1.112 |
| Agriculture rat. | 0.290 | -0.3 | 1.252 | 2.679 | 1.906 |
| $R^2_{adj.}$ | 0.15 | 0.2 | | | |
| AICc | 953.699 | 947.39 | | | |
| σ | 2.994 | 2.89 | | | |
| Residual sum of | 1631.474 | 1476.727 | | | |

* p < 0.05, ** p<0.01

1) Variance Inflation Factor, VIF

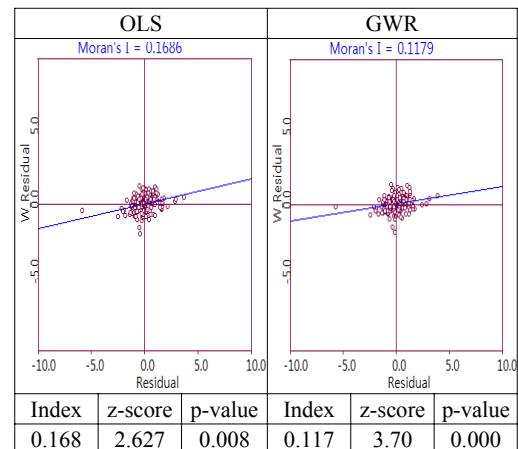


Figure 3. Residual scatter plot of OLS and GWR

다중공선성을 파악하는 대표적인 방법으로 계수의 값이 클 수록 모형의 분산이 크다는 것으로 이해할 수 있다. 그러나 GWR 모형의 분석결과와 OLS 분석 결과에 대해 주요 통계량을 비교해 볼 때 GWR모형이 전체적으로 높은 부합도를 보이고 있음을 알 수 있다. 또한 OLS 모형의 경우 회귀계수는 전체 대상지역에서 하나의 값으로 산출 되는 반면 GWR 모형의 경우 각각의 지역마다 상이한 회귀계수를 산출하는 것을 알 수 있다. 주요 통계량에 대한 비교 수행 시 $R^2_{adj.}$ 은 높을수록, AICc와 σ , 잔차의 제곱합(residual sum of square)는 낮을수록 설명력이 좋은 모형으로 판단 할 수 있다(정진섭 등, 2011). 모형의 부합도를 나타내는 $R^2_{adj.}$ 과 AIC의 결과에 있어 OLS 모형은 각각 0.15와 953.699를 나타낸 반면 GWR모형은 각각 0.2와 947.39로써 모형의 개선이 있었음을 확인할수 있다. 두 모형의 $R^2_{adj.}$ 이 각각 0.15와 0.2로써 낮게 산출된 것은 장수라는 현상이 반드시 환경 생태학적인 변수에만 영향이 아닌 점을 감안 할 때 예상된 결과라 할 수 있고 본 연구에서는 모형의 비교를 위한 용도로만 활용하고자 하였다. 또한 Figure 3에 제시되어 있는 두 모형의 잔차에 대한 Morans'I 통계량을 볼 때 OLS모형의 경우 0.1686으로써 잔차에 공간 자기상관이 발생하는 것을 확인할 수 있다. 이는 모형의 잔차에 이분산성이 발생한 것으로 동분산성을 기본적으로 가정하는 OLS모형의 오류로 이해할 수 있다.

3.3 변수효과의 공간적 변동성

GWR모형은 OLS모형과 달리 거리함수를 적용하여 상이한 위치에 존재하는 데이터에 대해 서로 다른 회귀모형을 적용하여 공간적 변이를 설명할 수 있는 특징이

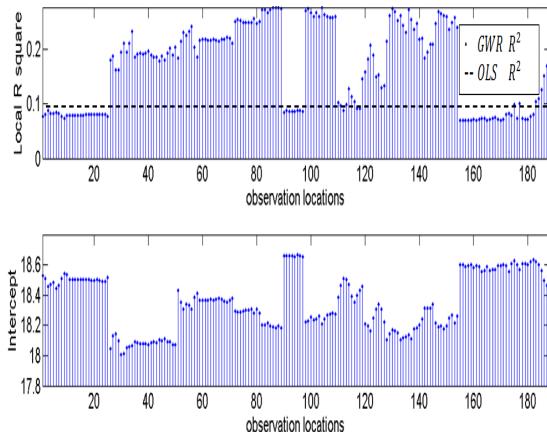


Figure 4. Spatial variability of variables effect

있다. Figure 3은 GWR 모형의 Local R^2 과 추정 회귀계수의 공간적 변동성을 나타낸 stem plot이다. Local R^2 의 경우 적용된 독립변수의 조합이 모든 지역에서 장수현상을 동일하게 설명할 수 없다는 점을 OLS모형 보다 현실적으로 반영하는 결과라고 할 수 있다. 추정 회귀계수 또한 특정 변수의 공간적 영향을 국지적으로 반영하고 있음을 확인할 수 있다.

3.4 회귀계수의 공간적 군집 성향

Figure 5는 GWR모형의 Local R^2 과 추정 회귀계수의 공간적 변동성에 대한 국지적 분포특성을 파악하기 위한 Getis-Ord Gi^* 분석결과이다. 본 연구에서 수행한 Getis-Ord Gi^* 은 독립변수의 경우 GWR모형의 추정

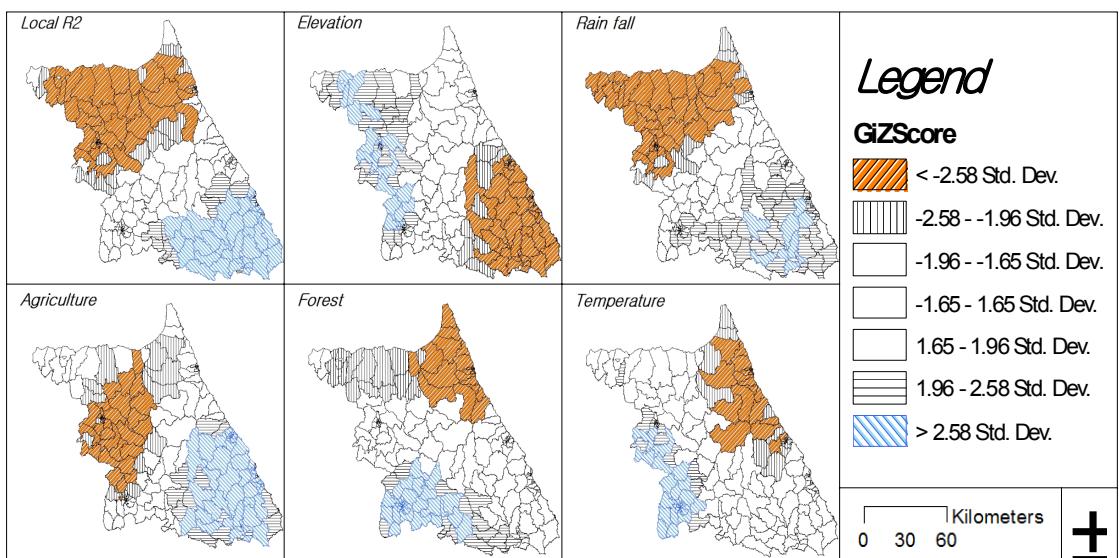
회귀계수에 대한 군집을 나타내고 Local R^2 의 경우 모형 설명력의 군집을 의미한다. 특히 독립변수에 대한 Hot spot은 값이 높아질수록 장수인구가 많이 분포한다는 의미이며 Cold spot은 값이 낮아질수록 장수인구가 많이 분포한다는 의미이다. 분석결과 농경지율과 산림율, 강수량의 경우 남북을 기준으로 변수의 추정계수에 대한 군집성향이 달리지고 있으며 기온과 고도는 동서축으로 상이한 군집성향을 보이고 있다. 이는 각각의 독립변수가 공간상에서 독립적이지 않음을 뜻하며 공간적 이질성과 유사성으로 대변되는 공간적 영향관계를 반영하는 결과이다.

4. 결 론

본 연구에서는 기존의 연구에서 제시된 장수의 환경 생태학적 요인들에 대해 정규최소자승법(OLS)과 GWR 모델간의 비교분석을 수행하였다.

연구결과 GWR모델이 OLS모델보다 높은 모형 부합도를 가지고 특정 환경변수가 가지는 효과에 대한 공간적 변동성을 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 또한 강원도 장수인구의 분포에는 정적(positive)자기상관이 존재하는 것으로 드러났으며 OLS모델의 추정결과 오차의 자기상관이 존재하였다. 이는 관찰값의 독립성과 오차의 동분산성이라는 OLS의 기본가정을 위배하는 것으로써 장수요인에 대한 탐색적 연구 시 OLS모형

의 채택은 적합하지 않음을 의미한다. 급속도로 진행되는 고령화를 대비한 효과적인 공간계획 차원에서 장

Figure 5. Getis-Ord Gi^* cluster map of GWR estimates

수인구의 분포와 그에 대한 환경요소의 지속적인 탐구는 중요한 과제이다. 이러한 맥락에서 본 연구는 이 분야에서 이미 일반화 되어있는 OLS기반의 분석방식보다 합리적인 GWR분석 방식의 도입을 제시하고 검증한 부분에 의의가 있다고 판단된다. 그러나 장수라는 현상이 환경 생태학적 요인들에 의해서만 결정되는 것은 아니고 특정 시점의 현상에 대한 분석을 통해 일반화 할 수 있는 성질 또한 아니다. 또한 본 연구에서 분석 공간단위로 설정한 읍면동의 행정 구역 안에도 다양한 지역적 특징이 존재할 수 있기 때문에 장수라는 현상을 충분히 설명 할 수 있다고 볼 수 없다. 따라서 다양한 변수를 탐색한 보다 국지적 공간단위에 대한 시공간 분석이 이루어지지 않은 점은 본 연구의 제한점 이자 추후 과제라 판단된다.

감사의 글

이 논문은 공간정보 전문인력 양성사업의 지원을 받아 수행된 연구임.

참고문헌

1. 박상철, 2008, 한국의 백세인, 서울대학교 출판부, p4.
2. 이정재, 2008, 한국의 백세인('지리정보 시스템을 이용한 장수지역의 공간적 분석'), 서울대학교 출판부, pp. 11-210.
3. 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희, 2006, 공간계량모형응용, 박영사, 서울.
4. 정건섭, 김성우, 이상엽, 2011, 부산주택시장 다이나믹스 모델링: 보통 최소 자승법과 지리적 가중회귀분석의 비교관점에서, 정책분석평가학회보, 제21권, 4호, pp. 117-144.
5. 조동기, 2009, 지역단위 조사연구와 공간정보의 활용: 지리정보 시스템과 지리적 가중 회귀분석을 중심으로, 조사연구, 제10권, 3호, pp. 1-19.
6. 한이철, 이정재, 정남수, 2005, 장수와 환경 생태학적 특성, 한국노화학회지, 제15권, 3호, pp. 76-82.
7. Fotheringham, A.S., Brundson, C., and Charlton, M.B, 2002. Geographically Weighted Regression: the Analysis of Spatially Varying Relationships, West Sussex, John Wiley and Sons Ltd.
8. Gazerro, M.L.E., Inelmen, M., Secco G., and Gatto, M.R.A., 1996, Elderly people: state of health and living environment, The case of Budrio (northern Italy), Health & Place, Vol. 2, No. 2, pp. 115-123.
9. Griffith, Daniel A, 1996. Introduction: The need for spatial statistics, *Practical Handbook of Spatial Statistics*, Boca Ration, FL: CRS Press, pp. 1-15.
10. Jinmei L., Wuyi W., Yonghua L., 2011, Effects of environmental factors on the longeuous people in China, Archives of Gerontology and Geriatrics, Vol. 53, pp. 200-205.
11. Nikos B., Antonia T., Eftthios V., Dimitrios T., 2004, Residence in mountainous compared with lowland areas in relation to total and coronary mortality. A study in rural Greece, Journal of Epidemiol Community Health, Vol. 59, pp. 274-278.
12. Pesa, G.M., Tolu, F., Poulain, M., Errigo, A., Masala, S., Pietrobelli, A., Battistini, N.C., and Maioli, N.C., 2011, Lifestyle and nutrition related to male longevity in Sardinia: An ecological study. Nutrition, Metabolism & Cardiovascular Diseases , Vo. 10, pp. 1-8.
13. Tobler, W., 1970, A Computer Movie Simulating Urban Growth in The Detroit Region, Economic Geography, Vol. 46, No. 2, pp. 234-240.
14. 국가통계 포털, <http://www.kosis.kr/>
15. 환경부 공간정보 서비스, <http://egis.me.go.kr>
16. SGIS 통계지리 정보 서비스, <http://gis.nso.go.kr/>