

토지이용·토지피복 특성이 서울시 도시기온에 미치는 영향

차영화* · 김학열** · 허태영***

The Effects of Urban Land Use and Land Cover Characteristics on Air Temperature in Seoul Metropolitan Area

Young-Hwa Cha* · Hag-Yeol Kim** · Tae-Young Heo***

요약 : 본 연구는 서울시 자동기상관측망(AWS)으로부터 1km 반경 내의 토지이용·토지피복과 관련된 인자들을 이용하여 대기온도의 회귀모형을 추정하고자 하였다. 2005년 1월, 4월, 8월, 10월 평균기온에 대하여 회귀분석을 수행하였고, 이 회귀식을 2005년 계절별 평균기온으로 그 시기를 확대적용하여 2005년 계절별 회귀식을 추정하였다. 마지막으로, 동일한 모형을 2004년과 2006년의 계절별 평균기온의 변이를 설명하는 데 적용하고 이 회귀식이 2005년의 계절별 회귀식과 동일한 구조를 갖는지를 차우검정(Chow test)을 통하여 검정하였다. 월평균기온에 대한 회귀식은 약 78%~90% 정도의 온도변이를 설명하는 것으로 나타났다. '녹지 및 오픈스페이스(G)' 면적은 기온 저감에, '교통시설지(TA)'와 '주택지(RA)' 면적은 기온 상승에 기여하는 것으로 확인되었다. 여기서 사용된 독립변수 중에서 TA가 가장 영향력 있는 인자인 것으로 분석되었다. 월별 모형을 2005년 계절별 모형으로 적용한 결과, 월별 모형과 유사하거나 오히려 향상된 모형인 것으로 나타나 확대적용의 효용성이 있는 것으로 분석되었다. 동일한 모형을 2004년 및 2006년의 계절별 모형으로 확대적용한 결과, 2005년의 계절별 모형보다는 우수하지 못한 결과를 얻었다. 이에 2004년과 2006년의 계절별 회귀식이 2005년과 동일한 구조를 지니는지 여부를 차우검정을 이용하여 통계적으로 분석하였다. 여름철의 경우, 회귀식의 구조적 변화가 발생되지 않은 것으로 확인되어 한 시기의 회귀모델이 다른 시기에 적용가능한 설명모델로 활용될 수 있음을 실증적으로 입증하였다.

주제어 : 토지이용·토지피복, 도시온도, 선형회귀모형, 차우검정

ABSTRACT : This study is to develop statistical models to explain relationships between air temperature at Automatic Weather Stations(AWS) and urban land use characteristics inside 1 km-radius area around each AWS. Four regression models are initially presented, which explain the variations in average air temperature during January, April, August, and October of 2005. Then, these model specifications are adopted to estimate seasonal regression models of 2005. Lastly, the same specifications are applied to obtain seasonal regression models of 2004 as well as 2006, which are tested with null hypotheses that the model for each season of the two years has the same model specification as each of 2005 seasonal models by using Chow test. The monthly regression models explain about 78~90% of the variations in average air temperatures. 'Green and open space(G)' is identified to be negatively related to temperature, while 'Transportation facility area(TA)' and

* 한국환경정책·평가연구원 연구원(Researcher, Korean Environment Institute)

** 서경대학교 도시공학과 조교수(Assistant Professor, Department of Urban Planning and Engineering, Seokyeong University),
Corresponding Author(E-mail: hagkim@skuniv.ac.kr, Tel: 02-940-7492)

*** 한국해양대학교 데이터정보학과 조교수(Assistant Professor, Department of Data Information, Korea Maritime University)

‘Residential area(RA)’ are identified to be positively related to it. Among those explanatory variables, variable TA is analyzed to be the most influential one. The monthly model specifications are adopted to estimate regressions models for seasonal average air temperature of 2005, which shows that the seasonal models have more explanatory power than monthly ones do. The same model specifications are also extensively applied to explain seasonal air temperatures of 2004 and 2006, showing that the newly estimated models are not better than models of 2005. Accordingly, in order to verify that there is no structural change in seasonal models during 2004~2006, Chow test is conducted. As for summer seasons during that period, no evidence for its structural change is found, which confirms that a model specification for one specific time period is applicable to models for other adjacent time periods.

Key Words : land use, land cover, urban air temperature, linear regression model, Chow test

I. 서론

국립기상연구소는 최근 100년(1908~2007년) 간 서울의 기후변화를 분석해 100년 전보다 여름 일수는 32일 길어지고 겨울은 34일 짧아졌으며, 이는 지구온난화와 도시화에 그 원인이 있다고 발표하였다. 또한 지난 100년간 서울의 기온은 2.4℃ 오른 데 비해 한반도 전체 연평균 기온 상승 폭은 1.7℃였고, 비슷한 시기(1906~2005년) 전 세계 기온은 0.74℃ 오른 것으로 드러나 서울의 기온상승 폭은 전 세계 기온 상승 폭보다 3배 이상 큰 것으로 분석하였다(국립기상연구소, 2009).

일반적으로 도시 고온화 현상은 여름철 불쾌지수를 높이고, 냉방비용을 증가시킬 뿐 아니라, 노약자의 생명을 위협하는 등 도시민의 생활 및 건강에 악영향을 미침으로써, 도시민의 삶의 질을 저하시켜 심각한 도시 문제로 지적되고 있다. 특히, 서울대 보건대학원 김호 교수 연구팀에 따르면, 서울시의 경우 기온이 1℃ 오름에 따라 사망률은 1.33% 증가한다는 연구결과를 발표하여 기온상승에 따른 시민건강의 위해성을 경고하였다.¹⁾

도시화의 진전으로 수반된 에너지 사용의 증가, 콘크리트·아스팔트 등 포장면의 증가, 녹지면적의 감소 등은 도시를 주변지역과 대별되는 기후환경을 만들어 왔다. ‘도시열섬’으로 극명하게 나타나는 이러한 현상은 최근 들어 시민의 건강과 지속가능한 도시조성과 같은 이슈와 맞물리면서 지방자치단체의 지대한 관심사가 되었고, 이를 완화하고자 하는 다양한 정책 마련 및 관련사업 추진이 꾸준히 진행되고 있다.

이에 본 연구에서는 대도시에서 나타나는 도시온도의 공간적 분포현상을 토지이용·피복특성 등과 같은 변수를 이용하여 설명모형을 구축하고 평가함으로써, 지방자치단체에서 추진하고 있는 도시온도저감사업과 관련된 도시계획적 수단 마련에 시사점을 제공하고자 한다. 특히 연구방법적인 측면에서 본 연구는 계절별 횡단면 선형회귀모형을 구축하고 이 모형을 다른 연도의 계절로 확대적용한 후, 그 유용성을 통계적 방법으로 평가하고자 한다.

1) 세계일보, 2008. 11. 18 참조

II. 선행연구 검토

도시기온에 영향을 주는 인자들에 관한 선행연구를 살펴보면, 토지이용 · 토지피복 관련 인자에 중점을 두어 분석한 연구들이 많다. 이 연구들은 주로 주거 · 상업 · 공업지역, 교통시설지 등 열원이 많이 사용되는 지역이 주변 기온상승과 연관됨을 보이고자 하였으며, 다른 한편으로 녹지, 나지, 하천 및 호수, 산림 및 초지 등의 토지이용은 기온저감에 영향력이 있음을 검증하고자 하였다(권영아 · 이현영, 2001; 윤용한, 2001; 윤용한 · 배병호, 2002; 윤용한 외, 2008; 김학열, 2003; 이은엽 외, 1996; 홍재주, 2004; 홍원화 외, 2007). 주요 결과로는, 인공포장재료가 우세한 공간은 높은 지온 및 기온과 밀접한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 또한 도시근린공원은 주변 도심지역에 비해 평균 2.3℃ 정도 낮으며(이은엽 외, 1996), 대규모 녹지지역은 비녹지지역보다 약 6~8℃ 낮은 것으로 조사되어 녹지의 기온저감효과를 강조하였다(권영아 · 이현영, 2001). 아울러 기온저감 정도는 공원 · 녹지의 크기에 관련있는 것으로 분석되었다(윤용한 · 배병호, 2002). 한편, 토양피복상태에 관한 연구에서는, 불투수면적이 증가할수록 기온이 상승하는 것으로 분석되었다(김학열, 2003; Takahashi et al., 2004; Xiao et al., 2007).

토지이용 · 피복 이외에 다른 인자들에 관한 연구로는, 건물, 자동차, 도로 등과 연관된 변수들을 대기온도와 연관시켜 분석한 연구들을 들 수 있다. 이밖에도 식생분포, 식피율, 수목본수 및 높이에 따른 기온저감률에 대해서도 분석하여 의미있는 결과를 보여준 연구들도 있었다(윤용한, 2001; 윤용한, 2002; 홍재주, 2004).

그러나 이러한 선행연구의 대부분은 도시온도

의 공간적 분포를 토지이용 · 피복과 중첩하여 설명하고 있어서(권영아 · 송인주, 2005; 권영아 · 이현영, 2001; Weng, 2004; Pauleit, 2005) 대기온도와와의 연관성만을 파악할 수 있을 뿐, 변수의 변화에 따른 도시온도의 저감정도를 파악하기가 어렵다는 한계점이 있다.

수리적 모델을 구축한 주요 선행연구를 살펴보면, 윤용한(2002)은 기온관측점으로부터 50m 반경 내의 식재율 및 식재량을 이용하여 1995년 8월 2~4일간 기온의 변이를 각각 58%, 67% 이상을 설명하는 단순회귀모형을 구축함으로써, 수목의 기온저감효과와 식재량의 중요성을 보여주었다. 또한 식재의 계층구조에 관한 다중회귀모형으로 단층림보다 2·3층의 식재구조의 효과성을 입증하였다. 윤용한 외(2008)는 상업지역 경계로부터 이격된 거리를 변수로 온도의 변이를 설명하는 단순회귀모형을 구축하면서 풍상쪽의 경우 42~53% 정도의 온도변이를, 풍하쪽의 경우는 43~54% 정도의 변이를 설명할 수 있다고 분석하였다. 그러나 이 연구는 열원 지역으로부터 거리만을 변수로 활용함으로써, 도시계획적 활용이 제한적인 문제점을 안고 있다. 김학열(2003)은 '녹지와 불투수포장 면적', '녹지와 교통시설지 면적'을 이용한 다중선형회귀모형을 구축하여 1999년 8월 서울의 평균온도 변이를 각각 79%, 83% 정도 설명하였다. 또한 여기서 구축된 모델을 1999년 여름평균 · 연평균, 1998년 여름평균 · 연평균 온도에 동일한 구조의 모형을 적용하여 유사한 결과를 얻었다. 그러나 이러한 확대적용 작업에 대하여 회귀모델의 구조적 유사성 검증작업이 보완될 필요성이 있는 것으로 분석되었다.

비록 선행연구는 도시의 국지적인 기온분포 특성이 도시환경인자로 설명이 가능하다는 것을 다

양한 측면에서 보여주었지만, 그 연구 대상이 여름철 기온에만 국한되어 있어, 연도 전체 혹은 여름 이외 계절에 대하여 독립변수의 영향정도를 파악하는 데 여전히 추가적인 연구가 필요한 실정이다. 또한 과거에 수행되었던 선행연구가 상당히 유의미한 연구결과를 보여주었지만 대도시 대기 온도의 변이를 충분히 이해하기에는 관련자료의 수집, 모델의 구조, 도입변수의 선정 등에 관한 지속적인 연구성과가 축적돼야 할 것이다.

이에 본 연구에서는 사계절의 도시기온 변화를 최근의 토지이용·피복 변수를 이용하여 다중회귀 모델을 구축하고 그 추정결과를 설명하고자 한다. 또한 하나의 지점에서 추정된 기온설명모형을 다른 시점으로 확대적용하고 이를 통계적 기법으로 평가하고자 한다.

III. 분석모형 설정

1. 분석범위

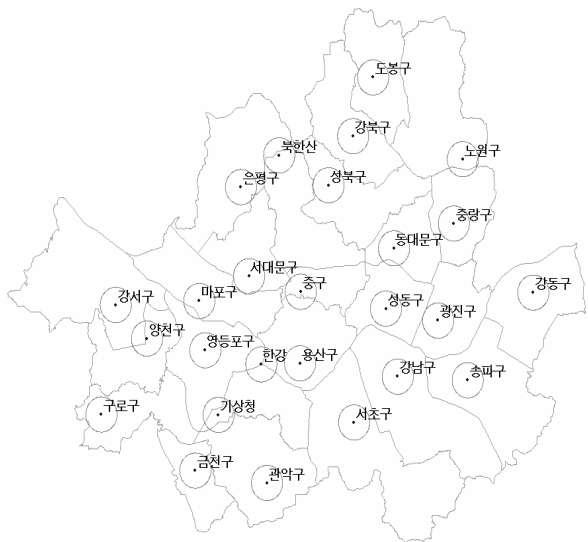
도시기온변화에 영향을 미치는 토지이용·토지 피복 특성에 대한 영향력을 분석하기 위해, 기온 상승이 현저히 나타난 서울시를 공간적 범위로 한정하였다.

서울시의 기온자료는 도시 내에 위치한 26개 자동기상관측소(AWS: Automatic Weather Station)의 시간별 온도자료를 사용하였다. 시간적 범위로 는 2005년의 각 계절을 대표할 수 있는 1개월을 선택하고 그 월평균 자료를 사용하였다.

분석에 앞서, 한 지점에서 관측된 온도는 그 주변의 토지이용·피복 특성과 밀접한 관계가 있다는 것을 전제로 하였다. 여기서 중요한 사항은 관측점 주변의 도시특성과 관측된 기온의 관계를 규

명할 수 있는 적정규모의 공간단위 설정이다.

도시환경특성이 대기온도에 영향을 미치는 공간규모를 밝히는 선행연구는 많지 않지만, 일정한 규모 이상의 공원으로로부터 250~300m 거리에 있는 지역의 온도가 완화된다는 연구(윤용한, 2000), 온도관측지점으로부터 반경 50m 내의 식재율·식재량·계층구조에 영향을 받는 것을 입증한 연구(윤용한, 2002), AWS 지점으로부터 반경 500m 내의 도시환경요인으로 기온변화를 설명한 연구(김학열, 2003), 또한 0.6km의 공원은 풍향에 따라 1km까지 영향을 미친다고 분석한 연구(Ca, 1998) 등 선행연구마다 공간분석단위에 대한 시사점이 일정하지 않았다.



〈그림 1〉 AWS 위치 및 분석공간범위

본 연구에서는 관측지점으로부터 반경 1km 이내를 토지이용·피복 특성을 추출하는 분석공간 범위로 설정하였다. 이는 1km보다 작은 공간범위로 설정하였을 경우, 한 지점의 대기온도에 영향을 줄 수 있는 다양한 도시특성인자들이 반경범위

내에 포함되지 못하여 추출할 수 있는 변수가 지나치게 제한됨으로써 모델의 구축 가능성이 낮아지기 때문이다. 또한 설정된 반경이 지나치게 클 경우, 인접된 관측지점의 변수추출범위와 중복되게 되어 지점별로 변수의 내용이 동일하게 되거나 심각한 공간자기상관성이 발생할 가능성이 높기 때문이다.

2. 분석모형 및 도입변수 선정

본 연구는 도시 기온의 증감에 영향을 미치는 도시특성변수들을 횡단면 회귀모형에 도입하여 그 변수의 영향력을 분석하고자 한다. 시계열 분석 대신 횡단면 분석을 수행하고자 하는 이유는, 분석의 목적이 예측(forecast)이 아닌 대기온도의 변이를 설명할 수 있는 요인(독립변수)을 찾아내

고 각 변수의 회귀계수를 통해 온도에 미치는 영향 정도를 파악하는 데 주목적이 있기 때문이다. 이에 횡단면 분석을 위해 p 개의 도시특성변수를 독립변수로 하는 기온변화 모델을 다음과 같이 설정하였다.

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{ik} + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 Y_i 는 i 지점의 온도, X_{ik} 는 i 지점 주변의 k 번째 도시특성인자, β_k 은 모수, ϵ_i 는 오차항을 나타낸다.

주변 기온보다 상대적으로 높은 국지 기온은 해당 지점의 인위적 · 자연적인 환경특성으로 인하여 열원이 지속적으로 공급되거나 자연적인 대기순환이 저해됨으로써 나타나는 결과로 알려져

〈표 1〉 구축자료 설명

| 특성변수 | | 단위 | 자료획득방법 | 자료원 |
|------------|-----------------|----------------|---|-------------------|
| 온도 | 온도(T) | 0.1℃ | AWS 시간 데이터의 월평균, 계절평균 온도 | AWS(2004~2006) |
| 토지 피복 | 불투수포장면적(ICA) | m ² | 분석범위 내의 면적 × 불투수포장률 | 도시생태 현황도(2005) |
| | 녹지면적(GA)* | m ² | 분석범위 내의 면적 × 녹지율 | |
| 토지 이용** | 공공용도지(PA) | m ² | 분석범위 내의 면적 추출 (녹지 및 오픈스페이스 지역과 하천 및 호소 지역을 제외한 나머지 용도지역에서 녹지면적을 제외함) | |
| | 교통시설지(TA) | | | |
| | 나지(DA) | | | |
| | 녹지 및 오픈스페이스(G) | | | |
| | 상업 및 업무시설지(CBA) | | | |
| | 주택지(RA) | | | |
| | 혼합지(MA) | | | |
| | 도시부양시설지(UA) | | | |
| | 하천 및 호소(RSW) | | | |
| | 공업지(IA) | | | |
| | 특수지역(InA) | | | |
| 인공열 배출원 | 인구수(POP) | 인 | 분석범위 내 동별 주택지 면적비율 × 동별 인구수 | 통계청(2005) |
| | 자동차 등록대수(C) | 대 | 분석범위에 속한 각 행정동면적에 차지하는 면적비례 | 서울시(2005) |

* 토지이용으로서 '녹지'에 해당하는 면적이 아니라 녹지율을 적용한 녹지면적을 의미함. 예를 들어, 상업지역 일부에 녹지공간이 있다면, 이를 나타내는 녹지율을 적용하여 녹지면적을 계산함

** 법적인 토지이용구분이 아니라, 도시생태현황도 자료의 용도구분을 따른 것임

있다. 도시의 수많은 콘크리트 건물과 아스팔트 포장면은 열을 흡수·복사하는 매체로 작용할 뿐 아니라 대기의 자연스러운 흐름을 방해하는 역할을 하게 된다. 결국 녹지지역, 친수공간 등을 제외한 대부분의 인위적 환경은 열을 흡수·저장하는 열 에너지 창고로서의 기능을 수행하게 된다(Oke, 1987; 이은엽 외, 1996; 윤용한·배병호, 2002). 아울러 토지이용현황은 토지피복상태뿐 아니라 지표상의 활동 및 이에 따른 에너지 사용량을 변화시켜 해당 지역에서 방출되는 인공열의 크기를 결정하게 된다. 예를 들어, 상업 및 공업지역은 해당시설을 가동하기 위한 각종 연료·전력의 소비로 인공열을 발생시키며, 주거지는 냉난방 및 가전제품사용에 따른 인공열을 발생시킨다. 따라서 토지이용·피복에 관련된 변수가 주요한 설명변수로 도입되는 것이 필요할 것으로 판단되었다. 토지이용·피복 이외에도 인구, 자동차 이용은 도시기온 상승에 영향을 미치는 것으로 알려져 있으므로(민경덕·장금희, 1993; 박병익, 1995), 이와 관련된 변수들을 초기 독립변수로서 도입하였다.

따라서 대기온도와 관련된 변수를 토지피복, 토지이용, 인공열 배출원 등으로 크게 구분하고, 앞서 언급한 시간적·공간적 범위에 맞도록 자료를 추출하였다. 비록 상기에서 선정된 변수들 이외에도 기온변화에 영향을 미치는 수많은 요인들이 존재하나 본 연구에서는 주로 토지이용·피복에 관련된 변수를 중심으로 그 영향력을 분석하고자 하였다.

3. 데이터 구축

본 연구에 적용된 서울시의 기온자료는 2005년도를 기준으로 하여 전후 1년씩을 추가하여

2004~2006년의 AWS 월평균자료를 활용하였다. 이 때 분석대상월로는 계절별로 대표가 되는 월을 선택하였는데, 여름(6월, 7월, 8월)의 경우는 최고기온을 나타내는 8월을, 겨울(12월, 1월, 2월)의 경우는 최저기온을 나타내는 1월을 선택하였다. 또한 봄(3월, 4월, 5월)과 가을(9월, 10월, 11월)은 중간 달인 4월과 10월을 선택하였다.

도시특성요인에 대한 데이터는 도시생태현황도의 가장 최근 자료인 '2005년 서울시행태현황도'를 사용하였으며, AWS 관측지점으로부터 1km의 버퍼를 만들고 이 원형지역 내부의 속성정보를 추출하여 자료로 구축하였다.

〈표 2〉 시기별 대기온도 통계량

(단위: °C)

| 월 | 연도 | 평균 | 최소값 | 최대값 | 표준편차 |
|-----|------|--------|--------|--------|-------|
| 1월 | 2005 | -25.13 | -54.76 | -8.58 | 9.80 |
| 4월 | | 133.70 | 102.37 | 142.24 | 8.67 |
| 8월 | | 256.48 | 224.81 | 267.36 | 9.38 |
| 10월 | | 149.43 | 126.61 | 161.74 | 9.73 |
| 겨울 | 2004 | 4.21 | -23.60 | 17.15 | 9.31 |
| | 2005 | -8.35 | -36.52 | 7.90 | 9.50 |
| | 2006 | -12.48 | -40.55 | 3.13 | 9.59 |
| 봄 | 2004 | 123.74 | 94.20 | 131.51 | 8.57 |
| | 2005 | 118.60 | 88.51 | 126.77 | 8.80 |
| | 2006 | 121.09 | 91.14 | 131.71 | 9.04 |
| 여름 | 2004 | 248.61 | 219.18 | 258.25 | 8.49 |
| | 2005 | 248.16 | 217.01 | 258.18 | 9.22 |
| | 2006 | 246.18 | 214.70 | 256.56 | 9.34 |
| 가을 | 2004 | 153.83 | 131.70 | 164.98 | 9.36 |
| | 2005 | 153.29 | 127.38 | 164.45 | 9.49 |
| | 2006 | 161.25 | 135.84 | 171.52 | 10.14 |

주: 통계치는 모두 일평균에 대한 것임

〈표 2〉는 2004년~2006년 동안 26개 AWS지점의 연도별·계절별 평균기온의 기술통계량을 계산한 것이고, 〈표 3〉은 설명변수로 도입될 도시환경특성변수들의 기술통계량의 결과이다. 여기서 주지해야 할 점은, 도시특성변수는 대기온도자료

시점과 동일한 시점의 자료를 구축하지 않고 2005년 자료만을 구축했다는 사실이다. 이것은 토지이용과 같은 변수는 1~2년 동안에 커다란 변화가 발생되지 않는 특성을 반영한 결과이며, 이에 2005년과 인접한 다른 연도의 온도에 대한 회귀모형을 구축함에 있어서도 2005년의 자료를 활용해도 무리가 없을 것이라는 가정에 따른 것이다.

〈표 3〉 도시환경특성요인 기술통계량

(단위 : m)

| 변수 | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 |
|------|---------|-----------|-----------|-----------|
| ICA | 0 | 1,205,453 | 785,683 | 306,300 |
| GA | 57,890 | 3,141,175 | 1,034,783 | 707,911 |
| PA | 0 | 1,113,519 | 235,321 | 246,228 |
| TA | 0 | 799,317 | 357,425 | 192,364 |
| DA | 0 | 293,993 | 69,174 | 85,689 |
| G | 1,108 | 3,141,175 | 653,911 | 743,214 |
| CBA | 0 | 939,080 | 256,768 | 255,431 |
| RA | 0 | 1,429,456 | 637,049 | 348,275 |
| MA | 0 | 1,623,946 | 570,818 | 489,963 |
| UA | 0 | 214,103 | 27,557 | 58,735 |
| RSW | 0 | 1,897,505 | 215,724 | 472,046 |
| IA | 0 | 307,588 | 30,718 | 80,195 |
| InA | 0 | 1,343,707 | 92,811 | 295,663 |
| P(인) | 5,837 | 104,093 | 54,887 | 28,798 |
| C(대) | 240,571 | 6,459,572 | 1,602,502 | 1,214,524 |

IV. 회귀모형 구축 및 확대적용

본 분석에서는 대기온도에 관한 회귀식을 도출하기 위해서, 2005년의 계절별 대표 월을 기준으로 설명모형을 추정된 연후에, 이 모형식을 2005년 봄·여름·가을·겨울 모형으로 확대하여 적용한다. 마지막으로, 이를 2004년과 2006년의 계절별 모형으로 확대하여 회귀식을 추정하고 계절

별 회귀모형식의 구조가 연도별로 동일한지 여부를 통계기법을 이용하여 검증한다.

1. 설명변수 및 회귀모형 선택과정

우선 계절별 대표 월에 해당하는 기온값과 설명변수간의 산점도를 작성하여 종속-독립 변수의 관계를 파악하고, 단순회귀분석을 실시하였으며, 이상관측점을 확인하였다. 또한 모든 변수들간 상관관계계수를 계산하여 변수간의 선형관계 정도를 파악하였다. 이 때 종속변수와의 비선형관계를 파악하고자 산점도를 바탕으로 로그함수, 지수함수 등으로 자료를 변환하여 최적의 변수변환 형태를 탐색하였다.

그 결과, 월평균 대기온도와 도시환경특성변수와의 상관관계에서는 불투수포장면적(ICA), 녹지면적(GA), 녹지 및 오픈스페이스 면적(G), 교통시설지(TA), 주택지(RA), 인구(POP), 자동차등록대수(C) 등의 변수로부터 변환된 변수들이 5% 유의수준($\alpha=0.05$)에서 유의한 설명변수로 나타났다. 예를 들어 8월의 평균기온과 기타 변수들과의 관계에서는, G와 TA로부터 변환된 변수들 중에는 각각 G^2 , \sqrt{TA} 변수의 상관관계가 가장 높은 것으로 나타났다. 이에 선형회귀식에 도입될 경우, G^2 , \sqrt{TA} 의 변환형태로 회귀모형에 삽입되는 것이 필요하다.

한편 독립변수들간의 결과로는, ICA, GA, G로부터 변환된 변수들이 상호 높은 상관관계를 나타냈다. 이러한 결과는 GA와 G는 본래 유사한 성격을 지닌 토지이용·토지피복 변수이기 때문에 나타난 것이고, 불투수포장면적이 증가할수록 GA 혹은 G가 당연히 적은 비율을 차지하게 되기 때문에 나타난 결과라고 분석된다.

따라서 상기의 변수들은 다중공선성이 우려되므로 하나의 회귀모델에 설명변수로 동시에 도입되는 것이 적절하지 않은 것으로 판단되었다. 이에 ICA, GA, G 변수 중에서 단순회귀모델의 설명력이 가장 높은 G의 변환변수(G^2)를 다중회귀분석 모형에 포함시키는 것이 바람직한 것으로 판단되었다.

다중회귀모형식을 추정함에 있어서는, 종속변수와 상관계수가 크고, 어느 정도 유의한 t -값을 갖는 조건 하에서 모형에 도입될 독립변수를 결정하였다. 아울러 다중공선성의 문제를 해결하기 위하여 VIF가 높아지지 않도록 상관관계가 높은 변수들의 도입을 조절하였다.

한편, 회귀분석모형의 구축에 있어서 고려해야 할 주요사항 중의 하나가 이상치(outlier)의 처리 문제인데, 특히 본 연구의 표본수가 26개인 관계로 소수의 측정치에 의해 모델이 크게 변화됨에 따라 주영향 관측점(influential observation)의 존재 여부에 상당한 주의가 필요하였다. 이에 우선 표준화잔차와 PRESS잔차 값을 구하여 종속변수의 이상치 여부를 통계학적으로 확인하였다. 그 다음으로 확인된 이상점이 주영향관측지점인지 여부를 확인하기 위해 DFFITS와 DFBETAS 값을 구하여 회귀모형에 미치는 영향정도를 분석하였다.²⁾ 그 결과, 1월, 4월, 8월에는 중구와 서대문지점이, 10월에는 상기의 두 지점에 추가적으로 노원구가 주영향관측치로 판단되어 분석에서 제외시켰다.

2. 다중회귀식의 추정 및 결과

2005년에 관한 다중회귀모형의 추정결과, 회귀식에 적용된 최종 변수는 1월과 4월의 경우, '녹지 및 오픈스페이스(G)', '교통시설지면적(TA)', '주택지면적(RA)'이며, 8월과 10월의 경우는 G와 TA로서 단순회귀분석을 통해 도출된 변수별 최적의 변수변환 형태가 적용되었다. 도입된 변수의 함수형태로는 G, TA, RA에 대하여 각각 G^2 , \sqrt{TA} , \sqrt{RA} 로 결정되었다(〈표 4〉 참조).

〈표 4〉 월별 다중회귀식

| 1월과 4월 모형 | |
|---|--|
| $T = \beta_0 + \beta_1 G^2 + \beta_2 \sqrt{TA} + \beta_3 \sqrt{RA}$ | |
| 8월과 10월 모형 | |
| $T = \beta_0 + \beta_1 G^2 + \beta_2 \sqrt{TA}$ | |

〈표 5〉 월별 모형의 다중회귀분석 결과(2005년)

| 모형 | 변수 | 추정계수 | t | 유의 확률 | R^2 |
|-----|-------------|-------------------------|-------|-------|-------|
| 1월 | (상수) | -38.312 | -4.88 | 0.00 | 0.79 |
| | G^2 | -1.73×10^{-12} | -1.80 | 0.09 | |
| | \sqrt{TA} | 0.020 | 2.00 | 0.06 | |
| | \sqrt{RA} | 0.005 | 1.20 | 0.25 | |
| | | | | | |
| 4월 | (상수) | 122.868 | 25.01 | 0.00 | 0.90 |
| | G^2 | -2.05×10^{-12} | -3.40 | 0.00 | |
| | \sqrt{TA} | 0.018 | 2.92 | 0.01 | |
| | \sqrt{RA} | 0.003 | 1.33 | 0.20 | |
| 8월 | (상수) | 251.720 | 51.08 | 0.00 | 0.85 |
| | G^2 | -2.68×10^{-12} | -4.20 | 0.00 | |
| | \sqrt{TA} | 0.015 | 1.97 | 0.06 | |
| | | | | | |
| 10월 | (상수) | 139.01 | 22.26 | 0.00 | 0.78 |
| | G^2 | -1.76×10^{-12} | -2.20 | 0.04 | |
| | \sqrt{TA} | 0.025 | 2.54 | 0.02 | |

2) 이상점으로 보이는 i 번째 관측값을 제외시켰을 때 적합한 값 \hat{y}_i 의 변동 크기를 표준편차를 기준으로 측정해주는 측도인 DFFITS 값을 사용한다. 일반적으로 어떤 관측값이 $|DFFITS_i| > 2\sqrt{p/n}$ 이면 주영향관측점이라 판단할 수 있다(n : 표본수, p : 독립변수수). 또한 Belsley et al.(1980)은 $DFBETAS_{p(i)}$ 의 임계값으로 $2/\sqrt{n}$ 를 제안하고 있다. 즉, $|DFBETAS_{p(i)}| > 2/\sqrt{n}$ 이면 i 번째 관측값은 검토가 필요한 점으로 판단하고 있다. 따라서 본 연구에서는 DFFITS, DFBETAS의 임계값을 이용하여 주영향관측점을 결정한다.

다중회귀분석 결과를 보면(〈표 5〉), F-검정으로 회귀식의 유의성이 99% 수준에서 인정되었다. 2005년 1월, 4월, 8월, 10월에 대한 회귀모형은 해당 월의 기온변량을 각각 79%, 90%, 85%, 78% 정도 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 또한 1월과 4월의 \sqrt{TA} 의 회귀계수를 제외하고 모든 변수의 회귀계수는 $\alpha=0.1$ 이하의 유의수준에서 모두 유의한 것으로 확인되었다. 따라서 모형식의 설명력과 변수들의 회귀계수로 판단해 볼 때, 추정된 회귀식이 기온을 설명하는 데 적합한 것으로 판단되었다. 이러한 연구 결과는, 통계모형을 추정된 선행연구(김학열, 2003; 윤용한, 2001; 윤용한, 2002)의 결과와 비교해 볼 때 설명력 측면에서 유사하거나 조금 향상된 것으로 나타났다.

월별 모형의 각 회귀계수는 예상했던 부호를 나타냈는데, 녹지 및 오픈스페이스는 기온 저감에, 교통시설지와 주택지 면적은 기온 상승에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

월별 모형에서 \sqrt{TA} 의 회귀계수가 가장 크게 추정되어 TA의 영향력이 가장 크다고 예상할 수 있으나, 변환이전의 원시변수(G, TA, RA)의 영향력을 객관적으로 확인하기 위해 평균에서의 탄력성을 계산하였다. 이 탄력성을 이용해서 설명변수의 1% 변화에 따른 종속변수의 변화 %를 확인하였다.

그 결과(〈표 6〉 참조), 1월의 모형을 보면 ‘녹지 및 오픈스페이스’ 면적의 1% 증가에 따라 1월 평균 기온은 0.06% 감소가 예상되고, ‘교통시설지’ 면적의 1% 증가에는 1월 평균기온이 0.24% 정도 상승하며, ‘주택지’ 면적이 1% 증가할 때 0.08% 정도 평균기온 상승이 예상되는 것으로 계산되었다. 즉 설명변수의 1% 변화에 대한 평균기온의 % 변화 정도는 ‘교통시설지(TA)’가 가장 심한 것으로 나타났는데, ‘녹지 및 오픈스페이스’에 비해 약 4배 정도 탄력적인 것

로 나타났다. 비슷한 방식으로 나머지 월별 모형을 살펴보면, 4월, 8월, 10월 모형에 있어서 TA가 G에 비하여 해당 월의 평균온도에 기여하는 정도가 각각 3배, 2배, 5배 정도 탄력적인 것으로 분석되었다.

〈표 6〉 설명변수별 평균에서의 탄력성(2005년)

| | G | TA | RA |
|-----|--------|-------|-------|
| 1월 | -0.059 | 0.238 | 0.079 |
| 4월 | -0.013 | 0.040 | 0.009 |
| 8월 | -0.009 | 0.017 | |
| 10월 | -0.010 | 0.050 | |

따라서 도시 대기온도를 저감시키기 위해서는 ‘녹지 및 오픈스페이스’ 면적을 증가시키고, 열원으로 작용하는 ‘교통시설지’와 ‘주택지’에 대한 관리가 필요한 것으로 분석되었다. 특히, 탄력성 계산으로 확인된 것처럼, 교통시설지 면적이 대기온도 조절에 가장 효과적인 것으로 나타났으므로 TA 면적과 관련된 변수들을 세심하게 관리할 필요가 있는 것으로 판단된다. 더욱이 TA의 면적은 G에 비하여 절반정도만을 차지하고 있으므로(〈표 3〉), 만약 두 변수를 동일한 양만큼 변화시킨다면(교통시설지의 %변화량이 더 커지므로) TA의 영향 정도는 G의 영향보다 배 정도 확대될 것으로 예상된다. 다만, 여기서 TA의 해석에 대해서는 주의가 요구된다. TA는 ‘교통시설지’ 면적이긴 하지만, 기온과 관련해서는 다양한 측면으로 해석될 수 있다. 즉, TA는 교통시설면적 그 자체일 수도 있지만, 차량연소에 따른 열원의 발생, 교통정체에 따른 열원의 가중, 불투수포장에 따른 열저장 능력증대 등을 나타내는 대리변수일 수도 있다. 다시 말해서 TA의 감소 자체가 기온을 저감시키는 것이 아니라 교통시설지로 대표되는 다른 변수의 감소가 기온을 저감시키는 것일 수 있는 것이다. 이와 마찬가지로 RA의 경우도 그 결과해석에

주의가 필요하다. RA를 '주거지 면적' 그대로 해석할 수 있겠으나 이는 RA가 포함하는 다양한 특성을 간과한 해석일 수 있다. 즉 RA는 거주인구, 용적률, 냉난방 연료사용량, 전력 및 가스 소비량, 건축물의 포장면 등의 다양한 측면을 담고 있는 대리변수일 수 있다.

따라서 TA와 RA에 대한 해석에 있어서, 각 변수가 대표하고 있는 특정 세부인자가 무엇인지에 따라 그 해석이 달라져야 하므로, 향후 정확한 영향인자를 파악하기 위한 추가적인 연구가 요구된다.

3. 시기별 확대적용 및 검증

2005년 1월, 4월, 8월, 10월의 특정 월에서 추정된 기온변화 설명모형이 다른 시점에도 적용될 수 있는지 여부를 판단하기 위하여, 2005년의 계절별(봄, 여름, 가을, 겨울) 평균기온의 회귀모형으로 적용해 보았다. 즉 1월모형식을 겨울철(2004년 12월~2005년 2월)의 평균기온에, 4월모형식을 봄철(2005년 3월~2005년 5월) 평균기온에, 8월모형식을 여름철(2005년 6월~2005년 8월) 평균기온에, 마지막으로 10월모형식을 가을철(2005년 9월~2005년 11월)에 적용하였다. 또한 동일한 모형을 2004년과 2006년의 계절별 평균기온에도 확대 적용하였다. 비록 2004년 및 2006년의 토지이용·피복에 관한 자료가 구축되어 있지 않지만, 현재 구축된 토지이용·피복상황이 매년 급격한 변화를 거치지 않는다는 가정을 전제로 확대 적용하였다.

2005년의 계절모형 추정결과를 <표 5>에 제시된 월별 결과와 비교해 보면, 전체적인 설명력, 회귀계수, 유의성 정도 등에서 두 결과가 상당히 유사한 것으로 나타났다. 2005년 월별 회귀모형식은

2005년 봄, 여름, 가을, 겨울의 평균기온의 변이를 각각 91%, 81%, 84%, 79% 정도 설명하는 것으로 나타나, 각 월평균모형의 설명력과 비슷하거나 향상된 설명력을 나타내 월별모형의 확대적용 가능성을 보여주었다.

전술한 가정을 기초로, 이 모형을 다시 2004년과 2006년의 계절로 확장하여 회귀식을 추정하였다. 추정결과를 2005년 계절별 추정식과 비교해 보면(<표 7> 참조), 2004년과 2006년의 계절별 회귀식은 2005년의 추정식에 비해 전반적으로 다소 낮은 설명력을 보여주었고, 각 변수별 회귀계수의 유의확률도 다소 높아졌다. 비록 2005년의 계절별 모형식보다는 우수하지 않지만, 2004년과 2006년의 계절별 모형식 자체는 F-검정으로 $\alpha = 0.01$ 수준에서 유의미한 모형식으로 확인되어 온도변이를 설명하는 데 활용이 가능할 것으로 분석되었다.

2004년과 2006년에 확대적용하여 추정된 회귀식이 2005년의 회귀식과 동일한 구조를 갖는지(회귀모형식의 회귀계수가 유사한지)를 통계적으로 검증하기 위하여 차우검정(Chow test)을 실시하였다. 일반적으로 구조변화를 검정하기 위해 사용되는 기법 중 가장 많이 사용되고 있는 차우검정은 두 회귀식의 회귀계수가 서로 같다는 가정을 통계적으로 검증하는 기법이며 F-분포를 따르는 검정이다.

위와 같은 가설을 검정하기 위하여 잔차제곱합을 이용하여 검정한다. 제약이 있는 경우와 제약이 없는 경우 각각의 잔차제곱합을 구하여 다음의 F-통계량을 계산하면 된다. 제약이 있는 경우의 잔차제곱합은 자료를 통합하여 하나의 회귀모형을 통하여 도출된 잔차제곱합(rSSE, restricted error sum of squares)을 이용하며, 이때의 자유도는 $n-k$ 이다. 제약이 없는 경우는 각각의 회귀모형

〈표 7〉 계절별 시기 확대적용 다중회귀분석 결과

| 연도 | 종속변수 | 독립변수 | 회귀계수 | t값 | p값 | R ² |
|------|------|-------------|-------------------------|-------|------|----------------|
| 2005 | 겨울 | (상수) | -20.443 | -2.72 | 0.01 | 0.79 |
| | | G^2 | -1.77×10^{-12} | -1.92 | 0.07 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.019 | 1.95 | 0.07 | |
| | | \sqrt{RA} | 0.004 | 1.18 | 0.25 | |
| | 봄 | (상수) | 108.599 | 23.02 | 0.00 | 0.91 |
| | | G^2 | -2.10×10^{-12} | -3.64 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.017 | 2.82 | 0.01 | |
| | | \sqrt{RA} | 0.003 | 1.45 | 0.16 | |
| | 여름 | (상수) | 240.154 | 43.36 | 0.00 | 0.81 |
| | | G^2 | -2.24×10^{-12} | -3.11 | 0.01 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.020 | 2.30 | 0.03 | |
| | 가을 | (상수) | 146.267 | 28.11 | 0.00 | 0.84 |
| | | G^2 | -2.24×10^{-12} | -3.36 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.020 | 2.40 | 0.03 | |
| 2004 | 겨울 | (상수) | -6.055 | -0.79 | 0.44 | 0.78 |
| | | G^2 | -1.95×10^{-12} | -2.08 | 0.05 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.017 | 1.72 | 0.10 | |
| | | \sqrt{RA} | 0.004 | 0.96 | 0.35 | |
| | 봄 | (상수) | 115.474 | 22.83 | 0.00 | 0.88 |
| | | G^2 | -2.09×10^{-12} | -3.37 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.017 | 2.61 | 0.02 | |
| | | \sqrt{RA} | 0.002 | 0.76 | 0.46 | |
| | 여름 | (상수) | 241.325 | 55.15 | 0.00 | 0.86 |
| | | G^2 | -2.13×10^{-12} | -3.76 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.019 | 2.69 | 0.01 | |
| | 가을 | (상수) | 146.173 | 24.69 | 0.00 | 0.80 |
| | | G^2 | -2.08×10^{-12} | -2.74 | 0.01 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.020 | 2.18 | 0.04 | |
| 2006 | 겨울 | (상수) | -26.075 | -3.29 | 0.00 | 0.77 |
| | | G^2 | -1.55×10^{-12} | -1.60 | 0.13 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.020 | 2.01 | 0.06 | |
| | | \sqrt{RA} | 0.005 | 1.20 | 0.24 | |
| | 봄 | (상수) | 111.650 | 23.07 | 0.00 | 0.90 |
| | | G^2 | -2.12×10^{-12} | -3.57 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.020 | 3.24 | 0.00 | |
| | | \sqrt{RA} | 0.001 | 0.61 | 0.55 | |
| | 여름 | (상수) | 240.662 | 47.49 | 0.00 | 0.84 |
| | | G^2 | -2.64×10^{-12} | -4.02 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.016 | 2.05 | 0.05 | |
| | 가을 | (상수) | 155.894 | 26.02 | 0.00 | 0.80 |
| | | G^2 | -2.45×10^{-12} | -3.18 | 0.00 | |
| | | \sqrt{TA} | 0.017 | 1.83 | 0.08 | |

을 추정하여 얻어진 각 모형의 잔차의 합인 SSE_1 과 SSE_2 를 더한 잔차제곱합인 $SSE = SSE_1 + SSE_2$ 로 얻어지며, 이때의 자유도는 $n - 2k$ 이다. 여기서 n 은 관측값의 수를 나타내며, k 는 모수의 수를 나타낸다.

차우검정을 요약하면 다음과 같다.

$$F = \frac{(rSSE - SSE)/k}{SSE/(n - 2k)} \sim F_{k, n - 2k}$$

월별 온도자료를 이용한 모형과 계절평균자료를 이용한 모형의 차이를 통계적으로 검증하기 위하여 두 모형의 모수의 추정값들이 차이가 없음을 나타내는 다음과 같은 귀무가설을 수립하였다.

$$H_0: \beta_i^1 = \beta_i^2$$

여기서, β_i^1 과 β_i^2 는 특정 연도 1, 2의 계절 모형의 i 번째 설명변수의 회귀계수를 의미한다. 만약 두 모형의 모수의 추정값이 차이가 없어 귀무가설을 기각하게 되면 두 연도의 계절별 모형의 독립변수들은 당해 연도의 동일한 계절에 서로 다른 영향력을 준다고 말할 수 있으며, 그 반대로 기각하지 못한다면 독립변수들이 서로 동일한 영향력을 준다고 말할 수 있다. 여기서 주의할 것은 이 귀무가설은 두 회귀식의 회귀계수의 동일성을 검증하는 것이므로 이 가설이 기각된다고 하더라도 회귀모형식 자체가 유의미하지 않다는 것을 의미하는 것은 아니라는 것이다.

분석 결과(〈표 8〉 참조), 겨울에는 2004~2006년, 봄에는 2005~2006년과 2004~2006년, 여름에는 모든 연도, 그리고 가을에는 2004~2005년에서 설명변수의 영향력이 통계적으로 동일함을 알 수

〈표 8〉 계절별 연도 간 Chow test 결과

| 계절 | 검정 연도 | F-값 | 유의확률 |
|----|-----------|-------|-----------|
| 겨울 | 2004~2005 | 75.65 | <0.0001** |
| | 2005~2006 | 60.30 | <0.0001** |
| | 2004~2006 | 0.71 | 0.5928 |
| 봄 | 2004~2005 | 8.55 | <0.0001** |
| | 2005~2006 | 2.26 | 0.0795 |
| | 2004~2006 | 2.33 | 0.0722 |
| 여름 | 2004~2005 | 0.26 | 0.8511 |
| | 2005~2006 | 1.60 | 0.2038 |
| | 2004~2006 | 1.38 | 0.2606 |
| 가을 | 2004~2005 | 0.26 | 0.8512 |
| | 2005~2006 | 8.29 | 0.0002** |
| | 2004~2006 | 6.84 | 0.0008** |

다. 따라서 여름철의 경우는 2004~2006년 동안의 회귀식에 구조적인 변화가 발생되지 않은 것으로 분석되어 한 시기의 회귀식 추정을 통해 인접한 다른 연도의 여름기온 변이를 설명하는 데 상당히 유용한 것으로 분석되었다. 그 외 계절의 경우는 통계적으로 구조적 변화가 있는 연도와 그렇지 않은 연도가 혼재되어 있으므로 한 개 연도의 추정 결과로 다른 연도의 온도변이를 설명하기보다는 연도별로 따로 추정하는 것이 더 바람직한 것으로 확인되었다.

V. 결론

본 연구는 도시의 환경특성요인이 도시 기온에 영향을 미친다는 가정 하에, 대기온도 측정소로부터 1km 반경 내의 토지이용·피복과 관련된 인자들을 설명변수로 하여 도시 대기온도의 회귀모형을 추정함으로써, 대기온도의 영향인자와 그 영향력을 분석하고, 도시기온관리를 위한 도시계획적 시사점을 도출하고자 하였다. 이를 위해서 계절별 대표 월을 선정하여 2005년 월평균기온에 대한 회귀분석을 수행하였다. 연후에 이 회귀식을 해당월

을 포함하는 계절로 시기를 확대적용함으로써 2005년 계절별 회귀식을 추정하였다. 마지막으로, 동일한 모형을 2004년과 2006년의 계절별 평균기온의 변이를 설명하는 데 적용하고 이 회귀식이 2005년의 계절별 회귀식과 동일한 구조를 갖는지를 차우검정을 통하여 검정하였다.

2005년 1월, 4월, 8월, 10월의 월평균기온에 대한 회귀식은 약 78%~90% 정도의 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다. '녹지 및 오픈스페이스(G)' 면적은 기온 저감에, '교통시설지(TA)'와 '주택지(RA)' 면적은 기온 상승에 기여하는 것으로 확인되었다. 특히, 다른 인자들보다는 TA와 관련된 인자들을 관리하는 것이 도시기온을 낮추는 데 훨씬 더 효과적인 것으로 평가되었다.

월별 모형을 2005년 계절별 모형으로 적용한 결과, 계절별 모형은 월별 모형에 비해 회귀식 자체의 유의성 및 그 설명력, 회귀계수의 크기 및 유의확률 등이 유사하거나 오히려 향상된 것으로 나타나, 월별모형을 계절별 모형으로 확대적용하는데 그 효용성이 있는 것으로 분석되었다.

2005년 계절별 모형을 2004년 및 2006년의 계절 모형으로 확대적용한 결과, 2005년의 계절 모형과 현저한 차이는 없었으나 2005년의 결과보다는 우수하지 못한 결과를 얻었다. 이에 2005년, 2004년, 2006년의 계절별 회귀식이 동일한 구조를 지니는지 여부를 차우검정을 이용하여 통계적으로 분석하였다. 여름철의 경우, 분석기간에 회귀식의 구조적 변화가 발생되지 않은 것으로 확인됨으로써, 한 시기의 회귀모델이 인접시기에 적용가능한 설명모델로 활용될 수 있음이 입증되었다.

비록 본 연구는 도시온도에 영향을 미치는 토지이용·토지피복에 관련된 소수의 설명변수만으로 상당히 의미있는 모형을 구축하고 이를 다른

시기에 확대적용할 수 있음을 실증적으로 증명하였으나, 아래와 같은 여러 가지 한계점을 지니고 있으므로 이를 보완하는 추가적인 연구가 필요할 것으로 판단된다. 우선, 본 연구에서 고려된 것 이외에 토지피복특성을 나타내는 다양한 속성정보를 확보하여 모델구축에 반영할 필요가 있다. 현재의 단순한 면적 개념의 변수가 아닌 용도별 평면적 입체적 밀도 · 혼잡도 등 세밀한 피복특성을 수집할 수 있다면 보다 기여도 높은 모델을 구축할 수 있을 것이다. 아울러 본 연구에서 사용된 분석단위(원형지역) 이외에 정형³⁾ 및 비정형⁴⁾의 다양한 분석단위를 이용하여 유사한 연구가 진행될 필요가 있다. 또한 도시특성을 나타내는 다양한 설명변수(사회 · 경제학적 변수, 자연 · 기상학적 변수 등)를 추가적으로 도입하여 모형의 설명력을 높이고 도시관리에 시사성이 있는 결과를 도출할 필요가 있다. 다음으로, 서울 이외에 타 도시 지역을 포함한 횡단면 분석뿐 아니라 패널분석이 가능하도록 공간적 · 시계열적으로 보다 폭넓은 자료를 확충하여 심층적인 분석을 수행할 필요가 있다. 마지막으로, 선형모형 이외에 비선형모형을 체계적으로 연구하여 대기온도분포의 복잡한 메커니즘을 보다 명확히 설명할 수 있는 모형구조작업이 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 국립기상연구소, 2009, 『기후변화 이해하기Ⅲ: 서울의 기후변화』.
- 권영상 · 송인주, 2005, "The Effect of Adjacent Landuse Type on Temperature of Landscape Patches in Seoul", 『국토계획』, 40(4): 235~245.
- 권영아 · 이현영, 2001, "도시 녹지와 그 주변 기온의 공간적 분포", 『대한지리학회지』, 36(2): 126~140.
- 김운수, 2002, "도시열섬 현상의 완화 방안", 대한지방공제회, 『도시문제』, 37: 58~73.
- 김학열, 2003, "도시환경인자에 따른 대기온도 변화 연구", 『국토계획』, 38(5): 259~269.
- 민경덕 · 장금희, 1993, "한국 주요도시의 도시화에 의한 기온변화", 『한국환경과학회지』, 7(1): 119~183.
- 박병익, 1995, "한국의 기온경년변화와 이에 대한 도시화의 영향에 대하여", 『지리환경교육학회지』, 4(1): 109~119.
- 윤용한, 2000, "공원에 의한 고온성 저감효과에 관한 연구", 『한국정원학회』, 18(1): 83~90.
- 윤용한, 2001, "녹지에 의한 열섬현상의 저감효과에 관한 연구", 『국토계획』, 36(2): 187~196.
- 윤용한, 2002, "식재특성에 따른 녹지내의 기온변화", 『국토계획』, 37(2): 213~219.
- 윤용한 · 박봉주 · 김원태 · 조현수, 2008, "토지이용형태에 따른 계절별 열섬현상의 강도", 『국토계획』, 43(4): 21~30.
- 윤용한 · 배병호, 2002, "녹지의 규모와 기온저감효과와의 관련성에 관한 연구", 『환경생물학회지』, 20(1): 10~19.
- 이은엽 · 문석기 · 심상렬, 1996, "도시녹지의 기온 및 지온 완화효과에 관한 연구", 『한국조경학회지』, 24(1): 65~78.
- 홍원화 · 이강국 · 서원덕, 2007, "토지이용상태에 따른 도시 기온 특성과 열환경 시뮬레이션", 『대한건축학회지』, 23(9): 139~146.
- 홍재주, 2004, "도시공간 구성요소와 도시열섬현상의 관련성 연구", 한양대학교 도시대학원 석사학위 논문.
- Belsley, D. A., E. Kuh, and R. E. Welsch, 1980, *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York: John Wiley & Sons.
- Ca, V. T., 1998, "Reductions in air conditioning energy

3) 반경이 다른 원형, 사각형, 육각형 등

4) 소단위 행정구역 또는 기후생태 · 지리학적 연구를 통하여 도출된 경계선 등

- caused by a nearby park”, *Energy and Buildings*, 29: 83~92.
- Jusuf, S. K., 2007, “The influence of land use on the urban heat island in Singapore”, *Habitat International*, 31: 232~242.
- Oke, T. R., 1987, *Boundary Layer Climates*, second edition, London and New York, Methuen.
- Pauleit, S. 2005, “Modeling the environmental impacts of urban land use and land cover change - a study in Merseyside, UK”, *Landscape and Urban Planning*, 71: 295~310.
- Takahashi, K., Yoshida, H., Tanaka, Y., Aotake, N., and Wang, F., 2004, “Measurement of thermal environment in Kyoto City and its prediction by CFD simulation”, *Energy and Buildings*, 16, 771~779.
- Weng, Q., 2004, “Estimation of land surface temperature-vegetation abundance relationship for urban heat island studies”, *Remote Sensing of Environment*, 89: 467~483.
- Xiao, R., Ouyang, Z., Zheng, H., Li, W., Schienke, E. W., and Wang, X., 2007, “Spatial pattern of impervious surfaces and their impacts on land surface temperature in Beijing, China”, *Journal of Environmental Sciences*, 19: 250~256.
- [http://www.moleg.go.kr/\(기상청 홈페이지\)](http://www.moleg.go.kr/(기상청 홈페이지))

원 고 접 수 일 : 2009년 11월 5일
1차심사완료일 : 2009년 11월 29일
최종원고채택일 : 2009년 12월 11일