

공간적 상관성을 고려한 민수용 도시가스 수요결정 요인 분석[†]

박은비* · 원두환**

요약 : 최근 도시가스 수요에 관한 연구는 광역별, 지역별로 각 지역 특성을 반영하여 미시적 관점에서 접근하는 경향이 확대되는 추세이다. 이때 인접지역이 가지는 사회구조의 유사성과 공급 인프라의 밀집성은 지역 간 미시적인 관계를 가지는 군집성과 공간적 상관성을 유도한다. 이에 민수용 도시가스 수요에 대해 34개 도시가스사의 관할지역을 기준으로 총 54개의 지역으로 구분한 후 공간 상관성을 분석한 결과 전역적, 국지적 관점에서 양의 공간적 상관성이 있음을 확인할 수 있었다. 본 연구에서는 2014년 1월부터 2022년 12월까지 54개 지역에 대한 민수용 도시가스 수요를 패널데이터로 구성하여 공간패널회귀분석과 일반 패널회귀분석을 비교하였으며, 오차에 공간적 효과가 존재하는 공간오차모형(SEM)이 가장 적합한 모형임을 도출할 수 있었다. 이는 한 지역의 민수용 도시가스 수요가 인접지역과 유의한 관계가 있음을 확인함으로써 정책적, 실무적 시사점을 제시한다.

주제어 : 민수용 도시가스 수요, 공간 상관성, 공간패널회귀분석

JEL 분류 : Q4, R33

접수일(2023년 11월 13일), 수정일(2023년 12월 16일), 게재확정일(2024년 1월 9일)

[†] 본 논문은 박은비의 석사논문 내용을 발췌해 수정, 보완한 것입니다.

* 한국가스공사 대리, 제1저자(e-mail: eunbi22@kogas.or.kr)

** 부산대학교 경제학과 교수, 교신저자(e-mail: doohwan@pusan.ac.kr)

Analysis of Determinants of Civilian City Gas Demand Considering Spatial Correlation

Eunbi Park* and DooHwan Won**

ABSTRACT : Recently, research on city gas demand is increasing by reflecting the characteristics of each region. The similarity of the social structure of the adjacent region and the density of the supply infrastructure induce spatial correlation with the clustering that has a microscopic relationship between regions. Accordingly, as a result of analyzing the spatial correlation after dividing the demand for city gas for civilian use into a total of 54 regions based on the jurisdiction of 34 city gas companies, it was confirmed that there was a positive spatial correlation from a global and local perspective. In this study, the demand for city gas for civilian use for 54 regions from January 2014 to December 2022 was composed of panel data, and the spatial panel regression analysis and the general panel regression analysis were compared, and it was found that the spatial error model (SEM) was the most suitable model. This presents policy and practical implications by confirming that the demand for city gas for civilian use in one region has a significant relationship with the adjacent region.

Keywords : Civilian city gas, Spatial correlation, Spatial panel regression

Received: November 13, 2023. Revised: December 16, 2023. Accepted: January 9, 2024.

* Deputy Manager, Korea Gas Corporation, First author (e-mail: eunbi22@kogas.or.kr)

** Professor, Department of Economics, Pusan National University, Corresponding author (e-mail: doohwan@pusan.ac.kr)

1. 서론

지구온난화에 대한 우려가 증가하고 탄소중립 정책이 강조됨에 따라 천연가스 역시 장기적 관점에서는 감축을 목표로 하고 있지만 신재생에너지로 전환되는 과도기인 현재, 에너지 수급 문제를 보완하는 에너지원으로써 중요한 역할을 하고 있다. 실제로 한국가스공사 공시에 따르면 2020년 연간 판매량 3,237만 톤에 비해 2021년에는 3,691만 톤, 2022년에는 3,840만 톤으로 최근 2년 사이 수요가 증가하였다. 그러나 이와 같은 수급상황의 변동은 전적으로 해외수입에 의존하고 있는 국내 천연가스 시장 특징에 따라 국가 에너지 안보에 위협이 되기도 하며 국제 에너지 가격의 급증과 맞물려 큰 경제적 부담으로 작용하기도 한다. 따라서 안정적인 수급계획을 수립하기 위해서는 천연가스 수요에 대한 정확한 분석 및 예측이 요구된다.

일반적으로 이러한 에너지 수요는 기본적인 성장추세나 계절성으로 설명하므로 시계열 측면에서 많은 부분이 설명된다. 그러나 Tobler(1970)에 따르면 모든 것은 서로 연관이 되어 있지만 멀리 떨어져 있는 것보다 인접한 것에 더 강한 영향을 받으며 이 개념은 에너지 수요 역시 다르지 않다. 특히나 천연가스 중 도시가스용에 대한 수요는 몇 가지 소비구조의 특성상 공간적 측면에서 인근지역과 유사한 특징을 갖는 군집성을 보인다. 첫 번째, 인접한 도시는 비슷한 사회구조를 가지며 이는 거주자들의 생활양식에 영향을 미쳐 유사한 에너지 소비패턴으로 이어질 수 있다. Blazquez et al.(2013)와 Park and Yun(2022)은 가구의 전력소비에 대해 사회 경제적으로 상호 연관된 인접지역의 소비에 영향을 받을 가능성이 높으며 공간적으로 연관된 패턴을 가진 클러스터를 이루고 있다고 하였다. 도시가스는 많은 비중이 난방용으로 사용됨에 따라 국민들의 생활영역에 밀접하게 연관됨으로써 생활양식에 따른 공간적 클러스터를 이룰 가능성이 높다. 두 번째, 에너지는 공급망을 통해 공급이 이루어지는 구조상, 인프라가 밀집된 지역을 중심으로 높은 수요가 발생한다. 국가통계포털(KOSIS)에 따르면 2021년 기준 인프라가 집중된 특별시와 광역시의 도시가스 보급률은 모두 90%를 상회하나, 경기도를 제외한 이외 행정구역에서는 모두 전국 평균 보급률인 84.7%보다 낮은 수준을 기록했다. 즉 인프라가 높은 지역을 중심으로 높은 에너지 수요가 발생하게 된다. 이와 같이 지리, 공간적인 영향은 결국 공간 간 상호영향을 주고받는 유의한 상관관계를 유도한다. 즉 에너지가 소비

되는 각 분석단위는 저마다의 고유한 특성을 가질 뿐만 아니라 분석단위 간 미시적인 관계도 존재하게 된다.

본 연구는 이러한 배경을 고려하여 지역 간 공간적 상관성을 반영한 민수용 도시가스 수요 결정요인 분석을 시행하였다. 이를 위해 본 연구에서는 각 지역이 가진 수요의 특성을 구체적으로 반영하기 위해 기존의 5개 광역이나 17개 시도 단위가 아닌 도시가스사별 관할지역을 기준으로 분석단위를 더욱 세분화하였다. 아울러 지역별 도시가스 수요와 그에 영향을 미치는 다양한 변수들의 공간적 분포 패턴을 비교하여 횡단면적으로 어떤 관계가 있는지 살펴보고 전역적, 국지적으로 공간적 종속성을 확인함으로써 한 지역의 도시가스 수요가 인접지역에 어떤 공간적 파급효과를 갖는지 파악하고자 하였다.

이는 도시가스 수요에 대해 기존에는 고려하지 않았던 공간적 시각에서의 접근을 시도하였으며, 인접지역 간 공간적 상관성을 반영함에 따라 특정지역 내 분석변수의 영향인 직접효과뿐만 아니라 인근지역으로부터의 공간적 효과까지 도출하였다는 의의가 있다. 또한 도시가스 수요에 대한 면밀한 분석을 가능하게 하고 공간적 시각 측면에서 실무적, 정책적 시사점을 제시한다.

본 논문의 구성은 총 5개의 장으로 제Ⅱ 장에서는 도시가스 수요 및 공간적 상관성 관련 선행연구를 살펴보고 제Ⅲ 장은 공간계량모형과 분석자료 및 모형을 설명한다. 제Ⅳ 장에서는 실증분석 결과를, 마지막 제Ⅴ 장에서는 논문을 요약하고 결과에 따른 결론과 시사점을 제시한다.

II. 선행 연구

1. 도시가스 수요 결정연구

국제 정세에 따라 돌발 상황이 발생하는 천연가스 공급 상황과는 달리, 국내 천연가스 수요는 예측이 가능한 요소로 수년에 걸쳐 다양한 분석 및 예측모델 연구가 진행되어 왔다. 이러한 천연가스는 천연가스 공급규정 제30조 따라 도시가스용과 발전용, 탱크로리용, 직공급용으로 분류되는데 일반적으로 수요가 크지 않은 탱크로리용과 직공급용을 제외하고 도시가스용과 발전용으로 구분하여 예측한다(최해익 외, 2020). 특히나 도시

가스용 천연가스 수요(이하 도시가스 수요로 칭함)는 약 20여 년이 넘는 기간에 걸쳐 회귀모형(김영덕, 1998; 박명덕 외, 2015)과 공적분모형(김인무 외, 2011; 김점수 외, 2011; 이성로·하종현, 2019), 패널회귀모형(김대용·이성로, 2018), 자기회귀시차모형(최용옥·이성로, 2018; 박철웅·박철호, 2019) 등 다양한 분석방법을 통해 연구되었다.

천연가스 수요는 대부분 거시경제학적 수준에서 광범위하게 조사되어 왔다. 우리나라는 1987년 천연가스 공급이 시작된 이래로 국내 천연가스 수요가 지속적으로 증가하였고 특히 국내 도시가스는 경제성장에 맞물려 배관망이 빠른 속도로 구축되고 보급이 확대됨에 따라 2010년까지 지속적인 우상향 그래프를 그렸다. 이는 국가총생산(GDP)과 같은 거시적 관점의 경제 지표와 장기적 관점에서 유사한 추세를 보임에 따라 과거 대다수의 연구에서는 GDP와 같은 거시경제변수를 통해 기본적인 성장추세를 설명할 수 있었다(김점수 외, 2011; 박준용, 2004; 김인무 외, 2011).

그러나 세부적인 단기수요의 변동은 주로 동절기의 기온변화(김영덕, 1998; 김점수 외, 2011; 김인무 외, 2011; 박명덕 외, 2015; 이성로, 2017; 최용옥·이성로, 2018)나 대체재와의 상대가격(김인무 외, 2011; 박명덕 외, 2015; 최용옥·이성로, 2018; 김대용·이성로, 2018)과 같은 미시적 요인에 의해 발생한다. 2013년에서 2015년 사이 저유가 및 원료비 연동제 재개로 타 에너지원 대비 도시가스 수요의 가격경쟁력이 하락하고 이상 기온으로 인해 동절기 기온이 온화해지자, 이는 급격한 도시가스 수요 하락을 야기하여 우상향하는 경제성장과의 장기적 추세를 약화시켰다(박명덕 외, 2015; 이성로, 2017; 최해익 외, 2020). 그리고 수요가 성숙기 단계에 진입함에 따라 2015년 이후 수요 회복에도 불구하고 GDP에 대한 수요 탄력성은 전반적으로 크게 둔화되었다(김점수 외, 2011; 배유진·정재우, 2017). 이와 같이 지속적인 경제성장에도 도시가스 수요가 정체되는 현상은 급격한 노령화와 1인 세대수의 증가 등 인구 및 세대 구조의 변화, 경쟁연료 대비 상대가격의 변동, 그리고 지구온난화 같은 기온 변화 등 다양한 미시적인 요인들의 영향력 증가로 설명된다(박철웅·박철호, 2019; Yoo et al., 2009). 해외 연구 사례에서도 인구밀도, 가구연령구조, 도시화 등과 같은 사회인구학적 요인이나 주택규모, 방 수, 가전제품 재고 등과 같은 주거특성(Rehdanz, 2007; Lee and Singh, 1994) 등이 수요의 결정요인으로 고려되기도 하였다.

아울러 분석단위의 세분화를 통해 전체 수요 측면에서 분석하지 못한 요인을 파악한

다. 이에 도시가스 수요는 일반적으로 용도별 성격에 따라 크게 가정용과 일반용, 산업용으로 분류하거나(임두순, 2014; 박명덕 외, 2015; 배유진·정재우, 2017; 박철웅·박철호, 2019; 이성로·하종현, 2019) 혹은 가정용과 일반용 모두 기온에 민감하게 반응한다는 특징에 따라 민수용으로 묶어서 용도별 분석을 실시한다(안영주, 2017; 최용옥·이성로, 2018; 최해역 외, 2020). 최근에는 각 지역이 가지는 고유한 환경, 경제적 요인이 지역마다 상이한 수요 특성을 도출함에 따라 지역을 세분화한 연구가 진행되었다(이성로, 2017; 김대용·이성로, 2018; 이성로·하종현, 2019; 박철웅·박철호, 2019). 이러한 연구들은 각 지역이 가진 수요행태의 차이를 반영함으로써 더욱 정교한 수요함수 추정을 가능하게 하였다는 의의가 있다.

2. 공간적 상관성을 반영한 에너지수요 연구

이처럼 공간 자료의 획득이 용이해짐에 따라 지역을 세분화함으로써 공간적 상관성을 반영한 에너지수요 분석 연구도 점차적으로 확대되고 있다. Zhang and Li(2022)는 녹색인증사업이 건축물 에너지 소비량과 온실가스 배출량에 미치는 영향을 공간적 상관성을 이용하여 환경적으로 지속가능한 계획 수립의 필요성을 제시하였으며, Tian et al.(2014)은 런던의 Council tax 과세대상의 주거지 수와 전기 및 가스 사용량 사이의 상관관계를 OLS와 공간회귀모형으로 비교 분석하고 이를 통해 전기와 가스 모두에서 상당한 공간적 자기상관이 존재하며 에너지 소비가 많은 주택이 서로 밀집하는 경향이 있음을 확인하였다. Cho et al.(2015)는 공간패널모형을 활용하여 한 지역의 전력 가격변동이 해당 지역의 클러스터뿐만 아니라 인근 지역의 수요까지 영향을 미치며, 또한 그 공간적 파급효과가 용도에 따라 다름을 확인하였다. Park and Yun(2022)은 사회구조와 주거양식이 우리나라 가정의 전력소비에 미치는 영향을 2010년부터 2019년까지 225개 자치단체 데이터를 활용하여 공간패널모형으로 분석하였다. 이를 통해 가구의 전력소비는 인접지역 간 생활양식이 유사하여 공간적으로 연관된 패턴을 가지며 주로 수도권과 지방광역시에서 공간적 클러스터가 나타남을 확인하였다.

이러한 연구들은 에너지 소비패턴이 인근지역의 소비와 유사한 패턴을 보이는 군집성을 가지고 지역 간 공간적 파급효과를 갖는다는 사실을 설명한다. 이는 더욱 정교한 수

요모형을 구축하여 면밀한 수요 분석을 가능하게 하고, 더 나아가 에너지 수요에 영향을 미치는 가격이나 인구, 환경 등 지역정책의 변화가 가지는 직간접적 경제적 영향을 식별하고 그 결과를 예측하는 것에 도움이 된다. 그러나 국내 에너지 공간분석에 대한 선행연구는 대부분 전력 소비량에 대한 연구로, 천연가스의 공간적 상관성을 고려한 분석은 아직 시행되지 않았다. 한 지역의 에너지 소비는 생활양식과 인프라 측면에서 인접지역의 에너지 소비와 연관이 높다. 따라서 본 연구에서는 공간적 상관성을 고려한 천연가스 수요모형을 추정하여 도시가스 수요가 갖는 공간적 파급효과를 도출하고 이에 시사점을 제시하고자 한다.

III. 분석 모형 및 자료

모형 내 변수가 인접한 지역으로부터 상호영향을 주고받는 등 공간의 자기상관이 존재한다면 회귀모형의 기본가정 중 하나인 $cov(\epsilon_{it}, \epsilon_{js}) = 0$ 을 위배하게 되므로 모형에 이를 반영할 필요가 있다(최성천, 2016). 따라서 공간회귀모형을 사용하기 위해서는 공간적 종속성이 있는지 여부를 확인해야 한다.

공간적 종속성의 여부를 파악하기 위해서는 공간가중치 설정이 선행되어야 한다. 공간가중치는 그 거리에 따른 차별적인 효과를 반영하는 것으로 이를 설정하는 방법은 개체 간의 접촉 여부를 기반으로 하는 인접성(contiguity) 기준과 거리를 기반으로 하는 절대적 거리 기준으로 나뉜다. 이때 인접성 기반의 공간가중치의 경우 다시 구분방식에 따라, 개체 면이 서로 닿아있을 경우 인접한 것으로 보는 Rook방식, 두 지역의 모서리(점)이 공유되는 경우의 Bishop방식, 개체가 면이나 점으로 닿아있는 경우의 Queen방식으로 나눌 수 있다(LeSage and Pace, 2009). 만약 위 기준에 따라 인접한 것으로 판단이 될 경우에는 1, 그렇지 않을 경우 0의 값을 가지게 되는데 이러한 공간의 인접성 여부를 통해 구성된 행렬을 공간가중치행렬(Spatial Weight Matrix)이라고 한다. 본 연구에서는 인접성 기반의 Queen방식을 적용하였다.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i, j \text{ are encountered} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

1. 공간적 종속성(Spatial Dependency)

공간적 종속성은 Moran's I, LISA(Local Indicators of Spatial Autocorrelation) 등의 통계적 기법을 활용하여 추정가능하다. 주로 Moran's I를 통해 전역적(Global) 공간 종속성을 파악하며 LISA통계량을 이용하여 국지적(Local) 종속성을 파악한다. 이러한 기법들은 앞서 만들어진 공간가중치행렬을 통해 인접한 지역들 간 변수의 유사성을 측정하고 군집성 여부를 파악한다.

Moran's I 통계량은 대상지역 전체 공간적 종속성의 평균값을 제시한다. 따라서 이를 통해 연구지역 전체의 지역적 분포 패턴 군집성을 확인할 수 있다. 통계량 값은 -1에서 +1의 범위 값을 가지는데, -1에 가까워질수록 음의 자기상관으로 강한 공간적 분산이 있으며 +1에 가까워질수록 양의 자기상관으로 강한 공간적 군집을 가진다고 본다. 만약 결과 값이 0에 가깝고 통계적으로 유의하지 않을 경우 공간적 상관성이 없음을 의미한다 (이미숙·여관현, 2021).

$$\text{Moran's I} = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_i \sum_j w_{ij}) \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

n : 표본 수

x_i, x_j : i, j 번째 측정값

\bar{x} : x 평균

w_{ij} : 공간가중치

LISA통계량은 연구지역 전체에 대한 공간 상관분석을 하는 Moran's I 분석과는 달리 국지적 모란지수를 활용하여 지역을 총 다섯가지 유형(HH, LL, HL, LH, not significant)으로 구분한다. HH(High-High)유형은 한 지역의 값과 주변 지역의 값이 모두 높은 값을 갖는 공간적 군집으로 핫스팟이라고도 하며, LL(Low-Low)유형은 한 지역과 주변 지역 모두 낮은 값을 가지는 군집으로 콜드스팟이라고 한다. 이 두 유형은 한 지역이 국지적으로 인접 지역들과 유사한 연관성을 가지는 공통점이 있다. 반면 HL(High-Low)유형과

LH(Low-High)유형은 특정지역의 변수가 인접지역의 변수와 다른 방향성을 가지는 경우로 높은 값이 있는 지역과 낮은 값이 있는 지역이 인접하여 공간적으로 혼합되어 있는 패턴을 보인다. 만약 위 유형들에 해당되지 않을 경우에는 유의하지 않음(not significant)으로 표시된다.

$$LISA = \frac{\sum_j w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

n : 표본 수

x_i, x_j : i, j 번째 측정값

\bar{x} : x 평균

w_{ij} : 공간가중치

2. 공간패널모형

공간패널모형은 공간회귀모형에서 시간적인 종속성까지 고려하는 모형이다. 일반적인 패널모형에서 공간적 상관성이 반영된 모형이라고 할 수 있다. 이 패널모형은 공간상관성을 어디에 반영하느냐에 따라 공간자기회귀모형(SAR, Spatial Autoregressive Model), 공간오차모형(SEM, Spatial Error Model), 공간자기상관모형(SAC, Spatial Autocorrelation Model), 공간더빈모형(SDM, Spatial Durbin Model)으로 나뉜다(염운호 · 최재훈, 2022).

1) 공간자기회귀모형(SAR, Spatial Autoregressive Model)

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + X_{it}\beta + u_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

2) 공간오차모형(SEM, Spatial Error Model)

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_i + v_{it}, \quad v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}v_{jt} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

3) 공간자기상관모형(SAC, Spatial Autocorrelation Model)

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}Y_{jt} + X_{it}\beta + u_i + v_{it}, \quad v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}v_{jt} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

4) 공간더빈모형(SDM, Spatial Durbin Model)

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}Y_{jt} + X_{it}\beta + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij}X_{jt} + u_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

공간자기회귀모형(SAR)은 한 지역의 종속 변수값(Y_{it})이 해당 지역의 독립 변수값(X_{it})과 인접 지역의 종속 변수값(Y_{jt})에 의해 결정되며, 공간가중치 파라미터 ρ 로 i 지역과 인접한 j 지역 간의 공간적 상호 의존성 정도를 나타낸다. 공간오차모형(SEM)은 지역 간의 상호 의존성이 오차항(v_{it})에 존재하며, 이때 인접 지역 오차항 v_{jt} 과의 공간적 상관성이 공간가중치 파라미터 λ 를 통해 반영된다. 공간자기상관모형(SAC)은 공간적 종속성이 종속변수와 오차항에 존재한다고 본다. 따라서 SAR모형과 SEM모형에서 활용한 공간가중치 파라미터인 ρ 와 λ 가 모두 반영된다. 이 모형은 한 지역의 종속 변수값(Y_{it})은 그 지역과 주변 지역에서의 종속변수값(Y_{jt})과 공간적 상관성이 반영된 오차항 v_{it} 에 의해 결정된다고 가정한다. 마지막으로 공간더빈모형(SDM)은 지역 간의 상호 작용과 종속 변수의 자기 상관성을 모두 고려하는 모형이다. 이 모형은 주어진 지역에서의 종속 변수값(Y_{it})이 해당 지역의 독립변수(X_{it})뿐만 아니라 그 인근 지역의 종속변수값(Y_{jt})과 독립변수값(X_{jt})에 상호 작용하며 영향을 받음을 의미한다.

3. 분석모형

기존의 선행연구에 따르면 민수용 도시가스 수요는 일반적으로 기온, 가격, 소득변수

에 의해 결정된다. 이때 기온은 월별 계절더미(임두순, 2014), 난방도일(김영덕, 1998), 월별 최고기온과 최저기온의 차이(김대용·이성로, 2018) 그리고 기온반응함수와 기온 분포로 정의되는 비선형기온효과(박준용, 2004; 김점수 외, 2011; 이성로, 2017) 등 다양한 방식으로 모형에 사용되었으며 특히 비선형기온효과는 기온탄력성이 고정되어 있지 않다는 장점이 있다. 그러나 천연가스 공급 배관망 완공 후 그 탄력성이 점차적으로 둔화됨에 따라 고정계수를 갖는 분석과 시간변동계수를 갖는 분석의 추정량이 크게 차이가 나지 않으며(박준용 외, 2018; 박철웅·박철호, 2019 재인용) 본 연구의 가장 주된 목적이 지역 간의 공간적 종속성을 파악하는 것이므로 시간변동계수를 적용하기보다 냉난방도일을 이용하여 여름철과 겨울철에 대한 계절성을 반영한 고정계수를 추정하는 것이 더 적합할 것으로 판단하였다. 이때 기존 선행연구에서는 가스의 난방수요가 높다는 점을 고려하여 난방도일만을 반영하였다. 그러나 도시가스의 기온반응함수가 기온이 낮은 구간과 높은 구간 양쪽에서 반응도가 증가하는 U자형을 그림에 따라(김인무 외, 2011), 냉방수요에 대한 효과가 있을지 살펴보고자 본 연구에서는 냉방도일을 추가 반영하였다. 일반적으로 난방도일에 대해서는 양의 부호가 도출될 것이 예상되며, 냉방도일의 경우 난방도일과 반대인 음의 부호가 예상된다.

또한 선행연구에서는 가격변수로 전기료 대비 민수용 도시가스 가격(임두순, 2014; 안영주, 2017; 최용옥·이성로, 2018; 김대용·이성로, 2018; 박철웅·박철호, 2019; 최해역 외, 2020)인 상대가격을 주로 사용한다. 그러나 일부 연구 결과에 따르면 전기료에 대한 상대가격이 민수용 도시가스 수요에 주는 효과가 크지 않거나 유의하지 않다(최용옥·이성로, 2018; 김대용·이성로, 2018; 박철웅·박철호, 2019; 최해역 외, 2020). 무엇보다도 전기료는 지역구분이 없어 공간적 측면에서 지역 간 차이를 발생시키지 않으므로 공간적 종속성을 분석하는 이 연구에서는 상대가격이 아닌 민수용 도시가스 가격 만으로도 충분히 가격효과를 반영할 수 있다고 판단하였다. 가격에 대한 효과는 음의 부호가 예상된다. 마지막 소득변수의 경우 과거에는 국가 전반의 경제상황을 파악하기 위해 주로 국내총생산(GDP)을 사용하였으나(김점수 외, 2011; 안영주, 2017; 이성로, 2017) 본 연구는 국가 전반이 아닌 각 지역단위의 지표가 필요하여 해당 지역의 전반적인 경제상황을 나타내는 1인당 지역총생산을 사용하였다(김대용·이성로, 2018). 이때 소득과 도시가스 수요는 양의 상관관계가 예상된다.

그 외 인구 및 세대구조에 대한 변수로서 가스를 소비하는 수요가수와 전체 인구 대비 그 지역의 인구비중을 나타내는 도시화율을 반영하여 지역의 도시가스 수요에 미치는 영향을 살펴보고자 하였으며 모두 수요에 긍정적인 양의 영향을 미칠 것으로 예상하였다. 이에 본 연구에서는 민수용 도시가스 수요의 결정요인을 분석하기 위해, 민수용 도시가스 수요량(RGD_{it})은 수요가수(RN_{it})와 가격(RP_{it}), 냉방도일(CDD_{it}), 난방도일(HDD_{it}), 1인당 지역총생산($GRDP_{it}$), 도시화율($URBAN_{it}$)에 영향을 받을 것으로 가정하고 식(8)과 같은 분석모형을 설정하였다. 이때 민수용 도시가스 수요와 수요가수, 가격, 소득변수는 변수들 간 스케일 차이를 해소하고 비선형 상관관계를 고려하기 위해 자연로그를 취하였다(박명덕 외, 2015). 계수값인 β 값은 설명변수가 1% 변화했을 때 수요가 $\beta\%$ 변하는 것으로 해석하는 탄력성이 된다.

$$\ln RGD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln RN_{it} + \beta_2 \ln RP_{it} + \beta_3 CDD_{it} + \beta_4 HDD_{it} + \beta_5 \ln GRDP_{it} + \beta_6 URBAN_{it} + e_{it} \quad (8)$$

여기서, RGD_{it} : i 지역의 t 기의 민수용 도시가스 소비량

RN_{it} : i 지역의 t 기의 민수용 도시가스 수요가수

RP_{it} : i 지역의 t 기의 민수용 도시가스 가격

CDD_{it} : i 지역의 t 기의 냉방도일

HDD_{it} : i 지역의 t 기의 난방도일

$GRDP_{it}$: i 지역의 t 기의 1인당 지역총생산

$URBAN_{it}$: i 지역의 t 기의 도시화율

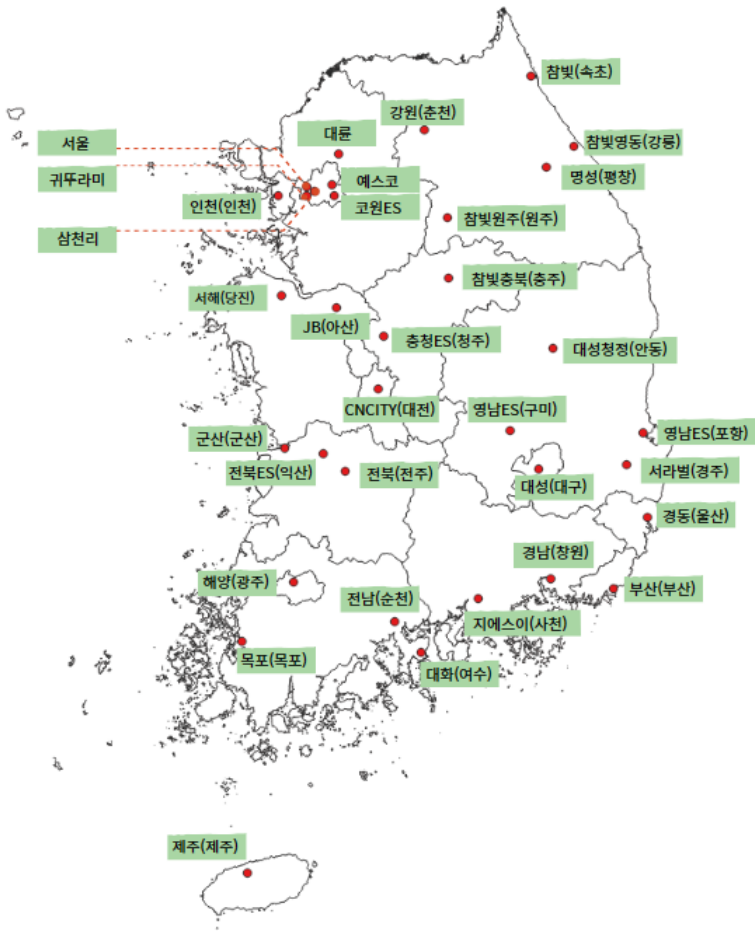
4. 자료

1) 분석단위(Unit of Analysis)

공간적 상관성을 도출하기 위해서는 지역 분석단위 설정이 필요하다. 본 연구에서는 도시가스협회에서 매월 제공하는 도시가스 통계월보 자료를 통해 각 도시가스사의 공급량 데이터를 확보하고, 이를 기준으로 지역구분을 시도하였다. 도시가스 협회는 매월

34개 도시가스사의 공급량과 수요가수 자료를 제공하는데, 이 자료는 시도별, 용도별 분류가 되어 있어 기초데이터로서 활용도가 높다. 이때 각 도시가스사가 관할하는 지역은 도시가스 수요와 가스 배관과 같은 인프라 구조, 지역의 산업 및 민간부문 활동의 경제성 등 다양한 요인에 의해서 결정된다. 따라서 본 연구에서는 34개 도시가스사의 관할지역을 기준으로 분석단위를 설정하는 것이 17개 시도로 분류하는 것보다 각 지역의 소비 특성을 더욱 잘 반영하여 공간적 상관성을 분석하는 본 연구에 적합할 것으로 판단하였다.

〈그림 1〉 34개 공급사 위치



자료: 도시가스 협회(2023년 기준)

또한 도시가스사를 기준으로 분류하되, 동일한 회사의 관할지역이 다른 시도로 분류되는 경우는 가격과 기온 등 분석변수가 가지는 시도별 차이를 고려하여 지역구분을 달리 표시하였다. 예를 들어 코원ES사의 경우 서울 일부 지역과 경기도 일부 지역에 도시가스를 공급하는데, 이 경우 ‘코원ES_서울(강남구, 강동구, 송파구 등)’과 ‘코원ES_경기(과천시, 성남시, 하남시 등)’로 구분 가능하다. 또한 충청ES사는 세종시 일부와 충북 청주시를 관할하여 ‘충청ES_세종’과 ‘충청ES_충북’으로 분류할 수 있다. 그러나 세종시의 경우 JB사도 함께 공급하고 있는데 세종시 내 공급지역 구분이 쉽지 않아 ‘충청ES_세종’ 데이터를 ‘JB_세종’에 임의로 통합하였다. 이와 같은 과정을 통해 도시가스 미공급지역을 포함, 34개 도시가스사의 각 관할지역을 세분화하여 총 54개 구역으로 분할하였다.

2) 자료수집 및 데이터 가공

분석에 사용한 패널데이터는 2014년 1월부터 2022년 12월까지 108개월간, 54개 지역을 대상으로 하였다. 2014년 이후의 자료부터 수집한 이유는 도시가스 수요의 설명변수 탄력성이 도시가스 요금 원료비 연동제 재개시점인 2013년을 기점으로 큰 차이를 보인다는 점(최해역 외, 2020)을 고려하고, 또한 현존하는 34개 도시가스사의 과거자료를 통해 모든 관측치에 대해 같은 시간 범위 내에서 일관된 데이터를 구성하기 위함이다. 미공급지역의 경우 일관성 있게 모든 데이터를 0으로 처리하는 것이 가능하지만 분석기간 중간에 공급이 시작된 지역의 경우 이전 기간의 누락데이터를 대체하거나 제외하는 등의 처리가 필요하므로 데이터의 일관성 문제가 발생할 수 있다. 따라서 세종의 중부(JB) 도시가스는 2013년 8월부터, 강원 영동지역(속초)의 참빛도시가스는 2013년 12월부터 공급이 시작된 점을 고려하여 2014년 1월을 분석을 위한 시작점으로 설정하였다. 강원도 평창에 위치한 명성도시가스는 2016년부터 도시가스 공급을 시작하여 강원 춘천에 위치한 강원도시가스사에 통합하여 데이터를 정리하였다.

데이터는 도시가스 협회나 KOSIS(국가통계포털), 기상청 기상자료개방포털(KMA), 한국가스공사 공공데이터, 한국은행 경제통계시스템(ECOS) 등에서 확보하였다. 종속변수인 도시가스 수요는 도시가스사에서 공급된 공급량만큼 발생한 것으로 보고 도시가스 협회에서 매일 발표하는 도시가스 통계월보의 공급량 데이터를 활용하였다. 이때

도시가스 수요는 한국가스공사 공공데이터로 제공된 유효일수 자료를 활용하여 특수일 효과를 제거하였다. 유효일수는 시간의 물리적 개념을 근무일 도시가스 수요 기준에 맞추어 재조정된 지표이다. 도시가스 수요는 주중에 비해 주말 및 공휴일에 수요가 감소하는 경향을 보이는데, 월별 유효일수를 고려함으로써 이러한 공휴일·주말의 수요변동 현상을 효과적으로 조절할 수 있다(최용욱·이성로, 2018). 수요가수는 가스요금 청구서가 발행되는 부수로서 공급사가 해당 지역에 도시가스를 제공하고 가스 요금을 청구하는 범위를 나타낸다. 이 데이터 역시 도시가스 통계월보 자료를 활용하였다.

기온변수는 기상청 기상자료개방포털(data.kma.go.kr)에서 제공하는 난방도일(HDD)과 냉방도일(CDD)을 사용하였으며, 우리나라 기상청에서 정의하는 기준에 따라 난방도일은 18°C, 냉방도일은 24°C를 기준온도로 설정하여 각 지역별 데이터를 수집하였다. 한 분석단위 내 관측소가 여러 곳일 경우 도시가스사가 위치한 지역의 관측소를 대표 기준으로 하였다.

도시가스 가격은 도시가스협회에서 제공되는 도시가스 요금표 자료를 활용하되, 주택난방용을 기준으로 하였다. 도시가스 요금은 「기본요금+사용열량x단가」로 계산되며 기본요금과 단가는 지역마다 상이한데, 원칙상으로는 둘 다 고려하는 것이 옳으나 사용에 따라 총 요금이 변동하는 단가가 사용자가 부담을 느끼는 가격이 될 것으로 가정하고 단가를 기준으로 설정하였다.

소득변수는 1인당 지역총생산(GRDP, Gross Regional Domestic Product)을 활용하였다. 1인당 지역총생산은 특정지역의 소득수준으로, 해당 지역의 전반적인 경제상황을 나타내는 지표로써 민수용 도시가스 소비에 영향을 미치는 것으로 가정한다(김대용·이성로, 2018). 1인당 지역총생산은 KOSIS의 시군구 GRDP와 인구데이터를 이용하여 계산하였다. 이때 해당 데이터들은 모두 연간 데이터이므로 과거 선행연구를 참고하여(김점수 외, 2011; 안영주, 2017) 시군구 GRDP는 전산업생산지수(통계청, 2020 = 100, 계절조정)를 이용하여, 인구데이터는 연간 증가율을 월할 계산하여 데이터를 월별 변환하였다.

도시화율(Urbanization)은 전국 총인구수 대비 각 지역별 인구수로 인구수에 사용된 자료는 KOSIS에서 활용하였다. 마찬가지로 월별 변환을 위해 각 지역별 연간 증가율을 월할 계산하여 사용하였다.

〈표 1〉 자료출처와 기초통계량

종속변수		변수명	단위	mean	std.dev	출처
수요	공급량	RGD	천m ³	22288.6	39099.3	도시가스협회
독립변수		변수명	단위	mean	std.dev	출처
기온	냉방도일 (24°C기준)	CDD	일	0.8206	1.4232	기상청 기상자료개방포털
	난방도일 (18°C기준)	HDD		5.5311	6.5762	
가격	변동가격	RP	원/MJ	13.9826	7.4573	도시가스 협회
소득	1인당 지역총생산	GRDP	백만/인	2.3339	1.6101	KOSIS (국가통계포털), 통계청
인구 세대구조	도시화율	URBAN	% (시도별인구 /총인구)	0.0187	0.0243	
	수요가수	RN	개	345735	488527	도시가스협회

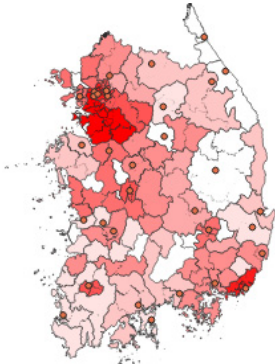
IV. 분석 결과

1. 자료의 공간적 분포

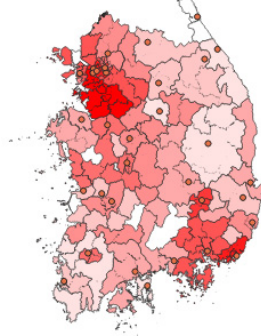
먼저 분석 데이터의 공간적 분포 특성을 파악하기 위해 민수용 도시가스 소비량 분포, 민수용 도시가스 수요가수 분포 등을 지도를 이용해서 나타내어 보았다.

색이 짙어지는 구간일수록 데이터가 높은 값을 가지며 점이 짙힌 부분은 도시가스사의 위치를 나타낸다. 지도에서 색이 칠해져 있지 않은 지역은 도시가스가 공급되지 않는 지역이다. 분포 그림을 통해 각 변수들이 일정 지역에 군집을 이루고 있으며 공간적 패턴을 보임이 시각적으로 확인된다. 또한 일반적인 경제학 상식을 적용해보면 도시가스 공급량은 수요가수가 많을 경우, 가격이 낮을 경우, 추운 날씨로 난방 사용을 많이 하게 될 경우, 소득이 높을 경우 높을 것으로 예상하는데 위 분포 패턴을 보면 그 기본적인 가정과 일부 유사함을 알 수 있다.

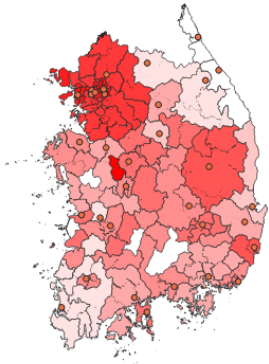
〈그림 2〉 자료의 공간적 분포



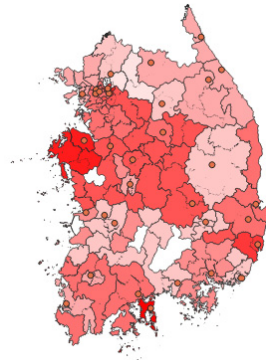
(a) 민수용 도시가스 공급량



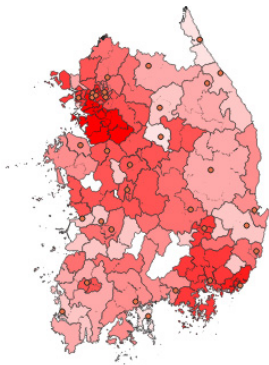
(b) 민수용 도시가스 수요가수



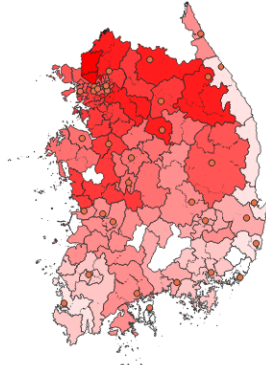
(c) 민수용 가격지수



(d) 1인당 지역총생산



(e) 도시화율 분포



(f) 난방도일 분포

*2022년 12월 기준

수요가수의 분포는 민수용 도시가스 공급량 분포와 유사한 공간 패턴을 가지고 있음을 확인할 수 있다. 수요가수가 많을수록 높은 에너지 공급량을 기록한다. 그러나 가격과 공급량은 가격이 낮을수록 수요가 높은 음의 관계를 예상하지만 분포 지도로는 가격과 공급량 사이 뚜렷한 패턴을 찾기가 어렵다. 소득변수를 나타내는 1인당 지역총생산은 도시가스 공급량과 양(+)의 관계가 있을 것으로 나타난다.

도시화율에 대한 분포로 수도권과 부산을 포함한 동남권에서 짙은 분포를 보이며 공급량과도 양(+)의 관계가 있을 것으로 추측 가능하며, 난방도일 분포도 수도권 및 경기도 등 북부 지역이 상대적으로 선선한 날씨를 보여 난방도일이 높음을 확인할 수 있다. 도시가스의 경우 일반적으로 기온의 영향을 크게 받는다고 알려져 있다. 겨울철 추운 날씨가 지속되면 난방 가동일이 증가하여 도시가스 수요도 증가한다는 점을 고려해보았을 때 수도권의 높은 도시가스 공급량은 난방도일의 영향이 있을 것이라고 예상된다. 난방도일 분포는 2022년 12월 데이터를 기준으로 하여 그림에는 반영되지 않았으나 7월을 기준으로 한 분포를 그려보았을 때 난방도일 분포와 반대의 패턴을 보임을 확인하였다.

2. 공간적 자기상관성 분석

Moran's I 통계량 분석을 통해 연구지역 전체에 대한 군집성을 확인한 결과 종속변수인 공급량은 공간적으로 종속되어 있음을 확인할 수 있었다. Moran's I, 통계량이 양의 값으로 산출됨에 따라 이는 인접한 지역의 값들이 어느 정도 비슷한 패턴을 가지며, 상호 연관되어 변동하는 경향이 있음을 의미한다. 이와 같이 공간적 종속성이 내재하고 있다는 사실은 공간계량분석을 할 수 있는 근거가 된다.

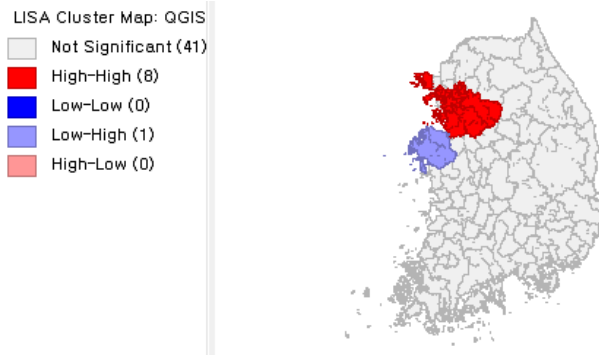
〈표 2〉 2022년 월별 도시가스 공급량 Moran's I

민수용	1월	2월	3월	4월	5월	6월
Moran's I	0.282***	0.292***	0.270***	0.259**	0.263***	0.263***
p-value	0.007	0.004	0.009	0.013	0.01	0.009
민수용	7월	8월	9월	10월	11월	12월
Moran's I	0.228**	0.272***	0.243***	0.273***	0.264***	0.269***
p-value	0.014	0.007	0.01	0.006	0.008	0.009

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

LISA분석은 연구지역 전체에 대한 공간상관분석을 하는 Moran's I와 달리 국지적 Moran지수를 활용하여 지역을 네 가지 유형(HH, LL, HL, LH)으로 구분한다. 분석 결과 민수용 도시가스 공급량의 경우 수도권지역에서 높은 공급량 지역이 이웃하고 있는 HH유형(High-High), 충남 서해지역에서 LH유형(Low-High)을 보인다.

〈그림 3〉 민수용 도시가스 공급량의 LISA분석 결과



전역적 관점의 Moran's I와 국지적 관점의 LISA분석을 통하여 실제 분석변수에 공간적 자기상관성이 존재함을 확인할 수 있었다. 그러나 이와 같은 공간적 상관성은 도시가스 수요에 영향을 미치는 변수들에 대한 통제가 이루어지지 않음에 따라 지역성을 띠는 변수들의 영향이 반영된 것으로 볼 수 있다. 예를 들어, 독립변수인 기온이나 소득은 일반적으로 인접지역과 유사한 군집성을 가짐으로써 도시가스 수요의 군집성을 유도할 수 있다. 따라서 공간패널회귀분석을 통해 도시가스 수요에 영향을 주는 요인변수들을 통제 한 후에도 수요 자체적으로 지역 간 공간적 상관성이 도출되는지를 살펴본다.

3. 공간패널회귀분석 결과

회귀분석 결과 모든 공간계량모형의 공간상관계수인 ρ 와 λ 가 모두 유의한 값을 가짐에 따라 특정 지역의 도시가스 수요가 인접 지역의 공간가중된 값에 영향을 받는 공간적 의존성을 가짐을 확인할 수 있다. 이는 한 지역의 변화가 주변 지역의 변화와 연관되어 있다는 것을 의미한다. 이때 특이한 점은 종속변수에 대한 공간상관계수 ρ 값이 공간자

기회귀모형(SAR)에서는 양의 값인데 반해 공간자기상관모형(SAC)에서는 음의 값으로 도출된 점이다. 이는 종속변수($\rho = 0.0354$)보다 오차항($\lambda = 0.1361$)에 더 강한 공간적 상관성이 존재함에 따라 종속변수값의 방향 및 강도가 조정됨($\rho = -0.0066$)을 나타낸다. 또한 로그우도와 AIC, BIC, 그리고 부록의 사후추정 결과값 등을 통해 적합도 판단을 한 결과 민수용 도시가스의 경우 공간오차모형(SEM)이 가장 적합한 모형인 것으로 판단된다. 특히 2014.1월부터 2022.12월까지 동일 기간, 동일 데이터를 기준으로 각 모형의 사후추정결과를 산출하여 비교한 결과 공간오차모형(SEM)의 RMSE, MAPE가 가장 낮은 값이 도출되었으며, 분포를 비교한 커널밀도함수와 특정 지역(코원ES사_서울)의 수요그래프도 실제 값과 가장 유사함을 확인할 수 있었다.

분석결과를 살펴보면 일반패널회귀분석과 공간자기회귀모형(SAR)은 1인당 지역총생산, 나머지 공간오차모형(SEM)과 공간자기상관모형(SAC), 공간더빈모형(SDM)은 가격을 제외한 모든 변수가 유의한 것으로 도출되었다. 반면 공간더빈모형(SDM)의 인근 지역 독립변수는 수요가수, 냉·난방도일, 1인당 지역총생산에서 통계적으로 유의하다.

수요가수 및 난방도일은 모든 모형에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 부호가 도출되었다. 가스요금 청구서 발행 수가 증가할 경우 가스 소비량도 높을 것이며, 민수용 도시가스 수요는 난방에 의한 효과가 크다는 일반적인 상식과도 일치한다. 반면 냉방도일은 모든 유형에서 통계적으로 유의한 음(-)의 부호가 도출되었다. 도시가스가 U자형 기온반응함수를 가짐에 따라 냉방에 대한 반응도가 있음에도 불구하고, 가스냉방은 보조금 지원정책에도 국내 가스냉방 비중이 5~10%에 불과할 정도로 전기냉방에 비해 경제성이 낮아 그 수요가 적다(서정규, 2011). 결국 냉방도일이 높은 지역은 전반적으로 기온이 높아 난방도일이 낮을 가능성이 있어 난방도일과 반대 부호의 결과가 유도된다.

가격변수의 계수 값은 모든 모형에서 음(-)의 값이 도출되었는데 이는 가격이 상승할수록 수요량이 감소하는 다수의 선행연구 결과와도 유사하다. 그러나 특이한 점은 일반패널모형과 공간자기회귀모형(SAR)에서 유의한 음(-)의 값을 도출한 것에 비해 나머지 공간패널모형(SEM, SAC, SDM)에서 유의하지 않은 통계값이 도출된 점이다. 이는 앞서 살펴본 공간적 분포현황에서 수요와 가격변수 사이 일관된 패턴을 찾기가 어려울 것으로 기대한 것과 동일하다.

1인당 지역총생산(GRDP)의 경우 공간자기회귀모형(SAR)에서는 음의 탄력성이 도출되었으나, 일반패널모형과 나머지 공간패널모형(SEM, SAC, SDM)에서는 유의한 양의 탄력성이 도출되었다. 1인당 지역총생산은 해당 지역의 전반적인 소득수준을 파악하기 위한 변수로서 일반적으로 소득의 증가에 따라 에너지 소비가 증가할 것으로 예상된다. 동일한 변수를 사용한 김대용·이성로(2018)의 연구에서는 인구경제사회적 통제변수를 고려한 경우에 한하여 통계적으로 유의한 양(+)의 결과가 도출되었는데, 본 연구에서는 공간적 상관성을 반영함으로써 유의한 양(+)의 탄력성이 도출되었다.

도시화율은 모든 모형에서 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호가 도출되었다. 도시화가 진행될수록 도시가스 수요가 높을 것으로 예측한 것과 동일하다. 도시화와 에너지 소비에 대한 선행연구들을 살펴보면 도시화가 에너지 소비의 접근성을 높여 소비 증가를 야기하는 양(+)의 영향을 가진다는 결과(Holtedahl and Joutz, 2004; Wang et al., 2016; 원두환·정수관, 2018)와, 공공시설과 서비스 제공, 자원의 효율적인 이용을 통해 소비를 감소시킨다는 결과가 있다(Lariviere and Lafrance, 1999; Liu, 2009; Wei et al., 2003). 본 연구의 경우 전자와 같이 수도권이나 광역시 등 도시화된 지역의 생활수준이 도시가스 수요 증가를 유도하는 것으로 추측한다.

공간더빈모형(SDM)에서 도출한 인근지역의 독립변수(θ)의 값은 한 지역의 변수들이 인근지역 도시가스 수요에 어떤 영향을 미치는지 그 파급효과를 나타내는 간접효과이다. 이는 가격변수와 도시화율을 제외한 나머지 변수에서 1% 수준에서 유의한 값을 가지는데, 해당 지역의 독립변수와 상반된 부호를 보인다. 즉, 결과에 따르면 어떤 지역의 수요가수가 많을수록, 기온이 낮을수록, 소득이 높을수록 인근지역의 수요 감소를 유도하는 음(-)의 공간적 효과를 가진다. 그러나 SDM모형 역시 공간상관계수인 ρ 에 의하면 도시가스 수요가 양(+)의 공간적 효과를 가지므로 통계학적 해석을 단순히 적용하여 인근지역의 독립변수가 경쟁적인 요소로 작용한다고 보기는 어렵다. 또한 부표를 보면 SEM-SAC-일반패널-SAR-SDM 순으로 모형이 적합하며, 특히 SDM모형에서 도출한 사후추정 값은 실제 값과의 오차가 크고 정확도가 낮은 것으로 판단된다. 따라서 인근지역의 독립변수 결과는 한 지역의 도시가스 수요의 변화가 그 지역 내에서 관찰되는 설명변수뿐만 아니라, 인접지역 설명변수의 공간가중된 관측값에도 영향을 받을 수 있음을 의미하지만(염윤희, 2020), 구체적인 해석은 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

〈표 3〉 민수용 도시가스 수요 추정 모형 분석결과

변수		일반패널 회귀분석	공간패널회귀분석			
			SAR	SEM	SAC	SDM
독립변수	수요가수	0.7365*** (0.000)	0.7104*** (0.000)	0.7553*** (0.000)	0.7558*** (0.000)	0.7663*** (0.000)
	민수용 가격	-0.1039*** (0.000)	-0.0698*** (0.007)	-0.0398 (0.217)	-0.0404 (0.213)	-0.0202 (0.566)
	냉방도일	-0.0655*** (0.000)	-0.0581*** (0.000)	-0.0647*** (0.000)	-0.0647*** (0.000)	-0.0650*** (0.000)
	난방도일	0.0787*** (0.000)	0.0705*** (0.000)	0.0778*** (0.000)	0.0782*** (0.000)	0.0773*** (0.000)
	1인당 지역총생산	0.0271 (0.566)	-0.0021 (0.963)	0.1452*** (0.003)	0.1506*** (0.002)	0.1881*** (0.000)
	도시화율	5.9861*** (0.000)	5.9975*** (0.000)	5.3230*** (0.000)	5.3242*** (0.000)	5.5251*** (0.000)
	상수항	-0.0253 (0.926)	-	-	-	-
인근지역 독립변수 (θ)	수요가수	-	-	-	-	-0.0929*** (0.000)
	민수용 가격	-	-	-	-	-0.0088 (0.370)
	냉방도일	-	-	-	-	0.0087*** (0.000)
	난방도일	-	-	-	-	-0.0099*** (0.000)
	1인당 지역총생산	-	-	-	-	-0.0728*** (0.000)
	도시화율	-	-	-	-	0.4189 (0.613)
공간상관 계수	ρ (종속변수)	-	0.0354*** (0.000)	-	-0.0066** (0.041)	0.1306*** (0.000)
	λ (오차항)	-	-	0.1316*** (0.000)	0.1361*** (0.000)	-
적 합 도	하우스만	78.63*** (0.000)	-	-	-	-
	로그우도	-	3133.95	3133.95	3133.95	3249.19
	AIC	-2479.00	-2862.86	-3891.14	-3893.57	-3893.21
	BIC	-2432.30	-2809.49	-3837.77	-3833.53	-3799.82

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

V. 결론

본 연구에서는 우리나라 민수용 도시가스 수요를 공간적 상관성을 반영하기 위해 34개 도시가스사의 관할지역을 기준으로 총 54개 지역으로 분류한 후 공간계량모형을 이용하여 분석하였다. 공간적 분포 패턴을 통해 도시가스 수요가 일정 지역에 군집성을 이루고 있음을 시각적으로 확인하고 전역적 공간 상관성 지표인 Moran's I와 국지적 공간 상관성 지표인 LISA 분석을 통해 통계적으로도 양의 공간적 상관성이 있음을 검증할 수 있었다. 일반패널회귀분석과 공간패널회귀분석을 이용하여 민수용 도시가스 수요 모형을 추정한 결과 민수용 도시가스의 공간적 종속성을 나타내는 공간상관계수(ρ , λ)가 모두 유의한 값을 가졌으며 AIC, BIC, 로그우도 및 사후추정결과를 살펴본 결과 이를 반영한 공간패널회귀분석이, 구체적으로는 공간오차모형(SEM)이 가장 적합한 것으로 판단하였다.

가격, 소득, 기온, 수요가수, 도시화율이 민수용 도시가스 수요에 미치는 영향은 선행 연구의 분석결과와 유사하다. 공간오차모형(SEM)을 기준으로 수요가수와 소득이 증가할수록, 도시화가 진행될수록 수요가 증가하며, 기온이 낮을수록 수요가 증가하는 계절성을 보인다. 또한 가격에 대해 음(-)의 탄력성을 보임으로써 경제학의 수요법칙을 충족하였으나 오차항에 공간상관계수를 반영함에 따라 유의하지 않은 값으로 도출되었다. 이는 앞서 살펴본 공간적 분포 패턴에서 뚜렷한 관계를 찾기 어려울 것으로 예측한 것과 같다. 한편, 공간더빈모형(SDM)에서 도출한 간접효과의 계수는 직접효과와 반대의 부호가 도출되었다. 이는 인근지역의 독립변수가 음(-)의 공간적 효과를 가지는 것으로 볼 수 있으나 사후추정 결과 SDM모형이 적합성이 떨어지는 것으로 판단되어 구체적인 해석을 적용하기에는 어려움이 있다. 그러나 이 결과는 도시가스 수요가 인접지역의 설명 변수에도 영향을 받을 수 있다는 사실을 보여준다.

본 연구는 기존의 연구들과 비교하여 다음과 같은 차별성을 지닌다. 첫째, 5대 광역 도시나 17개 시도의 행정구역 단위가 아닌 도시가스사의 관할지역을 기준으로 설정하여 분석단위를 더 세분화하였다. 이는 각 지역의 도시가스 수요를 더욱 구체적으로 반영하고 지역 간의 상호작용을 명확하게 파악하는 데 도움이 된다. 아울러 도시가스사의 관할지역은 공급 인프라 및 지역 경제와 같은 요인이 고려되어 설정된 만큼 각 지역의 도시

가스 소비 특성을 반영하기에 더욱 적합한 것으로 판단된다. 두 번째, 도시가스 수요와 이에 영향을 미치는 변수들을 공간적 측면에서 분석하였다. 일반적으로 도시가스 수요 분석은 시계열적 측면에서 접근한다. 그러나 본 연구에서는 지리 공간적 분포 패턴을 시각적으로 살펴봄으로써 이전 연구와 다른 횡단면적 관점에서의 이해를 시도하였다. 세 번째, 공간의 세분화를 통해 지역의 특성을 반영할 뿐만 아니라 지역 간의 공간적 종속성도 반영하였다. 본 연구에서는 각 지역의 도시가스 수요에 공간적 종속성이 존재함을 확인하고 이를 공간상관계수를 통해 모형에 반영함으로써 모형의 적합도를 개선하기 위해 노력하였다. 이는 추정의 편의를 최소화함으로써 더 정확한 수요분석에 도움을 준다.

본 연구는 향후 도시가스 수요에 대해 공간적 시각으로 접근할 필요가 있음을 시사한다. 본 연구에 따르면 도시가스 수요는 양의 공간적 파급효과를 가지나 이는 수도권에 집중된 에너지 군집현상의 영향이 크다. 우리나라는 여전히 도시가스 미공급지역이 존재하지만 앞으로도 수요가 집중된 지역을 중심으로 수요가 증가할 가능성이 높다. 이는 국민들의 에너지 접근성 문제로 귀결된다. 결국 에너지 정책적인 관점에서는 소외지역에 대한 에너지 복지 확대가 될 수 있도록 에너지 접근성을 높이는 것이 필요하며, 수요 분석 및 예측과 같은 실무적인 관점에서는 공간적 상관성을 이용한 수요예측의 시도와 수도권의 수요분석에 대한 이해가 더 요구될 것이다.

[References]

- 김대용·이성로, “패널모형을 이용한 시·도별 가정용 도시가스 소비 결정요인 분석”, 「서울 도시연구」, 제19권 제3호, 2018, pp. 117~130.
- 김영덕, “천연가스에 대한 수요함수 추정 및 수요분석에 관한 연구”, 에너지경제연구원 민간출연연구보고서, 1998. 1., pp. 1~73.
- 김인무·김창식·박성근, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측”, 「경제학연구」, 제59권 제4호, 2011, pp. 199~228.
- 김점수·박중구·양춘승, “한국 도시가스용 천연가스의 소비함수에 대한 실증분석: 시간변동계수(tvc) 시계열모형 활용”, 「에너지공학」, 제20권 제4호, 2011, pp. 318~329.

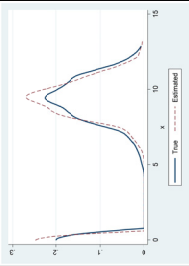
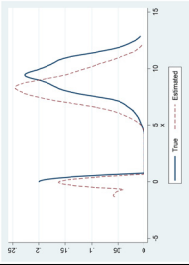
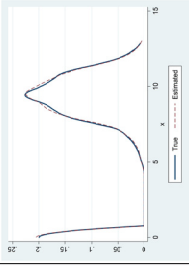
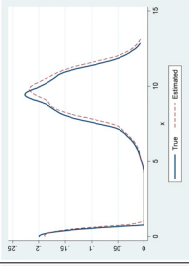
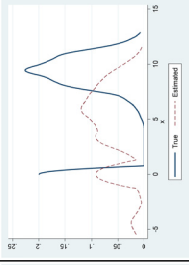
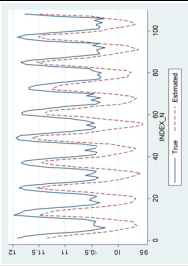
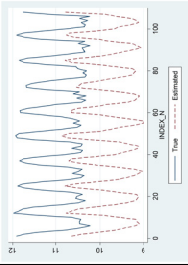
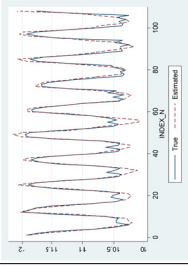
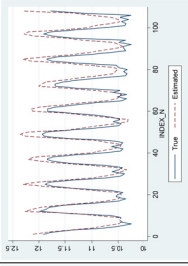
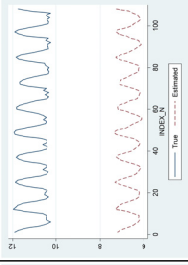
- 박명덕·이상열·정희용, “산업용 도시가스 수요변화 요인분석”, 에너지경제연구원 수시연구 보고서, 2015. 2., pp. 1~62.
- 박준용·김창식·최용욱, “천연가스 수요전망 모형 개선 연구용역”, 연구용역보고서, 한국가스공사, 2018.
- 박준용, “장단기 도시가스 수요전망”, 한국가스공사, 2004.
- 박철웅·박철호, “권역별 특성을 고려한 가정용 도시가스 수요함수의 추정”, 『서울도시연구』, 제20권 제4호, 2019, pp. 89~105.
- 배유진·정재우, “천연가스 수요의 변동성 예측 모형”, 『경영연구』, 제32권 제3호, 2017, pp. 239~259.
- 서정규, “전기대체 가스냉방 공조요금 신설에 대한 연구”, 에너지경제연구원 수시연구보고서, 2011. 7., pp. 1~94.
- 안영주, “도시가스 단기 수요예측: 경제변수 영향의 가변성”, 성균관대 학위논문, 2017.
- 염윤호·최재훈, 『사회과학을 위한 QGIS 활용과 지리공간분석』, 윤성사, 2022.
- 염윤호, “공간패널모형을 활용한 절도 및 폭력범죄와 사회구조적 변인 간의 관계 분석”, 『형사정책연구』, 제31권 제3호, 2020, pp. 201~232.
- 원두환·정수관, “중국의 도시화와 에너지 소비 관계에 대한 연구”, 『국제지역연구』, 제22권 제1호, 2018, pp. 91~112.
- 이미숙·여관현, “공간적 자기상관을 활용한 지역안전지수의 공간패턴 분석 - 기초지방자치단체를 중심으로”, 『한국측량학회지』, 제39권 제1호, 2021, pp. 29~40.
- 이성로·하중현, “지역별 산업용 도시가스 수요예측모형”, 『에너지경제연구』, 제18권 제2호, 2019, pp. 137~166.
- 이성로, “수도권과 지방권 수요예측모형을 통한 전국 도시가스수요전망의 예측력 향상”, 『자원환경경제연구』, 제26권 제4호, 2017, pp. 519~547.
- 임두순, “전기·가스 상대가격이 도시가스 용도별 수요에 미치는 영향 연구”, 서울대 학위논문, 2014.
- 최성천, “공간 패널 회귀모형을 이용한 농작물 생산량 추정”, 전남대 학위논문, 2016.
- 최용욱·이성로, “용도별 도시가스 수요예측모형”, 한국환경경제학회 학술발표논문집(하계), 2018, pp. 821~836.
- 최해역·이용주·박철웅, “도시가스 용도별 수요 결정요인의 분석”, 『한국혁신학회』, 제15권 제2호, 2020, pp. 83~112.

- Blazquez, L., F. Heimsch, and M. Filippini, "The Economic Crisis and Residential Electricity Consumption in Spanish Provinces: A Spatial Econometric Analysis," *Center of Economic Research at ETH*, No. 13/173, 2013.
- Cho, S., T. Kim, H. J. Kim, K. Park, and R. K. Roberts, "Regionally-varying and Regionally-uniform Electricity Pricing Policies Compared Across four usage Categories," *Energy Economics*, Vol. 49, 2015, pp. 182~191.
- Holtedahl, P., and F. Joutz, "Residential Electricity Demand in Taiwan," *Energy Economics*, Vol. 26, No. 2, 2004, pp. 201~224.
- Lariviere, I., and G. Lafrance, "Modelling the Electricity Consumption of Cities: Effect of Urban Density," *Energy Economics*, Vol. 21, No. 1, 1999, pp. 53~66.
- Lee, R. S., and N. Singh, "Patterns in Residential Gas and Electricity Consumption: An Econometric Analysis," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12, No. 2, 1994, pp. 233~241.
- LeSage, J., and R. K. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman and Hall/CRC, New York, USA, 2009.
- Liu, Y., "Exploring the Relationship Between Urbanization and Energy Consumption in China Using ARDL (autoregressive distributed lag) and FDM (factor decomposition model)," *Energy*, Vol. 34, 2009, pp. 1846~1854.
- Park, J., and S. Yun, "Social Determinants of Residential Electricity Consumption in Korea: Findings from a Spatial Panel Model," *Energy*, Vol. 239, 2022, pp. 1~12.
- Rehdanz, K., "Determinants of Residential Space Heating Expenditures in Germany," *Energy Economics*, Vol. 29, No. 2, 2007, pp. 167~182.
- Tian, W., J. Song, and Z. Li, "Spatial Regression Analysis of Domestic Energy in Urban Areas," *Energy*, Vol. 76, 2014, pp. 629~640.
- Tobler, W. R., "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region," *Economic Geography*, Vol. 46, 1970, pp. 234~240.
- Wang, Q., S. Wu, Y. Zeng, and B. Wu, "Exploring the relationship between urbanization and CO2 emission in different provinces of China," *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 54, 2016, pp. 1563~1579.
- Wei, B., H. Yagita, A. Inaba, and M. Sagisaka, "Urbanization impact on energy demand and CO₂

- emission in China,” *Journal of Chongqing University*, Vol. 5, No. 2, 2003, pp. 46~50.
- Yoo, S. H., H. J. Lim, and S. J. Kwak, “Estimating the Residential Demand Function for Natural Gas in Seoul with Correction for Sample Selection Bias,” *Applied Energy*, Vol. 86, No. 4, 2009, pp. 460~465.
- Zhang, L., and R. Li, “Impacts of Green Certification Programs on Energy Consumption and GHG Emissions in Buildings: A Spatial Regression Approach,” *Energy and Buildings*, Vol. 256, 2022, 111677.

[부록]

〈부록 표 1〉 민수용 사후추정(postestimation prediction) 결과(2014.1월~2022.12월)

구분	민수용 오차값 및 사후추정(2014.1월~2022.12월) 그래프				
	일반패널	SAR	SEM	SAC	SDM
커널 밀도 함수					
RMSE	24.0774	87.1006	14.9428	21.8672	316.9276
MAPE	3.0051	10.5499	1.8037	2.6816	38.1935
코원 ES (서울)					

- 1) 커널밀도함수를 통해 실제값과 예측값의 분포를 비교하여 예측값이 실제값에 얼마나 잘 부합하는지 시각적으로 파악.
- 2) RMSE(Root Mean of Squared Errors, 평균자승오차 제곱근)
- 3) MAPE(Mean of Absolute Percentage Errors, 절대평균오차비율)
- 4) 코원ES(서울) 수요에 대한 실제값과 예측값 비교(자연로그 값)