서울도시연구 제20권 제4호 2019. 12, pp. 89~105

권역별 특성을 고려한 가정용 도시가스 수요함수의 추정

박철웅*·박철호**

An Estimation of Residential City Gas Demand Function by Considering Regional Characteristics

Choeolwung Park*·Cheol-Ho Park**

요약 : 이 연구는 고유가로 가스원료비연동제가 동결된 시점인 2008년 3월부터 2018년 6월까지 월별 시계열 자료를 이용하여 수도권 도시가스 수요함수를 구성하고, 경쟁연료인 전력 대비 도시가스 상대가격과 기온·수요가수가 도시가스 소비에 미치는 효과를 추정하였다. 공적분 회귀모형(DOLS)으로 수도권 수요함수를 추정한 결과, 가스 보급률이 93.6%인 수도권의 가격탄력성과 기온효과가 각각 -0.225와 2.033으로 확인됐고 수요가수의 계수값은 -0.618로 조사됐다. 반면, 보급률이 71%~87%인 지방권의 가격탄력성은 -0.304, 기온효과는 1.661이었고, 수요가수의 탄력성은 1.020으로 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 즉, 수도권 도시가스 수요는 지방권보다 상대가격 효과가 크지 않고, 기온에 더 민감하였다. 특히, 수도권은 보급률의 포화로 수요가수가 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구는 최근 세대분화에 따른 1인 세대수의 증가로 '수도권 수요가수 증가에도 가정용 도시가스 소비량이 정체되는 현상'을 권역별 특성을 고려한 수도권 수요함수 연구로 입증하였다는 데 의의가 있다.

주제어 : 수도권 가정용 수요함수, 공적분 회귀모형, 가격탄력성

ABSTRACT : This study estimates residential city gas demand function during the 2008.3~2018.6 period by considering regional characteristics. As a result of estimating the demand function using the DOLS cointegrating regression and the Error Correction Model(ECM), the price elasticity and temperature effect of the metropolitan area with 93.8% of urban gas supply represented to be significant as of -0.225 and 2.033, respectively, and the coefficient of the number of consumers was -0.618. On the other hand, the relative price elasticity of the urban area with the penetration rate of 71%~87% was positive(0.461~1.240). In particular, the number of customers in the Seoul metropolitan area has a negative impact on city gas demand due to the saturation of penetration rate. This study shows that the increase of the number of households due to the differentiation of households has caused the phenomenon of 'residential city gas consumption stagnation in spite of the increase in the number of customers in the metropolitan area'.

KeyWords : Seoul metropolitan residential city gas demand function, DOLS, generation separation

* 한국가스공사 수급계획부 차장(Deputy Department Head, Department of LNG Management, Korea Gas Corp.)

** 충북대학교 경영학부 부교수(Associate Professor, Business School, Chungbuk National Univ.), 교신저자(E-Mail : optimus@cbnu.ac.kr, 043-261-2341)

Ⅰ. 서론

정부는 깨끗하고 안전한 '탈원전·석탄 및 신재생에너지로의 전환'을 골자로 하는 친환경 에너지 전환 로드맵을 마련하여 추진하고 있다. 2030년 재생에너지 발전비중 20%를 달성하기 위한 재생에너지 3020 이행 계획및 미세먼지 관리 종합대책 등을 수립하고 에너지전환을 적극 이행 중이다(산업통상자원부, 2017). 이에 따라 원전·석탄에서 신재생 등 친환경에너지로의 전환을 위한 과정에서 비교적 청정한 에너지인 천연가스의 역할이 확대될 수 있다.

역사적으로 살펴보면, 1990년 당시 가정에서 소비하는 에너지원의 83.4%에 달했던 석유·석탄의 비중이 지속적으로 감소하여 2015년 19.3%에 이르렀고, 그 자리를 도시가스와 전력이 각각 45.8%와 27.4%의 비중으로 대체하였다.[1] 한편, 국내 도시가스 역사는 1970년대 두 차례의 석유파동과 석탄·석유에 의한 대기오염을 개선하기 위한 목적으로 1987년부터 해외로부터 청정연료인 액화천연가스(Liquefied Natural Gas, LNG)가 도입되면서 시작되었다. 국내 천연가스의 수요는 발전소 전원으로 사용되는 발전용, 가정용, 상업용, 그리고 산업체에 사용되는 산업용으로 구분되고 있다. 현재 국내 도시가스보급률은 87%에 이르러 성숙기에 진입한 상태이며, 소비량 또한 보급 확대 정책과 경제성장에 힘입어 1987년 161만톤에서 2017년 3,681만톤으로 연평균 11.0% 증가하였고, 2013년 4,008만톤을 기록한 이후 큰 폭의 감소 내지 정체 현상을 보이고 있다(한국가스공사, 2018). 지속적인 경제성장에도 불구하고 도시가스 수요가 정체되는 현상은 과거와 달리 경기변동이 가스수요에 미치는 영향이 줄어들고 대신 급격한 노령화와 세대분화의 진행으로 1인 세대수가 증가하는 등 인구 및 세대 구조의 변화, 경쟁연료 대비 상대가격의 변동, 그리고 지구온난화 같은 기온 변화 등 다양한 미시적인 요인들의 영향이 점차 증가하는 것과 관련될 수 있다. 따라서 이러한 개별 요인들을 도시가스 수요함수에 정교하게 반영할 필요성이 꾸준히 제기되어 왔다(박광수, 2012; 차경수, 2017; 배유정 외, 2017; 박철웅·박철호, 2018a, 2018b).

용도에 관계 없이 가스수요가 증가했던 시기를 분석한 대다수 선행연구는 도시가스 수요를 용도별(가정·일반·산업용) 수요나 권역별 수요로 구분하여 추정하기보다 전국의 총수요를 추정하였다(김점수 외 2011; 김인무 외, 2011; 이승재 외, 2013). 그러나 전국 가스공급 배관 환상망이 구축된 2000년대에 들어서면서 가정용 도시가스 사용량은 정체 내지는 감소하는 추세를 보이고 있다. 더구나 최근의 인구 및 세대구조 변화는 가정용 도시가스 소비행태에 큰 변화를 초래하고 있어서 보다 엄밀한 분석이 요구된다.[2] 가스수요의 성숙기에는 가정용 전체 수요보다는 권역별로 수요함수를 추정하는 것이 필요하다. 권역별 고유의 수요변동 요인을 파악하여 분석할 경우, 전체 가정용 도시가스 수요의 변동을 더욱 잘 설명할 수 있기 때문이다. 또한 본 연구에서는 전체 인구의 50%가 거주하고 있는 수도권 가정용 도시가스 수요에 유의한 영향

1) 도시가스의 법률(도시가스사업법)상 정의는 "천연가스(액화한 것을 포함), 배관을 통하여 공급되는 석유가스, 나프타 부생가스, 바이오가스 또는 합성천연가스"이며, 이 중 액화천연가스(LNG)가 도시가스 사용량의 대부분을 차지하고 있다.

2) 2000년 773만 세대였던 전국 도시가스 수요세대수는 2017년 1775만 세대로 129.5%나 증가하였지만, 같은 기간 가정용 도시가스 난방용 소비는 61억㎥에서 85억 46백만㎥로 40.1% 증가하였고, 취사용은 9억 3백만㎥에서 15억 7백만㎥로 66.9% 증가하였다(한국도시가스협회, 2018). 이는 세대당 사용량 감소가 주로 난방용에서 기인한 것으로 해석할 수 있다.

을 미치는 전력 대비 상대가격, 가정 부문 기온효과, 월간 근무일 대비 휴무일수에 따라 발생하는 가정용 가스소비의 차이가 반영된 유효일수, 그리고 가스를 소비하는 세대수를 수요함수의 주요 설명변수로 사용하고자 한다.

배유진·정재우(2017)는 가정용 도시가스 수요함수에 대한 연구의 한계로 대체재의 가격변수를 추가하여 검토할 것과 장기수요의 균형관계 뿐만 아니라 단기의 동태적 관계를 분석할 필요성을 제기하였다. 따라서 본 연구에서는 전기료 대비 도시가스 상대가격을 설명변수에 포함하는 것과 함께 오차수정모형을 추가하여 단기 동학적인 관계를 분석하고자 한다.

생산과 동시에 소비가 이루어지는 가스업의 특성상, 소비량 비중이 가장 큰 가정용 중에서 권역별 소비량 비중이 높은 수도권[3]의 안정적인 가스 수급을 위해 장기 가스수요를 정확하게 예측하고 체계적인 오차를 줄이는 것은 매우 중요한 일이다. 특히, 가스의 생산공급설비와 저장설비에 대한 투자는 긴 시간과 막대한 비용이 소요되기 때문에 국가경제적인 측면에서 수요예측의 정확성을 제고할 필요성이 있다. 예를 들어, 과소예측을 할 경우에는 국내 가스 수급불안을 야기할 수 있고, 반대로 과대예측을 할 경우에는 과도한 생산공급저장설비투자를 통해 가스의 공급비용을 증가시켜 국민들의 요금 부담을 증가시킬 수 있기 때문이다.

따라서, 본 연구는 최근 시계열 자료를 이용하여 권역별 도시가스 수요함수를 구성하고, 도시가스 상대가격, 기온 및 수요가수가 도시가스 소비에 미치는 효과를 추정하고 그 시사점을 제시하고자 한다.

논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 가정용 도시가스 수요특성과 변동요인을 설명하고, 제Ⅲ장에서는 수요함수 추정을 위한 연구방법론을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 전국과 업종별 수요함수 추정모형을 적용한 실증분석 결과를 설명하며, 끝으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 가정용 도시가스 수요특성 및 선행연구

1. 가정용 도시가스 수요 특성

도시가스는 가정용, 일반용(상업용), 산업용으로 소비자에게 공급되며, 2018년을 기준으로 가정용 소비량의 비중(44%)이 가장 높고, 산업용(40%), 일반용(16%) 순으로 소비량 비중이 높다.

〈그림 1〉에서 전체 도시가스 수요와 마찬가지로 가정용의 경우 2000년대 중반 이후 경제성장과 도시가스 소비가 탈동조화되기 시작하였는데, 이에 따라 전기료 대비 상대가격, 기온, 그리고 가구분화로 인한 세대당 인구 감소와 1인가구수의 증가 등이 도시가스 소비에 미치는 영향은 상대적으로 크게 나타나고 있다(이성로, 2017; 박준용 외, 2018).

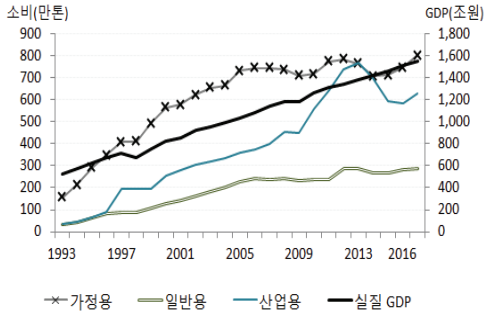
〈표 1〉의 권역별 가정용 도시가스 소비 현황에 따르면, 가정용 도시가스의 보급률이 93.6%인 수도권의 가스수요는 2008~2017년 기간 중 증가율이 0%로 정체되고 있다.

3) 도시가스 용도별 소비실적(2018년)에 따르면, 가정용의 경우 권역별 소비량 비중은 수도권이 57%, 동남권이 14%, 충청권 10%, 대경권 9%, 호남권 9% 순이다.

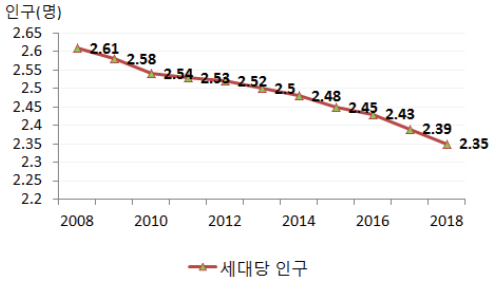
〈그림 1〉 도시가스 용도별 수요 및 세대당 인구 추이

출처: 에너지경제연구원, 한국은행, 행정안전부

(a) 용도별 도시가스 소비 추이



(b) 전국 세대당 인구감소 추이



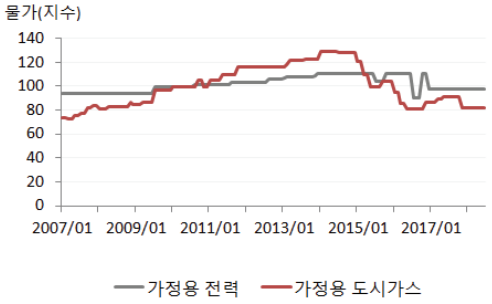
반면, 도시가스 보급률이 71~87%인 지방권은 위 기간 중 연평균 3.7% 증가를 보이고 있어 수도권과 지방권의 수요변동에 관한 뚜렷한 차별화가 진행되고 있다.

가정용 도시가스 수요의 특성은 전기료 대비가격경쟁력, 기온 변화, 그리고 가구분화로 인한세대당 인구 감소 등 도시가스를 공급받는 세대수 변화의 관점에서 살펴볼 수 있다.

첫째, 전기료 대비 도시가스의 가격경쟁력 추이는 〈그림 2〉에 나타난 바와 같이 고유가 시기인 2009~2013년에는 전기료 대비 경쟁력이 약화되고, 2014년 이후 유가하락으로 가정·일반용에서 가격경쟁력을 회복하고 있다.

〈그림 2〉 가정용 전력·가스 상대가격 추이

출처: 한국은행



이는 정부의 에너지 가격정책상 가정용 전력요금의 경우 소비량에 따라 구간별로 누진제가 존재하고, 2014년 이후 저유가임에도 불구하고 전력요금을 동결한 반면, 가정용 도시가스는 2013년 이후 원료비연동제를 재개하고 2017년 10월 미수금 회수완료로 요금이 9.3% 인하되어 전력 대비 상대

〈표 1〉 권역별 가정용 도시가스 소비 현황, 2008~2017년

출처: 한국도시가스협회 (단위: 만톤, 만세대)

구분	전 국	수도권	지방권	충청권	대경권	호남권	동남권
2008년	712(100%)	465(65%)	247(35%)	55(8%)	57(8%)	52(7%)	83(12%)
(수요가수)	1259(100%)	786(62%)	473(38%)	100(8%)	108(9%)	97(8%)	168(13%)
2013년	772(100%)	473(61%)	298(39%)	69(9%)	68(9%)	62(8%)	99(13%)
(수요가수)	1559(100%)	923(59%)	636(41%)	140(9%)	142(9%)	131(8%)	224(14%)
2017년	811(100%)	467(58%)	344(42%)	80(10%)	77(9%)	74(9%)	113(14%)
(수요가수)	1772(100%)	1006(57%)	766(43%)	172(10%)	170(10%)	152(9%)	271(15%)
연평균증가율	1.5%	0.01%	3.7%	4.3%	3.3%	3.9%	3.5%
(수요가수)	3.9%	2.8%	5.5%	6.2%	5.2%	5.2%	5.4%

주: 괄호 안은 구성비를 나타냄.

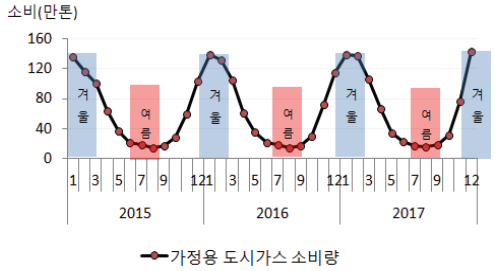
가격이 유리하게 유지되고 있기 때문이다.

둘째, 가정용 도시가스는 주로 난방용 연료로 사용되므로, 〈그림 3〉 (a)에서와 같이 기온이 하락하는 겨울철에는 소비량이 증가하고 기온이 상승하는 여름철에는 소비량이 감소하는 U자형 패턴의 뚜렷한 계절성(seasonality)을 보인다. 따라서 수요함수의 구성 시 계절성과 관련된 변수(계절더미, 난방도일, 비선형기온효과 등)를 주요 설명변수로 사용하고 있다(김영덕, 1998; 박광수, 2012; 배유진 외, 2017).

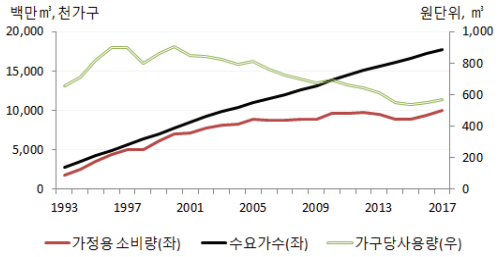
〈그림 3〉 가정용 도시가스 수요의 계절성

출처: 한국은행, 한국도시가스협회

(a) 가정용 수요의 계절성



(b) 권역별 가정용 도시가스 소비 추이

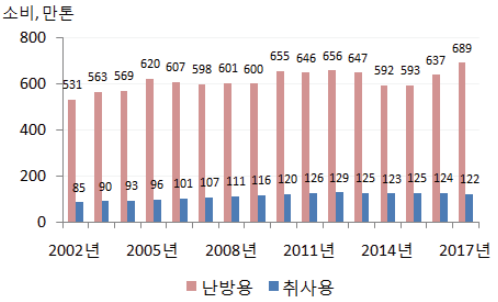


셋째, 〈그림 4〉 (a)에 나타난 바와 같이, 가정용 도시가스는 주로 난방용 연료로 이용되나 취사용 연료로도 사용되며, 그 비중은 각각 85%와 15%를 차지하고 있다(한국도시가스협회, 2018). 특히, 난방용 수요는 2012년 656만 톤을 기록한 이후 감소하다 2017년에서야 비로소 수요가 회복되었고, 취사용은 2012년 129만 톤으로 최고치를 기록한 후 감소 추세를 보이고 있다. 이는 미공급 지역의 도시가스 보급 확대에도 불구하고, 서울을 중심으로 열효율이 우수한 콘덴싱 가스 보일러 보급 확대[4]로 인한 에너지 효율 개선, 특히 보급률이 포화된 수도권을 중심으로 세대당 인구수가 감소하고 1인 세대가 증가한 영향을 받은 것으로 추정된다.

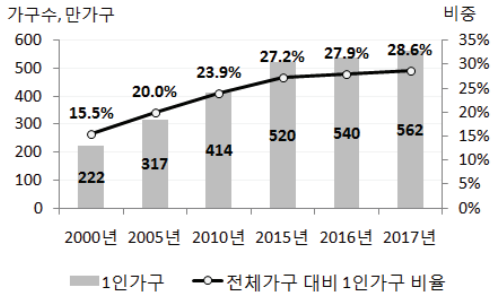
〈그림 4〉 가정용 취사·난방 수요 및 1인세대 추이

출처: 한국도시가스협회, 통계청

(a) 가정용 취사·난방 수요 추이



(b) 전체가구 대비 1인가구 추이



〈그림 4〉 (b)에서 2000년 222만 세대(전체 세대의 15.5%) 수준이던 1인 세대는 결혼을 늦추고 이혼이 늘면서 지난해 152.6% 증가한 562만 세대로 전체 세대의 28.6%를 차지할 만큼 크게 증가하였다(통계청, 인구총조사 2018). 반면, 〈그림 3〉 (b)에서 도시가스 세대당 사용량은 2000년 906㎥

4) 서울시는 2015년부터 일반보일러를 고효율의 친환경 콘덴싱 보일러로 교체하는 세대에게 보조금(16만원)을 지급하여 친환경 콘덴싱 보일러를 '22년까지 25만대 보급 확대사업을 시행하고 있다. 친환경 콘덴싱 보일러는 일반보일러에 비해 연 13만원 난방비 절감효과, 초미세먼지의 주요 원인물질인 질소산화물(NOx) 배출은 1/10에 불과하여 대기환경을 개선하는 효과가 있다.

에서 2017년 566㎥로 37.4% 감소하였다(한국도시가스협회, 2018).

2. 선행연구

지금까지 국내에서 행해진 다수의 연구들(모수원 외, 2007; 김점수 외, 2011; 이승재 외, 2013)은 도시가스 총수요만을 추정하였으며, 설명변수 선정과 관련하여 대다수 국내외 선행연구들(Dahl, 1993; Balestra and Nerlove, 1996; 김영덕, 1998; Asche et al., 2005; 박명덕 외, 2015)은 실질GDP, 기온(냉·난방도일, 기온효과 등), 경쟁연료(벙커C유 등) 대비 도시가스의 상대가격, 특수일 효과를 고려한 유효일수 등을 설명변수로 사용하였다.

가정용 도시가스 수요함수를 추정한 국내 연구로는 도시가스 보급 초기에 행해진 김영덕(1998)의 연구와 비교적 최근에 수행된 박광수(2012), 배유진·정재우(2017), 박철웅·박철호(2018a), 김대용·이성로(2018)의 연구가 있다. 각 연구를 구체적으로 살펴보면, 김영덕(1998)은 1991~1995년 기간에 걸쳐 월별 자료와 소득, 난방도일, 가스가격, 보급가구수 등의 설명변수를 사용하여 시차 회귀모형으로 용도별 도시가스 수요함수를 추정하였다. 추정 결과, 가정용 취사의 경우 소득탄력성은 0.47로 비탄력적이었으며, 가격변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 난방도일의 경우 취사용, 난방용 계수값은 각각 0.0002, 0.007로 난방용이 다소 높게 나타났다. 보급가구수의 취사용 탄력성은 0.381로 통계적으로 유의하였으나 난방용은 유의하지 않았다.

박광수(2012)는 에너지(도시가스, LPG, 무연탄, 석유) 수요함수의 추정에서 시차회귀모형을 이용하여 가정상업부문 도시가스 수요함수를 추정하였다. 1991~2011년까지의 분기별 자료에 대해 에너지가격과 경기변수(실질GDP), 난방도일, 3분기 더미를 설명변수로 추정한 결과, 도시가스, 무연탄은 계절성이 크고 LPG와 석유는 상대적으로 계절성이 낮은 것으로 나타났다. 도시가스의 가격탄력성은 통계적으로 유의하지 않았고, 소득탄력성은 1.710, 난방도일의 계수는 0.00071로 추정되었다. 3분기 계절효과는 -0.541로 나타났다.

배유진·정재우(2017)는 2001~2014년까지의 월별자료에 대해 기온효과와 GDP의 시간변동계수를 가지는 공적분 회귀모형을 활용하였다. 특히, 공적분 모형에 점추정이나 구간추정이 아닌 수요변동에 영향을 미치는 GDP의 확률변동값과 기온효과의 확률변동값을 변수로 사용하는 몬테카를로 시뮬레이션 기법을 통해 연간 수요와 월별 수요분포를 추정하였다. 저자들은 월별 수요의 경우 실수요보다 추정값의 분산이 크지만, 연간 수요의 경우는 상반된 결과가 도출됨을 보였다. 그러나 이들의 연구는 대체재 대비 상대가격 변수를 고려하지 않았고, 공적분 회귀모형을 통한 장기수요의 균형뿐만 아니라 오차수정모형을 활용하여 단기의 동태적 관계를 추가적으로 연구해야 한다는 한계점을 가지고 있다.

박철웅·박철호(2018a)는 1995~2016년 기간 동안의 분기별 자료에 대해 자기회귀시차분포모형을 적용하여 가정용 도시가스 수요함수를 추정하였다. 그 결과, 소득·가격변수는 유의하지 않았으며 기온효과는 1.264로 나타났다.

김대용·이성로(2018)는 2005~2015년 월별자료로 15개 지역별 패널자료를 가지고 패널모형을 통해 가정용 가구당 도시가스 소비에 영향을 미치는 결정요인을 분석하였고, 그 결과 기온차이 변수는 1.452로 탄력적이나 소득변수는 인구·경제·사회적 변수를 통제한 경우에 한하여 통계적으로 유의한 0.277로 비탄력이며, 가격변수는 통계적으로

〈표 2〉 권역별 난방용 도시가스의 세대당 사용량, 난방도일, 가스보급률

출처: 한국도시가스협회, 행정안전부 (2018, 단위: ㎥)

구 분	수도권	충청권	대경권	호남권	동남권
세대당 사용량	622	609	540	591	521
난방 도일	2688	2522	2261	2185	1842
가스 보급률	94%	76%	81%	71%	87%

유의하지 않았다.

가정용 도시가스 수요함수에 관한 연구들은 일반적으로 종속변수로서 가정용 도시가스 소비량을, 설명변수들로 실질GDP, 가스가격, 전력 대비 상대가격, 기온(난방도일, 기온효과, 최저기온과 최소기온의 평균값의 차이), 분기더미, 인구·경제·사회적변수(가구원수, 여성경제활동 참가율, 65세 이상 인구비율, 아파트비율, 1인당 자동차 등록 대수, 대졸이상 취업자 비율) 등을 사용하는 회귀식을 상정하고 이를 시스템이나 연립방정식에 의한 수요·공급함수가 아닌 단일모형이나 패널모형의 월별·분기별 수요함수로 해석하고 있다

수요함수에 관한 분석방법도 고정계수를 가지는 회귀모형(김영덕, 1998; 박광수, 2012; 박철웅·박철호, 2018a, 2018b)과 시간변동계수를 가지는 시계열모형[5](김점수 외, 2011; 배유진 외, 2017; 이성로, 2017)으로 나뉜다. 도시가스 수요에 영향을 미치는 경제성장이나 기온효과는 그 탄력성이 시간에 따라 자연스럽게 변동한다고 보는 것이 일반적이다. 다만, 2002년 전국 천연가스 공급배관망이 완공되고 수도권 보급률이 90%를 상회하여 경제성장, 기온효과의 탄력성은 점차 둔화되고 있다(김점수·양춘승·박중구, 2011). 따라서 고정계수(fixed coefficient)를 갖는 공적분 회귀분석과 시간변동계수(time varying coefficient)를 갖는 공적분 회귀분석의 추정량은 크게 차이가 나지 않는 것으로 보고된다(박준용·김창식·최용옥, 2018).

따라서 본 연구에서는 최근의 가정용 도시가스 수요의 움직임을 더 잘 설명할 수 있는 설명변수들을 선택하여 사용하되 고정계수를 갖는 단일 회귀모형으로 권역별 수요함수를 추정하고자 한다. 또한 공적분모형과 오차수정모형을 적용하여 장기균형관계뿐만 아니라 단기의 동태적인 관계도 함께 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석자료

본 연구에서는 2008년 3월부터 2018년 6월까지의 월별 시계열 자료를 이용하여 가정용 도시가스 수요함수를 추정함으로써 최근 가정용 수요변동의 원인으로 그 중요성이 커진 상대가격, 기온, 수요가수의 영향을 파악하고자 한다. 전국의 가정용 도시가스 수요함수를 추정하는 것 외에, 도시가스 보급률과 소비증가율에서 차이를 보이는 수도권과 지방권, 그리고 4개 지방권역(충청권, 대경권, 호남권, 동남권)의 수요함수도 함께 추정하고자 한다.

〈표 2〉에 나타나 있는 것처럼, 수도권의 도시가스 보급률은 93.6%로 포화상태에 이른 반면, 지방권은 71~87%로 아직 상승할 여력이 남아있다(전국의 보급률은 82.6%). 뿐만 아니라 권역별 보급

5) 전력과 도시가스 등 생활 필수재 성격을 가진 에너지의 가격은 정부의 공공요금 정책으로 결정되어 가격탄력성도 낮아 기존 선행연구의 경우 가격을 외생변수로 간주한다(1997; 김영덕, 1998; 김인무 외 2011; 김점수 외, 2011; 박광수, 2012; Chang et al., 2014; 박명덕 외, 2015; 배영수, 2015; 배유진·정재우, 2017; 이성로;2018).

률에도 다소간의 차이가 발견된다. 또한 권역별 난방용 도시가스의 세대당 사용량과 난방도일 간에는 대체적으로 비례적인 관계가 존재함을 알 수 있다.

최근의 수요 추이와 선행연구들을 참고하여, 본 연구는 가정용 도시가스의 월별 수요가 GDP 등의 경기나 소득으로 인한 효과보다는 계절성을 나타내는 기온(평균기온, 냉·난방도일[6], 비선형 기온효과), 경쟁연료(전기 혹은 LPG) 대비 도시가스의 상대가격, 예측기간의 물리적 기간을 나타내는 공휴일 등의 효과를 반영한 유효일수[7], 그리고 수요가수로 설명된다고 가정한다(박철웅 외, 2018a; 이성로 외, 2018). 사전 모형추정 결과, 지역별 소득변수는 통계적으로 유의하지 않아 변수에서 제외하였다.

국내 도시가스 수요는 계절적 특성상 겨울철에 집중되는 동고하저(冬高夏低)의 패턴을 가지고 있고, 가정·일반·산업용 중에서 가정용의 계절성이 가장 큰 것이 특징이다. 〈표 3〉이 제공하고 있는 서울지역의 기온자료를 살펴보면, 여름은 더 더워지고 겨울은 더 추워졌음을 알 수 있다.

최근 10년간의 여름철 평균기온은 26℃로 지난 30년과 20년간의 평균기온 25.6℃에 비해 0.4℃ 더 높아졌고, 겨울철 평균기온은 -1.1℃로 지난 30년과 20년간의 평균기온 대비 각각 -0.8℃, -0.6℃ 더 낮아졌다. 표준편차로 측정한 기온의 변동성은 겨울철이 여름철보다 더 큰 것으로 나타났다.[8] 동절기 기온 변동성의 확대는 도시가스 소비의 변동성을 확대시킬 수 있으므로, 도시가스 수급의 불안정성을 초래할 수 있다.

〈표 3〉 서울지역의 동·하계 평균기온 추이

출처: 기상청 (1988~2017, 단위: ℃)

구분	30년 기온	20년 기온	10년 기온	차이	표준 편차
겨울	-0.3	-0.5	-1.1	-0.8	1.7
여름	25.6	25.6	26	0.4	1.2

기온이 가정용 도시가스 소비에 미치는 효과를 효과적으로 반영하기 위해, 본 연구는 기존연구에서 사용된 냉·난방도일 대신 5대 지역(서울, 부산, 대구, 대전, 광주)의 시간별 평균기온에 가정용 소비량 비중을 가중하여 월별로 산정한 '가정용 비선형 기온효과'를 사용한다.[9]

가정용 도시가스의 상대가격으로는 선행연구들(김인무 외[10], 2011; 박광수, 2012)에서 사용된 전기료 대비 도시가스의 상대가격을 사용한다. 월 유효일수는 해당 월의 물리적인 시간과 휴일 및 공휴일 등의 효과를 고려하여 산정한 것으로, 해당 월에 속하는 날의 소비량을 근무일(화~목) 소비량의 상대적인 소비량으로 표준화하여 합계한 값이다. 해당 월에 휴일 등의 특수일이 많고 적음에 따라 가정용 소비의 변동성에 차이가 있고, 근무일보

6) 일평균기온이 18℃보다 하락 시 이를 차감하여 일별로 누적하여 합산한 것을 난방도일(heating degree days, HDD), 24℃보다 상승 시 같은 방법으로 구한 값을 냉방도일(cooling degree days, CDD)이라 한다.

7) 공휴일, 휴일 등이 많은 월과 그렇지 않는 월간의 도시가스 소비량은 분명하게 다르므로, 유효일수를 종속변수인 소비량(Q_t)에 반영하여 분석한다(김점수 외, 2011; 이성로, 2017). 선행연구와 달리, 본 연구에서는 도시가스 전체 유효일수가 아닌 가정용 개별 유효일수를 산정하여 적용한다. 백종관·한정희(2015)는 전력의 수요예측 시 휴일효과를 반영한 유효일수를 활용하여 분석모형의 예측 정확도를 제고하였다.

8) 기온이 가장 안정적인 시기는 9월과 10월로 각 월의 표준편차가 0.5와 0.7로 나타났다.

9) 냉·난방도일모형은 도시가스 수요가 기온에 따라 선형으로 반응하는 모형이지만, 기온효과는 기온분포함수와 기온반응함수의 적분함수로서 비선형모형이므로 기온이 한파 등으로 극단적으로 변화하여 수요가 급증하는 것을 반영할 수 있다(Chang et al., 2016). 또한 국가에너지통계종합정보시스템(KESIS)이 제공하는 냉·난방도일은 서울에 국한된 것으로 전국으로 확대 적용하는 데는 한계가 있으며, 비대칭적인 상대기온 변화에 따른 가스수요의 변화를 간과할 수 있다.

10) 김인무 외(2011)는 에너지 상대가격 변화에 따른 대체수요의 크기도 기온변화에 따라 다르게 나타나는 사실을 기온가격교차반응함수를 통해 분석하였고, 그 결과 겨울철 기온이 낮을 때 가정용 난방수요에서 전력과 도시가스 간의 대체효과가 큰 것으로 나타났다.

다는 특수일의 변동성이 크게 나타난다(이성로, 2017).

시간별 기온자료는 기상청 국가기상종합정보(날씨누리)로부터, 상대가격(가정용 전기료 대비)에 관한 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)으로부터 구하였다. 권역별 가정용 도시가스 소비량은 한국도시가스협회의 통계자료를, 그리고 기온반응함수 산출을 위한 가정용 도시가스 소비량은 한국가스공사의 통계자료를 사용하였다. 〈표 4〉는 분석기간 동안 각 자료에 대한 기초통계량을 제공한다.

〈표 4〉 분석자료의 기초통계량

(단위: 백만Nm^3)

구분		평균	중앙	표준편차	최대	최소
가스소비	전 국	659	510	550	1,890	60
	수도권	397	320	343	1,123	33
	지방권	261	202	210	801	27
	충청권	60	40	50	186	6
	대경권	58	44	48	186	5
	호남권	56	43	43	168	6
	동남권	87	67	70	262	7
상대가격(비율)		1.00	0.98	0.10	1.17	0.78
유효일수(일수)		30.0	30.4	0.9	30.8	27.7
기온효과(지수)		-0.15	-0.25	0.69	1.08	-1.05
수요가수(만세대)		1,510	1,520	171	1,793	1,217

2. 추정모형

본 연구에서는 종속변수로 도시가스 소비량을, 설명변수 중 하나로 도시가스 상대가격을 사용하는 단일 공적분 회귀식을 상정하고 이를 수요함수로 해석하고 있다. 공급함수를 함께 고려하는 연립방정식 모형이 아닌 단일방정식의 수요함수는 내생성에 의한 편의(bias)를 발생시킬 수 있으나, 국내 전력, 가스 등 에너지 가격은 정부의 공공요금 정책으로 결정되며 탄력성도 크지 않는 것으로 알려져 있다(김영덕, 1997; 배영수, 2015). 따라서 선행연구들에서와 마찬가지로 본 연구에서도 도시가스의 상대가격을 외생변수로 간주하고 분석한다.

가정용 도시가스 수요함수 추정을 위한 기본모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Q_t = f(P_t, T_t, N_t) \tag{1}$$

여기서 Q_t는 월 도시가스 소비량을 월 유효일수로 나누어 공휴일이나 특수일 등에 따른 소비량 변동을 제거한 가정용 도시가스 소비량, P_t는 가정용 전기료 대비 도시가스의 상대가격, T_t는 가정용 도시가스의 비선형적 기온효과, 그리고 N_t는 도시가스 수요가수를 나타낸다.

위 모형은 공적분 회귀분석방법(DOLS, FM-OLS, CCR)으로 추정된다. 일반적으로 변수들 간의 장기균형관계를 나타내는 공적분 벡터가 존재하는 경우, 통상적인 OLS 방법으로 추정해도 장기(long-run) 계수들에 대해 초일치 추정량을 얻게 된다. 그러나 계수값의 추정오차가 커지게 되므로 비효율적이며 점근적으로 편의(bias)가 있는 결과를 얻을 수 있다. 그에 비해, 공적분 회귀분석방법들은 변수들 간의 장기균형관계에서 발생할 수 있는 설명변수와 오차항 간의 내생성 문제와 오차항의 계열상관으로 인해 발생하는 추정치의 문제를 보정하는 분석기법들이며, 최우추정치와 점근적으로 동일한 극한분포를 갖는 효율적인 추정치로 알려져 있다.

공적분 회귀식은 식(1)의 기본모형에서 기온효과를 제외한 각 변수에 자연로그를 취하여 다음과 같이 구성한다.

$$\log(Q_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log P_t + \beta_2 T_t + \beta_3 \log N_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

여기서 ε_t는 오차항을 나타낸다. 일반적으로 도시가스 소비량(Q_t)과 경쟁연료(전기) 대비 도시가스의 상대가격(P_t) 간에는 음(-)의 관계($\beta_1 < 0$)가 성립할 것으로 기대되고, 동고하저의 계절성을 갖는 가정용 기온효과(T_t)의 증가는 도시가스 소비량을 증가시키므로 β_2는 양(+)의 값($\beta_2 > 0$)을 갖게 될 것으로 기대된다.

또한 수요가수(N_t)가 증가함에 따라 도시가스 소비량도 증가($\beta_3 > 0$)할 것으로 예상된다. 기온효과를 제외한 모든 변수에 자연로그를 취하였으므로 β_1과 β_3는 각각 상대가격 탄력성과 수요가수의 탄력성으로 해석될 수 있다.

권역별 도시가스 소비량과 그 소비를 결정하는 주요 변수들 간의 장·단기 영향을 분석하기 위해 식(2)의 변수들을 각각 1차 차분하고, 각 차분변수의 적정 시차와 전기(lagged)의 오차수정항(EC_{t-1})을 포함하면 식(3)의 오차수정모형(Error Correction Model)이 된다.

$$\begin{aligned}\triangle \log Q_t = \ & \alpha_0 + \sum_{k=0}^{p} \beta_k \triangle \log Q_{t-1-k} \\ & + \sum_{k=0}^{p} \gamma_k \triangle \log P_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} \delta_k \triangle T_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{p} \eta_k \triangle \log N_{t-k} + \phi EC_{t-1} + \upsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

단, Δ는 시계열 변수의 차분을 나타내며, p는 시계열 변수에 대한 차수를 의미하고 각 변수마다 다르게 나타날 수 있다. 차분변수의 시차(lagged)를 나타내는 k는 모형 추정 시 k = 0, 1, 2, ..., 12까지 포함하되 정보통계량기준(Akaike information criterion, AIC)과 병행하여 k차 추정량의 통계적 유의성이 없으면 제외하는 방식으로 결정하였다. ϕ로 표현된 오차수정항(EC_{t-1})의 계수값은 음(-)의 값으로 장기균형으로 조정되는 속도를 나타내고, 그 외 각 추정계수들은 단기적인 동학관계(dynamics)를 나타낸다.

3. 단위근 검정 및 공적분 검정

수요함수를 추정하기에 앞서 분석변수들에 대한 단위근 및 공적분 검정을 통해 식(1)이 공적분 회귀모형임을 확인한 후 공적분 추정기법을 이용하여 계수를 추정하고자 한다. 즉, 단위근 검정을 통해 변수들이 정상시계열인지 여부를 확인하고, 공적분 검정을 통해 변수들 간 공통 확률추세(common stochastic trend)를 갖는 장기적인 균형관계가 존재하는지 여부를 확인한다. 여기서 정상시계열이란 시계열 자료가 안정적이어서 그 평균과 분산이 분석기간 동안 일정하고 두 시점 간의 공분산이 두 시점 간의 시차에만 의존하는 시계열을 말한다.

본 연구에서는 가장 일반적인 단위근 검정방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을사용하여 모형에 포함된 가정용 도시가스 소비량, 상대가격, 기온효과 등 개별 변수에 대한 단위근의 존재 유무를 검증하였다.[11)]

〈표 5〉는 개별 변수들에 대한 단위근 검정 결과를 제공하고 있으며, 모든 수준 변수가 단위근이 존재하는비정상시계열, 즉 '적분된 시계열'로 나타났다. 변수 각각에 대해 1차 차분한 후 정상성을 가진 시계열 여부를 재검정한 결과, 1% 유의수준

11) ADF검정법은 1차 누적에 의한 확률적 추세와 2차항으로 결정적 추세를 갖는 시계열 변수에 대해서 단위근 검정을 할 수 있도록 DF 검정방법을 일반화한 것이다(Dickey, 1981). 만약 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다면, 해당 변수는 단위근을 갖는 불안정 시계열이 된다.

에서 모든 변수들이 차분 정상화되는 $I(1)$ 시계열들로 확인되었다.[12)]

다음으로, 허구적 회귀를 피하고 단위근을 가지는 비정상시계열들 간에 장기적인 균형관계가 존재하는지 여부를 확인하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. 각 변수가 단위근을 갖고 있지만, 변수들 간 선형결합 시 단위근을 갖지 않는 안정성을 가질 경우 공적분 관계가 존재한다고 한다. 본 연구는 세 변수 이상의 공적분 벡터 유무를 검정하는데 유용한 Johansen(1995) 공적분 검정을 이용하였으며, 각 검정에서는 전기료 대비 상대가격, 가정용 기온효과, 그리고 도시가스 수요가수를 설명변수로 사용하였다.

〈표 6〉은 상수항과 추세를 포함한 검정 결과를 제공하고 있다. Trace 검정 결과에 따르면, 각 모형에 대해 변수들 간에 공적분 관계가 없거나 하나만 존재한다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 모두 기각되는 것으로 나타났다. 이는 도시가스 소비량, 상대가격, 기온효과, 수요가수 간에 상대적으로 견고한(robust) 공통 확률추세를 갖는 공적분 벡터가 적어도 두 개 이상 존재함을 의미한다.

〈표 5〉 ADF 단위근 검정 결과

구분	가정용 소비량							상대 가격	기온 효과	수요 가수
	전 국	수도권	지방권	충청권	대경권	호남권	동남권			
수준변수	-0.948	-1.077	-0.611	-1.040	-0.034	-0.626	-0.801	-2.075	-1.804	-1.291
차분변수	-5.824	-5.882	-6.034	-16.845	-5.063	-16.747	-6.463	-11.623	-14.162	-8.216

〈표 6〉 Johansen 공적분 검정 결과

구분		귀무가설	Eigen-value	Trace검정통계량	5% 임계값
모형Ⅰ	전 국	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.713	193.470	40.175
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.256	44.803	24.276
모형Ⅱ	수도권	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.712	189.869	40.175
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.248	41.900	24.276
모형Ⅲ	지방권	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.746	230.013	54.079
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.294	67.070	35.193
	충청권	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.750	247.559	54.079
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.367	82.495	35.193
	대경권	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.678	184.328	54.079
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.237	49.434	35.193
	호남권	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.729	243.279	54.079
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.312	87.779	35.193
	동남권	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.731	212.384	54.079
		$H_0\ (rank(k)\le 1)$	0.229	56.069	35.193

12) 대상변수들이 모두 $I(1)$인 경우에는 상관관계가 없는 변수 간에도 상관관계가 강한 것으로 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생할 수 있는데, 일반적인 OLS 추정 시 편의가 있는(biased) 추정치이므로 차분을 통해 $I(0)$으로 변환한 후 재추정한다. 단위근 검정에는 AIC 기준을 이용하되 최대 시차변수는 2로 설정하고, 장기 공분산행렬의 추정에는 Newey and West(1994)의 고정 대역폭 선택방법(fixed bandwidth selection)을 적용한다.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 공적분 회귀모형 추정 결과

본 연구에서는 전국 및 각 권역별 가정용 도시가스 수요함수를 다양한 공적분 회귀분석방법(DOLS, CCR, FM-OLS)으로 추정하였다. 그러나 이들 가운데 Stock and Watson(1993)의 Dynamic OLS(DOLS) 방법의 모형 적합도가 가장 우수하였으므로, 이를 중심으로 실증분석 결과를 설명하고자 한다.[13)]

〈표 7〉은 그 추정 결과를 제공하고 있다. 전국의 가정용 도시가스 수요는 기온의 변화에 대해 탄력적(1.860)으로 반응하였으나, 전기료 대비 상대가격이나 수요가수에 대해서는 비탄력적(각각 -0.283과 0.177)인 것으로 나타났다.

수도권과 지방권에 대한 각 변수의 탄력성을 비교해보면, 기온효과가 도시가스 소비에 미치는 영향은 지방권(1.661)보다 수도권(2.033)에서 더 큰 것으로 나타났다. 전기료 대비 상대가격 탄력성은 전반적으로 낮게 나타났으며, 지방권(-0.304)은 통계적으로 유의하였으나, 수도권은 유의하지 않았다. 지방권 중에서는 호남권(-0.461)의 상대가격 탄력성이 다소 높은 편이었다.

수요가수 탄력성의 경우, 수도권은 -0.618로 2008~2017년 기간 동안 수도권의 가정용 도시가스 수요가수가 786만 세대에서 1,006만 세대로 2.8% 증가하였으나 소비의 연평균 증가율이 0%에 그친 현상을 잘 설명하고 있다. 기존 연구에서와 같이 전국 단위로 수요함수를 추정했다면, 계수값이 통계적으로 유의하지 않음에 따라 세대분화로 인한 1인 세대의 증가에도 불구하고 수도권의 도시가스 수요가 정체되는 현상을 적절히 설명하지 못했을 것이다.

세대당 평균인원수 감소와 이혼 증가 등으로 1

〈표 7〉 공적분 회귀분석(DOLS) 추정 결과

설명변수	전 국	수도권	지방권	충청권	대경권	호남권	동남권
상대가격	-0.283* (0.144)	-0.225 (0.161)	-0.304* (0.158)	-0.231* (0.121)	-0.302* (0.169)	-0.461* (0.253)	-0.286 (0.209)
기온효과	1.860*** (0.112)	2.033*** (0.124)	1.661*** (0.064)	1.762*** (0.071)	1.871*** (0.074)	1.480*** (0.071)	1.669*** (0.068)
수요가수	0.177 (0.157)	-0.618*** (0.204)	1.020*** (0.144)	0.461*** (0.082)	0.590*** (0.150)	1.057*** (0.137)	1.240*** (0.161)
상 수 항	6.802** (2.647)	19.396*** (3.420)	-7.273 (2.321)	0.906 (1.170)	-1.070 (2.187)	-7.460*** (1.939)	-10.591*** (2.403)
조정된R^2	0.967	0.957	0.974	0.974	0.965	0.964	0.969

주: 1) 괄호 안의 값은 이분산성에 대해 강건한 것으로 알려진 Newey-West HAC 표준오차임.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

13) DOLS 추정방법은 1차 차분한 설명변수의 시차 및 선행변수를 추가한 후 OLS 추정량을 이용하여 추정함으로써 설명변수와 오차항 간의 내생성 문제를 완화한다.

$$\log(Q_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log P_t + \beta_2 T_t + \beta_3 \log N_t + \sum_{j=-k}^{k} \theta_{1,j} \triangle \log P_{t-1} + \sum_{j=-k}^{k} \theta_{1,j} \triangle T_{t-1} + \sum_{j=-k}^{k} \theta_{1,j} \triangle \log N_{t-1} + \varepsilon_t$$

여기서 DOLS 추정량의 표본오차는 일반적인 OLS 추정 시의 표본오차에서 오차항의 단기 분산을 장기 분산으로 대체하여 산정하고, 오차항의 장기 분산은 Newey and West(1987)의 HAC 추정기법으로 구할 수 있다(배영수, 2015).

인 세대수는 급격히 증가하고 있다. 1인 세대는 취사를 통해 식사를 해결하기 보다는 외식, 배달음식, 편의점 등을 이용하는 빈도가 높아 도시가스를 조리용으로 사용하는 경우는 많지 않다. 또한 일반세대에 비해 작은 생활공간을 보유하고 있어 난방용 도시가스 사용량 자체가 적은 편이고, 대체재인 전기 난방기구를 사용하는 가구도 많다.

최근 들어 단열 에어캡, 1인용 난방텐트, 전기온수기와 히터 등 난방기구의 효율이 점차 개선되고 있는 점을 고려할 때, 향후에도 세대당 도시가스 사용량은 둔화되거나 점차 감소할 것으로 예상된다.

수도권과는 대조적으로, 지방권의 수요가수 탄력성은 1.02로 수요가수가 증가함에 따라 도시가스 소비도 단위탄력적으로 증가하였다. 특히, 동남권과 호남권 지역의 소비가 수요가수의 변화에 탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉의 13차 장기천연가스수급계획에 따르면, 정부가 도시가스 신규보급을 추진 중인 지역이 주로 동남권과 호남권에 위치해 있으므로 향후 지방권을 중심으로 가정용 수요가수와 도시가스 소비량이 더욱 증가할 것으로 예상된다. 그러나 중·장기적으로 지방권의 보급률이 정체되는 시점에 도달하게 되면 소비도 점차 감소할 수밖에 없을 것으로 보인다.

2. 오차수정모형 추정 결과

분석변수들 간의 선형결합으로 안정적인 장기균형관계를 바탕으로 설정되었던 공적분 회귀모형은 단기변동을 고려한 식(3)의 오차수정모형으로 표현될 수 있고, 〈표 9〉는 그 추정결과를 제공하고 있다.

전국 및 각 권역에 대해 공통적으로 오차수정항, 전월소비량, 기온효과에 대한 계수값은 모두 1% 유의수준 하에서 통계적 유의하였다. 오차수정항의 음(-)의 계수값은 이번 기의 각 변수값이 장기적인 수준보다 증가(감소)하게 되면 다음 기에는 감소(증가)하는 방향으로 수정되고 있음을 나타낸다. 또 통계적으로 유의한 오차수정항은 가정용 도시가스 수요와 설명변수들 간에 장기균형관계인 공적분 관계가 존재함을 의미한다. 즉, 시계열 간 공적분 벡터가 존재할 경우 공적분 회귀식뿐만 아니라 오차수정모형으로 표현하여도 통계적으로 유의하고, 그 역의 관계도 성립하게 된다(Engle and Granger, 1987).

전월소비량의 양(+)의 계수값은 도시가스 소비량에 양(+)의 추세적인 변화가 있음을 의미한다. 즉, 전월소비량이 증가(감소)했다면 이번 달 소비량 또한 일정 비율 증가(감소)하는 관계를 나타낸다. 전국, 수도권, 지방권에 대한 전월소비량의 계수값은 각각 0.395, 0.408, 0.365였으며, 지방권의 경우 권역별로(0.211~0.483) 차이가 발생하였

〈표 8〉 도시가스 공급지역 현황
출처: 산업통상자원부, 제13차 장기천연가스수급계획(2018)

구분	~'18년 (실적)	'19년	'21년
수도권	서울, 인천 등 65개 지역	-	-
충청권	대전, 논산 등 45개 지역	-	청양
대경권·동남권	대구, 하동 등 64개 지역	-	합천, 산청
호남권	광주, 전주 등 37개 지역	제주, 서귀포	-
신규 보급지역수	3	2	3
누 계	211	213	216

다. 기온효과의 계수값도 모두 1에 가까운 양(+)의 값으로 나타났으며, 전월소비량과 마찬가지로 권역별로 다소간 편차를 보였다. 전월소비량과 기온효과가 가정용 도시가스 소비량에 미치는 영향은 지방의 일부 권역을 제외하고는 대체로 수도권에서 더 크게 나타났다.

전국 및 각 권역별 상대가격 탄력성은 예상한 대로 모두 음(-)으로 나타났으나, 수도권(-0.843)과 지방의 대경권(-0.581) 및 동남권(-0.502)에서만 통계적으로 유의하였다. 수요가수 탄력성은 수도권에서는 음(-), 지방권에서는 양(+)의 부호로서 공적분 회귀분석의 결과와 일치하였다. 그럼에도 호남권을 제외한 전국 및 다른 권역에서는 계수값이 통계적으로 유의하지 않았다. 통계적으로 유의하지는 않았으나 수요가수의 추정치가 음(-)인 지역(수도권(서울), 충청권(대전, 세종), 동남권(부산))에서는 도시가스 공급권역 내의 신도시[14]로 인해 신규 수요가수가 증가하는 경우 취사용은 가정용으로 분류되지만 사용량이 큰 난방용은 지역난방(발전용)으로 분류된다.

반면, 호남권과 대경권의 경우 도시가스 미공급지역에 도시가스를 신규 공급한 결과로 수요가수 증가에 따른 계수 추정치가 크게 나타났다.[15]

공적분 회귀분석 결과와 비교했을 때, 기온효과의 계수값들은 다소 감소하고 상대가격과 수요가수의 탄력성은 다소 증가하였는데, 이는 공적분 회귀모형이 장기균형관계를 반영한 반면 오차수정모형은 장기균형관계와 더불어 단기 변동요인들도 함께 고려하기 때문인 것으로 보인다. 또한 부분적으로는 설명변수의 구성변화(전월소비량과 오차수정항을 포함)에 의해 영향을 받았을 것으로도 추정된다. 최근 가정용 도시가스 수요는 단기 변동성이

〈표 9〉 오차수정모형 추정 결과

설명변수	전 국	수도권	지방권	충청권	대경권	호남권	동남권
오차수정항	-0.738*** (0.077)	-0.745*** (0.078)	-0.687*** (0.089)	-0.701*** (0.089)	-0.740*** (0.092)	-0.565*** (0.094)	-0.708*** (0.081)
전월소비량	0.395*** (0.044)	0.408*** (0.045)	0.365*** (0.040)	0.232*** (0.042)	0.483*** (0.030)	0.211*** (0.048)	0.392*** (0.037)
상대가격	-0.458 (0.300)	-0.843** (0.347)	-0.310 (0.255)	-0.409 (0.355)	-0.581* (0.304)	-0.015 (0.293)	-0.502** (0.231)
기온효과	0.964*** (0.060)	1.030*** (0.068)	0.893*** (0.055)	1.098*** (0.058)	0.805*** (0.050)	0.892*** (0.061)	0.891*** (0.057)
수요가수	-0.539 (5.727)	-2.675 (5.044)	2.686 (4.613)	-0.147 (1.487)	10.013 (8.041)	13.133** (5.815)	-4.277 (7.232)
상 수 항	0.002 (0.023)	0.005 (0.020)	-0.011 (0.023)	0.002 (0.014)	-0.042 (0.040)	-0.054* (0.030)	0.022 (0.036)
조정된 R^2	0.924	0.909	0.929	0.907	0.918	0.902	0.907

주: 1) 괄호 안의 값은 공분산 행렬 추정 시 이분산성에 대해 강건한 HAC(Newey and West) 표준오차이며, 모든 변수(기온효과 제외)는 자연로그 변환함.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

14) 기존 가스공급권역내 부산정관('08, 100MW), 인천송도('09, 187MW), 판교·파주('10, 662MW), 광교('12, 141MW), 세종·양주('13, 1054MW), 양주('13, 524MW), 하남미사('15, 364MW), 오산세교('15, 436MW), 동탄('17, 758MW)에 열병합발전소가 신설되고, 천연가스 소비량은 '08년 256만톤에서 '18년 497만톤으로 93.8%가 증가하였다.

15) 호남권의 경우 2013년 함평, 임실, 강진, 장흥, 구례, 2016년 보성, 고흥, 2018년 진안에 도시가스 공급이 개시되었고, 대경권의 경우 2013년 울진, 영덕, 2015년 성주, 고령, 의령, 2016년 봉화, 의성, 군위에 도시가스가 신규로 공급되었다.

확대되는 경향을 보여 왔는데, 오차수정모형의 추정 결과는 단기적으로 가정용 도시가스 수요에 대해 기온변화와 상대가격 변화의 영향이 확대되고 있음을 나타낸 것으로 해석할 수 있다.

V. 결론

국내 가스산업이 성숙기에 접어듦에 따라, 최근 도시가스 수요는 전반적인 정체 현상을 보이고 있다. 특히, 가정용 도시가스 수요의 경우, 경제성장의 둔화로 인해 장기적인 추세요인(예를 들어, 실질GDP)보다는 경쟁연료 대비 상대가격, 기온효과, 1인 가구수 등과 같은 미시적인 변동요인들에 의해 더 큰 영향을 받는 것으로 보고되고 있다. 이러한 미시 변동요인들의 영향은 지역에 따라 다르게 나타날 수 있는데, 기온변화뿐만 아니라 도시가스 보급률과 소비증가율에서도 지역별로 편차가 존재하기 때문이다.

이에 따라 본 연구는 전국을 수도권과 지방권으로, 그리고 다시 지방권을 4개 주요 권역(충청권, 대경권, 호남권, 동남권)으로 나누어 전국 및 각 권역별 가정용 도시가스 수요함수를 추정하였다. 추정모형의 적합도를 제고하기 위해 가정용 도시가스에 대한 비선형 기온효과와 공휴일 등 특수일 효과를 반영한 유효일수를 고려함은 물론, 기존 연구에서 간과하였던 전기료 대비 상대가격을 설명변수에 포함하였다. 추정방법으로는 변수들 간의 장기균형관계를 파악할 수 있는 공적분 회귀분석과 장·단기 변동요인들의 영향을 함께 살펴볼 수 있는 오차수정모형을 적용하였다.

공적분 회귀분석 결과에 따르면, 전국의 가정용 도시가스 수요는 기온의 변동에 민감하게 반응하였으나, 전기료 대비 상대가격이나 수요가수에 대해서는 낮은 탄력성을 보였다. 전국을 수도권과 지방권으로 나누어 살펴볼 경우, 기온효과의 영향은 지방권보다 수도권에서, 전기료 대비 상대가격의 영향은 수도권보다 지방권에서 상대적으로 더 크게 나타났다. 수요가수의 탄력성은 가스보급률이 높은 수도권에서는 음(-)으로 나타나 도시가스 수요가수의 증가에도 불구하고 도시가스 소비량이 오히려 감소하는 최근의 추세를 잘 설명하였으며, 반면 가스보급률이 상대적으로 낮은 지방권에서는 양(+)의 단위탄력성을 보여 수요가수의 증가가 여전히 소비량 증가로 이어지고 있는 것으로 나타났다.

분석결과의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 천연가스를 사용하여 만든 전기로 전열기구 등을 통해 난방을 하는 것은 가스보일러를 사용하여 직접 난방을 하는 것보다 에너지 효율성 측면에서 비효율적이다. 전기료 대비 도시가스 상대가격의 변화가 지방권 가스수요에 대해 여전히 유의한 영향을 미치고 있는 점을 감안할 때, 에너지 소비의 효율성을 높이기 위해서는 가정용 가스요금이 가정용 전기요금보다 높아지지 않도록 정책적으로 관리할 필요성이 있다.

둘째, 30년 평년기온 대비 최근 10년의 기온 변동성이 확대되고 있으므로, 기온으로 인한 도시가스 수요에 미치는 효과가 큰 수도권의 수요의 변동성도 단기적인 수요불확실성을 확대시킬 수 있어 동절기 천연가스 수급의 안정성을 저해하는 요인이 될 수 있다.

셋째, 가스 보급률이 93.6%로 포화된 수도권에서는 1인 가구수의 증가와 지역난방 등 대규모 열병합발전소의 보급이 확대되어 기존 가정용 도시가스 난방수요를 대체함으로써 가정용 가스 소비량이 오히려 감소하는 현상이 발생하였다. 이는 향후 5년 이내에 지방권 도시가스 미공급지역의 가스보급이 완료되어 가스 보급률이 둔화될 경우

장기 국내 가정용 도시가스 수요가 점차 감소할 것이란 점을 시사한다.

본 연구결과는 정부의 장기 천연가스 수급계획 수립을 위한 장기 도시가스 수요전망 시 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다. 이러한 연구결과를 바탕으로 장기 가정용 도시가스 수요예측의 정확성을 제고함으로써 해외 LNG 수입 및 국내 인프라투자를 최적화하고, 이를 통해 막대한 가스수급관리비용을 절감할 필요가 있다.

참고문헌

강병욱, 2017, “한국가스공사 미수금 문제가 도시가스 수급에 미치는 효과”, 에너지 수급 브리프 2017-12, 에너지경제연구원.

김대용·이성로, 2018, “패널모형을 이용한 시도별 가정용 도시가스 소비 결정요인 분석”, 「서울도시연구」, 19(3): 117~130, 서울연구원.

김영덕, 1998, “천연가스에 대한 수요함수 추정 및 수요분석에 관한 연구”, 에너지경제연구원.

김인무·김창식·박성근, 2011, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측”, 「경제학연구」, 59(4): 199~228, 한국경제학회.

김점수·양춘승·박중구, 2011, “한국 도시가스용 천연가스의 수요함수에 대한 실증분석”, 「에너지공학」, 20(4): 318~329, 한국에너지학회.

모수원, 2007, “에너지 수요함수의 추정: 석유, 무연탄, LPG, 도시가스”, 「산업경제연구」, 20(3): 947~957, 한국산업경제학회.

박광수, 2012, “에너지수요에 대한 기온변화의 영향분석”, 기본연구보고서 2012-12, 에너지경제연구원.

박명덕·이상열·정희용, 2015, “산업용 도시가스 수요변화 요인분석”, 수시연구보고서, 1~62, 에너지경제연구원.

박준용·김창식·최용옥, 2018, “천연가스 수요전망 모형 개선 연구용역”, 연구용역보고서, 한국가스공사.

박철웅·박철호, 2018a, “용도별 특성을 고려한 도시가스 수요함수 추정”, 「에너지경제연구」, 17(2): 1~29, 에너지경제연구원.

박철웅·박철호, 2018b, “구조변화 이후 산업용 천연가스 수요함수의 추정”,「산업경제연구」, 31(4), 1471~1490, 한국산업경제학회.

배영수, 2015, “공적분 기법을 이용한 중장기 에너지 수요함수 추정 및 전망”, 「에너지경제연구」, 14(2): 21~50, 에너지경제연구원.

배유진·정재우, 2017, “천연가스 수요의 변동성 예측 모형”, 「경영연구」, 32(3): 239~259, 경영연구학회.

백종관·한정희, 2015, “특수일의 전력수요 예측치 보정 방안에 관한 연구”, 「산업경제연구」, 28(1): 191~203, 한국산업경제학회.

신동현·조하현·김재혁, 2015, “한국의 에너지수요 변동성 변화 분석”, 「경제학연구」, 63(3): 71~119, 한국경제학회.

에너지경제연구원, 2018, 「에너지통계연보」, 2017, 「KEEI 2016 장기 에너지 전망」.

이성로, 2017, “수도권과 지방권 수요예측모형을 통한 전국 도시가스 수요전망의 예측력 향상”, 「자원·환경경제연구」, 26(4): 519~547, 한국자원·환경경제학회.

이승재·어승섭·유승훈, 2013, “시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정”, 「에너지공학」, 22(4): 370~375, 한국에너지학회.

차경수, 2016, “부문별 에너지원 수요의 변동특성 및 공통변동에 미치는 거시적 요인들의 영향력 분석”, 「에너지경제연구」, 15(1): 33~67, 에너지경제연구원.

한국가스공사, 2018, 「경영통계」.

한국도시가스협회, 「도시가스사업통계월보」 각 호.

한국석유화학협회, 2018, 「석유화학편람」.

Asche, F., O. B. Nilsen, and R. Tveterås, 2008, “Natural Gas Demand in the European Household Sector”, *Energy Journal*, 20(3): 27~46.

Balestra, P. and M. Nerlove, 1996, “Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: the Demand for Natural Gas”, 34(3): 585~612.

Chang, Y., C.S. Kim, J.I. Miller, J.Y. Park, and S.

Park, 2014, "Time-varying Long-run Income and Output Elasticities of Electricity Demand with an Application to Korea", 46: 334~347.

Chang, Y., C.S. Kim, J.I. Miller, J.Y. Park, and S. Park, 2016, "A New Approach to Modeling the Effects of Temperature Fluctuations on Monthly Electricity Demand", 60: 206~216.

Dahl, C. A., 1993, "A Survey of Energy Demand Elasticities in Support of the Development of the NEMS", No. 72229.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller, 1981, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", 49: 1057~1072.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", 55: 1062~1088.

Johansen, S., 1991, "Estimation and Hypothesis Te-sting of Cointergration in Gaussian Vector Autoregressive Models", 59: 1551~1580.

Maddala, G.S., R.P. Trost, H. Li and F. Joutz, 1997, "Estimation of Short-Run and Long-Run Elasticities of Energy Demand from Panel Data Using Shrinkage Estimators", 15(1): 90~100.

Newey, W. and K. West, 1994, "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", 61: 631~653.

Phillips, P.C.B., 1987, "Time Series Regression with a Unit Root", 55(2): 277~301.

Lee and Singh, 1994, "Pattern in Residential Gas Electricity Consumption", 12(2): 233~241.

Stock James H. and Mark W. Watson, 1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", 64(4): 783~820.

http://www.weather.go.kr.(기상청 날씨누리)

http://www.kogas.or.kr.(한국가스공사)

http://www.citygas.or.kr.(한국도시가스협회)

원 고 접 수 일 : 2019년 7월 18일
1 차 심 사 완 료 일 : 2019년 9월 11일
2 차 심 사 완 료 일 : 2019년 10월 7일
최 종 원 고 채 택 일 : 2019년 11월 10일