

산업용 도시가스 수요함수의 추정: 석유화학업종을 중심으로

Estimation of Industrial City Gas Demand Function: Focusing on the Petrochemical Industry

박철웅* · 박철호**

Choelwung Park · Cheol-Ho Park

요약: 본 연구는 2007년부터 2017년까지의 월별 시계열 자료를 이용하여 제조업 전체업종, 석유화학업종, 그리고 석유화학을 제외한 그 외 업종에 대한 산업용 도시가스 수요함수를 추정하였다. 분석 결과, 산업용 도시가스 수요는 대체적으로 기온변화에 탄력적으로 반응하였으나 생산활동이나 상대가격의 변화에는 비탄력적이었으며, 생산활동에 대한 탄력성(소득탄력성)이 상대가격에 대한 탄력성보다 다소 큰 것으로 나타났다. 그러나 석유화학업종의 소득탄력성과 상대가격 탄력성은 전체 제조업 또는 '그 외 업종'에 비해 컸으며, 특히 상대가격 탄력성이 '그 외 업종'에 비해 훨씬 큰 것으로 밝혀졌다. 또한 적절한 설명변수들을 포함하는 공적분 모형과 오차수정모형을 활용함으로써 최근의 산업용 도시가스 수요변동에 대한 예측력을 크게 개선할 수 있었다.

핵심주제어: 산업용 도시가스, 수요함수, 상대가격, 기온효과, 공적분 회귀분석

Abstract: his study estimates the city gas demand function for the entire manufacturing industry, petrochemical industry, and other industries using monthly time series data from 2007 to 2017. Results indicate the demand for industrial city gas is elastic with respect to temperature, but inelastic with respect to production activities and relative prices, although the elasticity with respect to production activities (i.e., income elasticity) appears to be slightly greater than the elasticity with respect to relative prices. Income elasticity and relative price elasticity in the petrochemical industry, however, were greater than in the entire manufacturing industry and other industries. In particular, elasticity of industrial city gas demand with respect to relative prices is much greater for the petrochemical industry than for other industries. In addition, cointegration models and error correction models with explanatory variables derived from these findings substantially improve prediction accuracy of recent changes in industrial city gas demand.

Key Words: Industrial City Gas, Demand Function, Relative Price, Temperature Effect, Cointegration Regression Analysis

* 주저자, 영남대학교 경제학과 박사과정

** 교신저자, 충북대학교 경영학부 부교수

I. 서론

최근 정부는 '탈원전·석탄 및 천연가스·신재생에너지로의 전환'을 선포하고, 재생에너지 3020 이행계획(2017.12) 및 온실가스 감축로드맵 수정안(2018.7)을 발표하였다. 국내 온실가스 배출량 감축목표가 상향됨에 따라, 원전·석탄에서 친환경에너지로의 전환을 위한 가교연료(bridge fuel)로서 천연가스의 역할이 그 어느 때보다 중요시 되고 있다.

LNG(Liquified Natural Gas; 액화천연가스)를 원료로 하는 국내 도시가스의 수요는 정부의 보급 확대정책과 견실한 경제성장에 힘입어 1987년 161만 톤에서 2013년 최고치(4,008만 톤)를 기록한 후 2014년부터 수요가 급격하게 감소 내지 정체되고 있다.

2013년 이전 도시가스 수요는 전국과 권역별(수도권, 지방권) 또는 전체 제조업 업종과 에너지 다소비 업종에서 유사하게 증가하는 추세를 보였기 때문에, 대부분의 선행연구들(김인무 등, 2011; 이승재 등, 2013; 이성로, 2017 등)은 용도별(가정·일반·산업용) 또는 업종별 도시가스 수요를 추정하기보다는 전국이나 전체 업종의 총수요를 추정해왔다.

그러나 최근처럼 수요가 감소하거나 정체된 시기에는 용도별로 혹은 업종별로 수요의 변동이 다르게 나타날 수 있다. 실질GDP의 꾸준한 증가에도 불구하고 도시가스 수요가 감소하는 현상은 도시가스 수요에 대한 소득(또는 생산활동)의 영향이 줄어들고, 대신 경쟁연료 대비 도시가스의 상대가격이나 기온변화와 같은 단기적인 요인들의 영향이 점차 확대되고 있음을 나타낸다. 따라서 이러한 개별 요인들을 수요함수에 정교하게 반영할 필요성이 제기되어 왔다(박명덕 등, 2015; 차경수, 2016; 이성로, 2017).

예를 들어, 최근 산업용 도시가스 수요변동의 약 70%가 석유화학업종으로부터 발생하였고(〈표 2〉 참조), 기온이 산업용 도시가스 수요에 미치는 영향도 업종별로 다른 것으로 보고되고 있다(박명덕 등, 2015; 강병욱, 2017). 따라서 업종별 고유의 수요변동요인을 파악하여 개별적으로 분석

할 수 있다면, 전체 산업용 도시가스 수요의 변동을 더욱 잘 설명할 수 있을 것이다.

현재 도시가스에 관한 국내 통계(한국도시가스협회의 도시가스사업통계 월보)는 월단위의 업종별 도시가스 소비량 자료를 직접 제공하고 있지 않으며, 지역별로 용도별 소비량만을 제공하고 있다. 그러나 국내 3대 석유화학단지¹⁾가 있는 울산, 여천, 대산 지역에서 소비되는 산업용 도시가스의 대부분이 석유화학업종에 의해 사용된다는 점에 착안하여, 본 연구는 이 지역의 산업용 도시가스 소비량을 '석유화학업종' 소비로, 그리고 그 외 나머지 지역의 소비량을 '그 외 업종' 소비로 분류하여 각각을 분석하고자 한다.

따라서 본 연구의 목적은 2007~2017년 기간 동안 산업용 도시가스의 총수요함수 외에 석유화학업종과 '그 외 업종'의 수요함수를 추정하는 것이다. 수요함수를 추정하는데 있어서 선행연구들에서 사용된 변수들보다 더욱 설명력이 높은 대안변수들을 찾고 기존의 분석모형을 개선하는 것을 통해 모형의 설명력과 예측력을 향상시키고자 한다.

논문의 나머지 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 산업용 도시가스의 수요특성 및 변동요인을 설명하고 선행연구를 검토한다. 제III장에서는 수요함수를 추정하기 위해 사용되는 자료와 연구방법론을 소개하며, 제IV장에서는 전국과 업종별 수요함수를 추정한 실증분석 결과를 제시한다. 끝으로 제V장에서는 결론과 시사점을 도출한다.

II. 산업용 도시가스 소비현황 및 선행연구

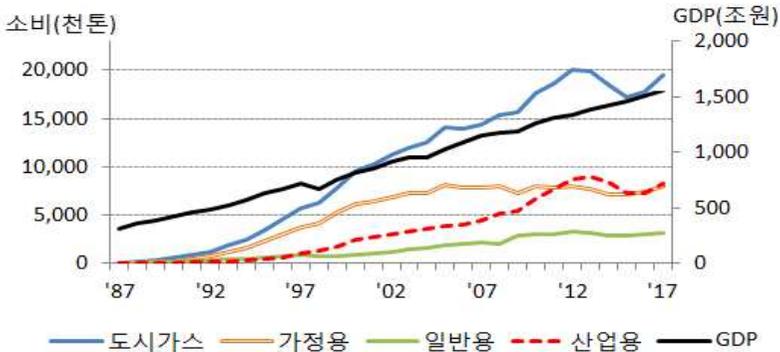
1. 산업용 도시가스 소비현황

도시가스는 가정용, 일반용, 산업용으로 소비자에게 공급되며, 2017년

1) 석유화학공업에 있어서 생산체계의 집중화가 이루어진 3개의 지역으로, 효율성을 높이고 원료에 해당하는 제품을 체계적이고 안정적으로 제공받아 제조원가의 절감을 기할 수 있는 동시에 부산물과 폐기물을 자체 소진할 수 있도록 하는 곳이다.

을 기준으로 산업용 소비량의 비중(43%)이 가장 높고, 가정용(41%), 일반용(16%) 순으로 소비량 비중이 높다. <그림 1>에 나타나 있는 것처럼, 가정용은 2002년 전국 배관망 구축으로 그 수요가 포화상태에 진입하면서 소비가 둔화되었다. 글로벌 금융위기와 고유가 기간인 2008년부터 2012년까지는 물가안정을 위한 공공요금 동결조치로 도시가스가 원가 이하에 판매되었으며, 경쟁연료들(병커C유, LPG, 납사 등)에 비해 상대적으로 저렴해진 산업용 도시가스가 전체 도시가스 수요증가를 주도하였다. 이후 원료비 미수금이 5.54조까지 누적되자, 정부는 2013년부터 원료비 연동제 재도입을 통해 미수금을 도시가스 요금에 반영하여 사용자가 부담케 해왔다.²⁾ 이에 따라, 2013년을 기점으로 GDP가 증가함에도 불구하고 도시가스 수요가 감소하는 탈동조화가 나타나게 되었다.

<그림 1> GDP와 도시가스 용도별 수요 추이, 1995~2017



자료: 한국가스공사(2018), 한국은행 경제통계시스템(ECOS)

구체적으로, 국내에서는 2013년을 기점으로 용도별 도시가스 소비패턴에 큰 변화가 발생하였다. <표 1>에 요약되어 있는 것처럼, 2010~2013년 기간 동안 도시가스 수요는 가정용이 약 20만톤 감소한 반면 산업용은 약

2) 원료비 연동제란 도시가스 요금의 80% 이상을 차지하는 원료비 항목을 천연가스 도입가격에 연동시켜 조정하는 제도로, 국제유가, 환율 등 도입가격에 영향을 미치는 요인을 반영하여 2개월마다 원료비를 산정한 후 원료비 변동률이 ±3%를 초과하는 조정요인이 발생할 때 요금에 반영한다.

220만톤 증가하였다. 그에 비해 2013~2017년 기간 동안 가정용 및 일반용 수요는 약 22만톤 증가한 반면 산업용은 약 140만톤 감소하였다. 따라서 이 기간 동안 산업용 수요는 가정용이나 일반용에 비해 수요 변화가 컸고, 이로 인해 전체 도시가스 수요의 변화도 확대되었다.

〈표 1〉 기간별 도시가스 소비량 증감 비교(단위: 1,000톤), 2010~2017

기간	가정용	일반용	산업용	합계
2010~2013년	-196	75	2,196	2,075
2013~2017년	186	38	-1,430	-1,206

자료: 경영통계(한국가스공사, 2018)

〈그림 2〉와 〈그림 3〉에 나타난 바와 같이, 2013년 이전에는 공공요금 동결조치로 인해 산업용 도시가스가 저렴하게 공급되었으며, 경쟁연료 대비 낮은 상대가격에 힘입어 석유화학업종에서의 도시가스 수요가 높은 증가세를 보였다.³⁾ 그러나 2013년 이후 원료비 연동제가 재개됨에 따라 도시가스의 가격경쟁력이 악화되었으며, 연료 및 공급원료(feedstock)로서의 도시가스에 대한 수요가 다른 경쟁연료에 대한 수요로 급격하게 대체되는 현상이 나타나게 되었다(강병욱, 2017).⁴⁾

〈표 2〉는 주요 연도별 각 제조업 부문의 소비량과 전체 산업에서 차지하는 소비량 비중 정보를 제공한다. 산업용 도시가스는 대부분 제조업에서 사용되고 있는데, 에너지 다소비 업종(석유화학, 조립금속, 1차금속) 중 석유화학 부문이 차지하는 소비량 비중은 2000년에 9.6%에 불과하였으나

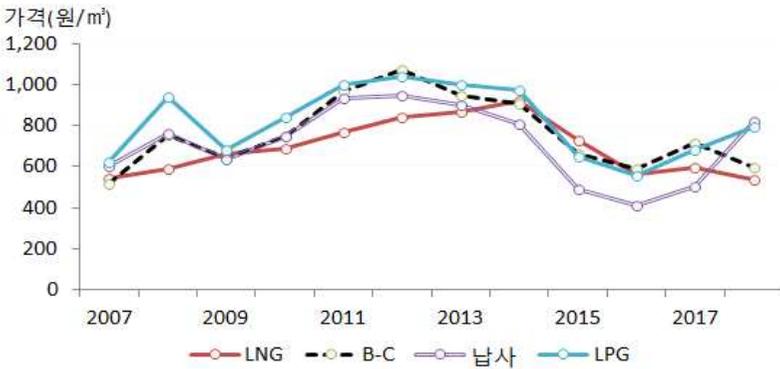
3) 특히, 석유화학업종의 도시가스 수요가 급증하게 된 이유는 2009년부터 석유정제업의 수소처리공정(hydrotreating: 불순물 제거 과정)에 사용되는 수소를 제조하기 위해 기존의 납사 대신 상대적으로 저렴한 도시가스를 원료로 사용했기 때문이다. 2009년에 시작된 원료용 도시가스 소비는 첫해에 1.7억 m³에 불과했으나 2013년에는 7.6억 m³까지 증가하여 석유화학업종 도시가스 소비의 24.9%, 산업용 도시가스 소비의 8.0%까지 확대되었다(박명덕 등, 2015).

4) 2013~2016년 기간 중 석유화학업종에서 공급원료인 납사와 LPG의 소비는 각각 연평균 3.3%, 22.5% 증가하였다. 반면, 같은 기간 중 석유화학업종과 전체 산업부문의 에너지 소비는 각각 연평균 3.1%, 2.4% 증가하였다(한국석유화학협회, 2018; 에너지경제연구원, 2018).

2013년에는 32.1%로 증가하였다.

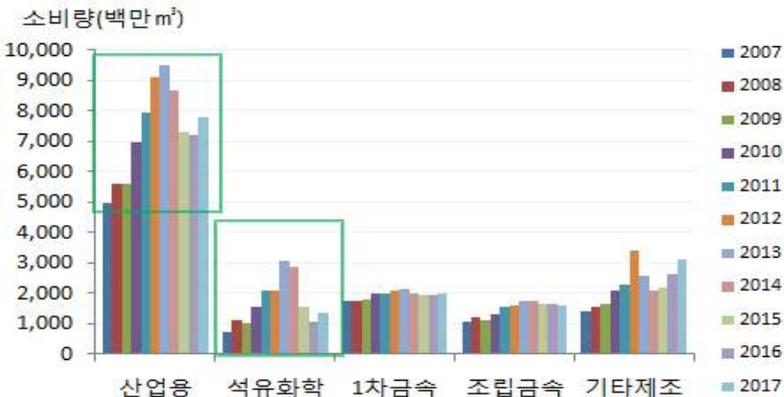
특히 주목할 현상은 2015년에 석유화학업종의 도시가스 소비가 2013년 대비 49.1% 감소한 것인데, 이는 산업용 도시가스 소비 감소분의 약 70%에 해당하는 것으로 그만큼 수요의 가격탄력성이 타 업종에 비해 높았을 것이란 점을 시사한다. 석유화학업종의 극심한 수요변화는 <그림 3>을 통해서도 쉽게 확인할 수 있다.

<그림 2> 산업용 경쟁연료 가격 추이



자료: 한국가스공사(2018)

<그림 3> 산업용 업종별 도시가스 소비 추이



자료: 한국가스공사(2018)

〈표 2〉 주요 업종별 산업용 도시가스의 소비 현황

(단위: 백만³)

구분	산업계					
	제조업	석유화학	조립금속	1차금속	소계	
2000년	3,151 (100%)	3,137 (99.6%)	304 (9.6%)	687 (21.8%)	616 (19.5%)	1,607 (51.0%)
2013년	9,510 (100%)	9,506 (99.9%)	3,057 (32.1%)	1,738 (18.3%)	1,247 (13.1%)	6,042 (63.5%)
2015년	7,329 (100%)	7,325 (99.9%)	1,555 (21.2%)	1,668 (22.8%)	1,084 (14.8%)	4,307 (58.8%)
2016년	7,226 (100%)	7,222 (99.9%)	1,047 (14.5%)	1,627 (22.5%)	1,142 (15.8%)	3,816 (52.8%)
2017년	7,778 (100%)	7,775 (99.9%)	1,049 (13.5%)	1,607 (20.7%)	1,202 (15.5%)	3,858 (49.6%)
연평균증가율	5.5%	5.5%	7.6%	5.1%	4.0%	5.3%

자료: 에너지경제연구원(2018)

주: 1) 산업계는 제조업, 농림수산업, 광업, 건설업의 도시가스 소비량 합계임

2) 괄호 안의 수치는 산업부문에서 제조업의 각 업종이 차지하는 비중을 나타냄

2. 선행연구

지금까지 국내에서 행해진 다수의 연구들(김점수 등, 2011; 이승재 등, 2013; 배유진·정재우, 2017; 이성로, 2017 등)은 도시가스 총수요만을 추정하였으며, 산업용 도시가스 수요함수를 추정한 연구로는 도시가스 보급 초기에 수행된 김영덕(1998)의 연구와 박명덕 등(2015)의 연구가 있다. 그 중 비교적 최근의 연구인 박명덕 등(2015)은 2000~2014년 기간 동안 산업생산지수, 병커C유 대비 도시가스 상대가격, 냉난방도일 등의 분기별 자료를 OLS 모형으로 분석하였으며, 특정 기간에 따라 산업용 도시가스 수요에 미치는 설명변수의 영향이 다름을 발견하였다.

〈표 3〉으로부터 알 수 있는 것처럼, 박명덕 등(2015)을 포함한 대부분의 연구들이 경제활동 또는 소득에 대한 변수로서 실질GDP나 산업생산지수를 사용하고 있다. 그러나 박준용 등(2018)은 2000년대 후반 이후 산업생산지수나 실질GDP의 추세가 산업용 도시가스 수요의 추세와 크게 다름을

보이고, 그 대안으로 가스수요산업지수를 제시하였다.

〈표 3〉 도시가스 수요함수에 관한 선행연구 요약

연구자	분석대상	분석방법론	분석변수
김영덕(1998)	가정·일반·산업용	선형회귀모형	산업생산지수, 실질 가스가격, 난방도일
김인무·김창식·박성근(2011)	도시가스 총수요	공적분 회귀모형	실질GDP, 기온효과, 전력 대비 상대가격
김점수·양춘승·박중구(2011)	도시가스 총수요	공적분 회귀모형	실질GDP, 기온효과
박광수(2012)	가정·일반용	선형회귀모형	실질GDP, 난방도일, 전력 대비 상대가격, 분기더미
박명덕·이상열·정희용(2015)	산업용	선형회귀모형	산업생산지수, 병커C유 대비 상대가격, 냉난방도일
배유진·정재우(2017)	가정용	공적분 회귀모형	실질GDP, 기온효과
이성로(2017)	도시가스 총수요	공적분 회귀모형	가스수요산업지수, 기온효과, 상대가격
이승재·어승섭·유승훈(2013)	도시가스 총수요	자기회귀시차분포모형	실질GDP, 실질가스가격
Balestra and Nerlove(1966)	도시가스 총수요	패널모형	실질가스가격, 소득
Dahl(1993)	천연가스, 석유, 석탄, 휘발유 등	선형회귀모형	각 연료 대비 상대가격, 소득
Lee and Singh(1994)	가정용	패널모형	실질가스가격, 소득
Asche et al.(2008)	도시가스 총수요	패널모형	소득, 전력 대비 상대가격, 난방도일

한편, 기온변수로서 냉·난방도일을 사용하는 모형에서는 도시가스 수요가 기온변화에 대해 선형적으로 반응하는 것을 가정한다. 그러나 기온효과를 사용하는 모형에서는 가스수요가 기온분포함수와 기온반응함수의 적분함수로서 기온변화에 비선형적으로 반응하므로, 겨울철 기온이 한파 등에 의해 극단적으로 변화했을 때 가스수요가 급증하는 현상을 잘 설명할 수 있다(Chang et al., 2016). 이러한 장점을 반영하여 최근에 수행된 다수의 연구들(김인무 등, 2011; 김점수 등, 2011; 배유진·정재우, 2017; 이성로, 2017)이 ‘총체적 비선형 기온효과’를 기온변수로 사용하고 있다.

그러므로 본 연구에서는 선행연구에서 사용되었던 산업생산지수, 병커

C유 대비 도시가스의 상대가격, 난방도일 등을 설명변수로 하는 모형뿐만 아니라 가스수요산업지수, 석유류 대비 상대가격, 산업용 비선형 기온효과 등을 설명변수로 하는 모형들을 통해 산업용 도시가스의 수요함수를 추정하고 각 모형의 예측력을 비교해보고자 한다.

III. 자료 및 연구방법

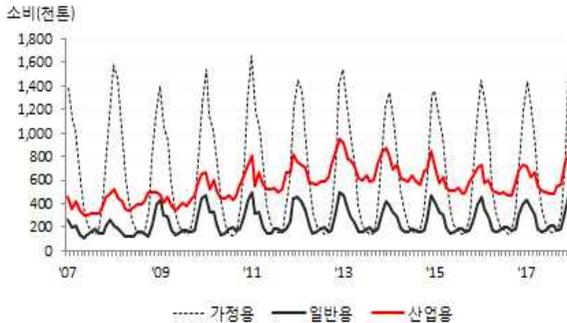
1. 분석자료

본 연구는 2007년부터 2017년까지의 월별 시계열 자료를 이용하여 산업용 도시가스의 수요함수를 추정하되, 석유화학업종과 그 외 제조업 업종에 대한 보다 세분화된 수요함수를 함께 추정하고자 한다. 본 연구에서는 산업용 도시가스의 월별 수요가 전반적인 경제활동, 기온효과, 경쟁연료 대비 상대가격, 수요가수 등으로 설명된다고 가정한다. 산업용 도시가스 수요에 영향을 미칠 수 있는 전반적인 경제활동 변수로는 가스수요산업지수를 사용한다. 박준용 등(2018)은 2000년대 후반 이후 산업용 도시가스의 수요증가가 석유화학업종의 수요증가에 기인하며, 그동안 경제활동 변수로서 널리 활용되었던 실질GDP나 산업생산지수의 추세가 산업용 도시가스 수요의 추세와 크게 다름을 보이고, 산업용 수요의 변화 추이를 반영할 수 있는 대안으로서 가스수요산업지수(이하 '가스산업지수')를 개발하였다.

가스산업지수는 제조업의 업종별 원단위 지수를 업종별 부가가치 비중으로 가중평균하여 구한 것이다: $\sum(\text{업종별 부가가치} \times \text{업종별 원단위지수}) / (\text{제조업의 총부가가치})$. 여기서 제조업의 업종별 원단위지수는 업종별 가스소비량을 업종별 부가가치로 나눈 다음, 기준연도(2010년)의 값을 100으로 하여 산출한다. 가스산업지수는 산업용 도시가스의 생산활동 집약도를 측정하며, 지수 값의 상승은 산업 전반에 걸쳐 산업용 도시가스의 집약도가 증가하는 것을 의미한다.⁵⁾

그 외 설명변수로서 저유가 시대 도래와 함께 석유화학산업의 도시가스 수요에 큰 영향을 미친 것으로 추정되는 경쟁연료(빙커C유, 석유류) 대비 도시가스의 상대가격, 전국의 기온분포 추정을 통한 산업용의 총체적 비선형 기온효과, 수요가수, 유효일수 등을 사용한다. 산업용의 총체적 비선형 기온효과는 산업용 도시가스 소비에 영향을 미치는 기온의 효과를 실질적으로 반영하기 위한 것으로, 2007년부터 2017년까지 5대 지역(서울, 부산, 대구, 대전, 광주)의 시간별 기온자료에 산업용 도시가스의 소비량을 가중하여 월별로 계산한 것이다. 월 유효일수는 해당 월의 물리적인 시간과 특수일 효과를 고려하여 산정한 것으로, 해당 월에 속하는 날의 소비량을 근무일(화~목) 소비량의 상대적인 소비량으로 표준화하여 합계한 값이다. 요일 특성과 특수일에 따라 가스수요의 변동성이 많은 영향을 받게 되기 때문에 특수일의 변동성이 근무일의 변동성보다 크게 나타난다.

〈그림 4〉 도시가스 용도별 수요 추이



자료: 한국가스공사(2018)

〈그림 4〉는 2007년 초부터 2017년 말까지 도시가스 용도별 소비량 추이를 나타낸 것이다. 그림으로부터 알 수 있는 것처럼, 도시가스 소비량은

5) 한 심사자가 지적한 것처럼, 가스소비량 정보가 포함된 가스산업지수를 설명변수로 사용할 경우 설명변수와 피설명변수의 정보구성이 유사할 수 있다. 다만, 가스산업지수는 각 산업에 의해 창출된 부가가치 비중, 즉 생산활동에 관한 정보도 함께 반영하고 있다. 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정 결과, 가스산업지수는 가스소비량을 5% 유의수준에서 그랜저 인과하는 것으로 나타났으나, 그 역은 성립하지 않았다.

일반적으로 겨울철에 증가하고 여름철에 감소하는 동고하저 형태의 계절성을 갖는다. 도시가스의 연중 수요 추이는 연중 최고월 소비량을 최소월 소비량으로 나누어 계산한 계절 간 수요격차(turn down ratio, TDR)를 통해서도 살펴볼 수 있는데, 가정용의 TDR은 10, 일반용은 3, 그리고 산업용은 1.7 순으로 나타나 산업용의 계절성이 가정용보다 상대적으로 작음을 알 수 있다(한국가스공사, 2018).

아래 <표 4>는 산업용 도시가스 분석자료에 대한 기초통계량을 제공한다.

<표 4> 분석자료의 기초통계량, 2007~2017

구분	평균	중앙값	표준편차	최대값	최소값	관측치
산업용 도시가스 소비량 (백만Nm ³)	615	610	147	1,014	334	132
석유화학업종	192	179	70	377	81	132
그 외 업종	423	415	86	637	254	132
생산활동(지수)	96.45	94.71	11.80	120.74	79.92	132
상대가격(비율)	1.04	1.02	0.18	1.68	0.69	132
기온효과(지수)	0.05	0.03	0.12	0.31	-0.18	132
수요가수(1,000개)	13	14	2	15	10	132
유효일수(일수)	27.97	28.23	1.11	29.10	24.28	132

주: 생산활동(지수)은 가수수요산업지수를 나타내며, 상대가격(비율)은 석유류 대비 도시가스의 상대 가격 비율임

본 연구는 2007년 1월부터 2017년 12월까지 총 132개의 월별 자료를 사용한다. 난방도일, 생산활동지수, 상대가격(병커C유, 석유류)에 관한 자료는 각각 사이버페트로(CYBER PETRO), 한국은행 경제통계시스템(ECOS), 에너지경제연구원 국가에너지통계종합정보시스템(KESIS)으로부터 구한 것이며, 산업용 기온효과를 산출하기 위한 시간별 기온자료는 기상청의 국가기상종합정보(날씨누리)로부터 구하였다. 기온반응함수 산출을 위한 도시가스 소비량 및 산업용 수요가수는 한국도시가스협회의 도시가스사업통계월보와 한국가스공사 경영통계 자료를 사용하였다.

2. 모형설정

본 연구에서는 공적분 회귀분석방법(DOLS)을 활용하여 산업용 도시가스의 총수요함수(전국)와 석유화학업종지역 및 그 외 업종지역의 수요함수를 별도로 추정한다. 변수들 간의 장기균형관계를 나타내는 공적분 벡터가 존재하는 경우, 통상적인 OLS 방법으로 추정해도 장기(long-run) 계수값들에 대해 초일치(super-consistent) 추정량을 얻을 수 있어 가성회귀의 문제는 발생하지 않으나 계수값의 추정오차가 커지게 되므로 비효율적이며 점근적인 편의(biased)가 있는 결과를 얻을 수 있다. 따라서 t-통계량이 개별 계수의 유의성을 검증하는데 더 이상 유효하지 않게 된다. 반면, 세 가지 공적분 방법들은 변수들 간의 장기균형관계에서 발생할 수 있는 설명변수와 오차항 간의 내생성 문제와 오차항의 계열상관 문제를 보정하여 시계열에 내재되어 있는 불안정성을 완화할 수 있는 분석기법들이다.

산업용 도시가스의 수요함수를 추정하기 위한 기본모형은 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$Q_t = f(P_t, Y_t, T_t, N_t) \quad (1)$$

여기서 Q_t 는 월 도시가스 소비량을 월 유효일수⁶⁾로 나누어 공휴일이나 특수일 등에 따른 소비량 변동을 제거한 산업용 도시가스 소비량(전국, 석유화학업종, 그 외 업종), P_t 는 경쟁연료(병커C유, 석유류) 대비 도시가스의 상대가격, Y_t 는 생산활동을 나타내는 가스산업지수, T_t 는 산업용 비선형 기온효과, 그리고 N_t 는 수요가수를 나타낸다.

본 연구에서는 종속변수로 도시가스 소비량을, 설명변수 중 하나로 도시가스 상대가격을 사용하는 단일 공적분 회귀식을 상정하고 이를 수요함

6) 특수일(공휴일 등)이 많은 월과 적은 월 간의 산업용 도시가스 소비량은 분명한 차이가 있으므로, 유효일수를 종속변수(Q_t)에 반영하여 분석한다(김점수 등 2011; 이성로, 2017). 다만, 본 연구에서는 선행연구와 달리 도시가스 전체 유효일수가 아닌 산업용 개별 유효일수를 산정하여 적용한다.

수로 해석하고 있다. 일반적으로, 공급함수를 함께 고려하는 연립방정식 모형을 고려하지 않고 단일방정식을 통해 수요함수를 추정하는 것은 내생성에 의한 편의(bias)를 유발하는 것으로 알려져 있으며, 이러한 문제를 해결하기 위해 도구변수를 사용하는 추정방법 등을 이용할 수 있다.

그러나 에너지의 경우 물리적 특성 및 가격결정 방식의 특수성으로 인해 일반적인 수요·공급 모형이 아닌 단일방정식에 의해서도 수요함수가 식별될 수 있다. 국내의 경우 전력이나 도시가스 등의 에너지 가격은 자유경쟁에 의해 내생적으로 결정되는 것이 아니라 정부가 정책적으로 그 수준을 설정하고 있다. 이는 에너지 가격이 에너지 수요함수에서 외생변수로 취급해야 한다는 것을 의미한다(배영수, 2015). 국내 에너지 가격은 정부의 공공요금 정책으로 결정되는 측면이 강하며 탄력성도 크지 않는 것으로 알려져 있어 본 연구에서는 가격을 외생변수로 간주하고 분석한다. 이와 같은 사례는 다수의 선행연구에서도 발견할 수 있다(Maddala et al., 1997; 김영덕, 1998; 모수원, 2007; 김인무 등, 2011; 김점수 등, 2011; 박광수, 2012; Chang et al., 2014; 박명덕 등, 2015; 배영수, 2015; 배유진·정재우, 2017).

공적분 회귀모형은 기본모형인 식 (1)로부터 산업용 기온효과를 제외한 각 변수에 자연로그를 취하여 다음과 같이 설정한다.

$$\log(Q_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log P_t + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 T_t + \beta_4 \log N_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 ε_t 는 오차항을 나타낸다. 일반적으로 도시가스 소비량(Q_t)과 경쟁연료 대비 도시가스의 상대가격(P_t) 간에는 음(-)의 관계($\beta_1 < 0$)가, 도시가스 소비량(Q_t)과 생산활동을 나타내는 가스산업지수(Y_t) 간에는 양(+)의 관계($\beta_2 > 0$)가 예상된다. 기온효과를 제외한 모든 변수에 자연로그를 취하였으므로 β_1 과 β_2 는 각각 소득탄력성과 가격탄력성으로 해석될 수 있다. 또한 기온분포와 기온반응의 적분함수인 산업용 총체적 비선형 기온효과(T_t) 및 수요가수(N_t)의 증가는 도시가스 소비량(Q_t)을 증가시키며

로 β_3 와 β_4 는 각각 양(+)의 값을 갖게 될 것으로 기대된다.

도시가스 소비량에 영향을 미치는 설명변수들의 장·단기 영향을 살펴 보기 위해 식 (2)의 변수들을 각각 1차 차분하고, 각 차분변수들의 적정 시차와 전기(lagged)의 오차수정항(EC_{t-1})을 반영하면 다음 식으로 나타 낸 오차수정모형(Error Correction Model)이 된다.

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

단, Δ 는 시계열 변수의 차분을 나타내며, p 는 시계열 변수에 대한 시차를 의미하고 각 변수마다 다르게 나타날 수 있다. ϕ 로 표현된 오차수정항(EC_{t-1})의 계수값은 음(-)의 값으로 장기균형으로 조정되는 속도를 나타 내고, 그 밖의 추정계수들은 단기 동학적인 관계를 나타낸다.

3. 단위근 검정 및 공적분 검정

공적분 회귀모형의 추정에 앞서 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을 사용하여 모형에 포함된 개별 변수에 단위근이 존재하는지, 즉 비정상 시계열인지 여부를 검정하였다. 검정 시 최대 시차변수는 AIC 기준을 적용하여 2로 설정하였다. <표 5>는 단위근 검정 결과를 제공하며, 모든 수준 변수들이 1% 유의수준에서 단위근을 갖는 비정상시계열인 것으로 밝혀졌다. 각 변수에 대해 1차 차분한 후 정상시계열 여부를 재검정한 결과, 1차 차분 안정화되는 $I(1)$ 계열로 확인 되었다.⁷⁾

7) 분석변수들이 모두 $I(1)$ 인 경우에는 잔차항이 $I(1)$ 혹은 $I(0)$ 인지 여부에 따라 추정 방법이 다르다. 잔차항이 $I(1)$ 인 경우는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생할 수 있는데, 일반적인 최소자승법 추정 시 불일치 추정량을 얻게 되므로, 1차 차분을 통해 모든 변수들을 $I(0)$ 으로 변환한 후 계수를 재추정한다.

〈표 5〉 단위근 검정 결과

검정방법	산업용 도시가스 소비량			가스 산업지수	상대가격	기온효과	수요가수
	전국	석유화학 업종	그 외 업종				
수준변수	-2.233	-2.141	-2.415	-2.025	-0.633	-2.218	-0.822
차분변수	-7.313***	-5.942***	-8.170***	-3.595***	-8.718***	6.517***	-5.267***

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄

다음으로, 비정상시계열들 간에 공통확률추세(common stochastic trend)를 갖는 장기균형관계가 존재하는지를 알아보기 위해 공적분 검정을 시행하였다. 세 변수 이상을 갖는 모형에서 공적분 벡터의 유무를 검정하는데 유용한 Johansen 공적분 검정을 이용하였으며, 상수항과 추세를 포함한 검정 결과가 〈표 6〉에 수록되어 있다.

〈표 6〉 Johansen 공적분 검정 결과

구 분 ⁸⁾		귀무가설	Eigen-value	Trace 검정통계량	5% 임계값
모형 I	전 국	$H_0 (rank(k) = 0)$	0.526	158.998	69.818
		$H_0 (rank(k) \leq 1)$	0.179	64.096	47.856
모형 II	전 국	$H_0 (rank(k) = 0)$	0.470	139.717	69.819
		$H_0 (rank(k) \leq 1)$	0.198	59.093	47.856
모형 III	석유화학 업종	$H_0 (rank(k) = 0)$	0.450	127.834	69.819
		$H_0 (rank(k) \leq 1)$	0.193	51.822	47.856
	그 외 업종	$H_0 (rank(k) = 0)$	0.525	154.138	69.819
		$H_0 (rank(k) \leq 1)$	0.201	59.501	47.856

Trace 검정 결과에 의하면, 각 모형에 대해 변수들 간에 공적분 관계가 없거나 하나 존재한다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되었다. 이는

8) 모형 I 은 선행연구(김영덕, 1998; 박명덕 등, 2015)에서 사용되었던 설명변수들(산업 생산지수, 병커C유 대비 상대가격, 난방도일, 수요가수)을 그대로 사용한 것이며, 모형 II 와 모형 III 은 본 연구가 고려한 가스산업지수, 석유류 대비 상대가격, 기온효과, 그리고 수요가수를 설명변수로 사용한 것이다. 단, 모형 II 는 총수요함수를, 모형 III 은 업종별 수요함수를 추정하기 위한 것이다.

산업용 도시가스 소비량, 상대가격, 생산활동지수, 기온효과, 그리고 수요가수 간에 공적분 벡터가 두 개 이상 존재함을 의미한다. 따라서 변수들 간에 장기균형관계가 존재하므로 최소자승법이나 공적분 회귀분석을 통해 장기균형관계를 살펴보는 것이 가능하다.

IV. 실증분석

1. 공적분 회귀모형 추정 결과

앞서 제시된 각 모형에 대해 모형 I 은 OLS 방법으로 그리고 모형 II와 모형 III는 세 가지 공적분 회귀분석(DOLS, FM-OLS, CCR) 방법으로 산업용 도시가스 수요함수를 추정하였다. 공적분 회귀분석 방법들 중에서는 DOLS(Dynamic OLS) 방법이 모형 적합도와 예측력에서 가장 우수하였으므로, 이를 중심으로 실증분석 결과를 설명하고자 한다.⁹⁾

〈표 7〉은 각 모형에 대한 추정 결과를 제공하고 있다. 모형 I 은 선행연구(김영덕, 1998; 박명덕 등, 2015)에서 사용된 분석방법을 따른 것으로, 설명변수에 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수, 병커C유 대비 상대가격, 서울지역의 난방도일, 산업용 도시가스를 사용하는 수요가수를 포함한 것이다. 추정 결과, 소득탄력성은 0.338, 병커C유 대비 상대가격 탄력성은 -0.307로 나타나, 소득이나 상대가격 변화에 대해 산업용 도시가스 수요의 민감도는 낮은 것으로 나타났다. 기온변수에 대한 탄력성 또한 매우 낮았으며, 반면 수요가수에 대한 탄력성은 높게 나타났다.

9) 다른 공적분 회귀분석 방법을 이용한 추정 결과는 요청이 있을 경우 저자들에 의해 제공될 수 있다.

〈표 7〉 공적분 회귀모형(DOLS) 추정 결과

설명변수	모형 I (OLS)	모형 II (DOLS)	모형 III (DOLS)	
	전국	전국	석유화학업종	그 외 업종
생산활동지수	0.338** (0.132)	0.660*** (0.062)	1.610*** (0.138)	0.288*** (0.063)
상대가격	-0.307*** (0.088)	-0.348*** (0.061)	-0.791*** (0.133)	-0.162** (0.067)
기온변수	0.001*** (0.000)	1.188*** (0.073)	1.096*** (0.168)	1.258*** (0.050)
수요가수	1.123*** (0.176)	1.326*** (0.128)	1.162*** (0.133)	1.183*** (0.108)
상수항	-0.975*** (0.129)	-5.684*** (1.119)	-6.500*** (0.750)	-2.922*** (0.923)
조정된 R ²	0.821	0.962	0.924	0.967

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

모형 II와 모형 III는 설명변수로서 가스산업지수, 석유류 대비 상대가격, 기온효과, 그리고 수요가수를 고려한 것이다. 모형 II는 총수요함수를 추정하는 것이며, 모형 III는 업종별 수요함수를 추정하는 것이다. DOLS 방법으로 추정한 모형 II의 결과는 대체적으로 모형 I과 유사하였으나, 모형 I에 비해 소득탄력성(0.660)이 다소 높게 나타났으며, 특히 기온변수의 계수값이 큰 차이를 보였다. 기온변수로서 모형 I은 난방도일을, 모형 II는 산업용 총체적 비선형 기온효과를 사용하였는데, 후자의 경우가 산업용 도시가스 수요에 대한 설명력이 더 높았으며, 그에 따라 모형 II의 적합도가 훨씬 개선된 것으로 나타났다.

모형 III의 업종별 공적분 회귀분석 결과를 살펴보면, 산업체의 생산활동을 나타내는 가스산업지수의 계수값이 석유화학업종에서는 1.610으로 추정된 반면, 그 외 업종에서는 0.288로 추정되어 석유화학업종의 도시가스 수요가 생산활동에 훨씬 민감하게 반응하였다. 석유화학업종에 대한 상대가격 탄력성(-0.791)도 그 외 업종의 탄력성(-0.162)보다 매우 큰 것으로 나타나 석유화학업종의 도시가스 수요가 경쟁연료 대비 상대가격의 변화에 더욱 민감하게 반응하였다.¹⁰⁾ 이러한 결과는 최근 들어 산업용 도시가

10) 최근의 조사에 따르면, 가격경쟁력에 따라 연료나 원료를 선택적으로 전환하여 사용할 수 있는 듀얼보일러시스템을 가진 산업체 중 석유화학업체의 비중은 98%에 달하였으며, 제지, 섬유 등의 업종이 나머지 2%를 차지한 것으로 나타났다(한국가스공사, 2018).

스 수요를 결정하는 가장 중요한 요인들 가운데 하나가 에너지원의 가격 경쟁력이라는 점을 밝힌 선행연구(박명덕 등, 2015)의 분석결과와도 일치한다. 또한 청정연료인 도시가스의 가격이 석유류에 비해 상대적으로 높을 경우, 산업용 원료 및 연료에 대한 수요가 병커C유 등으로 대체되어 온실가스 배출이 확대될 수 있음을 시사한다.

기온효과와 수요가수의 영향은 석유화학업종보다 그 외 업종에서 다소 높은 것으로 나타났으나, 의미있는 차이는 아니었다. <그림 4>로부터 알 수 있는 것처럼, 가정용이나 상업용에 비해 작긴 하지만 산업용 도시가스 수요도 동고하저의 뚜렷한 계절성을 갖는다. 산업용 도시가스는 대부분 보일러나 로(furnace)의 연료로 쓰이고 있고 항상 일정한 온도나 습도를 유지해야 하는 항온항습 공정에서 주로 이용되고 있기 때문에 온도가 낮은 겨울철의 소비량이 여름철에 비해 큰 특징을 보이며, 이로 인해 모형의 계수값도 탄력적인 것으로 나타나고 있다. 전체적으로 모형의 적합도는 단순 OLS 모형인 모형 I보다 모형(모형 II, III)에서 더 높은 것으로 나타났다.

다음으로, 선행연구에서 사용된 회귀모형(모형 I)과 본 연구에서 채택한 공적분 회귀모형(모형 II, III) 간의 예측력을 비교하기 위해 2017년에 대한 표본외 예측실험을 시행하였다. 표본외 예측은 2007년 1월부터 예측하고자 하는 월의 전월까지의 자료를 이용하여 모형을 추정한 후, 예측하고자 하는 월의 설명변수 실측치를 추정된 모형에 대입하는 방법으로 이루어졌다.

<표 8>의 예측 결과에 따르면, 모형 I의 평균예측오차율(MAPE)은 11.7%로 나타난 반면, 모형 II와 III의 평균예측오차율은 각각 4.4%와 4.7%로 나타나 예측력이 크게 개선되었다.

〈표 8〉 OLS 및 공적분 회귀모형의 업종별 예측오차 비교

(단위: 백만Nm³)

구분	오차율(APE)			소비 실적	수요 예측치				
	모형 I	모형 II	모형 III		모형 I	모형 II	모형 III		
	전국		업종별				전국	합계 (a+b)	석유화학 업종(a)
'17년 1월	16.3%	3.3%	3.3%	759	883	784	785	226	558
2월	8.7%	3.1%	3.4%	737	801	760	762	217	545
3월	12.6%	2.2%	2.2%	741	834	725	725	204	521
4월	1.6%	6.4%	6.4%	667	678	624	624	179	445
5월	6.1%	6.5%	6.3%	602	639	563	564	159	405
6월	13.8%	1.3%	0.9%	552	628	545	547	151	396
7월	19.2%	2.6%	2.8%	532	634	546	548	154	393
8월	20.0%	3.1%	3.2%	524	629	540	541	158	383
9월	8.5%	2.6%	2.9%	586	636	601	604	182	421
10월	6.3%	4.1%	4.6%	586	623	610	613	188	425
11월	12.2%	8.2%	9.7%	743	834	804	816	280	535
12월	14.7%	9.6%	10.7%	858	984	940	950	324	626
MAPE	11.7%	4.4%	4.7%	7,887	8,803	8,042	8,075	2,422	5,654

주: 1) APE(absolute percentage error)는 절대백분위예측오차를 나타냄

2) 오차율(%) = |(예측치 - 소비실적) / 소비실적| × 100

3) 모형 III의 오차율은 석유화학업종과 그 외 업종을 합계한 값에 대해 구한 것임

이상의 결과를 통해 다음의 두 가지 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 공적분 벡터가 존재하는 수요함수 추정 시 단순 OLS 방법보다 공적분 회귀분석 방법을 이용하여 추정하는 것이 모형의 적합도와 예측력 개선을 위해 적절하다. 둘째, 최근의 산업용 도시가스 수요변동을 적절히 설명하기 위해서는 수요함수에 포함되는 설명변수들(가스산업지수, 산업용 비선형 기온효과 및 유효일수, 석유류 대비 상대가격 등)을 모형의 적합도를 고려하여 신중히 선택할 필요가 있다.

2. 오차수정모형 추정 결과

변수들 간의 공적분 관계를 바탕으로 설정되었던 공적분 회귀모형은 단기변동을 고려한 식 (3)의 오차수정모형으로 표현될 수 있고, 〈표 9〉는 그

추정 결과를 제시하고 있다.

모형 I에서 단기적으로 생산활동지수의 계수값은 음(-)으로 추정되어 이를 제외한 후 재추정하였고, 이 때 상대가격 탄력성은 -0.168로 나타났다. 기온변수로서 난방도일을 사용할 경우, 도시가스 수요에 대한 기온변수의 영향은 미미한 것으로 나타났다. 모형 II에서도 소득탄력성과 상대가격 탄력성은 각각 0.501과 -0.248로서 모두 비탄력적으로 추정되었으며, 산업용 비선형 기온효과로 측정한 기온변수의 영향은 모형 I에서와는 달리 경제적으로나 통계적으로 유의하였다.

〈표 9〉 오차수정모형 추정 결과

설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	
	전국	전국	석유화학업종	그 외 업종
오차수정항	-0.112** (0.054)	-0.276*** (0.073)	-0.391*** (0.062)	-0.279*** (0.082)
전월 소비량	0.090 (0.065)	0.100*** (0.036)	0.206*** (0.074)	0.083** (0.035)
생산활동지수	-	0.501** (0.270)	0.530 (0.663)	0.443*** (0.165)
상대가격	-0.168** (0.077)	-0.248*** (0.077)	-0.653*** (0.161)	-0.072* (0.041)
기온변수	0.0004*** (0.000)	1.017*** (0.052)	0.943*** (0.080)	1.046*** (0.053)
상수항	0.003 (0.005)	0.003 (0.003)	0.004 (0.007)	0.002 (0.002)
조정된 R ²	0.617	0.874	0.615	0.904

주: 1) 모형 I은 생산활동지수, 상대가격, 기온변수로서 산업생산지수, 벙커C유 대비 상대가격, 난방도일을 사용한 것이며, 모형 II와 III은 가스산업지수, 석유류 대비 상대가격, 산업용 도시가스의 총체적 비선형 기온효과를 사용한 것임

2) 괄호 안의 값은 공분산 행렬 추정시 이분산성에 대해 강건한 HAC(Newey and West) 표준오차이며, 모든 변수(기온효과 제외)는 자연로그 변환함

3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각함을 나타냄

모형 III에서 석유화학업종의 단기적인 소득탄력성과 가격탄력성은 각각 0.530과 -0.653으로 나타났으나, 소득탄력성은 통계적으로 유의하지 않았다. 그 외 업종의 단기 소득탄력성과 가격탄력성은 각각 0.443과 -0.072로서 석유화학업종에 비해 상대적으로 더 비탄력적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞의 공적분 회귀분석 결과와도 일치된 것으로서, 단기적으로 석유화학업종을 제외한 다른 산업군에서는 도시가스 수요에 대한 상대가격의 영향이 크지 않음을 의미한다.

기온변수의 영향은 업종 간에 큰 차이가 없었으며, 공적분 회귀분석 결과와도 크게 다르지 않았다. 각 모형에서 오차수정항의 계수값은 모두 음(-)으로서 모형별로 5% 유의수준 하에서 통계적 유의하였다. 따라서 오차수정모형을 통해서도 변수들 간의 장기균형관계를 적절히 파악할 수 있었다. 각 모형의 적합도는 대체적으로 공적분 모형들에 비해 다소 낮은 편이었다.

오차수정모형에 대해서도 모형 간 예측력을 비교하기 위해 앞의 공적분 회귀분석에서 사용했던 것과 동일한 방법으로 2017년에 대한 표본외 예측실험을 시행하였다. <표 10>은 그 결과를 제공한다. 기존연구들에서 활용된 변수들(산업생산지수, 난방도일, 병커C유 대비 상대가격)을 사용하는 모형 I의 평균예측오차율(MAPE)은 4.3%로 나타난 반면, 본 연구에서 선택된 변수들(가스산업지수, 산업용 기온효과, 석유류 대비 상대가격)을 이용한 모형 II와 III에 대한 평균예측오차율은 각각 1.6%와 1.7%로 나타나 예측력이 훨씬 개선되었다.

공적분 회귀분석의 결과와 비교했을 때, 모형의 예측력은 오차수정모형이 전반적으로 우수한 것으로 나타났다. 공적분 회귀모형이 장기균형관계만을 반영하는 반면, 오차수정모형은 장기균형관계뿐만 아니라 단기 변동요인들도 함께 고려하기 때문이다. 최근 들어 산업용 도시가스 수요는 단기 변동성이 확대되는 경향을 보여 왔는데, 오차수정모형은 이를 적절히 반영하여 예측력을 개선시킨 것으로 해석할 수 있다.

〈표 10〉 오차수정모형의 업종별 예측오차 비교

(단위: 백만Nm³)

구분	오차율(APE)			소비 실적	수요 예측치				
	모형 I	모형 II	모형 III		모형 I	모형 II	모형 III		
	전국		업종별		전국	합계 (a+b)	석유화학 업종(a)	그 외 업종(b)	
'17년 1월	0.4%	0.4%	0.1%	759	756	756	758	217	540
2월	2.4%	1.8%	2.3%	737	719	750	754	212	542
3월	4.3%	1.6%	1.1%	741	773	729	733	208	525
4월	3.1%	3.3%	3.3%	667	646	645	645	184	461
5월	8.0%	0.5%	0.2%	602	650	605	603	180	423
6월	7.2%	3.8%	3.3%	552	592	573	570	152	418
7월	7.0%	3.4%	3.2%	532	569	550	549	137	412
8월	3.4%	0.6%	0.8%	524	542	527	528	139	390
9월	10.8%	2.2%	1.9%	586	523	573	575	149	426
10월	1.9%	1.2%	2.4%	586	597	593	600	183	417
11월	2.8%	0.0%	0.7%	743	722	743	748	255	493
12월	0.8%	0.7%	1.4%	858	865	864	870	282	588
MAPE	4.3%	1.6%	1.7%	7,887	7,954	7,908	7,933	2,298	5,635

주: 1) APE(absolute percentage error)는 절대백분위예측오차를 나타냄

2) 오차율(%) = |(예측치 - 소비실적) / 소비실적| × 100

3) 모형 III의 오차율은 석유화학업종과 그 외 업종을 합계한 값에 대해 구한 것임

V. 결론

도시가스 가격과 관련된 최근의 제도 변화와 산업부문별 에너지 소비패턴의 변화는 산업용 도시가스 수요를 추정하는데 있어서 보다 정교한 분석을 필요로 한다. 공표되는 자료의 한계를 감안하고 최근 산업용 도시가스 수요변동의 약 70%가 석유화학업종으로부터 발생한 점에 착안하여 본 연구는 전체 산업부문을 '석유화학업종'과 '그 외 업종'으로 구분하여 산업용 도시가스 수요함수를 추정하였다.

본 연구에서는 선행연구에서 간과하였던 산업용 도시가스에 대한 비선형 기온효과와 특수일 효과를 반영한 유효일수를 별도로 추정하는 것은 물론, 가스산업지수와 석유류 대비 상대가격 등을 설명변수에 포함함으로

써 추정 모형의 적합도를 제고할 수 있었다. 나아가, 변수들 간의 장기균형관계를 파악할 수 있는 공적분 회귀모형과 장단기 변동요인들을 함께 고려하는 오차수정모형을 사용하여 최근의 산업용 도시가스 수요변동에 대한 예측력을 크게 개선 할 수 있었다.

실증분석 결과에 따르면, 대체적으로 산업용 도시가스 수요는 기온의 변동에 민감하게 반응하였으나 생산활동이나 상대가격의 변동에는 비탄력적으로 반응하였으며, 생산활동에 대한 탄력성(소득탄력성)이 상대가격에 대한 탄력성보다 다소 큰 것으로 나타났다. 그러나 석유화학업종의 경우, 소득탄력성과 상대가격 탄력성이 전체 제조업 또는 '그 외 업종'에 비해 높았으며, 특히 상대가격 탄력성이 '그 외 업종'에 비해 훨씬 높은 것으로 나타났다. 최근 들어 산업용 도시가스 수요변동의 많은 부분이 석유화학업종으로부터 발생한 사실을 고려할 때, 이 같은 결과는 향후 저유가 현상이 지속될 경우 친환경적인 도시가스 소비가 다량의 온실가스를 배출하는 석유류(병커C유 등)로 상당 부분 대체될 것이란 점을 시사한다.

따라서 이러한 문제점을 개선하기 위해서는 제조업의 생산활동에 필요한 연료 및 원료로서 석유류 대신 산업용 도시가스의 사용을 장려할 수 있는 세제 및 가격 정책을 개발·시행할 필요가 있다. 예를 들어, 도시가스 등의 청정연료 및 원료 사용에 보조금을 지급하거나 석유류 사용에 대해 탄소세를 부과하는 방안을 점진적으로 고려할 수 있을 것이며, 국제 천연가스시장에서 현재의 구매자 우위시장(buyer's market)을 최대한 활용하여 저렴한 장기 LNG 도입계약을 체결함으로써 향후 석유류 대비 도시가스의 가격경쟁력을 지속적으로 확보할 필요가 있다.

■ 참고문헌 ■

- 강병욱, 2017, "한국가스공사 미수금 문제가 도시가스 수급에 미치는 효과," 『에너지 수급 브리프 2017-12』, 울산: 에너지경제연구원.
 김영덕, 1998, 『천연가스에 대한 수요함수 추정 및 수요분석에 관한 연구』, (민간출연 연구보고서 98-01), 의왕: 에너지경제연구원.

- 김인무·김창식·박성근, 2011, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측,” 『경제학연구』, 59(4), pp.199-228.
- 김점수·양춘승·박중구, 2011, “한국 도시가스용 천연가스의 수요함수에 대한 실증분석,” 『에너지공학』, 20(4), pp.318-329.
- 모수원, 2007, “에너지 소비함수의 추정: 석유, 무연탄, LPG, 도시가스,” 『산업경제연구』, 20(3), pp.947-957.
- 박광수, 2012, 『에너지수요에 대한 기온변화의 영향분석』, (기본연구보고서 2012-12), 의왕: 에너지경제연구원.
- 박명덕·이상열·정희용, 2015, 『산업용 도시가스 수요변화 요인분석』, (에너지경제연구원 수시연구보고서 15-02), 울산: 에너지경제연구원.
- 박준용·김창식·최용욱, 2018, 『천연가스 수요전망 모형 개선 연구용역』, (연구용역보고서), 대구: 한국가스공사.
- 배영수, 2015, “공적분 기법을 이용한 중장기 에너지 수요함수 추정 및 전망,” 『에너지경제연구』, 14(2), pp.21-50.
- 배유진·정재우, 2017, “천연가스 수요의 변동성 예측 모형,” 『경영연구』, 32(3), pp.239-259.
- 백종관·한정희, 2015, “특수일의 전력수요 예측치 보정 방안에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 28(1), pp.191-203.
- 에너지경제연구원, 2018, 『에너지통계연보』, 울산: 에너지경제연구원.
- 이성로, 2017, “수도권과 지방권 수요예측모형을 통한 전국 도시가스 수요전망의 예측력 향상,” 『자원·환경경제연구』, 26(4), pp.519-547.
- 이승재·어승섭·유승훈, 2013, “시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정,” 『에너지공학』, 22(4), pp.370-375.
- 차경수, 2016, “부문별 에너지원 수요의 변동특성 및 공통변동에 미치는 거시적 요인들의 영향력 분석,” 『에너지경제연구』, 15(1), pp.33-67.
- 한국가스공사, 2018, 『경영통계』, 대구: 한국가스공사.
- 한국도시가스협회, 『도시가스사업통계월보』 각 호, 서울: 한국도시가스협회.
- 한국석유화학협회, 2018, 『석유화학편람』, 서울: 한국석유화학협회.
- Asche, F., O. B. Nilsen, and R. Tveterås, 2008, “Natural gas demand in the European household sector,” *Energy Journal*, 20(3), pp.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,” *Econometrica*, 34(3), pp.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,” *Energy Economics*, 46, pp.334-347.
- _____, 2016, “A new approach

- to modeling the effects of temperature fluctuations on monthly electricity demand,” *Energy Economics*, 60, pp.206-216.
- Dahl, C. A., 1993, *A survey of energy demand elasticities in support of the development of the NEMS*, (MPRA Paper, No. 72229), University Library of Munich, Germany.
- Johansen, S., 1991, “Estimation and hypothesis testing of cointegration in Gaussian vector autoregressive models,” *Econometrica*, 59(6), pp.1551-1580.
- Lee, R. S. and N. Singh, 1994, “Patterns in residential gas and electricity consumption: An econometric analysis,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(2), pp.233-241.
- 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,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), pp.90-100.
- Newey, W. and K. West, 1994, “Automatic lag selection in covariance matrix estimation,” *Review of Economic Studies*, 61(4), pp.631-653.
- 한국은행 경제통계시스템 (ECOS), <https://ecos.bok.or.kr>.

박철웅: 영남대학교에서 2018년 경제학 박사를 취득하고, 현재 한국가스공사 수급계획부에 재직 중이다. 주요 관심분야는 환경쿠즈네츠곡선 가설, 전력·가스 등 에너지 수급 관리 및 수요전망 등이며, 현재 가정·산업용 전력·도시가스 수요의 소득·가격 및 기온 변동성에 대한 패널분석 등을 연구하고 있다(papa@ynu.ac.kr).

박철호: Univ. of Illinois at Urbana-Champaign에서 2005년 경제학 박사를 취득하고, 현재 충북대학교 경영학부 부교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 실물상품(commodities)에 대한 가격분석, 에너지 및 탄소배출권 파생상품시장 등이며, 현재 원유와 천연가스를 포함한 상품선물시장에서의 변동성 전이 현상 등을 연구하고 있다(optimus@cbnu.ac.kr).

투 고 일: 2018년 10월 29일
 심 사 일: 2018년 11월 07일
 게재확정일: 2018년 12월 12일