에너지경제연구 제 18 권 제 2 호
Korean Energy Economic Review
Volume 18, Number 2, September 2019 : pp. 1~30

지역별 산업용 도시가스 수요예측모형*

이성로** · 하종현***

요 약

국내 산업용 도시가스수요는 국제유가가 급등했던 2008년 이후 빠르게 증가하였다. 이 같은 급격한 수요증가는 고유가로 인한 가격경쟁력 우위로 인해 발생하였다. 산업용 도시가스수요는 가정용수요에 비하여 가격탄력성이 높은 것으로 알려져 있는데, 전체 수요뿐만 아니라 산업용 세부 업종 사이에서도 가격에 대한 영향력이 다르게 나타난다. 특히 대용량 소비자인 정유사의 경우에는 일반 산업체와 달리 경쟁연료의 가격변동에 따른 수요변화가 상대적으로 크다. 이런 차이를 고려하기 위해서는 산업용 세부 업종별수요에 대한 분석이 필요하나, 관련 자료의 부재로 인해 분석이 어려운 상황이다. 본 연구는 이 같은 문제를 해결하기 위한 방안으로 산업용수요의 지역별 수요예측모형을 고려하였다. 석유화학산업, 금속산업과 같은 도시가스 다소비 산업이 대체로 특정 지역에 많이 분포되어 있기에 지역별 산업용수요의 패턴과 산업용 세부용도별 수요패턴이 유사하다. 지역별 산업용수요예측모형 추정결과, 경쟁연료와 상대가격에 대한 효과가 지역별로 큰 차이가 있는 것으로 나타났으며, 2014-2017년에 대한 예측력평가 결과, 지역별 산업용수요예측모형이 전국 산업용수요모형에 비하여 우수한 것으로 나타났다.

주요 단어: 산업용 도시가스수요, 가격탄력성, 시간변동계수 공적분모형, 기온효과
경제학문헌목록 주제분류: C22, C53, Q47

* 본 논문은 한국가스공사 경제경영연구소의 2018년 연구과제 “산업용수요의 요인분석 및 수요함수 추정”의 일부를 학술논문으로 발전시킨 것입니다. 논문 초고에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원 세 분께 감사드립니다.
** 한국가스공사 경제경영연구소 선임연구원 (주저자 및 교신저자), sungro@kogas.or.kr
*** 한국가스공사 경제경영연구소 연구원, jhha@kogas.or.kr

Ⅰ. 서 론

국내 도시가스수요는 2000년 중반이후 가정용수요 정체로 인해 산업용 수요비중이 점차 증가하게 되었다. 2000년 기준 산업용수요 비중은 26.0% 였으나 2008년 이후 수요가 급증하면서 2013년에는 38.6%까지 증가하였다. 같은 기간 가정용 수요비중은 57.5%에서 38.4%로 하락하였다.[1] 이로 인해 2010년 이후 도시가스수요 변화의 대부분은 산업용수요에서 발생할 정도로 도시가스수요의 중심축이 가정용수요에서 산업용수요로 이동하였다.

산업용 도시가스수요의 가장 큰 특징은 가정용수요에 비하여 가격경쟁에 따른 수요변동이 상대적으로 크다는 것이다. 가정용과 일반용의 경우 상대가격 변화에 따라 난방수요에 변화가 발생하려면 난방기기를 교체해야 되는데 이러한 기기 교체가 즉각적으로 이루어지기 어렵다. 이에 반해 도시가스를 사용하는 산업체는 두 형태의 연료를 사용할 수 있는 듀얼보일러가 설치되어 있어, 가격변화에 따라 저렴한 에너지로 즉각적으로 변경하여 사용할 수 있다. 특히 정유사와 같은 대규모 소비자는 이러한 경쟁연료 가격변화가 수익에 직결되는 만큼 더욱 민감할 수밖에 없다. 또한 산업용수요의 가격탄력성은 세부 업종에 따라서도 다르게 나타난다. 특히 2008년 고유가 시기이후 석유화학업종 수요는 국제유가 변동에 따라 급격한 수요 변동을 보이고 있어, 다른 산업에 비하여 가격탄력성이 높은 것으로 알려져 있다.[2] 이 같은 업종별 차이를 반영하기 위해서는 세부 산업별 수요예측모형이 필요하나, 업종별 도시가스수요 자료가 연별 자료로 제공되기에 월 단위 수요예측모형을 구축하기 어려운 상황이다.[3]

---

1) 도시가스협회가 제공하는 “연별 수요가수 및 공급량 총괄” 자료로 통해 저자가 계산하였음.
2) 산업용도시가스수요 특성에 대한 상세한 내용은 박명덕・이상열(2015)의 2장에 제시되어 있다.

본 연구는 이러한 상황에서 세부 업종별 도시가스수요 패턴을 수요예측에 반영하기 위해 산업용 도시가스수요의 지역별 예측모형을 고려하였다. 이 같은 접근은 산업용 도시가스수요가 주로 지방권에 분포되어 있고, 특히 에너지 다소비업종이 특정 지역에 편중되어 있는 점을 고려하면, 지역별 산업용수요를 통해서 업종별 수요의 패턴을 분석할 수 있다는 생각에서 출발하였다. 실제로 [그림 1]은 국내 석유화학단지 지역별 분포도를 나타낸 것으로, 인천을 제외하면 3대 화학단지인 울산, 여수, 대산화학단지를 비롯해 모든 석유화학단지가 지방권에 집중되어 있는 것을 알 수 있다.

이와 같은 지역적 편중은 지역별 에너지 사용량을 통해서도 확인할 수 있다. <표 1>은 2017년 기준 전국 17개 광역시도지역의 산업부문 석유제품 및 도시가스 소비량을 나타낸 것이다. 석유제품 소비량을 보면 앞서 언급한 울산, 여수, 대산의 3대 석유화학단지가 있는 울산, 전남, 충남지역의 소비량이 다른 지역에 비하여 월등히 많은 것을 알 수 있다. 도시가스 소비량도 울산지역이 가장 많고, 다음으로 경기, 경남, 충남, 전남지역 순으로 소비량이 분포되어 있다.

---

3) 산업용 업종별 도시가스수요 자료는 한국도시가스협회가 취합 및 집계하고, 에너지경제연구원 국가에너지통계 종합정보시스템에서 연별 자료를 제공한다. 농림수산광업, 제조업, 건설업 소비량을 제공하고 있으며, 이중 제조업 수요비중이 99% 이상으로 대부분을 차지하며, 농림수산광업과 건설업 수요비중은 0.5% 수준이다. 제조업은 음식담배, 섬유의복, 목재나무, 펄프인쇄, 석유화학, 비금속, 1차금속, 비철금속, 조립금속, 기타제조의 10개 업종으로 구분된다. 제조업 세부업종 소비량은 기본적으로 업종구분이 체계적으로 이루어지지 않는 것으로 판단된다. 실례로 2006년과 2007년의 기타제조의 수요비중이 각각 25.0%, 24.6%로 세부 업종에서 가장 높은 소비량을 기록했다. 하지만 2008년에 11.3%로 수요비중이 급감하였고 2009년에는 7.6%까지 하락하였다. 기타제조 소비량이 가장 높다는 것은 그만큼 업종간 분류가 엄밀하게 이루어지지 않는다는 것을 의미하고, 2~3년 사이에 비중이 위와 같이 급격히 변한다는 것은 분류체계가 일정하지 않는 것을 추론하게 한다.

[그림 1] 국내 석유화학단지 분포도

출처: 석유화학협회

기존 문헌에서도 도시가스를 비롯한 에너지수요의 특성이 지역별로 다르다는 점을 지적하였다. Bernstein and Griffin(2005)은 1977-2004년의 연별 자료를 이용하여 가정용 전력수요, 상업용 전력수요, 가정용 도시가스수요의 가격탄력성을 추정하였다. 추정결과 상기 세 에너지원의 가격탄력성이 지역별로 차이가 있는 것으로 나타났고, 특히 가정용 전력수요의 가격탄력성이 지역별로 차이가 큰 것으로 나타났다. 상기 결과를 토대로 Bernstein and Griffin은 미국 에너지부(Department of Energy)가 에너지효율의 효과분석에서 전국단위 뿐만 아니라 지역단위에 대한 분석도 추가할 것을 제안하였다. 그 외 연구로는 Maddala et al. (1997), Paul et al.(2009), Fell et al.(2010), Alberini et al.(2011)이 지역별 가격탄력성 추정치를 제시했으며, 특히 Cho et al.(2015)는 공간패널모형(spatial panel model)을 이용하여 전력수요의 가격탄력성을 해당 지역 수요의 변화에 의한 직접적인 가격탄력성과 인근 지역의 수요변화에 영향 받는 간접 탄력성을 구분하였다.

〈표 1〉 산업부문 지역별 석유제품 및 도시가스 소비량(2017년 기준)

지역	석유제품		천연가스 및 도시가스	
	소비량 (1,000 TOE)	지역별 비중(%)	소비량 (1,000 TOE)	지역별 비중(%)
서울	1,406	2.0	29	0.3
부산	350	0.5	391	4.4
대구	207	0.3	233	2.7
인천	3,501	5.0	562	6.4
광주	39	0.1	136	1.5
대전	46	0.1	101	1.1
울산	19,901	28.5	1,551	17.6
세종	18	0.0	51	0.6
경기	1,330	1.9	1,484	16.9
강원	246	0.4	62	0.7
충북	249	0.4	456	5.2
충남	19,800	28.4	869	9.9
전북	347	0.5	409	4.6
전남	21,080	30.2	756	8.6
경북	453	0.6	825	9.4
경남	819	1.2	889	10.1
제주	43	0.1	-	0.0
전국	69,833	100.0	8,805	100.0

출처: 지역에너지통계연보(KESIS)

본 연구는 전국을 수도권, 충청권, 대경권(대구・경북), 호남권, 동남권(부산・울산・경남)의 다섯 개 지역으로 구분하고, 개별 지역의 특성에 적합한 수요예측모형을 구축하였다. 예측모형 추정결과 석유화학단지가 있는 지역의 가격탄력성이 전반적으로 높게 나타났다. 동남권수요의 가격탄력성은 -0.389으로 5개 지역 중에서 가장 크게 추정되었고, 다음으로 호남권, 충청권, 수도권 가격탄력성이 각각 -0.177, -0.133, -0.070 수준으로 나타났고, 대경권의 경우는 가격탄력성은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 지역별 예측모형의 유용성을 살펴보기 위해 2014~2017년 기간에 대해 전국모형과 예측력을 비교하였다. 예측력평가 결과, 지역별 예측모형이 전국모형에 비하여

우월한 예측력을 갖는 것으로 나타났다. 예측력 개선의 가장 큰 요인은 수도권 수요예측모형의 낮은 예측오차율로써, 이를 통해 전체적인 오차율을 낮출 수 있었다. 또한 지역별 수요의 가격에 대한 영향도가 상이하기에 많은 경우에 예측오차율이 지역 간에 상쇄되어서 전체 오차율이 낮아지는 모습도 보였다.

이후 논문 구성은 다음과 같다. 2장에서 도시가스수요 예측모형의 상세한 내용을 살펴보고, 기온관련 변수와 예측모형의 추정결과는 3장에 제시하였다. 4장에서 전국모형과 지역모형의 예측력 평가결과를 나타내고, 5장에서 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 수요예측모형

본 연구는 Chang et al. (2014)이 제시한 시간변동계수를 갖는 공적분모형을 이용하여 지역별 도시가스수요 예측모형을 구축하였다. Chang et al.은 한국 용도별 전력수요에 대해 시간변동계수모형이, 기존의 고정계수 모형에 비하여 예측력이 향상된다는 결과를 제시하였다. 또한 월별 전력수요의 계절성 모형화하기 위해 기온효과를 제시하였다. 기온효과는 에너지수요의 계절성이 기온분포를 통해서 발생한다는 가정에 출발한 것으로, 기존의 평균기온, 최소기온 등 기온통계량 보다 에너지수요의 계절성을 효율적으로 모형화 할 수 있다. 특히 기온분포의 에너지수요에 대한 영향을 기온반응함수로 추정하여, 각 기온이 에너지수요에 미치는 영향을 다르게 측정할 수 있다. Chang et al. (2016)은 기온반응함수를 기온 외적인 변수에 따라서 변하도록 모형을 확장했다. 기온반응함수가 변할 수 있는 대표적인 변수로 에너지 상대가격, 시간을 제시하였고, 이에 대한 추정법을 제시하였다.

최근 국내 전력 및 도시가스수요에 대한 연구에서도 공적분모형에서 시간변동계수와 기온효과를 적용한 연구가 활발히 진행되었다. 김인무 외(2011)은 Chang et al. (2016)과 유사하게 전력과 도시가스 상대가격을 기온반응함수에

연계한 모형을 제시하여 전력과 도시가스수요의 가격으로 인한 대체관계를 분석하였다. 이성로(2017)는 지역별 도시가스총수요에 대한 분석에서 Chang et al. (2016)의 시간가변 기온반응함수를 사용하였고, 박성근・홍순동(2018)도 동일한 모형을 이용하여 용도별 전력수요의 냉・난방 부하를 분해하였다. 박철웅・박철호(2018)는 자귀회귀시차분포(ARDL)모형을 이용하여 용도별 도시가스수요방정식을 추정하였다. 기온변수로는 난방도일을 대신하여 Chang et al. (2014)의 기온효과 사용하였다.

본 연구는 시간변동계수를 갖는 공적분모형에서 Chang et al. (2014)이 제시한 시간불변 기온반응함수를 이용하여 산업용수요를 분석하였다. 도시가스 총수요분석에서 이성로(2017)는 시간가변 기온반응함수를 도시가스수요 분석에 적용하였지만, 본 연구가 고려하는 산업용수요는 가정용에 비하여 계절성이 크지 않고, 시간에 따른 계절성 변화도 뚜렷하지 않아 시간불변 기온반응함수를 이용하였다. 도시가스 총수요모형에 시간가변 기온반응함수를 적용한 것은 산업용 수요비중 증가에 따라 전반적으로 도시가스 총수요의 계절성이 감소하고, 가정용수요에서 전력과 대체관계가 발생하는 등 전반적으로 수요의 계절성에 변화가 발생했기 때문이다.

1. 시간가변 공적분모형

산업용수요예측모형 구축을 위해 식 (1)의 회귀식을 고려하였다. 산업용 가스수요를 예측하기 위해 ⅰ) 추세적 요인, ⅱ)기온변화, ⅲ) 경쟁연료와 상대가격 변수를 고려하였다. 위와 같은 변수 구성은 에너지수요 관련 연구에서 통상적으로 이용되는 것이다. 기존 연구와 차이점은 추세변수에 대한 계수를 시간에 따라 변하도록 설정했다는 것이다. 이 같은 설정은 도시가스수요의 비선형적 추세를 모형화하기 위한 것으로 김인무 외(2011)와 이성로(2017) 등 관련 연구에서도 동일하게 사용하였다.

$$y_t = \alpha + \delta s_t + \beta_t x_t + \gamma p_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

위 식에서 y_t는 공휴일효과가 제거된 월별 산업용 도시가스수요를 나타내고, x_t는 산업용수요의 추세를 모형화하기 위한 가스산업지수를 나타낸다. 가스산업지수는 최용옥・이성로(2018)가 제시한 것으로, 상세한 내용은 이후에 제시하겠다. p_t는 도시가스수요의 가격을 경쟁연료 가격으로 나눈 상대가격을 나타내고, s_t는 기온효과를 나타낸다. 또한 식(1)에서 기온효과를 제외한 모든 변수에 로그를 취하였다. 식 (1)의 모형을 다섯 개 지역에 동일하게 적용하였고, 각 변수는 해당 지역변수를 적용했다.

시간변동계수는 기본적으로 시간에 따라 서서히 변화하는 부드러운 함수로 가정하고, 푸리에 플렉서블 폼(Fourier Flexible Form: FFF)을 이용하여 추정하였다. 구체적으로 시간변동계수 $\beta_t = \beta(t/T)$를 표본 개수 T와 시간에 대한 함수로 모형화하고, 아래의 푸리에 플렉서블 폼을 통해 비선형 함수를 근사한다.

$$\beta_{pg}(r) = \theta_0 + \sum_{i=1}^{p} \theta_i r^i + + \sum_{i=1}^{q} (\theta_{p+2i-1}, \theta_{p+2(i+1)}) \pi_i(r) \quad (2)$$

식 (1)의 추정은 Chang et al. (2014)과 마찬가지로 정준공적분회귀(Canonical Cointegrating Regression) 모형을 사용하였다. 정준공적분회귀모형은 변수변환에 기반을 둔 모형으로, 변수 변환을 통해 설명변수와 오차항을 점근적으로 독립이 되도록 하며, 최소제곱법으로 추정하는 경우 발생하는 점근적 편의를 제거해 준다. 변수변환은 독립변수와 설명변수에 대해 정상시계열 성분만을 이용하여 변환하기에 변환 전 공적분모형과 동일한 장기적 공적분 관계를 나타낸다. 변환된 공적분 회귀식의 OLS 추정은 점근적 우도(asymptotic likelihood)를 극대화하기에 OLS 추정량이 최우추정량이 된다.

2. 기온효과를 통한 계절성 모형화

에너지 수요와 기온의 비선형관계를 효과적으로 모형화하기 위해 Chang et al.(2014)은 기온효과의 개념을 제시하였다. 기온효과 s_t는 기온분포함수 $f_t(s)$와 기온반응함수 $g(s)$의 기온 s에 아래의 형태로 정의된다.

$$s_t = \int f_t(s)g(s)ds \tag{3}$$

$f_t(s)$는 기온 발생 빈도를 나타낸 것으로 개념적으로 확률밀도함수와 동일하다. 또한 기온의 범위를 섭씨 -20도에서 40도까지 가정하여 $s = (\text{기온} + 20)/60$를 통해 기온을 [0, 1] 구간의 실수로 정규화하였다. 과거 여러 연구에서 기온변동에 따른 월별 에너지수요의 변화를 모형화하기 위해 월 평균기온, 월 최고/최저 기온을 적용하였다. 이에 반해 기온효과는 도시가스수요의 계절적 변동은 기온통계량에서 발생하기보다는 해당 월 기온분포에서 발생하는 것으로 본 것이다. 기온분포는 평균, 최대, 최소 기온을 모두 포함하고 있으며, 해당 기온의 발생빈도에 대한 정보도 나타내고 있기에 기온통계량보다 도시가스수요의 계절적 변동을 잘 설명할 수 있다. 기온분포의 도시가스수요에 대한 영향은 기온반응함수로 측정된다. 따라서 기온반응함수는 일종의 함수계수로 해석할 수 있기에 각 기온이 도시가스수요에 미치는 영향을 서로 다르게 측정할 수 있다. 또한 도시가스수요의 기온에 대한 비선형적 효과도 기온효과를 통해 반영할 수 있다.

기온반응함수 추정은 Chang et al.(2014)과 마찬가지로 아래 식 (4)의 FFF 함수형태를 고려하였다. 시간변동계수와 같이 식 (4)를 추정하기 위하여 다항식과 삼각함수 항의 일반화 정도를 나타내는 모수 p 와 q를 사전적으로 결정해야 된다.[4)]

4) 식 (4)에서 p, q는 식(2)와 별도로 결정된다.

$$g(s) = \sum_{i=0}^{p} \alpha_i s^i + \sum_{j=1}^{q} \left[\alpha_{1j} \cos(2\pi sj) + \alpha_{2j} \sin(2\pi sj) \right] \quad (4)$$

식 (4)를 식 (3)에 적용하면 다음의 결과를 얻을 수 있다.

$$s_t = \sum_{i=0}^{p} \alpha_i x_{it} + \sum_{i=1}^{q} \left[\alpha_{1j} x_{1jt} + \alpha_{2j} x_{2jt} \right] + \varepsilon_{t,pg} \quad (5)$$

여기서

$$x_{it} = \int s^i f_t(s) ds, \quad x_{1jt} = \int \cos(2\pi js) f_t(s) ds, \quad x_{2jt} = \int \sin(2\pi js) f_t(s) ds$$

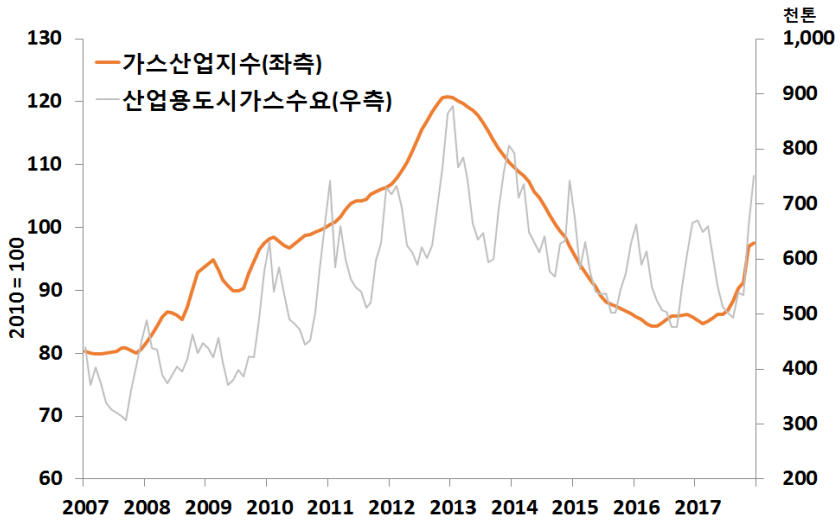
로 정의되며, $\varepsilon_{t,pg}$는 추정오차를 나타낸다. 기온반응함수 추정은 식 (5)를 식 (1)에 대입하여 다른 계수와 함께 추정할 수 있으나, 본 연구는 Chang et al.(2014)의 방법에 따라 2 단계 추정법을 사용하였다. 1 단계는 식 (5)를 식 (1)에 대입하고, 최소제곱법을 이용하여 식 (5)의 계수를 추정한다. 2 단계는 식 (5)를 통해 추정된 기온효과 s_t를 모형식 (1)에 변수로 적용하여 공적분모형을 추정한다.

3. 가스산업지수

2000년 중반 이전의 도시가스수요는 소득증가에 따른 완만한 증가 추세를 보이기에 많은 연구에서 도시가스수요의 추세를 GDP를 통해 모형화했다(박준용, 2004; 김인무 외. 2011). 하지만 2008년 이후 고유가 시기를 지나면서 산업용 수요의 급속한 증가로 인해 GDP와 산업용 도시가스수요의 동조현상이 뚜렷하게 약화되었다. 이에 본고는 가스산업지수 개념을 도입하여 산업용 가스수요의

추세를 모형화하였다. 가스산업지수는 제조업 부가가치당 산업용 가스 판매량으로 정의된다. 산업용 도시가스 사용량의 99%이상이 제조업에 이용되기에 제조업 부가가치만을 고려하였다. 산정절차는 다음과 같다. 1 단계로 산업용 가스수요에서 공휴일 효과를 제거하고, 13개월 이동평균을 통한 계절성 제거로 표준화된 산업용 수요 자료를 생성한다. 제조업 부가가치 자료는 기본적으로 분기별로 발표되기에 3개월 이동평균을 이용해 월별 자료로 변환한다. 마지막으로 가스산업지수는 표준화된 산업용 가스판매량을 월별 제조업 부가가치로 나누어서 산정된다. [그림 2]의 가스산업지수를 살펴보면, 최근 급격히 변화하는 산업용 도시가스수요의 추세를 잘 나타내는 것을 볼 수 있다.

[그림 2] 가스산업지수 추이



Ⅲ. 실증분석

1. 자료

월별 산업용 도시가스수요는 도시가스협회 편람자료를 이용하였다. 수도권, 충청권, 대경권, 호남권, 동남권의 5대 광역도시를 기준으로 지역을 구분하였고, 해당 지역 산업용 도시가스 소비량을 합산하여 권역별 도시가스수요를 산출하였다. 도시가스 가격은 권역별 대표 도시가스사 가격을 사용하였으며, 벙커씨유와 LPG 가격은 사이버페트로[5]에서 제공하는 정유사 공급가격을 사용하였다. 그 외 시간별 기온은 기상청 자료를 이용하였으며, 분기별 부가가치는 한국은행 통계를 이용하였다.

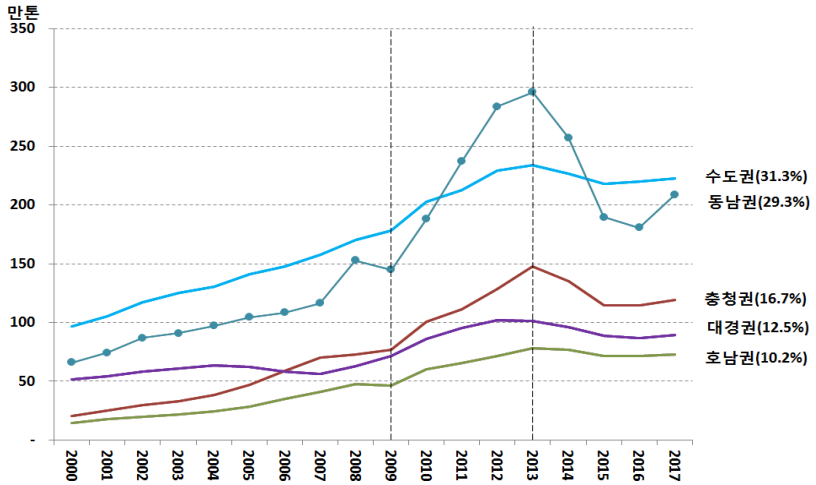
[그림 3]은 2000~2017년의 연별 산업용 도시가스수요를 지역별로 나타낸 것이다. 세로 참조선은 수요가 크게 변화했던 2009년과 2013년을 나타낸다. 2009년까지는 모든 지역의 수요가 전반적으로 완만한 증가추세를 보이는 것을 볼 수 있다. 하지만 2009년 이후부터 2013년까지는 수요가 급격히 증가하였고, 이후에는 다시 빠른 감소추세를 보였다. 이 같은 급격한 수요변화는 기본적으로 경쟁연료와 가격 차이와 동절기 기온에 의해서 발생하였다. 2009~2013년의 경우는 도시가스 원료비 연동제 중단으로 도시가스 가격이 경쟁연료에 비하여 낮은 수준을 형성하였기에 수요가 빠르게 증가하였다. 이에 반해 2013~2016년은 국제유가 하락으로 도시가스의 가격경쟁력이 떨어지는 상황에 평년 대비 온화한 동절기 기온까지 발생하여 산업용 수요가 급감하였다.

수요변화 양상은 지역별로는 다소 상이하게 나타났다. 2009년에서 2013년까지 전국 산업용수요는 65.6% 증가하였다. 동 기간에 동남권수요는 104.2% 증가

5) http://www.cyberpetro.or.kr

하였고, 다음으로 충청권과 호남권 수요가 각각 92.3%와 70.1% 증가하였다. 이에 반해 수도권과 대경권은 각각 31.3%, 41.6%의 수요가 증가하여 전국 수요증가율보다 낮은 모습을 보였다. 이 같은 이유는 동남권, 충청권, 호남권에 대규모 석유화학단지가 있어 경쟁연료와 상대가격에 따른 수요변화가 큰 것으로 판단된다. 특히 동남권의 경우는 수요증가율 측면에서도 다른 지역에 비해 높은 수준을 보였지만, 절대적인 수요량 변화도 큰 것을 볼 수 있다.

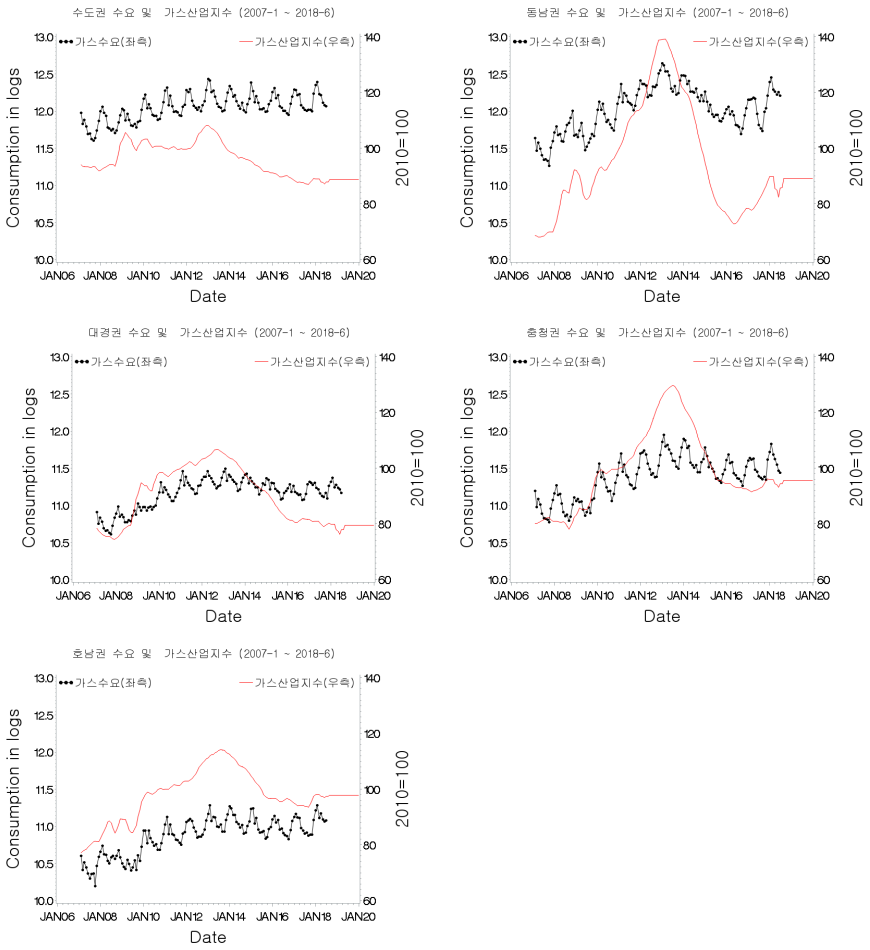
[그림 3] 지역별 산업용도시가스 수요추이(2000~2017년)



지역별 산업용수요의 월별 패턴을 살펴보기 위해 [그림 4]에 지역별 산업용 수요를 나타냈다. 지역별 산업용수요의 추세를 가스산업지수를 이용하여 모형화 하였기에 가스산업지수도 함께 나타냈다. 전반적으로 산업용 도기가스 수요도 가정용과 마찬가지로 동고하저형의 계절성을 보이고 있다. 석유화학, 금속 업종 등의 주요한 산업에서 도시가스는 고압스팀을 생산하거나, 가열로의 연료로 사용되기에 산업용 도시가스수요도 가정용수요와 마찬가지로 외기 온도에 영향을 받는다.[6] 물론 계절성의 크기는 가정용에 비하여 낮은 수준이다.

또한 가스산업지수의 증가패턴과 월별 산업용수요의 추세와 유사한 것을 볼 수 있다.

[그림 4] 지역별 산업용 판매량 및 가스산업지수 시계열



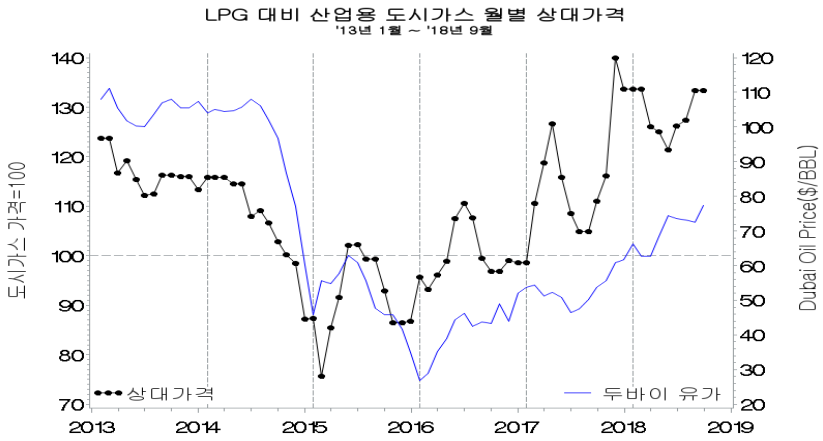
6) 산업용 도시가스의 구체적인 사용처는 박명덕, 이상열(2015)에 상세히 제시되어 있다.

앞서도 언급했듯이 2009년 이후 산업용 도시가스수요는 경쟁연료의 가격에 따라 수요가 급격히 변화하였다. 2009년 초기에는 도시가스는 주로 벙커씨유와 경쟁하였으나 2013년 이후에는 LPG와 경쟁하기 시작하였다. 이에 도시가스 수요의 가격경쟁 상황을 살펴보기 위해 [그림 5]에 도시가스에 대한 LPG 상대가격과 두바이 유가를 함께 제시하였다. 상대가격의 전반적인 증가추이가 두바이유가 변화 추이와 유사한 것을 볼 수 있다. 이는 도시가스 가격에서 국제유가를 반영하는 시기차이에서 발생한다. LPG의 경우는 직전 월 국제유가를 반영하여 국내 LPG 가격이 책정되지만, 도시가스 가격은 4~5개월 전 국제유가를 반영한다. 이로 인해 유가 상승기에는 도시가스가격이 LPG 비하여 상승속도가 낮고, 유가하락기에도 도시가스 가격 하락 속도가 LPG에 비하여 느리다. 상대가격을 보면 2014년 중반이후 도시가격 경쟁력이 급격히 떨어지는 것을 볼 수 있다. 하지만 2016년 이후 국제유가가 다시 상승세로 전환됨에 따라 다시 경쟁력을 회복하였다.

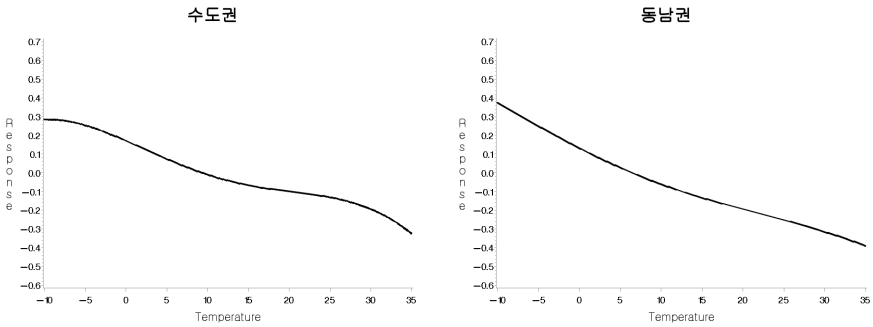
2. 수요방정식 추정결과

모형 추정결과에 앞서 기온반응함수 추정 결과 [그림 6]에 제시하였다. 다섯 개 지역의 기온반응함수 패턴이 유사하여 산업용 수요비중이 큰 수도권과 동남권 기온반응함수만을 나타냈다. 산업용 도시가스수요의 기온반응함수는 총수요 기온반응도에서 나타난 하절기에 기온반응도가 상승하는 모습은 나타나지 않았다. 이 같은 결과는 하절기 반응도 상승은 냉방용 가스사용으로 발생한 것으로 산업용수요에서는 발생하지 않는 것을 알 수 있다. 두 지역의 기온반응함수는 전반적으로 기온이 하락할수록 기온반응도가 상승하는 것으로 나타났지만, 각 기온별로 기온반응함수의 기울기가 다른 것을 볼 수 있다. 이는 각 기온에서 1도 변화 시 도시가스 증감량이 다르다는 것을 의미하는 것으로 도시가스수요가 기온에 대한 비선형적인 관계를 갖고 있음을 나타낸다.

[그림 5] 산업용 도시가스와 LPG 상대가격 추이: 동남권 기준



[그림 6] 기온반응함수 추정결과



<표 2>는 단위근 검정결과를 나타냈다. ADF와 KPSS 검정을 고려했으며, AIC 기준으로 최적 시차변수의 개수를 선정하였으며, 최대 시차는 12로 설정하였다. ADF 검정과 KPSS 검정 모두 상수항과 추세항이 있는 경우 모두 고려하였다. 대경권 상대가격이 상수항이 있는 ADF 검정에서 기각된 것을 제외하면 대부분의 경우에 명확하게 단위근이 존재한다는 결과를 확인할 수 있다. 이 경우에도 추세항을 포함하는 경우에는 단위근이 존재한다는 귀무가

설이 기각되지 않았다. KPSS 검정은 모든 변수에 단위근이 존재한다는 명확한 결과를 나타낸다.

〈표 2〉 단위근 검정결과†

변수	산업용수요		가스산업지수		상대가격	
지역	상수항	추세항	상수항	추세항	상수항	추세항
ADF Test						
수도권	-2.561	-1.504	-1.504	-2.241	-2.741	-2.937
동남권	-2.223	-1.557	-1.879	-1.802	-2.761	-2.920
대경권	-2.474	-1.498	-1.680	-2.669	-3.013*	-2.938
충청권	-1.557	-1.617	-2.691	-2.485	-2.747	-2.898
호남권	-1.732	-1.460	-1.924	-1.193	-2.790	-2.930
KPSS Test						
수도권	2.081**	0.353**	1.836**	1.012**	0.775**	0.293**
동남권	1.874**	0.884**	1.130**	1.093**	0.696*	0.288**
대경권	2.550**	0.944**	1.200**	1.195**	0.799**	0.307**
충청권	2.683**	0.635**	1.867**	1.127**	0.686*	0.302**
호남권	3.231**	0.604**	2.339**	1.165**	0.638*	0.296**

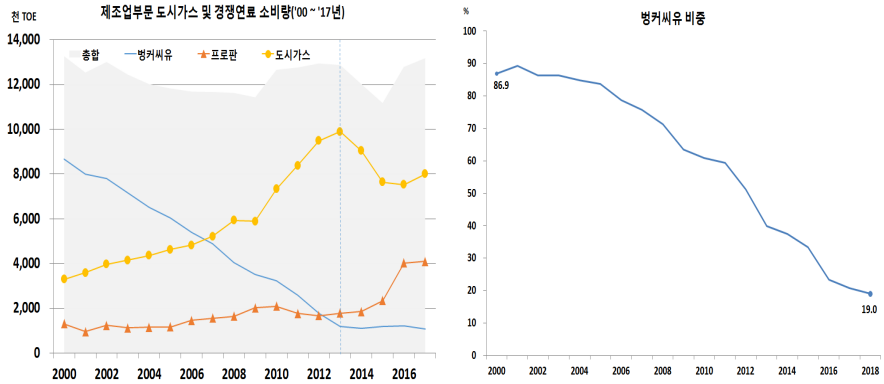
† ADF 검정은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 갖고, KPSS 검정의 귀무가설은 단위근이 존재하지 않는다는 것이다. 모든 변수는 로그를 취하여 검정을 실시하였고, 상수항만을 고려한 경우와, 추세항까지 고려한 경우에 대하여 검정을 실시하였다.
위첨자 *, **는 각각 5%, 1%, 에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 3>은 식 (1)의 도시가스 수요방정식에 대한 추정결과를 나타낸다. 추정기간은 2007에서 2018년 6월까지의 월별 자료를 이용하였다. 가격변수로는 벙커씨유와 LPG 상대가격을 고려하였다. 구체적으로 벙커씨유와 LPG 판매량[7] 비중을 고려한 가중평균 가격을 사용하였다. 경쟁연료로 상기 두 연료를 모두 고려한 것은 시기별로 경쟁연료가 변화하였기 때문이다. [그림 7]은 제조업

7) [그림 7]의 연료별 판매량 자료는 국가에너지통계(KESIS)에서 제공하는 에너지밸런스를 이용하여 작성하였다.

부문에서 도시가스, 벙커씨유, 프로판 연별 소비량 추이를 나타내고 있다. 그림을 보면 알 수 있듯이 2000년 이후 벙커씨유 소비는 점진적으로 감소하고, 도시가스소비량은 증가하는 것을 볼 수 있다. 하지만 2013년 이후에는 벙커씨유 소비량이 정체된 상태에서 도시가스와 프로판 소비량이 대체관계를 나타내고 있다. [그림 7]의 오른쪽 그림은 벙커씨유와 프로판 소비량 총합에서 벙커씨유 비중을 나타낸 것으로 이를 이용하여 가중평균 가격을 산출하였다.

[그림 7] 제조업 부분 도시가스 및 경쟁연료 소비량 추이



시간변동계수 설정에서 k는 기본적으로 비모수추정에서 bandwidth와 같은 역할을 한다. 즉 k를 증가시키면 추정치의 적합도 상승하여 편의(bias)감소하지만 추정량의 분산은 증가하는 상충관계를 보인다. 본 연구에서는 기본적으로 시간변동계수의 유의성을 기반으로 k를 설정하였다. 분석결과 상기 세 모형 모두 $k=1$로 설정하였다. 모형 추정결과를 살펴보면, 기온효과는 모든 지역에서 유의한 것으로 나타났다. 가격탄력성 추정치는 지역별로 상이하게 나타났다. 기본적으로 대경권은 상대가격이 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 동남권은 예상대로 가격탄력성 -0.389로 가장 크게 추정되었다. 다음으로 호남권이 -0.177, 충청권이 -0.133로 추정되었다. 수도권 가격탄력성은 -0.07로 유의하게 추정되었지만 다른 지역에 비하여 상당히 낮은 수준을 보인다.

〈표 3〉 지역별 산업용 예측모형 추정결과

지역	수도권		동남권		대경권	
변수	추정치	*t*-value	추정치	*t*-value	추정치	*t*-value
상수항	-0.374	-0.623	-0.451	-0.938	-0.416	-0.513
기온효과	0.998**	38.935	0.953**	14.555	0.972**	16.628
상대가격	-0.070**	-2.646	-0.389**	-5.223	-0.064	-1.594
$\hat{\theta}_0$	0.293**	2.318	0.764**	8.732	0.438**	2.635
$\hat{\theta}_1 : t/T$	0.087**	20.583	0.107**	11.348	0.115**	16.292
$\hat{\theta}_2 : \cos(2\pi t/T)$	-0.015**	-7.094	-0.015**	-2.829	-0.025**	-4.109
$\hat{\theta}_3 : \sin(2\pi t/T)$	-0.001	-0.748	-0.006	-1.517	0.007	1.923
RMSE	0.029		0.078		0.041	
Adj R^2	0.973		0.935		0.959	

지역	충청권		호남권	
변수	추정치	*t*-value	추정치	*t*-value
상수항	-0.559	-1.187	-1.489	-1.504
기온효과	0.972**	25.404	0.980**	15.257
상대가격	-0.133**	-3.148	-0.177**	-3.386
$\hat{\theta}_0$	0.986**	9.617	0.961**	4.321
$\hat{\theta}_1 : t/T$	0.094**	12.777	0.095**	8.130
$\hat{\theta}_2 : \cos(2\pi t/T)$	-0.006	-1.536	-0.007	-1.135
$\hat{\theta}_3 : \sin(2\pi t/T)$	-0.007**	-2.055	-0.006	-1.574
RMSE	0.048		0.056	
Adj R^2	0.971		0.948	

주: - TVC: 시간변동계수(Time-Varying Coefficient)
- RMSE: Root Mean Squared Error
- Adj R^2: 조정된 결정계수
- *, **는 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄

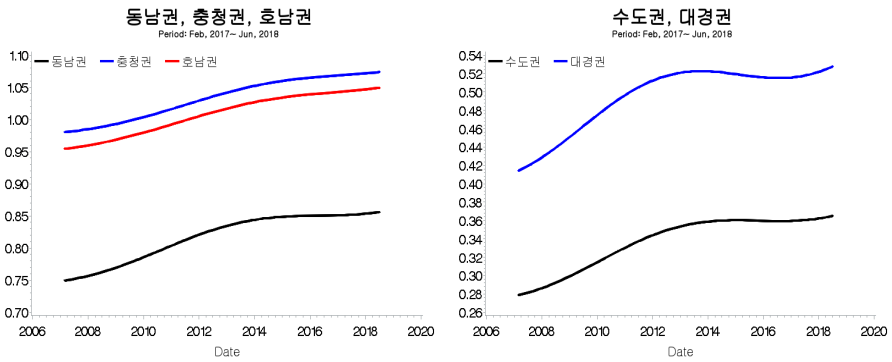
수도권모형은 추정기간에 따라 가격탄력성 추정치의 유의성이 약화되거나 사라지는 경우도 존재하기에 가격효과가 강하게 존재한다고 보기 어렵다. 또한 전반적으로 울산, 여수, 대산 등 석유화학단지가 있는 지역의 가격탄력성 추정치가 그 외 지역에 비하여 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 이 같은 결과는 박철웅・박철호(2019)와 유사한 결과로 박철웅・박철호는 석유화학업종과

그 외 업종의 가격탄력성 추정치를 각각 -0.791과 -0.162로 제하여 석유화학업종의 가격탄력성이 다른 업종에 비하여 다섯 배 정도 큰 것으로 보고하였다.

[그림 8]은 지역별 수요예측모형의 가스산업지수에 대한 시간변동계수 추정치를 나타내고 있다. 모든 지역의 탄력성이 시간에 대해 점진적으로 증가하고 있지만 수도권과 대경권은 대략 2013년을 기점으로 탄력성이 상당히 둔화되거나 감소하는 모습을 보인다. 이에 반해 동남권, 호남 및 충청권은 꾸준한 증가추세를 유지하고 있다. 탄력성 증가추이 뿐만 아니라, 탄력성 수치를 보면 상기 세 지역이 수도권과 대경권에 비하여 보다 탄력적인 것을 알 수 있다. 이 같은 결과는 추세적으로 동남권, 호남 및 충청권 산업용 도시가스수요가 증가할 여력이 타 지역에 비하여 증가할 여력이 있다고 해석할 수 있다.

시간변동계수의 적절성을 살펴보기 위해 Park and Hahn(1999)의 점정결과를 <표 4>에 나타냈다. 'Comparison Test'는 시간변동계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 통계량을 나타낸다. 'TVC Test'는 시간변동계수를 갖는 공적분모형이 귀무가설이고, 대립가설은 시간변동계수를 갖는 허구적 회귀모형이다. 반대로 "FC Test"는 고정계수 공적분모형이 귀무가설이고, 시간변동 공적분모형이 대립가설이다. 따라서 본 연구에서 고려하는 시간변동 공적분모형을 지지하려면, 'Comparison Test'와 'FC Test'는 기각되고, 'TVC test'는 기각되지 않아야 한다. 검정결과를 보면 호남권 모형만 TVC Test가 기각되었지만 전체적으로 시간변동계수 공분적모형이 자료에 적합하다는 것을 알 수 있다. TVC test의 경우 시간변동계수 추정을 위한 푸리에 플렉서블폼에서 p와 q 선택에서 과대하게 기각할 가능성이 있다. 여기에 대한 상세한 내용은 Chang et al. (2014)의 4.3절에 제시되어 있다.

[그림 8] 지역별 수요의 시간변동계수 추정치



〈표 4〉 시간변동계수 적절성 검정

모형	Comparison Test		TVC Test		FC Test	
	Test value	Critical value	Test value	Critical value	Test value	Critical value
수도권	13,468.2	7.81	8.7	9.49	2,267.7	9.49
동남권	5,333.4	7.81	8.0	9.49	487.0	9.49
대경권	5,096.2	7.81	4.6	9.49	1,971.3	9.49
충청권	2,957.5	7.81	7.7	9.49	474.1	9.49
호남권	6,818.6	7.81	12.8	9.49	119.0	9.49

Ⅳ. 예측력 평가

1. 예측실험 설계

지역별 산업용수요예측모형의 유용성을 살펴보기 위해 전국 산업용수요예측모형과 예측력을 비교하였다. 예측력평가는 기본적으로 표본외예측(out of sample forecast) 기법을 사용하였고, 예측기간은 12개월로 설정했다. 모형

추정기간에 따른 예측력의 편의를 방지하기 위해 예측대상 기간을 2014, 2015, 2016, 2017년을 고려하였다. 예측 기간별 모형 추정기간은 예측 대상기간 이전 자료만을 사용하였다. 또한 식(1)에서 가스산업지수의 계수를 시간변동으로 설정하였기에 미래의 탄력성은 푸리에 플렉서블 폼을 통해 아래와 같이 예측하였다.

$$\hat{\beta}_{T+t} = \hat{\theta}_{k,0} + \hat{\theta}_{k,1}\left(1+\frac{t}{T}\right) + \hat{\theta}_{k,2}\left(1+\frac{t}{T}\right)^2 + \sum_{i=1}^{k}\left(\hat{\theta}_{k,2i+1}, \hat{\theta}_{k,2(i+1)}\right)\pi_i\left(\frac{t}{T}\right),\ t=1,2,\ \cdots,h.$$

오차수정모형 예측치는 Chang et al. (2014)의 방법을 이용하여 아래와 같이 산출하였다.

$$\Delta y_t^0 = \pi_0 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_2}\pi_{y,i}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2}\pi_{x,i}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2}\pi_{p,i}\Delta p_{t-i} + u_t$$

여기서 y_t^0는 도시가스수요에서 확정적인 성분을 제거한 나머지를 나타내며, $\hat{\varepsilon}_{t-1}$는 시간변동계수 공적분모형에서 추정된 전기 오차항을 나타낸다. 또한 월별 도시가스수요의 계절성을 고려하여 자기회귀항의 개수인 p_2는 12로 설정하였다. 예측력 평가는 기본적으로 모형의 오차율을 사용하였다. 월 단위 오차율을 산정하고, 이를 아래와 같이 절대평균오차(MAPE)을 통해 모형 간 예측력을 비교하였다.

$$\mathrm{MAPE} = \frac{1}{h}\sum_{t=1}^{h}\left|\frac{\exp\left(\hat{y}_{T+t}\right)}{\exp\left(y_{T+t}\right)} - 1\right| \times 100$$

여기서 $\hat{y}_{T+t}$, y_{T+t}는 각각 $T+t$기의 로그를 취한 예측치와 실적치를 의미하고, h는 예측기간을 의미하며 앞서 언급했듯이 12개월로 설정하였다.

2. 예측력 평가결과

기간별 예측력평가 결과를 <표 5>에 제시하였다. 연도별 평균오차율을 기준으로 보면 고려하는 네 가지 예측기간 모두 지역모형의 평균오차율이 전국모형보다 낮은 것을 알 수 있다. 2014년의 경우를 보면, 전국모형의 평균오차율이 4.5%인 반면에 지역모형은 2.3%의 평균오차율을 보인다. 2015년과 2016년에도 지역모형의 오차율이 낮았고, 2017년에는 두 모형이 동일한 평균오차율을 갖는 것으로 나타났다. 지역모형의 오차율 개선 원인은 크게 두 가지 측면에서 살펴볼 필요가 있다. 첫 번째는 동남권 수요를 분리하여 수요예측 한 것이다. 동남권 산업용수요는 [그림 3]에서 본 것처럼 2007년 이후 전체 산업용수요의 변동을 주도하고 있다. 게다가 동남권 수요의 중심인 울산지역 산업용수요는 가격에 따른 수요변동이 큰 석유화학업종에서 많이 발생하기에 예측치의 불확실성이 다른 지역에 비하여 상당히 높은 수준이다. 따라서 전국 산업용수요전망의 오차는 울산지역에서 발생한 불확실성에 많은 영향을 받는다. 지역모형에서는 동남권수요를 비롯한 지역별 수요를 개별적으로 전망하였기에 특정 지역의 영향을 최소화 할 수 있었다. 두 번째 요인은 수도권 예측모형의 오차율이 상당히 낮다는 것이다. 평균오차율을 기준으로 보면, 수도권예측모형은 모든 기간에 4%미만의 평균오차율을 보였다. 심지어 2016년과 2017년에는 2%미만의 평균오차율을 보여 모형의 정확도가 상당히 높은 것을 알 수 있다. 여기에 수도권 산업용수요 비중은 2017년 기준으로 31.3%로 5대지역중에서 수요가 가장 많은 지역이다. 동남권 산업용수요가 급격히 증가했던 2011~2014년을 제외한 모든 기간에서 수도권은 산업용수요가 가장 많은 지역이었다. 이처럼 상당한 수준의 수요비중을 갖는 수도권 예측모형에서 낮은 오차율을 보였기에 지역모형의 오차율이 전반적으로 낮아졌다. 세 번째는 지역별 모형의 경우는 지역별 오차율이 서로 상쇄되어 전체 지역모형의 오차율이 낮아지는 것을 볼 수 있다.

〈표 5〉 지역별 예측모형 예측력평가 결과

2014년 예측오차율(%)							
월	전국 모형	지역모형					
		소계	수도권	동남권	대경권	충청권	호남권
1월	-0.8	-0.2	4.5	-3.7	-1.6	1.1	-2.5
2월	-0.4	1.8	2.1	4.0	3.3	-2.7	-0.4
3월	4.3	1.1	1.6	3.9	2.8	-6.2	2.1
4월	5.9	5.2	-0.2	12.1	1.2	6.7	1.1
5월	4.0	1.9	2.2	1.8	0.5	5.6	-3.4
6월	4.4	3.4	-0.5	13.8	0.4	-4.3	-5.4
7월	2.8	-3.4	-6.6	4.0	1.2	-14.1	-8.4
8월	5.9	2.3	3.2	3.4	12.4	-8.8	1.6
9월	6.4	0.5	2.1	7.1	3.0	-13.4	-5.8
10월	2.5	2.1	4.9	7.4	7.1	-13.1	-3.3
11월	8.1	2.9	0.9	15.6	9.3	-12.6	-8.8
12월	9.2	2.6	3.9	8.6	13.8	-10.7	-8.3
평균오차율	4.5	2.3	2.7	7.1	4.7	8.3	4.2
2015년 예측오차율(%)							
월	전국 모형	지역모형					
		소계	수도권	동남권	대경권	충청권	호남권
1월	1.6	5.7	8.2	7.7	2.0	8.6	-6.6
2월	-1.4	0.5	3.7	-0.9	-1.0	0.2	-3.0
3월	6.6	0.7	3.3	0.8	1.2	0.0	-6.8
4월	9.8	0.7	2.3	1.0	1.5	-6.4	5.8
5월	6.9	2.2	5.3	2.0	3.1	-6.1	6.4
6월	16.0	5.2	2.8	8.6	6.6	1.7	6.6
7월	16.4	3.7	0.8	3.1	8.0	7.1	3.5
8월	9.5	11.6	4.3	21.8	14.8	6.7	10.2
9월	9.1	9.3	0.1	21.5	10.0	9.8	2.9
10월	5.5	10.6	4.6	18.4	14.7	11.9	2.5
11월	8.3	6.4	2.9	15.5	9.8	1.0	-2.0
12월	11.1	5.1	7.7	1.0	17.6	0.3	0.9
평균오차율	8.5	5.1	3.8	8.5	7.5	5.0	4.8

〈표 5〉 지역별 예측모형 예측력평가 결과–계속

2016년 예측오차율(%)							
월	전국 모형	지역모형					
		소계	수도권	동남권	대경권	충청권	호남권
1월	-1.9	0.8	2.0	5.0	1.6	-3.7	2.0
2월	-3.1	-1.3	1.1	2.1	-0.6	-6.3	-2.1
3월	-0.4	-4.8	-0.9	-7.3	-0.5	-8.0	-1.3
4월	-0.4	-5.3	1.0	-12.0	0.6	-8.0	0.0
5월	2.2	-1.1	1.2	0.2	2.5	-5.7	-2.1
6월	8.5	0.2	1.5	2.3	1.8	-3.3	2.7
7월	11.2	1.6	0.6	6.6	0.5	-0.8	4.8
8월	-0.1	5.4	1.3	15.4	6.4	1.7	5.8
9월	8.8	5.2	0.8	11.5	2.2	5.8	1.6
10월	1.2	4.2	0.0	4.7	8.0	6.5	2.4
11월	5.0	4.3	0.2	12.3	-1.3	3.8	-2.4
12월	5.0	3.3	3.5	1.7	3.8	4.5	3.9
평균오차율	4.0	3.1	1.2	6.8	2.5	4.8	2.6
2017년 예측오차율(%)							
월	전국 모형	지역모형					
		소계	수도권	동남권	대경권	충청권	호남권
1월	-4.3	-2.6	-1.0	-2.3	-2.8	-4.2	-5.2
2월	-3.7	-5.0	0.7	-8.5	-5.1	-6.9	-5.9
3월	-1.2	-3.5	-0.5	-4.4	-0.3	-6.8	1.8
4월	-8.3	-7.5	-0.5	-15.7	-3.8	-7.0	2.0
5월	-2.8	-3.0	1.6	-5.2	-2.9	-5.4	5.0
6월	2.8	-1.7	-1.7	3.0	-3.5	-4.6	1.0
7월	5.7	-1.7	-1.3	3.3	-2.5	-5.5	-2.4
8월	0.0	1.5	-1.4	11.1	0.9	-2.5	1.7
9월	-0.2	-2.0	-0.1	-1.5	-1.6	-4.4	0.9
10월	-2.6	2.3	4.4	-0.8	9.2	0.6	3.6
11월	-2.9	-3.4	-1.4	-7.4	3.2	-4.1	0.1
12월	3.2	2.6	4.3	-1.7	11.7	2.3	8.2
평균오차율	3.1	3.1	1.6	5.4	4.0	4.5	3.2

기존 문헌에서도 지역별 이질성이 존재하는 경우에는 총량 변수를 직접 사용하는 것보다는 지역단위로 개별적으로 예측하고 이를 합산하는 방법이 예측력 측면에서 우수하다는 결과를 제시하였다. 대표적으로 Marcellino et al.(2003)은 유로지역의 주요 거시경제변수 예측에서 유로지역 총량변수를 사용하여 직접 예측하는 것 보다 국가 단위로 예측한 뒤, 합산하는 방법의 예측력이 우수하다는 것을 보였다. 이 같은 결과에 대해서 저자들은 국가별로 정치 및 경제적 상황이 상이하기 때문에 개별 국가의 특성을 고려할 필요가 있다는 점을 언급하였다. Zellner and Tobias(2000)도 경제성장률 전망에서 개별 국가 모형이 총합 모형에 비하여 우수한 예측력을 보인다는 결과를 제시하였다. 또한 Ruth(2008)은 Marcellino et al.(2003)의 방법을 확장하여, 특성이 유사한 국가를 그룹으로 지정하여 예측하는 것이 개별 국가별 전망보다 예측력이 우수하다는 결과를 보였다. 거시경제변수뿐만 아니라 에너지수요 및 이산화탄소 배출량 전망모형에서도 지역 단위 예측의 필요성이 제기되었다. Auffhammer and Steinhauser(2007)는 미국 전체 CO_2 배출량에 대한 예측력을 향상시키기 위한 방법으로 주(State)별 배출량 예측치를 합산하는 방식과 미국 전체 데이터를 이용해 직접 배출량을 예측하는 방법을 비교하였고 주별 배출량 전망치 합산을 통한 예측법이 예측오차를 감소시켰음을 보여주었다. 유사하게 Auffhammer and Carson(2008)은 중국의 전체 CO_2 배출량 예측을 위해 지역 간 상호의존성을 반영하여 전체 배출량 예측력을 향상시켰다. You(2013)는 중국의 에너지 소비 예측을 위해 개별 지역 간 이질성을 고려하여 예측력을 개선하였다. 국내 연구로 이성로(2017)는 도시가스 총수요를 지역별로 구분한 도시가스수요예측모형을 제시하였다. 이성로 연구는 가스공사 공급량을 이용한 지역별 예측모형에서 지역별모형이 총수요모형에 비하여 예측력이 우수함을 보였다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 산업용 세부수요 자료가 부재한 상황에서 석유화학업종과 같은 도시가스 대용량 소비처의 행태를 고려하기 위해 지역별 산업용수요예측 모형을 고려했다. 지역별 예측모형 분석결과, 수요의 가격탄력성이 지역별로 차이가 큰 것으로 나타났다. 특히 석유화학단지가 있는 동남권과 호남권의 가격탄력성이 다른 지역에 비하여 큰 것으로 나타나, 지역별 수요를 통해 세부 업종별 수요의 특성을 모형화 할 수 있음을 알게 되었다. 또한 이를 바탕으로 예측력평가 결과, 본 연구에서 구축된 지역별 예측모형이 전국 산업용예측모형에 비하여 예측력이 우수한 것으로 나타났다. 이 같은 결과 최근 제기되는 도시가스수요에 대한 세부 분석이 필요하다는 연구결과와 일치하는 것으로, 최근 급격한 변동을 보이는 산업용수요 역시 세부 분석이 필요하다는 것을 시사한다. 도시가스 산업이 더욱 성숙될수록 이러한 지역 간 수요특성은 더욱 심화될 것으로 보이고, 향후에도 지역에 관한 정보는 도시가스 분석에 중요한 요인이 될 것으로 판단된다.

접수일(2019년 4월 3일), 수정일(2019년 8월 30일), 게재확정일(2019년 9월 26일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

김인무・김창식・박성근, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요예측”, 『경제학연구』, 59권 4호, 2011, pp. 199-228.

박명덕・이상열, “산업용 도시가스 수요변화 요인분석”, 에너지경제연구원 수시연구보고서, 2015.

박성근・홍순동, “교차기온반응함수로 추정한 전력수요의 냉난방 수요 변화 추정”, 『자원· 환경경제연구』, 27권 2호, 2018, pp. 287-313.

박준용, “장단기 천연가스 수요전망”, 한국가스공사, 2004.

박철웅・ 박철호, “용도별 특성을 고려한 도시가스 수요함수의 추정”, 『에너지경제연구』, 17권, 2호, 2018, pp. 1-29.

박철웅・박철호, “산업용 도시가스 수요함수의 추정: 석유화학업종을 중심으로”, 『환경정책』, 27권, 1호, 2019, pp. 1-25.

이성로, “수도권과 지방권 수요예측모형을 통한 전국 도시가스수요전망의 예측력 향상”, 『자원・환경경제연구』, 제 26권 4호, 2017, pp. 519-547.

최용옥·이성로, “용도별 도시가스 수요예측모형”, 2018년 환경경제학회 하계학회 논문집, 2018.

Alberini, A., Gans,W., Velez-Lopez, D., 2011. Residential consumption of gas and electricity in the U.S.: the role of prices and income. Energy Economics. 33, pp. 870–881.

Auffhammer, M., and Carson, R. T., Forecasting the path of China's CO2 emissions using province-level information. Journal of Environmental Economics and Management, 55(3), 2008, pp. 229-247.

Auffhammer, M., and Steinhauser, R., The future trajectory of us co2 emissions: The role of state vs. aggregate information. Journal of Regional Science, 47(1), 2007, pp. 47-61.

Bernstein, M.A., Griffin, J., 2005. Regional differences in price-elasticity of demand for energy. The Rand Corporation Technical Report. A national laboratory of the U.S.

Department of Energy Office of Energy Efficiency & Renewable Energy.

Chang, Y., C. S. Kim, J. I. Miller, J. Y. Park and S. Park, "Time-varying Long-run Income and Output Elasticities of Electricity Demand with an Application to Korea, Energy Economics, Vol 46, 2014, pp. 334~347.

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

Cho, S. H., T. Kim, H. 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.

Fell, H., Li, S., Paul, A., 2010. A new look at residential electricity demand using household expenditure data. RFF DP 10–.57.

Maddala, G. S., R. P. Trost, H. Li, and F. Joutz, "Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators," Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 15, No. 1, 1997, pp. 90-100.

Marcellino, M., J. H. Stock, and M. W. Watson, “Macroeconomic forecasting in the euro area: Country specific versus area-wide information”, European Economic Review, Vol. 47, 2003, pp. 1~18.

Park, J. Y. and S. B., Hahn, “Cointegrating regressions with time varying coefficients,” Econometric Theory, Vol. 15, No. 3, 1999, pp. 664~703.

Paul, A., Myers, E., Palmer, K., 2009. A partial adjustmentmodel of U.S. electricity demand by region, season, and sector. Resource for the Future Discussion Paper 08–.50. RFF, Washington, DC. Polemis, M.L., 2007. Modeling

Ruth, K., Macroeconomic forecasting in the EMU: Does disaggregate modeling improve forecast accuracy?. Journal of Policy Modeling, 30(3), 2008, pp. 417-429.

You, J., China's challenge for decarbonized growth: Forecasts from energy demand models. Journal of Policy Modeling, 35(4), 2013, pp. 652-668.

Zellner, A. and J. Tobias, "A note on aggregation, disaggregation and forecasting performance," Journal of Forecasting, Vol. 19, No. 5, 2000, pp. 457~465.

ABSTRACT

Regional forecasting models for industrial gas demand in Korea

Sungro Lee* and Jonghyun Ha**

Industrial gas demand in Korea has increased dramatically since the high oil price period occurred in 2008. This drastic change in gas consumption may be due to strong interfuel competition in industrial gas market. Moreover, income/price elasticity of industrial gas demand may vary across sub-sectors within manufacturing industry. Large consumers such as petrochemical industry are more sensitive to price completion than light industry. Therefore we need more detailed information in by disaggregate analysis of industrial gas demand, but only aggregate consumption gas data is available. In an overcome this situation, we propose regional demand forecasting models for industrial gas demand in Korea. This modeling strategy exploits the spatial concentration of gas intensive industries in Korea, thus we can expect that the patterns of regional gas demand are similar to those of the industries. Estimation results from our regional model show that price competition varies across regions. To evaluate the accuracy of proposed regional forecasting model, we also conduct out of sample forecasts. Our forecast exercise for 2014-2017 period reveals the regional forecast model generally outperforms the national forecasting model.

Keywords: industrial city gas demand, time-varying cointegration, temperature effect, price elasticity

* Senior Researcher, Korea Gas Corporation(main and corresponding author) sungro@kogas.or.kr
** Researcher, Korea Gas Corporation, jhha@kogas.or.kr