에너지경제연구 제 19 권 제 2 호
Korean Energy Economic Review
Volume 19, Number 2, September 2020 : pp. 1~29

도시가스 일 최대수요 예측에 관한 연구*

박철웅** · 박철호***

요 약

본 논문은 2010년부터 2019년까지의 시계열 자료를 이용하여 도시가스 일 최대수요 예측을 위한 수요함수를 추정하였다. 본 연구의 목적인 정확한 일 최대수요의 예측은 일별 가스 수요에 대응하는 기화·송출량 조절과 계통의 건전성 유지 등 안정적인 공급을 달성하기 위해 매우 중요하다. 자기회귀시차분포(*ARDL*) 모형으로 추정한 결과, 기온 및 경쟁연료 대비 상대가격 탄력성은 각각 0.334와 -0.085로 나타났다. 본 연구가 제안한 모형으로 일 수요의 예측력을 평가한 결과, 특수일과 난방도일, 그리고 경쟁연료 대비 상대가격을 고려한 *ARDL* 모형의 경우 이를 고려하지 않는 기존 연구의 다른 시계열 모형들보다 우수한 예측성과를 제공하였다. 또한, 전체 분석기간을 도시가스 수요에 크게 영향을 미친 원료비 연동제 재개 시점 전후로 나누어 분석했을 때, 모형의 예측력이 더욱 개선되는 것으로 나타났다. 따라서 일 도시가스 최대수요에 대한 예측력을 제고하기 위해서는 모형의 추정 방법과 설명변수의 선정에 주의를 기울여야 하며, 일 최대 판매량이 주로 발생한 기간에 대한 선별적인 샘플링 및 도시가스 수요구조의 변화를 적절히 반영하는 것이 필요하다.

주요 단어 : 도시가스, 일 최대수요 예측, 자기회귀시차분포모형, 상대가격
경제학문헌목록 주제분류 : Q54, C22

* 이 논문은 2020학년도 충북대학교 연구년제 사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.
** 한국가스공사 수급계획부 차장(주저자), papa@kogas.or.kr
*** 충북대학교 경영학부 부교수(교신저자), optimus@chungbuk.ac.kr

Ⅰ. 서 론

최근 들어 실질 GDP의 지속적인 증가에도 불구하고 도시가스 수요는 둔화되고 있다. 따라서, 이전과 달리 가정용 도시가스 소비에 대한 소득변수나 생산변수의 영향력은 점차 감소하고 있는 것처럼 보인다. 대신, 불규칙한 기온변동이나 다른 경쟁연료(LPG, 나프타 등 석유류 제품) 대비 도시가스의 상대가격과 같은 단기적이고 고유한 미시 요인들이 겨울철 난방용 소비와 산업용 도시가스 소비에 점차 큰 영향을 미치고 있다(박명덕·이상열·정희용, 2015; 차경수, 2016; 강병욱, 2017; 박철웅·박철호, 2018).

국내에서 LNG 생산기지의 기화량 및 송출량 조절은 일 최대 도시가스 소비량을 근거로 이루어지고 있다. 천연가스를 공급하는 도매사업자의 경우 일일 도시가스 공급량에 근거하여 소비자가 요구하는 수요를 충족시킬 수 있도록 액화된 천연가스를 기화시키고 송출함으로써 도시가스 물량을 조절하고 있다. 또한, 일 최대수요가 급격히 증가하는 경우 가스 공급압력의 저하 현상과 같은 심각한 문제가 발생할 수 있으므로, 전국으로 연결된 도시가스 주배관망의 안정적인 계통 운영을 위해서도 도시가스 일 최대수요를 보다 정확하게 예측하는 것은 매우 중요하다. 겨울철 갑작스러운 한파 등으로 도시가스 수요가 급증하게 되면, 늘어난 수요를 감당하지 못하여 가스공급이 중단되는 사태가 발생할 수도 있다. 반대로 일일 최대수요를 과다예측할 경우, 재고의 유지 및 관리비용이 상승하여 수급관리가 비효율적으로 이루어지게 된다. 국가 전체적으로는 에너지 수급의 안정을 위해 전력과 함께 도시가스 수요에 대한 정확한 예측이 긴요한 과제라 할 수 있다.

이러한 요구에 부응하기 위해 본 연구는 최근의 국제유가 변동과 국내 산업구조의 변화 등으로부터 발생하는 도시가스 수요 여건의 변화를 반영하여

일 도시가스 최대수요함수를 추정하고자 한다. 특히, 본 연구는 전력이나 도시가스의 일 수요에 관한 기존 연구(대표적으로, 이근철·한정희, 2017; 박진수·김윤배·정철우, 2013)에서 중요하게 취급되지 않았던 경쟁연료 대비 상대가격변수와 기온변수 등을 공적분 회귀모형과 $ARDL$ 모형 등의 설명변수에 포함하여 분석함으로써 추정량의 편의를 최소화하고 추정 모형의 적합도와 예측력을 개선하고자 한다.

도시가스 일 최대수요 예측 결과는 도시가스의 시간대별 최대수요를 예측하는데 활용될 수 있다. 도시가스 일 최대수요가 새롭게 갱신될 경우 시간대별 최대수요도 갱신될 것이므로, 일 최대수요를 정확하게 예측하는 것은 시간대별 최대수요의 예측력을 개선하는데 기여할 수 있다.

본 연구의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 장에서는 도시가스 수요가 어떠한 특성을 가지고 있는지 살펴본 후 관련 선행연구를 검토하며, 제Ⅲ장에서는 분석 변수에 대한 설명과 더불어 수요함수 추정에 관한 연구 방법론을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 모형별 수요함수에 대한 추정 결과를 분석하고, 제Ⅴ장에서는 분석 결과에 따른 결론과 그 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 도시가스 수요의 특성 및 선행연구

1. 도시가스 수요의 특성

<표 1>에 나타나 있는 것처럼, 도시가스는 가정용, 일반용, 산업용으로 최종소비자에게 공급되며, 2018년을 기준으로 산업용 소비량의 비중(44.5%)이 가장 높고, 가정용(39.6%), 일반용(15.9%) 순으로 소비량이 많다.

〈표 1〉 천연가스 용도별 수요 추이, 1987~2018

(단위: 만 톤)

구 분	총수요 (A+B)	도시가스(A)				발전용 (B)
			가정용	일반용	산업용	
1987	161	7.5	3.7	1.1	2.7	154
2002	1,770	1,119	684	126	310	651
2010	3,281	1,822	794	308	721	1,459
2013	4,008	2,022	774	316	932	1,986
2015	3,336	1,758	712	290	756	1,577
2018	4,222	2,138	847	341	950	2,085
구성비(%, 2018)		100	39.6	15.9	44.5	
연평균증가율(%)	11.1	20.0	19.2	20.3	20.8	8.8

자료 : 한국가스공사(경영통계, 2019)

주 : 가정용은 주택용과 열전용 설비용을, 일반용은 영업용, 업무난방용, 냉방용, 열병합용을, 산업용은 수송용과 산업체 소비량을 합산한 것임

도시가스 수요는 최근 실질 GDP의 성장에도 불구하고 2013년 이후 하락 내지 정체 현상을 보이고 있다. 도시가스 소비량과 실질 GDP의 탈동조화(decoupling) 현상은 도시가스 소비량에 대한 소득 활동의 영향이 감소하고 있음을 나타내며, 상대적으로 도시가스 보급률의 둔화 및 세대당 소비량의 감소,[1] 경쟁연료(전기, 벙커C유, LPG) 대비 도시가스의 상대가격, 그리고 지구 온난화로 인한 기후 변화와 같이 고유하고 개별적인 요인들의 영향은 증가하고 있음을 의미한다(박명덕·이상열·정희용, 2015).

<표 2>에서 도시가스 용도별 소비량의 증감 추세에 따라 2010~2018년 기간을 세 기간으로 나누어 살펴보면, 2010~2013 기간의 경우 전체 도시가스 소비량 증가는 200만 톤이나, 산업용이 211만 톤 증가한 반면 가정용은 20만 톤 감소하였다. 2014~2015 기간에서는 전체 도시가스 소비량이 264만 톤 감소하였고, 산업용은 그 감소분의 약 67%인 176만 톤이 감소하였다. 마지막

1) 가정용 도시가스 보급률은 2018년 말 기준 전국의 경우 84.3% 수준이지만, 세대당 도시가스 소비량은 2010년 692㎥에서 2018년 586㎥으로 15.3% 감소하였다(한국도시가스협회, 2019).

2016~2018 기간의 경우 전체 도시가스 소비량 증가분 320만 톤 중 약 58%인 185만 톤이 산업용에서 증가하여 최근 수요변동의 상당 부분이 산업용 도시가스에서 발생하고 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 최근 도시가스 용도별 수요 증감 추이, 2010~2018

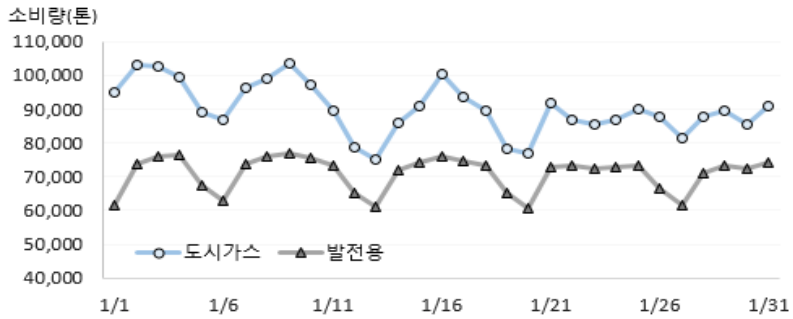
(단위: 만 톤)

기 간	구 분	가정용	일반용	산업용	도시가스 전체
2010~2013	증감 수량	-20	8	211	200
	구성비(%)	-10	4.2	105.8	100
2014~2015	증감 수량	-62	-26	-176	-264
	구성비(%)	23.5	9.8	66.7	100
2016~2018	증감 수량	100	35	185	320
	구성비(%)	31.2	11.0	57.9	100

자료 : 한국가스공사(2019)

[그림 1]은 2019년 1월의 도시가스와 발전용의 근무일 기준 일소비량 추이를 보여준다. 도시가스의 경우 근무일의 편차가 상대적으로 크게 나타나 근무일 중에도 기온에 따른 변동성이 확대되는 것을 알 수 있다. 발전용의 경우 근무일 중의 변동성은 도시가스에 비해 상대적으로 크지 않고 비교적 일정한 소비 추이를 나타내는데, 이를 통해 일별 평균기온의 소비량에 대한 영향이 발전용보다는 도시가스에서 훨씬 크다는 것을 알 수 있다.

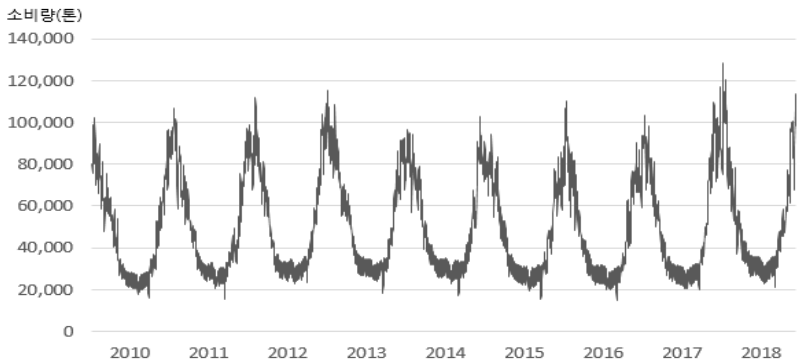
[그림 1] 최근 도시가스 · 발전용의 일 소비량 추이, 2019.1.1.~1.31



자료 : 한국가스공사(2019)

[그림 2]는 2010~2019년 기간 중 국내 도시가스 일 수요의 추이를 나타내며, 동절기에 난방용 수요가 많고 하절기에 수요가 적은 U자 형태의 동고하저 패턴을 관찰할 수 있다. 이는 전력과는 다소 다른 것으로, 전력의 경우 겨울철과 하절기에 일 최대 전력 수요가 발생하는 연중 W자 형태의 소비패턴을 갖는다.

[그림 2] 일별 도시가스 수요 추이, 2010.1~2019.1



자료 : 한국가스공사(2019)

다른 한편으로, [그림 2]와 <표 3>으로부터 확인할 수 있는 것처럼, 2010~2013년 기간 중에는 원료비 연동제 동결 효과와 기온 하락이 동시에 일어나 매년 일 최대수요가 갱신되었으나, 이후 2017년까지 국제유가가 안정됨에 따라 원료비 연동제가 재개되면서 산업용 도시가스의 가격경쟁력이 약화되었고 수요가 급감하였다. 이 기간 동안 기온 또한 평년기온과 유사하거나 다소 상승하여 일 최대수요는 갱신되지 않았다. 2018년 1월에 이르러 한파로 인한 난방용 도시가스 수요가 급증하고 산업용 도시가스 요금의 가격경쟁력이 회복되면서 일 최대수요가 갱신되었다. 본 연구에서는 이러한 도시가스 수요의 특성을 반영하여 일 최대수요가 주로 발생하는 1월의 일별 수요함수를 구성하여 일 최대수요를 추정하고자 한다(이근철·한정희, 2015).

〈표 3〉 도시가스 일 최대수요 발생 현황, 2010~2019

(단위:℃, %, 톤)

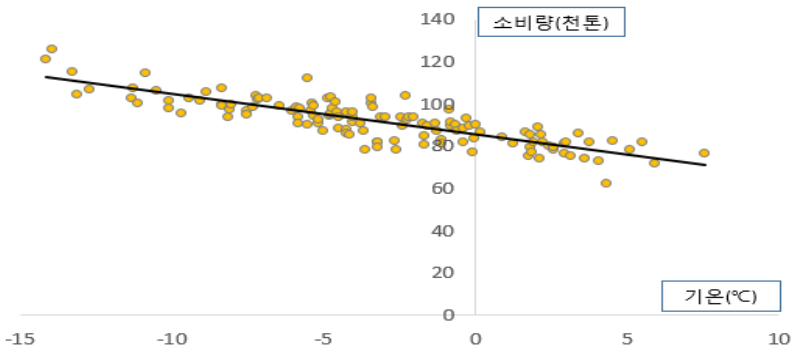
날짜	요일	1~2월 해당 주	서울 기온	상대가격비율	가스소비량
2010-01-13	수	1월 3주	-13.2	0.80	104,797
2011-01-17	월	1월 3주	-9.7	0.73	106,867
2012-02-02	목	2월1주	-13.7	0.85	112,203
2013-01-03	목	1월 1주	-13.2	0.82	115,133
2018-01-26	금	1월 4주	-14.7	0.76	128,717

자료 : 한국가스공사, 기상청

주 : 2014~2017년 기간 동안의 상대가격 비율은 다음과 같다: '14.1월 0.88, '15.1월 1.16, '16.1월 1.06, '17.1월 1.03

[그림 3]은 최근 10년(2010~2019) 동안 주말 및 설 연휴 등 특수일을 제외한 1월의 근무일(화~목) 기준 일별 도시가스 수요와 서울 지역의 일별 평균기온(기상청 날씨누리) 간의 관계를 나타낸 것으로, 두 변수는 뚜렷한 음(-)의 선형관계를 보이고 있다. 겨울철 일별 평균기온이 급락하는 경우 난방용 도시가스 소비량이 급증하기 때문으로 추정된다.

[그림 3] 일 평균기온과 일 도시가스 수요 추이, 2010.1~2019.1

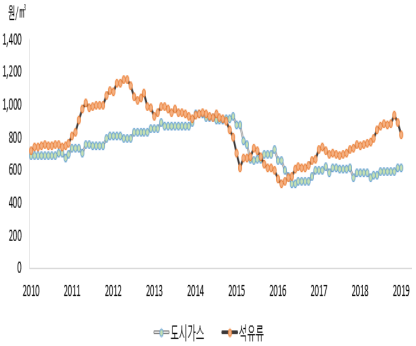


자료 : 한국가스공사, 기상청

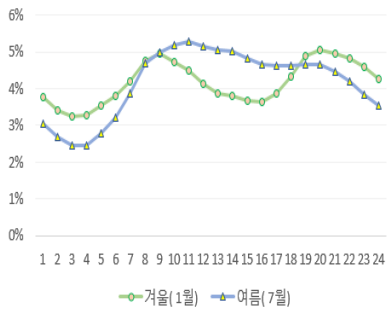
[그림 4-1]은 산업용 도시가스와 경쟁연료의 상대가격 추이를 보여준다. 2010~2013년 원료비 연동제 동결 구간에서는 산업용 도시가스가 가격경쟁력

을 유지하다 원료비 연동제가 본격적으로 재개된 2014년 이후 경쟁력이 약화되었으며, 최근 다시 회복 중인 것을 확인할 수 있다. 국내 에너지 다소비 제조업종(1차 철강, 조립금속, 석유화학) 가운데 경쟁연료 대비 산업용 도시가스의 상대가격 탄력성이 가장 큰 석유화학 업종의 소비량 비중은 2000년에 9.7%에 불과하였으나 2013년에는 32.1%로 증가하였다. 2015년에는 다시 석유화학 부문의 도시가스 소비량 비중이 14.5%로 급격히 감소하였고 이는 전체 도시가스 소비량의 감소를 주도하였다(에너지통계연보, 2018; 박명덕·이상열·정희용, 2015; 강병욱, 2017).[2)]

[그림 4-1] 산업용 도시가스 및 경쟁연료 가격 추이



[그림 4-2] 동·하절기 시간별 소비 비중(2018)



자료 : 사이버페트로(http://www.cyberpetro.com/main.asp), 한국가스공사(2019)

다음으로, [그림 4-2]는 2018년 동절기 중 월간 평균기온이 가장 낮은 1월과 하절기 중 월간 평균기온이 가장 높은 7월의 일 도시가스 수요의 시간별 비중을 나타내고 있다. 1월에는 20시에 최대수요가 발생하고, 7월에는 11시에

2) 2008년 고유가로 인한 원료비 연동제의 동결로 경쟁연료인 벙커C유 등 타 에너지원 대비 가격경쟁력이 개선되어 석유화학업종을 중심으로 도시가스 소비량이 급증하였고, 2013년 3월 이후 원료비 연동제가 재개됨에 따라 경쟁력이 약화된 도시가스는 정유사나 수소제조사의 공급원료(feedstock)로 사용되던 대규모 물량이 LPG, 나프타 등으로 대체되었다(박명덕·이상열·정희용, 2015; 강병욱, 2017).

최대수요가 발생하는 것을 알 수 있다. 최근 5년간 동·하절기 시간별 최대수요가 발생하는 시간은 일정하게 유지되고 있다. 따라서 일 도시가스 최대수요를 정확히 예측할 수 있다면, 시간별 최대수요도 비교적 정확히 추정하는 것이 가능하다. 결과적으로, 도시가스 일 최대수요의 예측 결과는 도시가스의 생산제조 시설에서 시간별 최대 기화량과 송출량을 추정하는데 유용하게 활용될 수 있다.

2. 선행연구

지금까지 다수의 선행연구들(한정희·백종관, 2011; 송경빈·권오성·박정도, 2013; 이정순·손홍구·김삼용, 2013; 정상욱·김삼용, 2014; 지평식·임재윤, 2014; 이근철·한정희, 2017)은 주로 전력의 일 최대수요를 분석하는데 초점을 맞춰왔다. 일 최대 전력 수요 예측에 관한 연구에는 주로 요일, 기온, 자기상관성 등을 설명변수로 하여 다양한 수요 예측 모형이 사용되었다(Alfares and Nazeeruddin, 2002). 가령, 지수평활법, $ARIMA$ 모형에 기반한 계절형 $ARIMA$, $Reg-ARIMA$, $Reg-AR-SGARCH$, 요일 및 기온 요인을 고려한 다중회귀모형, 그리고 신경망 모형이나 기계학습에 기반한 모형 등이 주된 연구모형으로 사용되었다.

도시가스의 일 최대수요에 관한 연구는 아직 발표된 바 없으나 몇몇 유사한 연구들이 있다. 먼저 박진수·김윤배·정철우(2013)는 2007년부터 2012년까지의 일 공급량 실적 자료에 대해 추세적 요인, 기온, 요일을 수요 결정요인으로 고려한 여러 가지 분석모형들(자기회귀, $ARIMA$, 지수평활법, 온도, 공휴일, 가중평균 모형)의 예측력을 추정·비교하였다. 추정 결과, 계절성을 갖는 $ARIMA(1,1,0)\times(0,1,1)_7$ 모형이 가장 적합한 것으로 나타났으나 $ARIMA$나 지수평활법 모형 등은 예측오차율이 컸으며, 추세와 온도를 동시에 반영하는 가중평균 모형의 예측 정확도가 가장 우수한 것으로 밝혀졌다.

이근철·한정희(2015)는 2011년부터 2013년까지의 시계열 자료에 대해 직전일 가스 수요와 기온, 요일 변수를 고려한 다양한 분석모형으로 도시가스 일일 총량에 대한 예측을 시도하고 비교하였다. 이 연구에서는 자료 유사도와 특수일을 감안한 선별적 샘플링(sampling)을 통해 데이터를 구성하고 여기에 도시가스 수요의 특성을 반영한 다중회귀모형을 적용한 방법이 다른 모형들(지수평활법, *ARIMA*, 가중평균) 및 샘플링 방법의 조합에 비해 일관되게 우수한 예측력을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 선별적 샘플링 절차가 회귀모형보다 예측력 향상에 더 큰 기여를 하는 것으로 나타나 수요 특성에 적합한 샘플링 절차를 고안하여 사용할 것을 강조하였다.

한정희·이근철(2016)은 2009~2013년까지 5년간의 자료에 대해 전일(24시), 전전일(48시간), 일주일 전(168시간) 등의 시간대별 소비량과 평균기온을 설명변수로 한 다중회귀모형의 예측력을 추정하였다. 추정 결과, 시간대별 소비량과 외기온도를 함께 포함한 모형이 시간대별 소비량만을 포함한 모형보다 적합도가 다소 높았으나, 예측오차율에 있어서는 시간대별(24시간 전 및 168시간 전) 소비량만을 포함한 모형이 더 우수한 것으로 나타났다(4.5% vs. 5.4%의 평균절대오차율). 이러한 결과는 박진수·김윤배·정철우(2013)의 결과와는 다른 것으로, 시간대별 도시가스 수요 예측의 경우 예측하려는 시간대의 수요와 자기상관성이 높은 과거 소비량 자료가 외기온도보다 더욱 중요하게 고려되어야 한다는 점을 시사한다.

따라서 대부분의 선행연구들은 전력이나 가스 수요에 영향을 미치는 공통요인으로 과거 수요, 기온 효과, 요일 효과, 그리고 추세적 요인을 고려하고 있다. 주로 겨울철 난방용으로 사용되는 도시가스의 경우 온도는 가장 큰 요인으로 작용하고 있으며, 근무일 대비 특수일의 효과 또한 간과해서는 안 될 요인이다. 도시가스의 일 수요는 근무일(화~목) 대비 나머지 요일이나 휴일에 의한 주기성(계절성)을 보이고 있어 이를 변수로 반드시 고려해야 할 필요성이 있다. 더하여, 도시가스 미공급지역의 보급 확대로 수요가수가 증가하는 경향을 보이는 등 추세적 요인도 영향을 미친다고 할 수 있다.

산업용 도시가스의 월별 수요에는 산업생산지수, 경쟁연료(석유류 제품) 대비 상대가격에 따른 대체효과 및 기온 효과(난방도일) 등이 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 특히, 산업용 도시가스 수요가 큰 폭으로 증가한 2009~2012년에는 석유화학업종의 나프타나 수소 제조를 위한 원료용으로 사용되었고, 산업용 도시가스 소비가 급격하게 감소한 2014~2016년 기간에는 원료비 연동제의 재개와 국제유가 하락의 여파로 석유류 제품(LPG, 나프타, B-C유) 대비 가격경쟁력 약화에 크게 영향받은 것으로 보고되고 있다(김인무·김창식·박성근, 2011; 박명덕·이상열·정희용, 2015; 강병욱, 2017; 박철웅·박철호, 2018; 이성로·하종현, 2019). 이에 본 연구에서는 그동안 산업용 월별 수요함수 추정에만 사용되어 왔던 도시가스의 상대가격을 일 수요함수 추정에도 포함하여 분석함으로써 예측성과를 개선할 수 있는지 여부를 확인하고자 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석자료

도시가스 수요 비중이 가장 높은 서울 지역의 최근 30년(1989~2018년) 월별 평균기온을 분석한 결과 가장 낮은 월 평균기온을 기록한 월은 1월이었다(기상청 날씨누리, 2019).[3] 따라서 본 연구는 2010년 1월부터 2019년 1월까지의 일별 도시가스 시계열 자료 중 1월의 일별 자료를 이용하여 겨울철 낮은 일평균 기온에서 난방용 수요 급증으로 인해 갱신되는 일 최대 도시가스 수요를 다

3) 최근 30년 동절기(1~3월, 10~12월) 중 월별 평균기온을 분석한 결과 1월 -2.04℃, 2월 0.73℃, 3월 6.06℃, 10월 14.98℃, 11월 7.53℃, 12월 0.24℃로 1월이 가장 낮은 기온을 기록하였다. 동절기 월별 표준편차의 경우, 겨울철 3개월(1~2월, 12월)은 1.7로 3월과 10월의 1.2, 11월의 1.5보다 높아 변동성이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이는 겨울철 3개월의 기온변동에 따라 수요변동도 확대될 수 있음을 의미한다.

양한 분석모형으로 추정하고자 한다. 즉, 일 최대 도시가스 소비량을 자료와 분석방법의 특성을 감안하여 동태적 최소자승추정법(Dynamic Ordinary Least Squares; $DOLS$), 자기회귀시차분포(AutoRegressive Distributed Lag; $ARDL$), 자기회귀이동평균(AutoRegressive Moving Average; $ARMA$), 그리고 $Reg-ARMA$ 모형으로 분석하고자 한다.

본 연구에서는 일 최대 도시가스 수요가 난방과 열수요로 구성되어 있어 기온 효과, 근무일 대비 금요일, 토요일, 일요일, 월요일이나 1월 1일, 1월의 설 연휴 유무 등 특수일의 영향으로 설명된다고 가정한다. 1월 자료와 특수일 효과를 고려한 것은 한정희·이근철(2015)이 강조한 선별적 샘플링의 절차와도 일맥 상통한다.

앞서 살펴본 것처럼, 국내 도시가스 수요는 동고하저(冬高夏低)의 U자형 수요 패턴을 가지고 있다. 본 연구는 가스수요에 가장 큰 영향을 미치는 기온에 대한 효과를 고려하는 설명변수로 일별 최저기온이나 평균기온(박진수·김윤배·정철우, 2013; 한정희·이근철, 2015)보다는 기온이 에너지 소비량에 미치는 영향을 비교적 잘 반영하는 난방도일(Heating Degree Days; HDD)을 사용하였다(박광수, 2012). 시간별 기온은 기상청으로부터 수집된 서울의 시간별 평균기온이며, 난방도일(HDD)은 식(1)과 같이 계산된다.

$$HDD = \sum_{t=1}^{24} \max \begin{cases} 18 - Temp_t, & \text{if } Temp_t \leq 18 \\ 0, & \text{if } Temp_t > 18 \end{cases} \quad (1)$$

다음으로, 일 유효일수 더미변수는 특수일(금·토·일·월요일, 설 연휴, 설 연휴 전·후일)의 소비량을 근무일(화~목) 기준 소비량 대비 상대적인 소비량으로 개념화할 수 있다. 특수일의 경우 가스수요의 변동성이 근무일과 유의미한 차이가 있다.

끝으로, 도시가스 용도 구분 시 소비 비중이 가장 큰 산업용 수요에 큰 영향을 미치는 상대가격 변수를 포함하고, 미공급 지역의 보급 효과를 반영하기

위해 추세 변수를 반영하고자 한다. 상대가격은 산업용 도시가스 생산자물가지수를 원유정제처리제품 생산자물가지수로 나눈 값이다. <표 4>는 주요 분석자료에 대한 기술통계량을 제시하고 있다.

〈표 4〉 분석자료의 기술통계량, 2010.1~2019.1

구 분	단 위	최솟값	최댓값	평 균	중앙값	표준편차	관측치
가스소비	톤(ton)	56,738	128,714	88,059	87,643	11,770	310
난방도일	도일	251.30	785.60	502.12	496.30	107.68	310
최저기온	℃	-14.70	7.50	-2.92	-2.70	4.49	310
상대가격	지수	0.73	1.16	0.90	0.87	0.13	310

주 : 상대가격은 석유류 제품 가격 대비 산업용 도시가스 가격의 비율임.

본 연구에서 사용한 난방도일은 기상청 국가기상종합정보(날씨누리)의 서울지역 시간별 평균기온 관측 자료를 이용해 산출하였으며, 경쟁연료 대비 상대가격은 한국은행 경제통계시스템(ECOS) 자료를 사용하여 구하였다. 그리고 일 최대 도시가스 수요를 산출하기 위한 일별 도시가스 소비량은 한국가스공사 통계자료를 사용하였다.

2. 추정모형

본 논문에서는 공적분 회귀모형, 자기회귀시차분포($ARDL$) 모형, $Reg-ARMA$ 및 $ARMA$ 모형을 활용하여 일 도시가스 최대수요함수를 추정한다.

일 도시가스 최대수요함수 추정을 위한 기본적인 모형은 식(2)로 나타낼 수 있다.

$$Q_t = f(H_t, P_t, D_t, T_t) \tag{2}$$

여기서 Q_t는 일별 도시가스 소비량, H_t는 난방도일, P_t는 석유류 제품 가격 대비 도시가스의 상대가격을 나타내며, D_t는 특수일을 나타내는 더미변수이고, T_t는 단조 증가하는 실적 추세를 나타낸다.

분석 변수들 간에 장기적으로 안정적인 균형관계를 보이는 공적분 벡터가 존재하면, 일반적인 OLS 방법으로 추정해도 추정 계수 값들은 초일치(super-consistent) 추정량이 되어 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하지 않으나, 추정된 계수 값의 표준오차가 비효율적이고 편의(bias)가 발생하여 t-통계량이 각 설명변수의 통계적 유의성을 검증하는데 더 이상 유효하지 않다. 이에 설명변수와 잔차항 간의 내생성 문제와 잔차항의 계열 상관 문제를 완화하기 위한 방법으로, 그동안 $DOLS$, CCR, $FM-OLS$와 같은 공적분 회귀모형들이 개발되어 왔다.

공적분 회귀모형($DOLS$)은 식(2)의 기본모형에서 가격변수, 더미변수, 그리고 추세변수를 제외한 난방도일 변수에 자연로그 변환을 취하여 식(3)과 같이 표현할 수 있다.[4)]

$$\log Q_t = \alpha_0 + \beta_1 \log H_t + \beta_2 P_t + \beta_3 D1_t + \beta_4 D2_t + \beta_5 D3_t + \beta_6 D4_t + \beta_7 T_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

또한, 일별 도시가스 수요함수를 추정하는 방법으로 단기 에너지 수요함수로 사용되는 $ARDL$ 모형은 종속변수나 설명변수의 시차변수를 설명변수로 고려하여 OLS로 추정할 수 있고, 자연로그로 변환된 설명변수의 장단기 탄력성을 측정할 수 있다. 식(3)에서 일별 도시가스 소비량의 시차변수(Q_{t-1})를 고려하여 $ARDL$ 모형을 구성하면 식(4)와 같다.

$$\log Q_t = \alpha_0 + \beta_1 \log H_t + \beta_2 P_t + \beta_3 \log Q_{t-1} + \beta_4 D1_t + \beta_5 D2_t + \beta_6 D3_t + \beta_7 D4_t + \beta_8 T_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

어떤 시계열 자료가 안정적인 $AR(p)$와 $MA(q)$가 혼합된 과정을 따를 경우, 그 자료는 $ARMA(p,q)$ 과정을 따르고 이러한 일반적인 $ARMA(p,q)$ 모

4) Stock and Watson(1993)의 $DOLS$ 추정법은 설명변수와 종속변수를 1차 차분한 시차변수를 모형에 반영하여 OLS 방법으로 추정함으로써 설명변수와 오차항 간에 발생할 수 있는 내생성 문제를 해결한다.

형에서 p와 q의 크기를 식별하는 것이 적정 모형을 선정하는 작업이다. $Reg-ARMA$ 모형은 Bell and Hillmer(1983)에 의해 제안된 모형으로서 기존 $ARMA$ 모형에 회귀모형의 독립변수 효과를 고려한 모형이다. k개의 독립변수를 고려한 시계열 $\{Q_t | t = 1,2,3, ..., T\}$가 $ARMA(p,q)$를 따를 때의 모형은 식(5)와 같이 표현될 수 있다.

$$\phi_p(B)(1-B)^d\left(Q_t - \sum_{i=1}^{k}\beta_i x_{ti}\right) = \theta_q(B)\varepsilon_t \tag{5}$$

여기서 B는 후진 연산자(back-shift operator)를 나타내고, p는 $AR(p)$의 차수, q는 $MA(q)$의 차수, d는 차분 차수, 그리고 ε_t는 오차항을 나타낸다.

위 3가지 모형에서 추정량의 부호(sign)는 일반적으로 도시가스 소비량(Q_t)과 경쟁연료 대비 도시가스의 상대가격(P_t) 사이에는 음(-)의 관계($\beta_2 < 0$)가 예상되고, 도시가스 소비량(Q_t)과 근무일 대비 금요일, 주말 및 설 연휴, 월요일의 효과를 반영하기 위한 더미변수들($D1_t, D2_t, D3_t, D4_t$) 간에는 음(-)의 관계($\beta_4 \sim \beta_7 < 0$)가 나타날 것으로 기대된다. 동고하저의 계절성을 갖는 도시가스 수요 특성상 시간별 기온이 18℃ 이하인 경우 난방도일(H_t)의 증가는 일별 도시가스 최대 소비량(Q_t)을 증가시키므로 계수 β_1은 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다.

3. 시계열의 정상성 및 변수 간 장기균형관계 유무 검정

분석 변수들에 대한 단위근 검정을 통해 개별 변수들이 정상 시계열인지 여부를 판별하고, 공적분 검정을 통해 분석 변수들 간에 장기균형관계가 존재하는지 여부를 확인하였다.

단위근 검정 시 일반적으로 활용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정법을 사용하여 모형에 포함된 각 변수가 단위근을 갖

는지를 검정하였다. <표 5>는 단위근 검정 결과를 제공하고 있는데, 상대가격을 제외한 모든 수준 변수가 유의수준 1%에서 단위근이 존재하지 않는 정상 시계열인 것으로 밝혀졌다. 수준변수에 대한 단위근 검정 결과 불안정적인 시계열로 판별된 상대가격 변수에 대해 1차 차분한 후 단위근 검정을 재시행한 결과 $I(1)$계열로 확인되었다.[5)]

〈표 5〉 단위근 검정 결과

검정방법	도시가스 소비량		난방도일		상대가격	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
수준변수	-5.617***	-5.414***	-4.588***	-16.493***	-1.816	-1.831
차분변수	-14.886***	-28.690***	-4.999***	-26.593***	-18.368***	-18.368***

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨.

불안정(non-stationary) 시계열의 가성회귀 문제를 피하고 변수들 간에 공적분 벡터의 존재 유무를 확인하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. 복수의 변수들 간 공적분 관계를 검정하는데 유용한 요한슨 공적분 검정(Johansen, 1991)을 시행하였으며, <표 6>은 추세와 상수항을 추가하여 검정한 결과를 제시하고 있다.

〈표 6〉 공적분 검정 결과

대상변수	귀무가설	Eigen-value	Trace	5% 임계값
도시가스 소비량, 난방도일, 상대가격	$H_0\ (rank(k)=0)$	0.538	120.086	63.876
	$H_0\ (rank(k)\leq 1)$	0.389	62.889	42.915
	$H_0\ (rank(k)\leq 2)$	0.270	26.415	25.872

5) 단위근 검정 시 AIC(Akaike's Information Criterion)를 이용하여 최대 시차는 3으로 설정하였으며, 장기 공분산행렬의 추정방법은 Newey and West(1994)의 고정 대역폭 선택법을 사용하였다.

Trace 검정 결과에 따르면, 일별 도시가스 소비량, 난방도일, 상대가격 변수 간에 공적분 관계가 (1) 전혀 없거나, (2) 하나만 존재하거나, 혹은 (3) 두 개가 존재한다는 각각의 귀무가설은 5% 유의수준 하에서 모두 기각되는 것으로 나타났다. 이는 일별 도시가스 소비량, 난방도일, 상대가격 간에 공통확률추세(common stochastic trend)를 갖는 공적분 벡터가 적어도 두 개 이상 존재하는 것을 의미한다. 따라서 세 변수들 간에 장기적 균형관계가 확인되어 공적분 회귀분석을 통해 장기균형관계를 추정하는 것이 가능하다.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 모형 추정 결과

이 장에서는 공적분 회귀모형($DOLS$), 자기회귀시차분포($ARDL$) 모형, $ARMA$ 및 $Reg-ARMA$ 모형을 사용하여 일 도시가스 최대수요함수를 추정한 결과를 제시한다. 다양한 공적분 회귀분석 방법들($DOLS$, CCR, $FM-OLS$) 가운데 $DOLS$ 추정법이 적합도와 예측력 면에서 가장 우수한 것으로 나타났다. <표 7>은 $ARMA$ 모형을 제외한 나머지 세 모형의 추정 결과를 제공하고 있다.[6]

6) <표 7>에 제시되지 않는 $ARMA$ 모형의 경우, 정보통계량(AIC) 기준으로 최대 시차를 정하고 다양한 시차를 고려하여 모형을 추정한 결과 $ARMA(3,3)$ 모형이 최적 모형으로 추정되었다. 이 최적 모형의 추정 결과에 따르면, 조정된 결정계수는 0.695로 적합도가 상대적으로 낮았고, $MAPE$도 10.1%로 나머지 세 모형에 비해 2배 이상 높았다.

〈표 7〉 일 도시가스 최대수요 예측 모형 추정 결과

설명변수	*DOLS* 모형		*ARDL* 모형		*Reg−ARMA* 모형	
	계수 값	표준오차	계수 값	표준오차	계수 값	표준오차
난방도일(H_t)	0.442***	0.026	0.303***	0.019	0.318***	0.014
전일난방도일(H_{t-1})					0.123***	0.014
전전일난방도일(H_{t-2})					0.041***	0.014
상대가격(P_t)	-0.313***	0.047	-0.110***	0.025		
전일 소비량(Q_{t-1})			0.496***	0.030		
금요일 더미($D1_t$)	-0.004	0.008	-0.015***	0.005	-0.012**	0.005
토요일 더미($D2_t$)	-0.065***	0.008	-0.073***	0.005	-0.072***	0.006
일요일 더미($D3_t$)	-0.132***	0.011	-0.093***	0.008	-0.115***	0.005
월요일 더미($D4_t$)	-0.005	0.007	0.045***	0.005	-0.008*	0.005
추세항(T_t)	0.000***	0.000	0.000***	0.000		
상수항	8.892***	0.181	3.943***	0.326	8.428***	0.145
AR(1)					0.845***	0.031
조정된 R^2	0.822		0.937		0.936	
F-value	-		575.131		557.964	
변수생략(p-value)[7]	-		0.623		0.000	

주: 1) 표준오차의 값은 이분산성에 대해 강건한 Newey-West HAC로 추정함.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨.

각 모형에서 공통적으로 기온변수, 특수일(토요일·일요일) 더미변수, 추세변수가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 모형별로 살펴보면, 공적분 회귀모형의 경우 기온변수에 대한 탄력성은 0.442이고, 상대가격 탄력성은 -0.313으로 비탄력적이었다. 특수일(금요일, 토요일, 일요일, 설 연휴, 월요일) 더미변수의 경우, 토요일과 일요일의 계수 값이 통계적으로 유의하였는데, 토요일은 -0.065, 일요일(설 연휴 포함)은 -0.132로 나타나 토요일보다 일요일 또는 설 연휴의 수요 감소 효과가 더 컸다. 참고로, 설 연휴 전일은 금요일 더미변수로, 설 연휴 다음날은 월요일 더미변수로 취급하였다.

7) 모형 진단 시 변수생략의 귀무가설은 "생략된 변수가 없다"이고, Reset 검정을 사용하여 추정하였다. 그 결과, *ARDL* 모형은 생략변수가 없으나 *Reg−ARMA* 모형은 생략변수의 존재가 유의한 것으로 나타났다.

$ARDL$ 모형을 이용하여 일 도시가스 최대수요함수를 추정한 결과에서는 당일 기온 효과, 전일 기온 효과, 상대가격, 전일 소비량, 요일 효과, 추세변수 등 모든 변수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 고려된 모형들 가운데 적합도가 가장 우수하였다. 일 도시가스 최대수요는 전일 소비량과 당일 기온 효과에 상대적으로 크게 영향받는 것으로 나타났고, 상대가격 변수에 대한 탄력성은 낮았다.

기존 연구에서 흔히 사용되어온 $Reg-ARMA$ 모형으로 추정한 결과는 마지막 열에 제시되어 있으며, 2일 전부터의 기온 효과 변수들과 요일 더미변수, 그리고 $AR(1)$의 계수 값이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 다만, 상대가격은 통계적인 유의성이 없는 것으로 나타났다.[8] 아마도 일 모형에서는 일 단위 편차가 적은 상대가격보다는 매일 변화하는 기온의 영향이 커서 상대가격 변수의 영향을 상당 부분 흡수했을 가능성이 있다.

그럼에도 불구하고, 최근 민수용(가정용·일반용)의 수요 정체로 인한 전체적인 비중 감소 추이와 대규모 석유화학 신규 설비의 증설로 인한 산업용 잠재수요의 증가로 상대가격이 도시가스에 유리할 경우 큰 폭의 수요 증가가 예상된다. 전력과 달리 도시가스는 제조업의 정유시설과 수소제조용으로 사용되어 나프타, LPG 등과 치열한 가격경쟁을 벌이므로, 상대가격 변수를 생략할 경우 수요함수에 대한 추정 편의가 커지는 결과가 초래될 수 있다.

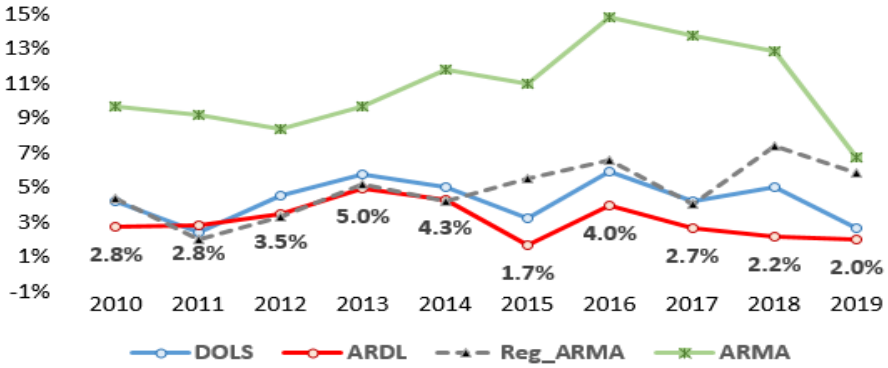
2. 개별 모형의 잔차 비교 분석

[그림 5]와 <표 8>은 장기적인 균형관계를 갖는 변수들로 설정된 공적분 회귀모형($DOLS$)과 $ARDL$ 모형, $ARMA$ 모형, 그리고 $ARMA$ 모형에 회

8) 상대가격을 제외하고 추정했을 때 $DOLS$ 모형과 $ARDL$ 모형의 조정된 결정계수 값은 각각 0.771, 0.929이었고, $MAPE$는 각각 10.1%, 4.0%로 나타나, 전반적으로 각 모형의 설명력이 낮아지고 예측오차는 더욱 확대되었다.

귀모형을 감안한 $Reg-ARMA$ 모형의 예측오차율($MAPE$) 추정 결과를 제시하고 있다.[9)]

[그림 5] 모형별 예측오차율 추이, 2010.1~2019.1



[그림 5]에서 알 수 있는 것처럼, 도시가스 경쟁연료의 상대가격 변수를 포함하지 않은 $ARMA$ 모형과 $Reg-ARMA$ 모형의 예측오차율이 2014년 이후 크게 나타나고 있다. 이는 2014년 11월 이후 국제유가가 하락하였고, 국제유가 하락에도 불구하고 5~6개월 시차를 두고 요금에 반영되는 도시가스 원료비의 특성에 따라 석유류 제품(LPG, 나프타, B-C유 등) 대비 가격경쟁력 약화로 산업용 도시가스의 수요, 특히 석유화학 부문의 수요가 큰 폭으로 감소하였기 때문이다. 따라서 도시가스 일 최대수요의 예측오차율을 낮추기 위해서는 경쟁연료 대비 상대가격 변수를 설명변수에 포함시켜 추정할 필요가 있다.

9) 평균절대백분위오차율(mean absolute percentage error; $MAPE$)은 모형의 예측오차율을 평가하기 위해 실제 소비량과 예측값의 차이를 실제 소비량으로 나눈 후 그 절대값을 평균한 값이다: $MAPE = \frac{100}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{A_t - F_t}{A_t}\right|$. 여기서, A_t는 실제값이며 F_t는 예측값이다.

〈표 8〉 모형별 예측오차율 비교, 2010.1~2019.1

기 간	연 도	*DOLS*	*ARDL*	*Reg−ARMA*	*ARMA*
1 기 간	2010	4.2%	2.8%	4.4%	9.7%
	2011	2.5%	2.8%	2.0%	9.2%
	2012	4.5%	3.5%	3.3%	8.4%
	2013	5.8%	5.0%	5.2%	9.7%
	2014	5.1%	4.3%	4.2%	11.8%
	2015	3.2%	1.7%	5.5%	11.0%
	2016	5.9%	4.0%	6.6%	14.8%
	2017	4.2%	2.7%	4.0%	13.7%
	2018	5.0%	2.2%	7.4%	12.8%
	2019	2.6%	2.0%	5.9%	6.8%
	평 균	4.3%	3.1%	4.9%	10.8%
	표준편차	0.012	0.010	0.015	0.024
2 기 간	2010	4.1%	2.1%	4.0%	6.1%
	2011	2.0%	2.3%	6.1%	4.2%
	2012	4.1%	2.7%	5.0%	5.8%
	2013	3.5%	1.8%	6.7%	5.2%
	평 균	3.4%	2.2%	5.5%	5.3%
	표준편차	0.034	0.022	0.027	0.042
3 기 간	2014	5.2%	4.2%	5.1%	6.0%
	2015	3.6%	2.1%	5.7%	5.8%
	2016	5.5%	3.9%	6.5%	6.4%
	2017	3.7%	2.6%	3.8%	6.4%
	2018	4.9%	2.0%	6.9%	6.8%
	2019	2.8%	2.0%	5.7%	5.6%
	평 균	4.3%	2.8%	5.6%	6.2%
	표준편차	0.042	0.037	0.046	0.050

주 : 1기간: 2010.1~2019.1, 2기간: 2010.1~2013.1, 3기간: 2014.1~2019.1.

ARDL 모형과 공적분 모형의 평균적인 *MAPE*는 각각 3.1%, 4.3%로 나타났으며, *ARDL* 모형이 상대적으로 우수한 예측력을 보였다. 두 모형은 모두 상대가격 변수를 설명변수로 포함하고 있고, 유가 하락기(2014~2019년)에도 불구하고 *MAPE*는 *Reg−ARMA* 모형의 4.9%와 비교할 때 더욱 우수하였다. 특히, *ARDL* 모형의 경우, 상대가격 변수를 모형에 포함시켰을 때 *MAPE*가 4.0%에서 3.1%로 약 1%p 개선되는 결과를 보였다.

모형의 적합도와 예측력이 우수한 *ARDL* 모형으로 전체 기간(1기간, 2010.1

~ 2019.1)을 원료비 연동제 동결 기간(2기간, 2010.1~2013.1)과 원료비 연동제 재개 기간(3기간, 2014.1~2019.1)으로 구분하여 모형을 재추정한 결과(부록의 <부표>를 참조), 모형의 적합도 뿐만 아니라 예측오차율이 1기간 3.1%에서 2기간 2.2%, 3기간 2.8%로 개선되는 것으로 나타났다.[10)]

따라서 원료비 연동제 재개 시점인 2014년을 기준으로 시계열 자료를 분리하여 모형을 추정함으로써 보다 우수한 예측성과를 얻을 수 있었으며, 이는 도시가스 수요구조의 변화와 그에 영향을 미친 변수를 분석모형에 적절히 반영함으로써 모형의 예측력을 향상시킬 수 있다는 점을 시사한다. 부록의 표에 나타나 있는 것처럼, 각 기간별 상대가격의 추정량을 비교해보면, 상대가격은 원료비 연동제 재개 기간(3기간)보다 동결 기간(2기간)에서 도시가스 수요에 좀 더 큰 영향을 미쳤다는 사실을 확인할 수 있다.

예측성과의 강건성을 검정하기 위해 2019년 1월 기간에 대해 표본 외 검정(out-of-sample test)을 실시한 결과, 각 모형별 일 최대수요 예측오차율은 $DOLS$ 2.7%, $ARDL$ 1.8%, $Reg-ARMA$ 3.1%, 그리고 $ARMA$ 5.4%로 나타났다. 이는 <표 8>에서와 유사한 결과로 상대가격 변수를 포함한 $ARDL$ 모형이 가장 우수한 예측성과를 보이고 있음을 알 수 있다.

<표 9>는 다양한 모형들을 통해 도시가스 일 최대수요를 추정한 오차율의 결과를 백분위수로 제시하고 있다. 이를 통해 각 모형의 정확도를 서로 비교할 수 있는데, $ARDL$ 모형으로 예측된 일일수요의 90% 이상이 실제값에 대해 5% 미만의 우수한 예측오차를 보인다고 할 수 있다. 반면 $ARMA$모형의 경우는 25 백분위수에서도 8.36%의 예측오차를 보여, 그 예측력이 다른 모형들에 비해 상대적으로 낮다는 것을 확인할 수 있다.

10) 원료비 연동제 재개 전·후 시점에 따른 도시가스 수요의 구조변화 여부를 파악하기 위해 Chow 검정을 시행하고, 2014년 1월에 대한 분석 결과 1% 유의수준에서 해당 시점에 구조변화가 없다는 귀무가설을 기각하였다.

〈표 9〉 연구모형 추정오차의 백분위 통계량, 2010.1~2019.1

통계량	*DOLS*	*ARDL*	*Reg*－*ARMA*	*ARMA*
25 백분위수	2.64%	2.0%	3.31%	8.36%
중위수	4.19%	2.77%	4.38%	9.69%
75 백분위수	5.04%	3.47%	5.52%	11.82%
90 백분위수	5.79%	4.32%	6.62%	13.72%
평 균	4.31%	3.09%	4.86%	10.78%

Ⅴ. 결 론

최근 10년간(2010~2019년) 난방용 수요 비중이 높은 도시가스 일 최대수요는 대부분 겨울철 일간 평균기온이 가장 낮은 1월 3~4주째에 집중적으로 발생한다. 도시가스의 공급을 담당하는 기관(한국가스공사)은 일 소비량을 추정하여 전국 네 지역(인천, 평택, 통영, 삼척)에 설치된 액화천연가스(LNG) 저장기지별로 바다의 해수열을 이용하여 기화하고 송출량을 조절하여 전국 지하에 매설된 주 배관망을 통해 민수용(가정용·일반용)과 산업용의 용도로 최종 소비자에게 공급하고 있다.

정확한 일 최대 소비량을 예측하는 것은 저장기지의 적정한 기화량과 송출량을 유지하고, 도시가스를 운반하는 배관설비의 건전성을 유지하는 등 안정적이고 효율적인 계통 운영을 위해 매우 중요하다. 다만, 일 최대수요에 비하여 필요 이상의 과다한 설비를 보유하는 것은 막대한 수급관리 비용을 소비자에게 전가하는 문제를 초래할 수 있고, 부족한 설비를 효율적으로 이용하는 것은 경제적이긴 하지만 공급의 안정성 문제를 초래할 수 있다. 특히, 급작스런 도시가스 일 소비량의 증가는 원거리에 위치한 배관의 압력을 저하시킴으로써 안정적인 공급을 저해할 수 있다.

본 연구는 도시가스 일 최대수요의 예측을 위해 2010~2019년 기간 중 연

중 월간 평균 기온이 가장 낮은 1월의 일별 자료를 사용하였다. 기존 연구에서와 같이 겨울철 난방용 도시가스의 일별 수요에 크게 영향을 미치는 난방도일이라는 비선형 기온 효과와 근무일 대비 특수일 효과를 반영한 유효 일수 더미변수는 물론, 최근 도시가스 소비 비중이 가장 큰 산업용 도시가스 소비의 주요 결정요인이라 할 수 있는 석유류 대비 도시가스의 상대가격을 설명변수로 고려함으로써 일 최대 도시가스 수요함수의 적합성을 제고하였다. 나아가, 선행연구에서 사용한 설명변수들을 반영한 $Reg-ARMA$ 모형 외에도, 종속변수와 독립변수들 간의 장기적이고 안정적 균형관계를 파악할 수 있는 공적분 회귀모형과 분석 변수들의 시차변수를 함께 고려할 수 있는 $ARDL$ 모형을 추정하고 그 예측력을 비교하여 보다 개선된 예측성과를 확인하였다.

실증분석 결과에 따르면, 도시가스 시계열의 자기상관에 의존하는 기존 $ARMA$ 모형과 상대가격 변수를 제외한 $Reg-ARMA$ 모형의 경우 조정된 결정계수는 각각 0.695, 0.936으로 나타났고, $MAPE$도 각각 11%, 4.9%로 비교적 높았다. 반면, 경쟁연료의 상대가격 변수를 포함한 공적분 회귀모형과 $ARDL$ 모형에서 조정된 결정계수는 각각 0.822, 0.937이었고, $MAPE$는 각각 4.3%, 3.1%로 타 모형 대비 우수한 예측성과를 보였다. 두 모형에서 상대가격 변수의 추정된 계수 값은 각각 -0.313, -0.110으로 통계적으로 유의하였다.

한편, 보다 정확한 일 최대수요 예측을 위해서는 경쟁연료 대비 상대가격에 영향을 미치는 원료비 연동제의 동결 구간과 재개 구간을 구분하여 예측할 필요가 있음을 실증분석을 통해 확인하였다. 전체 분석기간인 1기간(2010.1~2019.1)을 2기간(원료비 동결 구간, 2010.1~2013.1)과 3기간(원료비 연동제 재개 구간, 2014.1~2019.1)으로 나누어 기간별 예측오차를 구한 결과, $ARDL$ 모형의 $MAPE$가 1기간 3.1%, 2기간 2.2%, 3기간 2.8%로 나타났다.

본 논문의 분석 결과는 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 기존 연구에서와 달리 도시가스 일 최대수요를 예측하기 위해서는 기온과 근무일 대비 특수일(금요일, 토요일, 일요일, 월요일, 설 연휴, 설 연휴 전·후일) 요인 외에

경쟁연료 대비 상대가격의 변수를 설명변수로 고려하는 것이 필요하다. 둘째, 최근의 일 도시가스 최대수요함수의 보다 정교한 추정과 예측력 개선을 위해서는 도시가스 원료비 연동제를 동결한 기간(2010~2013)을 제외하고 원료비 연동제의 정상적인 운영 시점인 2014년 이후의 시계열 자료를 사용하는 것이 중요하다. 셋째, 일 최대수요의 예측력 제고는 시간대별 최대수요를 예측하는데 유용한 정보를 제공한다. 일 최대수요가 갱신될 경우 시간대별 최대수요도 갱신되므로, 일 최대수요를 가능한 한 정확하게 예측하고 그 전망 수요를 시간대별 최대수요의 예측에 활용할 수 있는 것이다.

본 연구에서는 일 도시가스 최대수요를 예측하는데 초점을 맞추었으나, 향후 연구에서는 시간대별 도시가스 최대수요를 직접적으로 예측하는 것도 시도될 필요가 있다. 천연가스의 기화 및 송출량의 경우 일 최대수요와 시간대별 최대수요를 정확하게 예측할 경우 보다 효율적인 설비 운영으로 천연가스의 수급관리 비용을 낮출 수 있기 때문이다.

접수일(2020년 6월 2일), 수정일(2020년 7월 27일), 게재확정일(2020년 9월 25일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

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

김인무·김창식·박성근. 2011.「에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측」. 경제학연구, 59(4): pp.199-228.

박광수. 2012.「에너지수요에 대한 기온변화의 영향분석」. 에너지경제연구원, 기본연구보고서 2012-12.

박명덕·이상열·정희용. 2015.「산업용 도시가스 수요변화 요인분석」. 에너지경제연구원, 수시연구보고서, 1-62.

박진수·김윤배·정철우. 2013.「도시가스 일일 수요의 단기예측」. 대한산업공학회지, 39(4): pp.247-252.

박철웅·박철호. 2018.「구조변화 이후 산업용 천연가스 수요함수의 추정」. 산업경제연구, 31(4): pp.1471-1490.

송경빈·권오성·박정도. 2013.「평일 단기전력수요 예측을 위한 최적 지수평활화 모델 계수 선정」. 전기학회논문지, 62(2): pp.149-154.

이근철·한정희. 2015.「선별적 샘플링을 이용한 국내 도시가스 일별 수요 예측 절차 개발」. 한국산학기술학회논문지, 16(1): pp.6860-6868.

이근철·한정희. 2017.「국내 일별 최대전력 수요 예측에 관한 연구」. 산업경제연구, 30(4): pp.1205-1218.

이성로·하종현. 2019.「지역별 산업용 도시가스 수요 예측 모형」. 에너지경제연구, 18(2): pp.137-166.

이정순·손흥구·김삼용. 2013.「시계열 모형을 이용한 일 최대전력 수요 예측 연구」. 응용통계연구, 26(2): pp.349-360.

정상욱·김삼용. 2014.「계절성과 온도를 고려한 일 최대 전력 수요 예측 연구」. 응용통계연구, 27(5): pp.843-853.

지평식·임재윤. 2014.「요일 특성을 고려한 일 최대 전력 수요 예측 알고리즘 개발」. 전기학회논문지, 63(4): pp.304-311.

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

한정희·백종관. 2011.「하절기 일일 전력수요 총량 예측을 위한 회귀모형 개발」. 상품학연구, 29(5): pp.69-75.

한정희·이근철. 2016.「국내 도시가스의 시간대별 수요 예측」. 한국산학기술학회논문지, 17(2): pp.87-95.

국가기후데이터센터 http://sts.kma.go.kr.

에너지경제연구원, 2018.『에너지통계연보』,『KEEI 에너지수요전망』.

한국가스공사. 2019.『경영통계』.

한국도시가스협회.『도시가스사업통계월보』각 호.

Alfares, H.K. and M. Nazeeruddin. 2002. "Electric Load Forecasting: Literature Survey and Classification of Methods," International Journal of Systems Science, 33(1): pp.23-34.

Bell W.R. and S.C. Hillmer. 1983. "Modeling Time Series with Calendar Variation," Journal of the American Statistical Association, 78: pp.526-534.

Chow, G.C. 1960. "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," Econometrica, 28(3): pp.591-605.

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

Johansen, S. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointergration in Gaussian Vector Autoregressive Models," Econometrica, 59: pp.1551-1580.

Newey, W. and K. West. 1994. "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," Review of Economic Studies, 61: pp.631-653.

Phillips, P.C.B. and P. Perron. 1988. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," Biometrika, 75(2): pp.335-346.

Stock J.H. and M.W. Watson. 1993. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," Econometrica, 64(4): pp.783-820.

◎ 부 록 ◎

<부표>는 도시가스 원료비 연동제 시행 여부에 따른 $ARDL$ 모형의 추정 결과를 나타내고 있으며, 전체 기간(1기간) 대비 원료비 연동제 동결 기간(2기간)과 원료비 연동제 복귀 기간(3기간)의 기간 구분에 따라 적합도와 예측오차율($MAPE$)이 차별화되는 것을 확인할 수 있다.

〈부표〉 도시가스 원료비 연동제 재개 시점에 따른 $ARDL$ 모형 추정 결과

설명변수	1기간 (2010-2019)		2기간 (2010-2013)		3기간 (2014-2019)	
	계수 값	표준오차	계수 값	표준오차	계수 값	표준오차
난방도일(lnhdd)	0.303***	0.019	0.277***	0.020	0.350***	0.023
상대가격(rprice)	-0.110***	0.025	-0.165**	0.078	-0.109***	0.036
전일 소비량(lncityt-1)	0.496***	0.030	0.498***	0.052	0.402***	0.042
금요일 더미(dum1)	-0.015***	0.005	-0.013***	0.004	-0.009**	0.005
토요일 더미(dum2)	-0.073***	0.005	-0.071***	0.006	-0.080***	0.006
일요일 더미(dum3)	-0.093***	0.008	-0.093***	0.008	-0.105***	0.012
월요일 더미(dum4)	0.045***	0.005	0.035***	0.007	0.036***	0.011
추세항(trend)	0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
상수항(constant)	3.943***	0.326	4.112***	0.543	4.699***	0.369
조정된 R^2	0.937		0.949		0.956	
$MAPE$(%)	3.1		2.2		2.8	

주: 1) 표준오차의 값은 이분산성에 대해 강건한 Newey-West HAC로 추정함.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨.

ABSTRACT

A Study on the Forecast of Daily Peak Load of Domestic City Gas Demand

Choelwung Park* · Cheol-Ho Park**

This study estimates the demand function for forecasting the daily peak demand for city gas using daily time series data from Jan. 2010 to Jan. 2019. As a result of estimation by the $ARDL$(autoregressive distributed lag) model, temperature elasticity and relative price elasticity compared to competitive fuel were 0.334 and -0.085, respectively. The model proposed in this study which takes into account the relative price to competitive fuel as well as the effects of special days and temperatures provided better predictive performance than other time series models applied in the previous studies which did not consider the effect of the relative price. In addition, when the entire sample period was divided into two sub-periods before and after the resumption of the raw material cost interlocking system, which has greatly affected city gas demand, the predictive power of the $ARDL$ model was further improved. Therefore, attention should be paid to both the method of estimating the model and the selection of explanatory variables in order to enhance the predictability of the daily peak demand for city gas. It is also necessary to appropriately reflect changes in city gas demand structure.

Key Words : City gas, Daily peak demand forecast, The autoregressive distributed lag ($ARDL$) model, relative price

* Deputy General Manager, Korea Gas Corporation(main author), papa@kogas.or.kr
** Associate Professor, Chungbuk National University(corresponding author), optimus@chungbuk.ac.kr