

용도별 특성을 고려한 도시가스 수요함수의 추정

박철웅* · 박철호**

요 약

최근 도시가스 수요는 과거와 달리 소득변수와 탈동조화 현상을 보이고 있다. 본 연구에서는 1995년부터 2016년까지의 분기별 시계열 자료를 이용하여 자기 회귀시차분포모형(ARDL), 오차수정모형, 공적분모형으로 총수요함수 및 용도별 수요함수를 추정하였다. 분석 결과, 최근 기간에서 도시가스 수요의 가격탄력성과 기온변화에 대한 민감도는 산업용을 중심으로 커진 반면, 소득탄력성은 가정용과 일반용을 중심으로 크게 감소하는 경향을 보였다. 오차수정모형의 용도별 추정결과는 ARDL모형의 결과와 유사하였으나, 일반용과 산업용의 소득탄력성이 다소 크게 나타났다. 공적분 회귀모형의 추정결과도 산업용 수요의 가격탄력성과 소득탄력성이 다소 크게 나타난 것을 제외하면 대체로 ARDL모형의 결과와 유사하였다. ARDL모형과 오차수정모형으로 최근 3년(2015~2017년)의 자료에 대해 표본외 예측실험을 시행한 결과, 총수요함수를 직접 추정하는 것보다 각 용도별 수요함수를 추정하여 총수요를 예측하는 것이 모형의 예측력을 제고할 수 있는 것으로 나타났다.

주요 단어 : 용도별 도시가스 수요함수, ARDL, 비선형기온효과, 예측오차, 유효일수
경제학문헌목록 주제분류 : C4, Q4

* 영남대학교 대학원 박사과정(주저자). papa@ynu.ac.kr

** 충북대학교 경영학부 부교수(교신저자). optimus@cbnu.ac.kr

I. 서 론

천연가스는 1970년대 두 차례에 걸친 세계 석유파동 이후 석유의 대체연료로서 1986년에 최초로 수입되었고, 이후 정부의 천연가스 보급 확대정책과 국민소득 수준의 향상으로 그 수요가 완만히 증가하는 추세를 보여 왔다. 그러나 2014년 이후 도시가스 보급이 둔화되면서 수요가 점차 감소 또는 정체되는 현상이 나타나고 있다. 이러한 현상을 설명하기 위해서는 도시가스 수요와 경제성장과의 동행성을 가정하는 기존연구에 대한 재검토와 함께, 도시가스 수요의 단기적인 변동에 초점을 맞추어 각 용도별로 해당 시장의 고유한 특성을 반영하는 요인들을 효과적으로 고려할 필요가 있다(박명덕·이상열·정희용, 2015; 신동현·조하현·김재혁, 2015; 차경수, 2016; 배유진·정재우, 2017).

본 연구는 도시가스 수요와 경제변수 간의 탈동조화(decoupling) 현상을 보다 엄밀히 분석하기 위해 1995년부터 2016년까지의 자료를 이용하여 국내 가정용, 일반용, 산업용 도시가스 수요함수(이하 ‘용도별 수요함수’)를 추정하고자 한다.¹⁾ 이를 위해 경제성장을 나타내는 거시경제변수, 도시가스와 경쟁관계에 있는 석유류 에너지의 상대가격, 그리고 기온 등의 주요 수요결정요인들을 설명변수로 사용한다.

과거 도시가스용 천연가스 수요는 가정용, 일반용, 산업용 등 모든 용도별 수요가 동일한 방향으로 증가하여 각 용도별로 추정하는 것보다 총수요를 추정하는 것이 효율적이고 예측력 향상에 도움이 되었다. 그러나 현재와 같이 수요가 감소 또는 정체된 시기에는 용도별로 도시가스 수요를 추정하

1) 한국가스공사의 ‘천연가스 공급규정’에 따르면, 가정용(또는 주택용)은 주택 및 준주택에서 취사나 난방용으로, 일반용은 상업용으로서 빌딩, 음식점업, 이·미용업, 숙박업, 수영장, 학교 급식시설, 병원소독용, 세탁소, 욕탕업 및 폐기물 처리 등에, 그리고 산업용은 제조업체의 제조공정용과 사택을 제외한 동일 장소 내 일체의 부대시설에서 사용된다.

는 것이 각 시장수요의 특성을 효과적으로 반영하는 것은 물론이고 수요에 측에 있어서도 정확성을 기하는데 도움이 될 수 있다.

따라서 본 연구에서는 도시가스 용도별로 각 수요에 영향을 미칠 수 있는 소득수준, 상대가격, 기온변수 등의 효과가 기존연구에서와 유의미한 차이가 있는지를 심도 있게 살펴보고자 한다. 만약 그러한 차이가 발견된다면, 용도별 수요함수를 추정하는 것에 의해 전체 도시가스 수요의 예측오차를 개선할 수도 있을 것이다.

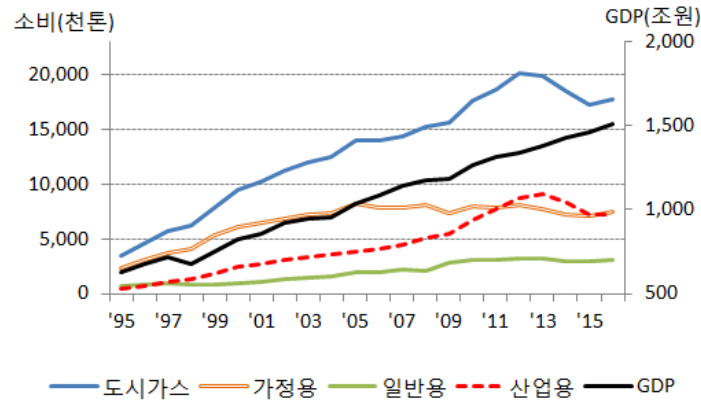
본 연구의 나머지 부분은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 용도별 도시가스의 수요 특성을 파악하고 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 도시가스 수요함수 추정을 위한 연구방법론을 설명하고, 제Ⅳ장에서는 수요함수를 추정한 실증분석 결과를 제시한다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 결론과 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 용도별 도시가스 수요 특성 및 선행연구

1. 용도별 도시가스 수요의 특성

천연가스는 난방이나 냉방 연료로 사용될 수 있기 때문에 국민생활과 직접적으로 관련된 생활필수품이며, 사용과 관리의 편의성, 저탄소·저공해성 등 다른 화석에너지원에 비해 많은 장점을 제공한다. 천연가스의 수요처는 매우 다양한데, 다양한 용도의 도시가스는 물론 열병합발전소나 LNG(Liquefied Natural Gas: 액화천연가스) 복합발전소의 발전용 연료로도 사용되고 있다. 국내 천연가스 수요는 1986년 도입 이후 1987년 6만톤에서 2016년 3,484만톤으로 증가하여 연평균 25.5%의 증가율을 보이고 있다. [그림 1]에 나타난 것처럼, 일반적으로 도시가스는 가정용 소비량의 비중이 높으나, 2000년대 이래 산업용 소비량의 비중도 빠르게 증가하는 추세를 보이고 있다.

[그림 1] 도시가스 수요와 실질 GDP 추이



자료: 경영통계(한국가스공사, 2018), 한국은행 경제통계시스템(ECOS)

최근 도시가스 수요는 실질 GDP 등의 장기적인 추세요인에 따라 변동하던 과거 패턴에서 벗어나 기온변화, 대체 에너지원 가격 대비 상대가격 변동과 같은 단기적인 요인에 의해 더 크게 영향 받고 있는 것처럼 보인다. 예를 들어, 박광수(2012)에 따르면 기온변화가 에너지 수요에 미치는 영향은 2000년대 들어 더욱 확대되고 있고, 에너지 수요변화에 대한 기온변수의 영향이 소득이나 가격의 영향보다 더 큰 것으로 조사되고 있다. 이러한 현상은 소득수준이 어느 정도 안정되고 전국적으로 도시가스의 보급이 보편화됨에 따라 나타나는 자연스러운 현상일 수 있다.²⁾

한편, 최종 수요자에게 부과되는 도시가스 요금은 도매요금과 소매요금의 합으로 결정된다. 도시가스 도매요금은 원료비(LNG 수입단가)와 도매공급비로 구성되며, 공공요금으로 전국에 동일하게 적용되고 있으나 지역별 소매공급비용에서는 큰 차이가 있다. 평균적으로 전체 요금 중 도매요금이 약 90%를 구성하며, 소매공급비용이 나머지 약 10%를 차지하고 있다.

2) 가정용 도시가스 보급률은 2017년 기준 전국의 경우 83.1% 수준, 서울의 경우 98.6% 수준으로 매우 높다(한국도시가스협회, 2018).

2. 선행연구

도시가스 수요함수 추정에 관한 연구는 전력 등 타 에너지에 대한 수요함수 추정 연구에 비해 드문 편이다. 특히, 국내 전체 용도별(가정용, 일반용, 산업용) 도시가스 수요함수 추정에 관한 연구는 도시가스 보급 초기에 수행된 몇몇 연구 외에는 찾기 어렵고, 북미 국가를 대상으로 도시가스용으로 사용되는 천연가스의 수요함수를 추정한 연구가 일부 존재한다.

도시가스 수요함수에 대한 선행연구는 방법론적으로 모수적인 추정방법과 비모수적인 추정방법을 사용한 연구로 대별할 수 있다. 모수적인 추정법을 사용한 경우로서, 김영덕(1998)은 산업용 도시가스의 수요를 다중회귀모형으로 추정하였는데, 산업생산지수, 기온(난방도일), 가스실질가격(도시가스 소비자물가지수) 등을 주요 설명변수로 사용하였다. 이 연구에서 가격탄력성은 -0.19이나 유의적이지 못하며, 소득탄력성은 1.23으로 탄력적인 것으로 나타났다. 난방도일의 계수값은 0.0003으로 통계적으로 유의하였다.

박광수(2012)는 가정용과 일반용 도시가스 수요함수를 추정하기 위해 실질 GDP, 가스가격, 냉난방도일과 3분기 더미변수를 사용하였으며, 추정 결과 소득탄력성은 1.474, 가격탄력성은 -1.938, 그리고 난방도일의 탄력성은 0.233으로 나타났다.

이승재·어승섭·유승훈(2013)의 경우 ARDL모형으로 소득(국내총생산)과 가스가격(도시가스 소비자물가지수), 前期의 가스판매량을 설명변수로 하여 총수요함수를 추정하였는데, 단기 가격탄력성 및 소득탄력성은 -0.522와 0.874로 비탄력적이나 장기 가격탄력성과 소득탄력성은 -2.155와 3.607로 매우 탄력적인 것으로 나타났다. 그러나 이 연구는 도시가스용 천연가스의 수요를 설명하는데 있어서 중요한 변수인 '기온'의 영향을 배제하였다는 점에서 그 한계가 있다.

비모수적인 추정방법을 사용한 연구로서, 김점수·양춘승·박중구(2011)는 도

시가스용 천연가스의 총수요를 예측하기 위해 총체적 비선형 기온효과와 실질 GDP를 주요 설명변수로 한 시간변동계수 공적분 회귀모형(Park and Hahn, 1999)을 사용하였다. 분석 결과, 단기 소득탄력성은 0.19로 비탄력적으로 나타났다. 김인무·김창식·박성근(2011)은 시간변동계수를 가진 정준 공적분 회귀모형(CCR)을 이용하여, 도시가스 총수요는 난방용 수요가 많아 기온에 민감하게 반응한다는 전제하에, 상대가격의 변화에 따른 대체재의 소비량 크기 또한 기온변화에 따라 달리 반응한다는 사실을 기온·가격교차반응함수로 분석하였다. 이들은 기온이 낮을 때 전력과 도시가스의 상대가격의 영향이 더욱 크게 나타나는 현상을 발견하였다.

최근 배유진·정재우(2017)는 가정용 도시가스 수요함수를 기온효과와 실질 GDP에 관한 시간변동계수를 가진 공적분 회귀모형으로 추정하였으나, 과다한 수요예측 오차가 발생하는 한계를 지적하며 상대가격과 단기 동태적모형(오차수정모형)을 활용한 추가 연구의 필요성을 지적하고 있다.³⁾

해외 연구사례로서, Dahl(1993)은 전력 및 도시가스 수요의 상대가격 탄력성과 소득탄력성을 구하기 위해 회귀분석을 시행하였으며, 평균적으로 도시가스 수요에 대한 가격탄력성과 소득탄력성은 각각 -0.27과 0.71로 나타났다. Nilsen *et al.*(2005)은 소득, 가격, 대체재 가격을 OLS, GLS, FE(Fixed Effects)-AR(1), RE(Random Effects)-AR(1) 모형을 이용하여 추정하였고, 그 결과 장기 소득탄력성의 절대값이 1보다 작아 비탄력적인 것으로 분석되었다.

Lee and Singh(1994)은 미국 캘리포니아 지역에 대한 횡단면 패널자료를 사용하여 가정용 도시가스에 대한 장기 소득탄력성을 추정하였으며, 장기 소득탄력성이 비탄력적임을 보고하고 있다. Balestra and Nerlove(1966)는 1957년부터 1962년까지 미국의 36개 주의 횡단면 패널자료를 사용하여 도시가스 총수요함수를 추정하였다. 추정 결과 가격탄력성 및 소득탄력성은 각각 -0.01과 0.2로 나타나 비탄력적인 것으로 분석되었다.

3) 이들은 가정용에 대해 기온효과와 소득수준을 설명변수로 하는 공적분 회귀모형을 추정하였고, 2015년 월별 수요예측오차율(MAPE)은 10.67%로 나타났다.

이 같은 기존연구 결과는 도시가스가 전력처럼 생활필수재의 성격을 가지고 있음을 나타낸다. 기온효과와 경우 전력, 가스 등 각 에너지원별로 효과가 다를 뿐만 아니라 동일한 에너지원이라 하더라도 용도에 따라 차이가 발생하므로, 본 연구에서는 가정·일반용과 산업용의 총체적 비선형 기온효과를 각각 개별 추정함으로써 기존연구의 미비점을 보완하고자 한다. <표 1>은 도시가스 수요함수의 추정에 관한 선행연구를 요약하여 제시하고 있다.

〈표 1〉 도시가스 수요함수에 관한 선행연구 요약

연구자	분석대상	분석방법론	분석변수
김영덕(1998)	가정·일반·산업용	회귀모형	산업생산지수, 실질 가스가격, 기온(냉난방도일)
김인무·김창식·박성근(2011)	도시가스 총수요	공적분 회귀모형	실질 GDP, 기온효과, 전력 대비 상대가격
김점수·양춘승·박중구(2011)	도시가스 총수요	공적분 회귀모형	실질 GDP, 기온효과
박광수(2012)	가정·일반용	회귀모형	실질 GDP, 기온(냉난방도일), 전력 대비 상대가격, 분기더미
박명덕·이상열·정희용(2015)	산업용	회귀모형	산업생산지수, 병커씨유 대비 상대가격, 서울지역 냉난방도일
배유진·정재우(2017)	가정용	공적분 회귀모형	실질 GDP, 기온효과
이승재·여승섭·유승훈(2013)	도시가스 총수요	자기회귀시차 분포모형	실질 GDP, 실질 가스가격
Balestra and Nerlove(1966)	도시가스 총수요	패널모형	가스가격, 소득
Dahl(1993)	천연가스, 석유, 석탄, 휘발유 등	회귀모형	각 연료가격, 소득
Lee and Singh(1994)	가정용	패널모형	가스가격, 소득
Nilsen(2005)	도시가스 총수요	패널모형	소득, 전력 등 타 연료가격

Ⅲ. 자료 및 연구방법

1. 분석자료

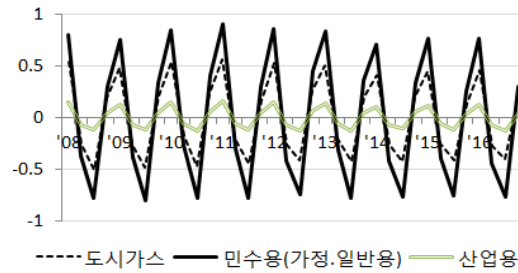
도시가스 수요 예측모형은 시계열모형으로서 도시가스 수요의 변화가 전반적인 경제활동, 기온효과, 경쟁연료 대비 상대가격 등의 변화로 설명된다고 가정한다. 구체적으로, 과거 선행연구들에서 사용되었던 실질 GDP나 제조업 산업생산지수, 계절성을 나타내는 기온(평균기온, 난방도일, 냉방도일, 총체적 비선형 기온효과), 벙커씨유나 전력 등 대체재 대비 도시가스의 상대가격, 물리적 기간을 나타내는 특수일 효과를 제거한 유효일수 등이 주요 설명변수가 될 수 있다.

근래 들어 경제활동을 나타내는 거시경제변수들의 변동성과 최종에너지수요의 변동성이 축소됨에 따라, 본 연구는 용도별 도시가스 고유의 미시적인 특이변동요인들을 발굴하여 모형을 추정하는데 사용함으로써 모형의 적합도와 예측력을 제고하고자 한다. 따라서 기존연구에서 활용되었던 실질 GDP 외에도 경쟁연료(전력, 벙커씨유, LPG, 석유류 등) 대비 도시가스의 상대가격, 일교차가 큰 날의 가스수요 증가를 반영할 수 있는 총체적 비선형 기온효과를 적용하여 수요함수를 추정하고자 한다.

최근 도시가스 수요에 미치는 영향이 가장 큰 요인들 가운데 하나는 기온이다. 가스보급 초기에 행해진 연구들은 기온변수로서 평균기온이나 냉방도일/난방도일을 활용하였으나, 같은 평균기온이라 하더라도 일교차가 큰 날은 소비량이 예측과 실적에서 큰 차이를 보이는 문제점이 발견되었다. 이러한 문제점을 극복하고 기온의 영향을 최대한 효과적으로 반영하기 위해 본 연구는 광역시의 시간별 기온자료에 가정·일반용과 산업용 도시가스의 소비량 비중

을 가중하여 [그림 2]와 같이 계절성을 잘 나타내는 용도별 기온효과를 산출하고 설명변수로 사용하였다.⁴⁾ 도시가스 소비의 기온에 대한 반응은 용도별로 차이가 있으나 일반적으로 낮은 기온에 대해 민감하게 반응하는 경향이 있으므로 겨울철에는 높고 여름철에는 낮은 동고하저의 패턴을 보이게 된다.

[그림 2] 용도별 도시가스 기온효과



선행연구들에서는 총수요함수를 추정하기 위해 일반적으로 회귀모형을 OLS 방법으로 추정하였다. 본 연구에서도 적절한 설명변수를 선택하기 위한 예비 분석(preliminary analysis)으로서 다음의 회귀식을 OLS방법으로 추정함으로써 다양한 설명변수 조합들로 구성된 모형들의 예측오차를 비교하였다.

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

4) 냉난방도일(HDD, CDD)모형은 기온에 따라서 선형으로 반응하는 모델이지만, 총체적 비선형 기온효과 모형은 시간별 기온자료를 활용하므로 기온이 극단적으로 변화하여 수요가 급증하는 것을 고려할 수 있다(Chang *et al.*, 2016). 기온효과는 아래 식(1)과 같이 기온분포함수(f_t)와 기온반응함수(g)의 적분함수로서 나타낼 수 있다.

$$\int g(s)f_t(s)ds \quad (1)$$

여기서 기온반응함수는 총체적 비선형 기온효과를 추정하기 위한 개념으로 도시가스 수요가 기온에 반응하는 민감도를 나타내는 함수이다. 기온효과는 현실에서 온도에 따른 도시가스 수요의 반응이 비선형적임을 의미하며, 추운 겨울에 난방부하로 인해 수요가 급증하는 현상을 잘 설명한다. 또한 용도별 기온효과는 가정·일반용 도시가스 소비가 주로 수도권에 집중되고, 산업용 도시가스 소비는 지방에 집중되는 특징을 잘 반영하고 있다.

여기서 Q_t 는 도시가스 소비량, P_t 는 경쟁연료 대비 상대가격, Y_t 는 실질 GDP, T_t 는 기온변수를 나타낸다. 추정에 사용된 자료는 2008년 2분기부터 2016년 말까지의 전국 도시가스 소비량, 경쟁연료(병커씨유 또는 석유류) 대비 상대가격, 실질 GDP, 그리고 기온정보(냉난방도일 또는 기온효과)이다.

<표 2>는 추정결과를 제시하고 있다. 기온변수와 상대가격변수로서 <표 2>의 (A)열은 난방도일과 병커씨유 가격 대비 도시가스 가격을, (B)열은 기온효과와 병커씨유 가격 대비 도시가스 가격을, 그리고 (C)열은 기온효과와 석유류 가격 대비 도시가스 가격을 사용한 결과이다. 상대가격변수로서 병커씨유 가격 대비 도시가스 가격을 사용하고 기온변수로서 난방도일 대신 기온효과를 사용한 경우, 평균절대백분율오차(MAPE: Mean Absolute Percentage Error, 이하 ‘평균예측오차율’)는 7.03%에서 4.54%로 감소하였다. 이는 난방도일 대신 용도별 기온효과를 모형에 포함함으로써 예측오차를 개선할 수 있음을 의미한다.

〈표 2〉 기온변수와 상대가격의 선택에 따른 예측오차 비교

설명변수	난방도일 / 병커씨유 (A)	기온효과 / 병커씨유 (B)	기온효과 / 석유류 (C)
상수항	1.866 (2.399)	7.706*** (2.486)	4.777*** (1.954)
상대가격	-0.216** (0.101)	-0.204*** (0.062)	-0.259*** (0.063)
소득수준	0.956*** (0.209)	0.664*** (0.194)	0.915*** (0.152)
기온	0.355*** (0.010)	1.083*** (0.022)	1.075*** (0.022)
Adjusted R ²	0.954	0.980	0.983
RMSE	363,960.4	223,958.4	211,149.8
MAPE(%)	7.03	4.54	4.04

주: 1) 분석기간은 2008년 2분기부터 2016년 4분기까지임.

2) 괄호 안의 값은 이분산성에 대해 강건한 표준오차이며, 모든 변수는 자연로그 변환함.

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

본 연구에서는 기온효과를 산정하기 위해 1995년부터 2016년까지 5대 광역시의 24시간 기온자료에 각 광역시의 가정·일반용, 산업용 도시가스 소비량의 가중치를 적용하여 용도별 기온효과를 추정한 후 입력변수로 활용하였다. 위 기본모형을 통해 기온효과를 용도별로 달리 추정할 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어 추정한 결과 예측오차율이 2.2%에서 1.6%로 감소하는 것으로 나타났다.⁵⁾

도시가스 소비량에 영향을 미치는 또 다른 중요한 요인은 대체재 대비 도시가스의 상대가격이다. 기존연구에서는 가정·일반용의 경우 도시가스와 대체재 관계가 있는 전력 대비 상대가격을, 산업용의 경우 다양한 경쟁연료(전력, 병커씨유, LPG, 석유류 등) 대비 상대가격을 주로 고려하였다. 최근 석유화학업종의 호황으로 산업용 도시가스의 주요 대체재인 석유류와의 가격경쟁이 심화됨에 따라, 본 연구에서는 기존연구에서 널리 사용된 병커씨유 가격 대비 상대가격을 대신하여 석유류 제품 판매가격 대비 상대가격을 사용한다.

총수요함수에 포함되는 설명변수로서 병커씨유 대비 상대가격과 석유류 대비 상대가격의 예측력을 분석한 결과, <표 2>에서와 같이 병커씨유 대신 석유류 대비 상대가격을 사용한 경우 평균예측오차율(MAPE)이 4.54%에서 4.04%로 감소하였다. 이는 다른 경쟁연료보다 석유류 제품과의 가격경쟁에 따른 상대가격 효과를 반영할 시 예측오차를 줄일 수 있다는 점을 시사한다.

본 연구에서 사용된 자료는 1995년부터 2016년까지의 분기별 자료이며, 실질 GDP 자료 및 상대가격 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS), 냉난방도일 자료는 에너지경제연구원 국가에너지통계종합정보시스템(KESIS), 기온효과 산출을 위한 시간별 기온자료는 기상청 국가기상종합정보(날씨누리), 기온반응함수 산출을 위한 용도별 도시가스 소비량은 한국도시가스사업편람 및 한국가스공사 경영통계로부터 구하였다.

5) 자기회귀차분포모형(ARDL: Autoregressive Distributed Lag Model)을 통해 추정할 경우, 총수요함수의 예측오차는 3.3%, 용도별 수요함수에서 전국 기온효과를 반영했을 때의 예측오차는 2.2%, 그리고 가정·일반용과 산업용으로 기온효과를 용도별로 산출하여 적용했을 때의 예측오차는 1.6%로 나타났다.

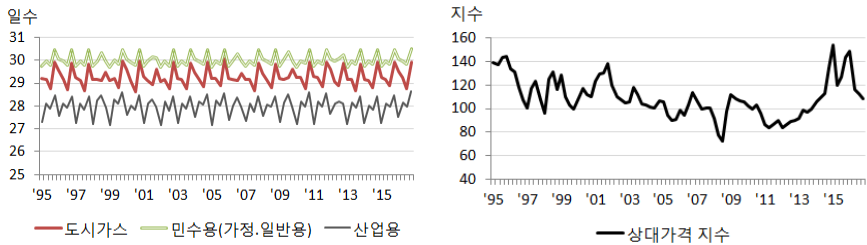
<표 3>은 1995년부터 2016년까지 분기별 자료를 사용하여 구한 주요 변수들의 기초통계량을 제시하고 있다. 총 관측치는 88개의 분기로 구성되어 있으며, 기온효과와 특수일 효과를 반영한 분기별 유효일수는 가정·일반용과 산업용으로 구분하여 분석에 활용하였다. [그림 3]은 도시가스 용도별 유효일수 및 석유류 대비 상대가격 추이를 보여준다.

〈표 3〉 분석자료의 기초통계량

구 분		평균	중앙값	표준편차	최대값	최소값	관측치
도시 가스 소비 (천톤)	전체	3,228	2,825	1,836	7,310	338	88
	가정용	1,650	1,286	1,157	4,073	165	88
	일반용	488	451	288	1,221	75	88
	산업용	1,091	1,011	663	2,520	74	88
상대가격(지수)		109	106	16.85	154	72	88
소득수준(조원)		265	266	69	380	153	88
기온 효과 (지수)	전체	0.00	-0.03	0.45	0.76	-0.73	88
	가정·일반용	-0.02	-0.27	0.62	0.91	-0.80	35
	산업용	-0.01	-0.06	0.10	0.16	-0.13	35
유효 일수 (일)	전체	29.3	29.2	0.39	30.0	28.6	88
	가정·일반용	30.0	30.0	0.26	30.5	29.7	88
	산업용	28.0	28.1	0.43	28.7	27.1	88

주: 1) 상대가격은 도시가스 대체재인 석유류의 대비 상대가격임.
2) 용도별 기온효과 자료는 2008년 2분기 이후부터의 자료임.

[그림 3] 용도별 유효일수 및 석유류 대비 상대가격 추이



본 연구에서는 1995년부터 2016년까지의 ‘전체기간’ 외에 두 개의 하위기간 (1995년 1분기부터 2008년 1분기까지(이하 ‘1기간’)와 2008년 2분기부터 2016년 4분기까지(이하 ‘2기간’)에 대해서도 분석한다. ‘2기간’부터는 도시가스 요금 원료비 연동제의 유예로 도시가스의 가격경쟁력과 소비구조가 이전 기간과 크게 달라졌기 때문이다(박명덕 외, 2015; 강병욱, 2017).

2008년 초 국제원유가격이 배럴 당 100 달러를 넘어서자 정부는 물가안정을 위해 2008년 3월부터 도시가스요금의 원료비 연동제를 유예하였으며, 이 조치는 2013년 2월까지 유지되었다. 가스요금이 유가에 연동되지 않게 됨에 따라, 석유류 제품 대비 도시가스의 상대가격이 낮게 유지되어 도시가스의 가격경쟁력이 강화되었고, 이 같은 변화는 가격에 특히 민감한 산업용을 중심으로 소비구조에 큰 변화를 초래하였다. 산업용 도시가스의 소비는 원료비 연동제가 유예된 2008~2013년 기간 동안 경쟁연료인 석유류 제품을 대체하며 연평균 11.5% 증가하였는데, 이는 2001~2007년 기간 동안 연평균 소비증가율(6.3%)의 약 두 배에 달한다(강병욱, 2017).

2. 도시가스 수요함수의 추정

본 연구에서 사용하는 수요함수 추정방법은 일반적으로 활용되고 있는 자기회귀시차분포모형(Autoregressive Distributed Lag Model, 이하 ‘ARDL모형’)으로서, 총수요함수 및 용도별(가정·일반·산업용) 수요함수를 추정하여 도시가스 소비량을 전망한다. 이 모형은 종속변수의 시차변수를 설명변수로 고려하여 장·단기 탄력성을 측정할 수 있는 장점이 있다. 도시가스 수요함수의 경우 전기(前期)의 소비량뿐만 아니라 그 이전으로부터의 소비량도 고려하는 것이 필요할 수도 있다.

본 연구에서는 도시가스 시계열자료를 효과적으로 활용하기 위한 계량모형으로서 ARDL모형 외에도 공적분 회귀모형과 선행연구들이 추가적인 연구의 필요성을 제기한 오차수정모형을 사용한다.

수요함수 추정을 위한 기본모형은 다음의 식으로 나타낼 수 있다.

$$Q_t = f(P_t, Y_t, T_t) \quad (3)$$

단, Q_t 는 용도별 도시가스 소비량, P_t 는 석유류 대비 도시가스의 상대가격, Y_t 는 실질 GDP, 그리고 T_t 는 총체적 비선형 기온효과를 나타낸다. 식(3)의 양변에 자연로그를 취하고 과거시차를 고려하여 ARDL모형을 구성하면 다음과 같다.

$$\log Q_t = \alpha_0 + \beta_1 \log P_t + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 T_t + \beta_4 \log Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서 ε_t 는 오차항을 나타낸다. 도시가스 소비량과 대체재 대비 도시가스의 상대가격 간에는 음(-)의 관계($\beta_1 < 0$)가 성립하고, 도시가스 소비량과 실질 GDP 간에는 양(+)의 관계($\beta_2 > 0$)가 성립할 것으로 기대된다. 또한 총체적 비선형 기온효과와 증가는 도시가스 소비량을 증가시켜 두 변수 간에는 양(+)의 관계($\beta_3 > 0$)가 성립할 것으로 예상된다.

용도별 도시가스 소비량과 그에 영향을 미치는 변수들 간의 장·단기 영향을 분석하기 위해, Pesaran *et al.*(2001)에 따라 식(4)를 오차수정모형 형태로 나타내면 식(5)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \log Q_t = & \alpha_0 + \sum_{k=0}^p \beta_k \Delta \log Q_{t-k} + \sum_{k=0}^p \gamma_k \Delta \log P_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^p \delta_k \Delta \log Y_{t-k} + \sum_{k=0}^p \eta_k \Delta T_{t-k} + \phi ec_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 Δ 는 시계열 변수의 차분을 나타내며, p 는 시계열 변수에 대한 시차를 의미하고 각 변수마다 다르게 나타날 수 있다. 오차수정항(ec_{t-1})은 변수들 간 장기균형관계를 나타내며, 계수 ϕ 는 음(-)의 값으로 장기균형으로 조정되는

속도를 나타낸다. 오차수정항을 제외한 나머지 설명변수들의 추정계수는 단기적인 동학관계를 나타낸다.

3. 단위근과 공적분 검정

ARDL모형 및 오차수정모형을 추정하기에 앞서 단위근 검정을 통해 모형에 포함된 변수들이 정상 시계열인지 여부를 확인하고, 공적분 검정을 통해 이들 변수들 사이에 장기적인 균형관계가 존재하는지 여부를 확인하고자 한다.

ARDL모형은 공적분 회귀모형과는 달리 변수의 값들이 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 인지의 여부에 관계없이 사용할 수 있기 때문에 변수의 사전검정(pre-testing)이 필요하지 않다(Pesaran *et al.*, 2001). 다만 시계열 변수가 $I(2)$ 인 경우에는 사용할 수 없기 때문에, 1995년부터 2016년까지의 자료에 대해 ADF 단위근 검정방법을 사용하여 모형에 포함된 개별 변수에 단위근이 있는지 여부를 검정하였다.⁶⁾ <표 4>는 전체 분석기간과 두 개의 하위기간에 걸쳐 수행된 수준변수와 차분변수에 대한 단위근 검정 결과를 보여주고 있는데, $I(0)$ 인 유효일수를 제외한 다른 변수들은 모두 $I(1)$ 계열로 확인되었다.

따라서 허구적 회귀를 예방하고 비정상 시계열들 사이에 장기적 균형관계가 존재하는지 여부를 확인하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. 본 연구에서는 세 변수 이상의 공적분 벡터 존재 유무의 추정에 유용한 Johansen(1991) 공적분 검정법을 이용하여 비정상 시계열인 도시가스 소비량, 실질 GDP, 석유류 대비 도시가스의 상대가격, 그리고 총체적 비선형 기온효과 간에 공적분 관계가 존재하는지를 검정하였다. <표 5>에 제시되어 있는 것처럼, 각 변수들 간에는 상대적으로 견고한 공적분 관계가 존재하였다.

6) 단위근 검정 시 AIC(Akaike Information Criterion)를 기준으로 최대 시차변수를 4로 설정하였고, 장기공분산 행렬의 추정에는 Newey and West(1994)의 fixed bandwidth 방법을 적용하였다.

〈표 4〉 단위근 검정 결과

기간	대상	가스소비량	소득수준	기온효과	상대가격
전체 기간	수준변수	-1.953	-0.122	-1.318	-0.581
	차분변수	-6.018***	-7.101***	-6.271***	-10.039***
1기간	수준변수	-1.543	0.263	-1.268	-0.581
	차분변수	-27.036***	-4.792***	-4.589***	-6.429***
2기간	수준변수	-1.732	0.293	-1.643	-1.929
	차분변수	-3.312**	-5.202***	-4.311***	-5.957***

주: 1) 전체 기간은 1995년 1분기부터 2016년 4분기까지이며, 1기간은 1995년 1분기부터 2008년 1분기까지, 2기간은 2008년 2분기부터 2016년 4분기까지임.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

〈표 5〉 공적분 검정 결과

귀무가설	Eigenvalue	Trace 검정통계량	5% 임계값
공적분 방정식이 없다 $H_0 : Rank(k) = 0$	0.565	119.965*** (74.284)	47.856 (27.584)
공적분 방정식이 하나다 $H_0 : Rank(k) \leq 1$	0.296	45.680*** (31.299)	29.797 (21.131)

주: 1) 괄호 안의 값은 Max-eigenvalue 방식을 이용한 공적분 검정통계량을 나타내며, 상수항과 추세를 포함하여 검정함.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

IV. 실증분석

1. 자기회귀시차분포모형(ARDL) 추정 결과

본 연구에서는 기본모형을 이용하여 추정하되 계수의 추정량이 경제이론에 부합하지 않는 경우 그 변수를 모형에서 제외하고 재추정하였다. 예컨대, 2기간(2008년 2분기~2016년 4분기) 가정용의 경우 실질 GDP는 통계적으로 유의하지 않아 제외하였고, 가정용 도시가스의 대체재인 전력과의 상대가격 역시 그 부호가 양(+)으로 유의하지 않아 설명변수에서 제외하였다.

<표 6>은 1995년부터 2016년까지의 전체 분석기간과 두 개의 하위기간(1995년 1분기~2008년 1분기, 2008년 2분기~2016년 4분기) 대해 ARDL모형으로 총수요함수 및 용도별 수요함수를 추정한 결과를 제공한다. 먼저, 전체 분석기간의 추정결과에 따르면 소득수준과 기온효과는 모든 용도에 유의한 영향을 미치나 상대가격은 산업용 소비에만 영향을 미치는 것으로 나타났다.

1기간(1995년 1분기~2008년 1분기)에서 총수요함수는 상대가격을 제외한 모든 변수들의 계수값이 통계적으로 유의하였다. 가격탄력성은 산업용에 대해 비탄력적(-0.196)인 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 용도별 소득탄력성을 살펴보면, 가정용, 일반용, 산업용의 소득탄력성이 각각 1.543, 2.845, 1.598로 나타났으며, 특히 일반용(상업용) 도시가스 수요가 소득의 변화에 매우 민감하게 반응하였다. 기온효과의 경우, 가정용의 소비가 다른 용도에 비해 기온에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

2기간(2008년 2분기~2016년 4분기)에서도 총수요함수의 경우 상수항을 제외한 나머지 변수들의 계수값이 통계적으로 유의하였다. 이전 기간에서는 통계적으로 유의하지 않았던 가격탄력성이 유의미한 값을 보였으며, 이 기간 동안 소득탄력성은 비탄력적으로 변화하였다.

〈표 6〉 ARDL모형 추정결과

설명변수	총수요함수	용도별 수요함수		
		가정용	일반용	산업용
<전체 기간 : 1995년 1분기~2016년 4분기>				
상수항	-8.406*** (0.840)	2.624 (2.048)	-18.987*** (1.772)	-11.190*** (1.649)
前期 소비량	0.085** (0.032)	0.121*** (0.018)	-0.219*** (0.044)	0.499*** (0.054)
상대가격	-0.417*** (0.113)	-	-	-0.406*** (0.145)
소득수준	1.516*** (0.083)	0.812*** (0.152)	2.458*** (0.165)	1.314*** (0.163)
기온효과	1.021*** (0.035)	1.695*** (0.063)	0.629*** (0.061)	0.328*** (0.025)
Adjusted R ²	0.953	0.903	0.889	0.944
<1기간 : 1995년 1분기~2008년 1분기>				
상수항	-15.383*** (2.782)	-9.475** (2.796)	-22.682*** (2.967)	-14.668*** (3.441)
前期 소비량	0.077*** (0.024)	0.101*** (0.016)	-0.335*** (0.056)	0.498*** (0.052)
상대가격	-	-	-	-0.196 (0.356)
소득수준	2.090*** (0.217)	1.543*** (0.216)	2.845*** (0.274)	1.598*** (0.302)
기온효과	1.009*** (0.021)	1.534*** (0.054)	0.547*** (0.075)	0.344*** (0.033)
Adjusted R ²	0.951	0.937	0.847	0.905
<2기간 : 2008년 2분기~2016년 4분기>				
상수항	0.291 (1.789)	10.408*** (0.106)	6.512** (2.890)	-6.249*** (2.149)
前期 소비량	0.032* (0.016)	0.036*** (0.009)	-0.308*** (0.031)	0.441*** (0.073)
상대가격	-0.268*** (0.055)	-	-	-0.430*** (0.088)
소득수준	0.818*** (0.143)	-	0.524** (0.210)	1.133*** (0.223)
기온효과	1.046*** (0.046)	1.264*** (0.015)	0.615*** (0.011)	1.098*** (0.115)
Adjusted R ²	0.968	0.970	0.966	0.987

주: 1) 괄호 안의 값은 이분산성에 대해 강건한 표준오차를 나타내며, 기온효과를 제외한 모든 변수는 자연로그 변환함.

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

용도별로 살펴보면, 산업용 수요의 가격탄력성(-0.430)이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 최근 에너지 다소비업종을 중심으로 대체연료 간 가격경쟁이 심화되었기 때문에 나타난 현상으로 분석된다(박명덕 외, 2015). 가정용 수요의 소득탄력성은 통계적으로 유의하지 않았고, 일반용 수요의 소

득탄력성은 0.524로 비탄력적으로 변화하였으며, 산업용 수요의 소득탄력성은 1.133으로 이전 기간에 비해 다소 감소하였다. 소득탄력성의 전반적인 감소 현상은 도시가스가 높은 보급률과 함께 생활필수재로 자리 잡은 것과 무관치 않은 것으로 보인다.

기온효과의 영향은 대체로 이전 기간과 유사하였으나, 산업용 수요의 경우 이전 기간에 비해 기온변화에 대한 민감도(1.098)가 크게 증가한 것으로 나타났다. 김인무·김창식·박성근(2011)이 주장한 것처럼, 도시가스와 대체연료 간 가격경쟁이 심화되는 기간에는 상대가격과 기온의 교차반응 효과로 인해 겨울철에 기온효과가 더 크게 나타날 수 있다.

이상의 결과를 요약하면, 근래 들어 도시가스 수요의 가격탄력성과 기온변화에 대한 민감도는 산업용을 중심으로 커진 반면, 소득탄력성은 가정용과 일반용을 중심으로 크게 감소하는 경향을 보였다. 따라서 분석기간이나 도시가스 용도에 따라 가격탄력성과 소득탄력성, 그리고 기온효과가 다르게 나타나는 현상이 발견되었다.

이와 같은 상황 하에서는 도시가스 총수요함수를 직접 추정하는 것보다 용도별 수요함수를 추정하여 활용하는 것이 총수요 예측의 정확성을 제고하는데 도움이 될 수 있다. 이를 살펴보기 위해 최근 3년(2015~2017년) 기간에 대해 각 분기별로 표본외 예측실험을 수행하였다. 표본외 예측은 먼저 2008년 2분기부터 예측하고자 하는 분기의 전분기까지 자료를 이용하여 표본내 모형을 추정한 후, 예측분기 동안의 설명변수 실측치를 추정된 모형에 대입하는 방법으로 이루어졌다. 예를 들어, 2015년 1분기에 대한 예측은 2008년 2분기부터 2014년 4분기까지의 자료를 사용하여 추정된 모형에 2015년 1분기의 설명변수 실측치를 대입하여 이루어지고, 2015년 2분기에 대한 예측은 2008년 2분기부터 2015년 1분기까지의 자료를 사용하여 추정된 모형에 2015년 2분기의 설명변수 실측치를 대입하는 방법으로 순차적으로 이루어졌다.

<표 7>은 그 결과를 제공하고 있다. 최근 3년간에 걸쳐 총수요함수를 추정하여 구한 예측치의 평균예측오차율(MAPE)은 4.7%로 나타났으나, 각 용도별

수요함수를 추정하여 산출한 예측치의 평균예측오차율은 3.2%로 나타나 예측 정확성이 개선되었다. 이러한 결과는 분석기간이나 도시가스 용도에 따라 가격탄력성과 소득탄력성, 기온효과 등이 다르게 나타날 경우, 도시가스 총수요함수를 직접 추정하여 총수요를 예측하는 것보다 각 용도별 수요함수를 추정하여 산출한 용도별 수요량 예측치를 합산함으로써 예측 정확성을 더욱 향상시킬 수 있다는 점을 시사한다.

〈표 7〉 ARDL모형의 표본외 예측 결과

(단위: 천톤)

구 분	오차율(APE)		소비실적	예측치	
	총수요함수	용도별 수요함수		총수요함수	용도별 수요함수
2015년 1분기	1.2%	1.4%	6,421	6,496	6,513
2분기	1.2%	2.8%	3,190	3,229	3,279
3분기	2.8%	3.1%	2,534	2,606	2,455
4분기	1.9%	1.3%	4,784	4,695	4,846
2016년 1분기	3.8%	3.5%	6,687	6,944	6,455
2분기	6.1%	6.2%	3,071	3,258	3,262
3분기	11.9%	0.4%	2,484	2,780	2,475
4분기	4.6%	1.2%	5,141	5,376	5,205
2017년 1분기	5.3%	0.9%	6,753	6,393	6,810
2분기	3.1%	8.3%	3,139	3,041	3,399
3분기	2.6%	3.8%	2,559	2,626	2,656
4분기	11.4%	6.0%	5,734	5,082	5,388
MAPE	4.7%	3.2%	52,497	52,526	52,743

주: 1) 표본내 추정은 2008년 2분기부터 예측하고자 하는 분기의 전분기까지 자료를 사용하여 이루어짐.

2) 용도별 수요함수의 예측치는 가정용, 일반용, 산업용 수요함수를 개별 추정하는 것을 통해 산출한 용도별 도시가스 소비량 예측치의 합계임.

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

2. 오차수정모형 추정결과

본 연구에서는 모형의 예측력 비교를 위해 오차수정모형을 통해서도 도시가스 총수요함수와 용도별 수요함수를 추정하고, 각 모형의 예측력을 검토해보고자 한다. 전체 또는 용도별 도시가스 소비량, 석유류 대비 도시가스의 상대가격, 소득수준, 그리고 기온효과 간의 상대적으로 견고한 공적분 관계에 기초한 공적분 회귀모형은 변수들 간의 단기 동학관계를 고려한 식(5)의 오차수정모형으로 표현될 수 있다. 오차수정모형의 설명변수는 총수요함수의 경우 오차수정항 외에 공적분 검정에 사용된 소득수준, 상대가격, 기온효과를 포함하고, 그 외에 분기별 유효일수와 전기(前期) 도시가스 소비량을 로그변환한 후 1차 차분한 값을 추가로 고려하였다.

<표 8>은 2008년 2분기부터 2016년 4분기까지의 자료를 이용하여 오차수정모형을 추정한 결과를 제공하고 있다. 먼저 총수요함수에 대한 추정 결과, 단기적으로 가격탄력성은 -0.152로 나타났으며 소득탄력성은 통계적으로 유의하지 않았다. 기온효과는 0.972의 계수값을 갖는 것으로 나타났다. 오차수정항의 계수추정치는 -0.344로서 통계적으로 유의하였으며, 매 분기마다 장기균형 이탈로부터 해당 계수값의 속도로 장기균형을 향해 조정되고 있음을 의미한다.

용도별 수요함수의 경우, 단기적으로 가격탄력성은 산업용 수요에서만 통계적으로 유의하였으며 비탄력적(-0.240)이었고, 소득탄력성은 일반용과 산업용에서 탄력적(각각 1.864, 2.394)으로 나타났다. 기온효과의 계수값은 모든 용도에서 통계적으로 유의하였고 단기 영향력도 큰 것으로 나타났다. 각 용도별 모형에서 장기균형관계를 반영하는 오차수정항의 계수는 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의하였고, 이는 오차수정모형을 통해서도 변수들 간의 공적분 관계 유무를 적절히 검정할 수 있다는 점을 시사한다. 가정용은 장기균형 이탈로부터 매 분기마다 -1.850의 빠른 속도로 균형을 향해 조정되고, 일반용은 -0.979, 산업용은 -0.223의 속도로 장기균형을 향해 회귀하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 오차수정모형 추정결과

설명변수	총수요함수	용도별 수요함수		
		가정용	일반용	산업용
상수항	0.010 (0.007)	-0.003 (0.008)	0.012 (0.009)	-0.001 (0.011)
前期 소비량	0.024*** (0.005)	0.009 (0.034)	0.216*** (0.089)	0.036 (0.038)
상대가격	-0.152*** (0.057)	-	-	-0.240*** (0.066)
소득수준	0.136 (0.381)	-	1.864*** (0.668)	2.394*** (0.593)
기온효과	0.972*** (0.022)	1.129*** (0.008)	0.677*** (0.007)	1.070*** (0.036)
유효일수	2.481*** (0.345)	0.243*** (0.034)	-	0.039*** (0.005)
오차수정항	-0.344*** (0.084)	-1.850*** (0.105)	-0.979*** (0.087)	-0.223** (0.099)
Adjusted R ²	0.997	0.998	0.995	0.950
RMSE	407619.9	113240.5	33040.16	53388.22
MAPE(%)	7.325	3.598	3.109	2.346

주: 1) 분석기간은 2008년 2분기부터 2016년 4분기까지임.

2) 괄호 안의 값은 이분산성에 대해 강건한 표준오차를 나타내며, 모든 변수(기온, 유효일수 제외)는 자연로그 변환하거나 차분함

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

오차수정모형과 ARDL모형의 용도별 추정결과를 비교해보면, 가격탄력성과 기온효과의 계수값은 모든 용도에서 유사하였으나, 소득탄력성은 오차수정모형의 일반용과 산업용에서 보다 크게 나타났다. 부록에 수록되어 있는 세 가지 공적분 회귀모형(DOLS, FMOLS, CCR)에 대한 추정결과는 산업용 수요의 가격탄력성과 소득탄력성이 다소 크게 나타난 것을 제외하면 대체로 ARDL 모형의 결과와 유사하였다.

<표 9>는 앞 절에서 사용된 것과 같은 방법으로 최근 3년(2015~2017년) 기간에 대해 각 분기별로 표본외 예측실험을 수행한 결과이다. 총수요함수를 직접 추정하여 구한 예측치의 평균예측오차율(MAPE)은 6.1%였으나, 각 용도별 수요함수를 추정하여 산출한 예측치의 평균예측오차율은 1.9%로 나타났다. 따라서 ARDL모형의 결과와 마찬가지로 용도별 모형의 예측력이 더 우수한 것으로 분석된다.

〈표 9〉 오차수정모형의 표본외 예측 결과

(단위: 천톤)

구 분	오차율(APE)		소비실적	예측치	
	총수요함수	용도별 수요함수		총수요함수	용도별 수요함수
2015년 1분기	3.0%	2.3%	6,421	6,612	6,570
2분기	4.0%	0.8%	3,190	3,316	3,163
3분기	6.6%	1.5%	2,534	2,702	2,572
4분기	6.0%	1.5%	4,784	5,070	4,856
2016년 1분기	2.3%	0.7%	6,687	6,842	6,734
2분기	8.9%	1.8%	3,071	3,346	3,127
3분기	15.7%	1.8%	2,484	2,875	2,528
4분기	15.6%	1.1%	5,141	5,940	5,200
2017년 1분기	0.6%	3.3%	6,753	6,714	6,530
2분기	1.5%	0.2%	3,139	3,092	3,132
3분기	4.2%	3.2%	2,559	2,667	2,640
4분기	4.6%	4.6%	5,734	5,469	5,470
MAPE	6.1%	1.9%	52,497	54,645	52,522

- 주: 1) 표본내 추정은 2008년 2분기부터 예측하고자 하는 분기의 전분기까지 자료를 사용하여 이루어짐.
 2) 용도별 수요함수의 예측치는 가정용, 일반용, 산업용 수요함수를 개별 추정하는 것을 통해 산출한 용도별 도시가스 소비량 예측치의 합계임.
 3) 오차율(%) = |(예측치 - 소비실적) / 소비실적| × 100.

V. 결 론

우리나라는 에너지정책의 전환에 따른 다양한 사회적 갈등을 효과적으로 극복하고 더불어 국민안전과 친환경 에너지정책을 함께 추진해야하는 중요한 시점에 와있다. 그 과정에서 천연가스는 친환경 청정에너지로서 유연탄, 석유 등 화석연료로부터 미래 무공해 신재생에너지로 이행하는 가교 역할을 할 수 있기 때문에 수요가 확대될 필요성이 있다.

본 연구는 분기별 시계열자료를 이용하여 도시가스 총수요함수와 용도별 수요함수를 추정하였다. 특히, 본 연구는 도시가스 수요에 영향을 미치는 고유하고 미시적인 특이 요인들 중 선행연구에서 간과하였던 총체적 비선형 기온효과와 석유류 대비 도시가스의 상대가격을 고려함으로써 모형의 적합도와 예측력을 제고하고자 하였다.

구체적으로, 1995년부터 2016년까지의 전체기간과 2008년 2분기를 전후한 두 하위기간에 걸쳐 ARDL모형, 공적분모형, 오차수정모형을 적용하여 국내 도시가스에 대한 총수요함수와 가정용, 일반용(상업용), 산업용 수요함수를 추정하였다. 추정 결과, 최근 기간에서 도시가스 수요의 가격탄력성과 기온변화에 대한 민감도는 산업용을 중심으로 커진 반면, 소득탄력성은 가정용과 일반용을 중심으로 크게 감소하는 경향을 보였다.

모형별 추정결과를 비교해보면, 오차수정모형과 ARDL모형의 가격탄력성과 기온효과의 계수값은 모든 용도에서 유사하였으나, 소득탄력성은 오차수정모형의 일반용과 산업용에서 다소 크게 나타났다. 공적분 회귀모형들(DOLS, FMOLS, CCR)의 추정결과는 산업용 수요의 가격탄력성과 소득탄력성이 다소 크게 나타난 것을 제외하면 대체로 ARDL모형의 결과와 유사하였다.

분석기간이나 도시가스 용도에 따라 가격탄력성과 소득탄력성, 그리고 기온효과가 다르게 나타날 경우, 총수요함수를 직접 추정하기보다 각 용도별 수요함수를 추정하여 총수요를 예측하는 방법이 모형의 예측력을 제고할 수 있다. ARDL모형과 오차수정모형의 추정결과를 이용하여 최근 3년(2015~2017년)에 대한 표본외 예측실험을 수행한 결과, 각 모형의 총수요함수의 평균예측오차율(MAPE)은 4.7%와 6.1%였던 반면, 용도별 수요함수의 평균예측오차율은 3.2%와 1.9%로 나타났다.

한편, 기존연구에서 전력 대비 도시가스의 상대가격은 통계적으로 유의하게 도시가스 소비에 영향을 미친 것으로 나타났으나, 최근 기간에서는 그 추정계수가 양(+)이었으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 반면, 산업용 도시가스 수요가 확대되고 경쟁연료 간 가격경쟁이 치열해짐에 따라 석유류 대비 상대가

격의 영향력은 커지는 것으로 나타났다. 이는 기온·가격 교차반응함수를 이용한 연구결과가 시사하는 것처럼, 동절기 경쟁연료에 대한 요금격차를 줄이지 않으면, 이상한파 발생과 대체재 대비 도시가스 가격이 저렴할 경우 도시가스 수요가 급증하여 수급관리에 어려움을 겪을 수 있다는 점을 의미한다.

본 연구의 시사점은 최근 도시가스 수요가 장기적 추세보다는 단기적 변동 요인에 의해 더욱 큰 영향을 받고 있기 때문에 도시가스 요금 합리화를 통해 에너지 간 소비왜곡 현상을 시정함으로서 효율적인 도시가스 사용을 유도할 수 있다는 것이다. 즉, 정부는 계절별 요금차등을 확대하고 석유화학업종 등 도시가스 다소비 산업체를 대상으로 일본과 구미 선진국에서 시행 중인 연료 대체계약을 도입하는 등 효과적인 수요관리 정책수단을 시행함으로써 도시가스의 계절적 수요격차(TDR)를 개선하고, 이를 통해 도시가스 저장탱크 건설 비용과 하절기보다 비싼 동절기 도시가스 현물 수입비용을 줄임으로써 도시가스 요금인상 요인을 억제할 수 있다.⁷⁾

접수일(2018년 7월 20일), 수정일(2018년 8월 27일), 게재확정일(2018년 9월 2일)

7) 도시가스 수요의 계절별 수요격차(TDR: Turn Down Ratio)는 최소사용량 대비 최고사용량으로 2017년 도시가스용 도시가스 TDR은 3.34이며, 용도별로는 가정용은 10.01, 일반용은 2.97, 산업용은 1.73이다(한국가스공사 경영통계, 2018).

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 강병욱. 2017. 「한국가스공사 미수금 문제가 도시가스 수급에 미치는 효과」. 에너지 수급 브리프 2017-12, 에너지경제연구원.
- 김영덕. 1998. 「천연가스에 대한 수요함수 추정 및 수요분석에 관한 연구」. 에너지경제연구원 연구보고서 98-01: 1-73.
- 김인무·김창식·박성근. 2011. “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측.” 경제학연구 59(4): 199-228.
- 김점수·양춘승·박중구. 2011. “한국 도시가스용 천연가스의 수요함수에 대한 실증분석.” 에너지공학 20(4): 318-329.
- 박광수. 2012. “에너지소비에 대한 기온변화의 영향 분석.” 에너지경제연구원 기본연구 보고서 2012-12: 1-118.
- 박명덕·이상열·정희용. 2015. 「산업용 도시가스 수요변화 요인분석」. 에너지경제연구원 수시연구보고서, 1-62.
- 배유진·정재우. 2017. “천연가스 수요의 변동성 예측 모형: 가정용 수요를 중심으로.” 경영연구 32(3): 239-259
- 신동현·조하현·김재혁. 2015. “한국의 에너지수요 변동성 변화 분석.” 경제학연구 63(3): 71-119.
- 이승재·어승섭·유승훈. 2013. “시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정.” 에너지공학 22(4): 370-375.
- 차경수. 2016. “용도별 에너지원 수요의 변동특성 및 공통변동에 미치는 거시적 요인들의 영향력 분석.” 에너지경제연구 15(1): 33-67.
- 한국도시가스협회. 2018. 「도시가스사업편람」 통계월보 각 호.
- 한국가스공사. 2018. 「경영통계」.

- Balestra, P. and Nerlove, M. 1996. "Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: the Demand for Natural Gas." *Econometrica* 34(3): pp585-612.
- Chang, Y., Kim, C. S., Miller, J. I., Park, J. Y. and Park, S. 2016. "A New Approach to Modeling the Effects of Temperature Fluctuations on Monthly Electricity Demand." *Energy Economics* 60: pp206-216.
- Dahl, C. A. 1993. "A Survey of Energy Demand Elasticities in Support of the Development of the NEMS." *MPRA Paper* No. 72229.
- Johansen, S. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica* 59(6): pp1551-1580.
- Lee, R. S. and Singh, N. 1994. "Patterns in Residential Gas and Electricity Consumption: an Econometric Analysis." *Journal of Business & Economic Statistics* 12(2): pp165-174.
- Newey, W. K. and West, K. D. 1994. "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation." *Review of Economic Studies* 61(4): pp631-653.
- Nilsen, O. B., Asche, F. and Tveteras, R. 2005. "Natural Gas Demand In the European Household Sector." *Bergen Open Research Archive Working Paper*.
- Park, J. Y. and Hahn, S. B. 1999. "Cointegrating Regressions With Time Varying Coefficients." *Econometric Theory* 15(5): pp664-703.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. 2001. "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship." *Journal of Applied Econometrics* 16(3): pp289-326.

◎ 부 록 ◎

〈부표〉 도시가스 공적분 회귀모형 추정결과

설명변수	총수요함수	용도별 수요함수		
		가정용	일반용	산업용
【DOLS】				
상수항	3.666** (1.782)	14.206*** (0.008)	7.367** (2.179)	-12.568*** (3.072)
상대가격	-0.341*** (0.054)	-	-	-0.829*** (0.110)
소득수준	1.031*** (0.147)	-	0.477*** (0.171)	2.414*** (0.254)
기온효과	1.063*** (0.033)	1.341*** (0.021)	0.360*** (0.019)	1.172*** (0.193)
Adjusted R ²	0.984	0.968	0.945	0.838
【FMOLS】				
상수항	3.864** (1.776)	14.204*** (0.006)	7.490*** (1.965)	-11.657*** (4.025)
상대가격	-0.350*** (0.074)	-	-	-0.804*** (0.168)
소득수준	1.019*** (0.153)	-	0.469*** (0.154)	2.335*** (0.347)
기온효과	1.077** (0.029)	1.259*** (0.010)	0.563** (0.021)	1.166*** (0.240)
Adjusted R ²	0.979	0.964	0.825	0.701
【CCR】				
상수항	4.039*** (1.787)	14.205*** (0.006)	7.928*** (1.986)	-11.155*** (4.044)
상대가격	-0.352*** (0.074)	-	-	-0.801*** (0.165)
소득수준	1.006*** (0.154)	-	0.434*** (0.156)	2.295*** (0.349)
기온효과	1.076*** (0.040)	1.261*** (0.015)	0.540*** (0.042)	1.183*** (0.334)
Adjusted R ²	0.979	0.964	0.822	0.700

주: 1) 분석기간은 2008년 2분기부터 2016년 4분기까지이며, 기온효과를 제외한 모든 변수는 자연로그 변환함.

2) DOLS는 Dynamic OLS, FMOLS는 Fully Modified OLS, CCR은 Canonical Cointegrating Regression를 나타냄.

3) 괄호 안의 값은 장기 공분산 행렬 추정 시 이분산성에 대해 강건한 HAC(Newey and West) 표준오차임.

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

ABSTRACT

Estimation of the Demand Function for City Gas
Based on Characteristics of Its Uses in Korea

Choelwung Park^{*} and Cheol-Ho Park^{**}

Unlike in the past, demand for city gas has recently shown a phenomenon of decoupling with a income variable. In this study, we estimated the aggregate demand function and demand functions by use applying the ARDL, error correction, and cointegration model to quarterly time series data from 1995 to 2016. As a result, the price elasticity of city gas demand and the sensitivity to temperature changes in the recent period have been increasing mainly in industrial use, while income elasticity has been decreasing mainly in household and general(or commercial) use. Estimation results by use of the error correction model were similar to those of the ARDL model, but income elasticity of general use and industrial use was somewhat higher. The estimation results of the cointegration regression model are similar to those of the ARDL model, except that the price elasticity and income elasticity of industrial demand are somewhat large. The results of out-of-sample experiments using the ARDL model and the error correction model for the last three years (2015 to 2017) of data indicate that the prediction ability can be further improved by estimating and summing the demand function for each application, rather than directly estimating the aggregate demand function.

Key Words : Demand Function, City Gas, Gas Price Elasticity,
Gas Income Elasticity, Temperature Effects

* Ph. D. Candidate, Department of Economics, Yeungnam University.

** Associate Professor, Business School, Chungbuk National University.

