

석유화학 산업의 도시가스 소비구조 변화 연구*

강병욱**

요 약

최근 석유화학 산업의 도시가스 소비는 큰 폭으로 등락을 반복하며 전체 도시가스 소비의 변화를 주도했다. 본 연구에서는 석유화학 산업 도시가스 소비의 구조 변화를 정성적으로 조사하고, 이를 통계 기법을 이용하여 정량적으로 분석하였다. 석유화학 산업에서는 최근 연료 간 대체가 용이한 듀얼보일러 보급이 확대되었고, 도시가스를 수소제조를 위한 원료용으로도 사용하고 있다. 이러한 요인들로 석유화학 산업에서는 도시가스 수요의 가격탄력도가 상승했을 것으로 기대되었는데, 본 연구에서는 이를 계량분석으로 확인하였다. 분석 결과, 구조 변화는 2008년 8월, 2012년 10월, 2016년 3월에 걸쳐 세 번 발생하였다. 이 세 구조 변화 시점을 기준으로 표본을 네 구간으로 나누어 분석한 결과, 석유화학업 도시가스 수요의 석유/가스 상대가격 탄력도는 첫 번째 구간에서 1정도의 값을 가졌으나 이후 점차 상승하여 마지막 구간에서는 3정도까지 높아지는 것으로 추정되었다.

주요 단어 : 석유화학, 도시가스 소비, 구조변화

경제학문헌목록 주제분류 : C13, C51, Q41

* 본 논문은 에너지경제연구원 기본연구보고서 19-11, 「에너지다소비 업종의 도시가스 소비구조 변화 연구(2019)」의 일부 내용을 발췌하여 수정·보완한 논문입니다.

** 에너지경제연구원 연구위원 (e-mail: byunguk.kang@keei.re.kr)

I. 서 론

1986년 우리나라에 처음으로 천연가스가 도입된 이후 도시가스 소비는 빠른 인프라 확장을 바탕으로 급격히 증가했다. 2009년 글로벌 금융위기로 도시가스 소비가 소폭 감소(-1.5%)한 것을 제외하면 2013년까지 줄곧 가파른 증가세를 이어왔다. 그러나 이후 2014~2015년 도시가스 소비가 급감하더니 2016년부터는 다시 빠르게 반등하기 시작했다. 이처럼 과거 단조 증가하던 도시가스 소비가 2010년 이후 등락을 반복하며 변동성이 확대되는 양상을 보이고 있다.

최근 도시가스 소비 변동성이 커진 것은 산업용 때문이다. 2010년 이후 산업용과 건물용 소비의 증가율을 보면 건물용의 경우 $\pm 10\%$ 내에서 움직이지만, 산업용의 경우 증가율이 높을 때는 24.4%(2010년)까지 상승하고 낮을 때는 -15.5%(2015년)까지 하락하기도 했다. 좀 더 세부적으로 살펴보면 도시가스 소비 등락을 주도한 것은 산업용 중에서도 석유화학 산업이다. 석유화학 산업의 도시가스 소비는 2004년부터 2013년까지 연평균 24.7% 증가하다가 2015년과 2016년에는 각각 45.5%, 32.6% 급감하기도 했다. 그리고 2018년에는 석유화학 산업의 도시가스 소비가 194.5%로 폭발적으로 증가했는데, 증가량은 210.0만 toe로 2018년 최종에너지 전체 증가분(277.3만 toe)의 75.7%에 해당하는 양이다.

본 연구의 목적은 이러한 석유화학 산업 도시가스 소비의 급격한 변화 원인을 규명하는 것이다. 최근의 석유화학 도시가스 소비 추이에 대해 더 자세히 살펴보고 석유화학 산업에서 도시가스 소비 구조가 어떻게 변하고 있는지를 정성적으로 분석한다. 그리고 이를 바탕으로 석유화학 도시가스 수요함수를 설정하고 계량경제학적 방법을 이용하여 수요함수의 구조적 변화(structural change)에 대해 통계적으로 진단한다.

과거 도시가스 수요함수에 대한 연구를 살펴보면 도시가스 총수요를 분석한 연구와 용도별 수요를 분석한 연구로 나눌 수 있다. 김인무 외(2011), 김점수 외(2011), 박

진수 외(2013), 이승재 외(2013), 이성로(2017) 등은 도시가스 총수요를 분석 대상으로 수요함수를 설정하고, 이를 계량경제학적 분석 방법으로 추정하였다. 그러나 도시가스 소비는 용도별로 그 특성이 확연히 다르므로 이를 구분하지 않고 모형을 설정 및 추정하는 것은 문제가 있을 수 있다. 도시가스 수요함수를 용도별로 나누어 분석한 사례는 다시 가정용, 일반용, 산업용을 모두 분석한 경우(김영덕, 1998; 박철웅·박철호, 2018)와 특정 용도만을 분석한 경우(박광수, 2012; 박명덕·이상열, 2015; 배유진·정재우, 2017; 이석태 외 2017; 김대용·이성로, 2018; 이성로·하종현, 2019)로 나눌 수 있다.

본 연구가 이들 선행연구와 차별화되는 점은 다음과 같이 두 가지로 볼 수 있다. 첫째, 본 연구는 최근 도시가스 소비 변동성을 가장 크게 주도하는 석유화학 산업에 집중한다. 이제까지 도시가스 수요에 대한 다양한 연구가 이루어졌지만 이 중 특정 산업을 대상으로 한 연구는 찾기 힘들다. 그러나 같은 산업용 내에서도 업종에 따라 도시가스를 소비하는 특성이 다르므로 산업용 도시가스 수요함수를 분석함에 있어 각 업종을 개별적으로 다룰 필요가 있다. 그리고 다양한 업종 중 최근의 도시가스 소비 등락을 주도하는 석유화학 산업의 수요에 대한 분석이 가장 중요하다고 할 수 있다. 둘째, 과거 도시가스 수요함수에 대한 연구 중 소비구조 변화를 다룬 연구는 없었으나 본 연구는 여기에 초점을 맞추고 있다. 먼저 정성적으로 어떤 요인에 의해 석유화학 산업의 도시가스 소비가 어떤 식으로 바뀌었는지를 살펴보고, 이를 계량경제학적 방법으로 검증한다.

이후 이 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 최근 석유화학 산업의 도시가스 소비 추이를 살펴보고 소비구조 변화와 관련된 주요 이슈를 설명한다. 3장에서는 Bai-Perron test 등 분석 도구를 설명하고 도시가스 수요함수 구조변화 추정 결과를 설명한다. 마지막 4장에서는 논문의 내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 석유화학 산업의 도시가스 소비 현황 및 주요 이슈

1. 석유화학 산업 도시가스 소비 추이

2000년대 중반 이후 석유화학업의 도시가스 소비는 상당히 빠르게 증가해왔다. 2004년 석유화학업의 도시가스 소비는 4.2억 m^3 로 산업 부문 전체 도시가스 소비에서 차지하는 비중이 10.0%에 불과했다. 이는 조립금속업(20.2%)과 철강업(20.2%)에 이어 세 번째였다. 그러나 이후 2013년까지 석유화학업의 도시가스 소비는 폭발적으로 증가했다. 2004년부터 2013년까지의 석유화학업 도시가스 소비 증가율은 연평균 24.7%에 달했다. 또한, 2013년 석유화학업이 산업 부문 전체 도시가스 소비에서 차지하는 비중은 32.1%로, 2위와 3위인 조립금속업(18.3%)과 철강업(13.1%)의 소비를 합한 것보다 더 높은 소비 비중을 기록하였다.

하지만 2014년부터 석유화학업의 도시가스 소비는 다시 빠르게 감소하기 시작했다. 2014년 6.7%의 감소를 시작으로 2015년과 2016년에는 도시가스 소비가 각각 45.5%, 32.6% 급감하여, 2016년에는 소비 수준이 2008년(11.0억 m^3)보다 낮은 10.5억 m^3 까지 떨어졌다. 과거 수년간 쌓인 증가분을 3년 만에 대부분 반납한 것이다.

석유화학업의 도시가스 소비에 있어서 더 극적인 변화는 2018년에 발생했다. 2017년에 전년 수준을 유지한 도시가스 소비는 2018년에는 전년 대비 193.6%로 폭발적으로 증가했다. 바로 전년인 2017년에는 도시가스 소비량이 10.5억 m^3 에 불과했으나 1년 만에 소비량은 3배 가까이 증가하여 30.8억 m^3 를 기록했다.

2000년대 중반 이후 현재까지 석유화학업의 도시가스 소비가 이처럼 급변한 원인은 아래 세 가지 정도로 요약할 수 있다. 첫 번째는 석유제품과 도시가스 간 에너지당 대가격의 변화, 두 번째는 듀얼보일러의 보급 확대, 세 번째는 석유화학업의 원료용 도시가스 소비이다. 아래 각 절에서는 이 세 가지 이슈에 대해 살펴보고자 한다.

2. 에너지상대가격 변화

원래 도시가스 가격은 원료비 연동제¹⁾로 원유 가격에 연동되어있어 B-C유나 LPG와 같은 석유제품 대비 상대가격이 크게 변하지 않는다. 그러나 2008년 국제 유가가 배럴당 100달러를 오르내리자 정부는 물가 안정 및 서민 경제 부담 완화 등을 위해 2008년 3월부터 도시가스 요금 원료비 연동제를 유예했다. 이는 2013년 2월까지 지속되었는데, 이 기간 석유 가격이 고공행진을 지속함에 따라 도시가스는 상대적으로 저렴해지며 가격경쟁력이 강화되었다.

하지만 LNG(액화천연가스)²⁾를 도입해서 국내 도시가스회사들에게 공급하는 한국가스공사의 입장에서는 국제 유가에 연동된 LNG를 높은 가격에 사와서 낮은 가격에 공급하게 되면서 그 차이만큼 미수금이 발생하게 되었다. 강병욱(2017)에 따르면 2013년 2월까지 누적된 한국가스공사의 미수금은 5조 4000억 원에 달하는 것으로 추정되었다.

이 미수금은 2010년 9월부터 도시가스 요금 중 정산단가 항목을 통해 회수되기 시작했다. 2010년 9월부터 2013년 2월까지의 원료비 연동제 유예와 미수금 회수가 중첩되는 기간이다. 당시 원료비 연동제는 도시가스 요금 하락 요인이며 미수금 회수는 요금 상승 요인이었는데, 원료비 연동제로 인한 요금 하락 요인이 훨씬 커 이 기간 동안은 여전히 도시가스의 석유 대비 가격경쟁력이 우월하였다. 그러나 원료비 연동제가 다시 시작된 2013년 3월 이후로는 이 미수금 회수로 인한 도시가스 요금 상승 효과가 부각되며

1) 한국가스공사(2015)와 강병욱(2017)에 따르면 2015년 9월 서울 기준, 도시가스 요금에서 원료비(LNG 도입가, 도입부대비, 안전관리부담금, 정산단가, 미조정분의 합)가 83.9%, 나머지 도매공급비용과 소매공급비용이 9.0%, 7.1%를 차지하고 있다. 도시가스 요금 중 가장 비중이 높은 원료비는 1998년 8월부터 도입된 원료비 연동제에 따라 국제유가 및 환율 변동에 따라 변하게 되는데, 원료비에 $\pm 3\%$ 를 초과하는 변동이 생길 경우, 이를 반영하여 두 달에 한번 홀수달에 도시가스 요금을 조정한다.

2) 우리나라는 중동이나 미국으로부터 천연가스를 수입하는데, 전량 액화된 형태로 해상으로 수입한다. 대형 LNG 운반선으로 국내에 도착한 LNG는 인수기지에서 기화되어 도시가스 배관망을 통해 각 도시가스 회사로 송출되고 각 지역의 도시가스회사는 이를 가정, 상업, 산업 부문의 소비 주체에게 최종 공급하게 된다.

도시가스의 가격경쟁력이 떨어지기 시작했다. 아래 <표 1>에서 볼 수 있듯이, 미수금 회수로 인한 요금 상승은 타 용도에 비해 산업용에서 두드러졌고, 산업용 도시가스 요금의 상승분이 2010년에는 6.1%에 불과했으나 2016년에는 21.1%까지 높아졌다.

〈표 1〉 한국가스공사 미수금 회수로 인한 도시가스 도매요금 상승

연도	주택용	산업용
2010	2.5%	6.1%
2011	3.0%	6.3%
2012	5.0%	8.2%
2013	4.7%	7.6%
2014	4.6%	7.5%
2015	11.6%	13.8%
2016	17.1%	21.1%
2017	10.6%	12.5%

자료: 한국가스공사의 자료를 이용한 강병욱(2017)의 표 2를 재인용

이 기간 도시가스의 가격경쟁력을 떨어뜨린 또 다른 중요한 사건은 2014년 하반기의 유가 급락이다. 이때는 원료비 연동제가 이미 다시 시작되어 국제 유가에 도시가스 요금이 연동되고 있는 상황이었다. 도시가스 요금은 유가에 4개월 정도 시차를 두고 연동되어있다. 유가가 서서히 변할 때는 이러한 시차가 에너지 상대가격에 큰 영향을 주지 않으나 유가가 급락, 혹은 급등할 때는 이 시차가 상대가격을 큰 폭으로 바꾸게 된다. 2014년 하반기부터 2016년 초까지 국제 유가가 빠른 속도로 떨어졌고 도시가스 가격이 이에 연동되어 있으나, 시차로 인해 이 기간 유가와 격차가 커져 도시가스의 가격경쟁력이 빠르게 약화되었다.

원료비 연동제 유예로 인한 한국가스공사의 미수금은 2017년 중에 모두 회수되었고, 도시가스 요금 중 정산단가에서 미수금 회수분이 소멸됨에 따라 2017년 11월에 도시가스 요금이 평균 9.3% 하락(서울 기준)³⁾했다. 앞에서도 언급한 바와 같이 일반

3) 우리나라는 각 지역별로 도시가스회사가 최종소비자에게 도시가스를 공급하는 구조이므로 각 지역별로 도시가스 요금이 조금씩 차이가 난다.

적인 도시가스 요금의 등락은 석유 가격과 연동되어있기 때문에 석유 대비 도시가스의 상대가격에 큰 영향을 주지 못한다. 그러나 한국가스공사 미수금 회수 완료로 인한 10%에 가까운 가격 하락은 2017년 말 당시 석유 가격과는 전혀 무관한 변동으로 도시가스의 가격 경쟁력을 대폭 향상시켰다.

최근 이처럼 도시가스와 석유제품 간 상대가격이 급격하게 변하면서 사업체에서는 생산 비용 절감 및 경쟁력 강화를 위해 에너지 소비 구조를 바꾸게 된다. 그 대표적인 예로 들 수 있는 것이 듀얼보일러의 보급 확대와 석유화학업의 원료용 도시가스 소비 개시이다. 다음 두 절에서는 이에 대해 살펴보기로 한다.

3. 듀얼보일러 보급 확대

에너지 상대가격의 변화 폭이 커짐에 따라 산업체는 과거보다 더 큰 가격 불확실성에 직면하게 되었다. 이에 따라 기업의 리스크 관리 및 비용 절감을 위한 노력의 일환으로 연료를 선택적으로 사용할 수 있는 듀얼보일러(dual boiler, 혹은 dual fuel boiler)의 보급이 확대되었다.

듀얼보일러의 보급 현황을 보면 다음과 같다. 우선 아래 <표 2>를 보면 2019년 7월 기준 듀얼보일러의 업종별 보급 현황을 알 수 있다. 업종별 분포를 보면 석유정제에서 용량 기준 전체 듀얼보일러 보급의 절반 정도(47.1%)를 차지하고 있다. 그리고 산업용 가스 제조에서 21% 정도, 석유화학에서 14%를 차지한다.

<표 2>의 업종분류를 에너지밸런스 상의 석유화학, 철강, 조립금속으로 나누면 석유정제, 석유화학, 산업용 가스 제조, 화학섬유, 고무·플라스틱 업종이 석유화학으로 분류되어 이들 업종이 듀얼보일러 보급에서 차지하는 비중은 무려 90.5%에 달한다. 반면, 철강은 0.5%, 조립금속에는 듀얼보일러가 보급되어 있지 않은 것으로 나타난다.

〈표 2〉 업종별 듀얼보일러 보급 현황

업종	도시가스 기준 연간 최대 사용량(백만 m ³)	비중(%)
농림어업	12.0	2.4
음식·담배	4.4	0.9
펄프·인쇄	6.7	1.4
석유정제	232.2	47.1
석유화학	70.0	14.2
산업용 가스 제조	101.7	20.6
화학섬유	26.7	5.4
고무·플라스틱	16.0	3.2
비금속	6.8	1.4
철강	2.5	0.5
비철금속	14.0	2.9
합계	493.1	100

자료: 에너지경제연구원 내부 자료

주: 2019년 7월 기준

다음으로 도시가스와 대체 가능한 연료별로 듀얼보일러를 분류하면 <표 3>과 같다. <표 2>와 <표 3>은 같은 통계를 이용하여 각각의 기준에 맞게 재분류한 것이다. 따라서 두 표의 총량은 직접 비교 가능한데, 듀얼보일러의 연간 도시가스 최대 사용량 4.9억 m³ 중 95%에 달하는 4.6억 m³가 듀얼보일러를 통해 LPG나 B-C유 등 다른 연료로 대체 가능하다⁴⁾.

대체 연료별로 살펴보면 대부분의 듀얼보일러가 도시가스와 LPG를 사용하는 것 (81.2%)으로 나타난다. 나머지 정제유를 포함한 B-C유와 대체 가능한 듀얼보일러는 9.0%, 부생가스 및 부생유와 대체 가능한 듀얼보일러는 9.5% 수준이다.

4) 대부분의 듀얼보일러는 도시가스 사용량을 전량 LPG나 B-C유 등 다른 연료로 대체 가능하다. 그러나 일부 듀얼보일러의 경우, 도시가스 사용량 중 일부만 대체가 가능한 경우가 있다. 이러한 이유로 <표 2>와 <표 3>의 총량이 정확히 일치하지 않는다.

〈표 3〉 대체 연료별 듀얼보일러 보급 현황

대체 연료	도시가스 기준으로 환산한 물량(백만 m ³)	비중(%)
LPG	378.7	81.2
B-C유(정제유 포함)	41.8	9.0
부생가스, 부생유	44.2	9.5
기타	1.6	0.3
합계	466.3	100

자료: 에너지경제연구원 내부 자료

주: 2019년 7월 기준, 기타는 페트로코크(Petro-coke) 등을 포함

위 두 표의 듀얼보일러 보급 현황을 요약하면 다음과 같다. 첫 번째, 듀얼보일러는 에너지밸런스 상의 석유화학으로 분류되는 석유정제, 석유화학, 산업용 가스 제조, 화학섬유, 고무·플라스틱 등의 업종에 집중적으로 보급되어있다. 듀얼보일러를 보유하고 있는 업체의 경우 그렇지 않은 업체보다 연료 간 대체가 훨씬 용이하다. 따라서 듀얼보일러의 보급은 석유화학 도시가스 소비의 가격탄력성을 높이는 요인으로 작용할 수 있다.

두 번째, 듀얼보일러로 대체 가능한 연료는 다양하나 LPG가 그 중 80% 이상을 차지한다. 따라서 도시가스와 경쟁 연료 간의 상대가격을 고려할 때, 다른 연료보다는 LPG와의 상대가격이 더 중요한 역할을 할 것으로 예상할 수 있다.

4. 원료용 도시가스 소비

박명덕·이상열(2015)에 따르면 원료용 도시가스는 2009년 울산지역의 경동도시가스가 SK에너지에 처음 공급하기 시작했다. 이 원료용 도시가스는 개질(reforming)을 통해 수소를 제조하기 위해 사용된다⁵⁾. 석유화학업으로 분류된 세부업종 중 도시가스를 원료용으로 사용하는 업종은 석유정제와 산업용 가스 제조 업종이다.

5) 수소는 석유정제 공정에서 상압증류탑에서 분류된 석유제품의 불순물을 제거하는 용도로 사용된다.

원래 석유정제업에서는 정제과정에서 나오는 납사를 이용해서 수소를 제조해왔다. 그러나 수소제조공정이 탄화수소를 고온·고압에서 물과 반응시켜 수소와 이산화탄소로 분리하는 과정이므로 이를 위한 원료로 납사만을 사용할 이유는 없다. 최근에는 납사의 가격이 상승함에 따라 원료로 도시가스나 LPG가 주로 사용된다.

수소제조공정의 투입 원료는 쉽게 대체가 가능하므로 에너지 상대가격 변화에 따라 도시가스와 LPG 등 다른 석유제품의 투입 비율을 탄력적으로 조절할 수 있다. 따라서 원료용 도시가스 소비량은 변동성이 상당히 크다. 에너지경제연구원 내부 자료에 따르면 원료용 도시가스가 사용된 이래 2019년까지 최고점은 2014년 1월로 소비량이 8973.0만 m^3 에 달했다. 그러나 최저점은 2016년 2월로 불과 2년 만에 고점 대비 98.0% 감소한 1.8만 m^3 까지 급감했다. 이처럼 가격 변화에 민감하게 반응하는 원료용 도시가스 소비로 인해 석유화학 도시가스 소비의 가격탄력성은 원료용 도시가스 소비가 시작된 2009년 이후 점차 상승했을 것으로 판단된다.

Ⅲ. 분석 모형 및 결과

1. 분석 모형

본 절에서는 본 연구에서 사용된 계량경제학적 방법론에 대해 설명한다. 시계열 자료를 이용한 통계 분석에 있어서는 분석 대상이 되는 시계열 자료가 정상 시계열(stationary timeseries)인지 비정상 시계열(non-stationary timeseries)인지를 판별하는 것이 중요하다. 이는 그 결과에 따라 이후 분석 모형이 달라지기 때문이다. 따라서 본 절에서는 먼저 구조 변화를 고려한 단위근 검정 방법에 대해 설명하고, 그 다음 회귀모형의 구조 변화 연구에 가장 널리 사용되는 Bai-Perron test를 소개한다.

1) 구조 변화를 고려한 단위근 검정⁶⁾

단위근 검정 방법으로는 ADF test(Augmented Dicky-Fuller test)가 가장 널리 사용된다. 우선 아래와 같은 간단한 AR(1) 모형을 살펴보자.

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 α 의 값이 1보다 작으면 시계열 y_t 는 정상 시계열이라고 한다. 식 (1)에서 양변에 y_{t-1} 을 빼고 다른 부가적인 항들을 더하면 아래와 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{k=1}^p \theta_k \Delta y_{t-k} + \nu_t \quad (2)$$

ADF test에서 귀무가설은 ‘ y_t 가 단위근을 가진다($\alpha = 0$)’가 되고 대립가설은 ‘ y_t 가 단위근을 가지지 않는다($\alpha < 0$)’가 된다. 이를 $\alpha = 0$ 에 대한 t-statistic으로 검정한다⁷⁾.

그런데 확률적 추세를 따르는 시계열은 몇 번의 단절(breaks)을 기점으로 구분하면 구분된 하위 자료는 일정한 추세(deterministic trend)를 가지는 정상 시계열과 비슷한 모습을 보이는 경우가 많다. 이러한 이유로 실제 평균이나 추세에 단절이 있는 정상 시계열을 이런 단절을 고려하지 않은 일반적인 단위근 검정 방법으로 테스트하면 단위근을 가지는 것으로 오판하는 경우가 흔하게 발생한다.

그래서 Perron(1989, 1990, 1994, 1997)과 Perron and Vogelsang(1992a, 1992b, 1993a, 1993b) 등은 이러한 단절(break, 혹은 structural change)⁸⁾을 고려한 단위근 검

6) 본 절의 내용은 Perron(2006)을 참고하여 작성하였다.

7) 여기서 t-statistic은 일반적인 t 분포를 따르지 않는다. 따라서 테스트를 위한 임계값(critical value)이 일반적인 t test와는 다르다.

8) 엄밀하게 논하면 break와 structural change는 개념적으로 다르다. break는 통계적 관점에서 시계열 상의 단절이 생기는 것에 초점이 있는 반면, structural change는 자료생성과정(data generating process), 혹은 모형(model) 상에 구조적 변화가 발생하는 것을 말한다. 그러나 통

정 방법을 제안했다. 이는 아래 식 (3)을 기반으로 한다⁹⁾.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_{01} + \beta_{11}t + \beta_{02}DU_t + \beta_{12}DT_t^* + \sum_{k=1}^p \theta_k \Delta y_{t-k} + \nu_t \quad (3)$$

여기서 DU_t 와 DT_t^* 는 아래와 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} DU_t &= 1 \text{ if } t > T_1, \text{ 0 otherwise,} \\ DT_t^* &= t - T_1 \text{ if } t > T_1, \text{ 0 otherwise.} \end{aligned}$$

즉, DU_t 는 상수항의 단절을 고려하기 위한 부분이고 DT_t^* 는 추세의 단절을 고려하기 위한 부분이다. 알려지지 않은 T_1 은 단절 시점이다. 단절 시점이 알려지지 않았기 때문에 통계량은 아래와 같이 계산한다.

$$t_\alpha^* = \inf_{\lambda_1 \in [\epsilon, 1-\epsilon]} t_\alpha(\lambda_1)$$

여기서 λ_1 은 단절 시점의 위치를 결정하는 값이고, $t_\alpha(\lambda_1)$ 는 단절 시점이 λ_1 에 의해 결정될 때 식 (3)으로부터 계산된 t-statistic이다. 단절 시점은 $T_1 = [T\lambda_1]$ 으로 계산된다¹⁰⁾. ϵ 은 보통 0.15를 이용한다. 즉, 표본의 앞 15%와 뒤 15%를 제거하고 나머지 모든 시점에 대해 각 시점을 단절 시점으로 간주하고 $t_\alpha(\lambda_1)$ 를 계산한 후 가장 작은 값을 검정통계량값으로 정한다. ADF test의 통계량값은 음의 값을 가지므로 가장 작은 값이란 절대값이 가장 큰 값이 된다. 따라서 귀무가설을 가장 기각하기 쉬운 시점이 단절 시점으로 선택되고 이 시점의 통계량값이 단위근 검정을 위해 사용되게 된다.

계학적, 혹은 계량경제학적으로는 두 개념을 혼용해서 사용하기도 한다.

9) 본 연구에서는 단절을 한번 허용할 때의 단위근 검정 방법을 사용하였다. 본 절에서도 단절을 한번 허용하는 검정방법을 설명한다.

10) $[\cdot]$ 는 정수값을 계산하는 함수이다.

이 통계량이 특정 임계치보다 작으면(즉, 통계량의 절대값이 임계치의 절대값보다 크면) 귀무가설을 기각한다¹¹⁾.

2) Bai-Perron test

회귀식(regression)의 구조 변화를 테스트하는 것은 계량경제학에서 아주 오래전부터 다루어온 고전적 문제이다. 경제 위기나 오일 쇼크 등 중요한 사건으로 인해 구조 변화 시점이 알려져 있는 경우, 그 시점을 전후로 구조 변화가 일어났는지를 테스트하는 것은 비교적 간단하다. 이 경우, 구조 변화 시점 전후를 구분하는 더미변수(dummy variable)를 넣어 더미변수의 계수값이 유의한지를 진단하는 Chow test를 수행하면 된다. 이를 간단한 회귀식으로 살펴보자.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

여기서 구조변화 시점이 $t = \tau^*$ 로 알려져 있다면 위 회귀식을 다음과 같이 확장할 수 있다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \gamma D_t(\tau^*) + \delta x_t D_t(\tau^*) + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

여기서

$$D_t(\tau^*) = 1 \quad \text{if } t \geq \tau^*, \quad 0 \quad \text{otherwise}$$

Chow test는 $H_0 : \gamma = \delta = 0$ 에 대한 F test이다.

그러나 구조 변화 시점이 알려져 있지 않은 경우는 문제가 조금 복잡해진다. 이러한 경우, 많이 사용되어 온 테스트 방법은 소위 Sup-test라고 불리는 방법들이다. 이를

11) 이렇게 계산된 통계량의 분포는 일반적인 ADF test 통계량과 다른 분포를 가지므로 테스트를 할 때 일반적인 ADF test와는 다른 임계치(critical value)를 사용한다. 본 연구에서는 Vogelsang(1993)의 임계치를 사용하였다.

가장 먼저 제안한 이는 Quandt(1960)이다. Quandt(1960)의 통계량은 Quandt likelihood ratio(QLR) statistic, 혹은 sup-Wald statistic이라고 불린다. 이는 기본적으로 위 Chow test와 비슷하나 구조 변화 시점을 모르기 때문에 테스트를 수행하기 위해 추가적 단계가 필요하고 결과로 도출되는 통계량의 분포가 상당히 복잡해진다.

먼저 식 (4)에서 구조 변화 시점을 τ^* 라 할 때 $H_0: \gamma = \delta = 0$ 를 테스트하기 위해 계산된 F statistic을 $F(\tau^*)$ 라 하자. 그러면 QLR statistic은 아래와 같다.

$$QLR = \max_{\tau^* \in [\tau_0, \tau_1]} F(\tau^*)$$

여기서 보통 $\tau_0 = [0.15 T]$, $\tau_1 = [0.85 T]$ 로 설정한다. 즉, 표본의 앞, 뒤 15%를 제거한 모든 시점에 대해 Chow test를 수행하고 F statistic을 구한 다음, 그 중 가장 큰 값이 QLR statistic이 된다. 이렇게 구해진 통계량값은 여러 F statistic의 최대값이므로 단순한 F statistic과는 전혀 다른 분포를 가지게 된다¹²⁾.

이런 방식의 테스트를 Sup-test라고 하는 것은 특정 구간의 표본에 대해 각 시점에서 통계량값을 모두 계산한 뒤 그 최대값(supremum, 혹은 maximum)을 검정 통계량으로 사용하기 때문이다¹³⁾.

본 연구에서 사용한 Bai-Perron test는 Bai(1997), Bai and Perron(1998, 2003) 등에 의해 제안된 방법으로 기존의 Sup-test를 일반화한 것이다. 이 방법은 회귀식의 구조적 변화 시점의 개수와 위치가 전혀 알려져 있지 않은 경우에 적용할 수 있다. Bai-Perron test의 작동 원리는 다음과 같다¹⁴⁾.

12) QLR statistic의 극한 분포(limiting distribution)는 Andrews(1993)와 Andrews and Ploberger (1994)에 의해 도출되었다.

13) Sup-test에는 Likelihood ratio statistic, Wald statistic, LM statistic 등 다양한 통계량이 사용된다.

14) 일반적으로 Bai-Perron test라고 하면 Global maximizer test, Sequential testing procedure, Global plus sequential test 등 다양한 방식의 테스트를 포함한다. 본문에서 설명한 테스트 방식은 이 중 가장 직관적인 Sequential testing procedure이다.

- 1) 먼저 앞에서 설명한 QLR test와 같은 Sup-test를 전체 표본에 적용하여 통계량의 최대값을 구한다. 그리고 그 통계량을 바탕으로 구조적 변화 유무를 판단한다.
- 2) 구조적 변화가 통계적으로 유의하면 그 시점을 기준으로 표본을 둘로 나눈다. 각각의 부분 표본(subsample)에 위와 같은 방법을 적용하여 구조적 변화 유무를 테스트하고 시점을 추정한다.
- 3) 위의 방법을 더 이상 통계적으로 유의한 구조 변화 시점이 발견되지 않을 때까지 수행한다.

이렇게 회귀식의 구조 변화 시점이 추정되면 각 시점을 기준으로 표본 구간을 나누고 각 구간별 더미변수를 이용하여 회귀식의 구조 변화를 추정할 수 있다.¹⁵⁾

2. 분석 결과

먼저 분석에 사용되는 자료를 설명하면 다음과 같다. 우선 종속변수는 석유화학 산업의 도시가스 소비량으로 기간은 2004-2018년까지의 월별 자료를 이용하였다. 자료의 출처는 에너지경제연구원에서 발간하는 에너지통계월보이며 국가에너지통계 종합정보시스템 웹사이트(<http://www.kesis.net>)에서도 열람이 가능하다. 독립변수는 같은 기간 월별 생산지수, 석유/가스 상대가격, 난방도일을 사용하였다¹⁶⁾. 석유화학 생산지수는 통계청의 국가통계포털(<http://kosis.kr>)의 “화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외” 생산지수를 이용하였다. 상대가격은 한국석유공사 페트로넷(<https://www.petronet.co.kr>)의 B-C유 및 LPG 가격과 한국도시가스협회(<https://www.citygas.or.kr>)의 산업용 도시가스 가격을 이용하여 계산하였다. 난방도일은 기

-
- 15) 이 방법은 구조 변화가 전혀 없는 경우부터 더 이상 유의한 구조 변화가 나오지 않는 경우까지 순차적으로 검정하므로, BIC나 LWZ 등과 같은 information criterion을 이용해 사전적으로 구조 변화 개수를 추정할 필요가 없다는 장점을 가진다(Bai and Perron(1998)의 Section 5.2.2.를 참고).
 - 16) 도시가스 수요함수에 관한 대부분의 선행연구에서 독립변수로 생산 혹은 소득변수, 가격변수, 기온변수를 사용하고 있다. 구체적 선행연구와 각 연구에서 사용된 독립변수는 강병욱(2019)의 <표 3-1>을 참고하기 바란다.

상청에서 운영하는 기상자료개방포털(<https://data.kma.go.kr>)의 전국 일평균 기온¹⁷⁾을 이용하여 18°C를 기준으로 월별 난방도일을 계산하였다.

1) 단위근 검정

각 시계열 자료의 단위근 검정 결과는 <표 4>와 같다. 단위근 검정 방법으로는 ADF test와 3장 (1)절에서 설명한 구조 변화를 고려한 단위근 검정법(Unit root with break test)을 사용하였다.

단위근 검정 대상은 종속변수와 독립변수 모두를 포함한 5개의 시계열 변수이다. 간혹, 선행연구를 살펴보면 종속변수에 대해서만 단위근 검정을 수행하는 경우가 있는데, 이는 옳바르지 못하다. 종속변수에 단위근이 없더라도 독립변수에 단위근이 존재하는 경우가 발생할 수 있다. 이 경우, 독립변수 선택이나 모형 설정에 오류가 있을 수 있고 이를 수정할 필요가 있다¹⁸⁾.

<표 4> 단위근 검정 결과

시계열 변수	ADF test		Unit root with break test	
	t-stat	lag	t-stat	lag
석유화학 도시가스 소비	-1.941 (0.313)	0	-5.036* (0.072)	0
LPG/가스 상대가격	-3.512** (0.041)	1	-4.130 (0.117)	1
B-C유/가스 상대가격	-3.877** (0.015)	2	-5.253** (0.041)	2
석유화학 생산지수	-3.674** (0.027)	12	-10.905*** (0.000)	0

17) 전국 일평균 기온은 전국의 45개 지점(기상 관측소)에서 측정된 일평균 기온의 산술평균값이다.

18) 이처럼 회귀식의 좌변(종속변수)과 우변(독립변수)의 시계열 특성이 다른 경우(한 쪽은 정상 시계열이고 다른 쪽은 비정상 시계열인 경우)를 *unbalanced regression*이라고 한다. 이러한 경우, 회귀식의 잔차항이 비정상 시계열을 가지거나 독립변수의 설명력이 현저히 떨어지는 등의 문제가 발생할 수 있다.

시계열 변수	ADF test		Unit root with break test	
	t-stat	lag	t-stat	lag
난방도일	-1.514 (0.523)	11	-11.817*** (0.000)	7

자료: 에너지통계월보, 국가통계포털(<http://kosis.kr>), 페트로넷(<https://www.petronet.co.kr>), 한국도시가스협회(<https://www.citygas.or.kr>), 기상자료개방포털(<https://data.kma.go.kr>)

주: 두 검정법 모두 귀무가설은 해당 시계열이 ‘단위근을 가진다’이다. 괄호 안의 수치는 p-value 이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 말한다. lag의 수는 SIC(Schwarz information criterion) 방식으로 결정했다.

<표 4>에서 우선 구조 변화를 고려하지 않은 ADF test 결과를 보자. 5개의 시계열 중 3개의 시계열이 1%, 혹은 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의하게 귀무가설을 기각하고 있다. 즉, 3개의 시계열에 대해서는 통계적으로 유의하게 정상 시계열이라고 판단할 수 있다. 나머지 2개 시계열은 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 못했다.

한편, 시계열의 상수항이나 추세항에 단절(혹은, 구조 변화)이 있는 경우를 염두에 둔 검정 결과를 보면 5개의 시계열 중 4개의 시계열에서 1%, 5%, 혹은 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 그리고 나머지 하나의 시계열(LPG/가스 상대가격)도 귀무가설이 기각되지는 않았지만 p-value가 0.117로 상당히 낮은 편이다.

앞에서 설명한 바와 같이 일반적인 ADF test는 상수항이나 추세에 단절이 있을 경우, 단위근이 있는 것으로 오판하는 경향이 있다. 따라서 구조적 변화를 고려하여 이러한 오류를 보정한 검정결과가 더 신뢰도가 높다고 할 수 있다. 위 결과를 바탕으로 향후 분석에 사용되는 시계열 자료에는 단위근이 없는 것으로 가정한다.

2) 도시가스 수요함수의 구조 변화 분석

산업용 도시가스 수요함수에 대한 기존 연구들은 주로 생산(혹은 소득)변수, 가격변수, 기온변수를 독립변수로 사용하고 있다. 따라서 본 연구에서도 이러한 독립변수를 사용한다. 생산변수로는 석유화학 생산지수, 가격변수로는 LPG/가스 및 B-C유/가스 상대가격, 기온변수로는 난방도일을 사용하여 아래와 같은 수요함수를 구성했다.

$$\ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln RP_{BC,t} + \beta_2 \ln RP_{LPG,t} + \beta_3 \ln IP_{chem,t} + \beta_4 HDD_t + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 y_t 는 석유화학업의 도시가스 소비, $RP_{BC,t}$ 는 B-C유/가스 상대가격, $RP_{LPG,t}$ 는 LPG/가스 상대가격, $IP_{chem,t}$ 는 석유화학 생산지수, HDD_t 는 난방도일이다. 위 식에서 볼 수 있듯이 난방도일을 제외한 모든 변수는 로그변환을 하여 사용했다.

일반적으로 수요함수의 독립변수 중 가격변수는 내생변수(endogenous variable)로 간주된다. 이는 많은 경우, 가격이 시장에서 수요와 공급의 상호작용에 의해 결정되기 때문이다. 즉, 가격이 독립변수로서 수요를 결정하는 요인이 되지만, 동시에 종속변수인 수요량 자체가 가격에 영향을 주는 역인과성(reverse causality), 또는 동시성(simultaneity) 때문에 내생성 문제가 발생하는 것이다. 이런 내생성 문제를 무시할 경우, 계수 추정치는 편향(bias)되고 유의성 검정 등의 통계 추론(statistical inference)은 테스트의 레벨(level), 혹은 신뢰구간의 신뢰수준을 통제할 수 없게 된다. 따라서 이런 내생성 문제를 해결하기 위해 도구변수(instrumental variables)를 이용한 2단계 추정법(TSLS, two stage least squares) 등의 방법이 널리 사용된다.

그러나 위 도시가스 수요함수의 경우, 상대가격 변수가 내생성을 가진다고 보기 힘들다. 왜냐하면, 도시가스 및 석유제품 가격은 국내 도시가스나 석유제품 시장의 수요와 공급에 의해 내생적으로 결정되지 않기 때문이다. 도시가스 가격은 원료비 연동제로 결정되는데, LNG 수입 가격¹⁹⁾에 도소매 공급비와 기타 부대비용을 더해서 외생적으로 결정된다. 또한, 국내 석유제품 가격도 원유 수입 가격에 일정 부대비용을 더해 결정되므로 외생적이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구의 도시가스 수요함수에서 상대가격 변수는 외생변수로 간주하는 것이 타당하고, 2단계추정법 등 내생성을 고려한 추정 방법은 불필요하다고 할 수 있다.

19) LNG 수입 가격이나 원유 수입 가격은 국제 시장의 수요와 공급에 의해 결정되므로 국내 시장의 관점에서는 외생적으로 결정된다고 간주하는 것이 타당하다.

식 (5)를 추정한 결과는 아래 표와 같다.

〈표 5〉 석유화학업 도시가스 수요함수 추정 결과

변수	계수추정치	표준오차	t-stat	p-value
상수항	-8.211***	1.449	-5.668	0.000
B-C유/가스	0.902**	0.365	2.470	0.015
LPG/가스	0.430	0.375	1.148	0.253
생산지수	2.811***	0.322	8.740	0.000
HDD	0.001***	0.000	2.804	0.006
R ²	0.621		Adj-R ²	0.613
F-stat	71.736		P-value	0.000

주: 식 (5)에 대한 OLS 추정 결과이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 말한다.

상대가격은 석유제품 가격이 분자, 도시가스 가격이 분모에 있으므로 이론적으로 볼 때, 그 계수는 양수가 되는 것이 타당하다. 상대가격 탄력도 추정결과 B-C유/가스, LPG/가스 상대가격의 계수 추정치가 각각 0.902, 0.430으로 양의 값으로 나와 타당하다고 할 수 있다. 두 계수 모두 1보다 작으므로 상대가격에 대해 도시가스 수요는 비탄력적으로 반응한다고 할 수 있다. 통계적 유의성을 보면 B-C유/가스 상대가격은 유의한 반면 LPG/가스 상대가격은 유의하지 않게 나왔다.

생산지수의 탄력성은 2.8로 상당히 높게 나왔고 통계적으로 유의한 값을 가진다. 난방도일의 계수는 0.001로 작지만 통계적으로 상당히 유의하다고 나왔다²⁰⁾.

석유화학업 도시가스 소비 변화에 대한 모형의 설명력(R²)은 62% 정도로 높지 않은 편이다. 이는 현재의 모형이 최근의 도시가스 소비 구조 변화를 고려하지 않은 상태이기 때문으로, 향후 구조 변화를 반영할 경우 개선의 여지가 있음을 보여준다.

20) 난방도일의 계수 추정치가 작은 것은 난방도일 변수의 값이 크기 때문이다. 이는 변수 단위의 문제이므로 계수값의 크기보다는 유의성을 중점적으로 고려할 필요가 있다. 반면, 다른 변수들은 모두 로그 변환을 했으므로 계수값을 탄력도로 해석이 가능하고 계수추정치의 크기에 의미를 부여할 수 있다.

식 (5)에서 B-C유/가스, LPG/가스 상대가격 탄력도에 어떤 구조변화가 있었는지를 Bai-Perron test로 진단한 결과는 아래 표와 같다.

〈표 6〉 석유화학업 도시가스 수요함수 구조 변화 검정

구조변화	Scaled F-stat	critical-value	구조변화 시점
0 vs. 1*	243.950	13.98	2016.03
1 vs. 2*	58.131	15.72	2008.08
2 vs. 3*	51.791	16.83	2012.10
3 vs. 4	9.895	17.61	-

주: 유의수준은 5%이다. critical value는 Bai and Perron(2003)의 값을 이용하였다.

위 표를 해석하면, 일단 전체 표본에서 앞뒤 15%에 해당하는 값을 제외한 나머지 모든 값에서 F-statistic을 계산한 값 중 가장 큰 값이 2016년 3월의 243.950이다. 이 값을 critical value와 비교한 결과 구조 변화가 유의하게 나왔다. 따라서 이 시점을 기준으로 표본을 둘로 나누고 각각의 하위표본에 다시 같은 과정으로 F-statistic을 계산하였다. 그 결과 다음 큰 값으로 나온 것이 2008년 8월의 58.131이다. 이 시점도 유의하다. 또 같은 과정을 거쳐서 얻은 것이 2012년 10월로 이 시점이 통계적으로 유의한 마지막 구조 변화 시점이다.

이제 위 구조 변화 시점을 적용하여, 구조 변화를 고려한 석유화학업 도시가스 수요함수를 설정하고 추정하자. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln y_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln RP_{BC,t} + \beta_2 \ln RP_{LPG,t} + \beta_3 \ln IP_{chem,t} + \beta_4 HDD_t \\
 & + \beta_{01} d_1 + \beta_{02} d_2 + \beta_{03} d_3 \\
 & + \beta_{11} d_1 \ln RP_{BC,t} + \beta_{12} d_2 \ln RP_{BC,t} + \beta_{13} d_3 \ln RP_{BC,t} \\
 & + \beta_{21} d_1 \ln RP_{LPG,t} + \beta_{22} d_2 \ln RP_{LPG,t} + \beta_{23} d_3 \ln RP_{LPG,t} + \epsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

여기서

$$d_1 = \begin{cases} 1 & \text{if } 2008.08 \leq t < 2012.10, \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$d_2 = \begin{cases} 1 & \text{if } 2012.10 \leq t < 2016.03, \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$d_3 = \begin{cases} 1 & \text{if } t \geq 2016.03, \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

로 정의된다. 즉, 구조 변화 시점이 세 개이므로 각 시점을 기준으로 표본은 네 부분으로 나뉜다. 그리고 첫 번째 하위표본이 기준이 되고 나머지 하위표본을 각 더미변수로 표현한 것이다.

가격탄력도의 구조 변화를 고려한 석유화학업의 도시가스 수요함수 추정 결과는 아래와 같다.

〈표 7〉 구조 변화를 고려한 석유화학업 도시가스 수요함수 추정 결과

변수	계수추정치	표준오차	t-stat	p-value
상수항	-6.638***	1.392	-4.767	0.000
d ₁	0.469***	0.114	4.108	0.000
d ₂	0.739***	0.133	5.578	0.000
d ₃	-0.581***	0.169	-3.431	0.001
B-C유/가스	1.032***	0.360	2.869	0.005
B-C유/가스·d ₁	-0.410	0.411	-0.997	0.320
B-C유/가스·d ₂	-0.459	0.603	-0.762	0.447
B-C유/가스·d ₃	1.799***	0.609	2.952	0.004
LPG/가스	0.310	0.382	0.811	0.419
LPG/가스·d ₁	0.423	0.449	0.942	0.347
LPG/가스·d ₂	1.889***	0.631	2.994	0.003
LPG/가스·d ₃	0.242	0.635	0.381	0.703
생산지수	2.402***	0.324	7.423	0.000
HDD	0.0004***	0.000	4.494	0.000
R ²	0.911		Adj-R ²	0.904
F-stat	130.962		P-value	0.000

주: 식 (6)에 대한 OLS 추정 결과이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 말한다.

구조 변화를 고려한 석유화학업 도시가스 수요함수인 식 (6)의 추정 결과를 보면, 일단 일부 상대가격과 더미변수의 교차항을 제외하고 나머지 변수는 대부분 상당히 유의한 것으로 나왔다. 그리고 구조 변화를 고려하지 않았을 때와 마찬가지로 추정된 계수들의 부호는 상대가격(석유/가스)과 생산지수, 난방도일 모두 양의 값을 가져 경제 이론과 부합하게 나왔다.

우리의 관심은 도시가스 수요의 상대가격 탄력도가 어떻게 변하는가에 있으므로 B-C유/가스와 LPG/가스 상대가격의 탄력도가 표본 구간에 따라 어떻게 변하는지 유의한 추정치를 중심으로 살펴보자. B-C유/가스 상대가격의 경우, 첫 번째 구간에서는 탄력도가 1.032에서 네 번째 구간에서 2.831($=1.032+1.799$)로 세 배 가까이 상승하는 것을 볼 수 있다. 이는 앞에서 살펴본 것과 같이 석유화학업에서 듀얼보일러 보급이 확대됨에 따라 가격 변화에 연료 수요가 민감하게 반응한 때문이라고 할 수 있다.

LPG/가스 상대가격의 탄력도 변화에서도 비슷한 결과를 볼 수 있다. 첫 번째 구간에서 탄력도가 0.310에 불과했으나 세 번째 구간에서는 일곱 배 가까이 상승하여 2.199($=0.310+1.889$)에 달하는 것을 볼 수 있다. 이 결과 역시 2장 1절과 4절에서 살펴본 바와 같이, 석유화학 및 정제에서 도시가스와 LPG가 수소제조 원료로 경쟁하게 되고 듀얼보일러 보급이 확대되면서 가격 민감도가 상승한 탓이라고 할 수 있다.

그러나 위 추정 결과에서 애매한 부분도 있다. 도시가스 수요의 가격탄력도는 원료 용 사용 확대와 듀얼보일러 보급 확대 등으로 지속 상승할 것으로 예상되었다. 그러나 추정 결과가 이러한 예상과 다르게 나온 부분도 있다. 예를 들면, 추정결과가 유의하게 나오지 않았지만 B-C유/가스 상대가격과 더미변수 교차항의 경우, 두 번째와 세 번째 구간에서 가격탄력도가 첫 번째 구간보다 낮아지는 결과가 나왔다. 또 LPG/가스 상대가격과 더미변수 교차항의 경우를 보면 네 번째 구간에서 세 번째 구간보다 가격탄력도가 더 낮아지는 결과가 나왔다.

이런 결과의 원인으로 두 상대가격변수 간의 유사성으로 인한 다중공선성 문제를 들 수 있다. 독립변수 간의 다중공선성은 계수 추정치의 분산을 증폭시켜 추정치의 유의성을 떨어뜨리고 추정치의 정확도를 떨어뜨린다. 다음의 표는 두 상대가격변수들 간의 상관계수를 보여준다.

〈표 8〉 상대가격 변수들 간의 상관관계

	원 자료	로그변환 자료
B-C유/가스 & LPG/가스	0.557	0.543
B-C유/가스·d ₁ & LPG/가스·d ₁	0.984	0.735
B-C유/가스·d ₂ & LPG/가스·d ₂	0.996	0.810
B-C유/가스·d ₃ & LPG/가스·d ₃	0.996	0.895

우선 원 자료의 상관관계를 살펴보자. 교차항이 아닌 B-C유/가스와 LPG/가스의 상관관계는 0.557로 상당히 높은 편은 아니다. 하지만 교차항은 상관관계가 거의 1에 가깝다. 이 문제는 더미변수와의 교차항 생성과정 때문에 발생하는 것으로, 각 더미 변수가 특정 구간을 제외하고는 0의 값을 가지기 때문에 생기는 문제이다. 로그변환 자료를 보면 교차항이 아닌 B-C유/가스와 LPG/가스의 상관관계는 0.543로 비슷하다. 교차항의 상관관계는 0.7에서 0.9의 값을 가져 원 자료보다 조금 낮으나 여전히 변수 간 상관관계가 상당히 높은 편이다.

따라서 이러한 문제를 보정하기 위해 두 종류의 상대가격 중 한 가지만 넣었을 때 어떤 결과가 나오는지 볼 필요가 있다. 아래 표는 식 (6)에서 LPG/가스 상대가격과 관련 교차항을 제외하고 추정한 결과이다.

〈표 9〉 구조 변화를 고려한 석유화학업 도시가스 수요함수 추정 결과
(LPG/가스 상대가격을 제외한 경우)

변수	계수추정치	표준오차	t-stat	p-value
상수항	-4.983***	1.354	-3.681	0.000
d ₁	0.534***	0.069	7.739	0.000
d ₂	0.834***	0.105	7.953	0.000
d ₃	-0.523***	0.149	-3.510	0.001
B-C유/가스	1.379***	0.244	5.656	0.000
B-C유/가스·d ₁	-0.250	0.312	-0.802	0.424
B-C유/가스·d ₂	0.953**	0.389	2.449	0.015
B-C유/가스·d ₃	1.910***	0.396	4.828	0.000

변수	계수추정치	표준오차	t-stat	p-value
생산지수	2.027***	0.316	6.418	0.000
HDD	0.0005***	0.000	5.874	0.000
R ²	0.897		Adj-R ²	0.891
F-stat	163.856		P-value	0.000

주: 식 (6)에서 LPG/가스 상대가격과 관련 교차항을 제외하고 OLS 추정법으로 추정 결과이다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 말한다.

위 표의 추정 결과를 <표 7>의 결과와 비교해보면 가격변수 외 다른 계수 추정치에 있어서 큰 변화는 없다. 또한, 변수를 네 개나 제외했음에도 불구하고 R²와 Adj-R²의 값이 이전과 거의 비슷하다. 이는 다중공선성으로 인해 제외한 변수의 추가적 설명력이 미미하기 때문이라고 할 수 있다.

그러나 가격변수의 추정치에는 상당히 의미있는 차이가 있다. B-C유/가스·d2의 추정치가 이전에는 유의하지 않고 음의 값(-0.459)을 가졌으나 이번에는 유의수준 5%에서 유의하며 0.953으로 대폭 상승한 것을 알 수 있다. 따라서 본 추정 결과를 해석하면, 석유화학 도시가스 수요의 B-C유/가스 상대가격 탄력도가 첫 번째 구간에서는 1.379였으나 이후 세 번째 구간과 네 번째 구간에서 각각 2.332, 3.289로 대폭 상승하는 것을 알 수 있다.

최근 환경 문제 등으로 석유화학 산업에서 B-C유 소비가 대폭 줄었음에도²¹⁾ 불구하고 도시가스 소비의 B-C유/가스 상대가격 탄력도가 세 번째 및 네 번째 구간에서 대폭 상승하는 것이 이상할 수 있다. 그러나 이는 다중공선성 논의에서와 마찬가지로, 국내 석유제품 가격 간 상관관계가 높기 때문에 나타나는 현상이다. 즉, B-C유/가스 상대가격이 전반적 석유/가스 상대가격과 비슷한 움직임을 보이므로 석유제품과 가스 간 대체가 활발해짐에 따라 B-C유/가스 상대가격 탄력도도 높아진 것으로 해석할 수 있다.

이번에는 B-C유/가스 상대가격을 제외하고 분석해보자. 아래 표는 식 (6)에서 B-C유/가스 상대가격과 관련 교차항을 제외하고 추정한 결과이다.

21) 2018년 기준 석유화학업의 연료 소비 중 B-C유가 차지하는 비중은 2.3%에 불과하다.

〈표 10〉 구조 변화를 고려한 석유화학업 도시가스 수요함수 추정 결과
(B-C유/가스 상대가격을 제외한 경우)

변수	계수추정치	표준오차	t-stat	p-value
상수항	-8.965***	1.284	-6.980	0.000
d ₁	0.591***	0.108	5.444	0.000
d ₂	0.770***	0.127	6.048	0.000
d ₃	-0.288*	0.159	-1.816	0.071
LPG/가스	1.105***	0.272	4.070	0.000
LPG/가스·d ₁	0.020	0.357	0.056	0.956
LPG/가스·d ₂	1.600***	0.426	3.754	0.000
LPG/가스·d ₃	1.758***	0.431	4.080	0.000
생산지수	2.907***	0.303	9.603	0.000
HDD	0.0002***	0.000	2.709	0.007
R ²	0.888		Adj-R ²	0.882
F-stat	149.545		P-value	0.000

주: 식 (6)에서 B-C유/가스 상대가격과 관련 교차항을 제외하고 OLS 추정법으로 추정 결과이다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 말한다.

위 표의 추정 결과를 보면 이전 경우와 마찬가지로 가격변수 외 다른 계수 추정치에 있어서 큰 변화는 없다. R²와 Adj-R²의 값도 이전과 차이가 미미하다. 그러나 가격변수의 추정치는 제법 큰 폭으로 변했다. 모든 가격변수를 포함했을 때, 첫 번째 구간의 LPG/가스 상대가격 탄력도 추정치는 0.310에 불과했으나 B-C유/가스 가격변수들을 제외한 후 1.105로 추정치가 대폭 상승했다. 또한, LPG/가스·d₃의 추정치도 전체 변수를 포함했을 때는 유의하지 않고 값은 0.242에 불과했으나 이번에는 유의수준 1%에서도 유의하며 값은 1.758로 대폭 상승했다.

따라서 본 추정 결과를 해석하면, 석유화학 도시가스 수요의 LPG/가스 상대가격 탄력도는 첫 번째 구간에서는 1.105였으나 이후 세 번째 구간과 네 번째 구간에서 각각 2.705, 2.863으로 큰 폭으로 높아지는 것을 알 수 있다. 이는 앞에서 살펴 본 듀얼보일러 보급 확대 및 도시가스의 수소제조용 사용 확대에 따른 에너지 상대가격 탄력도 상승이 모형 추정 결과로도 확인된 것이라고 할 수 있다.

이상의 모형 분석에서 석유화학 도시가스 수요의 구조 변화를 가격탄력도를 중심으로 살펴보았다. 각 분석 결과를 가격탄력도 변화를 중심으로 정리하면 아래와 같다.

〈표 11〉 석유화학업 도시가스 수요의 가격탄력도 변화

구간	전체 변수 포함		LPG/가스 제외	B-C유/가스 제외
	B-C유/가스	LPG/가스	B-C유/가스	LPG/가스
2004.01~2008.07	1.032	0.310	1.379	1.105
2008.08~2012.09	0.622	0.733	1.129	1.125
2012.10~2016.02	0.573	2.199	2.332	2.705
2016.03~2018.12	2.831	0.552	3.289	2.863

주: 계수 추정치가 유의수준 10%에서도 유의하지 않은 경우는 회색으로 표시하였다.

앞에서 설명한 바와 같이 전체 가격변수를 포함한 경우는 다중공선성 문제로 추정 결과의 신뢰도가 다소 떨어진다고 할 수 있다. 따라서 두 가격 변수 그룹 중 한쪽을 제외한 추정 결과가 더 의미가 있다. 각각의 추정 결과를 보면 상당히 유사함을 알 수 있다. B-C유/가스 상대가격 탄력도와 LPG/가스 상대가격 탄력도 모두 첫 번째와 두 번째 구간에서는 1.1에서 1.4정도에 머물렀다. 그러나 이후 세 번째 구간에서 2.3에서 2.7 정도로 상승한 후 네 번째 구간에서 2.8에서 3.3 정도까지 더욱 높아졌다.

이러한 결과는 2장에서 설명한 정성적 분석과 상당히 일치한다. 즉, 석유화학의 에너지 소비 구조가 듀얼보일러 보급이 확대되고 도시가스의 수소제조용 사용이 확대되는 방향으로 바뀔에 따라, 석유제품과 도시가스 간 대체가 원활해지고 에너지 상대가격 탄력도가 상승했다고 할 수 있다.

IV. 결론 및 시사점

최근 도시가스의 석유 대비 상대가격은 도시가스 요금 원료비 연동제 유예 및 재개, 한국가스공사의 미수금 회수, 국제 유가의 급변 등으로 큰 폭으로 요동쳤다. 이런 시

장 환경의 불확실성 증대에 적응하기 위해 석유화학 산업에서는 에너지 소비 구조를 변화시켜 왔다. 본 연구에서는 석유화학 산업을 중심으로 도시가스 소비의 구조 변화를 정성적으로 조사하고, 이를 계량경제 기법을 이용하여 정량적으로 분석하였다.

석유화학 산업에서는 최근 연료 간 대체가 용이한 듀얼보일러 보급이 확대되어 왔다. 또한, 도시가스를 수소제조를 위한 원료용으로도 사용하고 있는데, 석유제품과 도시가스 중 가격 조건이 좋은 쪽을 선택적으로 사용하고 있다. 이러한 요인들로 석유화학 산업에서는 도시가스 수요의 가격탄력도가 상승했을 것으로 기대되었고 이를 계량분석으로 확인하였다. 도시가스 수요함수의 구조 변화를 가격탄력도 중심으로 분석한 결과, 구조 변화는 2008년 8월, 2012년 10월, 2016년 3월에 걸쳐 세 번 발생하였다. 이 세 구조 변화 시점을 기준으로 표본을 네 구간으로 나누어 분석한 결과, 석유화학업 도시가스 수요의 석유/가스 상대가격 탄력도는 첫 번째 구간에서 1 정도의 값을 가졌으나 이후 점차 상승하여 마지막 구간에서는 3 정도의 값에 도달했다. 이는 최근 석유화학업을 중심으로 한 듀얼보일러의 확대와 원료용 도시가스 소비 확대 등으로 도시가스 수요의 가격민감도가 높아진 것을 통계적 기법을 이용해 확증한 것이라 할 수 있다.

석유화학 산업 도시가스 소비 구조 변화의 시발점은 2008년 원료비 연동제 유예로 시작된 에너지 상대가격의 왜곡이라 할 수 있다. 에너지 상대가격이 큰 폭으로 등락하게 되면 산업체의 입장에서는 의사결정 과정의 불확실성이 확대되고 이로 인한 리스크가 높아진다. 또한, 에너지 상대가격 급변으로 인한 에너지 소비 변동성 확대는 에너지 공급자의 안정적 공급을 위협한다. 이는 더 나아가 국가 전체의 에너지 안보에 부정적 영향을 끼칠 수 있다. 따라서 산업체 의사결정 과정의 리스크 축소와 에너지 공급자의 안정적 에너지 공급 및 국가 전체의 에너지 안보를 위해 정부가 도시가스 요금 원료비 연동제를 충실히 유지하는 등 에너지 가격 정책에 있어서 일관성을 유지할 필요가 있다고 할 수 있겠다.

접수일(2021년 2월 1일), 수정일(2021년 3월 9일), 게재확정일(2021년 8월 2일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 강병욱(2017). 한국가스공사 미수금 문제가 도시가스 수급에 미치는 효과. 에너지 수급 브리프. 울산:에너지경제연구원.
- 강병욱(2019). 에너지다소비 업종의 도시가스 소비구조 변화 연구. 울산: 에너지경제연구원.
- 김대용·이성로(2018). “패널모형을 이용한 시·도별 가정용 도시가스 소비 결정요인 분석.” 서울도시연구 19(3) : 117-130.
- 김영덕(1998). 천연가스에 대한 수요함수 추정 및 수요분석에 관한 연구. 울산: 에너지경제연구원.
- 김인무·김창식·박성근(2011). “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측.” 경제학 연구 59(4) : 199-228.
- 김점수·양춘승·박중구(2011). “한국 도시가스용 천연가스의 수요함수에 대한 실증분석.” 에너지공학 20(4) : 318-329.
- 박광수(2012). 에너지 소비에 대한 기온변화의 영향 분석. 울산: 에너지경제연구원.
- 박명덕·이상열(2015). 산업용 도시가스 수요변화 요인 분석. 울산: 에너지경제연구원.
- 박진수·김윤배·정철우(2013). “도시가스 일일수요의 단기예측.” 대한산업공학회지 39(4): 247-252.
- 박철웅·박철호(2018). “용도별 특성을 고려한 도시가스 수요함수의 추정.” 에너지경제연구 17(2) : 1-29.
- 배유진·정재우(2017). “천연가스 수요의 변동성 예측 모형: 가정용 수요를 중심으로.” 경영연구 32(3) : 239-259.
- 에너지경제연구원. 에너지통계월보, 각 호.
- 이석태·임슬예·유승훈(2017). “산업용 도시가스에 대한 수요함수 추정.” 한국혁신학회지 12(4) : 25-40.
- 이성로(2017). “수도권과 지방권 수요예측모형을 통한 전국 도시가스수요전망의 예측력

- 향상.” 자원·환경경제연구 26(4): 519-547.
- 이성로·하종현(2019). “지역별 산업용 도시가스 수요예측모형.” 에너지경제연구 18(2) : 137-166.
- 이승재·어승섭·유승훈(2013). “시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정.” 에너지공학 22(4) : 370-375.
- 한국가스공사(2015). 천연가스 요금제도 현황. 대구 : 한국가스공사.
- Andrews, D. W. K. (1993). “Tests for parameter instability and structural change with unknown change point.” *Econometrica* 61 : 821-856 (Corrigendum, 71, pp395-397).
- Andrews, D. W. K. and Ploberger, W. (1994). “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative.” *Econometrica* 62 : 1383-1414.
- Bai, J. (1997). “Estimating multiple breaks one at a time.” *Econometric Theory* 13 : 315-352.
- Bai, J. and Perron, P. (1998). “Estimating and testing linear models with multiple structural changes.” *Econometrica* 66 : 47-78.
- Bai, J. and Perron, P. (2003). “Computation and analysis of multiple structural change models.” *Journal of Applied Econometrics* 18 : 1-22.
- Perron, P. (1989). “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis.” *Econometrica* 57 : 1361-1401.
- Perron, P. (1990). “Testing for a unit root in a time series with a changing mean.” *Journal of Business and Economic Statistics* 8 : 153-162.
- Perron, P. (1994). *Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series*. In Cointegration for the Applied Economist, Rao, B.B. (ed.), 1994, Basingstoke: Macmillan Press, 113-146.
- Perron, P. (1997). “Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables.” *Journal of Econometrics* 80 : 355-385.
- Perron, P. (2006). “Dealing with structural breaks.” *Palgrave handbook of econometrics* 1 : 278-352.
- Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1992a). “Nonstationarity and level shifts with an

- application to purchasing power parity.” *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : 301-320.
- Perron, P. and Vogelsang, T.J. (1992b). “Testing for a unit root in a time series with a changing mean: Corrections and extensions.” *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : 467-470.
- Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1993a). “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis: Erratum.” *Econometrica* 61 : 248-249.
- Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1993b). “A note on the additive outlier model with breaks.” *Revista de Econometria* 13 : 181-201.
- Quandt, R. E. (1960). “Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes.” *Journal of the American Statistical Association* 55 : 324-330.
- Vogelsang, T. J. (1993). “Essays on Testing for Nonstationarities and Structural Change in Time Series Models.” Ph.D. Dissertation. Princeton University.

ABSTRACT

Structural Changes in City Gas Consumption of Petrochemical industry*

Byunguk Kang**

This study qualitatively examined the structural changes in city gas consumption of the petrochemical industry, and quantitatively analyzed them using econometric techniques. In the petrochemical industry, the supply of dual fuel boilers, which allows for the easy replacement of fuels, has recently been expanded. City gas is also used as a feedstock, most of which is used for hydrogen production. For these reasons, the price elasticity of the demand for city gas was expected to have increased in the petrochemical industry, and this was confirmed by a quantitative analysis. An analysis of the structural changes in the city gas demand function, with a focus on price elasticity, showed that structural changes occurred three times, in August 2008, October 2012, and March 2016. The sample was then divided into four intervals using the three changes above as breakpoints and analyzed again. The results showed that the relative price elasticity of the oil/gas for city gas demand in the petrochemical industry had a value of about one in the first interval, but then gradually increased to about three in the last interval.

Key Words : petrochemical industry, city-gas consumption, structural change

* This study is a revised and supplemented paper from Kang (2019), the Basic Research Report 19–11 of the Korea Energy Economics Institute, 「Structural Changes in the City Gas Consumption of EnergyIntensive Industries」.

** Research Fellow, Korea Energy Economics Institute, byunguk.kang@keei.re.kr