

## 국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구\*

신동현\*\* · 조하현\*\*\*

본 연구는 내생적 구조변화 분석방법과 모형평균방법을 이용하여 한국의 휘발유·경유 소비에 대한 가격탄력성의 비대칭성 유무와 구조변화를 실증분석하였다. 특히, 본 연구는 기존 연구들에서 간과하고 있는 연료가격 변화에 대한 휘발유·경유 소비의 비대칭적 반응을 고려하였다. 1997년 1월부터 2015년 3월까지 한국의 월간 자료를 분석한 결과, 휘발유 소비의 소득탄력성과 음의 가격탄력성이 감소한 것으로 나타났고, 감소한 시점은 2000년 11월로 추정되었다. 반면, 경유 소비는 구조변화에 대한 증거는 확인할 수 없었다. 또한 휘발유 소비에 대한 가격효과의 비대칭성이 구조변화 시점인 2000년 11월 이후로 약화되었음을 확인할 수 있었다. 구체적으로 구조변화 시점 이후 휘발유 소비에 대한 음의 가격탄력성은 감소하고, 양의 가격탄력성은 상승하여 가격변화에 대한 휘발유 소비의 비대칭적 반응이 사라진 것으로 나타났다. 본 연구의 실증분석 결과는 한국의 수송부문 에너지 소비 변동성 감소와 경제 현상의 원인이 휘발유 소비이며, 그 이유는 소득탄력성과 음의 가격탄력성 하락이라는 것을 의미한다. 또한 본 연구의 결과에 근거하여 볼 때 국내 수송부문에서 에너지 및 온실가스 감축 측면에서 가격상승 정책의 효과는 여전히 유효하다고 판단된다. 아울러, 국내 수송부문 에너지 소비 전망 시 구조변화 분석방법과 모형평균방법을 결합한다면 예측력을 높일 수 있음을 시사한다.

**핵심주제어:** 휘발유·경유 소비, 가격·소득 탄력성, 가격탄력성의 비대칭성, 구조변화, 모형평균

**경제학문헌목록 주제분류:** Q43, C33

\* 논문의 개선을 위해 유익한 심사평을 제공해 주신 익명의 심사위원분들께 감사드립니다.

\*\* 주저자, 에너지경제연구원 부연구위원/연세대학교 경제학부, 전화: (052) 714-2094, E-mail: dhshin@keei.re.kr

\*\*\* 공동저자, 연세대학교 경제학부 교수, 전화: (02) 2123-3561, E-mail: hahyunjo@hanmail.net

논문투고일: 2016. 3. 23 수정일: 2016. 4. 11 게재확정일: 2016. 4. 22

## I. 서론

국제유가, 석유제품 가격 등과 같은 에너지의 가격변화 또는 가격충격이 생산 또는 에너지 판매가격에 비대칭적 효과를 줄 수 있는지에 대한 논의는 최근 까지도 활발하게 지속되고 있다. 구체적으로 유가충격은 생산에 영향을 주어 경기변동을 일으킬 수 있는데, 유가상승 충격과 유가하락 충격이 생산에 미치는 효과는 비대칭적일 수 있고, 휘발유·경유·LPG 등과 같은 석유제품 판매가격이 공급가격 상승과 하락에 비대칭적으로 반응한다는 것이다.<sup>1)</sup>

반면, 생산에 대한 에너지 가격의 효과에 관한 연구와 에너지 판매가격과 공급가격 간 비대칭적 반응에 관한 기존 연구에 비해 에너지 소비에 대한 가격충격의 비대칭성 관련 연구는 상대적으로 매우 부족한 편이다. 다시 말해, 에너지 가격의 상승과 하락 시, 에너지 소비가 비대칭적인 반응을 보일 수 있음을 대다수 기존 연구가 간과하고 있다. 이러한 상황에서 본 연구는 국내 휘발유·경유 소비의 가격탄력성이 비대칭적인지 분석한다. 더 나아가 가격탄력성의 비대칭성이 시간에 따라 바뀔 수 있는지 살펴보고, 소득탄력성 변화, 휘발유와 경유 간 대체관계 등도 분석하여 최근 한국의 수송부문 에너지 소비 변동성 감소와 정체현상에 대한 원천, 이유, 증거 등을 제시하고자 한다. 아울러 수송부문 에너지 소비 정책의 기본 전제가 되는 에너지 소비 전망의 예측력 향상을 위한 방안과 시사점을 고찰하였다.

본 연구가 한국의 휘발유·경유 소비에 대한 비대칭적 가격탄력성 유무와 구조변화에 주목하는 이유는 크게 세 가지이다. 첫째, 앞서 언급하였듯이 한국의 휘발유·경유 소비에 대한 비대칭적 가격탄력성에 관한 실증연구를 찾기 어렵다는 것이다. 1997년 석유제품 가격 자유화 이후, 공급가격에 대한 판매가격의 비대칭적 반응에 대한 연구들은 존재하나 수송부문 에너지 소비에 대한 판매가격의 비대칭적 효과에 관한 연구는 신동현(2015a)을 제외하고 절대적으로 부족하다.

둘째, 가격탄력성의 비대칭성과 구조변화는 한국의 휘발유·경유 소비 동학

1) 생산과 유가충격 간 비선형 관계는 Hamilton(1983)의 연구로부터 시작하여 분석모형 및 방법론이 최근까지 발전되어 왔다. 또한 국내 석유제품의 공급가격과 판매가격 간 비대칭적 조정에 관한 실증연구들도 다수 존재한다. 생산과 유가충격 간 비선형 관계에 관한 선행 연구는 조하현 외(2014)를 참조할 수 있고, 국내 휘발유 가격의 비대칭적 가격조정에 대한 기존 연구들에 관한 내용은 김영덕(2013)을 참조할 수 있다.

(dynamics)변화를 판단하는 중요한 증거가 될 수 있기 때문이다. 전력과 다르게 휘발유·경유는 자동차라는 저장 공간에 연료를 비축하여 연료가격 변화 충격에 대응할 수 있어 가격효과의 비대칭성이 존재할 수 있다(신동현, 2015a; Coglianesse *et al.*, 2015). 예를 들어, 연료가격이 하락하면 자동차 연료를 실제 예상되는 소비량보다 더 많이 구매하고, 반대로 연료가격이 증가하면 비축된 연료를 최대한 소비하는 것이다. 이와 같은 가격변화 시 에너지 소비의 비대칭성이 존재하면 휘발유 또는 경유 소비는 양의 가격탄력성에 비해 상대적으로 탄력적인 음의 가격탄력성을 가질 것이다.<sup>2)</sup>

또한 휘발유와 경유와 같은 수송부문 에너지 소비의 가격·소득 탄력성 감소와 함께, 연료가격 변화 시 수송부문 에너지 소비 변화의 비대칭성이 약화되었다면 수송부문 에너지 소비 정체현상이 향후 지속될 것이라는 중요한 증거도 될 수 있다. 왜냐하면 수송부문 에너지 소비가 어느 정도 정체상태에 도달하였다면 서로 다른 방향의 가격변화 불확실성에 대해서 일정하게 반응할 것이기 때문이다(신동현, 2015a).

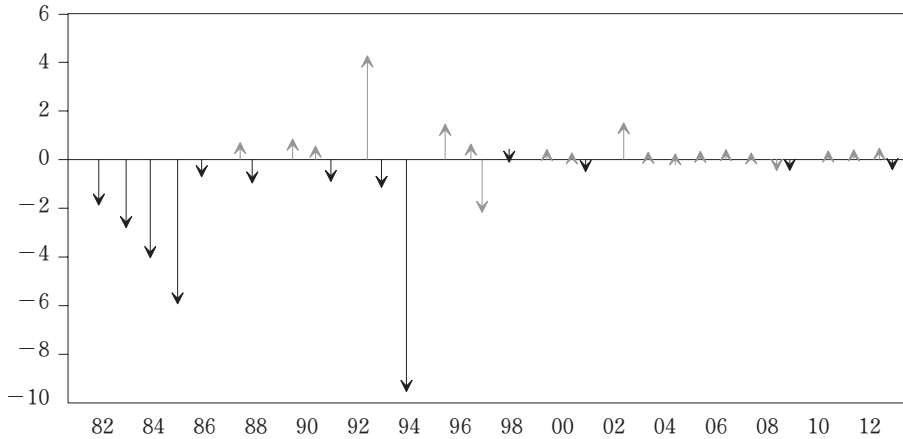
실제로 에너지경제연구원(2015a)에 의하면 한국의 수송부문 에너지 소비는 2000년 들어 그 증가율이 점점 둔화되고 있다. 특히, 2000년대 중반 이후에는 증가율이 0에 가깝게 하락하고 있으며 가장 최근 연도인 2014년에는 전년 대비 증가율이 0.8%를 보이고 있다. 다시 말해, 한국의 수송부문 에너지 소비는 2000년 초반부터 증가율이 감소하면서 2000년대 후반부터는 정체현상을 보이고 있다(신동현, 2015a).

실제 <그림 1>은 양의 유가변화와 음의 유가변화를 구분하여 유가화 시, 국내 수송부문 에너지 소비 변화 정도를 나타낸 것이다.<sup>3)</sup> <그림 1>에서 알 수 있는 첫 번째 사실은 2000년 전후로 유가변화에 대한 수송부문 에너지 소비 변화 정도가 크게 감소하였다는 점이다. 이는 수송부문 에너지 소비와 연료가격 간

2) 가격변화에 대한 에너지 소비의 비대칭적 반응은 가격변화의 비대칭성으로 인하여 발생할 가능성도 존재한다. 실제로 김영덕(2013)은 국내 휘발유 판매가격이 공급가격 변화에 비대칭적으로 반응한다는 실증 결과를 제시하고 있다. 본 연구에서는 휘발유와 경유 소비자가 직면하는 연료가격은 비대칭적 조정이 완료된 가격으로 가정하고 분석을 진행하여 비대칭적 연료가격 변화를 통제한 것으로 간주하였다. 그럼에도 불구하고 ‘연료 공급가격→연료 판매가격→연료 소비’로 이어지는 전달과정을 통한 연료 소비의 비대칭성 가능성에 대해서는 분석할 필요가 있으며, 이는 본 연구의 한계이자 개선점임을 밝혀둔다.

3) 양의 유가변화에 대한 에너지 소비 변화는  $\Delta \ln E / (\Delta \ln P \cdot I[\Delta \ln P > 0])$ , 음의 유가변화에 대한 에너지 소비 변화는  $\Delta \ln E / (\Delta \ln P \cdot I[\Delta \ln P < 0])$ 로 계산한 것으로 1% 유가변화에 대한 에너지 소비 % 변화율을 의미한다. 또한 유가는 수송부문 에너지 소비 가격의 대리변수로 이용하였고,  $I[\cdot]$ 는  $[\cdot]$ 가 성립하면 1, 그렇지 않으면 0인 지시함수이다.

8 국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구



주: 음영선은 음의 유가변화에 대한 수송부문 에너지 소비 변화를, 실선은 양의 유가변화에 대한 수송부문 에너지 소비 변화를 나타낸 것이다. 유가는 두바이 원유가격을 이용하였다. 수송부문 에너지 소비는 에너지원별 소비량을 합산한 전체 소비량이다.

<그림 1> 국내 수송부문 에너지 소비에 대한 가격효과의 비대칭성

관계가 약화되었다는 것을 의미한다. 더욱 흥미로운 사실은 2000년대 전에는 유가 1% 하락 시 수송부문 에너지 소비 변화 정도가 유가 1% 증가 시보다 더 크게 변하는 비대칭적 움직임을 보이거나, 2000년대 들어서는 이러한 비대칭성이 사라지고 있다는 점이다. 즉, 과거에는 수송부문 에너지 소비에 있어 연료가격 변화의 불확실성에 소비자는 비대칭적으로 반응하였으나, 특정 시점 이후에는 반응의 민감도 감소와 함께 비대칭성이 사라졌음을 <그림 1>에서 유추할 수 있다. 그러므로 한국의 수송부문 에너지 소비 중 95% 이상을 차지하는 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 유무 및 구조변화를 분석함으로써 한국의 수송부문 에너지 소비 정책 현상 및 변동성 감소에 대한 증거와 시사점을 찾을 수 있다는 점에서 본 연구는 그 의의가 있다고 하겠다.

마지막으로 본 연구가 비대칭적 가격탄력성 유무와 구조변화에 주목하는 이유는 수송부문 에너지 소비 예측력을 높일 방안을 제시하고자 하기 때문이다. 최근 2015년 6월 30일에 한국은 국제 사회에 2030년 국가 전체 온실가스 감축률을 BAU(Business-As-Usual) 대비 37%로 공표하였다. 단, 산업부문의 최대 감축률을 12% 설정함에 따라 수송부문과 같은 비산업부문에서 추가 감축량을 찾는 것이 중요해졌다. 수송부문에서 추가 감축량을 찾기 위해서는 무엇보다 수송부문 에너지 소비와 다른 요인들 간의 관계변화를 분석하여 미래의 수송부문 에너지소비량의 정확한 전망이 선행되어야 한다. 가격탄력성의 비대칭성 유

무 및 구조변화를 모형에 정확하게 반영한다면 수송부문 에너지 소비 예측력 향상과 이에 따른 감축잠재량 분석에 크게 도움이 될 수 있을 것이다.

국내 휘발유·경유 소비에 대한 가격탄력성의 비대칭성 및 구조변화를 분석하기 위해서 내생적 구조변화 분석방법과 모형평균방법을 적용하여 휘발유·경유의 소비함수를 추정한다. 이때 휘발유·경유 소비함수에서 소득, 가격 등과 같은 설명변수들의 모수변화를 허용하는 구조변화 접근방법을 통해서 비대칭적 가격탄력성 및 가격·소득 탄력성 변화의 발생 유무, 구조변화 시점 등을 주어진 자료에 근거하여 분석하게 된다. 또한 휘발유·경유 소비함수를 추정함에 있어, 하나의 모형을 선택하는 것과 함께 복수의 모형들의 정보를 중요도에 따라 이용하는 모형평균방법들을 적용하여 휘발유·경유 소비함수의 추정 결과에 대한 강건성(robustness)을 확보하고자 한다. 아울러 내생적 구조변화 분석방법과 모형평균방법을 적절하게 결합하면 휘발유·경유 소비 변화에 대한 예측력을 높일 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 휘발유·경유 소비를 분석한 선행 연구들을 소개한다. 제Ⅲ절에서는 분석 자료를, 제Ⅳ절에서는 분석방법을 설명한다. 제Ⅴ절에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 결론 및 시사점을 정리한다.

## Ⅱ. 선행 연구 개관

<표 1>은 가격·소득 탄력성을 중심으로 한국의 휘발유·경유 소비에 대한 선행 연구들을 정리한 것이다.<sup>4)</sup> 표본기간, 분석 자료의 주기(frequency), 분석방법에 따라 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성 크기는 상이하나 대체로 휘발유가 경유보다 탄력적인 가격탄력성을, 비탄력적인 소득탄력성을 가지는 것을 확인할 수 있다. 이처럼 경유에 비해 휘발유 소비가 소득변화보다 가격변화에 민감한 이유는 휘발유 소비가 이루어지는 비상업용 승용차를 소유한 개인 소비자는 경기변동보다 가격변화에 적극적으로 반응하기 때문이다. 반면에 경유 소비는 개인 외 사업용 승합차, 화물차 이용과 관련이 있어 가격변화보다 경기변

4) 수송부문 에너지 소비의 가격·소득 탄력성에 관한 국외 연구는 Goodwin(1992), Hanly and Goodwin(2002), Graham and Glaister(2002), Goodwin *et al.*(2011) 등에 자세하게 정리되어 있다. 또한 소득과 가격 이외 다른 요인들이 수송부문 에너지 소비에 미치는 효과에 관한 국내·외 기존 연구는 신동현(2015a, 2015b)에 자세하게 정리되어 있다.

10 국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구

〈표 1〉 국내 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성 분석에 대한 선행 연구 정리

연구	분석 자료 및 표본기간	연료	가격탄력성	소득탄력성	분석모형
김영덕(2007)*	1999~2006	휘발유	-0.095	0.994	ARDL
		경유	-0.111	0.310	
박용덕·마용선(2007)**	—	휘발유	-0.538	0.716	ARDL
		경유	-0.377	0.659	
강만옥 외(2008)	1997~2007 (분기 자료)	휘발유	-0.827	0.391	ARDL
		경유	-0.238	0.380	
김형건(2010)	2005~2009 (Pooled data)	휘발유	-1.640	0.652	표면상무관회귀 (ISUR)
		경유	-0.501	0.538	
김민성·김성수(2011)	1975~2009 (연간 자료)	휘발유	-0.448	0.360	부분조정모형
		경유	-0.314	0.650	

주: 김영덕(2007)에서는 분석 자료의 주기를, 박용덕·마용선(2007)에서는 분석 자료의 표본 기간과 주기에 대해서 밝히지 않고 있다.

동에 민감하다(정준환·이지연, 2012; 신동현, 2015a).

〈표 1〉에 정리된 연구는 표본기간 동안 가격·소득 탄력성이 일정하다는 사전 제약 하에서 분석을 진행하고 있다. 그러나 표본기간에 따라 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성이 다르게 나타나고 있다는 것은 시간이 지남에 따라 가격·소득 변화에 대한 휘발유·경유 소비 정도가 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 이와 같은 가격·소득 탄력성 변화를 고려하여 한국의 휘발유·경유 소비 함수를 분석한 연구들도 다수 존재한다.<sup>5)</sup>

나인강(2001)은 석유가격 자유화가 시행된 1997년 이후 휘발유의 가격·소득 탄력성이 증가하였다는 실증 결과를 제시하고 있는데, 구체적으로 가격탄력성은 -0.18에서 -0.99로, 소득탄력성은 0.15에서 0.39로 변한 것으로 추정하였다. 단, 나인강(2001)에서 분석 자료의 표본기간이 1999~2001년이라는 점을 고려할 때, 2000년 이후부터 최근까지의 휘발유 가격·소득 탄력성 변화에 대해서는 알 수 없다. 즉, 1997년 유가 자유화 이후 휘발유 소비의 가격·소득 탄력성 증가가 2000년 들어서도 지속하고 있는지에 대한 정보는 제공하지 않고 있다.

5) 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성 변화에 관한 해외 연구는 Espey(1998), Sterner (2006), Small and van Dender(2007), Brons *et al.*(2008), Hughes *et al.*(2008), Park and Zhao(2010) 등을 참조할 수 있다.

조남형 외(2009)는 표본기간을 3년 단위로 구분하여 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성 변화를 분석하고 있다. 조남형 외(2009)는 2004~2005년 휘발유 소비의 가격탄력성이 1999~2000년에 비해 감소한 반면에 경유 소비의 가격탄력성은 증가하였고, 소득탄력성은 휘발유와 경유 모두 감소하였다는 실증분석 결과를 제시하였다.

나인강(2001), 조남형 외(2009) 등은 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성 변화를 석유가격 자유화 등과 같은 특정 사건 전후로 비교·분석하고 있다. 이러한 접근방식은 특정 사건이 가격·소득 탄력성 변화에 미치는 효과를 사후적으로 유추할 수 있다는 측면에서 의의가 있으나, 특정 사건을 사전에 외생적으로 결정함으로써 연구자의 주관이 분석 결과에 반영되는 문제가 존재한다.

특히, 조남형 외(2009)는 패널 자료를 구축하여 휘발유·경유 소비자의 개별 특이성을 반영하였음에도, 표본기간을 3년 단위로 임의로 구분하여 분석 결과의 신뢰성을 낮추고 있다. 또한 특정 시점에 대한 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성에 대한 정보는 나인강(2001), 조남형 외(2009) 등은 제공하지 않고 있다.

이러한 점들을 개선하고자, 정준환·이지연(2012)은 시간에 대한 가격·소득 탄력성 변화를 허용할 수 있는 모수함수회귀모형(functional coefficient regression model)을 통해 2000~2011년까지의 월간 자료를 이용하여 국내 휘발유·경유의 가격·소득 탄력성 변화를 분석하고 있다. 정준환·이지연(2012)은 휘발유의 가격·소득 탄력성은 2000년대 이후로 지속적으로 감소하였고, 경유 소비의 가격탄력성은 감소하였다가 2000년대 중반 이후로 다시 증가하였으며, 경유 소비의 소득탄력성은 증가하였음을 지적하고 있다. 특히, 휘발유와 경유 소비의 소득탄력성 변화가 반대로 나타나는 이유로 휘발유 소비에 비해 경유 소비가 경기변동에 더 민감하게 반응하기 때문이라고 설명하고 있다.

김영덕·박민수(2013)는 1981~2011년 기간 동안의 월별 자료를 이용하여 표본기간을 1년씩 이동시키는 이동 회귀분석(rolling regression)을 통해 휘발유·경유 소비의 가격·소득 탄력성 변화를 분석하였다. 김영덕·박민수(2013)는 1990년대 중반 이후 휘발유와 경유의 가격탄력성이 더 비탄력적으로 변하였으나, 소득탄력성은 1990년대 중반 이전과 이후에서 특별한 변화가 나타나지 않는다고 지적하였다. 또한 대체·보완 관계를 나타내는 교차탄력성의 경우, 1990년대 중반 이전에는 휘발유의 교차탄력성이 유의하나, 1990년대 중반 이후에는 경유의 교차탄력성이 유의하게 나타나는 실증분석 결과를 제시하였다.

## 12 국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구

정준환·이지연(2012), 김영덕·박민수(2013)는 휘발유·경유 소비의 동태적 가격·소득 탄력성 변화를 분석하고 있다는 점에서 의의를 가진다. 그럼에도 불구하고, 통계적으로 가격·소득 탄력성 변화가 유의하게 변하였는지에 대한 근거를 제시하지 못하고 있다. 즉, 가격·소득 탄력성 변화가 나타나는 것을 반영하여 그 변화를 포착하고 있으나, 이러한 변화가 통계적으로 유의하다고 판단할 수 있는지와 변화 시점에 대해서는 정확하게 제시하지 못하고 있다.

반면, 신동현(2015a)은 한국을 중심으로 OECD 국가들의 수송부문 에너지 소비 정체현상을 분석하면서 내생적 구조변화 분석방법과 상태공간모형(state space model) 등을 이용하여 가격·소득 탄력성이 시간에 따라 감소하고 있다는 실증 결과를 제시하였다. 특히, 한국의 1997년부터 2015년까지 월별 자료를 이용하여 분석한 결과, 휘발유의 가격·소득 탄력성이 2002년 10월을 기점으로 비탄력적으로 바뀌었다고 지적하면서, 탄력성 변화 유무와 변화 시점에 대한 통계적 근거를 제시하고 있다. 또한 기존 연구들과 다르게 가격변화를 양의 가격변화와 음의 가격변화로 구분하여 가격효과의 비대칭성을 고려하고 있다. 이를 통해 가격탄력성의 변화뿐만 아니라, 가격효과의 비대칭성 변화 유무도 분석하고 있다. 신동현(2015a)에 의하면 2002년 10월 이전에는 휘발유 소비에 대해서 휘발유 가격 변화 효과가 비대칭적이거나 2002년 10월 이후에는 대칭적으로 바뀐다는 분석 결과를 제시하고 있다. 비록 가격·소득 탄력성 변화 등에 관한 통계적 분석을 수행하였으나, 신동현(2015a)은 휘발유와 경유 소비 간 대체관계를 충분히 고려하지 않고 있다.

본 연구는 휘발유·경유 소비함수 추정 시 지금까지 살펴본 기존 연구들의 문제의식을 반영하기 위해서, 첫째 가격·소득 탄력성의 변화를 허용하되 통계적 판단이 가능한 모형을 적용하기로 한다. 둘째, 가격충격의 비대칭적인 효과 및 구조변화를 고려하기 위해서 음의 가격변화와 양의 가격변화를 구분함으로써, 비대칭적 가격효과의 사전제약을 완화한다. 마지막으로 김영덕·박민수(2013)에서 지적한 것처럼 휘발유와 경유 간 대체관계 변화를 반영하기 위해서, 다른 연료의 상대가격을 반영하여 대체관계 변화에 대한 통계적 근거를 제시하고자 한다.



### Ⅲ. 분석 자료

〈표 2〉는 실증분석에 이용된 자료를 요약한 것이다. 분석기간은 1997년 1월부터 2015년 3월이며 월별 자료를 이용하였다. 1997년은 에너지 소비 동학에 영구적 구조변화를 일으킨 외환위기라는 중요한 사건이 발생하였고, 석유가격 자유화가 시행되어 휘발유와 경유 가격이 규제가격에서 시장가격으로 전환된 시점이기도 하다. 그러므로 1997년 이전과 이후의 자료를 구분하여 실증분석할 필요가 있으므로 본 연구에서는 1997년 이후의 자료만 고려하였다. 또한 월별 자료를 이용한 이유는 휘발유·경유 소비에 대한 가격효과를 보다 자세하게 포착하고, 연간 자료보다 많은 표본 수를 확보하여 추정 결과의 신뢰성을 높이기 위해서이다.

분석대상으로 모형의 종속변수인 휘발유 소비와 경유 소비는 Census X-12 방법으로 계절성(seasonality)을 제거하였다. 가격변수인 휘발유 가격과 경유 가격은 국내 소비자 판매가격을 이용하였다. 또한 휘발유와 경유 소비 간 대체관계를 고려하기 위해서 자기가가격과 함께 다른 에너지 가격을 고려한다.<sup>6)</sup> 휘발유

〈표 2〉 분석 자료 요약

기호	자료	단위	계절조정 유무	출처	표본기간
$E_{g,t}$	휘발유 소비	천Bbl	○	한국석유공사 (PETRONET)	1997.1~2015.3
$P_{g,t}$	휘발유 가격(소비자 판매가격, 실질가격)	원/ℓ	×		
$E_{d,t}$	경유 소비	천Bbl	○		
$P_{d,t}$	경유 판매가격(소비자 판매가격, 실질가격)	원/ℓ	×		
$Y_t$	산업생산지수	-	○	한국은행 (ECOS)	

주 PETRONET: <http://www.petronet.co.kr/>, ECOS: <http://ecos.bok.or.kr>

6) LPG가 영업용 택시, 렌터카, 장애인의 LPG 승용차 등 용도가 제한되어 다른 연료를 사용하는 자동차와 대체관계를 가지기에는 현실적으로 쉽지 않다. 예를 들어, 박용덕·마용선(2007)에서도 경유 소비의 증가는 낮은 경유 판매가격으로부터 기인하고 있음을 지적하고 있고, 경유 대비 LPG 가격의 하락에도 불구하고 경유에서 LPG로의 대체는 나타나지 않는다고 하였다. 이러한 점을 고려하여, 본 연구에서는 휘발유와 경유 소비 간의 대체관계만을 모형 추정 시 반영하였다.

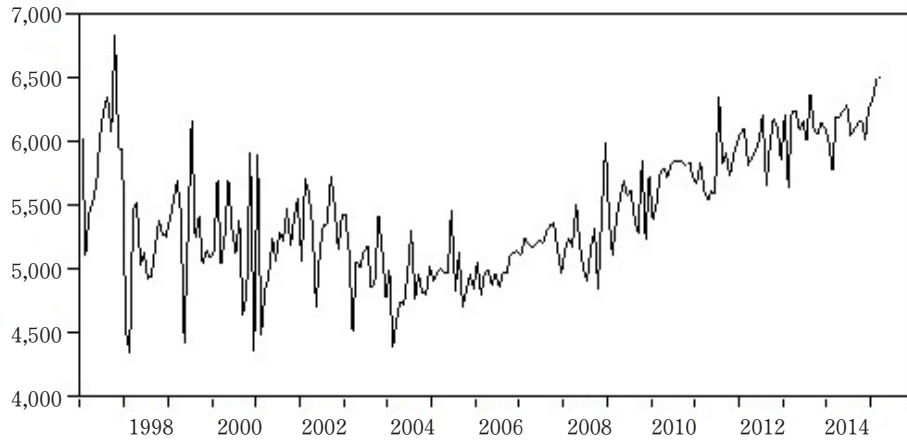
#### 14 국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구

및 경유 소비량과 가격 자료 출처는 한국석유공사(PETRONET)이다.

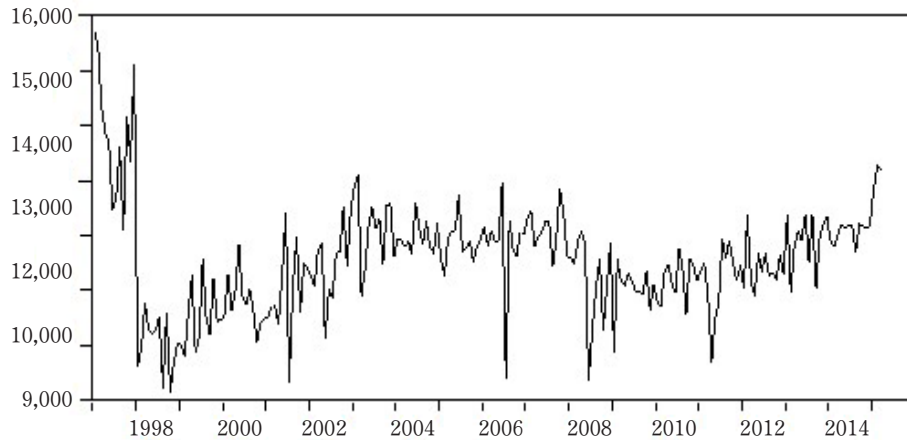
분석기간 동안 월별 소득수준을 직접적으로 나타내는 자료가 존재하지 않아 소득변수의 대리변수로 산업생산지수(index of industrial product)를 이용하였다. 일반적으로 월별 자료를 이용하는 경우, 다수의 연구에서 소득의 대리변수(proxy)로 산업생산지수를 사용하고 있다(정준환·이지연, 2012; 김영덕·박민수, 2013; 신동현, 2015a). 산업생산지수에 관한 자료는 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)으로부터 얻을 수 있으며 계절 조정된 자료를 이용하였다.

<그림 2>는 실증분석 자료인 휘발유·경유 소비량과 판매가격, 산업생산지수

A. 휘발유 소비량

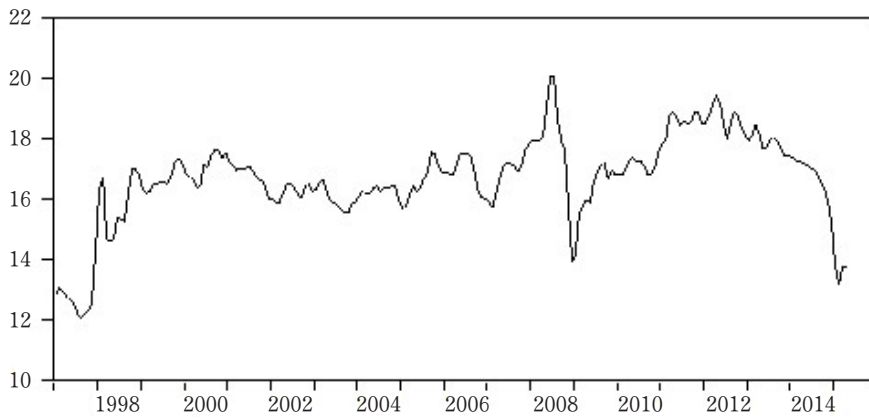


B. 경유 소비량

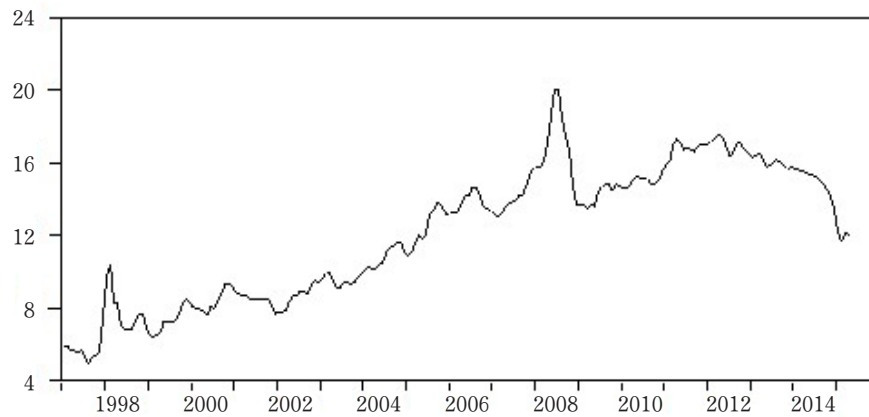


<그림 2> 휘발유·경유 소비 및 가격, 산업생산지수 변화

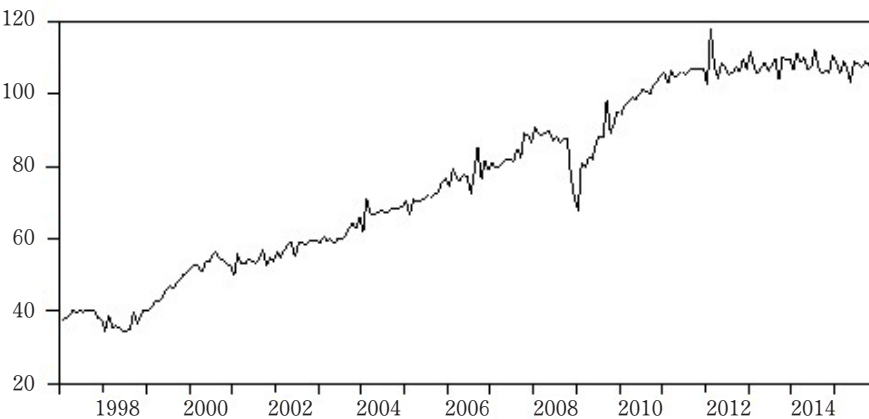
C. 휘발유 판매가격(실질가격)



D. 경유 판매가격(실질가격)



E. 산업생산지수



주: 1997년 1월~2015년 3월까지 월별 자료이며, 휘발유·경유 소비, 산업생산지수는 계절성이 조정된 자료이다. 또한 휘발유·경유 판매가격은 소비자 판매가격을 소비자물가지수로 나눈 실질가격이다.

의 변화를 나타낸 것이다. 휘발유·경유 소비량은 시간에 따라 변동성을 보이면서, 1997년 외환위기와 2008년 세계 금융위기 시 일시적으로 하락하는 모습을 보이고 있다. 또한 신동현 외(2015), 신동현(2015a, 2015b)에서 지적한 것처럼 2000년 들어 휘발유·경유 소비의 변동성이 감소하는 모습도 확인할 수 있다.

〈그림 2〉에서 실질가격으로 나타낸 휘발유·경유의 소비자 판매가격은 2013년까지 상승하는 추세를 보이다가 2014년 들어 유가가 크게 하락하면서 휘발유·경유 판매가격도 동시에 하락하고 있다. 또한 2000년 중반 이후로 시행된 에너지 세제개편에 따라 휘발유와 경유의 상대가격이 바뀌고 있다. 한 가지 흥미로운 사실은 휘발유·경유의 판매가격이 2014년에 크게 하락하였으나 휘발유·경유 소비는 급증하지 않았다는 것이다. 서론에서 언급하였듯이, 에너지경제연구원(2015a)의 에너지통계연보에 따르면 전년 대비 수송부문 에너지 소비 증가율은 2012년 0.73%, 2013년 0.50%로 증가율이 둔화되는 가운데, 2014년 전년 대비 증가율은 0.80%로 판매가격 하락과 비교하면 증가율은 미미한 편이다. 즉, 휘발유와 경유 소비의 증가율이 판매가격 하락에도 불구하고 안정화되는 모습을 보이고 있어, 수송부문 연료 소비량이 정체상태에 근접하였다는 신동현(2015a)의 주장과도 일치하고 가격탄력성이 감소하였다는 기존 연구들과 본 연구의 가설과도 부합된다.

#### IV. 분석 모형 및 방법

##### 1. 비대칭적 가격탄력성과 구조변화를 고려한 휘발유·경유 소비함수

분석 자료가 차분정상(difference stationary) 시계열이라면 1차 로그 차분 변환 후 연료 소비함수를 소득, 자기가격 및 대체연료 가격을 포함하는 부분조정모형(partial adjustment model; Nerlove, 1956, 1958)으로 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.<sup>7)</sup>

7) 수송부문 에너지 소비의 특성을 고려하여, 소득과 가격 변수 외 1인당 자동차 대수와 같은 stock 변수를 추가할 수 있다(Baltagi and Griffin, 1983). 그러나 월별·유종별 자동차 등록대수는 2002년 1월부터 자료를 제공하고 있다. 또한 2002년 이후 자료에서도 일부분이 누락되어 시계열의 연속성이 확보되지 않아 모형에는 고려할 수 없었다. 앞으로 용도별·유종별 자동차 대수에 관한 연속성 있는 자료가 누적되어 확보된다면 1인당 자동차 등록대수를 모형에 추가하여 분석을 진행할 필요가 있다.

$$\Delta \ln E_{i,t} = \alpha_i + \rho_i \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_i \Delta \ln P_{i,t} + \gamma_i \Delta \ln Y_t + \delta_i \Delta \ln P_{j,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

for  $i = g, d$

여기서  $E_{i,t}$ 는  $i$  연료 소비량,  $P_{i,t}$ 는  $i$  연료가격,  $Y_t$ 는 소득의 대리변수인 산업생산지수이다.  $g$ 와  $d$ 는 휘발유(gasoline)와 경유(diesel)를 나타내는 지표이다.  $\epsilon_{i,t}$ 는 유한한 분산을 가지는 백색잡음(white noise) 과정의 오차항(error term)이다.

식 (1)과 같은 부분조정모형을 이용하여 기존 연구들에서 휘발유·경유 소비에 대한 가격·소득의 영향 및 다른 연료와의 대체관계 등을 분석하고 있다(조남형 외, 2009; 김민성·김성수, 2011). 휘발유·경유 소비함수를 부분조정모형으로 표현하면 종속변수의 시차변수와 오차항 간의 독립성이 보장되어 일반 최소자승추정법(OLS)으로 모수를 추정하여도 일치성이 보장된다. 또한 시차변수의 추정치를 이용하여 장기 가격·소득 탄력성도 쉽게 계산할 수 있다는 장점도 존재한다.

부분조정모형 이외에 기존 연구들에서 ARDL(autoregressive distributed lag) 모형을 이용하여 한국의 휘발유·경유 소비함수를 분석하고 있다(김영덕 외, 1999; 김영덕, 2007; 강만옥 외, 2008; 김영덕 외, 2008; 김영덕·박민수, 2013). 모형의 주요 변수들이 단위근(unit root) 시계열이며 공적분(cointegration) 관계가 존재하더라도 ARDL 모형의 타당성은 유지되는 장점은 있으나, 변수들의 시차 선택 문제가 발생하고 시차변수의 수에 따라 모형이 복잡해지는 단점이 존재한다(Pesaran and Shin, 1998). 더욱이 본 연구에서는 가격탄력성의 비대칭성을 고려하기 위해 가격변수를 2개로 분리하였을 뿐만 아니라, 모수의 변화까지 허용하기 때문에 ARDL 모형의 단점이 더욱 더 심화될 것이다. 이런 점에서 본 연구는 ARDL이 아닌 구조변화를 허용하는 부분조정모형을 적용하기로 한다.

식 (1)은 연료가격 상승과 연료가격 하락이 동일한 크기의 연료 소비 변화를 일으킨다는 사전 제약을 부여하고 있다. 이와 같은 가격효과의 대칭성에 대한 제약을 완화하여 가격상승과 가격하락을 구분하여 식 (1)을 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta \ln E_{i,t} = \alpha_i + \rho_i \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_i \Delta \ln P_{i,t}^+ + \beta_i' \Delta \ln P_{i,t}^- + \gamma_i \Delta \ln Y_t + \delta_i \Delta \ln P_{j,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

for  $i=g, d$

여기서  $P_{i,t}^+$ 는 0보다 큰 가격변화를,  $P_{i,t}^-$ 는 0보다 작은 가격변화를 의미한다. 즉, 식 (3)과 같이 정의할 수 있다.

$$\Delta \ln P_{i,t}^+ = \max(\Delta \ln P_{i,t}, 0), \quad \Delta \ln P_{i,t}^- = \min(\Delta \ln P_{i,t}, 0) \quad (3)$$

식 (2)에서  $\Delta \ln P_{i,t}^+$ 와  $\Delta \ln P_{i,t}^-$ 의 추정치를 비교하여 연료가격의 효과가 비대칭적인지를 판단할 수 있다. 즉, 식 (4)와 같이  $\Delta \ln P_{i,t}^+$ 와  $\Delta \ln P_{i,t}^-$ 의 모수 크기가 동일하다는 귀무가설에 대한 Wald 검정을 수행하여 귀무가설 식 (4)를 기각하면 연료 소비에 대한 가격효과는 비대칭적이라고 통계적으로 결론 내릴 수 있다.

$$H: \beta_i = \beta'_i \quad (4)$$

다음으로 휘발유·경유 소비에 대한 가격 및 소득 변화의 효과가 시간이 지나 임의의 시점  $T_1$ 에 1번의 구조변화가 발생하면 식 (5)와 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta \ln E_{i,t} = \mathbb{B}_{1i} X' \cdot I[t \leq T] + \mathbb{B}_{2i} X' \cdot I[t > T_1] + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

for  $i=g, d$

여기서  $X$ 는 상수(constant), 연료가격, 소득변수로 구성된 설명변수 벡터,  $\mathbb{B}_{1i}$ ,  $\mathbb{B}_{2i}$ 는 모수 벡터로서 식 (6)과 같다. 또한  $T_1$ 은 모형의 모수가 변하는 구조변화 시점이다. 즉, 구조변화 시점 이후로 연료 소비와 설명변수 간 관계가  $\mathbb{B}_{1i}$ 에서  $\mathbb{B}_{2i}$ 로 바뀌게 된다.

$$\mathbb{B}'_{1i} = \begin{bmatrix} \alpha_{1i} \\ \rho_{1i} \\ \beta_{1i} \\ \beta'_{1i} \\ \gamma_{1i} \\ \delta_{1i} \end{bmatrix}, \quad \mathbb{B}'_{2i} = \begin{bmatrix} \alpha_{2i} \\ \rho_{2i} \\ \beta_{2i} \\ \beta'_{2i} \\ \gamma_{2i} \\ \delta_{2i} \end{bmatrix}, \quad X' = \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta \ln E_{i,t-1} \\ \Delta \ln P_{i,t}^+ \\ \Delta \ln P_{i,t}^- \\ \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln(P_{j,t}) \end{bmatrix} \quad (6)$$

식 (5)는 한 번의 구조변화가 발생한 것을 가정하여 표현하였으나 본 연구에서는 최대 다섯 번의 구조변화를 허용하였다.<sup>8)</sup> 구조변화가 발생하였는지에 대해서는 Bai and Perron(1998, 2003)의 구조변화 검정방법을 이용하였다. Bai and Perron(1998, 2003)의 방법은 다수의 구조변화를 허용하는 내생적 구조변화 분석방법이다.

Bai and Perron(1998, 2003) 방법의 절차는 다음과 같다. 먼저, 구조변화 발생 유무에 대한 통계적 가설검정을 수행한다. 이때 구조변화가 존재하면 구조변화 횟수를 순차적으로 늘려가면서 가설 검정을 반복하여 수행하는데, 대립가설이 기각되면 이에 대응되는 귀무가설의 구조변화 횟수를 최종적인 구조변화 횟수로 결정한다.

구조변화 시점은 외생적으로 사전에 주어질 수 있고, 주어진 자료를 이용하여 내생적으로 추정할 수 있다. 본 연구에서는 분석 결과의 객관성을 제고하기 위해서 구조변화 시점을 확률변수로 간주하고, 주어진 자료를 이용하여 내생적으로 추정하였다. 구체적으로 모형의 잔차(residual)의 제곱합이 최소가 되는 시점을 구조변화 시점으로 결정하였다. Bai(1994, 1997)에 따르면 이와 같은 잔차의 제곱합이 최소가 되는 구조변화 시점이 오차항의 자기상관 관계(autocorrelation) 유무에 관계없이 초일치(super-consistent) 추정량이 되는 것으로 알려져 있다.

시간에 대한 구조변화를 허용한 경우에는 구조변화 시점 전후로 설명변수에 대한 모수가 두 개 이상 존재할 수 있다. 그러므로 휘발유·경유 소비에 대한 가격, 소득 변수의 영향이 달라질 뿐만 아니라, 연료가격의 비대칭성 여부도 바뀔 수 있다. 그러므로 비대칭적 가격탄력성 변화를 분석하기 위해서 식 (7)과 같이 구조변화 시점 전후로 각각 Wald 검정을 수행할 수 있다.

$$H:\beta_{1i}=\beta'_{1i}, \quad H:\beta_{2i}=\beta'_{2i} \tag{7}$$

## 2. 모형평균방법을 이용한 휘발유·경유 소비 회귀모형 추정

최종 모형을 결정하는 방법은 통계적 기준에 근거하여 여러 가지 모형들 중에서 하나의 모형을 선택하는 것이 일반적이다. 모형을 선택하는 통계적 기준으로는 AIC(Akaike information criterion; Akaike, 1973), BIC(Bayesian information

8) 즉, 본 연구에서 식 (5)는  $\Delta \ln E_{i,t} = \mathbb{B}_{i,k}(T_k)X' + \epsilon_{i,t}$ ,  $k=1, \dots, 5$ 로 나타낼 수 있다.

criterion; Schwarz, 1978),  $R^2$ , 우도비(likelihood ratio) 등이 대표적이다.

최근 들어, 하나의 모형을 선택하는 방법 대신에 여러 가지 모형들의 정보를 동시에 활용하는 모형평균(model averaging)방법이 설명력이나 예측력 측면에서 모형 선택의 방법보다 우월하다는 이론적 근거 및 시뮬레이션 결과들이 제시되고 있다(Stock and Watson, 2006; Hansen, 2007, 2008; Hansen and Racine, 2012).

본 연구에서는 모든 설명변수를 포함하는 하나의 모형을 선택하는 것과 함께, 설명변수를 달리하는 복수의 모형들을 가중 평균하여 모수를 추정하는 모형평균방법을 동시에 적용하여 분석 결과의 정확성과 신뢰성을 제고하고자 한다. 구체적으로 본 연구에서 선택한 모형평균방법은 Hansen(2007, 2008)의 Mallows 모형평균방법(MMA)과 Hansen and Racine(2012)의 Jackknife 모형평균방법(JMA)을 이용하였다.

식 (2)를 이용하여 MMA와 JMA를 설명하기로 한다. 식 (2)에서 상수항을 포함한 설명변수의 개수는 여섯 개이다. 상수항만을 포함하는 모형부터 시작하여 설명변수를 차례대로 늘려가는 모형들을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln E_{i,t} &= \alpha_i^1 + \epsilon_{i,t}^1 \\
 \Delta \ln E_{i,t} &= \alpha_i^2 + \rho_i^2 \Delta \ln E_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}^2 \\
 \Delta \ln E_{i,t} &= \alpha_i^3 + \rho_i^3 \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_i^3 \Delta \ln P_{i,t}^+ + \epsilon_{i,t}^2 \\
 &\vdots \\
 \Delta \ln E_{i,t} &= \alpha_i^6 + \rho_i^6 \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_i^6 \Delta \ln P_{i,t}^+ + \beta_i^{6'} \Delta \ln P_{i,t}^- + \\
 &\quad + \gamma_i^6 \Delta \ln Y_t + \delta_i^6 \Delta \ln (P_{j,t}) + \epsilon_{i,t}^6
 \end{aligned} \tag{8}$$

위의 6개 모형에 대응되는 가중치를  $w^k$  ( $k=1, 2, \dots, 6$ )라고 하면, MMA에 의한 모수 벡터의 추정치  $\hat{\mathbb{B}}$ 와 잔차  $\hat{\epsilon}$ 는 다음과 같다.<sup>9)</sup>

$$\hat{\mathbb{B}}_i = \left[ \sum_{k=1}^6 \tilde{w}^k \hat{\alpha}_i^k \quad \sum_{k=2}^6 \tilde{w}^k \hat{\rho}_i^k \quad \sum_{k=3}^6 \tilde{w}^k \hat{\beta}_i^{k'} \quad \sum_{k=4}^6 \tilde{w}^k \hat{\beta}_i^{k'} \quad \sum_{k=5}^6 \tilde{w}^k \hat{\gamma}_i^k \quad \tilde{w}^6 \hat{\delta}_i^6 \right],$$

9) OLS와 모형평균방법으로 계산한 모수 추정량, 잔차, 가중치를 구분하기 위해서,  $(\hat{\beta}, \hat{\epsilon}, \hat{w})$ ,  $(\tilde{\beta}, \tilde{\epsilon}, \tilde{w})$ ,  $(\hat{\beta}, \hat{\epsilon}, \hat{w})$ 를 OLS, MMA, JMA 추정방법에 의한 모수 추정량과 잔차로 각각 표시하기로 한다. 또한  $i$ 는 유종(경유, 휘발유),  $j$ 는 다른 유종,  $k$ 는 설명변수에 따른 모형을 의미한다.



$$\tilde{\epsilon}_{i,t} = \sum_{k=1}^6 \tilde{w}^k \tilde{\epsilon}_{i,t}^k \quad (9)$$

여기서  $\hat{\theta}^k$ 는  $k$ 번째 모형의 모수  $\theta$ 에 대한 OLS 추정량이다. 또한 가중치  $w^k$ 는 0보다 크고, 가중치의 합은 1이어야 한다. 하나의 모형을 선택하는 것은 가중치  $\tilde{w}^k$  중에서 하나의 가중치를 1로 부여하고, 나머지 가중치들은 0으로 결정하는 것과 동일하다. 반면, 모형평균방법은 모형의 설명력이나 예측력에 관련된 통계적 기준에 근거하여 각각의 가중치를 결정한다. 가중치를 결정하는 가장 간단한 방법은 모든 모형에 동일한 가중치를 부여하는 것이다(즉,  $\hat{w}^1 = \hat{w}^2 = \dots = \hat{w}^k = 1/k$ ). Stock and Watson(2005)은 동일한 가중치를 부여하더라도 예측력이 증가할 수 있음을 실증적으로 보였다. 그러나 모형평균방법에서는 서로 다른 가중치를 부여하는 것이 일반적이다.<sup>10)</sup> 본 연구의 이용방법 중 하나인 Hansen(2007, 2008)의 MMA에서 가중치  $w$ 를 선택하는 기준인 Mallows 기준  $CN(w)$ 은 다음 식 (10)과 같다(Mallows, 1973).

$$CN(w) = \sum_{t=1}^T \tilde{\epsilon}_{i,t}^2 + 2 \sum_{k=1}^6 w^k n(k) \delta^2 \quad (10)$$

여기서  $n(k)$ 는  $k$ 번째 모형의 설명변수 수,  $\delta^2 = [1/\{T - n(6)\}] \sum_{t=1}^T (\tilde{\epsilon}_t^0)^2$ 으로 가장 많은 설명변수를 포함하는 모형의 오차항 분산 추정치이다. MMA의 가중치는 식 (10)을 최소화하는 값으로 선택한다. 즉, MMA의 가중치  $\tilde{w}^k$ 는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\tilde{w}^k = \underset{w}{\operatorname{argmin}} CN(w) \quad (11)$$

다른 모형평균방법인 JMA로 모수를 추정하고자 할 때, JMA 가중치를 구하기 위해 Jackknife 잔차가 필요하다. 식 (8)에서  $k$ 번째 모형의 JMA 추정치들을  $\hat{\mathbb{B}}_i^k$ 라고 하면  $\hat{\mathbb{B}}_i^k = (\hat{\mathbb{B}}_{i,(-1)}^k, \hat{\mathbb{B}}_{i,(-2)}^k, \dots, \hat{\mathbb{B}}_{i,(-T)}^k)$ 이다. 여기서  $\hat{\mathbb{B}}_{i,(-t)}^k$ 는  $t$ 번째 자료를 제외한 OLS 추정량이다. 그러므로  $k$ 번째 모형의 Jackknife 잔차를  $\hat{\epsilon}$ 이라고 하면,  $\hat{\epsilon}_{i,t}^k = \Delta \ln E_{i,t} - \hat{\mathbb{B}}_{i,(-t)}^k X^{k'}$ 이 된다. 여기서  $X^k$ 는  $k$ 번째 모형의 설명변수 벡

10) 다수의 모형들을 결합 또는 평균하여 설명력 또는 예측력을 향상하는 방법에 관한 내용은 Granger(1989), Clemen(1989), Diebold and Lopez(1996), Hendry and Clements(2004), Timmermann(2006), Stock and Watson(2006)을 참조할 수 있다.

터이다. JMA에 의한 가중치는 Jackknife 잔차들 제곱합을 가중 평균으로 표현한 Jackknife 기준을 최소화하는 값으로 결정된다. 즉, JMA의 가중치는 식 (12)와 같이 정의할 수 있다.

$$\hat{w}^k = \underset{w_k}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^6 w_k (\hat{\epsilon}^k)_{i,t}^2 \quad (12)$$

JMA의 가중치가 결정되면 JMA의 추정량  $\hat{\mathbb{B}}_i$ 는 식 (13)과 같이 계산된다.

$$\hat{\mathbb{B}}_i = \left[ \sum_{k=1}^6 \hat{w}^k \hat{a}_i^k \quad \sum_{k=2}^6 \hat{w}^k \hat{\rho}_i^k \quad \sum_{k=3}^6 \hat{w}^k \hat{\beta}_i^{k'} \quad \sum_{k=4}^6 \hat{w}^k \hat{\beta}_i^{k''} \quad \sum_{k=5}^6 \hat{w}^k \hat{\gamma}_i^k \quad \hat{w}^k \hat{\delta}_i^6 \right] \quad (13)$$

지금까지 설명한 모형평균방법에서 고려한 식 (8)과 같은 하위 모형들은 식 (2)에 종속된(nested) 모형들이다. 식 (8)과 다르게 설명변수들을 조합하여 가능한 모든 경우들을 하위 모형들로 설정하고 모형평균방법에 의한 추정도 가능하다. 본 연구에서도 설명변수들을 하나씩 늘려가는 방법 이외에 설명변수들의 모든 조합을 경우로 하는 하위 모형들을 이용하여 실증 결과를 제시한다.<sup>11)</sup>

Hansen and Racine(2012)는 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)이 존재하면 MMA보다 JMA가 모형 설명력이 더 높다는 것을 시뮬레이션 분석을 통해서 보였다. 또한 표본외 예측 측면에서 MMA와 JMA가 OLS 또는 다른 모형평균방법보다 상대적으로 예측력이 높다는 것을 보이고 있다(Hansen, 2008). 단, Hansen(2007, 2008), Hansen and Racine(2012) 등에서 자료의 속성이 i.i.d. (independent and identically distributed)인 경우를 가정하고 MMA와 JMA에 대한 이론적 증명과 시뮬레이션 분석을 진행하고 있다. 이후 Zhang *et al.*(2013)에서 Hansen and Racine(2012)의 JMA가 오차항의 자기상관 관계가 존재하고, 설명변수로 종속변수의 시차변수를 포함하는 모형에서도 실제 값과 적합치(fitted value) 간에 낮은 오차제곱합을 달성할 수 있다는 것을 보였다. 그러므로 MMA 또는 JMA와 같은 모형평균방법으로 시계열 자료이면서 종속변수의 시차변수를 포함하는 식 (2)와 같은 휘발유·경유 소비함수를 추정하고 분석을 진행하면 보

11) 모형평균방법에 의한 추정에서 종속된(nested) 모형과 모든 가능한 경우를 조합한 모형(all combination)을 간단하게 표시하기 위해, 전자는 하첨자(subscript)  $n$ 을, 후자를 하첨자  $a$ 로 표시한다. 예를 들어, MMA에서 종속된 모형을 고려한 경우는  $MMA_n$ , 모든 가능한 경우를 조합한 경우를  $MMA_a$ 라고 표시한다. 또한 모든 설명변수의 가중치를 1로 하는 일반적인 OLS 추정방법을  $OLS_a$ 라고 표시한다.

다 정확한 실증분석 결과를 얻을 수 있을 것이다.

## V. 실증분석 결과

### 1. 구조변화를 고려하지 않은 경우

〈표 3〉은 구조변화를 고려하지 않은 휘발유 소비함수 식 (2)의 추정 결과이다.<sup>12)</sup> 추정방법에 따라 회귀계수의 크기는 차이가 있으나, 음의 가격탄력성과 양의 소득탄력성을 모두 보이고 있으며 기존 연구와 일관되게 비탄력적인 가격·소득 탄력성이 나타나고 있다. 양의 가격변화와 음의 가격변화에 대한 휘발유 소비변화 차이  $|\Delta \ln P_{g,t}^+ - \Delta \ln P_{g,t}^-|$ 는 추정방법에 따라 0.027~0.104로 나타나  $\Delta \ln P_{g,t}^+$ 와  $-\Delta \ln P_{g,t}^-$ 의 회귀계수 추정치 크기가 비슷하게 나타나고 있다. 예를 들어, OLS 추정방법에서는  $\Delta \ln P_{g,t}^+$ 와  $-\Delta \ln P_{g,t}^-$ 의 회귀계수 추정치는 -0.79, -0.75,  $MMA_a$ 에서는 -0.73, -0.77,  $JMA_n$ 에서는 -0.97, -0.94로 추정치 크기가 유사하게 나타나고 있다. 따라서 구조변화를 고려하지 않은 휘발유 소비함수의 추정 결과에 따르면, 휘발유 소비량에 대한 가격효과는 대칭적이라고 판단할 수 있다.<sup>13)</sup>

〈표 3〉에서 경유 판매가격  $\Delta \ln P_{d,t}$ 의 추정치는 통계적 유의성이 확보되지 않아 연료 간 대체관계는 나타나지 않고 있다. 이처럼 휘발유와 경유 간 대체관계가 포착되지 않는 이유는 세 가지로 생각해 볼 수 있다. 첫째, 차량의 유종 선택에 있어 가격 차이를 상쇄할 수 있는 다른 요인들이 존재한다는 것이다. 대체로 휘발유 차량은 경유 차량에 비해 정속하고, 차량 가격이 낮으며 연료 사용 비용 이외의 유지비용이 저렴하다. 이러한 요인들이 경유 대비 높은 휘발유 가격에도 불구하고 휘발유 차량을 구매할 요인으로 작용할 수 있다. 둘째, 〈그림 2〉에서 나타나고 있는 것처럼 휘발유 판매가격과 경유 판매가격 간 차이가 지속적으로 감소하고 있어 연료가격 차이가 휘발유·경유 소비량 변화에 영향을 주지 않을 수 있다. 마지막으로, 연료 간 대체효과에 구조변화가 존재함에도 불구하고 구조변화를 고려하지 않아 과거에 존재하였던 대체관계 혹은 최근

12) 1차 로그 차분으로 표현하고 모형의 분석을 진행한 근거인 단위근·정상성 검정 결과는 〈부표 1〉을, 공적분 검정 결과는 〈부표 2〉를 참조할 수 있다.

13) 단, 휘발유 소비 회귀식에서 구조변화를 발생하지 않았다는 사전 제약이 가해진 추정 결과임을 유념할 필요가 있다.

〈표 3〉 휘발유 소비함수 추정 결과: 구조변화를 고려하지 않은 경우

	$OLS_a$	Mallows		Jackknife	
		$MMA_n$	$MMA_a$	$JMA_n$	$JMA_a$
상수항( $\alpha$ )	0.003 (0.835)	0.002	0.000	0.002	0.000
$\Delta \ln E_{g,t-1}$	-0.466 <sup>a</sup> (-4.816)	-0.456	-0.459	-0.451	-0.450
$\Delta \ln P_{g,t}^+$	-0.792 <sup>b</sup> (-2.140)	-0.997	-0.730	-0.968	-0.694
$\Delta \ln P_{g,t}^-$	-0.754 <sup>b</sup> (-2.282)	-0.949	-0.765	-0.942	-0.799
$\Delta \ln P_{d,t}$	-0.167 (-0.889)	-0.008	-0.148	0.000	-0.131
$\Delta \ln Y_t$	-0.084 (-0.928)	0.000	-0.012	0.000	0.000
$ \Delta \ln P_{g,t}^+ - \Delta \ln P_{g,t}^- $	0.039	0.047	0.035	0.027	0.104
Obs.	217	217	217	217	217
$R^2$	0.370	0.341	0.339	0.329	0.323
CN	-	0.003	0.003	0.004	0.003

주: 'a'는 1%, 'b'는 5% 유의수준을 의미하고 ( )은  $t$ 값을 나타낸 것이다. CN은 MMA는 Mallow 기준을,  $JMA$ 는 Jackknife 기준을 의미한다. 또한 오차항의 자기상관관계를 조정하기 위해서 Newy and West(1987) 방법을 적용하였다.

에 나타난 대체관계가 분석 결과에 포착되지 않고 있기 때문일 수 있다.

휘발유 소비에 대한 소득변화가 주는 영향은 〈표 3〉에 의하면 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 휘발유 소비는 소득보다 가격변화에 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 비교적 표본 자료 및 표본기간이 유사한 김영덕·박민수(2013)와 신동현(2015a)과의 분석 결과와 일치하며, 휘발유 소비가 경기보다 가격에 더 민감하게 반응한다는 정준환·이지연(2012)의 설명과도 일관성을 가진다.

〈표 4〉는 구조변화를 고려하지 않은 경우 소비함수의 추정 결과이다. 추정방법에 관계없이 음의 가격탄력성과 양의 소득탄력성을 보이고 있다.<sup>14)</sup> 또한 〈표

14) 〈표 4〉에서  $JMA_a$ 와 같은 모형평균방법 추정 결과 중에서 '0.000'이라는 추정치는 가격탄력성이 0보다 크다는 것을 의미하는 것이 아니라 실제로 0이라는 것을 뜻한다. 즉, 모

〈표 4〉 경유 소비함수 추정 결과: 구조변화를 고려하지 않은 경우

	$OLS_a$	Mallows		Jackknife	
		$MMA_n$	$MMA_a$	$JMA_n$	$JMA_a$
상수항( $\alpha$ )	-0.003 (-0.640)	-0.002	0.000	-0.002	-0.003
$\Delta \ln E_{d,t-1}$	-0.391 <sup>a</sup> (-5.992)	-0.384	-0.382	-0.404	-0.370
$\Delta \ln P_{d,t}^+$	-0.278 (-1.091)	-0.281	-0.236	-0.136	0.000
$\Delta \ln P_{d,t}^-$	-0.307 <sup>b</sup> (-2.054)	-0.272	-0.200	-0.150	-0.204
$\Delta \ln P_{g,t}$	-0.436 <sup>c</sup> (-1.826)	-0.386	-0.448	-0.213	-0.557
$\Delta \ln Y_t$	0.522 <sup>a</sup> (4.599)	0.463	0.485	0.256	0.504
$ \Delta \ln P_{g,t}^+ - \Delta \ln P_{g,t}^- $	0.029	0.009	0.036	0.014	0.204
Obs.	217	217	217	217	217
$R^2$	0.351	0.316	0.315	0.226	0.285
$CN$	-	0.004	0.004	0.005	0.004

주: 'a'는 1%, 'b'는 5% 유의수준을 의미하고 ( )은  $t$ 값을 나타낸 것이다.  $CN$ 은  $MMA$ 는 Mallow 기준을,  $JMA$ 는 Jackknife 기준을 의미한다. 또한 오차항의 자기상관관계를 조정하기 위해서 Newy and West(1987) 방법을 적용하였다.

3)의 휘발유 소비함수 추정 결과와 비교하여 보면 상대적으로 비탄력적인 가격 탄력성, 탄력적인 소득탄력성을 보이고 있어 기존 연구 결과들에 부합한다.

〈표 4〉에서 양의 가격변화  $\Delta \ln P_{d,t}^+$ 의 추정치와 음의 가격변화  $\Delta \ln P_{d,t}^-$ 의 추정치 차이가 추정방법에 따라 0.009~0.204로 나타나고 있는데,  $JMA_a$ 를 제외하고 각각의 추정계수 크기 차이가 크지 않아 휘발유 소비와 마찬가지로 구조변화를 고려하지 않은 경우에는 경유 소비량에 대한 가격효과는 대칭적이라고 판단할 수 있다. 그러나 경유 소비의 경우에 양의 가격상승에 대한 추정치가 유의하지 않아 실제 경유 소비 변화는 연료가격 하락에만 반응한다고 판단할

형평균방법의 추정계수는 모형별 추정치와 모형별 가중치의 곱이므로 만약 가중치가 0이라면 추정계수는 〈표 4〉와 같이 0으로 표현될 수 있다. 이후 추정 결과 중 모형평균방법에서의 가격에 대한 추정계수가 '0.000'이라는 것도 양의 가격탄력성이 아닌 해당 설명변수가 종속변수를 설명함에 중요하지 않다는 의미로 해석하여야 한다.

수 있어 자기가격에 대한 경유 소비의 변화는 비대칭적이라고 보는 것이 타당하다. 특히, 경유를 사용하는 운송수단의 경우 저장 공간이 커 가격상승에 적극적으로 대응할 수 있어, 가격하락 시 더 많은 예비 수요를 확보하여 가격상승에 대비한다고 볼 수 있다.

〈표 4〉에서 휘발유 가격  $\Delta \ln P_{g,t}$ 에 대한 추정계수가 음이며 통계적으로 유의하여 휘발유 가격이 오르면 경유 소비가 하락하는 것으로 나타났다. 즉, 휘발유 소비와 마찬가지로 경유 소비에서도 연료 간 대체효과는 나타나고 있지 않다. 또한 조남형 외(2009), 김민성·김성수(2011), 정준환·이지연(2012), 김민성·박민수(2013) 등의 기존 연구들에서 공통적으로 지적한 것처럼 휘발유 소비에 비해서 경유 소비는 소득변화에 더 민감하게 반응하나, 가격변화에는 덜 민감하게 반응하는 것으로 나타나고 있다. 이는 경유 소비가 사업용 운송수단에 대부분 사용되고 있어, 가격변화보다 경기변화에 더 민감하게 반응하기 때문으로 설명할 수 있다(정준환·이지연, 2012).

〈표 3〉과 〈표 4〉를 통해서 휘발유·경유 소비가 가격상승과 가격하락의 경우 비대칭적으로 반응하는지 추정계수를 크기를 통해서 간략하게 살펴보았다. 통계적 판단 기준으로 가격효과의 비대칭성 유무를 판단하기 위해서 추정계수를 이용하여 Wald 검정을 수행하였는데 그 결과는 〈표 5〉에 제시되어 있다. 귀무가설은 식 (4)와 같이 ‘휘발유·경유 소비에 대한 가격효과가 대칭적이다’라는 것으로 회귀모형에서 양의 연료가격 변화의 모수와 음의 연료가격 변화의 모수가 같다는 것으로 표현된다.

〈표 5〉에 의하면 휘발유 및 경유 소비 모두 식 (4)의 귀무가설을 기각하지 못하므로 연료 소비에 대한 가격효과가 대칭적이라고 볼 수 있다. 즉, 변화 정도가 동일하다면, 휘발유(경유)의 가격 상승과 하락으로 인한 휘발유(경유) 소비량 변화 정도의 절대수준은 비슷하다는 것을 의미한다. 단, 이와 같은 결과는 휘발유, 경유 소비와 가격 간의 관계에 구조변화를 고려하지 않는 분석 결과이

〈표 5〉 휘발유·경유 소비에 대한 비대칭적 가격탄력성 유무 분석 결과: 구조변화를 고려하지 않은 경우

연료	휘발유 소비	경유 소비
귀무가설	$H_0: \beta_g = \beta'_g$	$H_0: \beta_d = \beta'_d$
검정통계량 (p값)	0.019 {0.892}	0.009 {0.926}

주: { }의 값은 Wald 통계량에 대한 p값이다.

다. 만약 연료 소비와 연료가격 간 구조변화가 존재한다면, 휘발유·경유 소비에 대한 가격효과는 크기, 가격효과의 대칭성 유무도 바뀔 수 있다. 또한 두 가격변수에 유의한 휘발유 소비의 경우 <표 5>에 근거하여 가격효과의 대칭성을 가진다고 결론 내려도 무관하나, 가격상승에 대한 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 경우 소비의 경우에는 <표 5>의 결과를 해석하는 데 있어 보다 신중할 필요가 있다.

## 2. 구조변화를 고려한 경우

<표 6>은 휘발유·경유 소비 회귀모형에 대한 구조변화 검정 결과를 나타낸 것이다. 5% 유의수준 하에서 휘발유 소비 회귀모형의 모수는 한 번의 구조변화가 나타났고, 구조변화 시점은 2000년 11월로 추정되었다. 반면, 경유 소비는 5% 유의수준 하에서 구조변화가 발생하지 않은 것으로 나타났다. 이상의 실증분석 결과는 신동현(2015a)의 실증분석 결과와 일관성을 가진다. 또한 신동현 외(2015)에서 지적한 수송부문 전체 에너지 소비 변동성 변화의 원인은 에너지원 측면에서 휘발유임을 확인할 수 있다. 더욱이 신동현 외(2015)에서 한국의 전체 수송부문 에너지 소비의 변동성 변화 시점이 2003년임을 고려할 때, 2000년 말에 휘발유 소비에 나타난 구조변화가 전체 수송부문 에너지 소비의 구조변화를 이끌었다고 볼 수 있다.

휘발유 소비의 첫 번째 구조변화 시점인 2000년 11월은 1997년 외환위기 이후 침체되었던 경기가 어느 정도 회복된 시기로 휘발유 소비 변화에도 구조변화가 나타난 것으로 보인다. 외환위기 후 일정 시간이 지난 2000년대 초반을 기점으로 한국 거시경제변수 전반에 구조변화가 발생하였다는 조하현·황선웅(2007)과 같은 기존 연구에 근거하여 볼 때, 외환위기라는 중대한 경제충격이

<표 6> 휘발유·경유 소비함수의 구조변화 검정 결과

	$H_0$ : 구조변화 없음	$H_0$ : 1번의 구조변화	구조변화 시점
휘발유	33.656 [20.080]	21.814 [22.110]	2000년 11월
경유	20.080 [12.608]	— —	—

주: [ ]의 값은 Bai-Perron 구조변화 검정통계량의 5% 임계값이다. 구조변화 시점은 주어진 자료를 이용하여 모형의 잔차 제곱합이 최소가 되는 시점으로 추정하였다.

발생하고 난 후 휘발유 소비와 가격·소득 등 관련 변수들 사이에 구조변화가 나타난 것으로 보인다. 또한 1997년에 석유제품 가격 자유화가 시행되고 일정 시점이 지나 2000년대에 들어서면서, 가격변화에 대한 소비자의 인식과 반응이 심화된 것도 구조변화의 원인일 수 있다(문영석, 2004).

〈표 7〉은 구조변화를 고려한 휘발유 소비함수 식 (5)의 추정 결과이다. 〈표 7〉에서 발견되는 일관된 사실은 다음과 같다. 첫째, 소득탄력성과 음의 가격탄력성은 첫 번째 구조변화 시점인 2000년 11월 이후 감소한다. 즉, 2000년 11월 이전보다 소득변화 및 가격하락에 휘발유 소비가 보다 민감하게 반응하다가 2000년 11월 이후부터 소득변화 및 가격하락은 휘발유 소비를 이전보다 덜 변화시킨다. 특히, 소득변화가 휘발유 소비 변화에 미치는 영향은 통계적으로 사라진다. 반면, 가격상승은 가격하락과 반대로 구조변화 시점인 2000년 11월 이후 휘발유 소비에 주는 영향이 증가한다.

이러한 결과는 2014년 유가하락에 따른 휘발유 판매가격 하락에도 불구하고, 휘발유 소비가 크게 상승하지 않는 중요한 이유 중 하나로 볼 수 있다. 또한 기존 연구들에서 나타난 휘발유 소비에 대한 가격탄력성 분석 결과의 차이에 대한 설명을 제공하고 있다. 구체적으로 1990년 후반부터 2000년대 초반까지 가격탄력성이 증가하였다는 나인강(2001), 김영덕·박민수(2013)의 실증 결과와 함께, 휘발유의 가격탄력성이 최근에 감소하였다는 정준환·이지연(2012), 신동현(2015a)의 분석 결과와 일관성을 가진다. 또한 석유제품 가격변화에 소비 반응이 석유제품 가격 자유화 이후 민감해졌다는 문영석(2004)의 주장에 일관성을 가지면서, 휘발유 소비의 경우에는 가격하락에 대한 반응은 둔감해지고, 가격상승에 대한 반응만 민감해졌다는 사실로 보완할 수 있다.

둘째, 휘발유 소비 변화에 대한 비대칭적 가격탄력성이 첫 번째 구조변화 시점인 2000년 11월 이후로 대칭적 가격탄력성으로 바뀌고 있다. 〈표 7〉에서  $\Delta \ln P_{g,t}^+$ 와  $\Delta \ln P_{g,t}^-$ 의 회귀계수 추정치 차이의 절대 크기가 2000년 11월 이후로 1.58에서 0.16으로 크게 감소하고 있다. 소득탄력성 크기 감소, 음의 가격탄력성 감소, 가격효과의 비대칭성 약화는 한국의 휘발유 소비의 변동성이 감소하고 있는 이유이면서, 휘발유 소비가 정체상태에 근접하고 있다는 중요한 증거로 신동현 외(2015), 신동현(2015a)의 분석 결과를 뒷받침하고 있다. 특히, 휘발유 가격상승에 보다 민감하게 반응할 수 있는 것은 연료효율 향상으로 실제 연료 저장 공간 활용이 용이해졌기 때문으로 볼 수 있다.

셋째, 구조변화 시점 이후 다른 연료가격인 경유 판매가격에 대한 추정계수



〈표 7〉 휘발유 소비함수 추정 결과: 구조변화를 고려한 경우

	OLS <sub>a</sub>		Mallows				Jackknife			
			MMA <sub>n</sub>		MMA <sub>a</sub>		JMA <sub>n</sub>		JMA <sub>a</sub>	
	구조 변화 전	구조 변화 후	구조 변화 전	구조 변화 후	구조 변화 전	구조 변화 후	구조 변화 전	구조 변화 후	구조 변화 전	구조 변화 후
상수항( <i>a</i> )	-0.016 (-1.700)	0.003 (0.786)	-0.007	0.003	-0.011	0.002	-0.003	0.003	-0.015	0.002
$\Delta \ln E_{g,t-1}$	-0.200 <sup>c</sup> (-1.883)	-0.580 <sup>a</sup> (-5.265)	-0.178	-0.571	-0.148	-0.566	-0.173	-0.569	-0.096	-0.551
$\Delta \ln P_{g,t}^+$	-0.198 (-0.278)	-1.146 <sup>a</sup> (-3.217)	-0.429	-1.018	0.000	-0.866	-0.557	-1.041	0.000	-0.845
$\Delta \ln P_{g,t}^-$	-1.774 <sup>a</sup> (-2.641)	-0.990 <sup>b</sup> (-2.429)	-1.321	-0.818	-1.218	-0.802	-1.144	-0.812	-1.583	-0.726
$\Delta \ln(P_{d,t})$	-0.222 (-0.689)	0.228 (0.745)	-0.085	0.079	-0.266	0.070	-0.020	0.063	-0.172	0.004
$\Delta \ln Y_t$	0.598 <sup>b</sup> (2.184)	-0.127 (-1.460)	0.228	-0.044	0.416	-0.068	0.054	-0.035	0.447	-0.081
$ \Delta \ln P_{g,t}^+ - \Delta \ln P_{g,t}^- $	1.576	0.155	0.892	0.200	1.218	0.065	0.587	0.229	1.583	0.119
Obs.	44	173	44	173	44	173	44	173	44	173
R <sup>2</sup>	0.350	0.462	0.181	0.428	0.213	0.415	0.136	0.429	0.199	0.408
CN	-	-	0.007	0.002	0.007	0.002	0.008	0.002	0.007	0.002

주: 'a'는 1%, 'b'는 5%, 'c'는 10% 유의수준을 의미하고, ( )의 값은 *t*값이다. CN은 MMA에서는 Mallow 기준을, JMA에서는 Jackknife 기준을 의미한다. 또한 오차항의 자기상관 관계를 조정하기 위해서 Newy and West(1987) 방법을 적용하였다.

가 음에서 양으로 바뀌어 대체관계가 나타나고 있으나 통계적 유의성은 확보되지 않는다. 경유 자동차 보급 확대, 휘발유 대비 낮은 경유가격에도 불구하고 휘발유와 경유 소비 간 대체관계가 2000년대 이후 최근까지 일정하게 나타나지 않는 이유는 자동차의 교체주기가 기본적으로 길고, 경유 승용차가 한국에 본격적으로 판매되기 시작된 시점이 2005년이라는 점, 휘발유 자동차에 비해 상대적으로 높은 차량가격, 2000년대 중반 이후 경유에 대한 황규제 강화 및 경유에 대한 세금 강화로 경유의 가격상승 등에서 찾을 수 있을 것이다.<sup>15)</sup>

15) 그럼에도 불구하고 2009년 이후에는 휘발유와 경유 판매가격 간 차이가 200원/ℓ로 안정화되면서, 휘발유와 경유 가격 차이로부터 얻는 소비자의 편익 또는 효용이 예측 가능

30 국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구

〈표 8〉 휘발유 소비에 대한 비대칭적 가격탄력성 유무 분석 결과: 구조변화를 고려한 경우

연료 구분	휘발유 소비	
귀무가설	$H_0: \beta_g = \beta'_g$	
기간	구조변화 전	구조변화 후
검정통계량 ( <i>p</i> 값)	17.557 <sup>a</sup> {0.000}	0.334 {0.564}

주: ‘a’는 1% 유의수준을 의미하고, { }의 값은 Wald 통계량에 대한 *p*값이다.

〈표 9〉 휘발유·경유 소비 장기 가격·소득 탄력성

	휘발유		경유
	구조변화 전	구조변화 후	구조변화 없음
소득탄력성	0.498	-0.080*	0.375
양의 가격탄력성	-0.165*	-0.725	-0.200*
음의 가격탄력성	-1.478	-0.627	-0.220

주: ‘\*’는 단기 탄력성의 통계적 유의성이 확보되지 않는 경우이다.

〈표 8〉은 구조변화를 고려한 휘발유 소비함수의 추정 결과를 이용하여 휘발유 가격효과의 비대칭성 유무를 분석한 결과이다. 구조변화 시점 전후로 추정된 각각의 가격변수에 대한 회귀계수를 이용하여 양의 가격충격 효과와 음의 가격충격 효과가 동일하다는 귀무가설 식 (7)을 Wald 검정으로 분석한 것이다. 휘발유 소비의 경우, 첫 번째 구조변화 시점인 2000년 11월 이전에는 휘발유 소비에 대한 휘발유 가격효과가 비대칭적으로 나타났다. 반면, 휘발유 소비에 대한 가격탄력성의 비대칭성은 2000년 11월 이후에는 사라지게 된다. 구체적으로 〈표 7〉의 추정치에서 나타나듯이, 비탄력적인 양의 가격탄력성이 탄력적으로, 탄력적인 음의 가격탄력성이 비탄력적으로 바뀌는 방향으로 가격효과의 비대칭성이 약화된다.

〈표 9〉는 휘발유·경유 소비함수의 자기계수 추정치와 단기 가격·소득 탄력성 추정치를 이용하여 장기 탄력성을 계산한 것이다. 구조변화가 존재하지 않는 경우의 경우, 소득변화에 더 민감하게 반응하고 가격변화는 가격하락만이 영향을 준다. 휘발유 소비는 가격·소득 탄력성의 구조변화가 존재하는데, 소득탄력성은 구조변화 시점인 2000년 11월 이후로 크게 감소한다. 가격탄력성은

해지고 있다. 또한 연료효율이 높은 경유 자동차 공급이 늘어나고, 연비가 자동차의 유종 선택에 중요해지면서 휘발유와 경유 간 대체관계가 나타날 가능성도 존재한다.

양의 가격탄력성이 2000년 11월 이후 증가하고, 소득탄력성과 음의 가격탄력성은 비탄력적으로 변하는 것을 확인할 수 있다. 또한 장기적으로 구조변화 시점 이후로 가격충격의 비대칭적 효과는 약화되는 것을 확인할 수 있다.

지금까지의 실증분석 결과에 명확하게 나타난 것처럼 구조변화 고려 유무는 한국의 수송부문 에너지 중 휘발유 소비함수 추정 결과에 중요한 차이를 발생시킨다. 먼저, 구조변화를 고려하게 되면 휘발유 소비에 대한 소득탄력성과 음의 가격탄력성이 비탄력적으로 변하는 것을 발견할 수 있다. 또한 구조변화를 고려하지 않을 경우 포착할 수 없었던 연료 소비에 대한 비대칭적 가격탄력성 변화도 나타난다. 이러한 점들은 신동현 외(2015)에서 제시한 한국의 수송부문 에너지 소비 변동성 안정화 현상의 원천과 이유를 설명하면서, 신동현(2015a)이 주장한 한국의 수송부문 에너지 소비 정체현상에 대한 증거이기도 하다.

무엇보다 휘발유와 다른 요인들 간의 관계에서 구조변화가 발생한 것을 통계적 방법으로 확인하였으므로 휘발유와 경유 소비를 분석하고, 미래 변화를 예측함에 있어 구조변화를 고려하는 것이 무엇보다 중요하다고 볼 수 있다. 구체적으로 다음 절에서는 예측력 측면에서 구조변화 및 추정방법 선택의 중요성에 대해 살펴보게 될 것이다.

### 3. 추정방법과 구조변화 고려에 따른 휘발유·경유 소비의 예측력 비교

〈표 10〉은 휘발유·경유 소비에 대한 모형별 예측력을 비교하기 위해서 모든 설명변수를 포함하고 가중치가 1인  $OLS_a$  추정 대비 모형평균방법의 상대적 RMSE(root mean squares error) 비를 나타낸 것이다. RMSE는 2011년 4월~2015년 3월까지의 표본 외 예측치를 이용하여 계산하였다.<sup>16)</sup> 상대적 RMSE가 아닌 모형별 RMSE 값은 〈부표 3〉을 참조할 수 있다.

먼저, 휘발유 소비는 구조변화 고려를 하지 않을 경우,  $MMA_a$  방법을 이용하면 표본 외 예측기간 동안 휘발유 소비 변화를 가장 잘 예측할 수 있는 것으로 나타났다. 반면, 경유 소비는 구조변화가 존재하지 않으므로 추정방법들 간 비교만 가능한데, 〈표 10〉에 나타나 있듯이 모형평균방법 중에서는  $MMA_n$ 이 가장 정확한 것으로 나타났다. 그러나 경유 소비는  $OLS_a$ 에 비해 모형평균방법이 예측력 측면에서 더 뛰어나다고 보기 어려운 것으로 나타났다. 그럼에도 경

16) 즉, 1997년 1월~2011년 3월까지 자료를 이용하여 모형을 추정한 후, 추정 결과를 이용하여 2011년 4월~2015년 3월까지의 예측치를 만들어 RMSE를 계산하였다.

〈표 10〉 휘발유·경유 소비에 대한 모형별 표본 외 예측력 비교

		휘발유 소비		경유 소비
		구조변화 고려하지 않음	구조변화 고려	구조변화 없음
$OLS_a$		1.000	1.000 (1.044)	1.000
Mallows	$MMA_n$	1.039	0.967 (0.972)	1.002
	$MMA_a$	0.998	0.956 (1.000)	1.007
Jackknife	$JMA_n$	1.037	0.968 (0.975)	1.016
	$JMA_a$	1.002	0.947 (0.987)	1.024

주: ( )의 값은 동일한 추정방법 내에서 구조변화를 고려하지 않은 모형 대비 구조변화를 고려한 모형의 RMSE의 상대적 비율이다.

유 소비의 표본 외 예측 시,  $OLS_a$ 와 모형평균방법 간의 RMSE 차이가 매우 작다는 점으로 판단하여 볼 때, 모형평균방법이 예측 시 유용한 대안이 될 수 있을 것으로 판단된다. 이는 모든 변수를 포함하여  $OLS_a$ 로 추정하는 기준모형의 경우, 불필요한 설명변수를 포함할 수 있으나 모형평균방법은 각 설명변수의 중요성에 따라 서로 다른 가중치를 통해 반영되므로 고려한 모든 변수가 동일하게 중요하지 않다면 모형평균방법의 예측력이 높아지기 때문이다.<sup>17)</sup>

〈표 10〉의 ( )의 값은 동일한 방법 내에서 구조변화 고려 유무에 따른 RMSE의 상대적 비율을 나타낸 것이다. 즉, 모형의 추정방법은 동일한 가운데, 구조변화를 고려하지 않은 경우 대비 구조변화를 고려한 경우의 RMSE 비율을 표시한 것이다. 휘발유 소비는 구조변화를 고려하면 표본 외 예측력이 대부분 향상되는 것으로 나타나고 있다. 특히, 휘발유 소비에서  $JMA_a$  방법의 경우, 구조변화를 고려하게 되면 구조변화를 고려하지 않는 경우에 비해서 표본 외 예측기간 동안 5.3% 예측력 향상을 기대할 수 있다. 다시 말해, 휘발유 소비함수에 구조변화가 발생하였다면 구조변화 이후의 분석 결과를 이용하고 모형평

17) 모형평균방법은 불필요한 설명변수를 정보 기준에 의해 완전하게 제거하는 방법을 포함하는 일반적인 방법이다. 실제로 모형평균방법 중에서 일부 설명변수들에 대한 가중치는 0에 가깝게 계산되는 것을 확인할 수 있었다. 모형평균방법에 의해 계산된 가중치는 지면을 절약하기 위해 생략하나 요청 시 제공된다.

균방법을 적용하여 미래 변화를 예측하는 것이 보다 정확한 예측 결과를 보장할 수 있다는 것을 의미한다.

## VI. 요약 및 시사점

본 연구는 2013년 기준으로 국내 수송부문 에너지 소비의 95%를 차지하는 휘발유·경유 소비함수를 추정하고 가격효과의 비대칭성 존재 유무 및 구조변화를 실증분석하였다. 아울러 소득탄력성 변화, 휘발유와 경유 간 대체관계를 분석하여 기존 연구들에서 제시하고 있는 수송부문 에너지 소비 변동성 감소 및 정체현상에 대한 증거 및 이유를 제시하고자 하였다. 또한 일반적인 OLS 추정방법 외 모형평균방법을 적용하여 분석 결과의 신뢰성을 확보하고, 휘발유·경유 소비 예측력을 향상시킬 수 있는 방법을 제안하고자 하였다.

연구 목적에 맞춰 가격·소득 탄력성 변화, 가격효과의 비대칭성 변화 등을 반영할 수 있는 내생적 구조변화 분석방법을 적용하였다. 이를 통해서 분석 결과에 대한 통계적 근거를 제시하여 선행 연구 결과들의 문제의식을 공유하고 기존 분석 결과들의 차이에 대한 이유를 찾고자 하였다. 아울러 모형평균방법이라는 새로운 추정방법을 적용하였다는 점이 기존 연구들과의 가장 큰 차이점이다.

1997년 1월부터 2015년 3월까지 월별 자료를 이용하여 한국의 휘발유·경유 소비함수를 추정한 결과, 휘발유에 있어 1번의 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 그 시점은 2000년 11월로 추정되었다. 2000년 11월을 기준으로 휘발유 소비에 대한 소득탄력성과 음의 가격탄력성이 매우 비탄력적으로 변하여 휘발유 소비 변동성 감소의 원인이 될 수 있음을 확인하였다. 또한 2000년 11월 이후 가격효과의 비대칭성이 사라졌다는 점도 실증분석을 통해서 확인할 수 있었다.

반면, 경유 소비는 소득, 자기가격 및 상대가격 간 관계에 있어 구조변화가 발생하지 않은 것으로 나타났다. 마지막으로 *MMA*나 *JMA*와 같은 모형평균방법을 활용하고 구조변화를 고려하면 휘발유와 경유 소비를 전망할 때, 예측 정확도를 높일 수 있음을 표본 외 예측 결과를 통해 보였다.

본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 기존 연구에서 제시하고 있는 수송부문 에너지 소비의 변동성 감소 원인은 휘발유 소비라는 점이다. 또한 2000년

11월 이후 소득탄력성과 음의 가격탄력성 감소는 휘발유 소비뿐만 아니라 수송 부문 전체 에너지 소비 변동성 감소를 이끌고 있는 것으로 판단된다. 또한 2014년 하반기부터 지속되고 있는 유가의 급격한 하락과 함께 연료가격 하락이 지속되더라도 수송부문 에너지 소비가 급증하지 않을 것으로 예상할 수 있다. 반면 양의 가격탄력성 상승은 휘발유 소비의 변동성 확대 요인으로 작용할 수 있음을 확인할 수 있다. 즉, 구조변화 시점인 2000년 11월 이후로 가격상승 시 휘발유 소비의 감소 정도가 더욱 커졌다는 것을 의미한다. 그러므로 같은 크기의 연료가격 상승 충격이 발생하더라도 휘발유 소비의 변동 정도가 구조변화 시점 전보다 더 증가할 수 있다는 것을 본 연구의 실증분석 결과를 통해 유추할 수 있다.

둘째, 휘발유 소비에 대한 가격상승 효과가 커지고, 가격하락 효과가 감소하면서 가격효과의 비대칭성이 약해짐에 따라 휘발유 판매가격 상승을 유도하는 정책은 휘발유 소비를 감소시킬 수 있다는 점이다. 반면, 경유 소비의 경우 판매가격 상승이 경유 소비 감소를 효과적으로 이끌 수 없다는 것으로 수송용 연료가격 정책을 수행할 때, 유종 간 차별성을 부여할 필요가 있다.

셋째, 수송 수단 개발자로 하여금 연비 개선과 같은 에너지 효율 개선을 유도하고, 소비자로서 하여금 연료효율이 높은 이동수단을 선택하는 등의 행태변화 정책은 수송부문 에너지 소비와 온실가스 배출량 감소를 유도하기 위한 탄소세와 같은 가격정책의 유효성을 높일 수 있다는 것이다. 왜냐하면, 연료 저장 공간 크기가 비슷하더라도 연료효율이 좋은 수송 수단은 상대적으로 실질 저장 공간의 크기가 커지는 효과가 발생하여 저장 공간의 활용성이 증가하기 때문이다. 즉, 연료효율이 높은 수송 수단으로 인한 실질 저장 공간의 확대는 소비자로서 하여금 연료가격 변화에 대한 불확실성을 감소시켜 가격효과의 비대칭성의 약화를 가져와 가격충격에 대한 수송부문 에너지 소비 변동성 안정화에 기여할 수 있기 때문이다.

넷째, 한국의 수송부문 에너지 소비를 분석하거나 예측함에 있어서 가격·소득 탄력성 크기 변화, 비대칭적 가격탄력성 유무 변화 등과 같은 구조변화를 반드시 고려해야 한다는 것이다. 마지막으로, 하나의 모형을 선택하는 것 외에 여러 가지 모형들의 정보를 중요도에 따라 부분적으로 이용하는 모형평균방법을 활용하면 수송부문 에너지 소비에 대한 예측력 향상을 달성할 수 있다는 점이다. 더욱이 구조변화 여부를 정확하게 반영하고 모형평균방법을 이용하여 휘발유·경유 소비와 다른 변수 간의 관계를 분석하여 미래 변화를 예측하면 보

다 정확한 예측 결과를 얻을 수 있을 것이다. 이를 통해 정확한 전망이 선행되어야 하는 수송부문의 에너지 수요관리, 에너지 및 온실가스 감축을 위한 효과적인 정책 수립과 감축 잠재량 분석에 본 연구의 결과를 적극적으로 활용할 수 있을 것이다.

본 연구의 개선점은 다음과 같다. 소득과 가격 변화의 중요성이 감소하였다면 수송부문 에너지 소비에 영향을 줄 수 있는 다른 중요한 요인들을 고려하여 분석할 필요가 있다. 예를 들어, 신동현(2015b)은 고령화·도시화·수송부문 에너지 소비 변동성이 수송부문 에너지 소비를 변화시키는 중요한 요인임을 지적하고 있는데, 이러한 변수들을 분석에 반영할 필요가 있다. 또한 휘발유와 경유 소비 전체가 아닌 수송 수단별, 예를 들어, 비사업용 승용차·승합차·화물차, 사업용 승용차(택시·렌터카), 고속버스, 철도, 해운, 항공 등과 같은 세분화된 자료를 이용하여 수송부문 에너지 소비를 분석한다면 보다 의미 있는 결과를 도출할 수 있을 것이다.<sup>18)</sup> 이와 같은 개선점들은 향후 연구과제로 남겨둔다.

18) 심사위원의 지적처럼 휘발유와 경유 차량 간 주행거리 차이와 차량 선택으로 인하여 같은 서로 다른 연료 소비에 대한 동일 함수 형태 설정 시 내생성 문제가 발생할 가능성이 있다. 이러한 문제를 해결하면서 연료 가격탄력성의 비대칭성 변화를 실증분석하기 위해 주행거리와 같은 거리 수요를 이용한 미시자료를 이용할 수 있을 것이다.

## 부록

〈부표 1〉 단위근 검정 결과

귀무가설	H <sub>0</sub> : 단위근 시계열 (차분 정상 시계열)				H <sub>0</sub> : 정상 시계열 (추세 정상 시계열)	
	ADF		PP		KPSS	
검정방법	원자료	1차 차분	원자료	1차 차분	원자료	1차 차분
lnE <sub>g,t</sub>	-2.610	-10.598 <sup>a</sup>	-8.336 <sup>a</sup>	—	0.450 <sup>a</sup>	0.105
lnP <sub>g,t</sub>	-2.226	-11.765 <sup>a</sup>	-2.577	-8.734 <sup>a</sup>	0.120 <sup>a</sup>	0.056
lnE <sub>d,t</sub>	-4.737 <sup>a</sup>	—	-8.684 <sup>a</sup>	—	0.091	—
lnP <sub>d,t</sub>	-3.005	-8.077 <sup>a</sup>	-1.892	-8.646 <sup>a</sup>	0.357 <sup>a</sup>	0.047
lny <sub>t</sub>	-1.450	-14.446 <sup>a</sup>	-2.956	-24.689 <sup>a</sup>	0.307 <sup>a</sup>	0.029

주: 1) 'a'는 1% 유의수준을 의미한다.

2) ADF는 Augmented Dickey-Fuller 검정(Said and Dickey, 1984), PP는 Phillips-Perron 검정(Phillips and Perron, 1988), KPSS는 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 검정(Kwiatkowski *et al.*, 1992)을 의미한다.

3) 단위근 및 정상성 검정 시 상수항과 시간 추세를 포함하였고, 시차 선택은 BIC에 근거하였다.

〈부표 2〉 공적분 검정 결과

변수 그룹	상수항 포함 없음	상수항 포함	상수 및 시간 추세 포함
lnE <sub>g,t</sub> , lnP <sub>g,t</sub> , lnP <sub>d,t</sub> , lny <sub>t</sub>	0.127	0.8803	0.0217

주: 표 안의 통계량은 Engle and Granger(1987) 공적분 검정 통계량의 *p*값이다.

〈부표 3〉 휘발유·경유 소비에 대한 모형별 RMSE

		휘발유 소비		경유 소비
		구조변화 고려하지 않음	구조변화 고려	구조변화 고려하지 않음
OLS		0.03672	0.03835	0.04616
Mallows	MMA <sub>n</sub>	0.03816	0.03708	0.04626
	MMA <sub>a</sub>	0.03665	0.03666	0.04650
Jackknife	JMA <sub>n</sub>	0.03808	0.03711	0.04690
	JMA <sub>a</sub>	0.03680	0.03633	0.04728



## 참 고 문 헌

- 강만옥·이상용·조장율, “수요탄력성 추정을 통한 2차 에너지 세제개편의 성과 평가,” 『자원·환경경제연구』 제17권 제3호, 2008, 1~29.
- 김민성·김성수, “수송용 휘발유와 경유 수요의 가격 및 소득 탄력성 추정,” 『환경논총』 제50권, 2011, 159~182.
- 김영덕, “석유 수요와 탄력성의 변화,” *KEEI ISSUE PAPER* 1(7), 1-20, 에너지경제연구원, 2007.
- \_\_\_\_\_, “정유사 휘발유 공급가격의 비대칭적 가격조정에 대한 실증분석,” 『자원·환경경제연구』 제22권 제4호, 2013, 613~641.
- 김영덕·나인강·김성현·김태현, “중단기 에너지수요 전망 모형 개발(99-12),” 에너지경제연구원 민간출연연구보고서, 1999, 1~93.
- 김영덕·박민수, “석유제품과 전력의 수용행태 변화에 대한 실증분석,” 『자원·환경경제연구』 제22권 제2호, 2013, 251~279.
- 김영덕·양준모·유정식·이동우, “에너지-거시경제 모형을 이용한 유가상승 파급효과 추정,” 『에너지경제연구』 제7권 제1호, 2008, 1~41.
- 김형건, “국내 수송용 석유제품시장 개선연구: 소비자 특성을 중심으로,” 에너지경제연구원 기본연구보고서 10-08, 2010.
- 나인강, “국내 유가 제도 변화의 효과 분석: 휘발유 가격 및 수요를 중심으로,” 에너지경제연구원 기본연구보고서 2001-05, 2001.
- 문영석, “에너지가격, 에너지소비 및 산업생산 활동에 대한 석유가격 자유화의 영향 분석,” 에너지경제연구원 기본보고서 04-02, 2004.
- 박용덕·마용선, “수송용 석유류 조세 체계현황과 적정개편 방향,” 『에너지경제연구』 제6권 제2호, 2007, 257~287.
- 신동현, “수송 부문 에너지소비의 포화 현상에 관한 연구: OECD 국가 및 한국을 중심으로,” 미발간 논문, 2015a.
- \_\_\_\_\_, “고령화·도시화와 변동성이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과에 관한 연구: 78개 국가의 패널 자료 분석,” 『에너지경제연구』 제14권 제2호, 2015b, 127~176.
- 신동현·조하현·김재혁, “한국의 에너지소비 변동성 변화 분석,” 『경제학연구』 제63권 제3호, 2015, 71~119.

- 에너지경제연구원, 『2014 에너지통계연보』, 에너지경제연구, 2015a.
- 정준환·이지연, “국내 수송용 석유제품 수요의 가격탄력성 변화 연구,” 에너지경제연구원 기본연구보고서 12-04, 2012.
- 조남형·김영덕·김태완, “휘발유와 경유의 수요탄력성 추정에 대한 실증분석,” *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 11, 2009, 2053~2063.
- 조하현·신동현·김재혁, “구조변화를 고려한 제조업 생산과 유가충격 간 관계 분석: 대기업과 중소기업을 중심으로,” 『산업경제연구』 제27권 제3호, 2014, 981~1009.
- 조하현·황선웅, “한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성에 대한 연구,” 『경제학연구』 제55권 제3호, 2007, 85~117.
- Akaike, H., “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle,” In B. Petroc and F. Csake(Eds.), *Second International Symposium on Information Theory*, 1973.
- Bai, J., “Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes,” *Journal of Time Series Analysis*, 15(5), 1994, 453~472.
- \_\_\_\_\_, “Estimating Multiple Breaks One at a Time,” *Econometric Theory*, 13(3), 1997, 315~352.
- Bai, J. and P. Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, 66(1), 1998, 47~78.
- \_\_\_\_\_, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 2003, 1~22.
- Baltagi, B. H. and J. M. Griffin, “Gasoline Demand in the OECD: An Application of Pooling and Testing Procedures,” *European Economic Review*, 22(2), 1983, 117~137.
- Brons, M., P. Nijkamp, E. Pels, and P. Rietveld, “A Meta-Analysis of the Price Elasticity of Gasoline Demand, A SUR Approach,” *Energy Economics*, 30(5), 2008, 2105~2122.
- Clemen, R. T., “Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography,” *International Journal of Forecasting*, 5(4), 1989, 559~581.
- Coglianese, J., L. W. Davis, L. Kilian, and J. H. Stock, “Anticipation, Tax Avoidance, and the Price Elasticity of Gasoline Demand,” *Journal of Applied Econometrics*, 2015, forthcoming.

- Diebold, F. X. and J. A. Lopez, *Forecast Evaluation and Combination*, National Bureau of Economic Research, 1996.
- Engle, R. F. and C. W. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55(2), 1987, 251~276.
- Espey, M., "Gasoline Demand Revisited: An International Meta-analysis of Elasticities," *Energy Economics*, 20(3), 1998, 273~295.
- Goodwin, P., "A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Change," *Journal of Transport Economics and Policy*, 26, 1992, 155~163.
- Goodwin, P., J. Dargay, and M. Hanly, "Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review," *Transport Reviews: A Transnational Transdisciplinary Journal*, 24(3), 2011, 275~292.
- Graham, D. J. and S. Glaister, "The Demand for Automobile Fuel: A Survey of Elasticities," *Journal of Transport Economics and Policy*, 36(1), 2002, 1~25.
- Granger, C. W. J., "Invited Review Combining Forecasts—Twenty Years Later," *Journal of Forecasting*, 8(3), 1989, 167~173.
- Hamilton, J. D., "Oil and the Macroeconomic Since World War II," *Journal of Political Economy*, 91(2), 1983, 228~248.
- Hanly, M., J. Dargay, and P. Goodwin, "Review of Price Elasticities in the Demand for Road Traffic," *Centre for Transport Studies*, London, 2002.
- Hansen, B. E., "Least Squares Model Averaging," *Econometrica*, 75, 2007, 1175~1189.
- \_\_\_\_\_, "Least-squares Forecast Averaging," *Journal of Econometrics*, 146(2), 2008, 342~350.
- Hansen, B. E. and J. S. Racine, "Jackknife Model Averaging," *Journal of Econometrics*, 167(1), 2012, 38~46.
- Hendry, D. F. and M. P. Clements, "Pooling of Forecasts," *The Econometrics Journal*, 7(1), 2004, 1~31.
- Hughes, J. E., C. R. Knittel, and D. Sperling, "Evidence of a Shift in the Short-run Price Elasticity of Gasoline Demand," *The Energy Journal*, 2008, 113~134.
- Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure

- Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, 54(1), 1992, 159~178.
- Mallows, C. L., "Some Comments on Cp," *Technometrics*, 15(4), 1973, 661~675.
- Nerlove, M., "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities," *Journal of Farm Economics*, 38(2), 1956, 496~509.
- \_\_\_\_\_, *The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price*, Johns Hopkins Press, 1958.
- Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55(3), 1987, 703~708.
- Park, S. Y. and G. Zhao, "An Estimation of US Gasoline Demand: A Smooth Time-varying Cointegration Approach," *Energy Economics*, 32(1), 2010, 110~120.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, "An Autoregressive Distributed-lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," *Econometric Society Monographs*, 31, 1998, 371~413.
- Phillips, P. C. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), 1988, 335~346.
- Said, S. E. and D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71(3), 1984, 599~607.
- Schwarz, G., "Estimating the Dimension of a Model," *The Annals of Statistics*, 6(2), 1978, 461~464.
- Small, K. A. and K. Van Dender, "Fuel Efficiency and Motor Vehicle Travel: the Declining Rebound Effect," *The Energy Journal*, 2007, 25~51.
- Serner, T., "Survey of Transport Fuel Demand Elasticities," *The Swedish Environmental Protection Agency*, 2006, 1~33.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "An Empirical Comparison of Methods for Forecasting Using Many Predictors," Manuscript, Princeton University, 2005.
- \_\_\_\_\_, "Forecasting with Many Predictors," *Handbook of Economic Forecasting*, 1, 2006, 515~554.
- Timmermann, A., "Forecast Combinations," *Handbook of Economic Forecasting*, 1, 2006, 135~196.

Zhang, X., A. T. Wan, and G. Zou, "Model Averaging by Jackknife Criterion in Models with Dependent Data," *Journal of Econometrics*, 174(2), 2013, 82~94.

[Abstract]

An Analysis on the Structural Break of Asymmetric Price  
Effects to Transport Energy Consumption:  
Evidence from Gasoline and Diesel Consumption in Korea

Donghyun Shin\* · Hahyun Jo\*\*

Under the recent circumstance that transport energy consumption growth rate in Korea has been decreasing, we estimate the consumption function of gasoline and diesel which are absolutely high portions in total transport energy consumption. Especially, using statistical methods considering endogenous structural break and model averaging estimation, we investigate the change of price · income elasticity and explore the reason for recent transport energy consumption saturation phenomenon in Korea. The distinguishing aspect making this paper different from early empirical studies is that we consider not only structural break of parameter in consumption function but also asymmetric price effects on transport energy consumption. Empirical analysis results using monthly data from 1997 to 2015 show that income and negative price elasticity of gasoline consumption have been more inelastic since mid and late 2000s. In addition, we find that asymmetric price effects to gasoline demand has been weakened. It is implied that transport energy consumption saturation phenomenon in Korea is not temporary but persistent and that structural break analysis and model averaging method lead the forecast power of transport energy consumption to increase.

Keywords: gasoline · diesel consumption, price · income elasticity, structural break,  
model averaging

JEL Classification: Q43, C33

---

\* First Author, Associate Research Fellow, Korea Energy Economics Institute/School of Economics, Yonsei University, Tel: +82-52-714-2094, E-mail: dhshin@keei.re.kr

\*\* Coauthor, Professor, School of Economics, Yonsei University, Tel: +82-2-2123-3561, E-mail: hahyunjo@hanmail.net