

시도별 패널데이터를 이용한 경유제품 수요함수 추정

임찬수[†]

GS칼텍스 에너지업무팀/서울대학교 공과대학 협동과정 기술경영경제정책
(2017년 3월 2일 접수, 2017년 5월 22일 수정, 2017년 5월 24일 채택)

Estimation of diesel fuel demand function using panel data

Chansu Lim[†]

Energy Affairs Team, GS Caltex Corp. /
Program of Technology Management, Economy and Policy,
School of Engineering, Seoul National University
(Received 2 March 2017, Revised 22 May 2017, Accepted 24 May 2017)

요 약

본 연구는 1998년부터 2015년까지의 16개 시도별 경유수요량, 경유제품 판매가격(유통단계), 및 총 부가가치생 산의 패널데이터를 이용하여, 패널GLS, 고정효과(Fixed Effect), 확률효과(Random Effect) 및 동적패널(Dynamic Panel) 모형을 통해 국내 경유수요함수를 추정하고, 이를 통해 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다. 단기 가격 탄력성은 -0.2146(패널GLS), -0.2886(고정효과), -0.2854(확률효과), -0.1905(동적패널)로 추정되었고, 단기 소득 탄력성은 0.7379(패널GLS), 0.4119(고정효과), 0.7260(확률효과), 0.4166(동적패널)로 추정되었는데, 모두 비탄력 적인 것으로 나타났다. 장기 가격탄력성과 장기 소득탄력성은 동적패널을 통해 추정하였고, 각각 -0.4784, 1.0461 로 유의하게 나타났다. 경유 수요는 소득에 증감에 대해 단기적으로는 비탄력적이거나, 장기적으로는 탄력적으로 나타나고 있다. 추가로 서울지역을 기준으로 지역변수를 더미변수(Dummy Variables)로 하여 각 지역의 경유수요 로의 효과를 검증하였는데, 10개 지역에서 상대적으로 유의하게 추정되었다.

주요어 : 수요함수, 경유, 가격탄력성, 소득탄력성, 패널모형

Abstract - This paper attempts to estimate the diesel fuel demand function in Korea using panel data panel data of 16 major cities or provinces which consist of diesel demands, diesel market prices and gross value added from the year 1998 to 2015. I apply panel GLS(generalized least square) model, fixed effect model, random effect model and dynamic panel model to estimating the parameters of the diesel fuel demand function. The results show that short-run price elasticities of the diesel fuel demand are estimated to be -0.2146(panel GLS), -0.2886(fixed effect), -0.2854(random effect), -0.1905(dynamic panel) respectively. And short-run income elasticities of the diesel fuel demand are estimated to be 0.7379(panel GLS), 0.4119(fixed effect), 0.7260(random effect), 0.4166(dynamic panel) respectively. The short-run price and income elasticities explain that demand for diesel fuel is price- and income-inelastic. The long-run price and income elasticities are estimated to be -0.4784, 1.0461 by dynamic panel model, which means that demand for diesel fuel is price-inelastic but income-elastic in the long run. In addition I apply dummy variable model to estimate the effect of 16 major cities or provinces on diesel demands. The results show that diesel demands is affected 10 regions on the basis of Seoul.

Key words : Demand Fuction, Diesel, Price Elasticity, Income Elasticity, Panel Model

[†]To whom corresponding should be addressed.
Tel : +82-2-2005-6568 E-mail : chancelim@gmail.com

1. 서론

경유는 수송용 연료로 대표되는 석유제품으로 최근 자동차 엔진기술 및 배출가스저감 기술의 발전으로 버스/트럭 등 대형차량 뿐만 아니라, 승용차량에 이르기까지 폭넓게 사용되고 있다. 특히 경유는 대표적인 산업유로 산업현장의 동력장치 에너지원뿐만 아니라, 우리나라 물류이동의 가장 핵심적인 에너지원으로 사용되고 있다. 최근 홈쇼핑과 인터넷쇼핑 등 온라인 쇼핑의 증가는 물류이동의 증가를 유도하여, 경유수요를 지속 견인하고 있다. 또한 최근 여가생활의 확대와 디젤엔진기술의 발전 등은 승용디젤차량의 보급확대와 이에 따른 경유수요를 증가시키고 있다. 우리나라의 1998년에서 2015년까지의 경유수요를 보면 2008년 글로벌 금융위기 시 급속한 수요감소를 겪은 것을 제외하고는 전반적으로 수요가 증가하고 있는 모습을 보이고 있다. 1998년 약 19,000백만 리터가 소비되었고, 2015년에는 약 25,000백만 리터가 소비되는 등 약 130%의 소비증가를 보여주고 있다(Fig. 1.). 참고로 같은 기간에 경유의 가격은 1998년 약 500 원/리터 수준에서 2015년 약 1,300 원/리터 수준으로 약 260 %가 증가되었고(Fig. 2.), 국내 총 소득으로 대변할 수 있는 국내 총 부가가치생산은 1998년 약 52조 원 수준에서 2015년 약 152조 원으로 증가되었다(Fig. 3.).

이러한 경유의 수요형태를 정확히 예측하는 하는 것은 수송용 에너지정책에 있어 매우 중요하다. 현재 휘발유/경유가 약 20조 원의 내국세(교통세/교육세/주행세)를 담당하고 있다는 것을 고려할 때, 국제 세제정책에 있어서도 매우 중요한 일이라고 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 1998년부터 2015년까지의 16개 시도별 경유수요량, 경유제품 판매가격(유통단계), 및 총 부가가치생산의 패널데이터를 통해 국내 경유수요함수를 추정하고, 경유에 대한 가격탄력성과 소득탄력성을 도출하고자 한다. 본 연구를 통해 도출한 경유의 가격탄력성과 소득탄력성은 비교적 짧은 시간 내 수요의 구조적 변화 없이 가격과 소득이라는 독립변수의 변화에 따른 소비자의 수요반응을 나타낸다.

2. 선행 연구

경유제품을 포함한 석유제품의 수요함수와 그에 따른 가격탄력성과 소득탄력성에 대한 연구는 그간 많은 관심을 받고 수행되어 왔다. 국내에서 관련된 연구를 살펴보면, 나인강(2006)은 1971년부터 2005년까지의 국내 휘발유 시계열자료를 이용하여 시간추세의 반영 여부에 따른 자기회귀시차모형(ARDL, Auto-Regressive Distributed Lag model)으로 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다. 그 결과 시간추세가 포함되지 않은 경우

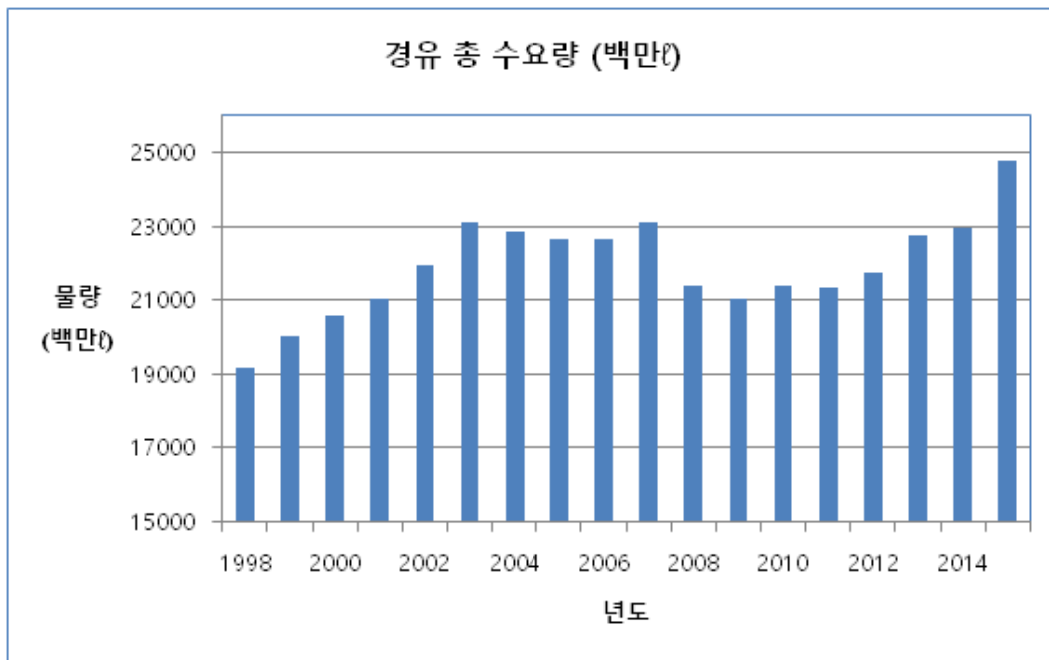


Fig. 1. Diesel Demand in Korea (1998~2015)

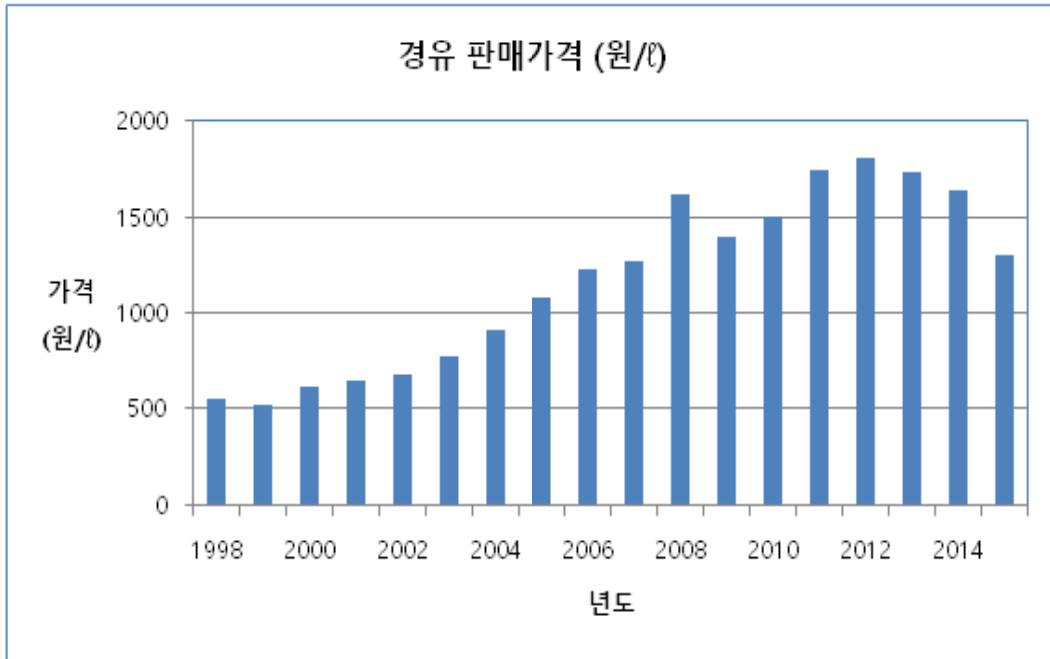


Fig. 2. Domestic Diesel Price in Korea (1998~2015)

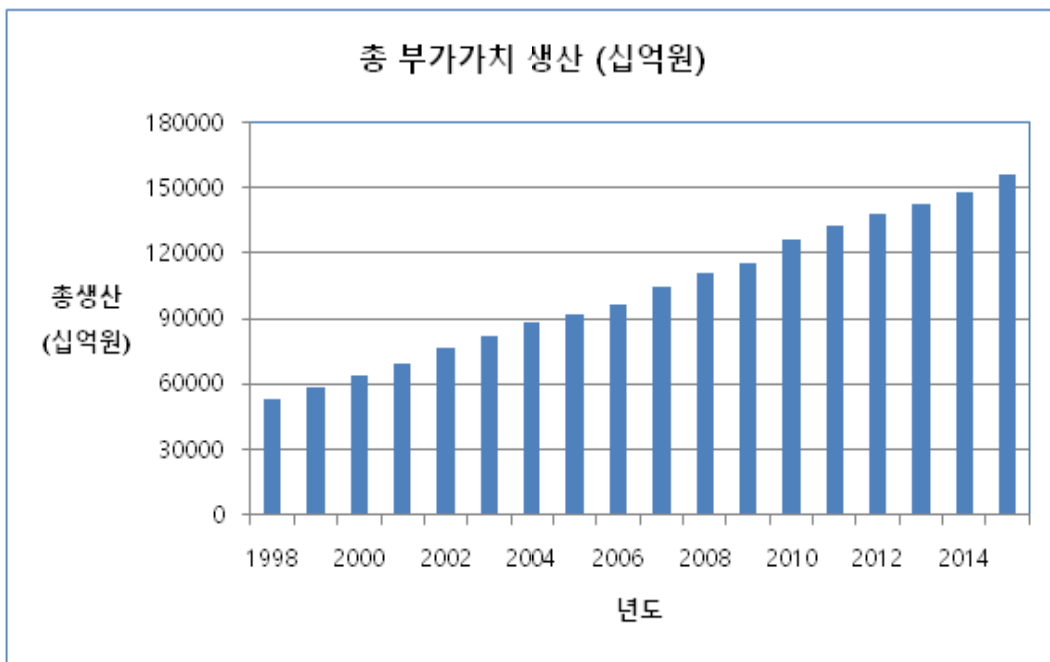


Fig. 3. Gross Value Added in Korea (1998~2015)

의 단기 소득탄력성은 1.02, 장기 소득탄력성은 2.58이며, 시간추세가 반영된 경우 단기 및 장기 소득탄력성은 각각 0.95, 1.16으로 나타났다.

강만옥(2007)은 2007년 정부의 제2차 에너지세계

편에 따른 수송용 에너지의 상대가격 변화가 휘발유, 경유, LPG 등의 수송용에너지 수요량과 환경오염에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 이때 1997년부터 2005년까지의 국내 휘발유, 경유, LPG의 시계열자료를 이용하여 가격탄력성을 추정하였다. 그 결과 휘발유,

경유, LPG의 단기 가격탄력성이 각각 -0.681, -0.304, -0.028, 장기 가격탄력성은 -0.611, -0.407, -0.028로 나타났다.

이승재와 유승훈(2013)은 1981년부터 2012년까지의 국내 도시가스 시계열자료를 이용하여 내생시차변수를 포함한 최소자승법 회귀모형(OLS, Ordinary Least Square)을 통해 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다. 이때 단기 가격탄력성과 소득탄력성은 -0.522, 0.874, 장기 가격탄력성과 소득탄력성은 -2.155, 3.607로 나타났다.

또한 이승재와 유승훈(2013)은 2003년부터 2012년까지의 국내 LPG 시계열자료를 이용하여, 벡터오차수정모형(VECM, Vector Error Correction Model)을 통해 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였는데, 장기 가격탄력성은 -0.422로 비탄력적인 특성을 보이는 것으로 나타났다.

국외의 경우 많은 연구사례를 볼 수 있는데, Graham and Glaister(2002)는 1970년대부터 1990년대 후반까지의 연구를 통해 캐나다, 미국, 이탈리아, 터키, 일본 등 각 국가의 휘발유 가격에 따른 운전자의 휘발유 소비량을 검토하고, 적절한 소득 및 가격탄력성에 대한 접근을 시도하였다. 그결과 휘발유의 단기 가격탄력성은 -0.2에서 -0.3수준, 장기 가격탄력성은 -0.6~-0.8로 측정되었다.

Rajindar and Manjulika(2007)는 1957년부터 1999년간의 시계열 자료에 통상적 최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)과 부분조정모형(Partial Adjustment model)을 적용하여 휘발유 소비모형을 추정하였다. 그 결과 휘발유의 단기 가격탄력성과 소득탄력성은 -0.115, 0.296로 장기 가격탄력성과 소득탄력성은 -0.411, 0.056으로 측정되었는데, 가격탄력성은 여전히 비탄력적으로 나타났다.

Philippe Barla and Jean-René Tagne Kuelah(2014)는 1986년부터 2008년까지의 시계열데이터를 통해 캐나다의 경유수요함수를 추정하였다. 부분조정모형(PAM, Partial Adjustment Model)과 벡터오차수정모형(VECM, Vector Error Correction Model)을 통해 가격탄력성을 추정하였다. 부분조정모형을 통한 단기

가격탄력성과 장기 가격탄력성은 -0.43, -0.8 이고, 벡터오차수정모형을 통한 장기 가격탄력성은 -0.4로 부분조정모형에 비해 작게 추정되었다. 반면 장기 소득탄력성은 두 모형 모두 0.9 수준으로 유사하게 나타났다.

3. 모형 설명

본 연구에서는 1998년~2015년까지의 16개 시도별 경유소비량, 경유판매가격 및 지역총생산의 패널데이터를 통해 경유에 대한 가격탄력성과 소득탄력성을 추정한다. 패널자료분석은 개체들의 관찰되지 않는 이질성(heterogeneity)과 시간효과(time effect)를 고려할 수 있다. 그리고 시간의 흐름에 무관한 횡단면자료분석에서는 분석이 어려운 변수들의 동태적 관계(dynamic relationship)를 분석할 수 있으며 시계열자료 분석이나 횡단면자료분석에서 다룰 수 없는 복잡한 행태 모형을 설정하거나 검정할 수 있다.

이때 경유수요 관련 패널데이터의 경우, 이분산성(heteroscedasticity) 과 자기상관관계(autocorrelation)가 존재하기 때문에, 첫 번째로 패널 GLS(generalized least square) 방법을 통하여 경유수요함수를 추정하고, 단기 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다. 패널GLS모형에 따른 수요함수 모형은 아래와 같다.

$$\ln DCONS_{i,t} = \cos nt + \beta_1 \ln DPRICE_{i,t} + \beta_2 \ln GRVALUE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + V_{i,t}$$

(1)

이때, 여기서 $DCONS_{i,t}$ 은 i 지역의 t 기에 대한 경유 소비량, $DPRICE$ 는 경유가격, $GRVALUE$ 는 지역총부가가치생산액 나타내고, $\varepsilon_{i,t}$ 는 오차항을 나타내는데, 만약 $\varepsilon_{i,t}$ 가 1계 자기상관관계를 나타낼 경우 ρ_i 는 1계 자기상관계수이다. 이때, 추정되는 β_1, β_2 값은 각각 단기 가격탄력성과 소득탄력성을 나타내게 된다.

두 번째로는 선행연구들과는 달리 16개 시도의 개체 특성(Heterogeneity)을 반영한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect)의 경우를 반영한 경유수요함수를 추정하였는데, 패널데이터의 이분산성과 자기상관관계를 동시에 고려한 Baltagi and Wu(1999)의 모형을 적용하였고, 수요함수의 모형은 아래와 같다.

$$\ln DCONS_{i,t} = const. + \beta_1 \ln DPRICE_{i,t} + \beta_2 \ln GRVALUE_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + v_{i,t}$$

(2)

이때 u_i 는 고정효과와 확률효과를 고려한 시간에 따라 변하지 않는 16개 시도의 개체특성을 나타내는 오차항이다. 이때 확률효과 모형에서는 Baltagi and Wu(1999)가 제시한 GLS 추정량을 사용하였다. 반면 고정효과 모형 추정시에는 within 변환을 통해 잔차항을 계산하고, 계산된 잔차항을 통해 ρ 의 추정치를 계산한다. 그 다음 추정된 ρ 를 통해 종속변수($\ln DCONS$)와 설명변수($\ln DPRICE$, $\ln GRVALUE$)에 대한 Cochrane-Orcutt 변환을 실시하고, 변환된 종속변수와 설명변수에 대해 다시 고정효과 모형을 추정하여 β_1 , β_2 추정값을 구한다(민인식, and 최필선, 2013). 다음 16개 시도의 개체특성을 파악하기 위해 개별특성을 반영한 N-1개(15=16-1)의 더미변수를 추가한 Dummy Variable 모형으로 변화하여 경우수요에 대한 지역별 특성을 파악하였다.

세번째로는 종속변수($\ln DCONS$)인 경우소비량의 과거변수(Lagged Dependent Variable)을 설명변수로 반영한 동적 패널모형(Dynamic Panel Model)을 사용하였다. 동적 패널모형에서는 오차항 u_i 를 제거하기 위

해 1차 차분 모형을 사용하고, 내생적인 설명변수 문제를 해결하기 위해 도구변수를 사용하였다. 본 연구에서는 Allerano and Bond(1991)가 제시한 차분 GMM (Difference Generalized Method of Moment) 추정량을 사용하여 장단기 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다.

$$\ln DCONS_{i,t} = const. + \beta_0 \ln DCONS_{i,t-1} + \beta_1 \ln DPRICE_{i,t} + \beta_2 \ln GRVALUE_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

(3)

마찬가지로 추정값인 β_1 , β_2 는 각각 단기 가격탄력성과 소득탄력성을 나타내고, $1-\beta_0$ 는 독립변수의 외생적인 충격으로 인해 실제 경우소비가 바람직한 소비수준으로 조정되어 가는 속도인 조정률(rate of adjustment)을 의미한다. 이를 통해 $\beta_1/(1-\beta_0)$ 을 통해 장기 가격탄력성, $\beta_2/(1-\beta_0)$ 을 통해 장기 소득탄력성을 추정하였다(Agthe and Billings(1980)).

4. 분석 자료

1998년부터 2015년까지의 시도별 경우제품 수요량(석유공사 석유정보망), 판매가격(석유공사 석유정보망) 및 총부가가치 생산(통계청)에 대한 패널자료를

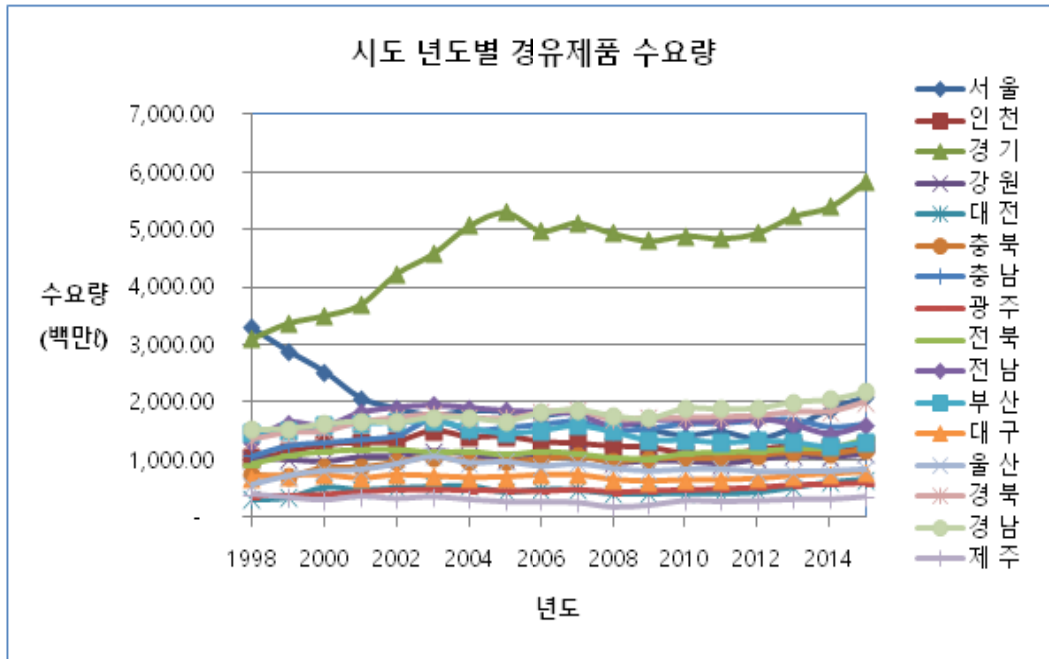


Fig. 4. Diesel Demand by 16 Major Cities or Provinces in Korea

구축하여 계량모형을 통해 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다. 경유제품 수요량을 살펴보면 경기지역은 1998년을 제외한 측정기간 대부분 가장 많은 경유 수요량을 나타내고 있고, 반면 서울은 1998년에 가장 많은 경유수요량을 보이고 있으나, 이후 경유수요량이

지속 감소하는 모습을 나타내고 있다. 나머지 지역은 1998년부터 2015년까지 2000백만 리터 이하의 범위에서 등락을 거듭하고 있는 거의 정체된 수요의 형태를 보이고 있다(Fig. 4.).

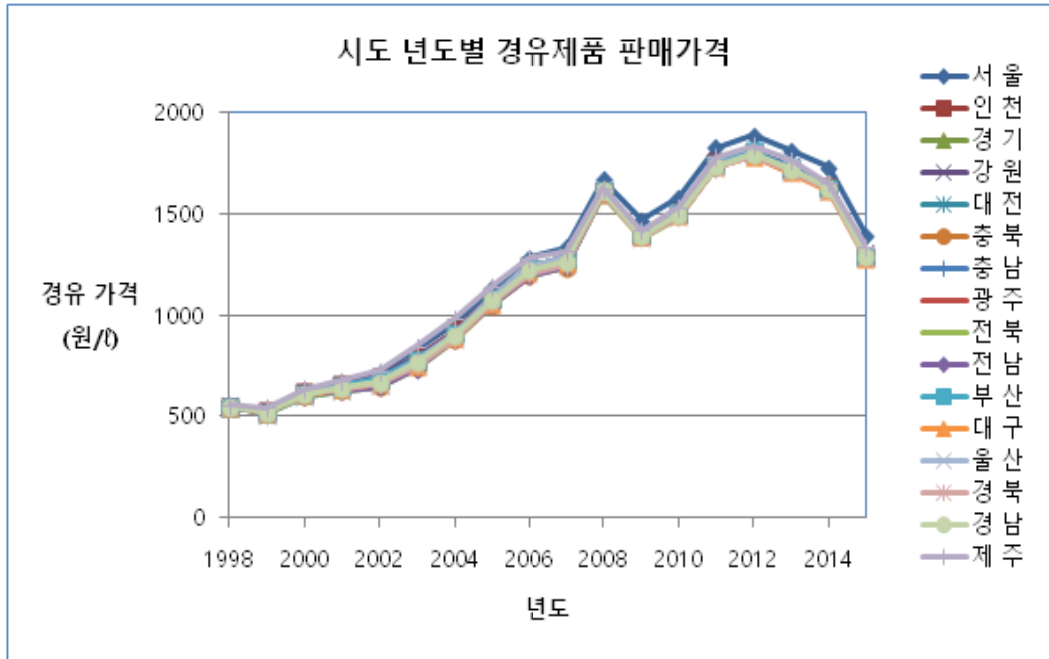


Fig. 5. Domestic Diesel Price by 16 Major Cities or Provinces in Korea

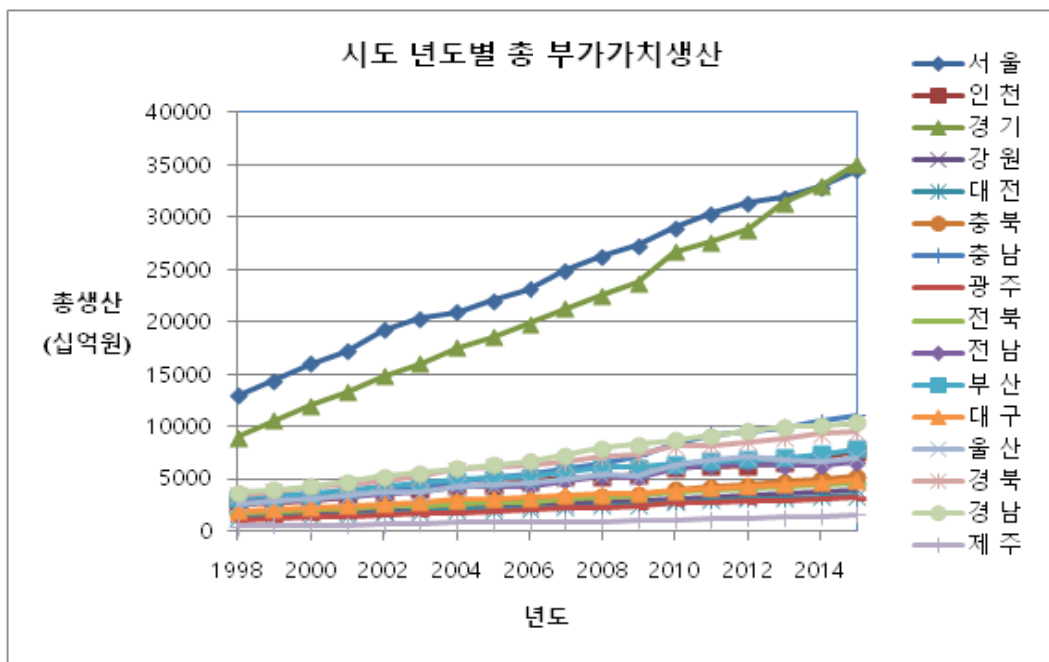


Fig. 6. Gross Value Added by 16 Major Cities or Provinces in Korea

그러나, 경유제품의 판매가격은 16개 시도가 1998년부터 2015년까지 유사한 가격 변동 형태를 보이고 있다. 즉 시도별 경유 판매가격의 편차가 거의 없이 1998년 약 500 원/리터 수준에서 2015년 약 1,300 원/리터 수준으로 약 260%가 증가되었고 설명할 수 있다(Fig. 5.).

시도별 총부가가치생산을 살펴보면, 서울과 경기지역이 1998년부터 2015년까지 전 년도를 통틀어서 가장 큰 비중을 차지하고 있고, 그 증가추세도 다른 지역보다 큰 행태를 보이고 있다. 서울지역은 1998년에는 약 13,000십억 원으로 총부가가치생산이 경기지역의 9,000십억 원 보다 많았으나, 2015년에는 약 34,500십억 원으로 경기지역 35,000십억 원에 역전된 모습도 볼 수 있다. 나머지 지역들의 경우 지역별로 편차가 있지만, 1998년 약 5,000십억 원 이하의 총부가가치생산, 2015년에는 약 10,000십억 원 이하의 총부가가치생산을 보이고 있다(Fig. 6.). 이때 본 연구에서는 경유수요의 수요탄력성을 추정하기 위해 총 부가가치생산을 총소득으로 상정하고 분석하였다.

4. 분석 결과

우선 경유수요 패널데이터에 대해서 개체 간 이분산성(heteroscedasticity)이 존재하는지 검정하기 위해 우도비검정(LR 검정, Likelyhood Ratio Test) 실시하였다. 이분산성은 비제약모형 (Unrestricted Model, Pooled OLS Model) 과 제약모형(Restricted Model, Feasible GLS Model)의 우도비(Likelihood) 차이 통계량이 카이제곱 분포를 따름을 이용하여 LR검정을 할 수 있다. 이때 16개 시도로 구성된 패널개체이므로, LR검정 통계량의 자유도는 15이다.

LR 검정결과(Table 1.), 제약모형은 비제약모형에 포함된다. 즉, 제약모형과 비제약모형의 우도비(LR) 차이는 없다는 영가설을 기각한다. 따라서, 시도별 패널데이터에 따른 경유수요함수는 16개 시도 개체 간 이분산성(heteroscedasticity)이 존재함을 알 수 있다.

다음 패널데이터의 자기상관관계(autocorrelation)가 존재하는지 알기위해 Wooldridge 테스트(Wooldridge (2002); 민인식, and 최필선(2013))를 수행하였다. 그 결과(Table 2.) 유의수준 1%에서 영가설을 기각하고, 패널데이터에는 1차 자기상관관계가 존재한다고 가정할 수 있다.

Table 1. Test for Heteroscedasticity

영가설(H0) : 제약모형은 비제약모형에 포함된다. (제약모형과 비제약모형의 우도비(LR) 차이는 없다.)	
LR 검정 통계량 (LR c ²)	-2[ln(LRR)-ln(LRun)]~c ² Distribution
LR 검정 통계량 자유도	16-1=15
LR 검정 결과	LR c ² (15)=313.13*** (Prob.>c ² = 0.000)

Note: ***indicate statistical significance at the 1% level, respectively.

Table 2. Test for 1st order Autocorrelation

영가설(H0) : 패널데이터에 1차 자기상관관계(1 st order autocorrelation)가 없다.	
F(1, 15) = 43.233 Prob > F = 0.0000	

Note: ***indicate statistical significance at the 1% level, respectively.

Table 3. Test Results for Panel GLS(Generalized Least Square) Model

구 분	Pooled OLS (Unrestricted Model, 패널 동분산성 가정)		패널 GLS (Restricted Model, 패널 이분산성 & 1차 자기상관관계 반영)	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
-				
lnDPRICE	-0.3018***	0.0473	-0.2146***	0.0287
lnGRVALUE	0.7309***	0.0249	0.7379***	0.0478
상수항	9.9961***	0.4842	9.3290***	0.8040
ρ (1계 자기상관계수)	-		0.9481	
R-squared	0.7503		-	
F 통계량 (F(2, 285))	428.27***		-	
Wald 통계량 ($\chi^2(2)$)	-		243.45	

Note: ***indicate statistical significance at the 1% level, respectively.

Table 4. Test Results for Fixed Effect and Random Effect Model

구 분	고정효과 모형 (Fixed Effect Model)		확률효과 모형 (Random Effect Model)	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
-				
lnDPRICE	-0.2886***	0.0341	-0.2854***	0.0298
lnGRVALUE	0.4119***	0.1135	0.7260***	0.0569
상수항	15.1721***	0.4269	9.9682***	0.8417
ρ (1계 자기상관계수)	0.7846		0.7846	
σ_u	0.4133		0.2889	
σ_e	0.0658		0.0744	
$\sigma_u^2/(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)$	0.9752		0.9377	
Corr(ui, Xb)	0.6116		0 (가정사항)	
F 통계량 (F(2, 254))	24.53***		-	
Wald 통계량 ($\chi^2(3)$)	-		134.58***	
R-squared	0.7458 (overall) 0.1619 (within) 0.7647 (between)		0.7494 (overall) 0.2862 (within) 0.7682 (between)	

Note: ***indicate statistical significance at the 1% level, respectively.

이에 첫번째로 패널데이터의 이분산성(heteroscedasticity)과 1차 자기상관관계(autocorrelation)를 고려하여 식(1)과 같이 패널 GLS모형을 적용하였다. 추정결과 계수는 모두유의수준 1% 이내로 유의하게 나타났다.

두번째로 패널데이터의 이분산성(heteroscedasticity)과 자기상관관계(autocorrelation)를 고려하여 식(2)와 같이 고정효과 모형과 확률효과 모형을 적용하였다. 고정효과 모형과 확률효과 모형 모두 계수는 유의수준 1% 이내로 유의하게 추정되었다.

위의 고정효과와 확률효과 모형에서 가정된 1계 자기상관관계(autocorrelation)가 존재하는지 검정하기 위해 추가로 Baltagi-Wu LBI 통계량을 추정하였다. Baltagi-Wu LBI 통계량이 2에서 상당히 떨어져 있으므로, 위의 고정효과와 확률효과 모형에서는 1계 자기상관이 존재한다고 이야기 할 수 있다. (Baltagi and Wu(1999); 민인식, and 최필선(2013))

다음으로 패널개체에 대한 고정효과 모형과 확률효과 모형 중 어느 모형이 적합한 모형인지 검정하기 위해 하우스만 검정(Hausman Test)를 사용하였다. 하우스만 검정의 원리는 고정효과 추정치와 확률효과 추정치의 체계적 차이(systematic difference)의 존재 여부를 확인하는 방법을 사용한다(Hausman(1978); 민인식, and 최필선(2013)). 만약, 두 모형 간에 체계적

차이가 존재하지 않는다면 고정 효과와 확률 효과 모두 일치 추정량이므로 패널 회귀분석은 확률 효과로 추정해야 함을 의미하게 되고, 반대로 체계적 차이가 존재한다면 고정 효과는 일치 추정량이나 확률 효과는 일치 추정량이 아니므로 고정 효과로 추정해야 함을 의미한다. 이러한 원리에 입각하여 하우스만 검정은 두 모형의 계수 간 차이가 체계적이지 않음이 귀무가설이 된다.

하우스만 검정결과, 유의수준 1% 이하로 '확률효과 모형이 더 적합하다'는 영가설을 기각하였다. 즉 시도별 경우수요에 대한 패널 데이터의 분석은 고정효과 모형이 더 적합한 것으로 나타났다.

추가로 패널데이터의 이분산성(Heteroscedasticity)과 자기상관관계(Autocorrelation)를 고려한 모형을 가정하여, 지역 더미변수(Dummy Variables)를 15개를 도입하여 지역별 효과(Heterogeneity)를 반영한 시도별 경우 수요함수를 추정하였다. 이때 서울지역을 기준변수로 하여 각 지역별 더미변수를 투입할 경우 각 지역의 고유한 특성이 경우수요량에 미치는 상대적인 효과의 크기를 나타낸다.

이분산성(heteroscedasticity)과 자기상관관계(autocorrelation)를 고려한 경우, 대전/광주/대구/울산/제주(5개

Table 5. Baltagi-Wu LBI Test

Baltagi-Wu LBI 통계량	영가설(H0) : LBI통계량이 2에 가까우면 1계 자기상관관계가 없다	
	0.7695	0.7695

Table 6. Hausman Test

구 분	고정효과 모형 추정계수 (b)	확률효과 모형 추정계수 (B)	차이 (b-B)	표준오차 [diag(V _b -V _B)] ^{0.5}
lnDPRICE	-0.2286168	-0.2334415	0.0048247	0.0039592
lnGRVALUE	0.4119660	0.6695411	-0.2575751	0.0977695

영가설(H0) : 추정계수 차이(b-B)가 Systematic 하지 않다.
(확률효과 모형이 더 적합하다.)

$$\text{chi2}(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)=13.90$$

$$\text{Prob.}>\text{chi2} = 0.0010$$

Table 7. Test Results for Dummy Variables Test

설명변수	추정계수	표준오차	t 통계량	Prob.> t
lnDPRICE	-0.22102***	0.036743	-6.02	0
lnGRVALUE	0.633519***	0.07176	8.83	0
상수항	10.71954***	1.237428	8.66	0
인천	0.496344***	0.151454	3.28	0.001
경기	0.91588***	0.098458	9.3	0
강원	0.707054***	0.185998	3.8	0
대전	-0.00687	0.194509	-0.04	0.972
충북	0.522654***	0.174408	3	0.003
충남	0.528414***	0.139895	3.78	0
광주	0.029044	0.198958	0.15	0.884
전북	0.696052***	0.176794	3.94	0
전남	0.742936***	0.148495	5	0
부산	0.570727***	0.144011	3.96	0
대구	0.173618	0.171396	1.01	0.311
울산	-0.01992	0.144804	-0.14	0.891
경북	0.657548***	0.13731	4.79	0
경남	0.678934***	0.134411	5.05	0
제주	0.174772	0.253475	0.69	0.491
Corr(ui, Xb)	0			
Wald 통계량 ($\chi^2(18)$)	1461.43***			
R-squared	0.9694 (overall) 0.2863 (within) 0.9969 (between)			
ρ (1계 자기상관계수)	0.7846			
σ_u	0			
σ_e	0.0741			
$\sigma_u^2/(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)$	0			
기준 지역	서울			

Note: ***indicate statistical significance at the 1% level, respectively.

지역)는 지역의 효과가 유의하지 않게 측정되었고, 나머지 10개 지역(인천/경기/강원/충북/충남/전북/전남/부산/대구/경북/경남)은 각 지역의 고유한 특성이 경유 수요량에 미치는 상대적인 효과는 모두 통계적으로 유의한 값을 가지는 것으로 검증되었다. 그러나 10개 지역 모두 상대적인 효과는 기준지역인 서울대비 작은 것으로 추정되었고, 상대적인 효과의 크기는 경기(0.9158)>전남(0.7429)>강원(0.7070)>전북(0.6960)>경남(0.6789)>경북(0.6575)>부산(0.5707)>충남(0.5284)>충북(0.5226)>인천(0.4963) 순으로 경유 수요에 영향을 주는 것으로 추정되었다.

세번째로 종속변수(lnDCONS)인 경유소비량의 과거변수(Lagged Dependent Variable)을 설명변수로 반영한 식(3)의 동적 패널모형(Dynamic Panel Model)을 적용하였다.

테스트 결과, lnDCONSt-1, lnDPRICE, lnGRVALUE

의 추정계수인 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 모두 1%의 유의확률로 추정되었다. 이와 Allerano and Bond(1991)가 제시한 차분 GMM(Difference Generalized Method of Moment)을 통해 계수를 추정할 경우는 다수의 도구변수를 사용하여 과대식별(over identifying)이 문제될 수 있으며, 이를 검증하는 방법이 Sargan(1958) 검증과 Hansen(1982) 검증이다. Arellano and Bond(1991) 추정방법은 오차항에 이분산성이 존재하는 경우는 Sargan 검정을 신뢰할 수 없다고 언급하였다(Roodman(2009)). 따라서 본 연구에서의 Allerano and Bond(1991) 추정방법은 이분산성을 고려한 추정이므로 Sargan 검정이 아닌 Hansen 검정의 결과로 과대식별 적합성 여부를 검증하였다. 이때 Hansen 검증 시 높은 수치를 보이고 있어 전체적으로 추정된 모형은 적합한 것으로 판단된다.

경유수요의 가격과 소득에 대한 단기탄력성은 lnDPRICE, lnGRVALUE 변수의 추정계수와 일치한다.

Table 8. Test Results for Dynamic Panel Model (Allerano and Bond(1991))

설명변수	추정계수	표준오차	z 통계량	Prob.> z
lnDCONSt-1	0.6017425***	0.0329870	18.24	0.000
lnDPRICE	-0.1905475***	0.0288195	-6.61	0.000
lnGRVALUE	0.4166506***	0.0826095	5.04	0.000
도구변수 개수			138	
Wald 통계량 ($\chi^2(2)$)			885.95***	
Sargan test of overid. restrictions: $\chi^2(135) = 170.03$ Prob > $\chi^2 = 0.022$ (Not robust, but not weakened by many instruments.)				
Hansen test of overid. restrictions: $\chi^2(135) = 15.86$ Prob > $\chi^2 = 1.000$ (Robust, but weakened by many instruments.)				

Note: ***indicate statistical significance at the 1% level, respectively.

Table 9. The Short-Run Price and Income Elasticities

구 분	패널 GLS	고정효과모형	확률효과모형
단기 가격탄력성	-0.2146	-0.2886	-0.2854
단기 소득탄력성	0.7379	0.4119	0.7260

Table 10. The Short- and Long-Run Price and Income Elasticity for Dynamic Panel Model

구 분	동적 패널모형
단기 가격탄력성	-0.1905
단기 소득탄력성	0.4166
장기 가격탄력성	-0.4784
장기 소득탄력성	1.0461

이에 패널데이터의 이분산성(heteroscedasticity)과 1차 자기상관관계(autocorrelation)를 고려한 고정효과와 확률효과의 단기 가격/소득탄력성을 정리하면 Table 9. 와 같다.

다음 Allerano and Bond(1991)의 동적 패널모형에 서는 단기 가격/소득탄력성과 함께 장기 가격/소득탄 력성도 추정되었고, 결과는 Table 10.과 같다

패널GLS, 고정효과, 확률효과, 동적패널 모형 모두 경유제품 수요의 단기 가격탄력성과 장기 가격탄력성 은 예상대로 음수로 추정되어 수요곡선이 우하향하는 수요법칙을 따름을 보여주고 있으며, 아울러 절대값의 크기가 1 보다 작아 필수적인 재화로서 가격변동에 민감하지 않다고 할 수 있다.

한편, 동적 패널모형을 적용하였을 때, 패널GLS, 고정효과, 확률효과 모형보다 단기 가격탄력성과 소득 탄력성 모두 작게 추정되었고, 장기 가격탄력성과 소 득탄력성은 크게 추정되었다. 이는 석유제품의 장기 가격/소득탄력성이 단기 가격/소득탄력성 보다 크게 추정한 선행연구들과 같은 행태를 보여준다.

경유수요는 단기적으로 가격에 비탄력적인 모습을 나타내는데, 경유의 소비의 50% 이상이 버스, 화물차 및 건설기계 등 제조와 물류에 필수적인 산업활동에 사용되는 것을 감안한다면, 경유의 가격이 변동된다 하더라도 그 수요에 미치는 영향이 매우 작다. 장기적 으로도 경유수요는 가격에 대해서 비탄력적인 모습을 보이고 있으나, 단기적인 경우 보다는 크게 나타나고 있는데, 경유의 가격의 올라간다면 경유차량의 소비자 들은 주행거리나 운전작업 시간을 줄이는 등 산업활 동이 위축되는 방향으로 반응하여 비탄력적이긴 하나

그 크기가 단기 탄력성보다는 클 수 있다.

총부가가치로 대변되는 소득의 경우, 단기적으로 마찬가지로 이유로 비탄력적인 모습을 나타내고 있는 반면, 장기적으로는 1보다 큰 값을 나타내고 있는데, 이는 경유의 수요는 장기적으로 소득 변동에 민감함 을 나타낸다. 즉, 장기적으로 총부가가치가 증가된다 는 것은 산업활동이 활발하게 이루어지는 것을 의미 하고, 이는 탄력적으로 경유소비를 증가시키는 방향으 로 나타나고 있다고 할 수 있다.

4. 결 론

본 연구는 1998년부터 2015년까지의 16개 시도별 경유수요량, 경유제품 판매가격(유통단계), 및 총 부가 가치생산의 패널데이터를 이용하여, 패널GLS, 고정효 과(Fixed Effect), 확률효과(Random Effect) 및 Alle- rano and Bond(1991)의 동적패널(Dynamic Panel) 모 형을 통해 국내 경유수요함수를 추정하고, 경유에 대 한 가격탄력성과 소득탄력성을 도출하였다. 단기 가격 탄력성(-0.2146(패널GLS), -0.2886(고정효과), -0.2854 (확률효과), -0.1905(동적패널))과 단기 소득탄력성(0.7379 (패널GLS), 0.4119(고정효과), 0.7260(확률효과), 0.4166 (동적패널))은 모두 비탄력적인 것으로 나타났고, 장 기 가격탄력성과 장기 소득탄력성은 동적패널을 통해 추정하였는데, 단기적으로는 비탄력적(-0.4784)이나, 장기적으로는 그 값(1.0461)이 1보다 큰 탄력적인 것 으로 나타나고 있다. 추가로 본 연구에서는 서울지역 을 기준으로 지역변수를 더미변수(Dummy Variables) 로 하여 각 지역의 경유수요로의 효과를 검정하였는 데, 10개 지역에서 상대적인 효과의 크기가 경기>전 남>강원>전북>경남>경북>부산>충남>충북>인천 순서 로 유의하게 추정되었다.

경유제품은 대중교통, 화물운수 및 건설기계 등 산업활동에 필수적인 에너지원이다. 또한 최근의 디젤엔진기술과 배기가스처리기술의 발전은 승용디젤차량의 보급을 확대시키고 있으며, 이는 경유제품이 개인운송수단의 주요한 에너지원으로서 그 역할을 증대시키고 있다는 것을 반증한다. 이러한 경유제품은 단기/장기적으로 가격탄력성이 비탄력적이므로 급격한 가격변동은 소비자들에게 큰 부담으로 작용할 수 있다. 정책당국자들은 경유가격이 급격히 변동할 경우, 특히 산업활동 관련 경제주체들에게 경제적 부담이 덜 작용될 수 있도록 탄력적인 유류세제 운용이나 바우처 지급 등의 직접적인 정책수단을 고려해야 할 것이다. 아울러 경유제품은 국민들의 총 부가가치생산 증가, 즉 소득 증가에 따라 장기적으로 그 소비가 탄력적으로 증가한다. 장기적으로 경제가 고도화되고 발전할 수록 경유의 소비가 필수적으로 증가할 수 밖에 없으므로 그에 따른 경유수급의 문제도 같이 고민하여야 한다.

본 연구는 경유수요 관련 시도별 패널데이터를 이용하여, 경유수요함수를 추정하였으나, 각 시도별 경유수요의 효과에 대해서는 제한적인 연구결과를 보이는 한계점이 있다. 향후 연구에서는 지역효과를 보다 상세하게 고려할 수 있는 공간계량모형(Spatial Econometric Model)을 적용하여, 지역효과 및 가격/소득 탄력성을 추정해 본다면 보다 의미있는 정책 및 마케팅 자료로 활용할 수 있을 것이다.

References

1. 나인강., 2006, 기술 발전을 고려한 에너지 수요 추정, *Korea Energy Economic Review*, Vol. 5, pp. 205-222
2. 강만옥., 2007, 최근 수송 부문 에너지 세제 개편의 성과 평가, 한국환경정책평가원
3. 이승재, 한중호, 유승훈., 2013, 시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정. *Journal of Energy Engineering*, Vol. 22, No. 4, pp. 370-375
4. 이승재, 한중호, 유승훈., 2012, 수송용 LPG 수요함수의 추정 및 활용, *Journal of Energy Engineering*, Vol. 21, No. 3, pp. 301-308
5. Graham, Daniel J., and Stephen Glaister., 2002, The demand for automobile fuel: a survey of elasticities, *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)*, Vol. 36, No. 1, pp. 1-25
6. Koshal, Rajindar K., et al., 2007, Demand for gasoline in Japan, *International Journal of Transport Economics/Rivista internazionale di economia dei trasporti*, pp. 351-367
7. Barla, Philippe, Mathieu Gilbert-Gonthier, and Jean-René Tagne Kuelah., 2014, The demand for road diesel in Canada, *Energy Economics*, Vol. 43, pp. 316-322
8. Baltagi, Badi H., and Ping X. Wu., 1999, Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances, *Econometric Theory*, Vol. 15, No. 06, pp. 814-823
9. 민인식, and 최필선., 2013, STATA 패널데이터 분석, 지필미디어
10. Agthe, Donald E., and R. Bruce Billings., 1990, Dynamic models of residential water demand, *Water Resources Research*, Vol. 16 No. 3, pp. 476-480
11. Arellano, Manuel, and Stephen Bond., 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *The review of economic studies*, Vol. 58 No. 2, pp. 277-297
12. Drukker, David M., 2003, Testing for serial correlation in linear panel-data models, *Stata Journal*, Vol. 3 No. 2, pp. 168-177
13. Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press
14. Sargan, John D., 1958, The estimation of economic relationships using instrumental variables, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 393-415
15. Hansen, Lars Peter., 1982, Large sample properties of generalized method of moments estimators, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 1029-1054
16. Roodman, David., 2009, A note on the theme of too many instruments, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Vol. 71, No. 1, pp. 135-158