

## 시계열 및 회귀분석을 활용한 휘발유가격의 광역권별 · 수단별 대중교통수요 영향력 비교분석

이광섭<sup>1\*</sup> · 엄진기<sup>1</sup> · 문대섭<sup>2</sup> · 양근울<sup>3</sup> · 이준<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 한국철도기술연구원 교통체계분석연구단, <sup>2</sup> 한국철도기술연구원 융복합연구단

<sup>3</sup> 한국철도기술연구원 녹색교통물류시스템공학연구소

### An Impact of Gas Prices on Transit Demand Using a Time-series Analysis and a Regression Analysis

LEE, Kwang Sub<sup>1\*</sup> · EOM, Jin Ki<sup>1</sup> · MOON, Dae Seop<sup>2</sup> · YANG, Keun Yul<sup>3</sup> · LEE, Jun<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Transport Systems Research Team, Korea Railroad Research Institute, Gyeonggi 437-757, Korea

<sup>2</sup> Convergence Technology Research Team, Korea Railroad Research Institute, Gyeonggi 437-757, Korea

<sup>3</sup> Green Transport and Logistics Institute, Korea Railroad Research Institute, Gyeonggi 437-757, Korea

#### Abstract

Depending most of its energy sources on foreign countries, Korea efforts to reduce energy consumption in transportation. While studies on the relationship between gas price and transportation demand are many in number, most previous studies have focused on automobile and Seoul. This study analyzes the impact of gas price on transit (bus and subway) demand using monthly data and for various metropolitan areas (Seoul, Busan, Daejeon, Daegu and Gwangju). The research utilizes a time-series model and a multiple regression model, and calculates modal demand elasticities of gas price. The result shows that elasticities of subway demand with respect to gas price is higher than those of bus demand. In addition, elasticities of predominantly automobile cities are more likely to be more sensitive to gas price than those of cities with well-structured transit system.

국내에서 소비되는 에너지의 대부분을 해외에 의존하고 있는 우리나라는 교통부문에서도 에너지 절감을 위해 많은 노력을 하고 있다. 휘발유가격과 교통수요와의 관계는 국내외적으로 꾸준히 연구되어 왔으나 국내 선행연구는 승용차 및 수도권 중심으로 연구되어 왔다. 본 연구에서는 휘발유가격이 대중교통수요에 미치는 영향을 분석하며 월별 자료를 활용하여 대중교통 수단별(버스, 도시철도) 및 광역권별(수도권, 부산, 대전, 대구, 광주)로 실증적으로 비교분석했다. 분석을 위해 시계열모형과 다중회귀모형을 사용하였으며 회귀모형의 계수를 활용하여 유가에 대한 대중교통 수요의 탄력성을 비교하였다. 유가에 대한 수요탄력성이 버스보다 도시철도가 높게 나타났고, 대중교통체계가 잘 갖춰진 수도권보다 승용차 의존적인 지방 광역권이 유가에 더 민감한 것으로 나타났다.

#### Keywords

demand elasticity, effect of gas price, multiple regression analysis, time-series analysis, transit demand  
수요 탄력성, 휘발유가격 영향, 다중회귀분석, 시계열분석, 대중교통수요

\* : Corresponding Author  
leeks33@krrri.re.kr, Phone: +82-31-460-5686, Fax: +82-31-460-5359

Received 23 September 2013, Accepted 26 December 2013

## 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

2011년 기준으로 우리나라는 사용하는 에너지의 96.4%(\$1,725억)을 해외에 의존하고 있다(KEEI, 2012). 부문별 최종 에너지 소비는 산업(61.7%), 수송(17.9%), 가정(10.5%), 상업(7.7%), 공공(2.2%)분야 순이며, 수송부문에서는 2010년과 비교하여 0.2% 절감한 것으로 나타났다. 지하철 및 철도는 승용차에 비해 에너지 효율적인 수단으로, 정부는 교통물류부문에서 사용되고 있는 에너지를 절감하기 위해 대중교통 중심의 계획 및 정책을 지속적으로 추진하고 있다.

휘발유가격이 교통부문에 미치는 영향은 일반적으로 비탄력적이나 통계적으로 유의한 관계가 있다고 알려져 있다. 즉, 휘발유가격이 상승(하락)함에 따라 승용차수요는 줄고(늘고) 대중교통수요는 증가(감소)하는 경향이 있다. 휘발유가격과 교통수요와의 관계는 국내외적으로 꾸준히 연구되어오고 있으나, 석유의존도가 높은 우리나라임을 감안하면 국내연구는 국외에 비해 다방면적인 분석이 부족했던 게 사실이다. 특히 국내연구의 대부분은 승용차 및 수도권을 중심으로 연구되어 왔다.

본 연구는 휘발유가격이 대중교통수요(승차인원 기준)에 미치는 영향을 교통수단별(시내버스, 도시철도) 및 광역권별(수도권, 부산, 대전, 대구, 광주)로 실증적으로 분석했다. 월별 데이터(2005-2011년)를 사용하여 각 수단별 및 지역별 차이를 비교분석하며, 휘발유가격 관련 교통정책 및 대중교통중심의 지속가능한 교통정책 측면에서 정책적 의미를 살펴보고자 한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 국내외 선행 연구를 살펴보고 본 연구의 방법론을 검토한다. 제3장에서 분석자료를 소개하며 월별자료를 바탕으로 한 광역권별, 대중교통수단별 수요의 시계열분석을 수행한다. 여기서 분석된 대중교통수요의 회귀함수 시차를 활용하여 제4장에서는 시차를 포함한 휘발유가격변수를 추가하여 다중회귀모형을 구축한다. 교통수단별 및 지역별 비교분석을 위해 자연로그형태의 회귀모형을 사용하여 탄력성을 추정하며, 마지막 장에서 결과를 정리 및 검토한다.

## 선행 연구 고찰 및 연구 방법론

### 1. 선행 연구 고찰

휘발유가격이 교통부문에 미치는 영향의 국내연구는

주로 승용차 및 수도권을 대상으로 이뤄졌다(Table 1). Lee and Park(1999)은 수도권을 중심으로 설문조사를 분석하여 승용차 이용수요의 유류가격, 비용관련 변수, 시간관련 변수 및 서비스 관련 변수에 대한 탄력성을 추정했다. 유류가격에 대한 승용차수요의 탄력성은 선택대안(이용 가능한 교통수단의 유무)에 따라 0.078-0.171로 분석되었다. Lee et al.(2005) 또한 수도권을 대상으로 설문조사를 수행하였고 수단선택 모형을 구축한 결과, 유류비 10% 인상 시 대중교통으로의 전환은 2.6%로 분석되었다. Lee et al.(2009)은 월별자료(2000-2008년)를 바탕으로 자기회귀분배시차모형(Autoregressive distributed lag model)을 사용하여 유류의 고속도로 수요(통행량 및 VKT: Vehicle Kilometers Travelled) 및 서울도시철도(1-8호선, 6호선 제외)의 수요(승차인원 및 인·km)에 대한 영향력을 분석했다. 그 결과 고속도로 통행량의 장기탄력성은 -0.53, VKT의 장기탄력성은 -0.59인 반면, 도시철도승차인원의 장기탄력성은 0.25, 인·km의 장기탄력성은 0.32로 분석되었다. 또한, 유류가격이 낮은 기간(2000-2004년)보다 높은 기간(2004-2008년)의 도시철도 수요탄력성이 더 높게 나타났다.

국외의 휘발유가격과 대중교통수요와의 관계에 관한 연구는 다양한 범위와 방법론으로 수행되었다. Rose(1986)는 미국 시카고 도시철도의 휘발유가격 영향력을 분석하기 위해 Box-Jenkins ARIMA(Auto Regressive Integrated Moving Average) 시계열모형과 다중회귀 분석을 활용했다. 월별 대중교통수요는 시계열적 특성과 시차(time lag)의 효과를 가지므로 먼저 시계열분석을 통해 시차 t-1, t-12, t-13의 수요변수가 도시철도수요에 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기에 휘발유가격변수(시차 포함) 등을 다중회귀모형에 추가하여 분석하였다. 그 결과, 유가의 단기탄력성은 0.11, 장기탄력성은 0.18로 나타났다. Lane(2008, 2012)과 Haire and Machemehl(2007)는 미국의 주요도시를 대상으로 시계열모형과 다중회귀모형을 활용하여 분석하였다. Haire and Machemehl(2007)는 미국 5개 도시를 대상으로 유가상승의 효과를 분석한 결과 평균 탄력성이 0.24로 분석되었다. Currie and Phung(2007)은 시계열분석법을 활용하여 휘발유가격에 대한 미국의 대중교통 수요탄력성을 분석했다. 대중교통 전체 수요탄력성이 0.12로 분석되었고, 버스(0.04)와 중량전철(0.17)보다 경량전철(0.27-0.38)의 탄력성이 높게 나타났다. Currie and Phung(2008)은 다중회귀모형을 구축하여 호주의

**Table 1.** The summary of previous studies

Authors	Area	Methodology & analysis	Dependent variables	Independent variables	Results (Elasticity)
Lee and Park (1999)	Seoul	Survey & discrete choice model	Choice of mode	Travel time, gas price, parking fee, fare, LOS	0.078-0.171 (auto users)
Lee et al. (2005)	Seoul	Survey & discrete choice model	Choice of mode	Gas price, parking fee, fare	0.26(transit)
Lee et al. (2009)	Seoul	ADL model	Number of vehicles, VKT, number of passengers, passenger-km	Fule price, GDP, length of highway	-0.53(number of veh.) -0.59(VKT) 0.25(number of subway passenger) 0.32(passenger-km)
Rose (1986)	Chicago, USA	Time-series & regression analysis	Rail ridership	Fare, gas price, rainfall	0.11(short-term) 0.18(long-term)
Currie and Phung (2007)	USA national transit	Time-series analysis	Transit ridership by mode	Gas price, 4 events	0.27-0.38(LRT) 0.17(HRT) 0.04(bus)
Haire and Machemehl (2007)	5 USA cities	Time-series analysis	Transit ridership	Gas price	0.24
Currie and Phung (2008)	3 cities, Australia	Regression analysis	Transit ridership	Gas price, interest rates	0.14-0.22
Lane (2008)	9 USA cities	Time-series & regression analysis	Transit ridership	Gas price	-
Lane (2012)	33 USA cities	Regression analysis with time lags	Transit ridership by mode	Gas price, transit vehicle revenue miles, global trend	0.10-0.40(bus) 0.10-0.80(rail)

대중교통 수요탄력성을 분석했다. 그 외 Maley and Weinberger(2009)은 다중회귀모형을, Yanmaz-Tuzel and Ozbay(2010)은 시차를 포함한 회귀분석모형을, Mattson(2008)은 Dynamic polynomial distributed lag model을 활용하여 분석했다.

월별 교통수요는 일반적으로 시계열적인 특성(계절성, 추세성)을 가져 시계열모형을 활용하여 대중교통수요의 특성을 검토한 연구들이 많았다(Rose, 1986; Lane, 2008; Mattson, 2008). 또한 교통수요에 미치는 효과가 휘발유가격의 현재 가격뿐만 아니라 과거의 가격에 의해서도 영향을 받으므로 유가의 시차효과를 분석에 추가할 필요가 있다고 강조하였다(Rose, 1986; Lane, 2008; Mattson, 2008).

국내 선행연구와 비교할 때 본 연구는 승용차 및 수도권 중심의 연구에서 더 나아가 대중교통 수단별 및 광역권별 실증분석을 시도하였다는 점에서 큰 차별성이 있다. 특히, 대중교통수요의 시계열적인 특성과 유가의 시차효과를 분석에 반영하였다. 시계열모형과 다중회귀모형을 동시에 사용한다는 점은 Rose(1986)와 Lane(2008)

의 연구와 유사하나, Rose(1986)는 단일 지역내 철도를 대상으로 분석한 점, Lane(2008)은 유가에 대한 수요탄력성을 분석하지 않았다는 점에서 본 연구와 차별성을 가진다.

## 2. 연구 방법론

본 연구에서는 휘발유가격과 대중교통수요와의 관계를 실증적으로 비교분석하기 위해 월별자료를 사용하였으며 크게 2단계를 거쳐 수행하였다. 먼저 ARIMA 시계열모형을 통해 교통수요 자체의 자기회귀함수 시차를 밝혀낸 후, 시차를 포함한 유가 변수를 추가하여 다중회귀모형을 구축하였다. 이때 교통수단별 및 지역별 직접적인 비교를 위해 수요관련 독립변수의 공통시차를 선정하였다. 자연로그형태의 회귀모형 계수를 활용하여 휘발유가격에 대한 대중교통수요의 탄력성을 산정하였다.

### 1) 대중교통수요 시계열분석

대중교통수요는 일반적으로 일정한 패턴(계절성 또는

추세성)을 보이는 시계열 형태를 띠므로 본 연구에서는 Box-Jenkins 기법에 근거하고 있는 ARIMA모형을 활용하였다. 계절주기를 가지는 계절시계열의 경우 윈터스 지수평활법, 분해법에 의한 시계열분석 등이 있다. 하지만 실제 관측되는 시계열은 그 변동이 확률적일 수 있으며 계절변동 역시 확률적으로 다른 변동들과 연관되어 있을 경우 쉽게 분해되지 않는다(Lee, 2002). 따라서 본 연구에서는 확률시계열 모형인 ARIMA모형을 계절시계열에 확장시켜 분석하였다.

ARIMA 모형은 ARIMA(p,d,q)의 형태이며 d차 차분한 시계열  $Z_t$ 가 AR(Auto-Regressive)과정이 p 차수, MA(Moving Average)과정이 q 차수임을 나타낸다. 계절성분을 갖는 ARIMA 모형은 일반화 승법계절통합 혼합모형(ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>)이 되며 모형식은 식(1)과 같다.

$$\phi(B)\Phi(B)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta(B)\Theta(B)a_t \quad (1)$$

여기서,  $\phi_p = Z_t$ 와  $Z_{t-p}$  관련 계수

$\theta_q = a_t$ 와  $a_{t-q}$  관련 계수

$$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

d : 비계절적차분의 차수

D : 계절적차분의 차수

$a_t$  : 백색잡음

Box-Jenkins에 의한 시계열 모형 구축은 크게 시계열의 사전 조정, 잠정적 모형식별, 식별된 모형의 모수추정 및 모형진단의 과정을 거쳐 최종 모형을 설정하게 된다(Lee, 2002). 시계열의 사전조정 단계에서는 시계열도표와 자기상관함수도표를 통해 관측된 시계열의 특성(추세, 분산의 변화, 계절성 등)을 파악하는 것이다. 비정상 시계열일 경우 계절적 차분, 분산안정화 등을 통해 정상시계열로 변환한다. 모형식별 단계는 ARIMA 모형의 p,d,q를 결정하는 단계이다. 잠정적으로 설정된 모형들에 대해 자기상관함수(ACF: Auto Correlation Function)와 편자기상관함수(PACF: Partial Auto Correlation Function)를 비롯한 이용 가능한 모형식별 기준 또는 통계량을 통해 최적의 모형을 선택한다. 하지만, 혼합모형일 경우 그 형태를 가늠하기 어려우므로 본 연구에서는 최근 많이 사용되고 있는 아카이케정보판단기준(AIC: Akaike's Information Criteria)와 SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)

기준을 함께 활용하였다. 즉, 여러 개의 설정된 모형 중 가장 작은 AIC 및 SBC 값을 제공하는 모형을 선택하였다. 이때, 가능하면 간단한 모형을 선택하는 것이 바람직하며, AR의 차수 p와 MA의 차수 q는 2를 넘지 않는 것이 일반적이다(Lee, 2002). 모수추정 단계에서는 앞 단계에서 식별된 모형의 모수를 추정하는 단계이다. 본 연구에서는 조건 없는 최소제곱추정(ULS: Unconditional Least Squares Estimation) 방법을 사용하였다. 모형진단은 추정된 모형이 관측된 시계열자료를 얼마나 잘 설명하는지 잔차분석을 통해 모형을 진단한다.

## 2) 다중회귀모형과 휘발유가격의 영향력 분석

선형 회귀분석을 위해 앞의 시계열분석을 통해 설정된 대중교통 수요변수의 시차와 함께 휘발유가격의 시계열변수(시차 t, t-1, t-2 ... t-13)를 추가하였다. 다중 선형회귀분석을 수행한 후 통계적으로 유의한 휘발유가격 변수 및 계수를 추정하였다. 자연로그형태의 회귀분석모형을 이용하면 모형의 계수를 이용하여 유가에 대한 대중교통수요의 탄력성을 쉽게 산정할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 광역권별 및 대중교통수단별 휘발유가격 탄력성을 산정한 후 지역별 및 수단별로 어떤 차이를 보이는 지 비교분석하였다.

## 시계열 분석

### 1. 자료수집

분석의 시간적 범위는 수도권 통합요금제(2004년) 실시를 고려하여 2005년 1월부터로 설정했다. 분석의 최종년도는 최근 버스 수송실적 데이터가 제공되고 있는 2011년 12월까지이다. 하지만 지방 광역권의 경우 각

Table 2. The summary of data

Region	Period of data	Number of months	Notes
Seoul	2005. 1-2011.12	84	-
Busan	2005.12-2011.12	73	Opening of line no. 3
Daegu	2005.11-2011.12	74	Opening of line no. 2
Daejeon	2007. 5-2011.12	56	Extension of new segment
Gwangju	2008. 4-2011.12	45	Extension of new segment

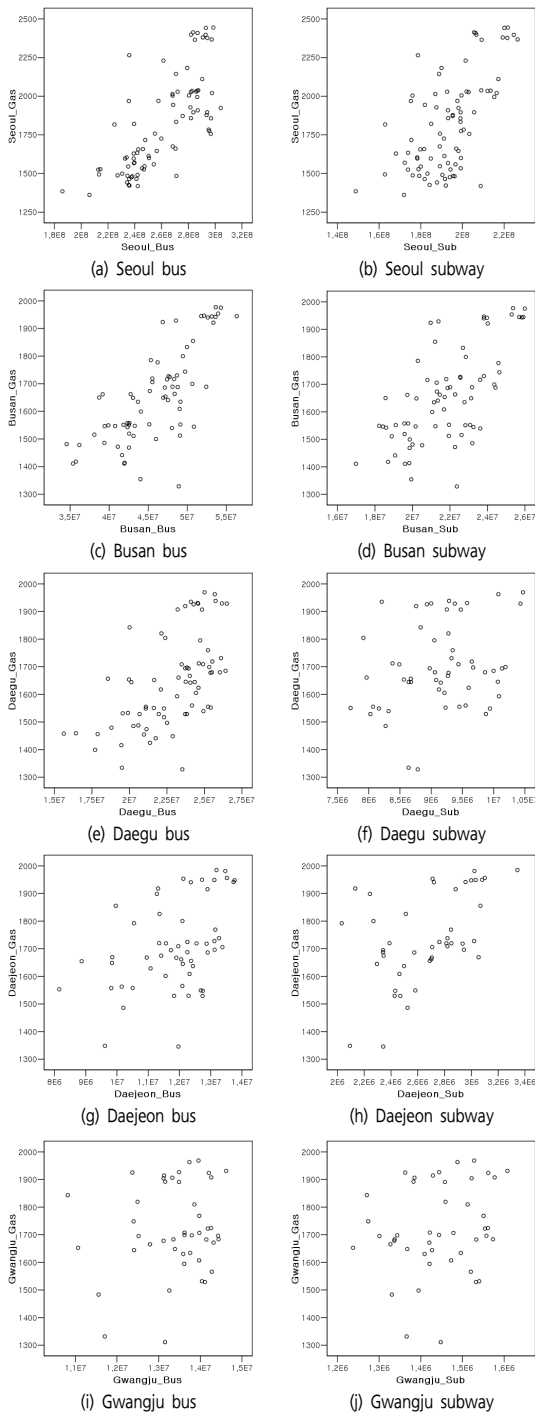


Figure 1. Scatter plot of gas price and transit demand

지자체별로 도시철도 신규노선(또는 연장)의 개통시점이 다른 점을 고려하여 분석의 시작년도를 설정했다(Table 2). 부산은 도시철도 3호선 개통 이후(2005년 12월), 대구

는 도시철도 2호선 개통 이후(2005년 11월), 대전은 도시 철도 1호선 정부청사역-반석역 2차 개통 이후(2007년 5 월), 광주 는 도시철도 1호선 김대중 컨벤션-평동역 개통 이후(2008년 4월)로 설정했다.

수도권 월별 도시철도 수송 실적은 국가교통데이터베 이스(KTDB)로부터 수집했다. 지방 광역권의 도시철도 수송실적은 각 지자체 도시철도 공사 자료를 활용했다. 시내버스 수송실적은 각 지자체에서 제공하는 통계연보 를 활용하였다.

리터당 휘발유가격은 한국석유공사 데이터(오피넷)의 국내 유가 지역별 월별 판매가격(보통휘발유 기준)을 활 용하였다. 2005-2011년 기간 동안 유가의 변동 패턴이 모 든 광역권에서 동일하였으나, 수도권이 지방광역권보다 약간 높았다. 분석기간 동안 전반적으로 유가가 상승하 는 패턴이나, 2008년 봄부터 2009년 봄까지 세계금융위 기 상황을 나타내었다. 2008년 4월부터 급격히 상승한 후 2008년 7월 최고치(수도권 평균 1,998원/l)를 보였다. 정부의 개입으로 2008년 12월까지 급격한 하락을 보이 다 2009년 봄부터 정상으로 회복되었다. 한편, 분석을 위해 유가는 소비자물가상승률을 반영하여 실질가격 (2005년 가격기준)으로 환산하였다. 수도권의 경우 서울, 경기, 인천의 평균가를 이용하였다.

유가와 대중교통수요와의 상관성은 Figure 1에 나타 나있다. 일반적으로 알려진 바대로, 유가는 대중교통수 요와 양의 상관관계(휘발유가격이 상승할수록 대중교통 수요 또한 증가)로 나타났다. 하지만, 수도권과 부산의 경우 상관관계가 크게 나타난 반면, 광주는 상대적으로 약한 관계를 보였다.

## 2. 대중교통수요 시계열분석

### 1) 수도권 대중교통수요 시계열분석

수도권 월별 버스 수송실적 시계열의 특성을 파악하 기 위해 시계열도표 및 ACF를 살펴보면, 매년 1, 2월에 작은 값을 갖고, 매년 봄, 가을에 큰 값을 갖는 명백한 계절성을 나타냈다(Figure 2(a)). 또한, 시계열의 평균 이 시간의 흐름에 따라 증가하는 비정상 시계열임을 알 수 있다. 회귀추세의 제거는 비계절차분을 통해 그리고 계절변동은 계절차분을 통해 제거될 수 있다. 여기서 주 의할 점은 때로는 자기상관함수에 나타나는 비계절성분 의 비정상성이 강한 계절성에 의해 만들어 질 수도 있으 므로, 주어진 시계열이 회귀추세보다 계절성이 더 우세

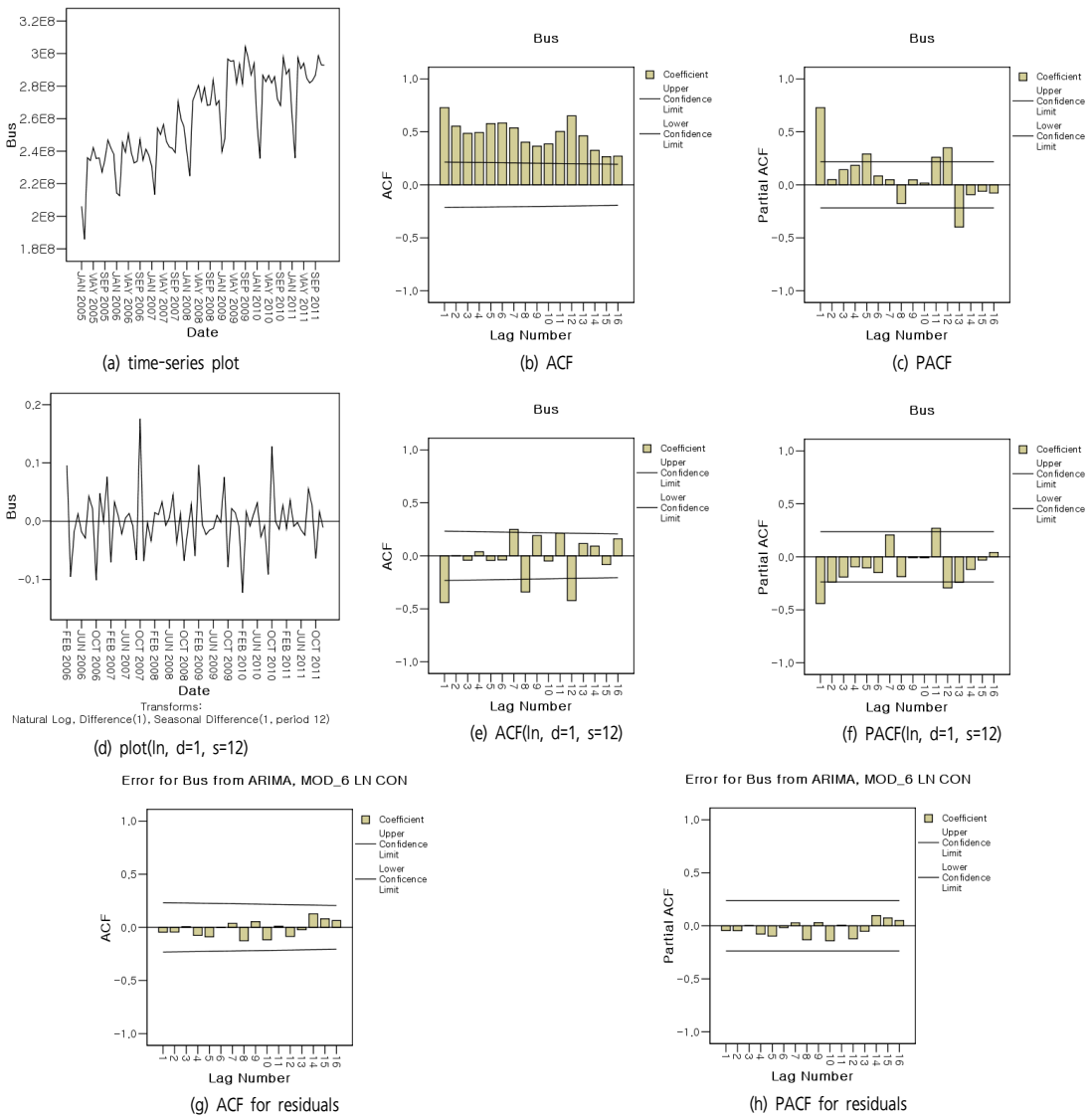


Figure 2. Time-series analysis for bus in Seoul metropolitan area

하다고 판단되면 계절효과를 추세효과보다 먼저 제거하는 것이 효과적이다(Kim and Kim, 2003). 따라서 원시계열의 분산을 정상화하기 위해 로그변환을, 계절추세를 제거하기 위해 계절차분(s=12)을 시도한 후 ACF를 살펴보았다. 계절시차 이후 ACF가 빠르게 감소하여 계절성이 제거된 걸 확인할 수 있었다. 하지만, 시계열도표에서 추세 가능성이 보였으며 특히 ACF가 아주 서서히 감소하고 있어 비계절성 부분도 비정상임을 확인할 수 있었다. 결국, 원시계열에 자연로그, 1차 비계절차분, 계절차분한 후의 시계열도표는 비계절 및 계절부분 모두

시계열이 정상임을 나타냈다(Figure 2(d)-(f)). 모형 식별을 위해 ACF와 PACF를 살펴보면, PACF가 지수적으로 감소한다고 볼 수 있으며 이 경우, MA(1) 또는 SMA(1) 모형이 된다. 또한, PACF가 시차 1, 12, 24에서 절단되는 AR(1) 또는 SAR(2)모형도 고려해 볼 수 있다. 각 모형에 대한 모형진단(잔차분석)을 통해 ARIMA(0,1,1)(2,1,0)<sub>12</sub>, ARIMA(0,1,1)(2,1,1)<sub>12</sub>, ARIMA(1,1,0)(2,1,0)<sub>12</sub>를 잠정적 모형으로 설정하였다. 최종 모형 선별을 위해 3개 모형의 AIC 및 SBC 값을 검토하였다. 첫 번째 모형이 AIC(-277), SBC(-268)이고, 두 번째 모형 AIC(-276),

SBC(-265)이며, 세 번째 모형 AIC(-274), SBC(-265)로 나타났다. AIC와 SBC값이 작으며 모수 절약의 원칙에 의해 첫 번째 모형 ARIMA(0,1,1)(2,1,0)<sub>12</sub>을 최종적으로 선정하였다. 최종 모형 식은 식(3)과 같다.

$$(1 - \phi_1 B^{12} - \phi_2 B^{24})(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - \theta B)a_t \quad (2)$$

$$Z_t = Z_{t-1} + (1 + \phi_1)Z_{t-12} - (1 + \phi_1)Z_{t-13} + (\phi_2 - \phi_1)Z_{t-24} + (\phi_1 - \phi_2)Z_{t-25} - \phi_2 Z_{t-36} + \phi_2 Z_{t-37} + a_t - \theta a_{t-1} \quad (3)$$

추정된 모형의 모수는 Table 3에 있으며, t-값이 상수를 제외하고 95% 신뢰구간 안에 유의했다. 정상성 및 가역성 조건 또한 만족했다. 잔차의 ACF(Figure 2(g))와 PACF(Figure 2(h))가 모든 시차에서 신뢰한계 내에 존재하므로 잔차는 백색잡음이라 할 수 있다. 따라서 이 모형을 수도권 버스의 최종 모형으로 선택하였다. 추정된 수요시차는 t-12, t-13, t-24, t-25, t-36, t-37으로 상당히 장기적인 시차까지 수도권 버스수요에 영향을 주는 것으로 나타났다.

수도권 도시철도 수요의 시계열 역시 분산의 정상화를 위해 로그변환을, 추세 제거를 위해 비계절차분을, 계절성 제거를 위해 계절차분을 실시했다. ACF, PACF 및 잔차분석을 통해 ARIMA(0,1,1)(2,1,0)<sub>12</sub>, ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> 을 잠정 모형으로 설정했다. 첫 번째 모형의 AIC(-273), SBC(-264) 값이 두 번째 모형 AIC(-265), SBC(-258) 값보다 작았다. 또한, 두 번째 모형의 추정 모수(SMA(1))의 t-값이 유의하지 않았다. 따라서 수도권 도시철도 시계열 모형은 ARIMA(0,1,1)(2,1,0)<sub>12</sub>으로 최종 선정되었으며, 모형식은 식(3)과 동일하다. 모수추정 결과(Table 3), 상수를 제외하고 95% 신뢰구간에서 유의했으며, 잔차의 ACF와 PACF가 모든 시차에서 신뢰한계 내에 존재함을 알 수 있었다.

2) 부산시 대중교통수요 시계열분석

부산시 시내버스 수요의 원시계열 역시 수도권과 마찬가지로 분산의 비정상, 비계절적 추세, 계절적 추세를 보였다. 정상시계열을 위해 자연로그, 비계절차분 및 계절차분을 실시했다. 정상시계열의 ACF는 시차 1, 12에서 절단되는 MA(1), SMA(1)모형 형태를 보였다. PACF는 시차 1, 12에서 절단되는 AR(1), SAR(1) 모형 형태를 보

Table 3. Results of time-series analysis

Region	Mode	Var.	B	SEB	T-ratio	Prob.
Seoul	Bus	MA1	0.537	0.093	5.752*	0.000
		SAR1	-0.748	0.091	-8.201*	0.000
		SAR2	-0.648	0.094	-6.925*	0.000
	Subway	Const.	-0.001	0.001	-0.817	0.417
		MA1	0.730	0.077	9.512*	0.000
		SAR1	-0.837	0.084	-9.930*	0.000
		SAR2	-0.701	0.075	-9.402*	0.000
		Const.	0.001	0.000	1.242	0.219
Busan	Bus	MA1	0.549	0.105	5.242*	0.000
		SMA1	0.711	0.270	2.637*	0.011
		Const.	0.000	0.002	0.134	0.894
	Subway	MA1	0.399	0.120	3.336*	0.002
		SAR1	-0.468	0.112	-4.188*	0.000
		Const.	0.002	0.002	1.054	0.296
Daejeon	Bus	Const.	0.048	0.009	5.211*	0.000
	Subway	SAR1	-0.444	0.141	-3.158*	0.003
		Const.	-0.002	0.005	-0.402	0.690
Daegu	Bus	MA1	0.859	0.089	9.656*	0.000
		SMA1	0.790	0.293	2.694*	0.009
		Const.	-0.002	0.000	-5.223*	0.000
	Subway	AR1	0.624	0.082	7.589*	0.000
		SAR1	-0.850	0.103	-8.219*	0.000
		SAR2	-0.702	0.081	-8.638*	0.000
		Const.	0.025	0.004	5.861*	0.000
Gwangju	Bus	Const.	0.004	0.006	0.694	0.493
	Subway	SAR1	-0.578	0.134	-4.324*	0.000
		Const.	0.018	0.004	4.277*	0.000

\*: t-value is significant at the 0.05 level

였다. 따라서 잠정적 모형으로 ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>, ARIMA(1,1,0)(1,1,0)<sub>12</sub>, ARIMA(1,1,0)(0,1,1)<sub>12</sub>, ARIMA(0,1,1)(1,1,0)<sub>12</sub>이 선정되었으며 AIC값(-182)과, SBC값(-176)이 최소인 ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>을 최종모형으로 선정하였다(식(4)). 모수추정 결과, 상수를 제외하고 95% 신뢰구간에서 유의했다. 정상성 및 가역성 조건을 만족했고 잔차의 ACF와 PACF 또한 모든 시차에서 신뢰한계 내에 존재하였다.

$$Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + a_t - \theta a_{t-1} - \theta a_{t-12} + \theta \theta a_{t-13} \quad (4)$$

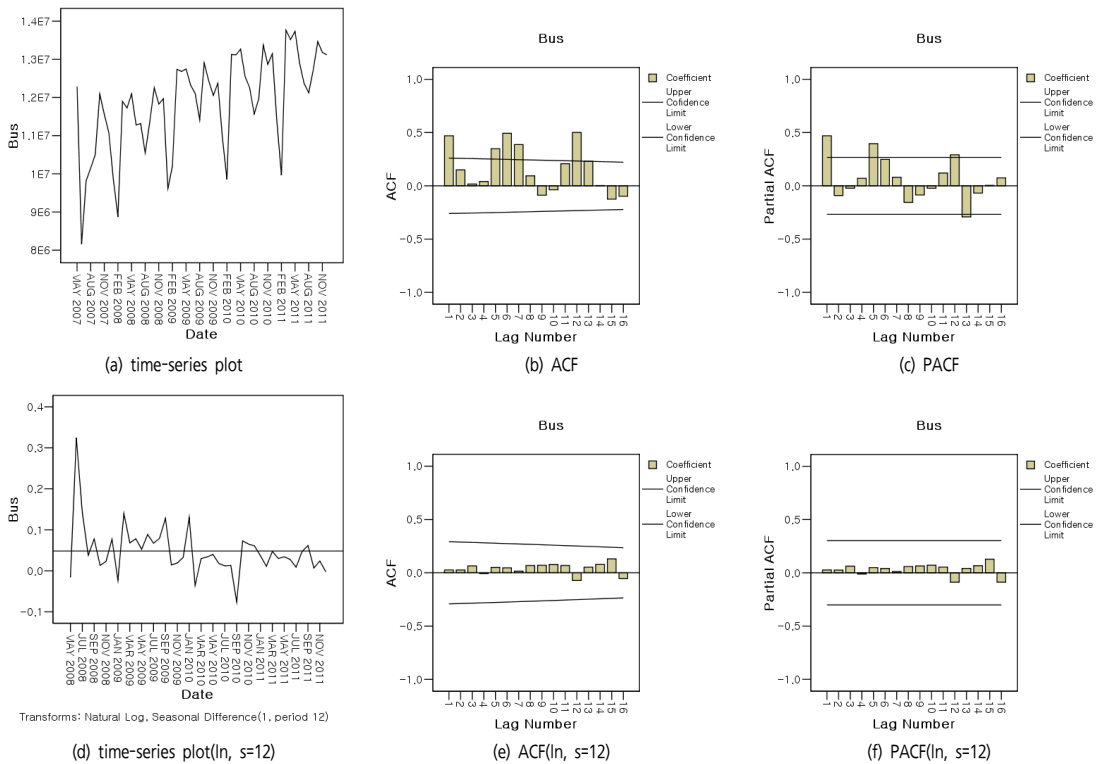


Figure 3. Time-series analysis for bus in Daejeon

부산시 도시철도수요의 시계열을 분석한 결과 ARIMA (0,1,1)(1,1,0)<sub>12</sub>으로 최종 선택(식(5))되었다. 모형의 상수를 제외하고 통계적으로 유의했다. 또한, 정상성 및 가역성 조건을 만족하고 잔차 역시 신뢰한계 내에 존재하였다.

$$Z_t = Z_{t-1} + (1 + \Phi)Z_{t-12} - (1 + \Phi)Z_{t-13} - \Phi Z_{t-24} + \Phi Z_{t-25} + a_t - \theta a_{t-1} \quad (5)$$

### 3) 대전시 대중교통수요 시계열분석

대전시 시내버스 수요의 원시계열(Figure 3(a))은 뚜렷한 계절성을 보였다. 시계열도표에서 약간의 추세성이 의심되었으나, 자연로그 및 계절차분만으로도 ACF와 PACF도표가 모든 시차에서 신뢰한계 내에 존재하여 비계절추세가 없음을 보여주었다(Figure 3). 최종 모형식은 비계절적부분이 없는 ARIMA(0,1,0)<sub>12</sub>모형이며, 모형식은 식(6)과 같다.

$$Z_t = Z_{t-12} + a_t \quad (6)$$

대전시 도시철도는 원시계열에서 계절성과 비계절적 비정상성을 보였다. 자연로그, 계절차분 및 비계절 1차차분 후의 ACF도표는 시차 12에서 절단되는 SMA(1)형태를 보였다. PACF 또한 시차 12에서 절단되는 SAR(1)형태를 보였다. 잠정모형으로 ARIMA(0,1,0)(1,1,0)<sub>12</sub>, ARIMA(0,1,0)(0,1,1)<sub>12</sub>, ARIMA(0,1,0)(1,1,1)<sub>12</sub>이 선정되었다. 이 중 AIC, SBC 값이 최소이며 모수 절약의 원칙에 의해 ARIMA(0,1,0)(1,1,0)<sub>12</sub>이 최종 모형으로 선정되었다(식(7)). 상수를 제외하고 통계적으로 유의했으며, 정상성 및 가역성 조건을 만족하였다. 잔차분석 결과 모든 시차에서 신뢰한계 내에 존재하였다.

$$Z_t = Z_{t-1} + (1 + \Phi)Z_{t-12} - (1 + \Phi)Z_{t-13} - \Phi Z_{t-24} + \Phi Z_{t-25} + a_t \quad (7)$$

### 4) 대구시 대중교통수요 시계열분석

대구시 시내버스 수요는 부산시 시내버스 수요와 동일한 시계열모형으로 분석되었고 ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>



이 최종모형으로 선정되었다. 대구시 도시철도는 원시계열에서 추세성이 의심되었으나, 계절차분 결과 추세성이 없는 것으로 나타났다. 정상시계열의 ACF는 시차 1, 12에서 절단되어 MA(1), SMA(1) 형태를, PACF 또한 시차 1, 12에서 절단되는 AR(1), SAR(1) 형태를 보였다. 잠정모형은 ARIMA(1,0,0)(2,1,0)<sub>12</sub>, ARIMA(0,0,1)(2,1,0)<sub>12</sub>, ARIMA(0,0,1)(2,1,1)<sub>12</sub>, ARIMA(1,0,1)(2,1,0)<sub>12</sub>이다. 이 중 AIC, SBC 값이 최소이며 모수절약의 원칙에 의해 ARIMA(1,0,0)(2,1,0)<sub>12</sub>을 최종모형으로 선정(식(8))하였다.

$$Z_t = (1 + \phi)Z_{t-1} - \phi Z_{t-2} + \Phi_1 Z_{t-12} - (\Phi_1 \phi + \Phi_1)Z_{t-13} + \Phi_1 \phi Z_{t-14} + \Phi_2 Z_{t-24} - (\phi \Phi_2 + \Phi_2)Z_{t-25} + \phi \Phi_2 Z_{t-26} + a_t \tag{8}$$

5) 광주시 대중교통수요 시계열분석

광주시의 버스 및 도시철도 모두 원시계열에서 추세성은 보이지 않고 계절성만 보였다. 광주시의 시내버스 수요시계열은 대전 시내버스와 동일한 형태인 ARIMA(0,1,0)<sub>12</sub>모형으로 선정되었다. 도시철도의 경우 자연로그 및 계절차분 후 ACF와 PACF도표의 시차 12에서 각각 절단되어 SAR(1) 또는 SMA(1) 형태를 보였다. 잔차분석 결과 ARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> 모형은 SMA(1)이 가역성조건을 만족하지 못한 것으로 나타났다. 따라서 최종모형으로 ARIMA(1,1,0)<sub>12</sub>이 선정되었다. 모형식은 식(9)와 같으며, 상수를 포함하여 통계적으로 유의하였다. 잔차분석 역시 모든 시차에서 신뢰한계 내에 존재하였다.

$$Z_t = Z_{t-1} + \Phi Z_{t-12} - \Phi Z_{t-13} + a_t \tag{9}$$

다중회귀분석 및 유가의 영향력 분석

1. 다중회귀분석

휘발유가격의 대중교통수요에 대한 영향력을 분석하기 위해 앞에서 선정된 대중교통수요 자기회귀 시차를 활용하여 다중회귀분석을 수행했다. 종속변수는 자연로그 변환된 교통수요로 설정하였고, 독립변수는 교통수요 시차변수(자연로그)와 함께 유가 변수(자연로그)를 추가하였다(식(10)).

$$\ln(Q_{m,t}) = \alpha + \beta \ln(Q_{m,t-i}) + \gamma_1 \ln(P_t) + \dots + \gamma_{13} \ln(P_{t-13}) \tag{10}$$

여기서,  $Q_{m,t}$ 는 수단  $m$ (버스 또는 도시철도)의  $t$ 월 수요,  $Q_{m,t-i}$ 는 수단  $m$ 의 시차( $t-i$ )월 수요,  $P_{t-j}$ 는 시차( $t-j$ )월의 유가,  $\alpha, \beta, \gamma$ 는 계수를 나타낸다.

앞 절의 시계열 분석에서 독립변수 대중교통수요 변수의( $Q_{m,t-i}$ ) 시차는 짧게는  $t-1$ , 길게는  $t-37$ 까지였으며, 모형별(지역별, 수단별)로 변수의 개수도 다양했다. 각 지역별, 수단별 유가의 대중교통수요 영향력을 비교 분석하기 위해서 일관성 있는 대중교통수요 변수를 적용할 필요가 있으므로 상관분석 및 회귀분석을 통해 공통 변수를 선정했다. 각 모형의 대중교통수요( $Q_{m,t}$ )와 시차  $t-i$ 의 대중교통수요( $Q_{m,t-i}$ ) 간의 상관성 분석 결과가 Table 4에 나타나 있다. 대중교통수요의 시차  $t-12$ 가 모든 지역과 수단에서 공통적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 대중교통 수요의 독립변수는 시차  $t-12$ 를 공통변수( $Q_{m,t-12}$ )로 설정하였다.

Table 4. Pearson correlation coefficients

Region	Dep. Var.	Var.	Corr. Coeff.
Seoul	Ln_Bus	LAGS(Ln_Bus,12)	0.774
		LAGS(Ln_Bus,36)	0.768
	Ln_Sub	LAGS(Ln_Subway,12)	0.877
		LAGS(Ln_Subway,36)	0.751
Busan	Ln_Bus	LAGS(Ln_Bus,1)	0.743
		LAGS(Ln_Bus,12)	0.707
		LAGS(Ln_Bus,13)	0.526
	Ln_Sub	LAGS(Ln_Subway,1)	0.655
		LAGS(Ln_Subway,13)	0.413
Daejeon	Ln_Bus	LAGS(Ln_Bus,12)	0.842
	Ln_Sub	LAGS(Ln_Subway,12)	0.743
		LAGS(Ln_Subway,24)	0.810
Daegu	Ln_Bus	LAGS(Ln_Bus,12)	0.913
	Ln_Sub	LAGS(Ln_Subway,12)	0.883
		LAGS(Ln_Subway,24)	0.820
Gwangju	Ln_Bus	LAGS(Ln_Bus,12)	0.881
	Ln_Sub	LAGS(Ln_Subway,12)	0.858

식(10)에서 유가의 시차변수는 시차 t부터 시차 t-13의 변수를 추가하여 다중회귀모형을 설정하였다. 이 때 유가 변수의 최대 시차를 t-13으로 제한한 이유는 너무 많은 시차를 설정하게 되면 분석데이터를 그만큼 잃게 되어 실제 영향력을 밝히는데 오류가 발생할 가능성이 있다. 또한 선행연구에 따르면 최대시차 t-13이 관례적으로 많이 쓰여 왔다(Lane, 2012).

통계패키지 SPSS를 활용하여 단계선택(stepwise) 선형회귀모형을 통해 통계적으로 유의한 휘발유가격 변수 및 계수를 추정했다. 대중교통수요 독립변수를 공통 변수인 시차 t-12로 선정하였듯이, 지역별 및 수단별 유가의 영향력을 비교분석하기 위해 각 모형의 유가변수 또한 일관되게 적용할 필요가 있다. 이를 위해, 높은 상관성을 가지며 회귀모형의 설명력이 높게 나타난 유가의

Table 5. Results of regression models

Region	Dep. Var	Ind. Var.	Coefficient		t-value	Sig.	R2	F-value	Elasticity
			Unstand.	Stand.					
Seoul	Ln (Bus)	Constant	5.245	-	4.559**	0.000	0.777	119	0.718
		Ln(Bus,12)	0.689	0.755	9.858**	0.000			
		Ln(Gas)	0.107	0.176	2.299**	0.025			
	Ln (Sub)	Constant	4.032	-	3.082**	0.003	0.745	99	1.015
		Ln(Sub,12)	0.722	0.664	9.876**	0.000			
		Ln(Gas)	0.172	0.341	5.065**	0.000			
Busan	Ln(Bus)	Constant	8.001	-	5.658**	0.000	0.673	59	0.862
		Ln(Bus,12)	0.397	0.399	4.238**	0.000			
		Ln(Gas,2)	0.355	0.518	5.496**	0.000			
	Ln(Sub)	Constant	4.161	-	3.537**	0.001	0.783	103	1.081
		Ln(Sub,12)	0.610	0.551	7.948**	0.000			
		Ln(Gas,1)	0.326	0.485	6.990**	0.000			
Daejeon	Ln (Bus)	Constant	5.227	-	4.677**	0.000	0.712	49	N/A
		Ln(Bus,12)	0.651	0.810	8.379**	0.000			
		Ln(Gas,13)	0.067	0.066	0.682	0.499			
	Ln (Sub)	Constant	3.445	-	3.687**	0.001	0.789	75	1.148
		Ln(Sub,12)	0.593	0.719	9.229**	0.000			
		Ln(Gas,13)	0.355	0.323	4.142**	0.000			
Daegu	Ln (Bus)	Constant	4.311	-	5.771**	0.000	0.838	150	N/A
		Ln(Bus,12)	0.782	0.978	13.823**	0.000			
		Ln(Gas,13)	-0.079	-0.098	-1.388	0.171			
	Ln (Sub)	Constant	2.779	-	2.533**	0.014	0.755	89	1.027
		Ln(Sub,12)	0.742	0.709	10.075**	0.000			
		Ln(Gas,9)	0.186	0.298	4.238**	0.000			
Gwangju	Ln (Bus)	Constant	1.100	-	0.722	0.476	0.779	51	N/A
		Ln(Bus,12)	0.954	0.898	9.793**	0.000			
		Ln(Gas,13)	-0.046	-0.056	-0.609	0.547			
	Ln (Sub)	Constant	2.533	-	1.725	0.095	0.685	33	N/A
		Ln(Sub,12)	0.860	0.852	7.996**	0.000			
		Ln(Gas,3)	-0.070	-0.118	-1.107	0.277			

\*\* : t-value is significant at the 0.05 level

N/A : Not applicable because the coefficient of gas price is not statistically significant.

시차변수 1개를 각 모형별로 선정하였다. 회귀분석 모형의 결과는 Table 5에 나타나 있다.

대중교통 수요에 영향을 미치는 유가변수의 시차는 지역별 및 수단별로 다르게 나타났다. 수도권과 부산의 유가변수 시차는  $t$ 에서  $t-2$ 로 나타났다. 이는, 현재의 휘발유 가격 또는 2개월 전의 휘발유 가격이 현재의 대중교통 수요에 영향을 미친다는 의미이다. 즉, 수도권과 부산의 경우 유가가 단기간의 수요변화에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이에 비해 대전, 대구, 광주, 도시철도는 유가의 시차가  $t-13$ 과  $t-9$ 로, 유가가 중장기적인 수요변화에 영향을 주는 것으로 나타났다. 한편, 각 모형에서 수요변수와 유가의 계수값을 비교해보면, 예상한대로 유가의 계수값(예를 들어, 서울 버스의 경우 0.176)보다 수요자체의 시차 계수값(0.755)이 더 큰 것으로 나타났다.

서울 및 부산의 경우 모든 모형이 95% 신뢰구간에서 통계적으로 유의했고  $R^2$  값이 0.67-0.78로 나타났다. 반면, 대전과 대구의 경우 도시철도는 유가변수가 통계적으로 유의한 것으로 나타난 반면, 버스는 유가변수가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 광주는 유가가 버스와 도시철도 수요 모두에 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 표준화된 계수값을 사용한 수도권 버스의 추정식은 식(11)과 같다.

$$\ln(Q_t) = 0.755\ln(Q_{t-12}) + 0.176\ln(P_t) \quad (11)$$

대부분의 유가변수 계수가 대중교통수요와 양의 관계(휘발유 가격이 상승할수록 대중교통수요 또한 증가)로 나타났다. 하지만, 대구 버스 및 광주 모든 수단의 유가변수의 계수가 음으로 나타났고 95% 신뢰구간에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는, 대전과 광주의 경우 데이터가 부족하여 의미 있는 결과를 도출할 수 없었던 것으로 판단된다. 예를 들어, 대전과 광주는 전체 데이터가 56개월 및 45개월이며, 본 연구에서 수요 독립변수의 시차를  $t-12$ 로 사용하였으므로 실제 모형에 사용된 데이터의 양이 훨씬 적어지게 된다. 한편, 모든 모형에서 공차한계(Tolerance) 값은 0.1 이상, VIF(분산팽창계수) 값은 10 이하로 나타나 다중공선성에 문제가 없음을 알 수 있었다. Durbin-Watson 값 또한 모든 모형에서 1.08(광주 도시철도)-1.79(수도권

버스)로 잔차의 독립성에 문제가 없다고 판단할 수 있었다.

## 2. 휘발유가격의 대중교통수요 탄력성 분석

유가가 대중교통수요에 미치는 영향을 광역권별 및 대중교통 수단별로 비교분석하기 위해 유가에 대한 대중교통수요의 탄력성을 활용하였다. 유가의 수요탄력성은 회귀분석모형(자연로그형태)의 계수를 활용하여 식(12)-(13)과 같이 산정할 수 있다.

$$\ln Q = \alpha + \beta \ln P + e \quad (12)$$

$$\epsilon = \frac{\% \Delta Q}{\% \Delta P} = \frac{\partial \ln Q}{\partial \ln P} = \beta \quad (13)$$

$$\ln Q_m = \alpha + \beta \ln Q_{m,t-i} + \gamma \ln P_{t-j} + e_t \quad (14)$$

$$\epsilon = \frac{\beta}{(1-\gamma)} \quad (15)$$

여기서,  $Q$ 는 대중교통수요,  $P$ 는 휘발유가격,  $m$ 은 대중교통수단,  $\alpha$ ,  $\beta$ 는 계수,  $e$ 는 오차항,  $\epsilon$ 은 유가의 수요탄력성이다. 동일한 방식으로, 시차가 포함된 시계열형태의 회귀분석모형(식(14))을 활용하여 탄력성을 구할 수 있다. 즉, 교통수요관련 변수를 좌변으로 모으고 분석변수의 계수를 우변으로 모은 후 표준화계수 값들을 통해 식(15)와 같이 산정할 수 있다(Rose, 1986; Kennedy, 2013).

식(15)을 이용해 각 광역권별 및 수단별 유가의 대중교통수단별 탄력성 결과가 Table 5에 나타나 있다. 그 결과 수도권 버스는 0.718, 도시철도는 1.015로 나타났다. 여기서 탄력성 0.718의 의미는 휘발유가격이 1% 상승(하락)함에 따라 버스수요가 0.718% 증가(감소)함을 나타낸다. 통계적으로 유의하지 않은 모형(대구와 대전의 버스, 광주 모든 수단)을 제외하고 비교해보면, 수도권과 부산의 버스 수요는 비탄력적(0.72-0.86)인 반면, 광주를 제외한 모든 지역의 도시철도는 탄력적(1.02-1.15)인 것으로 나타났다. 이는 휘발유가격의 상승 또는 하락이 버스보다 도시철도의 수요에 더 민감하게 영향을 미친다는 의미이다. 수도권 버스의 수요탄력성(0.718)이 부산의 버스 수요탄력성(0.862)보다 낮게 나타났다. 또한, 도시철도 수요탄력성 역시 수도권(1.015)이

부산의 도시철도 수요탄력성(1.081)보다 낮게 나타났다. 이에 반해, 대전 도시철도의 수요탄력성이 1.148로 가장 높은 것으로 분석되었다.

탄력성 결과를 종합적으로 검토해 보면 다음과 같다. 수도권과 부산광역권의 경우 버스 및 도시철도의 대중교통체계가 아주 잘 갖춰져 있어 대중교통 분담률이 50% 이상(수도권 54.3%, 부산 51.7%)이 될 만큼 평상시 대중교통 이용률이 상당히 높은 편이다. 따라서 이로 인해 타 광역권에 비해 유가의 변화에 크게 민감하지 않다고 볼 수 있다. 반면, 상대적으로 승용차 의존도가 높고 대중교통분담률이 낮은 도시(대전 33.2%, 광주 36.0%, 대구 37.8% 등)은 휘발유가격의 변화에 보다 민감하게 반응할 수 있으며 대중교통수요로 전환될 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 미국의 33개 지역을 대상으로 휘발유가격의 대중교통수요 탄력성을 분석한 Lane(2012)의 결과와 유사한 점이 있다. 미국 동북부와 서부지역 같이 대중교통체계가 갖춰진 오래된 대도시일수록 유가의 대중교통수요에 대한 민감도가 작게 나타났다. 반면, 아틀란타, 휴스턴, 달라스 등 승용차 의존형 도시들과 토지이용과 교통에 대해 보다 능동적으로 대응하는 대도시들은 교통수요가 휘발유가격에 보다 민감한 것으로 나타났다.

한편, 본 연구의 탄력성 결과는 일반적으로 알려진 탄력성 값보다 높게 추정되었다. 이는, Lee et al.(2009)에서도 유사하게 분석되었듯이 세계금융위기 기간(2007년-2008년) 동안 휘발유가격의 급격한 변동이 승용차 이용자들에게 경제적 부담으로 가중되어 민감(대중교통수요로의 전환)하게 반응한 결과로 보인다. 또한, Lee et al.(2009) 연구결과에서 유류가격이 낮은 기간(2000-2004년)보다 높은 기간(2004-2008년)의 서울도시철도 수요탄력성이 더 높게 나타난 바 있다. 따라서 본 연구 분석기간의 휘발유가격이 과거에 비해 매우 높은 점이 반영되어 높은 수요탄력성으로 나타난 것으로 보인다.

## 결론

국내 소비 에너지의 96%를 해외에 의존하고 있는 우리나라로서는 에너지가 미치는 영향에 민감할 수밖에 없다. 하지만, 그간 국내연구는 승용차 수요 및 수도권을 중심으로 수행되었고 국외연구에 비해 다방면적인 분석이 부족했다. 본 연구에서는 휘발유가격이 대중교통수요에 미치는 영향을 실증적으로 분석했으며, 대중교통 수

단별(시내버스, 도시철도) 및 광역권별(수도권, 부산, 대전, 대구, 광주)로 비교분석했다.

분석을 위해 월별 자료를 수집하여 시계열모형과 다중회귀모형을 구축하였다. 시계열분석을 통해 모든 분석 대상 지역 및 대중교통수단에서 수요의 계절성을 확인하였다. 반면, 대전 버스, 광주의 모든 수단에서는 추세성이 보이지 않았다. 계절시계열모형을 통해 대중교통수요의 특성 및 시차를 파악한 후, 교통수요 독립변수의 공통된 시차변수( $t-12$ )와 함께 독립변수에 유가변수를 추가하여 다중회귀분석을 수행했다. 이 때 유가변수 또한 시차효과를 반영하였다.

자연로그형태의 회귀모형 계수를 활용해 유가의 대중교통수요 탄력성을 산정했다. 분석결과, 유가는 수도권과 부산의 모든 수단에 대해, 대전과 대구는 도시철도 수요와 통계적으로 유의한 관계를 나타냈다. 수도권 버스가 가장 낮은 탄력성(0.72)을 보였고 대전 도시철도의 탄력성(1.15)이 가장 높게 나타났다. 전체적으로 버스보다는 도시철도의 수요가 더 탄력적으로 나타나 도시철도의 수요가 유가에 더 민감하게 변하는 것으로 나타났다. 또한 수도권과 부산의 유가변수 시차는 단기시차로 나타나, 유가의 영향이 단기수요변화에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 대전, 대구, 광주의 도시철도는 유가가 장기적인 수요변화에 영향을 주었다.

수도권과 부산광역권이 타 지방 광역권에 비해 낮은 탄력성을 보인 건 이미 이 지역들은 대중교통체계(접근성 및 환승의 편리성)가 잘 갖춰진데다 대중교통 분담률이 50% 이상 차지할 만큼 대중교통 이용이 생활화되어 있어 휘발유가격에 덜 민감하게 반응한다는 의미로 보인다. 반면, 승용차 의존도가 높은 지방 광역권일수록 유가에 보다 민감한 것으로 나타났다. 본 연구의 탄력성 결과가 선행연구보다 높게 추정되었는데, 이것은 2008년 전후 세계금융위기로 인해 휘발유가격이 급격하게 변동하면서 유가가 상승하여 대중교통수요에 민감하게 작용한 원인으로 보인다. 따라서 유가가 높은 시기에서는 유가가 낮았던 과거보다 대중교통수요로의 전환이 보다 용이할 것으로 보인다.

도시의 도로교통 혼잡을 완화하고 환경 친화적인 도시를 만들기 위해 전 세계적으로 개인 승용차 통행을 줄이고 대중교통 이용을 늘리기 위한 교통 정책들이 늘어나고 있다. 세계대중교통협회(UITP)에서는 2025년까지 대중교통 이용자를 2배로 늘리는 정책(PTx2)을 내세웠다. 우리나라에서도 제2차 대중교통기본계획

(2012-2016)에서 대중교통 수송 분담률을 2016년까지 약 절반 수준(47%)까지 높일 계획을 갖고 있다. 본 연구 결과는 앞으로 대중교통 중심의 지속가능한 교통 정책을 위해 다음과 같은 시사점이 있다: 1) 수도권과 부산은 유가가 단기적인 대중교통 수요변화에 영향을 미치며, 2) 유가가 버스 수요보다는 도시철도 수요에 더 민감하게 작용하고, 3) 승용차 의존도가 높은 지방 광역권일수록 유가에 대한 대중교통 수요의 탄력성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 시사점으로 인해 대중교통 중심의 정책은 광역도시 특성에 맞춰 수립할 필요가 있다고 판단된다. 즉, 승용차 의존도가 높은 지방 광역권은 대중교통 탄력성이 높으므로 대중교통 중심의 교통계획은 기존 도로를 운행할 수 있는 트램 및 BRT의 확충을 고려할 수 있다. 이는 지방광역권의 도로시설 확충이 잘 되어있어 대중교통 경쟁력이 떨어지므로 도로의 여유 용량을 대중교통으로 활용할 수 있는 승용차 수요관리 정책의 도입을 고려할 수 있다. 반면 수도권의 경우 이미 대중교통시설이 지방에 비해 상대적으로 잘 갖춰져 있고 대중교통 수단분담율도 상대적으로 높은 편이므로 유가의 상승이 대중교통으로의 전환을 크게 기대하기 어려운 실정이다. 특히 유가는 지속적으로 상승할 전망이나 서서히 오르는 특성이 있어 승용차 이용자들이 이러한 유가상승에 둔감할 수밖에 없으므로 이러한 탄력성 결과와 무관하게 지속적으로 대중교통 활성화 정책을 다방면으로 수립할 필요가 있다고 판단된다. 따라서 이용자 통행을 대중교통으로 보다 적극적으로 유인하기 위해, 휘발유가격 정책 뿐만 아니라 대중교통 중심의 교통정책(예, TOD, 자가용 이용억제 등), 대중교통망 및 시설의 지속적인 확충, 대중교통 서비스 개선(접근성, 연계환승체계, 편리성 향상방안) 등이 함께 시행된다면 더 큰 효과가 있을 것으로 예상된다.

본 연구는 유가와 대중교통수요와의 관계 분석에 있어 월별 자료의 한계로 인해 유가변수 외 다양한 영향요인을 분석에 고려하지 못한 한계가 있다. 대중교통수요에 영향을 미치는 내부적 요인(요금, 대중교통시설 및 서비스 수준 등)과 외부적 요인(소득, 고용, 승용차 소유 등)을 포함한 다양한 월별 자료를 활용할 수 있다면 유가의 영향력을 보다 명확하게 파악할 수 있을 것으로 보인다. 또한, 세계금융위기 기간과 같이 휘발유가격의 변동이 심한 경우 시계열분석을 위해 개입ARIMA모형을 활용한 분석도 추후 연구로 적용 가능할 것으로 보인다.

## REFERENCES

- Currie G., Phung J. (2007), Transit Ridership, Auto Gas Prices and World Events - New Drivers of Change? TRB 86th Annual Meeting.
- Currie G., Phung J. (2008), Understanding Links Between Transit Ridership and Automobile Gas Prices - U.S. and Australian Evidence, TRB 87th Annual Meeting.
- Haire A. R., Machemehl R. B. (2007), Impact of Rising Fuel Prices on U.S. Transit Ridership, Transportation Research Record 1992, 11-19.
- KEEI (2012), Yearbook of Energy Statistics, 31, Korea Energy Economics Institute.
- Kennedy D. (2013), Econometric Models for Public Transport Forecasting, NZ Transport Agency Research Report 518.
- Kim H. K., Kim T. S. (2003), Time-series Analysis and Forecast Theory, Kyungmoon Press.
- Lane B. W. (2008), Gasoline Costs, Public Transit, and Transport Sustainability, Selected Works, University of Texas at El Paso.
- Lane B. W. (2012), Time-series Analysis of Gasoline Prices and Public Transportation in US Metropolitan Areas, Journal of Transport Geography, 22, 221-235.
- Lee D. K. (2002), Understanding of Forecasting Methods, SPSS Academy.
- Lee J. M., Han S. Y., Lee C. W. (2009), Oil Price and Travel Demand, KOTI Policy Research.
- Lee S. W., Han S. Y., Park S. S. (2005), Effectiveness Analysis on Public Transit User Support Policy - A Quantitative Analysis of Commuting Cost Subsidy Program, KOTI Policy Research.
- Lee S. W., Park J. H. (1999), Estimation of Urban Transport Demand Elasticity with Respect to Price, Income and Service Levels, KOTI Policy Research.
- Maley D., Weinberger R. (2009), Rising Gas Price and Transit Ridership: A Philadelphia Case Study, TRB 88th Annual Meeting.
- Mattson J. (2008), Effects of Gasoline Prices on Bus Ridership for Different Types of Transit System, Journal of the Transportation Research Forum,

47(3), 5-21.

Rose G. (1986), Transit Passenger Response: Short and Long Term Elasticities Using Time Series Analysis, Transportation, 13, 131-141.

Yanmaz-Tuzel O., Ozbay K. (2010), Impacts of Gasoline Prices on New Jersey Transit Ridership, TRB 89th Annual Meeting.

☞ 주 작 성 자 : 이광섭

☞ 교 신 저 자 : 이광섭

☞ 논문투고일 : 2013. 9. 23

☞ 논문심사일 : 2013. 10. 31 (1차)

2013. 12. 5 (2차)

2013. 12. 26 (3차)

☞ 심사판정일 : 2013. 12. 26

☞ 반론접수기한 : 2014. 6. 30

☞ 3인 익명 심사필

☞ 1인 abstract 교정필