pISSN : 1226-7147 eISSN : 2383-9171
http://dx.doi.org/10.17208/kpa.2017.04.52.2.81

Journal of Korea Planning Association Vol.52, No.2 (2017)
대한국토·도시계획학회지 「국토계획」 제52권 제2호 p.81~97

서울시 대중교통 수단별 월별 이용수요의 변동에 영향을 미치는 요인 분석*

Exploring Impact Factors on the Variation of Monthly Transit Ridership by its Mode in Seoul

성현곤**
Sung, Hyungun

Abstract

This study is aimed at exploring and identifying impact factors on the variation of monthly transit ridership by its mode in the Seoul metropolitan city. It employs the Error Correction AutoRegressive Distributed Lagged (EC-ARDL) model, using monthly time series data during the recent 70 periods (Jan-2011~Oct-2016). Analysis results can be summarized as follows. First, the Seoul population is positively correlated, but shortly negatively, to transit ridership for all modes. Second, the increase of railway ridership in the non-Seoul capital region has an significant important role in increasing transit ridership for all modes from the long-term perspective, but only for subway transit ridership from the short-term one. Third, increase in relative gas price per liter per KW1000 subway basic fare has negative long-run impacts on ridership only for entire and bus transit, while only having negative short-run impact on subway transit one. Fourth, the increase in the number of subway stops has positive impacts on ridership for all modes in the short-term, but negative impact on bus ridership and positive one on subway and entire ridership in the long-term. Lastly, ratio of economic activity participation is positively correlated only to bus ridership in the long-term.

키 워 드 ■ 대중교통 이용자수, 수요결정요인, 시계열 자료, 오차수정 자기회귀시차모형
Keywords ■ Public Transit Ridership, Demand Determinant Factor, Time-series Data, Error Correction AutoRegressive Distributed Lag Model

Ⅰ. 도입

1. 연구의 배경 및 목적

도보로 대부분의 일상생활을 영위하기 위하여 충분하지 않을 정도로 그 공간적 범위가 넓어진 오늘날, 대중교통은 지속가능한 교통체계의 주요수단으로 강조되고 있다. 이러한 점에서 대중교통 이용수요에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구는 그 수단 그 자체의 이용증대 뿐만 아니라 승용차 통행의 수요 관리 측면에서도 중요하다. 일반적으로 대중교통 이용에 영향을 주는 요인들은 그 서비스가 미치는 영향 범위에서의 인구와 고용의 규모, 자동차 소유 및 이용과 소득수준, 휘발유 가격의 외적인 요인과 그 서비스의 양과 질, 예를 들어 이용 요금, 배차간격과 수송능력 등의 내적인 요인들로 대별할 수 있다(Taylor and Fink, 2001). 이러한 영향요인

* 이 논문은 정부(미래창조과학부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2010-0028693: 2015R1A2A2A03007992).
** Assistant Professor, Dept. of Urban Engineering, Chungbuk National University (hgsung@chungbuk.ac.kr)

들을 파악하기 위하여 오랫동안 국내외에서의 노력이 진행되어 왔다. 그러나 대부분의 연구들이 버스나 지하철 등 특정 수단(Alam et al, 2015 등)의 실증분석에 머물러 있다고 볼 수 있다.

한편, 전체 통행 발생량의 거의 70%를 담당하고 있는 대중교통 중심의 대도시인 서울에서 이용수요의 증감이 빠르게 변동하는 역동적인 변화가 최근 5년간의 추세에서 발견되어지고 있다. 이러한 변화의 잠재적인 원인으로는 서울의 지속적인 인구감소, 최근 대중교통 네트워크, 특히 수도권 철도망의 신설 및 서비스 수준 개선, 자동차 휘발유 가격의 변동, 지난 5년간 두 번에 걸친 대중교통 요금 인상 등을 거론할 수 있다. 그리고 이러한 잠재적 원인들의 대중교통 이용수요 변화에 대한 영향은 대중교통 수단별로 차별적일 수 있거나 영향의 지속 시기도 차이가 있을 수 있다(Chen et al, 2011; Littman, 2004, 2016).

따라서 본 연구는 버스와 지하철 수단별 대중교통 이용수요의 변동원인들의 장단기 효과를 실증하고자 하는 데 목적이 있다. 이를 위하여 서울시의 대중교통 수단별 대중교통 이용자수와 이들 잠재적 원인들에 대한 월별 시계열 자료(2011년 1월~2016년 10월)를 구축하고자 한다. 그리고 본 연구에서는 시계열 데이터의 인과관계에 대한 장기와 단기 효과를 통합하여 분석할 수 있는 동적인 모형인 오차수정 자기회귀시차모형(Error Correction AutoRegressive Distribusted Lagged Model, EC-ARDL Model)을 채택하고자 한다.

이후의 분석절차는 다음과 같다. 먼저, 기존 관련 연구를 고찰하면서 본 연구의 차별성을 제시하고자 한다. 그 다음으로는 시계열 자료를 활용하여 대중교통 수단별 이용수요와 잠재적 원인들의 추세를 파악하고, 분석방법론에 대한 보다 구체적으로 설명과 함께 최종모형을 구축한 후 그 분석결과를 해석하고자 한다. 이후 마지막으로 본 연구의 결과 요약 및 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

2. 선행연구 고찰 및 본 연구의 차별성

대중교통 이용수요에 영향을 주는 요인들은 매우 다양하다. 예를 들어, Taylor and Fink(2001)는 서비스 지역의 인구와 고용, 자동차 등록대수와 소득수준, 그리고 휘발유 가격 등의 외적인 요인(external factors)과 대중교통 그 자체의 수송능력과 요금, 배차간격 등의 내적인 요인(internal factors)의 조합에 의하여 대중교통 이용수요가 결정되어짐을 관련 연구들을 고찰하면서 보고하고 있다. 이들은 또한 이들 요인들간 높은 수준의 공선성(collinearity)과 내생성(endogeneity)이 존재하는 경우가 많아 정확한 원인을 파악하는 데 있어서 방법론이 중요한 직면과제임을 언급하고 있다.

Alam et al.(2015)는 대중교통 이용수요의 결정요인으로 인구학·지리학·사회경제학적 요인을 외적인 요인으로, 대중교통 서비스의 질과 운용패턴과 대중교통 요금을 내적인 요인으로 분류하여 미국 대도시권의 버스 이용수요에 대한 실증분석을 수행하였다. 그들에 따르면, 외적인 요인들은 휘발유 가격을 제외하고는 유의하지 않고, 내적인 요인들이 이용수요에 중요한 역할을 하고 있다. Kain and Liu(1999)는 미국 휴스톤과 샌디에고의 대중교통 서비스 수준의 증대와 요금 인하, 그리고 대도시권의 인구와 고용 증가가 이용수요의 증가에 기여함을 밝히고 있다.

이러한 내외적인 요인과 더불어 보다 다양한 요인들이 대중교통 이용수요의 결정적인 요인이 될 수 있다. 예를 들어, 에드몬톤시(The City of Edmonton, 2016)는 내외적인 요인들과 더불어 통행유형과 대중교통 중심의 개발(Transit-Oriented Development, TOD)의 계획요소인 밀도, 다양성,

설계, 대중교통 접근성 등의 토지이용과 건조환경 요인이 대중교통 이용수요에 영향을 준다고 종합하고 있다.

대중교통 이용수요에 대한 전반적인 결정요인의 실증연구와 더불어 특정 요인의 변화와 수요와의 연관성에 대한 연구들이 또한 다수 진행되었다. 예를 들어, 대중교통 이용요금 변화는 그 이용수요와 운영수지에 결정적인 영향을 미침을 Wang et al.(2015)은 밝히고 있다. 구체적으로 살펴보면, 그들은 중국 베이징 지하철 교통카드 자료를 활용하여 거리기반 요금의 인상에 대한 시나리오 분석을 수행하였으며, 그 결과 대다수의 지하철 이용이 이루어지는 약 15km 통행거리를 가지는 이용자들이 요금 증가에 가장 민감함을 보고하고 있다. Littman(2004, 2016)은 대중교통 요금 변화 효과는 동일한 크기의 가격 인하 보다는 인상에 대한 탄력성이 큼을, 그리고 그 지속기간에서는 단기보다는 장기적 효과가 보다 큼을 밝히고 있다. 장기적 효과는 주거와 고용의 입지변화에 따른 것으로 그는 설명하고 있다.

또 다른 특정 요인의 변화는 휘발유 가격에 대한 것이다. Haire and Machemehl(2007)은 휘발유 가격이 1% 증가하면, 대중교통 이용수요는 0.24% 증가함을 보고하고 있다. Nowark(2013)은 휘발유 가격변화의 대중교통 이용수요의 탄력성은 선적인 관계가 아님을 밝히고 있다. 그에 따르면, 휘발유 가격이 갤런당 $3보다 적으면 이용수요의 교차 탄력성은 0.05이하이고, 그 보다 초과하면 0.12-0.14로 증가함을 보고하고 있다. 또한 갤런당 $4를 초과한 2008년 여름에는 버스(0.28-0.30)보다는 철도(0.37)가 보다 교차 탄력성이 큼을 밝히고 있다.

대중교통 요금과 휘발유 가격 조합의 효과의 대중교통 이용수요의 연관성을 Chen et al.(2011)은 장단기 효과로 대별하여 파악하고 있다. 이들은 미국 뉴욕 대도시권의 월별 대중교통 이용자수 시계열 자료를 활용하여 휘발유 가격은 장기적 지속효과가, 대중교통 요금은 장기와 단기의 효과가 함께 나타남을 밝히고 있다. 또한 그들의 분석결과에 따르면, 요금인하와 휘발유 가격인상의 조화된 정책은 대중교통의 이용을 촉진하는 데 효과적임을 제언하고 있다.

본 연구와 관련되어 있는 선행연구들과 비교하면서 본 연구의 차별성을 제시하면 다음과 같다. 먼저, 본 연구는 역세권과 같은 토지이용과 건조환경과의 횡단면 연관성 분석이 아닌 종적인 시계열 자료를 활용하고 있다는 점에서 차이가 있다. 둘째, 도시간 차이 연구가 아닌 단일 도시내에서의 동적인 이용수요의 변동 원인을 파악하고자 시계열 분석을 수행하고자 하는 점에서 차이가 있다.

이들 두가지 측면에서 본다면 Chen et al.(2011)의 접근은 본 연구와 매우 유사하다. 이들 연구의 분석기간은 총 158개월(1996년 1월~2009년 2월)이며, 뉴저지에서 뉴욕시 구간의 통근열차의 이용수요의 변동원인을 ARFIMA 모형(AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average Model)과 자기회귀 모형(AutoRegressive Model)을 이용하여 어떤 요인이 이용수요에 영향을 주며 장단기 효과가 있는 지를 파악하고자 하는 것이다.

셋째는 본 연구가 Chen et al.(2011)의 연구와의 차별성에서 기인하며, 두 가지로 대별할 수 있다. 첫째, 본 연구는 특정 대중교통 수단이 아니라 버스와 지하철의 이용수요의 동적인 변동성에 대한 원인을 파악하고자 한다는 점에서 그들의 연구와 차이가 있다. 둘째, 분석기간이 그들의 연구와 상대적으로 적다는 점에서 분석방법론에서의 차이가 있다. 그들의 연구는 총 13년 2개월의 장기간으로 인하여 오랜 기간의 평균화 역할로 인하여 ARFIMA 모형의 적용이 가능하다(Grandger and Joyeux, 1980). 반면에 본 연구의 분석기간은 총 70개월(2011년 1월~2016년 10월)로 이들의 기간과 비교

하면 절반에 불과하다. 이러한 점에서 분석기간의 샘플이 상대적으로 적다고 할지라도 분석이 가능한 오차수정 자기회귀시차모형(ER-ARDL Model)을 적용하고 있다. 이 모형에 대한 주요 특징은 분석방법론의 장에서 설명되어질 것이다.

Ⅱ. 대중교통 수요와 잠재요인 추이분석

1. 대중교통 이용수요의 추이 및 추세 분해

본 연구의 분석자료는 월별 대중교통 수단별 이용자수 추이는 승차기준 지하철은 환승 미포함이며, 버스는 환승을 포함한 이용자수이다. 이 자료는 서울시 열린데이터 광장에서 구득하였으며, 스마트카드 월별 집계 자료를 활용한 것이다.

이용자수의 월별 변동을 전체 대중교통, 지하철, 그리고 버스로 대별하여 살펴보면, 그림 1과 같다. 전반적으로 연간 계절별 변동 추이가 있으며, 이용수요의 추세변동에서는 지하철이 전반적으로 상승하고, 버스와 대중교통은 지난 1~2년 동안은 다소 하향하는 패턴을 보이고 있지만 뚜렷하지는 않다.

따라서 여기에서는 이동평균(moving average)을 적용하여 가법적 분해(additive decomposition)로 특정 시점의 총변동(Y=T+S+I)을 추세(Trend, T), 계절(Season, S), 불규칙(Irregularity, I)요인으로 분해(이종협, 2007)하고, 추세 요인만을 추출하여, 경향을 살펴보면 그림 2와 같다.

전체 대중교통 이용자수의 추세는 2014년 하반기까지는 지속적으로 증가하다가 그 이후 급격하게 감소하면서 최근 몇 개월에서는 다소 증가하는 패턴을 보이고 있다(그림 2(a)). 지하철의 이용자수 추세는 지속적으로 증가하다가 마찬가지로 2014년 하반기에 감소하다가 최근 몇 개월 다시 반등하는 패턴을 보인다(그림 2(b)). 그러나 지하철 이용자수

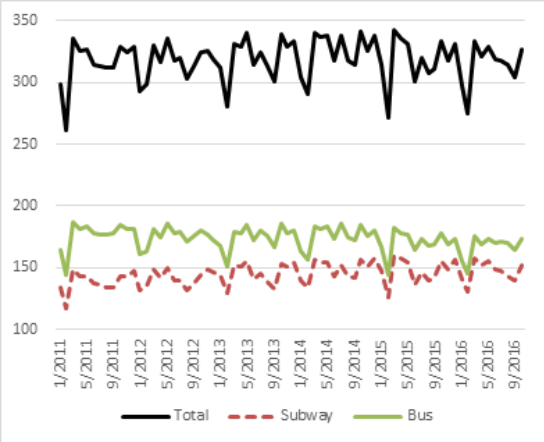


Figure 1. Variation of monthly on-board transit ridership by its mode (Unit: 1 million persons)

추세는 감소하는 기울기가 전체 대중교통에 비하여 낮다는 특징이 있다. 한편, 버스의 경우에는 2013년 초반까지는 이용자수의 감소추세를, 이후 2014년 후반까지는 다소 증가하는 추세를, 이후부터는 다소 급격하게 감소하는 추세를 보이고 있다(그림 2(c)). 그리고 지하철과 전체 대중교통 이용추세와 달리 버스의 경우 최근 몇 개월 동안의 반등추세 또한 뚜렷하지 않다.

결과적으로 이들 모두의 추세가 차별적인 패턴을 보이고 있다는 점에서 전체 대중교통, 지하철, 버스로 대별하여 분석할 필요가 있음을 보여준다. 즉, 대중교통 수단별 각각의 이용수요가 최근 5년간 어떠한 영향요인에 의하여 차별화되어 진행되었는가를 분석할 필요가 있다.

2. 잠재적 요인들의 추이 분석

본 연구의 분석기간(2011년 1월~2016년 10월) 동안의 대중교통 이용수요의 위와 같은 변동에 어떠한 요인들이 영향을 주었는가에 대한 잠재적 영향요인의 추출은 앞서의 선행연구 고찰로부터 영향을 미치는 요인들을 중심으로 분석기간에 변화를

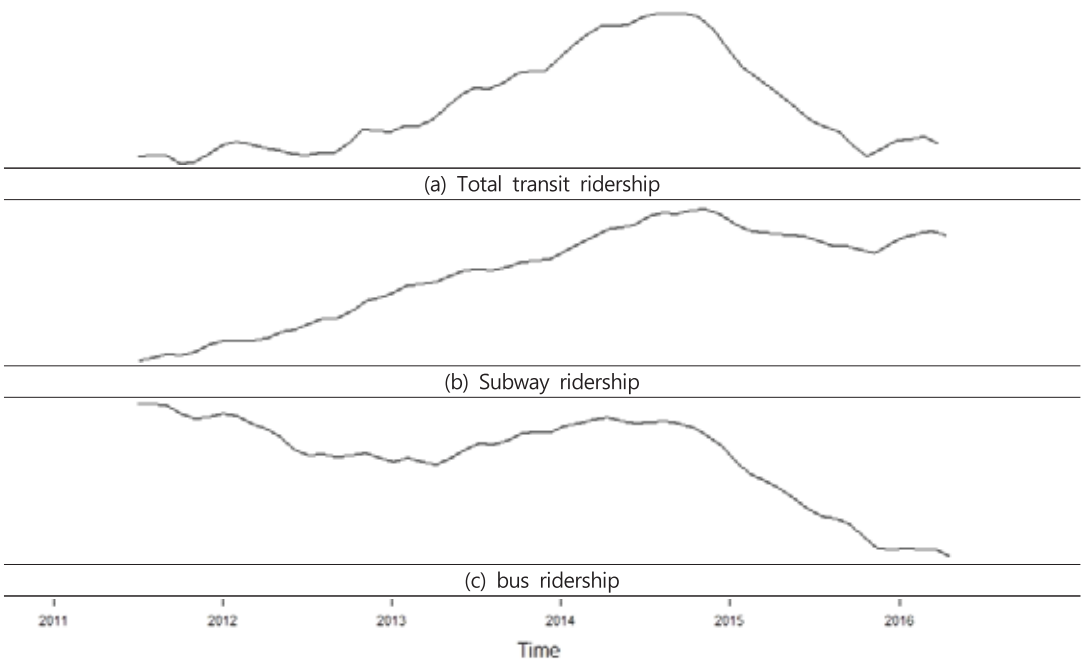


Figure 2. Trend decomposition on monthly transit ridership by mode

보인 요인들을 추출하여 분석모형에 포함하는 방식을 취하였다. 이를 통하여 잠재적 영향요인으로는 서울의 인구수와 경제활동인구비율, 서울을 제외한 수도권 철도 이용자수, 서울의 대중교통 요금과 지하철 역수, 그리고 중동호흡기증후군(Middle East Respiratory Syndrome Coronavirus; MERS-CoV)의 발발과 확산으로 추출하여 추이 분석을 수행하였다.

1) 감소하는 인구와 최근 추세

대중교통 서비스가 제공되는 지역의 인구규모는 그 이용수요를 결정하는 중요한 요인 중의 하나이다(Taylor and Fink, 2001; The City of Edmonton, 2016). 그러므로 월별 서울시 인구의 변동 추이를 살펴볼 필요가 있다. 분석기간 동안의 서울시 인구는 지속적으로 감소하는 패턴을 보인다(그림 3 참조). 특히, 서울 인구 증감 추세를 보다 구체적으로 살펴보면, 대부분 1월과 2월에는 학교 전입을 위한 인구 유입으로 인구가 증가하고, 그 이외의 월에는 감소하는 패턴을 가지고 있다. 그러나 2014년 중반 이후부터는 전년도 보다 높은 인구 유출이 이루어지면서, 2016년 1월과 2월에도 인구 순유출이 이루어지고 있다.

서울의 인구 유출을 유입이 되는 시도별로 비교를 하여보면, 분석기간 동안 평균적으로 약 63.4%가 수도권인 것으로 나타났다. 그리고 여기에서 제시하지 않았지만 이 수도권으로의 인구 유입의 비율을 분해하여 추세 변동은 2013년 초부터 지속적으로 감소하다가 2014년 후반부터 급격한 증가추세를 보이고 있다. 이와 같이 순유출 규모의 크기와 수도권으로의 인구유입비율의 추세는 최근의 전세가격의 고공행진 추세가 인구유출의 일정 부분 기여한 것으로 판단된다.

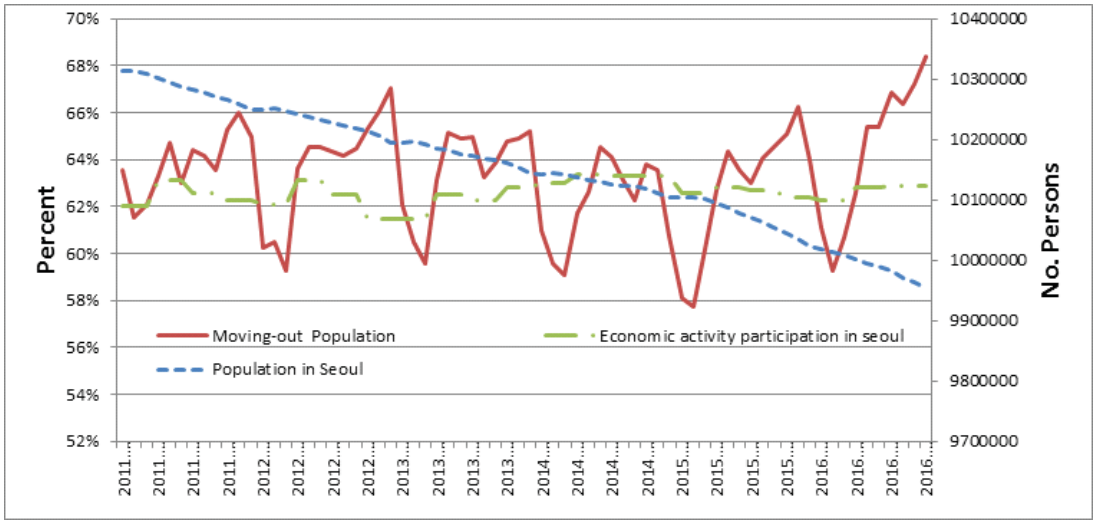


Figure 3. Trend on Population, moving-out population to the non-Seoul capital region, and economic activity participation in Seoul

2) 변동하는 경제활동참여 비율

대중교통 이용수요를 결정하는 중요한 요인 중의 하나는 고용규모이다(Taylor and Fink, 2001). 인구와 고용의 규모 관계는 공선성(collinearity)이 매우 높기 때문에, 두 개의 요인을 동시에 적용하는 것은 어렵다. 따라서 여기에서는 서울의 경제활동참여비율로 살펴보고자 한다(그림 3 참조). 이 비율이 높아지면 상대적으로 출퇴근 등의 통행이 유발되어 대중교통 이용이 증가할 것으로 기대할 수 있다. 분석 기간 동안은 계절별 변동을 가지면서 증감 추이를 보이고 있다. 여기서는 제시하지 않았지만 이를 분해하여 추세 변동을 살펴보면, 처음에는 점차 감소, 2013년 초반부터 급증, 2014년 중반 이후로 다시 감소, 그리고 2016년 초반부터는 미약한 증가 추세를 보이고 있다.

3) 서울 주유소 보통휘발유 가격의 변동

휘발유 가격은 대중교통 이용수요에 영향을 주는 중요한 원인 중의 하나임을 관련 연구(Haire and Machemehl, 2007; Nowalk, 2013; Chen et al, 2011, Alam et al., 2015)에서 알 수 있었다. 휘발유 가격의 상승은 승용차 통행의 비용을 증가시키게 되어 대중교통으로의 수단 전환이 이루어지는 요인이 된다. 이러한 점에서 이 가격의 변동은 대중교통 이용수요에 영향을 주게 된다.

분석 기간 동안의 서울 주유소 보통 휘발유 가격(원/리터)(그림 4의 실선: 절대가격)은 최초 기간부터 2014년 중반이전까지 거의 2000원 대로 유지되다가 이후 급격하게 감소하여 2015년 1월부터는 1500원대로 낮아져 유지되는 패턴을 보인다. Chen et al.(2011)은 휘발유 가격과 대중교통 요금의 조화된 정책은 대중교통 이용수요에 효과적 영향을 줄 수 있다고 보고하고 있다.

분석기간 동안 서울은 두 번에 걸친 대중교통 요금 인상이 있었다. 그러므로 대중교통 요금, 특히 여기에서는 서울시 지하철 기본요금 대비 휘발유 가격의 상대적 가격(그림 4의 점선)으로 하여 그 추세 변동을 살펴보았다. 휘발유 가격이 높던 시기(2012년 2월, 지하철 및 간선버스 기본요금 900원

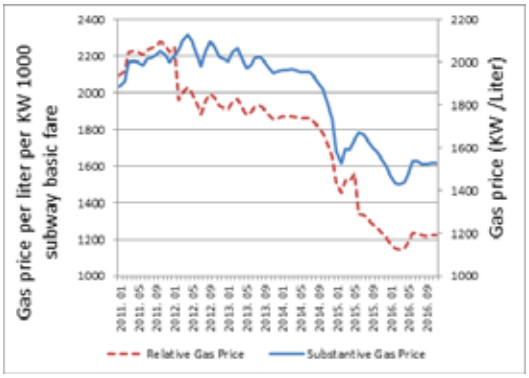


Figure 4. Variation of gas price in Seoul

→1,050원)와 휘발유 가격이 낮아진 시기(2015년 6월, 지하철 및 간선버스 기본요금 1050원→1,200원)에서의 요금인상은 휘발유 가격의 상대적 가격 인하 효과를 유발하고, 이러한 효과는 휘발유 가격의 변동과 더불어 대중교통 이용수요에 영향을 주었을 것으로 판단된다.

3) 증가하는 비서울 수도권 철도 이용자수

서울시는 수도권의 중심도시로서의 역할을 하고 있으며, 수도권 철도망은 서울을 중심으로 방사형 네트워크를 가지고 있다. 이러한 철도 네트워크는 서울로의 통행의 많은 부분에 중요한 역할을 담당하고 있다. 2014년 기준 서울에서 서울 제외 수도권으로 목적통행 발생량은 3,626,236통행이며 전체의 14.37%를 차지한다. 또한 서울 제외 수도권에서 서울로의 목적통행 발생량은 3,528,683통행이며, 이는 전체의 11.04%에 해당한다. 결과적으로 수도권 철도 이용수요의 일정 부분은 서울의 대중교통 이용수요와 밀접한 연관성을 가지고 있다. 이는 Kain and Liu(1999)에서 밝히고 있듯이 해당 도시 뿐만 아니라 대도시권 차원의 인구와 고용의 증가는 대중교통 이용증대에 기여한다는 것에 기반하고 있다. 그러므로 수도권 철도의 이용수요 변동은 서울의 대중교통 이용수요 변동에 영향을 주는 중요한 요인 중의 하나로 볼 수 있다.

그림 5는 서울을 제외한 수도권 철도의 월별 이용자수의 변동 추이를 보여주고 있다. 전반적으로 계절적 변동을 가지면서 이용자수가 증가하는 추세를 보이고 있다. 여기에서 제시하지 않았으나, 이 변동을 분해하여 추세를 살펴보면, 지속적인 증가 패턴을 가지고 있음을 알 수 있다. 수도권 철도 이용의 지속적 증가 추세는 두 가지 요인이 중요한 원인이 되었을 것으로 예상할 수 있다.

Figure 5. Variation of railway ridership in the non-Seoul capital region

첫째는 수도권 철도의 네트워크의 확장과 개선이다. 분석기간 동안 ITX-청춘 개통(2012년 2월), 수인선 개통(2012.년 6월), 용인선 개통(2014년 9월), 의정부선 개통(2014년 12월), 경의선과 중앙선 직결연결(2014년 12월), 신분당선 확장 개통(2016년 1월), 인천 2호선 개통과 공항철도와 인천 2호선 검암역 환승(2016년 7월), 경강선(판교-여주) 개통(2016년. 9월) 등의 변화가 있었다.

둘째는 경기도와 인천의 인구의 증가와 더불어 서울에서의 인구유입에 따른 것이다. 수도권에서 서울의 중심기능은 여전히 크다. 이러한 점에서 서울 이외의 수도권 인구 증가는 서울의 대중교통 이용수요에 영향을 준다고 할 수 있다. 특히, 서울의 인구유출의 대부분이 수도권이며, 최근의 그 비율의 증가는 서울로의 통행을 보다 많이 유발하였을 것으로 예상된다. 그리고 이 중 일정 비율은 서울의

대중교통 이용수요 증대에 기여하였을 것으로 기대할 수 있다.

4) 대중교통 요금인상과 네트워크 개선

대중교통 이용수요 변동에서의 내적인 요인으로서 요금인상과 네트워크 개선을 들 수 있다(Taylor and Fink, 2001; The City of Edmonton, 2016). 대중교통 요금인상은 전술한 바와 같이 두 번의 인상이 있었으며, 2012년 2월과 2015년 6월이다. 표 1은 2000년대 이후 서울시의 대중교통 수단별 노선 유형별 요금 현황을 보여주고 있다.

대중교통 요금 전략은 이용수요의 촉진 또는 대중교통 차내 혼잡도 개선 목적으로 활용될 수 있다(McCollom and Pratt, 2004; Wang et al., 2015). 대중교통 요금 변화 전략에 대한 관련 연구 중 Wang et al.A(2015)은 거리 기반 요금체계를 가지고 있는 중국 베이징 메트로에 대하여 요금인상의 세가지 수준(저, 중, 고)의 시나리오 모두 이용자수가 모두 감소함을 밝히고 있다.

또 다른 내부적 요인 중의 하나로 네트워크 개선이 있다. 서울시의 지하철 네트워크 개선은 분석기간 동안 9호선 마곡나루역 개통(2014년 5월), 9호선 2단계 노선(신논현-종합운동장, 5개역) 개통(2015년 3월)으로 분석기간 최초 총 연장 327.1km 301개역에서 331.8km 307개역으로 증가하였다. 이러한 노선과 정차역 수의 증가는 서울의 대중교통 이용수요 증대에 기여하였을 것으로 예상할 수 있다.

Table 1. Fare increase of public transit in Seoul

(Unit: KW won)

Year	Bus				Subway
	Trunk	Regional	Circular	Village	
2003	700	1,400	1,300	450	700
2004	800	1,400	600	500	800
2011	900	1,700	700	600	900
2012	1,050	1,850	850	750	1,050
2015	1,200	2,300	1,100	900	1,250

5) 중동호흡기 증후군 발발과 확산

분석기간 동안 예상하지 못한 외부적 요인으로는 중동호흡기 증후군(Middle East Respiratory Syndrome; MERS)의 발발과 확산시기에서의 대중교통 이용수요 변동이 있다. MERS는 2015년 5월 20일 최초 발발하여 6월 전체와 7월 중순까지 최대 확산기간으로 볼 수 있다(서정식, 2015). 성현곤(2016)에 따르면 메르스의 발발과 확산에 따라 서울 시민들은 월별 요일별 주기적 변동성을 파괴할 정도로 지하철 이용 저감에 영향을 주었음을 확인하고 있다. 또한 대중교통 수단별 효과 분석에서 버스 보다는 지하철에 이용수요 저감에 보다 큰 영향이 이루어졌을 가능성을 제시하고 있다(성현곤, 2016; 성현곤·곽명신, 2016). 따라서 본 연구에서도 이를 단기이지만 외생적 요인으로 설정하여 이의 효과를 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 분석방법론과 최종모형 구축

1. 분석방법론의 설정

본 연구는 월별 대중교통 수단별 이용수요의 월별 시계열 변동(2011년 1월~2016년 10월)이 어떠한 원인에 의하여 발생하였는가를 분석하기 위한 것이다. 대중교통 이용수요의 결정요인 관련 문헌 검토를 통하여 Taylor and Fink(2001)는 원인이 되는 요인들간 공선성(collinearity)과 내생성(endogeneity)의 극복이 방법론 접근에서 중요한 과제임을 밝히고 있다. 또한 본 연구의 시계열 자료는 총 70개월로 Chen et al.(2011)의 분석기간인 총 158개월(1996년 1월~2009년 2월)에 비하여 적다고 할 수 있다. 따라서 상대적으로 적은 샘플 수

에 민감하지 않고 다변량 공적분(cointegration) 접근이 가능하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 장기와 단기의 연관성을 동시에 파악하는 유용하면서도 위의 세가지 문제를 극복할 수 있는 오차수정 자기회귀시차 모형(Error-Correction Autoregressive Distributed Model, EC-ARDL Model)을 적용하고자 한다.

EC-ARDL 모형은 Pesaran and Shin(1999)에 의하여 개발되었으며, Pesaran et al.(2001)에 의하여 확장된 방법론이다. 이 모형은 다양한 장점을 가지고 있다. 첫째는 공적분 관계가 0차, 1차 인지 여부와 관계없는 무제약 모형이면서 샘플 수에 민감하지 않고 다변량 공적분 접근이 가능하다(Amusa et al., 2009)는 것이다. 정수관·강상목(2013)은 소득 및 에너지 소비와 환경오염의 관계 분석을 위하여 총 39개의 시계열 샘플(1971년~2009년)을, Nguyean(2016)은 국제 자본 이동이 베트남 경제성장에 미치는 영향을 파악하기 위하여 총 35개의 분기별 시계열 자료(2007년 1분기~2015년 3분기)를 사용하였다. 둘째는 설명변수가 내생적인 경우에도 제한 검정(Bounding test)을 통하여 편의(bias) 없는 장기적 관계를 추정하고 검정할 수 있다(Amusa, et al., 2009; 정수관·강상목, 2013; Nguyen, 2016). 마지막으로 연관성 또는 인과성에 대한 어떤 사전적 지식이 없이도 추정이 가능하다(Aresh, et al., 2004; Hamdi et al., 2014)는 것이다.

EC-ARDL 모형에서 시계열 변동의 추정식은 1차 차분(first-differenced, $\triangle = Y_t - Y_{t-1}$) 단기적 동적 효과와 시차수준(lagged-level)의 장기 균형 관계를 통합하는 형태로 이루어져 있다. 전자는 오차수정모형의 단기적인 대중교통 이용수요와의 관계와 지난 월의 불균형으로부터 다음 월의 균형으로 조정해 가는 속도를 추정하며, 후자의 장기 균형 식은 대중교통 이용수요의 장기적 균형 관계를 파악할 수 있다. 즉, EC-ARDL 모형을 적용하면 장기에 대한 정보의 손실 없이 장기균형과 단기 동태분석이 가능해지게 된다.

2. 최종모형의 구축

본 연구는 수단별 이용수요의 결정요인을 파악하는 것이므로, 전체 대중교통, 지하철, 그리고 버스의 각각의 모형, 즉 총 3개의 모형이 구축되어진다. EC-ARDL 모형에서 종속변수는 각각 대중교통 전체 이용자수($R_{transit}$), 지하철 이용자수(R_{subway}), 버스 이용자수((R_{bus})의 차분(difference, $\triangle$)이다. 그리고 설명변수는 각각의 모형에서 서울인구수(POP), 경제활동인구비율($ECON$), 지하철 요금 1000원당 휘발유의 상대적 가격(GAS), 지하철 역수($SUBWAY$), 비서울 수도권 철도 이용자수($RAIL$), 그리고 메르스 발발과 최대 확산시기 더미($MERS$)로 최종 구축하였다.

대중교통 요금과 휘발유 가격은 각각 대중교통 이용자의 실제 비용과 기회비용으로 볼 수 있다. 즉, 이용자는 이 둘의 상대적 가격 비교로 대중교통 이용의 선택 여부를 결정하게 된다. Chen et al.(2011)에 따르면 이 둘의 조합은 대중교통 이용 증감의 효과적 대안임을 제언한다는 점에서도 이를 선택하였다. 지하철 네트워크를 원인변수로 설정한 것은 지하철과 버스의 대체 또는 보완관계를 파악하기 위함이다. 지하철 네트워크가 개선되면 지하철 이용수요는 증가하지만 버스의 이용수요는 증가할 수도 감소할 수도 있다. 만약 대체관계이면 감소가 보완관계이면 증가 패턴이 발생하게 된다. 일반적으로 국내의 연구에 따르면 지하철과 버스의 이용수요와의 관계는 대체관계로 보고 있다.

본 연구에서의 EC-ARDL 모형의 방정식은 다음

과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}\triangle(R) = \beta_0 &+ \sum_{i=1}^{p}\beta_i\triangle(R)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\mu_i\triangle(POP)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q}\phi_i\triangle(ECON)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\xi_i\triangle(GAS)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q}\theta_i\triangle(SUBWAY)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\omega_i\triangle(RAIL)_{t-i} \\ &+ \kappa_1(POP)_{t-i} + \kappa_2(ECON)_{t-i} + \kappa_3(GAS)_{t-i} \\ &+ \kappa_4(SUBWAY)_{t-i} + \kappa_5(RAIL)_{t-i} \\ &+ \eta_d(MERS)_{t-i} + \psi\upsilon_{t-1} + \epsilon_t\end{aligned}$$

여기서 β_0는 일정한 방향으로 움직이는 표류(drift) 경향을, ϵ_t 는 백색잡음(white noise) 오차를, ψ는 오차수정항의 계수를, p와 q는 각각 종속변수와 설명변수의 최적 시차(optimal lag)를 , $\triangle$는 차분(difference)을, $\beta_i, \mu_i, \phi_i, \xi_i, \theta_i, \omega_i, \eta_d$는 변수들의 단기효과(short-term impact)를, 그리고 $\kappa_1, \kappa_2, \kappa_3, \kappa_4, \kappa_5$는 장기 탄력성(long-term elasticities)을 의미한다. 여기서 오차수정항의 계수는 전월의 장기균형(υ_{t-1})에서 다음 월의 균형으로 회복해가는 속도(speed of adjustment)를 나타낸다.

결과적으로 최종 모형의 방정식 설정은 대중교통 이용수요의 변동에 영향을 주는 원인 변수들은 메르스($MERS$)를 제외하고는 장기와 단기적 관계를 가지고 있는 것으로 가정하였다. 메르스 변수는 더미로 처리되어, 이의 발발(5월)과 최대 확산시기(6월과 7월)에 1로, 이외에는 0으로 설정하였다. 즉, η_d는 메르스 효과를 파악하기 위한 외생적 단기효과로 나타낸다.

최종 모형에 투입된 모형의 종속변수와 설명변수의 요약통계량을 제시하면 표 2와 같다.

IV. 모형 진단 및 분석결과와 해석

1. 모형의 진단

EC-ARDL 모형으로 전체 대중교통 이용자수 모형(Entire Ridership Model), 지하철 이용자수 모형(Subway Ridership Model), 그리고 버스 이용자수 모형(Bus Ridership Model)의 분석결과를 요약하면 표 3과 같다. 표 3은 ARDL 모형의 추정결과를 보여준다. 최대 시차를 선택하기 위하여 FPE(final prediction error), AIC(Akaike's information

Table 2. Summary Statistics

Variable	Variable Description	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$R_{transit}$	On-board total transit ridership (persons)	70	3.18E+08	1.72E+07	2.61E+08	3.42E+08
R_{subway}	On-board subway ridership (persons)	70	1.45E+08	8899298	1.17E+08	1.60E+08
R_{bus}	On-board bus ridership (persons)	70	1.73E+08	9809015	1.44E+08	1.87E+08
POP	Seoul population (persons)	70	1.02E+07	97930.01	9954791	1.03E+07
ECON	Ratio of economic activity population (age 15-64)	70	0.626	0.0051	0.615	0.634
GAS	Gasoline price per liter per 1000 subway fare	70	1767.01	356.87	1142.92	2281.18
SUBWAY	No. subway stops	70	299.94	5.895	292	307
RAILWAY	Railway ridership in the non-Seoul capital region (persons)	70	4.51E+07	4518396	3.35E+07	5.31E+07
MERS	MERS proliferation period dummy (1=May, June, July in 2015; others=0)	70	0.043	0.204	0	1

criterion), SBIC(Schwarz's Bayesian information criterion), and HQIC(Hannan and Quinn information criterion)의 통계량을 기준으로 검정하였다. 그러나 지하철 이용자수 모형에서의 지하철 이용자수의 최대 시차(12)의 실제 결과가 모두 통계적으로 유의하지 않고, 모형이 불안정하였다. 그러므로 여기에서는 이 모형에 대하여서는 그 다음 최대 시차(7)를 적용하였다. 최종적으로 ARDL 모형(p, q)을 추정한 결과, 전체 대중교통 이용자수 모형의 경우 ARDL(12, 1, 1, 1, 1, 1), 지하철 이용자수 모형의 경우 ARDL(7, 1, 1, 1, 1, 1), 버스 이용자수 모형의 경우 ARDL(12, 1, 1, 1, 1, 1)이 타당하였다.

모형 통계량에서 수정결정계수(Adjusted R-Squared)의 값을 보면, 0.985, 0.977, 0.988의 각각 가지고 있음을 알 수 있다. 이 값들이 거의 1에 근접하고 있어, 예측된 수요가 실제 수요와 매우 유사한, 즉 모형의 설명력이 아주 높은 수준임을 시사하고 있다. 더빈-왓슨의 d-통계량은 2의 값이 모두 근접하고 있어 자기 상관성은 거의 없는 것으로 파악할 수 있다.

분석결과의 표 3의 하단에서는 EC-ARDL 모형에 대한 다양한 진단 통계량을 보여주고 있다. 즉, EC-ARDL 모형은 Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계검정(bounding test), 자기회귀 조건부 이분산성에 대한 라그랑지 승수 검정(LM test for AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity), Breusch-Godfrey의 자기상관 검정(autocorrelation test), 그리고 Ramsey의 모형설정오류검정(Regression Specification Error Test, RESET) 등을 통과하여야 적합한 모형으로 간주할 수 있다.

먼저, Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계검정(bounding test)은 '장기적 관계를 나타내는 시차변수들의 계수들이 모두 0이다($H_0 : \kappa_1 = \kappa_2 = \kappa_3 = \kappa_4 = \kappa_5 = 0$)라는 귀무가설에 대한 검정이다. 귀무가설이 기각되면 변수들간 공적분 관계가 존재함을 의미한다. 분석결과 귀무가설을 기각하므로, 장단기 효과를 모두 파악하는 모형인 EC-ARDL 모형의 적용이 적합하다는 것을 분석결과는 보여주고 있다.

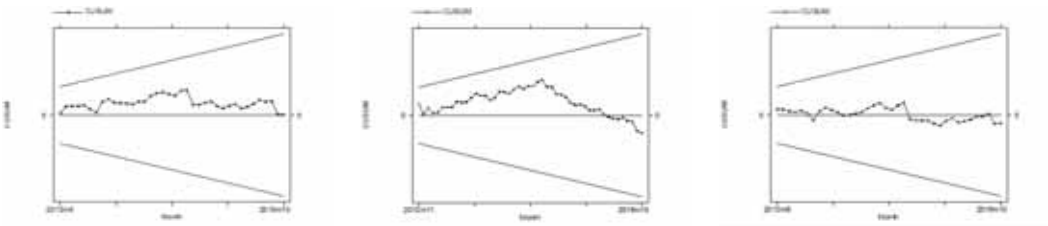
나머지 세가지 모형진단 검정 통계량을 살펴보면, p-값이 모두 0.05보다 커, 귀무가설을 모두 기각하지 못함을 보여준다. 이들 귀무가설들은 '자기회귀 조건부 이분산성이 존재하지 않는다', '자기상관성이 없다', 그리고 '모형에 생략된 변수들이 없다'이다. 이러한 귀무가설의 채택은 결과적으로 최종 모형이 모두 적합하다는 것으로 보여주는 것이다.

마지막으로 이들 예측 모형의 안정성에 대한 진단 검정이 필요하다. 일반적으로 추정모형의 안정성이 낮으면 구조적 변화 또는 외생적 충격에 추정결과가 영향을 받아 예측의 정확성을 신뢰하지 못하게 된다. 따라서 이들 모형의 안정성을 진단하기 위하여 오차항 시계열 누적 합계 CUSUM(cumulative sum) 그래프를 활용한다(정수관·강상목, 2013; Nguyen, 2016). 이 그래프는 오차항의 시계열 누적값과 5% 유의수준의 임계선을 제시하여 준다. 만약 임계선을 벗어나게 되면 오차항의 분산이 불안정함을, 그 범위 내에서 있으면 안정됨을 보여주는 것이다. 세 개 모형의 그래프인 그림 6을 보면 모두 임계선 범위 내에 있어 모형들이 모두 안정적임을 시사한다.

2. 분석결과의 해석

1) 장기적 균형관계의 추정

표 3의 장기적 균형관계의 추정결과를 살펴보면, 전반적으로 인구(POP, k_1)와 서울 이외의 철도 이



(a) Entire model (b) subway model (c) bus model

Figure 6. CUSUM graphs for three transit ridership models

용자수(RAILWAY, k_5)는 세 개의 모형에서 모두 통계적으로 유의하고, 이용수요와 긍정적인 관계를 보이고 있다. 이를 해석하여 보면, 서울시 인구 1명 증가는 전체 대중교통에서는 147.5 통행을, 지하철에서는 36.44 통행을, 버스에서는 84.20 통행을 증가시키는 장기적 효과를 가지고 있음을 보여준다. 지하철 보다 버스와 전체 대중교통에서의 효과가 보다 큰 것은 버스 이용수요가 환승 통행을 포함하여 분석한 것이 일정 부분 기여하였기 때문일 수 있다.

서울시 지하철을 제외한 수도권 철도 이용자수의 1통행 증가는 서울시 전체 대중교통 측면에서는 3.8통행을, 지하철은 1.99통행을, 버스는 1.7통행을 증가시키는 장기적 균형관계를 가지고 있음을 보여준다. 버스 보다 지하철 계수 값이 큰 것은 수도권 철도의 이용자의 경우에 서울시 버스보다는 지하철을 보다 많이 이용하게 됨을 시사한다.

경제활동 참여비율(ECON, k_2)은 모든 모형에서 긍정적인 관계를 보이지만, 버스 모형에서만 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 경제활동 참여비율의 장기적 효과는 버스 이용수요를 증가시키는 효과가 있음을 의미한다. 경제활동인구의 참여비율이 1% 증가하면, 1.15천만 버스 통행이 증가하는 장기적 효과가 있음을 시사한다. 통계적으로 유의하지 않지만 지하철 모형의 계수 값은 버스 모형에 비하여 낮은 값을 보인다. 이는 버스 모형에서 환승 통행도 포함되었다는 점을 감안하면 경제활동참여비율의 변동은 장기적으로 지하철 보다는 버스의 이용수요 변동에 보다 큰 영향을 미치게 됨을 시사한다.

지하철 기본요금 1000원 기준 리터당 휘발유의 상대적 가격(GAS, k_3)은 모든 모형에서 음의 장기적 균형관계를 가지고 있으나, 지하철 모형만 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보이고 있다. 이는 장기적인 관점에서 상대적으로 휘발유 가격이 증가하면 지하철 보다는 버스의 이용수요를 감소시켜 전체의 이용수요가 감소하게 됨을 의미한다. 지하철 기본요금 1000원당 리터당 휘발유 가격 1원의 증가는 장기적으로 버스에서는 3540.21통행, 전체 모형에서는 11709.16통행의 감소를 장기적으로 유발함을 분석결과는 보여주고 있다.

지하철 정차역수(SUBWAY, k_4)는 버스 모형에서만 5% 수준에서 통계적으로 유의하며, 음의 장기적 균형관계를 보이고 있다. 이는 장기적 관점에서 지하철 접근성의 개선은 버스의 이용수요를 감소시키는 대체관계임을 시사 하는 것이다. 정차역수의 1개 증가는 버스 이용자수를 296,532 통행을 저감시키는 효과를 유발하게 된다.

2) 단기적 효과의 추정

표 3의 오차수정항의 계수(ψ)는 장기적 균형으로의 조정의 속도(speed of adjustment)를 나타내는 것이다. 이 계수는 각각 전체 모형에서 −1.65,

Table 3. Summary on Analysis Results and Model Diagnose

			Entire Model ($\triangle R_{transit}$)			Subway Model ($\triangle R_{subway}$)			Bus Model ($\triangle R_{bus}$)		
			Coef.		t	Coef.		t	Coef.		t
Long-Run Effects	POP(k_1)		147.50	***	6.1	36.44	*	1.97	84.20	***	8.25
	ECON((k_2)		1.52E+08		1.48	2.23E+07		0.2	1.15E+08	**	2.34
	GAS(k_3)		-11709.16	**	-2.62	-439.27		-0.1	-3540.21	*	-1.77
	SUBWAY(k_4)		-308499.2		-1.4	-41231.9		-0.2	-296532	**	-2.72
	RAILWAY(k_5)		3.80	***	5.99	1.99	***	4.04	1.70	***	5.96
Short-Run Effects		LD.R(β_1)	0.672	***	2.94	0.290		1.64	0.922	***	3.03
		L2D.R(β_2)	0.748	***	3.63	0.311	**	2.09	0.987	***	3.51
		L3D.R(β_3)	0.923	***	4.38	0.351	***	2.95	1.118	***	4.05
		L4D.R(β_4)	1.0186	***	4.47	0.302	***	3.12	1.122	***	3.96
		L5D.R(β_5)	0.901	***	3.71	0.083		1.14	0.899	***	3.21
		L6D.R(β_6)	0.743	***	3.25	-0.019		-0.5	0.592	**	2.47
		L7D.R(β_7)	0.610	***	3.0				0.339	*	1.78
		L8D.R(β_8)	0.545	***	3.14				0.241		1.62
		L9D.R(β_9)	0.440	***	3.11				0.169		1.42
		L10D.R(β_{10})	0.304	***	3.05				0.099		1.15
		L11D.R(β_{11})	0.124	*	1.97				0.009		0.15
	D1.POP(μ_1)		-681.34	***	-2.91	-237.16	**	-2.2	-348.66	**	-2.25
	D1.ECON(ϕ_1)		2.28E+08		0.9	1.29E+08		1.23	1.01E+08		0.64
	D1.GAS(ξ_1)		-4020.5		-0.4	-13137.5	***	-3.0	-5683.5		-0.93
	D1.SUBWAY(θ_1)		739951.8	**	2.18	460089.6	**	2.34	453316.1	**	2.18
	D1.RAILWAY(ω_1)		0.1478		0.15	1.3671	***	3.11	-0.1802		-0.32
	MERS(η_d)		777700.8		0.31	-2469015	*	-2.0	1270590		0.78
	Adjustment(ψ)		-1.65	***	-4.8	-0.82	***	-3.0	-1.98	***	-4.61
Constant(β_0)			-2.2E+09	***	-4.46	-2.59E+08		-1.4	-1.5E+09	***	-4.02
Model Statistics	Log likelihood		-929.63			-981.32			-900.52		
	R-Squared		0.991			0.983			0.988		
	Adj. R-Squared		0.985			0.977			0.981		
	Durbin-Waston d-statistic		2.036			1.964			1.950		

Model Diagnostic Statistics

		Entire	Subway	Bus
Pesaran et al.(2001) ARDL Bounds Test (H_0: No levels relationship)	F-value	8.081***	3.86**	7.293***
LM test for ARCH (H_0: No ARCH effects)	Chi2-value	0.495	0.099	0.279
	Prob.>chi2	0.4818	0.7528	0.5974
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation (H_0: No serial correlation)	Chi2-value	0.508	0.018	0.002
	Prob.>chi2	0.4761	0.8944	0.967
Ramsey RESET test (H_0: Model has no omitted variables)	F-value	0.24	0.15	0.43
	Prob.> F	0.8645	0.9311	0.735

Note: p-value<0.01 for ***, 0.01, for **, and 0.1 for *; D=Difference, L=Lagged

지하철 모형에서 −0.82, 버스 모형에서 −1.98로 1% 유의수준에서 모두 유의하다. 조정계수의 음의 부호는 그 모형에서 변수들간 공적분 관계(cointegration relationship)가 존재함을 확인하여 주는 것이다(Nguyen, 2016). 그리고 이들 계수 값들의 크기가 1보다 크거나 이에 근접한 값을 가지고 있어 장기적 균형관계로의 회복의 속도가 매우 빠름을 나타낸다. 즉, 전 월 장기 균형관계에서의 이탈은 다음 월에 각각 165%, 98%, 198%로 빠르게 조정됨을 시사한다. 이것의 의미는 일시적 충격으로 인구수, 경제활동 참가비율, 지하철 기본요금 1000원당 리터당 휘발유 상대적 가격, 지하철 역수, 비서울 수도권 이용자수가 변화하여 대중교통 이용자수가 균형에서 벗어나 일시적으로 감소하더라도 다음 월의 회복에 의하여 대중교통 이용수요는 빠르게 균형으로 회복함을 의미한다.

단기적 효과에 대한 추정 결과를 보면, 서울시 인구수(POP, μ_1)와 지하철 정차역 수(SUBWAY, w_1)의 계수 값들이 세 개의 모형에서 모두 통계적으로 유의함을 보여주고 있다. 먼저, 인구수의 계수 값들은 모두 음의 값들을 가지고 있다. 이는 인구수가 증가하면 단기적, 즉 인구수가 감소한 해당 월의 대중교통 이용수요는 감소하게 됨을 의미한다. 이는 타 지역으로부터 유입되거나 새로이 태어난 인구로 인하여 단기간에는 오히려 대중교통 이용에 부정적인 효과를 유발하는 것으로 해석할 수 있다.

지하철 정차역수의 변동에 따른 대중교통 수단별 이용수요의 단기적 변화는 양의 관계를 보이고 있으며, 5% 수준에 모두 통계적으로 유의함을 보여주고 있다. 새로운 지하철역 1개는 지하철에서 460,089.6 통행, 버스에서 453,316.1 통행이 증가하여 전체 대중교통에서의 739,951.8 통행을 증가시키는 효과를 가지게 됨을 보여주고 있다. 즉, 장기적으로는 지하철은 버스와 대체관계를 가지고 있지만, 단기적으로는 보완 내지는 상승 관계가 있음을 의미하는 것이다.

지하철 기본요금 1000원당 리터당 휘발유의 상대적 가격(GAS, ξ_1)은 모든 모형에서 음의 관계를 보이고 있지만, 지하철 이용수요에서만 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 휘발유의 상대적 가격이 1원 증가하게 되면, 해당 월에서 지하철에서만 13,137.5 통행이 감소하게 됨을 의미한다.

비서울 수도권 철도이용자수(RAILWAY, ω_1)는 지하철 모형에서만 1% 수준에서 통계적으로 유의하고, 양의 관계를 보이고 있다. 이는 서울 지하철 이외의 수도권 철도 이용자수의 한 통행 증가는 단기적으로 서울 지하철에서 1.367 통행이 증가하게 됨을 의미한다.

한편, 일시적이면서 외생적 단기 효과로 모형에 삽입된 메르스 더미변수(MERS, η_d)는 지하철 모형에서만 통계적으로 유의하고, 음의 관계를 보인다. 이는 메르스 발발과 확산 시기(2015년 5월, 6월, 7월)에 각각 지하철에서 2,469,015 통행이 감소하였음을 의미한다. 메르스의 외부충격은 버스 모형에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 성현곤(2016)에서 언급하고 있는 바와 같이 통행거리가 평균적으로 보다 길면서 보다 밀폐된 공간에서 이동하게 되는 지하철의 특성으로 메르스 전염에 대한 두려움이 크게 작용하여 이용 감소가 유발됨을 시사 하는 것이다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 대중교통 수단별 월별 시계열 자료를 이용하여 최근 5년 10개월 동안의 대중교통 이용수요가 어떠한 원인에 의하여 유발되었는지를 실증하고자 하는 것이었다. 분석방법론은 장기와 단기의 효과를 모두 파악할 수 있는 EC-ARDL시계열 모형

이 적용되었다.

분석결과를 요약하면, 서울 인구수(POP)의 증가는 모든 대중교통 수단에서 단기적으로 이용감소에, 장기적으로 이용증가에 영향을 주는 것으로 나타났다. 최근 서울시의 인구가 지속적으로 감소한다는 측면에서 본다면, 대중교통의 이용수요는 단기적 이용증가 효과가 있다하더라도 장기적 이용 감소 효과와 상쇄되고, 결과적으로 전체 대중교통의 이용수요 감소에 기여하였을 것으로 추정된다.

또한 서울시 경제활동 참여인구 비율(ECON)의 최근의 낮은 추세는 대중교통, 특히 버스의 이용수요 저감에 장기적으로 영향을 주고 있다. 이 요인이 지하철보다는 버스의 이용수요 증감에 유의한 영향을 주는 것은 전자 보다는 후자가 경기변동에 보다 민감한 대중교통 수단일 수 있다는 점에서 기인한다.

그리고 서울 지하철을 제외한 수도권 철도의 이용자수(RAILWAY)의 지속적 증가는 단기적으로 서울 지하철의 이용증대에 긍정적 영향을 줄 뿐만 아니라, 장기적으로 지하철과 버스의 이용증대를 모두 유발하는 효과가 있음을 확인할 수 있었다. 이는 최근의 서울시 인구 유출의 약 70%가 수도권으로 유입되었을 뿐만 아니라 수도권 철도 네트워크의 개선이 이루어져 수도권 철도 이용수요가 증가하게 됨을 보여주는 것이다. 그리고 비서울 수도권에서 서울로의 철도 이용은 서울 지역 내에서의 환승을 통한 버스 이용의 증가로 이어지는 효과가 있음을 확인하게 하여준다.

지하철 기본요금 1000원당 리터당 휘발유의 상대적 가격(GAS)은 단기적으로는 지하철에, 장기적으로 버스의 이용수요에 영향을 주고 있다. 최근 낮은 휘발유 가격의 유지추세와 더불어 지난 해 6월의 대중교통 요금 인상은 모든 대중교통 이용수요에 부정적인 영향을 준 것으로 파악할 수 있다. 즉, 저유가 지속시기에서의 대중교통 요금 인상은 상대적으로 대중교통 이용자의 기회비용(유류비)의 낮은 체감 효과로 대중교통의 이용수요를 감소시킨 것으로 볼 수 있다.

서울 지하철의 정차역 수(SUBWAY) 증가에 따른 접근성 향상은 단기적으로는 지하철과 버스의 이용증가를 유발하는 효과를 보이고 있다. 그러나 장기적으로는 버스의 이용수요를 감소시키는 대체효과가 작용하면서 지하철의 이용수요 증대뿐만 아니라 전체 대중교통의 이용수요 증대시키는 효과가 있음을 확인할 수 있다.

본 연구의 분석결과를 토대로 결론을 도출하면 다음과 같다. 첫째, 최근의 대중교통, 특히 버스의 이용수요 감소 추세는 경제활동의 침체와 저유가의 지속으로 인한 요인이므로, 경기변동의 추세 변화에 따라 회복되어질 수 있을 것으로 판단된다. 즉, 최근의 경제활동의 침체와 저유가는 대중교통, 특히 버스의 이용수요와 밀접한 연관성이 있으므로 경기회복과 저유가 시기라는 요인의 변화가 이루어진다면 지하철의 이용수요 회복 추세만큼 수요의 변화가 있을 수 있다는 것이다.

둘째, 서울 인구의 지속적 감소에도 불구하고 서울시 대중교통 이용수요는 수도권 철도망의 개선과 지하철 접근성 향상으로 인하여 대중교통의 이용증대를 유지할 수 있을 것으로 판단된다. 서울이 고용 중심지로서의 수도권의 중심도시 역할이 유지된다면 수도권 철도망을 이용한 버스와 지하철의 이용증대가 이루어짐을 분석결과는 보여주고 있다. 특히, 버스 이용수요의 향상을 위하여서는 수도권 철도네트워크와 연계되는 환승체계를 향상시킴으로써 버스의 이용수요를 증대시킬 수 있을 것으로 기대된다.

그러나 이러한 효과는 수도권 통합환승요금제로 반드시 필요하지 않을 수 있는 버스에 대한 환승수요가 추가로 발생하게 된다는 점을 전략적으로 검토할 필요가 있다. 즉, 버스가 수도권 또는 서울시

의 대중교통 체계에서 지선으로서의 역할이 증대함에 따라 현행 노선 운영을 위해서는 서울시의 버스 운영에 대한 보조금이 증가하게 됨을 시사한다.

마지막으로, 대중교통 요금 변화를 통한 수요 증대 전략은 휘발유 가격의 미래 추세를 감안하여 결정할 필요성이 있다는 것이다. 대중교통 요금에 대한 최근의 인상은 저유가 시기와 맞물려 대중교통 이용수요 저감에 기여하였다. 그러므로 대중교통 요금 조정은 휘발유 가격 추세를 고려하여야 할 필요가 있다.

인용문헌
References

1. 서정식, 2015. “메르스 사태 전후의 서울메트로 수송실적 분석”,「철도저널」, 8(4): 61-65.
   Seo, J., 2015. “Analysis on Passenger Ridership of the Seoul Metro Before and After MERS”, *Journal of the Korean society for railway*, 8(4):61-65.
2. 성현곤, 2016. “메르스의 발발과 확산이 대중교통 이용에 미친 영향”,「국토계획」, 51(3): 163-179.
   Sung, H., 2016. “Impacts of the Outbreak and Proliferation of the Middle East Respiratory Syndrome on Rail Transit Ridership in the Seoul Metropolitan City”, *Journal of Korean Planning Association*, 51(3), 163-179.
3. 성현곤·곽명신, 2016. “중동호흡기 증후군 감염 공포에 따른 물리적 도시형태가 도시철도 이용에 미친 매개 효과 분석 : 서울시 역세권을 중심으로”,「국토계획」, 51(7):165-280.
   Sung, H. and Kwak, M. S., 2016. “Mediation Impacts of Physical Urban Form on Rail Transit Ridership by the Infection Fear of the Middle East Respiratory Syndrome : Focused on the Rail Station Area in Seoul, Korea”, *Journal of Korean Planning Association*, 51(7): 165-180.
4. 이종협, 2007.「시계열 분석과 응용」, 서울: 자유아카데미.
   Lee, J., 2007. *Timseries Analysis and Application*, Seoul: Jayu Acadami.
5. 정수관·강상목, 2013. “소득 및 에너지소비와 환경오염의 관계에 대한 분석”, 「환경정책연구」, 12(3): 97-122.
   Jung, S., and Kang, S., 2013. “The Dynamic Analysis between Environmental Quality, Energy Consumption and Income”, *Journal of Environmental Policy Studies*, 12(3): 97-122.
6. Alam, B., Nixon, H., and Zhang, Q, 2015. “Investigating the Determining Factors for Transit Travel Demand by Bus Mode in US Metropolitan Statistical Areas”, *Minnesota Transportation Institute, Report No. 12-30,* California.
7. Amusa, H. Amusa, K., and Mabugu, R., 2009. “Aggregate demand for electricity in South Africa: An analysis using the bounds testing approach to cointegration”, *Energy Policy,* 37:4167-4175.
8. Aresh, K., Umar, N., and Arayan., 2004. “Fiji's tourism demand: the ARDL approach to cointegration”, *Tourism Economics*, 10(2):193-206.
9. Chen, C., Varley, D., and Chen, J., 2011. “What Affects Transit Ridership? A Dynamic Analysis involving Multiple Factors, Lags and Asymmetric Behaviour”, *Urban Studies*, 48(9): 1893-1908.
10. Elliott, G. R., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock. 1996. “Efficient tests for an autoregressive unit root”, *Econometrica* 64: 813-836.
11. Granger, C. W. J. , and Joyeux, R. 1980. “An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing”, *Journal of time Series Analysis,* 1(1): 15-29.
12. Haire, A., and Machemehl, R., 2007. “Impact of Rising Fuel Prices on U.S. Transit Ridership”, *Journal of the Transportation Research Board,*

1992: 11-19.

13. Hamdi, H., Sbia, R., and Shahbaz, M., 2014. "The nexus between electricity consumption and economic growth in Bahrain", *Economic Modelling*, 38: 227-237
14. Kain and Liu, 1999. "Secrets of Success: Assessing the Large Increases in Transit Ridership Achieved by Houston and San Diego Transit Providers", *Transportation Research Part A Policy and Practice,* 33(7):601-624
15. Litman, T., 2004. "Transit Price elasticities and Cross-Elasticities", *Journal of Public Transportation*, 7(2): 37-58.
16. Litman, T., 2016. *Transit Price elasticities and Cross-Elasticities,* Canada: Victoria Transport Institute.
17. McCollom, B.E., and Pratt, R.H., 2004. *Transit Pricing and Fares :Traveler Response to Transportation System Changes, Transit Cooperative Research Program,* U.S.: TCRP Report 95.
18. Nguyean, T.H.T.B., 2016. "The Impact of International Capital Flows on Economic Growth: The Case of Vietnam", *International Review of Business Research Papers*, 12(1): 159-170.
19. Nowak, W. and Savage, I., 2013. "The Cross Elasticity between Gasoline Price and Transit Use: Evidence from Chicago", *Transport Policy*, 29:38-45.
20. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J., 1996. *Testing for the existence of a long-run relationship.* DAE Working Paper, (No. 9622). Department of Applied Economics, Cambridge: University of Cambridge.
21. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J., 2001. "Bounds testing approaches to the analysis of long-run relationship". *Journal of Applied Econometrics,* 16: 289-326.
22. Taylor and Fink, 2001. *The factors influencing transit ridership: a review and analysis of the ridership literature*, U.S.: UCLA Department of urban planning working paper.
23. The City of Edmonton, 2016. *Factors Affecting Transit Ridership, Transit Strategy Guiding Perspectives Report*, Edmonton.
24. Wang, Z-j, Li, X-h, and Chen, F., 2015. "Impact evaluation of a mass transit fare change on demand and revenue utilizing smart card data", *Transportation Research Part A,* 77:213-224.

Date Received 2016-12-28
Date Reviewed 2017-02-28
Date Accepted 2017-02-28
Date Revised 2017-04-03
Final Received 2017-04-03