



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

도시계획학 석사학위논문

대도시의 대중교통수요 영향요인 분석

An Analysis of Factors influencing
Public Transit Demand in Metropolitan Cities

2019년 2월

서울대학교 환경대학원

환경계획학과 교통학전공

김 주 영

국 문 초 록

특별시 및 광역시에서 대중교통은 도시 내 통행의 큰 부분을 담당하고 있지만 2003년부터 2016년까지의 기간 동안 승용차 보유대수가 크게 증가한데 비해 대중교통 승객수는 약한 증가추세를 보였다. 대중교통 통행량이 줄어들면 대중교통의 대체재인 승용차의 통행량이 많아지며 도시 내 많은 부정적 외부효과를 야기한다. 승용차로 인한 부정적 외부효과는 통행측면에서 교통 혼잡이 심해지는 것, 환경측면에서 미세먼지와 온실가스가 증가하는 것, 안전측면에서 교통사고가 증가하는 것을 의미한다. 승용차 운행을 대체하기 위한 방안으로 대중교통 이용을 증진시킬 필요가 있기 때문에, 대중교통수요에 영향을 미치는 요인을 파악하고 대책을 강구하는 것이 필요하다. 선행연구에서는 대중교통수요가 운영기관의 정책과 관련된 내부요인보다는 주로 거시지표인 외부요인에 의해서 결정된다고도 하고 어떤 연구에서는 내부요인도 큰 영향을 미친다고 보고하고 있다. 또한 많은 가설들이 대중교통승객수요 감소에 영향을 미치는 것이 유가하락, 요금인상, 공유서비스라고 하지만 최근에 국내에서 연구된바가 없었다.

이에 본 연구는 한국의 대도시에서 대중교통수요모형의 구성요소 중 내부요인이 주요한 효과를 줄 것이라는 가정 하에 대도시별 특성을 반영한 대중교통수요 모형을 정립하였다. 이를 위해 2003년부터 2016년까지의 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전에서 집계된 시내버스와 도시철도 그리고 이 두 수단을 합친 대중교통의 패널자료를 구축하였다. 종속변수는 승객수로 고려하였고 독립변수는 보유대수, 운임, 유가, 1인당 GRDP, 승용차보유대수, 종사자수, 인구밀도, 도로연장, 실업률, 더미변수(공유자동차 존재여부, 공공자전거 존재여부, 환승요금제 존재여부)를 고려하였다. 실제적인 분석에 앞서 독립변수들의 다중공선성을 검정하여 상관관계가 높은 변수들을 제거함으로 독립변수들 간의 높은 상관관계를 완화하였

다.

모형설정에서, 모형과 계수의 적합성 향상과 해석의 유용성을 위해 log-log모형을 사용하였고 패널자료에 적합한 선형혼합모형을 활용하여 분석하였다. 선형혼합모형 중 random slope model을 기반으로 하였고 절편은 지역별 고정효과를 고려하여 모형을 설정하였다. 모형은 시내버스와 도시철도를 통합한 대중교통모형, 시내버스만 고려한 시내버스모형, 도시철도만 고려한 도시철도모형 3가지로 나누어 추정하였다. 세 모형의 전반적인 결과로는 외부요인이 내부요인보다 대중교통승객수요에 큰 영향을 주지만 내부요인도 상당한 영향을 준다는 것이다. 외부요인 중 인구밀도는 시내버스모형을 제외하고는 통계적으로 유의하게 나타났으며 탄력성이 대중교통, 시내버스, 도시철도 각 모형에서 0.864, 0.525, 3.108로 나타났다. 내부요인은 도시철도 운임을 제외하고는 모두 통계적으로 유의한 결과를 나타냈고 보유대수의 탄력성은 세 모형에 대해서 각각 0.785, 0.675, 0.894로, 운임의 탄력성은 각각 -0.460, -0.314, 0.002로 나타났다. 이는 모형에 포함된 모든 변수의 탄력성 중에 2,3번째로 큰 값이므로 대중교통 승객수요에 주요한 역할을 한다는 가설이 유의함을 확인할 수 있었다. 환승요금제존재여부는 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 나타났으며 세 모형에서 탄력성이 0.104, 0.113, 0.128로 나타났다. 또한 더미변수로 고려하여 추가적인 분석이 필요하나, 공유자동차 및 공공자전거 존재여부는 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않았지만 탄력성의 값이 양수로 나오면서 대중교통과의 보완재의 관계를 유추해 볼 수 있는 결과를 얻을 수 있었다. 실업률은 세 모형에 대해 통계적으로 거의 유의하지 않았다.

본 연구는 패널자료로 대중교통 네트워크의 운영과 승객수요의 관계를 검증하였으며 시내버스와 도시철도의 보유대수와 운임을 통합, 개별 모형으로 각각 분리하여 추정하여 네트워크운영이 승객수요에 미치는 영향을 상세히 조사하고 시계열적 오류를 통제하며 독립변수들에 대한 지

역 혹은 년도의 영향을 평가하기 위해 혼합모형을 사용하였다는 의의가 있다. 본 연구의 결과는 국내 대도시의 대중교통 운영정책을 수립하고 사업의 효과를 예측하는 면에서 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

주요어 : 대중교통수요, 혼합모형, 내부요인, 탄력성, 패널자료

학 번 : 2017-27556

<목 차>

I. 서론	1
II. 선행 연구의 고찰	3
1. 국내연구	3
2. 국외연구	5
1) 미시수준 대 거시수준	5
2) 내부요인 대 외부요인	5
III. 분석방법론	9
1. 패널자료	9
2. 패널모형	9
IV. 자료와 모형설정	14
1. 자료의 구축	14
1) 수송인원	16
2) 보유대수	17
3) 운임	18
4) 유가	19
5) 1인당 GRDP	20
6) 승용차 보유대수	21
7) 종사자수	22

8) 인구밀도	23
9) 도로연장	24
10) 실업률	25
11) 더미변수	26
2. 변수선택	27
3. 모형의 설정	29
V. 연구결과 분석	35
1. 자료의 기술적 분석	35
2. 대중교통모형	36
3. 시내버스모형	40
4. 도시철도모형	42
5. 모형 간 비교	45
VI. 결론 및 향후 연구과제	48
1. 결론	48
2. 향후 연구과제	50
■ 참고문헌	52
■ 부록	55

<표 차례>

표 1. 선행연구 결과 요약	7
표 2. 수집 자료의 개요	15
표 3. 더미변수들의 서비스시작년도	26
표 5. 모형별 독립변수 계수의 임의효과	32
표 6. 자료의 기술적 통계량	35
표 7. 대중교통모형 추정결과	36
표 8. 시내버스모형 추정결과	40
표 9. 도시철도모형 추정결과	42
표 10. 모든 모형의 추정된 계수	45

<그림 차례>

그림 1. 패널모형의 개념도	10
그림 2. 시내버스 승객수요추이	16
그림 3. 도시철도 승객수요추이	16
그림 4. 대중교통 승객수요추이	16
그림 5. 시내버스 보유대수 추이	17
그림 6. 도시철도 보유대수 추이	17
그림 7. 대중교통 보유대수 추이	17
그림 8. 시내버스 운임 추이	18
그림 9. 도시철도 운임 추이	18
그림 10. 대중교통 운임 추이	18
그림 11. 유가 추이	19

그림 12. 1인당 GRDP 추이	20
그림 13. 승용차보유대수 추이	21
그림 14. 종사자 수 추이	22
그림 15. 인구밀도 추이	23
그림 16. 도로연장 추이	24
그림 17. 실업률 추이	25

I. 서론

특별시 및 광역시의 전체 수송인원에서 대중교통이 차지하는 비율(수송분담률)은 약 28%로 도시 내 통행의 큰 부분을 담당하고 있다(KOTEMS, 2012). 통상적으로 대중교통은 시내버스, 고속버스, 마을버스, 농어촌버스, 도시철도, 철도를 포함하는 말이지만 본 연구에서는 특별시 및 광역시(이하 대도시)의 대중교통에 대해 연구하므로 시내버스와 도시철도를 대중교통으로 정의한다. 마을버스는 모든 대도시에서 운영되는 것이 아니기 때문에 제외한다. 하지만 2003년부터 2016년까지 대도시의 대중교통 승객수는 동기간 승용차 보유대수가 약 41% 증가한데 비해 약 17%의 약한 증가추세를 보였으며 특별히 2014년부터 2016년까지는 감소추세를 보이고 있다. 대중교통 통행량이 줄어들면 대중교통의 대체재인 승용차의 통행량이 많아지며 도시 내 많은 부정적(부적) 외부효과를 야기한다.

승용차로 인한 부적 외부효과는 통행측면에서 교통 혼잡이 심해지는 것을 의미하며 환경측면에서 미세먼지, 온실가스가 증가하는 것을 말한다. 또한 안전측면에서 교통사고의 증가를 야기한다. 2004년을 기준으로 교통 혼잡비용은 약 20조원, 교통사고로 인한 사회적 비용 및 혼잡 비용은 약 12조 2200억 원이며 자동차 운행비용으로 인한 대기오염 비용은 약 15조 4800억 원으로 추산된다. 승용차로 발생된 총 부적비용을 당시 전체 차량 등록대수(1480만대)로 나누면 차 한 대당 320만원의 사회적 비용을 유발함을 계산할 수 있다(최경수 외, 2007).

많은 부적 외부효과를 일으키는 승용차 운행을 대체하기 위한 방안으로 대중교통 이용을 증진시킬 필요가 있기 때문에, 대중교통수요에 영향을 미치는 요인을 파악하고 대책을 강구하는 것이 필요하다. 선행연구에서는 대중교통수요가 운영기관의 정책과 관련된 내부요인보다는 거시지표인 외부요인에 의해서 주로 결정된다고도 하고 어떤 연구에서는 내부요인도 큰 영향을 미친다고 보고하고 있다. 또한 많은 가설들이 대중교통승객수요의

감소에 영향을 미치는 것이 유가하락, 요금인상, 공유서비스라고 하지만 최근에 국내에서 연구된바가 없었다(Kain and Liu, 1999; Talyor et al., 2009; Boisjoly et. al., 2018).

본 연구는 혼합영향 회귀분석(mixed effect regression analysis) 접근을 통해 2003년부터 2016년까지의 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전 6개 국내 대도시에 대한 대중교통수요 결정요인에 대해서 분석하였다. 울산과 세종시도 대도시에 포함되나 도시철도가 없으므로 분석 대상에서 제외하였다. 본 연구는 대중교통을 둘러싼 여러 변수들을 통제하면서 내부요인(보유대수와 운임으로 측정)과 승객수요 사이의 관계에 대해서 조사하였고 이를 상세히 조사하기 위해 세 가지 모델로 나누어서 분석하였다. 첫 번째 모델은 시내버스와 도시철도를 통합하여 모델링하였고 두 번째와 세 번째 모델은 시내버스와 도시철도 각각에 대하여 모델링하였다. 본 연구는 대중교통 계획자, 대중교통 공학자, 대중교통 연구자, 정책결정자에게 도움이 될 것이다.

II. 선행 연구의 고찰

1. 국내연구

국내에서 진행된 대중교통수요 결정요인에 대한 연구는 많지 않아서 대중교통(시내버스, 도시철도)에 대한 것뿐만 아니라 다른 수단에 대한 선행연구도 함께 고찰하였다. 국내의 대중교통수요에 대한 연구는 항공, 도시철도, 시내버스와 도시철도를 통합한 대중교통을 대상으로 나누어서 진행되고 있었다. 관광학에서는 항공수요 결정요인에 대한 연구가 주로 진행되었고 교통학에서는 도시철도만 고려한 연구는 과거에, 대중교통에 대한 연구는 최근에 진행되고 있었다.

항공수요 결정요인에 관련된 연구는 분기별 자료나 월별 자료를 이용하였으며 종속변수는 승객수로, 독립변수는 국내총생산(Gross Domestic Product: GDP), 상대환율, 상대무역액, 시간별 더미변수를 고려하였다(김경숙, 2005; 홍미영 외, 2010; 홍미영, 2011). 특별히 홍미영(2011)은 내부요인이 승객수요에 긍정적인 영향을 주는 결과를 발견하였다. 이 연구는 2002년부터 2009년까지 월별자료를 사용하여 제주도를 방문하는 중국인 입국수요에 대하여 결정요인의 인과관계를 실증적으로 규명하였다. 종속변수는 중국인의 제주도 입국자 수로 하였고 독립변수는 중국의 실질 GDP, 환율, 한국의 In-bound 여행업체 수, 중국과 제주간의 항공운항 노선수를 고려함으로 운영기관의 특성을 반영한 모형을 설정하였다. log-log모형을 택하였으며 그랜저 인과관계검정을 하였고 최소자승법(Ordinary least squares : OLS)을 통해 추정하였다. 그 결과로 입국자수에 환율이 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났고 GDP는 큰 영향을 주지 못하였으며 내부요인인 항공노선과 여행업체 수도 긍정적인 영향을 주었다. 특별히 제주도와 중국과의 항공노선 횟수는 쌍방향간 장기적, 단기적으로 꾸준한 인과관계를 강하게 보였다. 또한 항공승객수요 연구에

서는 분산팽창인자(variance inflation factor : VIF)와 Durbin-Watson(DW)통계량으로 다중공선성과 오차의 자기상관을 검정하거나 회귀분석 전 종속변수와 독립변수들 사이에 존재하는 인과관계와 개별 시계열 사이의 인과 관계를 살펴보기 위해 단위근 검정도 하며 원시계열 자료가 주는 정보의 손실 없이 변수 간 장기적 관계의 존재여부를 파악하기 위해 공적분검정을 하며 사전사후 검정을 시도하는 것을 발견할 수 있었다.

도시철도승객수요 결정요인에 관한 연구는 일별, 분기별, 년별 다양한 시점의 자료를 이용하였으며 종속변수는 수송인원으로 독립변수는 차량운행거리, 운임, 평균유가(이하 유가), 인구, 승용차등록대수, 역의 수, 지역면적, 토지이용변수(주거용, 상업용), 연계시내버스 노선 수, 고용자수, 학생 수, 환승주차시설을 고려하였다(김홍남 외, 2008, 오관교, 2010, 김재익, 2013). 오관교(2010) 또한 내부요인이 승객수요에 영향을 주는 것을 보고하였다. 이 연구는 2000-2008년까지 년도별 자료로 서울, 인천, 부산, 대구도시철도 노선을 대상으로 승객수요 결정요인을 분석하였다. 종속변수는 도시철도 수송인원으로 독립변수는 차량운행거리, 도시철도운임, 시내버스운임, 유가, 인구, 승용차등록대수를 고려하였으며 log-log모형을 선정하였다. OLS, 일반화최소자승법(Generalized least square : GLS), 고정효과모형, 확률효과모형, 동적패널모형을 통해 분석한 결과 내부요인인 영업거리가 승객수요에 가장 큰 영향을 주었다고 보고하였다.

대중교통승객수요 결정요인에 관한 연구는 일별, 월별 자료를 이용하였으며 종속변수는 시내버스, 마을버스, 도시철도의 승객수로, 독립변수는 시차변수, 유가변수, 일일강수량으로 고려하였다(신강원 외, 2014; 이광섭 외, 2014). 하지만 두 연구 모두 반응변수에 대해 관심 있는 설명변수만 고려하고 내외부적인 통제변수를 고려하지 않았다는 한계가 있다. 최근에 국내에서 대중교통에 대한 연구가 증가하는 이유는 과거에

비해 교통데이터가 체계적으로 구축되며 양질의 데이터가 제공되고 정보의 접근성도 향상되었기 때문이라고 판단된다.

2. 국외연구

1) 미시수준 대 거시수준

국외에서는 대중교통승객수요 결정요인에 대한 많은 연구들이 있고 그 연구들을 크게 독립변수를 미시수준으로 고려하였는지 거시수준으로 고려하였는지에 따라서 분류할 수 있다. 독립변수를 거시수준으로 고려한 연구들은 승객수요에 내부요인(운영기관의 지출, 운영기관의 공급)과 외부요인(실업률, 유가, 1인당 GDP)과 같은 환경적 요인이 영향을 준다고 보고한다(Kain and Liu, 1999; Iacono, 2006; Currie and Phung, 2007; Chen et al., 2011; Boisjoly et al., 2018).

독립변수를 미시수준으로 고려한 연구들은 대중교통 수요에 인구통계학적 요소나, 개인의 선호, 개인의 소득과 같은 개인과 관련된 특성이 영향을 줄 수 있다고 간주한다(Abdel-Aty, 2001; Pasha et al., 2016). 이 관점은 시장분할접근으로 발전되어서 승객수요에 학생 수, 최근 이민자 수, 큰 가족구성원 수, 실업률도 영향을 준다고 주장한다(Grimsrud and El-Geneidy, 2013; Jacques et al., 2013; Farber et al., 2014). 어떤 연구는 거시수준과 미시수준을 혼합하여 연구하였다(Guerra and Cervero, 2011). 본 연구는 거시수준의 독립변수를 주로 고려하므로 이에 대한 선행연구를 더 조사하였다.

2) 내부요인 대 외부요인

승객수요 결정요인은 거시수준에서도 내부요인과 외부요인으로 분류

된다. 내부요인은 교통운영기관이나 지자체에 의해 결정된 정책과 관련된 요인이고 외부요인은 사회에 영향을 주는 거시지표요인이다. 승객수요의 내부요인과 외부요인 중 어떤 요인이 더 많은 영향을 주는지에 대해서는 여러 연구들 사이에서 논란이 있다. Talyor et al.(2009)은 인구와 지역크기, 경제적 활력, 낮은 자동차 접근수준과 같은 외부요인이 승객수요에 주된 영향을 준다고 하지만 Kain and Liu(1999)는 서비스증가나 운임감소 같은 내부요인이 승객수요를 증가시킬 수 있다고 한다.

변수들을 구체적으로 살펴보면, 내부요인 중 운임은 많은 연구에서 승객수요와 부적상관관계가 있다고 보고되지만(Balcombe et al., 2004; Chen et al., 2011; Kain and Liu, 1999; McLeod et al., 1991; Taylor et al., 2009) 서비스수준은 승객수요와 양적상관관계가 있다고 설명된다(Gómez-Ibáñez, 1996; McLeod et al., 1991; Kain and Liu, 1999; Taylor et al., 2009). 서비스수준의 양을 나타내는 지표로 보유대수, VRM(Vehicle Revenue mile; Vehicle Revenue kilometer), VRH(Vehicle Revenue Hour), VOMS(the number of vehicles operated in maximum service)가 사용되었다. 외부요인 중 인구와 실업률은 승객수와 양적상관관계가 있다는 연구가 있으나(Taylor et al., 2009) 유가는 상관관계가 없다는 연구(McLeod et al., 1991)도 있고 양적상관관계가 있다는 연구도 있다(Taylor et al., 2009). 신뢰성이나 회복성과 같은 서비스의 질도 승객수요에 영향을 줄 수 있으나 교통운영기관에서 측정하지 않거나 일관된 기준으로 측정을 하지 않기 때문에 승객수요 결정요인 연구에 포함되기 어렵다. Guerra and Cervero(2011)는 표준 OLS를 사용하여 분석하였고 Lee and Lee(2013)와 Taylor et al.(2009)은 two-stage least squares regression analysis (2SLS)를 채택하였으며 Boisjoly et al.(2018)은 이층시계열 혼합영향모델(two multilevel longitudinal mixed-effect model)을 채택하였다. Boisjoly et al.(2018)의 연구는 2002년부터 2015년까지 미국과 캐나다의 25개시의 대중교통(시내버스, 도시철도, 경전철, 노면전차)을 대상으로 승객수요 결정요인을 분석하였다. 종속변수는 승객수로, 독립변

수는 운임, VRK, 인구, 지역면적, 차 없는 가구 수, 1인당 GDP, 유가, 고속도로길이, 더미변수(사적 시내버스 운영자의 존재, 우버의 존재, 자전거 공유시스템의 존재)를 고려하였다. 시내버스 VRK가 승객수에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고 자동차소유와 운임도 승객수에 영향을 준다고 보고하였다. 위에서 살펴본 선행연구들의 결과를 <표 1>에 제시한다.

본 연구는 국내외의 선행연구들의 발견을 참고하여 내부요인이 승객수요에 주요한 영향을 미친다는 가설을 검증한다. 본 연구의 기여는 세 가지이다. 첫 번째 기여는 패널자료로 대중교통 네트워크의 운영과 승객수요의 관계를 검증한 것이다. 대중교통수요 연구 중에 패널자료를 활용한 연구는 많지 않다. 2002년부터 2015년까지 25개 미국도시 지역에 대해 패널자료를 사용한 연구가 있었으나 본 연구는 국내를 대상으로 한 차이점이 있다(Boisjoly et al., 2018). 또한 국내에서는 2005년부터 2011년까지 5개 대도시 자료로 분석한 연구가 있으나 본 연구는 2003-2015년까지의 관찰점을 포함하여 더 넓은 기간을 고려하며 최신 승객수요 흐름을 반영하였다

표 1. 선행연구 결과 요약

수준	변수	A	B	C	D	E	F	G	H
미시	교육	++							
	소득	-						++	
	고령				++				
	인종				---				
거시 (내부)	서비스		+++	+		++	+++		+++
	운임			---			-		-
거시 (외부)	접근거리	+++							
	차 미소유		++		+	+++		+++	
	인구		+				++	+	
	유가			++		+			++

* 각 연구의 계수크기가 1위-3위까지의 변수를 표시함. 양의 부호는 +로 음의 부호는 -로 표시. 부호 개수에 따라 순위표시(1위는 3개, 2위는 2개, 3위는 1개)

[A]Abdel-Aty, M.(2001) [B]Boisjoly et al.(2018) [C]Chen et al.(2011) [D]Farber et al.(2014) [E]Holmgren, J.(2007) [F]Kain et al.(1999) [G]Taylor et al.(2009) [H]오관교 (2010)

는 점과 기존연구는 한 개의 설명변수만 고려하였으나 본 연구는 여러 설명변수와 통제변수를 고려하였다는 점에서 차별성이 있다(신강원 외, 2014). 두 번째는 시내버스와 도시철도의 통합, 개별모형을 각각 분리하여 추정함으로 승객수요에 미치는 영향을 상세히 조사하였다는 것이다. 세 번째는 방법론면에서 혼합모형을 사용함으로 시계열적 오류를 통제하고 독립변수들에 대한 지역 혹은 년도의 영향을 평가하였다는 것이다.

III. 분석방법론

1. 패널자료

패널자료는 같은 개체(subject)를 시간에 따라 여러 번 반복 측정된 자료이다. 따라서 개체가 집락(cluster)이 되는데 집락 내에서 반복 측정된 자료들은 서로 상관되어 있고 집락 간에는 서로 독립적이다. 여기서 집락간에 독립적이라는 것은 한 개체의 반복측정치들이 다른 개체의 반복측정치에 관한 정보를 포함하지 않는다는 뜻이다. 그러므로 패널자료를 사용할 때는 반복측정치들에 대한 개체 내 상관(within-subject correlation)을 고려해야 한다. 하지만 OLS와 같은 많은 통계분석법들은 독립변수와 종속변수를 설명하고 남은 오차항에 대해 i.i.d(independently and identically distributed)가정, 즉 모든 측정치들이 서로 독립이라고 가정한다(independence assumption). 개체 내 상관을 고려하지 않을 경우 자유도(Degrees of Freedom : df)가 커지며 관심추정치에 대한 표준오차가 일반적으로 과소 추정되어 P-value는 작아지고 신뢰구간은 지나치게 좁아진다. 자유도는 상호독립적인 정보개체(편차)의 수를 의미하고 P-value는 관찰된 데이터의 검정통계량이 귀무가설을 지지하는 정도를 확률로 표현한 것이다. 그 결과, 귀무가설이 참이지만 귀무가설을 기각하는 오류인 제1종 오류(type 1 error)가 증가할 것이고 부적절한 결과를 바탕으로 잘못된 해석을 할 수 있다(강상진, 2017). 이러한 오류를 피하기 위해 패널자료에는 개체 내 상관을 고려하는 패널모형을 사용하여야 한다.

2. 패널모형

패널모형은 여러 가지 기준으로 분류할 수 있으나 특별히 고정효과와

임의효과를 기준으로 분류할 때는 고정효과모형(fixed effect model)과 혼합효과모형(mixed effect model)으로 분류할 수 있다. 혼합효과모형의 대표적인 모형으로는 임의절편모형(random intercept model), 임의기울기모형(random slope model), 임의절편기울기모형(random intercept slope model) 등을 생각할 수 있다(Barr, 2013). 임의절편모형은 임의효과모형(random effect model)이라고 불리기도 한다. 이러한 기준에 따라 분류된 패널모형 개념도는 <그림 1>과 같다.

앞에서 언급한 모형들은 고정효과와 임의효과의 선택 혹은 조합이므로 먼저 고정효과와 임의효과에 대해 이해할 필요가 있다. 고정효과와 임의효과에 대한 정의는 여러 가지가 있지만, 고정효과는 조직적이고 예측 가능한 영향을 줄 것으로 기대되는 효과이고 임의효과는 비조직적이고 특유하며 예측 불가능한 영향을 줄 것으로 기대되는 효과라고 정의할 수 있다(Winter, 2013)

고정효과모형은 임의효과를 고려하지 않고 고정효과만 고려한 모형이고 개체 내 상관도 관심 있는 독립변수로 모형에 포함시켜 이에 대한 값을 계수로 추정할 수 있다. 본 연구의 데이터를 고려한 고정효과모형은 <식 III-1>과 같이 명시할 수 있다.

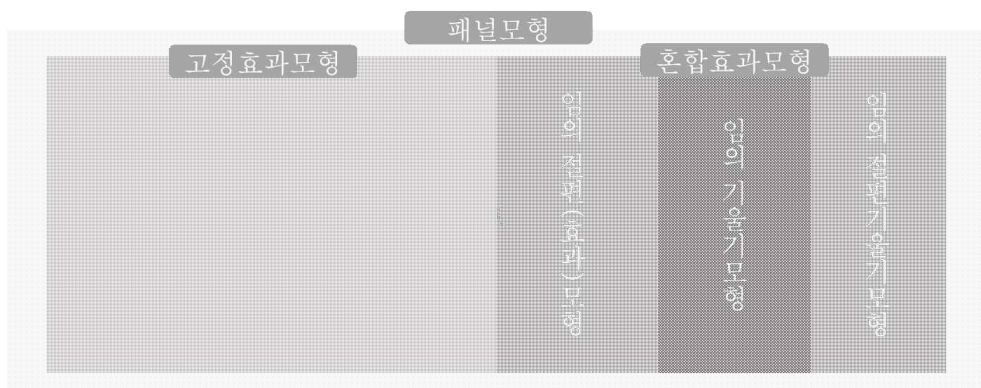


그림 1. 패널모형의 개념도

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 x_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

<식 III-1>

여기서,

i : 지역 ($i = 1, 2 \dots 6$)

t : 년도 ($t = 1, 2 \dots 14$)

Y_{it} : 종속변수

β_{0i} : 지역에 따라 변동하는 절편

β_1 : 지역과 년도의 변동에 관계없는 독립변수의 계수

x_{it} : 독립변수

ϵ_{it} : 오차항

<식 III-1>에서는 절편이 지역에 따른 어떤 고정된(정해진) 효과로 변화할 것이라고 가정하였다. 고정효과모형은 오차항을 제외하고 모두 고정된 값으로 간주하여 각각의 계수를 추정하므로 계수가 지역(i)에 따라 변동할지(β_i), 년도(t)에 따라 변동할지(β_t) 혹은 지역과 년도에 따라 변동하지 않을지(β) 연구자의 판단에 따라 설정할 수 있다. 본 연구에서 절편을 지역에 따른 고정효과로 고려한 이유는 종속변수인 대중교통 수송인원이 지역별로 크게 다르기 때문이다. 보통 고정효과모형에서는 년도(시간)더미변수를 모형에 고려해주지만, 본 연구의 데이터 관찰점이 총 84개이고 년도의 수는 14개이므로 년도더미변수를 모형에 포함시키면 추정해야할 계수가 년도의 수만큼 늘어나서 회귀분석 추정을 위해 사용될 수 있는 관찰 값이 적어지고 추정의 신뢰성이 떨어지기 때문에 모형에 포함시키지 않았다.

혼합효과모형은 다층모형(multi-level model) 혹은 위계적선형모형(Hierarchical linear model)으로도 명칭하며 고정효과(fixed effect)와 임의효과(random effect)를 혼합한 모형이다(강상진, 2017). 그 중 임의절편모형(임의효과모형)은 종속변수의 절편이 임의의 효과에 의해서 변동한다고 간주하는 것이고 <식 III-2>와 같이 명시할 수 있다.

$$1\text{수준} : Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 x_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$2\text{수준} : \beta_{0i} = \beta_0 + u_{0i}, \quad u_{0i} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$1,2\text{수준의 통합} : Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{0i} + \epsilon_{it},$$

$$u_{0i} \sim N(0, \sigma_u^2) \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad <\text{식 III-2}>$$

여기서,

β_0 : 지역평균절편

σ_ϵ^2 : 1수준 분산

σ_u^2 : 2수준 분산

<식 III-2>에서는 절편이 지역에 따라 변동하고 그 변동은 어떤 알 수 없는 임의의 효과(u_{0i})로 가정한 것이다.¹⁾ 고정효과모형과 임의절편모형이 다른 점은 절편이다. 고정효과모형에서는 절편의 변동을 알 수 있는 효과로 가정하고 추정할 모수로 간주했지만, 임의절편모형은 변동을 알 수 없는 효과로 가정하고 어떤 분포(σ_u^2) 내의 임의의 변동으로 간주하였다.

임의기울기모형은 독립변수의 계수가 임의하다고 간주하는 것이며 <식 III-3>과 같이 명시할 수 있다.

$$1\text{수준} : Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1i} x_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$2\text{수준} : \beta_{1i} = \beta_1 + u_{1i}, \quad u_{1i} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$1,2\text{수준의 통합} : Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{1i} x_{it} + \epsilon_{it},$$

$$u_{1i} \sim N(0, \sigma_u^2) \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad <\text{식 III-3}>$$

여기서,

β_{1i} : 지역에 따라 변동하는 독립변수의 계수

$u_{1i} x_{it}$: 독립변수(x_{it})에 대한 임의효과

1) 여기에서도 지역 대신 년도에 따라 변동한다고 혹은 지역과 년도에 따라 변동하지 않는다고 가정할 수 있다.

<식 III-3>에서는 독립변수의 계수가 지역에 따른 임의의 효과에 따라 변동한다고 가정하였다. 따라서 독립변수에 대한 각 지역의 기울기는 u_{1i} 만큼 임의하게 변화한다.

임의절편기울기모형은 절편뿐만 아니라 기울기까지 임의하다고 간주하는 것이고 <식 III-4>와 같이 명시할 수 있다.

$$1\text{수준} : Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$2\text{수준} : \beta_{0i} = \beta_0 + u_{0i}$$

$$\beta_{1i} = \beta_1 + u_{1i}, \quad \begin{bmatrix} u_{0i} \\ u_{1i} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{00} & \rho_{01} \\ \rho_{10} & \tau_{11} \end{bmatrix}\right)$$

$$1,2\text{수준의 통합} : Y_{it} = \beta_0 + \beta_1x_{it} + u_{0i} + u_{1i}x_{it} + \epsilon_{it},$$

$$\begin{bmatrix} u_{0i} \\ u_{1i} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{00} & \rho_{01} \\ \rho_{10} & \tau_{11} \end{bmatrix}\right), \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

<식 III-4>

여기서,

$\tau_{00} = \text{Var}(u_{0i})$: 종속변수 절편에 대한 임의효과의 분산

$\tau_{11} = \text{Var}(u_{1i})$: 독립변수 계수에 대한 임의효과의 분산

$\rho_{01} = \rho_{10} = \text{Cov}(\tau_{01}, \tau_{10})$: 절편과 독립변수 계수의 공분산

<식 III-4>에서는 절편과 계수 모두 임의효과에 의해서 지역에 따른 변동이 생기며 절편과 계수의 변동은 서로 상관이 있다고 가정하였다²⁾. 공분산을 통해 변수들의 상관관계를 추정하므로 고정효과모형에서는 알 수 없는 부가적인 정보들을 도출할 수 있다.

2) 절편과 계수의 변동은 서로 상관이 없다고 가정할 수 있다. 그 경우에는 <식 III-4>에서 $\rho_{01} = \rho_{10}$ 을 제거한 오차항이 가정된다.

IV. 자료와 모형설정

1. 자료의 구축

선행연구에서 나타났듯이, 교통수요모형은 내부요인과 외부요인의 변수로 구성된다. 본 연구에서도 이와 같은 변수들이 대중교통수요에 영향을 미칠 것으로 판단하고 관련 자료를 수집하였다. 종속변수는 시내버스 수송인원, 도시철도 수송인원, 시내버스와 도시철도 수송인원을 합친 대중교통 수송인원이다. 그 중 도시철도 수송인원은 노선 간 중복집계 위험이 있는 유입인원을 제외한 승차기준 인원이며 도시철도 개통년도가 광주는 2004년, 대전은 2006년이므로 각각 개통 이전년도의 값을 구득할 수 없었다. 내부요인 중 서비스공급에 관한 변수는 선행연구에서 나타난 것처럼 차량-km로 설정하는 것이 적확하나 시내버스의 차량-km 자료구득이 어려워 대리변수인 보유대수를 사용하였다. 내부요인 중 가격변수로는 수송수입에서 수송인원을 나눈 운임으로 고려하였다. 이런 방식으로 운임을 고려한 이유는 기본운임뿐 아니라 거리비례제에 따른 추가비용까지도 고려하기 위해서이다. 외부요인은 유가, 1인당 GRDP, 승용차보유대수, 종사자수, 인구밀도, 도로연장, 실업률을 고려하였다. 초기단계에서 도로연장 데이터 중 서울시의 2012년 값이 outlier로 나타나 서울시 도로연장의 추세가 선형임을 확인한 후 선형보간법으로 이를 대체하였다. 모든 가격변수(운임, 1인당 GRDP, 유가)는 년도 간 상대적 비교를 위해 2016년 기준 지역별 소비자물가지수를 통해 불변가격으로 변환하였다. 기타지표로는 더미변수로 공유자동차의 존재여부, 공공자전거의 존재여부, 대중교통통합요금제(이하 환승요금제) 존재여부를 고려하였다. 환승요금제 존재여부는 시내버스와 도시철도의 무료 환승서비스 시행을 고려하기 위한 것이다. 더미변수들은 서비스시행 다음년도부터 존재한다고 코딩하였다. 모든 자료는 시 단위이며 6개 대도시에 대해서 2003년부터 2016년까지

년도 별로 집계되었다. 구축한 자료의 개요를 <표 2>에 정리하였다.

표 2. 수집 자료의 개요

변수명	변수의 정의 및 설명	단위	출처
시내버스승객수요	시내버스 수송인원	인	버스통계편람
도시철도승객수요	도시철도의 유입인원을 제외한 승차인원 기준 수송인원	인	국가지표체계
대중교통승객수요	시내버스와 도시철도 수송인원 합	인	-
시내버스보유대수	시내버스 차량 보유대수	대	버스통계편람
도시철도보유대수	도시철도 량 기준 보유대수	대	국가교통통계
대중교통보유대수	두 수단의 바닥면적 비율로 가중치 준 시내버스와 도시철도 보유대수의 합	대	-
시내버스운임	시내버스 수송수입/승객수	원/인	운수업조사
도시철도운임	도시철도 수송수입/승객수	원/인	대중교통 현황조사
대중교통운임	(시내버스수송수입+도시철도수송수입)/ (시내버스 승객 수+도시철도 승객 수)	원/인	-
유가	보통휘발유 년 평균 판매가격	원/리터	한국석유공사
1인당 GRDP	행정구역별 1인당 지역 내 총생산	천원	KOSIS
승용차보유대수	행정구역별 승용차 등록대수	천대	건설교통 통계연보
종사자수	행정구역내 총 종사자수	인	KOSIS
인구밀도	지역별인구/지역면적	인/km ²	KOSIS
도로연장	특별광역시도와 구도의 합	m	KOSIS
실업률	실업자/경제활동인구	%	KOSIS
공공자전거존재여부	행정구역별 공공자전거 혹은 공유자전거의 존재여부	1=존재, 0=존재 하지 않음	운영기관 웹사이트
공유자동차존재여부	행정구역별 카셰어링 업체 존재여부		운영기관 웹사이트
환승요금제존재여부	행정구역별 대중교통 간 환승요금제 존재여부		운영기관 웹사이트

1) 수송인원

종속변수인 대중교통승객수요는 시내버스승객수와 도시철도승객수의 합으로 집계하였다. 각 시내버스와 도시철도의 승객수는 년 단위로 집계되었다. 아래의 그림에서 보면 시내버스 승객수요는 2014년 이후 감소하며 도시철도 승객수요도 증가세가 주춤한 것을 관찰할 수 있다. 두 요소가 합쳐진 대중교통수요도 2014년 이후 약한 감소추세를 보이고 있는 것을 알 수 있다.

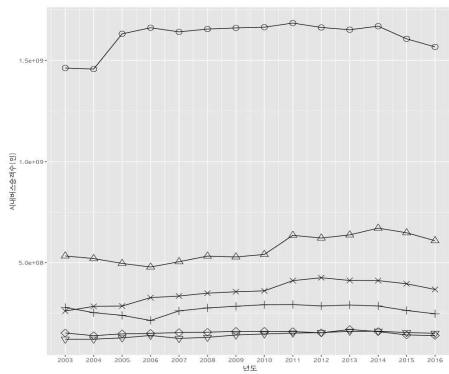


그림 2. 시내버스 승객수요추이

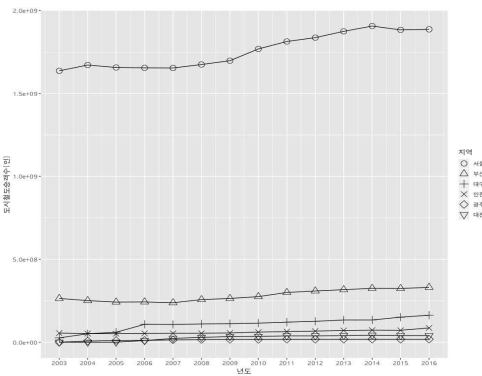


그림 3. 도시철도 승객수요추이

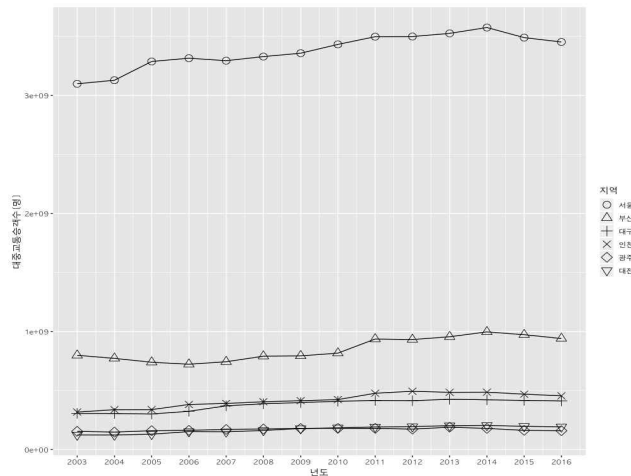


그림 4. 대중교통 승객수요추이

2) 보유대수

대중교통 보유대수는 시내버스 보유대수와 가중치를 준 도시철도 보유대수의 합이다. 가중치는 각 지역별 도시철도바닥면적에서 시내버스바닥면적을 나눈 상대적인 비율로 부여하였다. 아래 그림에서 보면 인천을 제외하고는 시내버스 보유대수는 유지 혹은 감소하고 있는 것을 알 수 있으나 도시철도 보유대수는 약한 증가세가 보이는 것을 관찰할 수 있다.

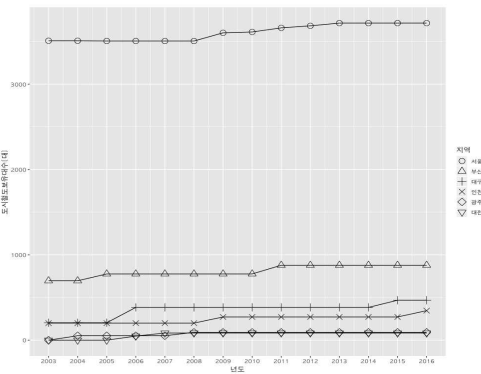
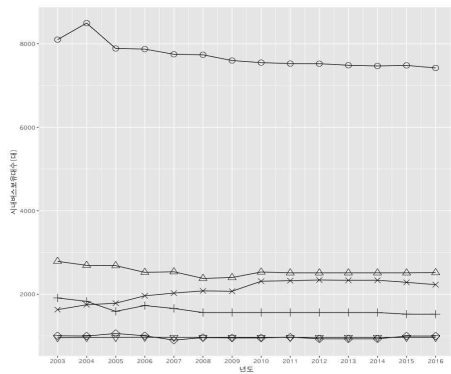


그림 5. 시내버스 보유대수 추이

그림 6. 도시철도 보유대수 추이

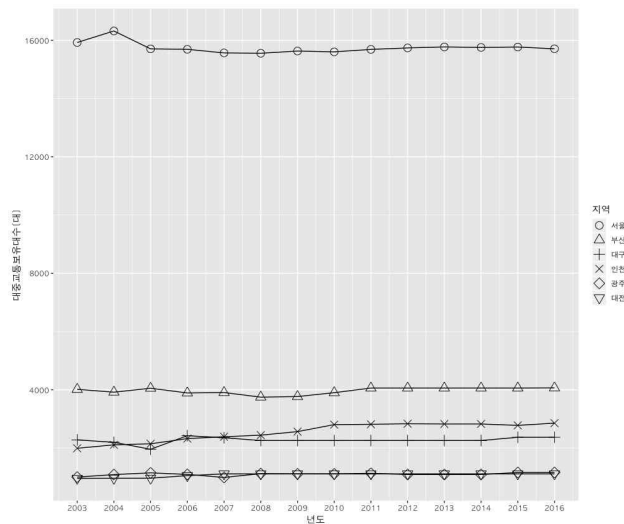


그림 7. 대중교통 보유대수 추이

3) 운임

대중교통 운임은 시내버스 운임과 도시철도 운임의 합이다. 아래 그림에서 보면 시내버스와 대중교통 운임은 2007년까지는 증가추세, 2007-2010년까지는 감소추세, 2011년부터는 다시 증가추세를 보인다. 특히 광주는 2014년과 2015년 사이에 큰 운임 증가를 관찰할 수 있다.

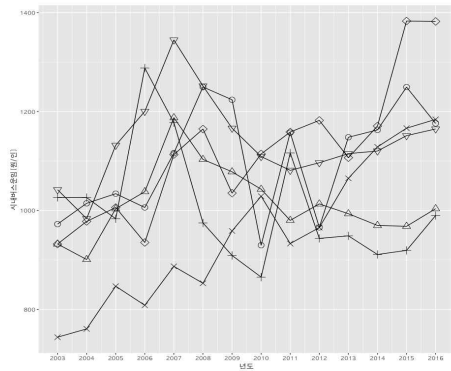


그림 8. 시내버스 운임 추이

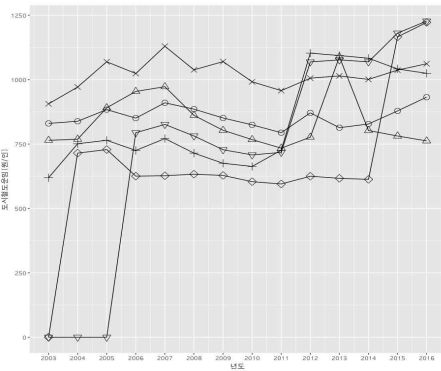


그림 9. 도시철도 운임 추이

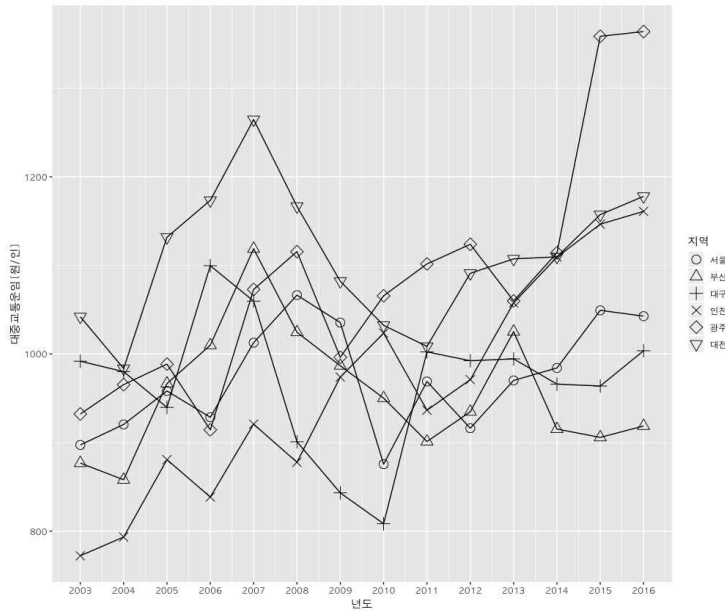


그림 10. 대중교통 운임 추이

4) 유가

휘발유 가격이 하락하면 승용차 통행이 증가하고, 상승하면 승용차 통행을 포기하여 대중교통수요가 증가할 수 있다고 판단되므로 유가를 대중교통수요모형에 통제변수로 포함하였다. 유가 자료는 한국석유공사에서 제공하는 유가정보서비스를 활용하여 2003년부터 2016년까지 지역별 연평균 휘발유 가격 자료를 구축하고 소비자물가지수를 활용하여 2016년 기준 불변가격으로 환산하였다. 아래의 그림을 보면 유가는 2009년에 세계금융위기로 인해 하락하였다가 다시 상승한 후 2012년을 정점으로 급격히 하락하고 있다. 이는 2012년부터 시작된 미국과 중동의 에너지 패권다툼 때문인 것으로 파악된다. 중동 국가들이 생산단가가 높은 미국 셰일오일에 가격압박을 가하기 위해 공급을 계속 늘리고 중국의 경기 둔화로 수요가 줄어들면서 공급과잉 현상이 일어나고 있다.

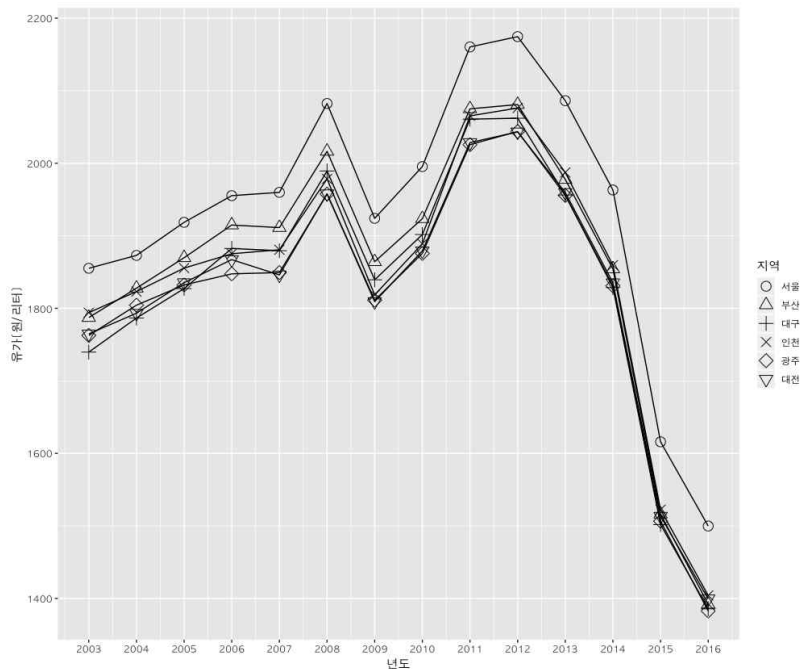


그림 11. 유가 추이

5) 1인당 GRDP

1인당 GRDP가 높을수록 승용차 구매가 많아지므로 승용차 통행이 늘고 대중교통수요는 줄어들 것으로 예상되기에 두 변수간의 관계는 음의 부호가 기대된다. 1인당 GRDP 자료는 통계청에서 운영하는 국가통계포털(KOSIS)을 통해 구축할 수 있었고 소비자물가지수를 활용하여 2016년 기준 불변가격으로 변환하였다. 서울이 가장 가파른 상승세를 보이고 있고 다른 대도시들도 꾸준히 성장하였다. 다만 인천과 부산이 2008년과 2009년에 하락세를 보였는데 이는 2008년 세계경제위기로 인해 무역공항과 무역항구가 있는 도시 특성의 영향을 많이 받은 것으로 판단된다. 관세청 자료에 의하면 인천공항, 부산항, 인천항 순으로 무역건수 및 거래액이 많은 것으로 나타났다. 또한 불변가격으로 환산하였을 때 GRDP 순위가 인천이 2위이고 대구가 6위로 재조정되는 것도 주목할 만하다.

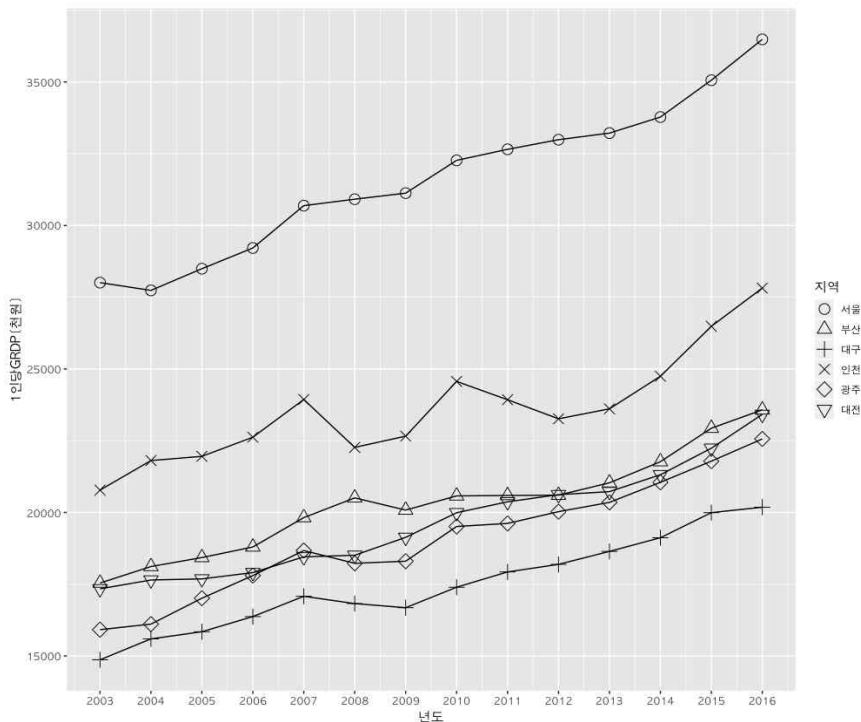


그림 12. 1인당 GRDP 추이

6) 승용차 보유대수

승용차 보유대수는 대중교통 승객수요와 직접적으로 반비례할 것으로 예상되어 대중교통승객수요모형에 포함시켰으며 두 변수 사이의 관계는 음의부호가 기대된다. 승용차 보유대수 자료는 각 지자체의 통계연보를 정리한 건설교통통계연보에서 발췌하였다. 아래의 그림에서 2009년 이후에는 대부분 대도시에서 완만하게 증가하는 추세이나 인천은 2012년 이후로 빠르게 승용차 등록대수가 증가한다. 이는 송도국제도시 등 신도시로 인구가 유입되고 인천시에서 리스 및 렌트차량을 적극적으로 유치했기 때문인 것으로 판단된다.

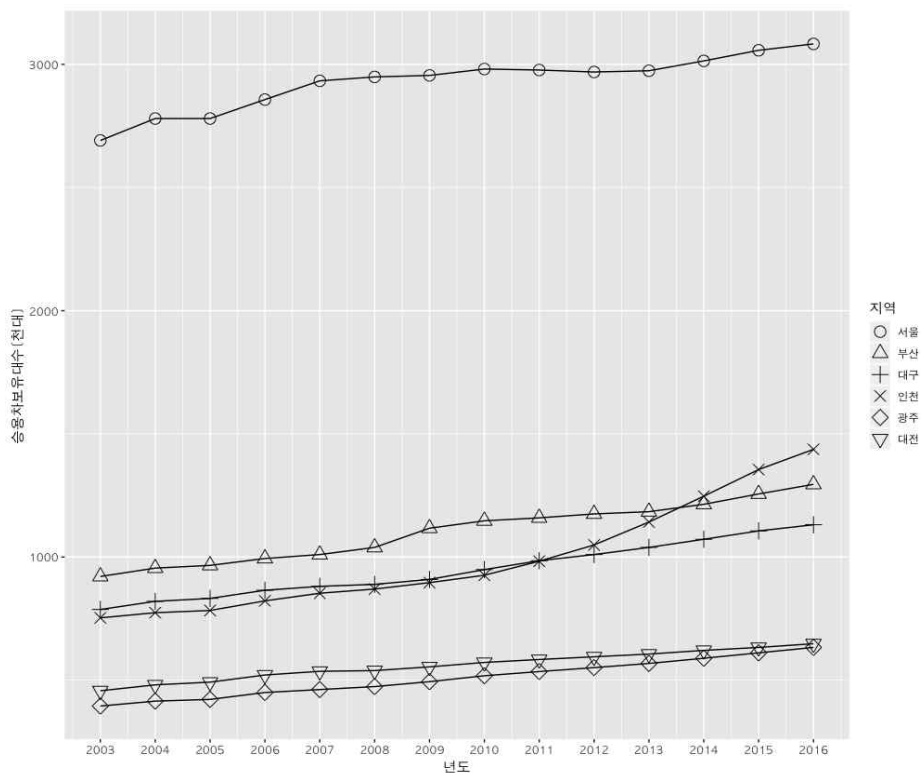


그림 13. 승용차보유대수 추이

7) 종사자수

종사자수는 거주인구가 아닌 유동인구를 고려하기 위해 대중교통승객수요 모형에 포함시켰다. 종사자수가 많을수록 유동인구가 늘어날 것이므로 대중교통수요에도 긍정적인 영향을 줄 것으로 예상되어 양의 부호가 기대된다. 종사자수도 국가통계포털을 통해 자료를 구축하였다. 아래의 그림을 보면 서울시는 다른 대도시에 비해 종사자수가 많고 크게 증가하고 있다. 산업구조의 변화에 따라 전문·과학·기술서비스업체 혹은 출판·영상·통신·정보서비스업체의 종사자들이 많이 생겼는데 그 인력들이 주로 서울시에 집중된 것으로 판단된다.

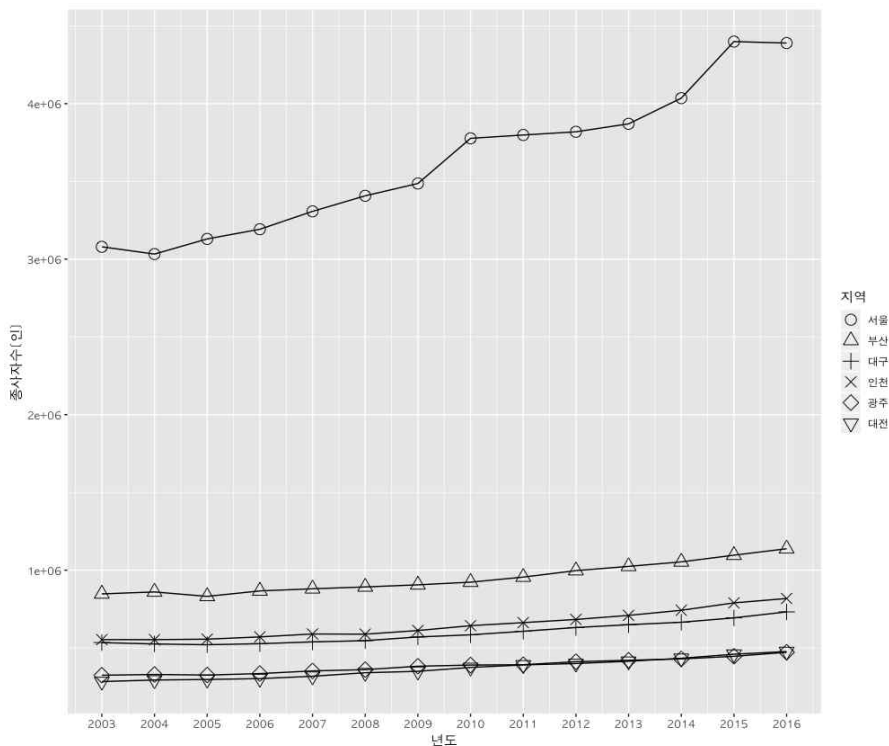


그림 14. 종사자 수 추이

8) 인구밀도

인구밀도는 대도시 내의 지역면적 당 거주인구를 뜻하며 대중교통수요와 양의 관계가 있을 것으로 기대된다. 어떤 연구에서는 인구와 지역면적을 구분해서 고려하기도 하나 두 변수의 영향과 인구밀도의 영향이 유사하다는 결론이 일반적이기 때문에 인구밀도로 고려해도 결과에는 큰 상관이 없을 것으로 판단된다(Boisjoly et al., 2018). 인구밀도자료는 국가통계포털을 통해 구득할 수 있었다. 아래의 그림을 보면 대부분의 대도시에서 2010년을 기준으로 약한 감소추세를 보이고 있다. 두 가지 원인이 있을 것으로 예상이 되는데 대도시의 부동산 가격상승과 대도시 주변 지역과의 교통발달 때문이라고 판단된다.

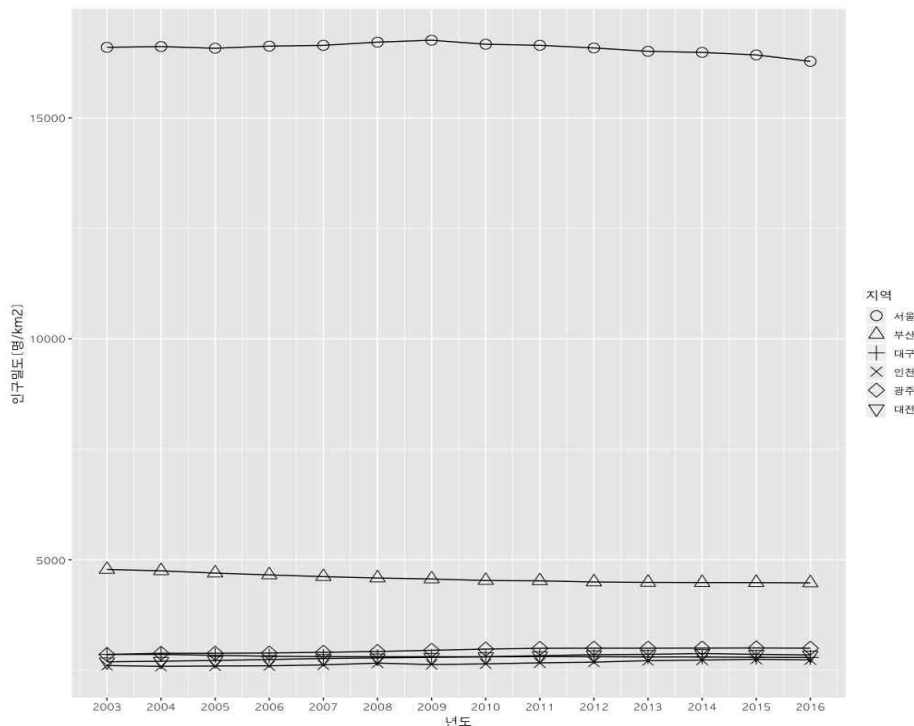


그림 15. 인구밀도 추이

9) 도로연장

도로연장은 승용차 통행과 시내버스 승객수요에 긍정적인 영향을 줄 것으로 기대되며 도시철도에는 부정적인 영향을 줄 것으로 예상된다. 도로연장 자료는 2013년부터 2016년까지는 국가통계포털에서 구득하였으며 나머지 년도는 도로현황조서에서 발췌하였다. 도로는 차로에 따라 연장된 정도가 다르므로 2,4,6,8,10차로를 기준으로 조사하였고 차로가 많을수록 더 큰 가중치($\times 2,4,6,8,10$)를 준 후 통합하여 각 시도별 도로연장 자료를 구축하였다. 서울의 2012년에는 2차로가 전년에 비해 절반으로 떨어지고 4차로가 약 2배가 증가하면서 outlier값이 발생하였다. 자료 측정 중 오류가 발생한 것으로 유추하고 이를 선형보간법으로 예측한 값으로 대체하였다. 아래 그림에서 인천이 2012년에 도로연장이 급증한 것은 신도시 개발에 따른 결과라고 판단이 된다.

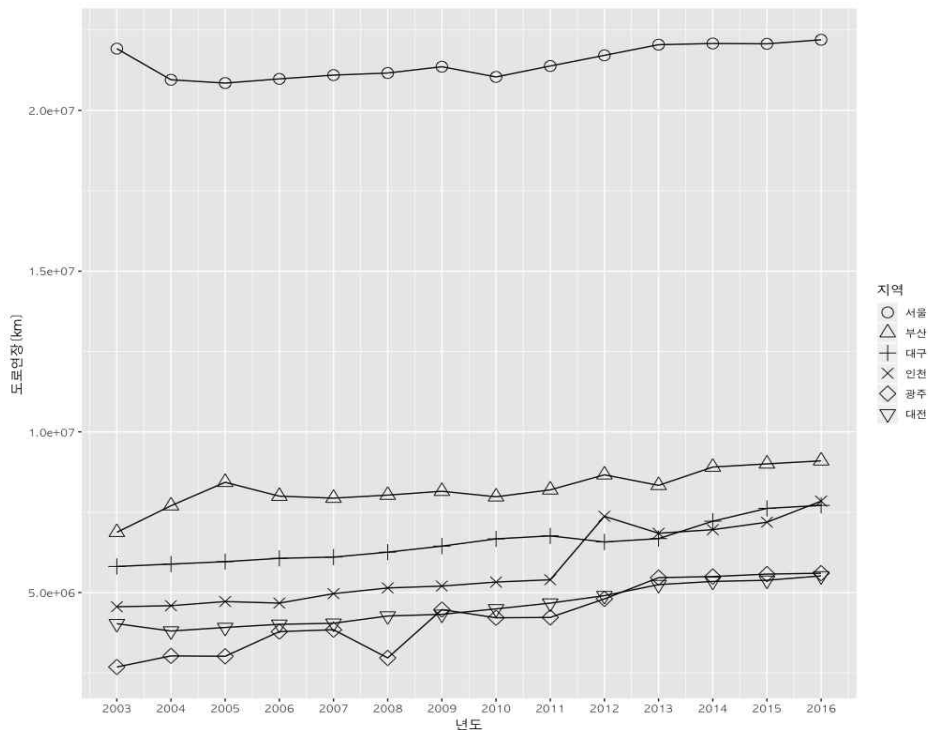


그림 16. 도로연장 추이

10) 실업률

실업률이 높을수록 개인의 경제력 약화에 따라 승용차소유 혹은 운행을 포기하고 대중교통으로 수단을 전환될 것으로 예상되기에 대중교통 수요와 양의 부호가 기대된다. 실업률 자료도 국가통계포털에서 구득하였고 실업자를 경제활동인구로 나누고 100을 곱해준 값이므로 단위는 %이다. 아래 그림에서 대부분의 대도시에서 실업률은 2008년과 2009년에 높아졌다가 잠깐 감소하고 2014년과 2015년에 다시 높아지는 추세를 보인다. 전자의 기간에는 글로벌 금융위기 때문인 것으로 판단되고 후자의 기간에는 국내 수출악화로 인한 영향인 것으로 파악된다.

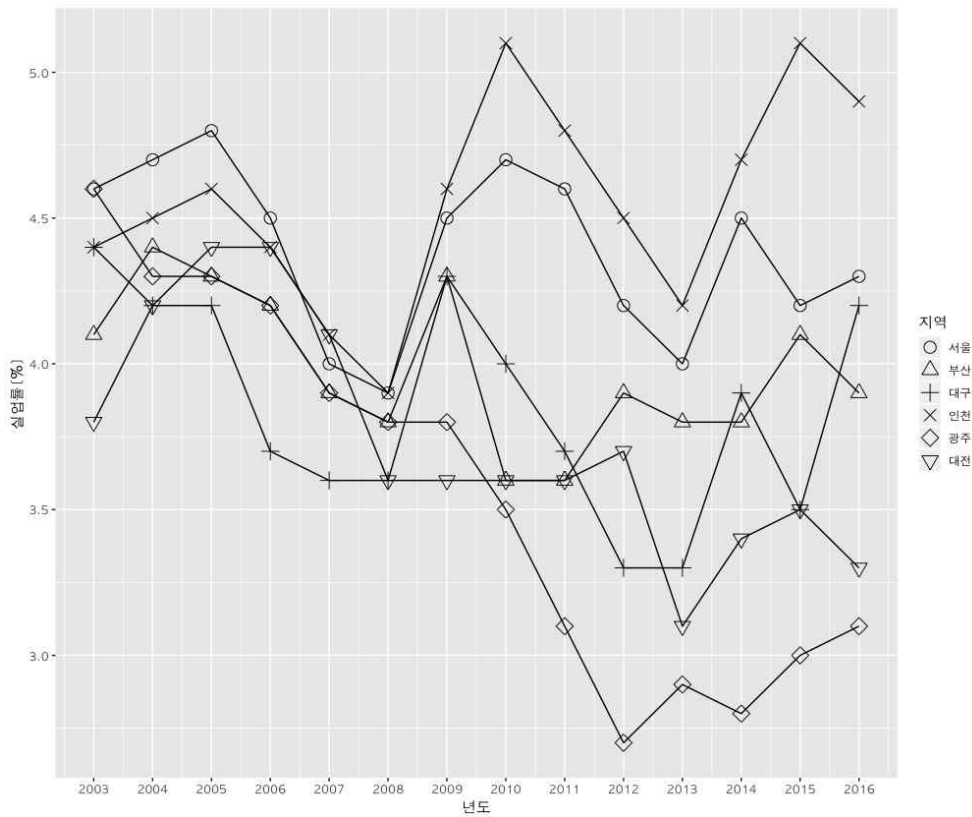


그림 17. 실업률 추이

11) 더미변수

더미변수로는 대도시 내 공유자동차 존재여부, 공공자전거 존재여부, 환승요금제 존재여부를 고려하였다. 공유자동차는 쏘카나 그린차와 같은 카셰어링 업체가 영업을 시작한 다음년도부터 카운트를 하였고 공공자전거는 시에서 본격적으로 진행한 다음년도로 카운트를 하였으며 환승요금제는 실제로 시행된 다음년도부터 카운트 하였다. 즉, <표 3>의 다음 해부터 1로 코딩이 되었다. 공공자전거는 대전, 대구, 부산, 서울 순으로 도입되었고 부산은 서비스를 2015년에 중단하였다. 공유자동차는 서울에서 가장 먼저, 광주에서 가장 나중에 도입되었다. 환승요금제는 서울에서 가장 먼저 시작하였고 인천에서 가장 늦게 도입하였다.

표 3. 더미변수들의 서비스시작년도

단위 : 년	공유자동차	공공자전거	환승요금제
서울	2010	2013	2004
부산	2011	2012	2008
대구	2011	2009	2006
인천	2011	-	2009
광주	2013	-	2006
대전	2011	2007	2007

2. 변수선택

많은 독립변수를 고려할수록 종속변수에 대한 설명력이 좋아지지만 독립변수들 간에 다중공선성(Multicollinearity)이 있을 경우에 계수의 분산 값이 커지게 되고 t-검정통계량이 매우 작게 되어 귀무가설을 기각할 가능성이 희박해져 추정된 계수의 값을 신뢰할 수 없게 된다(KOCW, 2013). 따라서 다중회귀분석 시에는 다중공선성 검정을 통해 독립변수의 상관관계를 검증하는 것이 필요하다. 또한 회귀분석 시 독립변수 계수의 수는 관찰점의 1/5이상을 넘지 않는 것이 좋다고 알려져 있는데, 본 연구의 자료의 관찰점은 6(지역) X 14(년도) = 84개이므로 다중공선성 검정을 통해 모형에 포함할 적절한 수의 독립변수를 선택할 필요가 있다.

다중공선성을 진단하는 방법에는 독립변수들 간 상관계수를 구하는 방법과 분산팽창요인(VIF)를 구하는 방법이 있다. 분산팽창요인은 회귀모형분석을 한 후에 구할 수 있으므로 모형을 설정하기 전 상태에서 독립변수를 선택해야 하는 본 연구에서는 다중공선성을 검정하기 위해 독립변수들 간의 Pearson's 상관계수를 이용한다. 보통 독립변수들 간 Pearson's 상관계수가 0.8이상이면 다중공선성의 문제가 있는 것으로 판단한다. 오픈패키지 프로그램인 R을 이용하여 분석한 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4>에서 Pearson's 상관계수가 0.8 이상인 독립변수는 1인당 GRDP, 도로연장, 종사자수, 승용차등록대수, 인구밀도, 대중교통보유대수이다. 이 중 관심변수인 대중교통보유대수와 중요한 통제변수라고 생각되는 인구밀도는 모형에 포함시킨다. 유가는 Pearson's 상관계수가 높지 않지만 모형을 추정하였을때 통계적으로 유의하지 않게 나오기 때문에 제외한다. 따라서 최종적으로 선택된 변수는 대중교통보유대수, 대중교통운임, 환승요금제존재여부, 공유자동차존재여부, 공공자전거 존재여부, 인구밀도, 실업률로 총 7개이고 제외된 변수는 유가, 승용차등록대수, 도로

표 4. 독립변수들 간 Pearson's 상관계수

	1)유가	2)공유 자동차 존재여부	3)공공 자전거 존재여부	4)인구 밀도	5)1인당 GRDP	6)승용 차등록 대수	7)중사 자수	8)대중 교통운 입	9)대중 교통보 유대수	10)도로 연장	11)통합 요금제 존재여부	12)실업 률
1)	1	-0.318	-0.176	0.205	0.029	0.155	0.158	-0.283	0.205	0.161	0.025	-0.024
2)	-0.318	1	0.479	0.078	0.361	0.203	0.184	0.275	0.094	0.186	0.513	-0.172
3)	-0.176	0.479	1	-0.059	0.031	-0.012	0.003	0.096	-0.079	-0.002	0.421	-0.326
4)	0.205	0.078	-0.059	1	0.842	0.961	0.980	-0.164	0.987	0.981	0.175	0.314
5)	0.029	0.361	0.031	0.842	1	0.889	0.892	-0.025	0.856	0.865	0.355	0.330
6)	0.155	0.203	-0.012	0.961	0.889	1	0.981	-0.212	0.985	0.990	0.253	0.387
7)	0.158	0.184	0.003	0.980	0.892	0.981	1	-0.183	0.982	0.985	0.226	0.337
8)	-0.283	0.275	0.096	-0.164	-0.025	-0.212	-0.183	1	-0.234	-0.182	0.251	-0.407
9)	0.205	0.094	-0.079	0.987	0.856	0.985	0.982	-0.234	1	0.990	0.159	0.392
10)	0.161	0.186	-0.002	0.981	0.865	0.990	0.985	-0.182	0.990	1	0.241	0.319
11)	0.025	0.513	0.421	0.175	0.355	0.253	0.226	0.251	0.159	0.241	1	-0.332
12)	-0.024	-0.172	-0.326	0.314	0.330	0.387	0.337	-0.407	0.392	0.319	-0.332	1

연장, 중사자수, 1인당 GRDP로 5개이다.

본 연구에서 지역을 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전 6개의 대도시로 구분하였는데 이들 도시 간의 특징은 도시철도 노선 개수가 다르다는 것이다. 따라서 6개 대도시를 도시철도 개수에 따라 서울(5개 이상)과 부산, 대구, 인천(2개 이상)과 광주, 대전(1개) 3가지 권역으로 재분류하여 분석하였다. 그 결과 지역을 6개로 분류한 모형이 3개로 분류한 모형보다 AIC(Akaike Information Criterion) 모형적합도가 더 좋았기 때문에 지역을 6개로 분류하여 연구를 진행한다.

3. 모형의 설정

본 연구의 데이터는 2003년부터 2016년까지 6대 특별시 및 광역시에 관한 패널자료이기에 본 연구에서는 이에 적합한 패널모형을 사용한다. 패널모형 중에서도 혼합모형은 통제할 수 없는 변수들을 고려하지 못한 것으로 인해 발생할 수 있는 오류를 감소시켜주기 때문에, 대중교통 승객수에 영향을 줄 수 있는 요소가 많지만 모든 변수를 고려할 수 없는 대중교통수요에 관한 연구에 혼합모형이 사용되는 것은 적합하다(Boisjoly et al., 2018). 또한 혼합모형은 이분산성 문제를 줄여주기 때문에 도시 간 차이가 날 수 있는 대중교통수요모형에 사용되는 것이 적합하다(Pinheiro and Bates, 2000). 본 연구는 혼합모형 중 독립변수의 계수에 임의효과를 고려하는 임의기울기모형(random slope model)의 형태를 따르지만 절편은 지역에 따른 고정효과로 고려하고 일부 독립변수만 지역 혹은 년도에 따른 임의효과를 고려한다. 본 연구에서는 대중교통모형, 시내버스모형, 도시철도모형과 같은 3가지 형태의 모형을 설정한다.

대중교통모형은 <식 IV-1>과 같이 명시하였다. 절편을 지역에 따른 고정효과로 고려하였는데 이는 <식 III-1> 밑의 문단에서 언급한 것처럼 지역별로 대중교통수송인원이 크게 다르기 때문이다. 독립변수의 계수에 임의효과를 고려한 변수는 대중교통운임이며 년도에 따라 변화한다고 간주하고 모형에 반영하였다. 독립변수의 계수를 임의효과로 고려하는 이유는 두 가지이다. 첫째, 고려해준 독립변수들이 지역과 년도변수에 따라 특유하고 비조직적으로 생각되기에 그에 따른 임의적인 효과가 나타날 것이라 판단한 것이며 둘째, 고정효과와 달리 임의효과로 고려하면 지역 혹은 년도에 따른 효과가 추정해야할 계수에 포함되지 않아서 회귀분석을 위한 적절한 수의 추정치를 확보할 수 있기 때문이다. 터미변수(공유자동차존재여부, 공공자전거 존재여부, 환승요금제 존재여부)와 단위가 %인 실업률을 제외한 모든 변수는 자연로그로 변환하였다.

$$1\text{수준} : \ln(Y_{it}) = \beta_{0i} + \beta_1^{AOP} \ln(AOP_{it}) + \beta_1^{CAS} CAS_{it} + \beta_1^{CYS} CYS_{it} \\ + \beta_1^{DP} \ln(DP_{it}) + \beta_1^{PTF} \ln(PTF_{it}) + \beta_1^{PTN} \ln(PTN_{it}) + \beta_1^{TR} TR_{it} \\ + \beta_1^{UEM} UEM_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$2\text{수준} : \beta_{1t}^{PTF} = \beta_1^{PTF} + u_t^{PTF} \quad u_t^{PTF} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$\text{대중교통모형 1,2수준통합} : \ln(Y_{it}) = \beta_{0i} + \beta_1^{AOP} \ln(AOP_{it}) + \beta_1^{CAS} CAS_{it} \\ + \beta_1^{CYS} CYS_{it} + \beta_1^{DP} \ln(DP_{it}) + \beta_1^{PTF} \ln(PTF_{it}) + \beta_1^{PTN} \ln(PTN_{it}) \\ + \beta_1^{TR} TR_{it} + \beta_1^{UEM} UEM_{it} + u_t^{PTF} \ln(PTF_{it}) + \epsilon_{it} \\ u_t^{PTF} \sim N(0, \sigma_u^2) \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

<식 IV-1>

여기서,

AOP: 유가
CAS: 공유자동차존재여부
CYS: 공공자전거존재여부
DP: 인구밀도
PTF: 대중교통 운임
PTN: 대중교통 보유대수
TR: 환승요금제 존재여부
UEM: 실업률

σ_ϵ^2 : 1수준오차항

σ_u^2 : 운임관련 2수준오차항

시내버스모형은 시내버스 승객수요에 미치는 영향을 파악하기 위해 대중교통모형과는 달리 종속변수를 시내버스 승객수로 설정한다. 독립변수는 대중교통모형에서 대중교통보유대수와 대중교통운임을 시내버스보유대수와 시내버스운임으로만 바꾸고 다른 변수들은 동일하게 고려한다. 임의효과를 년도별로 시내버스운임을, 지역별로 인구밀도를 고려한다. 인구밀도는 지역에 따라 시내버스 승객수에 미치는 영향이 다를 것이라 판단되기 때문에 지역별 임의효과를 고려하였다. 시내버스모형은 <식 IV-2>와 같이 명시하였다.

$$\begin{aligned}
1\text{수준} : \ln(Y_{it}^{BUS}) &= \beta_{0i} + \beta_1^{AOP} \ln(AOP_{it}) + \beta_1^{CAS} CAS_{it} + \beta_1^{CYS} CYS_{it} \\
&+ \beta_{1i}^{DP} \ln(DP_{it}) + \beta_{1t}^{BF} \ln(BF_{it}) + \beta_1^{BN} \ln(BN_{it}) + \beta_1^{TR} TR_{it} \\
&+ \beta_1^{UEM} UEM_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
2\text{수준} : \\
\beta_{1i}^{DP} &= \beta_1^{DP} + u_i^{DP} \\
\beta_{1t}^{BF} &= \beta_1^{BF} + u_t^{BF}
\end{aligned}
\quad \begin{pmatrix} u_i^{DP} \\ u_t^{BF} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{11} & 0 \\ 0 & \tau_{22} \end{bmatrix} \right)$$

$$\begin{aligned}
\text{시내버스모형 1,2수준통합} : \ln(Y_{it}^{BUS}) &= \beta_{0i} + \beta_1^{AOP} \ln(AOP_{it}) + \beta_1^{CAS} CAS_{it} \\
&+ \beta_1^{CYS} CYS_{it} + \beta_{1i}^{DP} \ln(DP_{it}) + \beta_{1t}^{BF} \ln(BF_{it}) + \beta_1^{BN} \ln(BN_{it}) \\
&+ \beta_1^{TR} TR_{it} + \beta_1^{UEM} UEM_{it} + u_i^{DP} \ln(DP_{it}) + u_t^{BF} \ln(BF_{it}) + \epsilon_{it} \\
\begin{pmatrix} u_i^{DP} \\ u_t^{BF} \end{pmatrix} &\sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{11} & 0 \\ 0 & \tau_{22} \end{bmatrix} \right) \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad <\text{식 IV-2}>
\end{aligned}$$

여기서,

Y_{it}^{BUS} : 시내버스 승객수

τ_{11} : 인구밀도의 분산

τ_{22} : 시내버스운임의 분산

도시철도모형도 시내버스모형처럼 도시철도승객수요에 대한 영향을 파악하기 위해 종속변수를 도시철도승객수로 설정한다. 보유대수와 운임을 도시철도에 관한 것으로 바꾼 것을 제외하고는 시내버스모형과 동일한 독립변수를 고려한다. 임의효과는 시내버스모형과 다르게 도시철도 보유대수가 지역에 따른 영향을 많이 받을 것이라고 예상되기 때문에 시내버스모형에서 고려해준 임의효과에 지역에 따른 도시철도 보유대수를 추가하여 모형을 설정하였다. 도시철도모형은 <식 IV-3>과 같이 명시하였다.

$$\begin{aligned}
1\text{수준} : \ln(Y_{it}^{SW}) &= \beta_{0i} + \beta_1^{AOP} \ln(AOP_{it}) + \beta_1^{CAS} CAS_{it} + \beta_1^{CYS} CYS_{it} \\
&+ \beta_{1i}^{DP} \ln(DP_{it}) + \beta_{1t}^{SF} \ln(SF_{it}) + \beta_{1i}^{SN} \ln(SN_{it}) + \beta_1^{TR} TR_{it} \\
&+ \beta_1^{UEM} UEM_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)
\end{aligned}$$

2수준 :

$$\begin{aligned}\beta_{1i}^{DP} &= \beta_1^{DP} + u_i^{DP} \\ \beta_{1i}^{SN} &= \beta_1^{SN} + u_i^{SN} \\ \beta_{1i}^{SF} &= \beta_1^{SF} + u_i^{SF}\end{aligned} \quad \begin{pmatrix} u_i^{DP} \\ u_i^{SN} \\ u_i^{SF} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{11} & \rho_{12} & 0 \\ \rho_{21} & \tau_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \tau_{33} \end{bmatrix} \right)$$

도시철도모형 1,2수준통합 : $\ln(Y_{it}^{SW}) = \beta_{0i} + \beta_1^{AOP} \ln(AOP_{it}) + \beta_1^{CAS} CAS_{it}$
 $+ \beta_1^{CYS} CYS_{it} + \beta_1^{DP} \ln(DP_{it}) + \beta_1^{SF} \ln(SF_{it}) + \beta_1^{SN} \ln(SN_{it}) + \beta_1^{TR} TR_{it}$
 $+ \beta_1^{UEM} UEM_{it} + u_i^{DP} \ln(DP_{it}) + u_i^{SF} \ln(SF_{it}) + u_i^{SN} \ln(SN_{it}) + \epsilon_{it}$

$$\begin{pmatrix} u_i^{DP} \\ u_i^{SN} \\ u_i^{SF} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{11} & \rho_{12} & 0 \\ \rho_{21} & \tau_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \tau_{33} \end{bmatrix} \right) \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

<식 IV-3>

여기서,

Y_{it}^{SW} : 도시철도승객수

τ_{22} : 도시철도보유대수의 분산

$\rho_{12} = \rho_{21}$: 인구밀도와 도시철도보유대수의 공분산

τ_{33} : 도시철도운임의 분산

각 모형에서 독립변수의 계수에 대한 임의효과는 <표 5>에 정리하였다. 독립변수의 계수 사이의 공분산은 괄호를 통해 표시하였다.

모형의 적합도는 제한된 최대우도법과 이를 응용한 AICc값으로 판단한다. 혼합모형에서 추정방법은 최대우도법(Maximum Likelihood : ML)과 제한된 최대우도법(Restricted maximum likelihood : REML) 두

표 5. 모형별 독립변수 계수의 임의효과

모형	id	변수
통합	지역	-
	년도	대중교통운임
시내버스	지역	인구밀도
	년도	시내버스운임
도시철도	지역	(도시철도보유대수, 인구밀도)
	년도	도시철도운임

가지 방법이 있다. 제한된 최대우도법은 집단 수가 적거나 표본크기가 작은 경우에 최대우도법보다 더 적게 편향된 추정치를 제공한다(홍세희, 2012). 집단수도 적고 표본크기가 작은 본 연구에서는 제한된 최대우도법을 채택하였다. REML은 <식 IV-4>와 같이 구할 수 있고 AICc는 <식 IV-5>에 따라 구할 수 있다(Bates et al., 2015). AICc의 값은 작을수록 좋은 모형이다.

$$REML = \log \frac{|L_{\theta}|^2 |R_X|^2}{|W|} + (n-p) \left[1 + \log \left(\frac{2\pi r^2(\theta)}{n-p} \right) \right]$$

여기서,
 θ : 상대적인 공변량 파라미터

<식 IV-4>

$$AICc = k - 2 \ln(REML)$$

여기서,
 k : 파라미터 수

<식 IV-5>

혼합모형 분석을 위해 다양한 통계 프로그램이 사용되지만 본 연구에서는 오픈소스 프로그램인 R 3.5.1 프로그램으로 분석하였다. 라이브러리는 lme4패키지를 사용하였고 그 중 lmer 함수를 이용하여 혼합모형을 추정하였다.

또한 모형의 설명력을 검증하기 위해 무조건모형(Unconditional model)을 설정한다. 무조건모형은 독립변수를 고려하지 않고 절편만 고려한 모형이다. R 프로그램상에서 혼합모형의 함수인 lmer로 추정하기 위해서는 하나 이상의 임의효과를 고려해주는 것이 필요하기 때문에 독립변수에 임의효과를 고려하는 임의기울기모형은 무조건모형으로 분석할 수 없다. 따라서 이와 같은 한계로 인해 기본모형으로 설정한 임의기울기모형을 무조건모형으로 설정하는 것이 적합하나 무조건모형은 임의절편모형으로 설정한다. 무조건모형은 <식 IV-6>과 같이 명시하였다.

$$Y_{it} = \beta_0 + u_{0i} + e_{it}, \quad u_{0i} \sim N(0, \sigma_u^2) \quad e_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

여기서,

β_0 : 지역평균절편

σ_ϵ^2 : 1수준 분산

σ_u^2 : 2수준 분산

<식 IV-6>

V. 연구결과 분석

1. 자료의 기술적 분석

데이터의 특성을 파악하기 위해 자료의 기본적인 통계량들을 분석하는 것이 필요하다. 일반적으로 기초통계량은 평균, 최소값, 최대값을 포함할 수 있으며 더미변수를 제외한 본 연구 데이터의 기초통계량을 <표 6>에 제시한다.

대중교통, 시내버스, 도시철도의 변수에서 운임은 최소값과 최대값의 차이가 최대 2배이지만 보유대수나 승객수는 그 차이가 각각 최대 77배, 272배인 것을 파악할 수 있다. 이를 통해 보유대수와 승객수는 서울과 다른 지역의 차이가 큰 것을 파악할 수 있으며 이분산성 문제를 염두에 두어야 함을 알 수 있다. 또한 세 변수에 대해 시내버스보다는 도시철도가 차이의 정도가 큰 것을 통해 도시철도의 도시 간 차이가 큰 것을 파악할 수 있다.

표 6. 자료의 기술적 통계량

구분	변수	단위	평균	최소값	최대값
1	대중교통운임	원/인	1,009	772	1,364
2	대중교통보유대수	대	4,469	960	18,244
3	대중교통승객수	천인	893,642	122,231	3,575,829
4	시내버스운임	원/인	1,055	744	1,383
5	시내버스보유대수	대	2,651	900	8,495
6	시내버스승객수	천인	518,439	122,231	1,684,322
7	도시철도운임	원/인	825	595	1,228
8	도시철도보유대수	대	859	48	3,715
9	도시철도승객수	천인	375,202	7,000	1,907,000
10	유가	원/리터	1,852	1,383	2,175
11	인구밀도	인/ km^2	5,397	2,589	16,758
12	실업률	%	4.01	2.70	5.10

2. 대중교통모형

<표 7>은 대중교통모형의 추정결과이다. 무조건모형의 AICc값은 -62.0인 반면 대중교통모형의 AICc 값은 -185.8로 더 낮은 값이 나타났기에 대중교통모형이 더 나은 모형설명력을 가진다고 판단할 수 있다. 대중교통 승객수요에 영향을 미칠 수 있는 요인 중 내부요인의 변수들은 통계적으로 모두 유의하게 나왔다. 그 중 대중교통보유대수는 계수 값이

표 7. 대중교통모형 추정결과

변수		계수	표준오차	유의도
고정효과				
절편	서울	9.009	2.697	0.002 **
	부산	9.840	2.333	0.000 ***
	대구	9.860	2.196	0.000 ***
	인천	9.972	2.179	0.000 ***
	광주	9.673	2.221	0.000 ***
	대전	9.701	2.208	0.000 ***
내부요인	대중교통보유대수(ln)	0.785	0.104	0.000 ***
	대중교통운임(ln)	-0.460	0.070	0.000 ***
교통과 연관된	환승요금제존재여부	0.104	0.016	0.000 ***
	공유자동차존재여부	0.049	0.018	0.014 *
외부요인	공공자전거존재여부	0.069	0.016	0.000 ***
그 외의 외부요인	인구밀도(ln)	0.864	0.314	0.008 **
	실업률	-0.002	0.015	0.880
임의효과				
변수		분산	표준편차	
대중교통운임		0.000	0.005	
잔차		0.001	0.039	
REML		-222.9		
AICc		-185.8		
관찰점 수		84		
집단 수		년도 :14, 지역 : 6		
* p<0.05. ** p<0.01. *** p<0.001				

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

0.785인데 이는 탄력성 값이므로 본 연구의 결과에 의하면 다른 변수들이 고정되고 대중교통보유대수가 10% 증가할 때 대중교통 승객수는 7.85% 증가한다고 볼 수 있다. 또한 모형에 포함된 변수 중 탄력성이 두 번째로 크기 때문에 승객수요에 상당한 영향을 주는 것을 시사한다. 미국을 대상으로 연구한 Boisjoly et al.(2018)의 연구에서는 유사한 변수인 VRK의 탄력성이 0.827이었고 Taylor et al.(2009)의 연구에서는 VRH의 탄력성이 1.081이었던 것을 비교할 때 상대적으로 본 연구의 값이 낮은 것을 발견할 수 있다. 이 변수들이 서로 대체가능하다고 가정할 때 한국의 대중교통 운영서비스 탄력성은 미국의 것보다 대중교통 승객수에 대해 비탄력적이라고 볼 수 있는데 이는 미국의 대도시보다 한국의 대도시에서 대중교통 서비스가 더 높은 수준으로 제공되어 한계체감의 법칙에 따라 더 비탄력적으로 나타난 것으로 해석된다. 또한 중요한 운영변수인 대중교통운임도 -0.460으로 다른 변수들이 고정되고 대중교통운임이 10% 증가할 때 대중교통 승객수는 4.60% 감소하는 것을 알 수 있다. 운임의 년도에 따른 임의효과의 변동은 0.000으로 나타났기에 년도에 따른 운임의 변동은 통계적으로 거의 없다고 볼 수 있다. 미국을 대상으로 연구한 Boisjoly et al.(2018)과 Taylor et al.(2009)의 연구에서는 운임의 탄력성이 각각 -0.219와 -0.427이었고 본 연구보다는 적은 값인 것을 발견할 수 있다. 한국에서는 대중교통 간 환승체계가 체계적으로 이루어져 있어서 한 수단의 운임이 다른 수단에까지도 영향을 서로 미치기 때문에 탄력성의 값이 미국보다 더 크다고 예상된다. 대중교통 보유대수가 증가하는 것은 노선의 확장 혹은 배차간격의 감소와 같은 운영서비스 질의 향상으로 볼 수 있는데 노선의 확장이 승객수요에 더 큰 영향을 미칠 것으로 예상되나 어느 편이 어느정도 영향을 미칠지 추가적인 변수를 통해 분석이 필요할 것이다. 대중교통 운임이 증가할 때 승객수가 줄어드는 양도 크게 나타나기에 대중교통 승객수 증가를 위해서는 되도록 운임인상을 지양해야 한다는 것을 시사한다.

교통과 연관된 외부요인 중 더미변수들인 환승요금제, 공유자동차,

공공자전거 존재여부는 모두 통계적으로 유의하게 나왔다. 더미변수들은 자연로그를 취해주지 않았기에 $e^{\beta}-1$ 을 통해서 계수 값(β)을 변화시켜 해석하였다. 환승요금제존재여부는 0.104로 탄력성이 나타났고 모형에서 4번째로 큰 값이기에 환승요금제도 대중교통 승객수요에 상당한 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다. 공유자동차, 공공자전거 존재여부 변수들의 변화된 계수 값이 각각 0.049과 0.069로 적은 숫자이나 양수가 나왔다. 더미변수로 고려해주었기에 더 좋은 자료로 추가적인 분석이 필요하겠지만, 본 연구에서의 결과에 따르면 한국 대도시에서 공유자동차나 공공자전거는 대중교통과 보완재가 될 수 있음을 시사한다. Boisjoly et al.(2018)의 연구에서도 우버의 존재와 공공자전거의 존재가 통계적으로 유의하지는 않았지만 탄력성이 양수로 나타남으로 대중교통과 보완재가 될 수 있음을 시사하였다.

그 외의 외부요인에서 통계적으로 유의한 값을 보인 것은 인구밀도이고 실업률은 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 추정값이 0에 가깝게 나왔다. 인구밀도는 탄력성이 0.864로 나타났고 이는 모형의 추정치에서 가장 크며 고려된 변수 중 대중교통 승객수요에 가장 많은 영향을 줄 수 있는 변수라고 해석이 된다. Talor et al.(2009)의 연구에서는 탄력성이 0.426으로 나타났고 Boisjoly et al.(2018)의 연구에서는 대체변수인 인구의 탄력성이 0.339로 나타난 것에서 본 연구의 탄력성보다는 작은 것을 확인할 수 있다. 실업률이 본 연구에서는 0에 가까운 추정치를 보인 것은 취업자의 수가 과도하게 산정했기 때문이라고 판단된다. 통계청에서 정의한 취업자는 ① 조사대상 주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자 ② 자기에게 직접적으로는 이득이나 수입이 오지 않더라도 자기 가구에서 경영하는 농장이나 사업체의 수입을 높이는 데 도운 가족종사자로서 주당 18시간이상 일한 자(무급가족종사자) ③ 직장 또는 사업체를 가지고 있으나 조사대상 주간 중 일시적인 병, 일기불순, 휴가 또는 연가, 노동쟁의 등의 이유로 일하지 못한 일시휴직자이다(경제활동인구

조사, 2017). 실업률은 $\frac{\text{실업자}}{\text{취업자} + \text{실업자}}$ 로 산정되기에 과도한 취업자의 수는 실업률이 대중교통 승객수요에 미치는 영향을 왜곡할 수 있다. 취업자의 과도한 산정을 보완하기 위한 고용보조지표가 있지만 이 자료는 2015년부터 존재하고 지역별로 조사된 자료를 찾기 어려우므로 사용할 수 없었다.

3. 시내버스모형

<표 8>은 시내버스모형의 추정결과이다. 시내버스의 무조건모형 AICc값은 -99.3이나 시내버스모형의 AICc 값은 -158.1로 시내버스모형이 더 좋은 모형적합도를 나타내고 있음을 알 수 있다. 내부요인의 변수들은 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 시내버스보유대수는 0.675로

표 8. 시내버스모형 추정결과

변수		계수	표준오차	유의도
고정효과				
절편	서울	10.855	11.931	0.400
	부산	28.089	5.057	0.000 ***
	대구	6.032	10.011	0.574
	인천	4.795	6.571	0.474
	광주	14.605	7.261	0.060
	대전	9.911	5.056	0.061
내부요인	시내버스보유대수(ln)	0.675	0.120	0.000 ***
	시내버스운임(ln)	-0.314	0.071	0.000 ***
교통과 연관된	환승요금제존재여부	0.113	0.020	0.000 ***
	공유자동차존재여부	0.020	0.021	0.344
외부요인	공공자전거존재여부	0.025	0.021	0.247
그 외의 외부요인	인구밀도(ln)	0.525	0.745	0.514
	실업률	0.006	0.021	0.787
임의효과				
변수		분산	표준편차	
시내버스운임		0.000	0.005	
인구밀도		1.875	1.369	
잔차		0.002	0.045	
REML		-198.2		
AICc		-158.1		
관찰점 수		84		
집단 수		년도 :14, 지역 : 6		
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001				

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

변수 중에 가장 큰 탄력성을 나타내므로 운영서비스가 시내버스 승객수요에 가장 큰 영향을 주는 것을 시사한다. Currie and Wallis(2008)는 시내버스와 관련된 메타연구를 하며 service level의 평균탄력성은 0.35라고 밝혔지만 10만명 이상의 대도시에서는 탄력성 값이 더 클 수 있다고 하였다. 본 연구의 대상 도시들은 모두 100만명 이상의 도시들이므로 탄력성 값이 더 큰 것으로 판단된다. 운임은 탄력성이 -0.314로 나타났고 절대값으로 판단할 때 본 모형에서 통계적으로 유의한 변수 중 세 번째로 큰 값을 가진 변수이다. Currie and Wallis(2008)는 메타연구 중 운임의 평균탄력성이 -0.400이지만 10만명 이상의 대도시에서는 운임탄력성의 값이 더 낮을 수 있다고 하였다.

교통과 연관된 외부요인에서는 공유자동차, 공공자전거존재여부는 통계적으로 유의하지 않게 나타났고 환승요금제존재여부만 통계적으로 유의하게 나타났다. 환승요금제존재여부는 대중교통모형과 비슷한 탄력성 값인 0.113으로 나타났고 시내버스모형에서도 4번째로 큰 값을 보이고 있다. 공공자동차, 공공자전거존재여부는 통계적으로 유의하지 않게 나타났으나 대중교통모형과 동일하게 탄력성은 양수로 나타났다.

그 외의 외부요인은 두 변수 모두 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 인구밀도가 통계적으로 유의하게 나오지 않았지만 그 계수값은 탄력성이 0.525로 모형의 변수 중 두 번째로 크다. 대중교통모형보다는 확연히 작아진 값이나 인구밀도가 여전히 승객수요에 상당한 영향을 미침을 발견할 수 있었다. 인구밀도의 임의효과는 1.875로 지역에 따라 변동하는 정도가 상당하다. 인구밀도 탄력성의 불안정성은 대중교통 보유대수와의 높은 상관관계 때문인 것으로 판단된다. 실업률은 대중교통모형과 동일한 이유로 통계적으로 유의하지 않게 나오는 것으로 판단되며 탄력성 또한 0에 가까운 값으로 나타났다.

4. 도시철도모형

<표 9>는 도시철도모형의 추정결과이다. 도시철도 무조건모형의 AICc값은 75.1이나 도시철도모형의 AICc값은 -33.6으로 도시철도모형

표 9. 도시철도모형 추정결과

변수		계수	표준오차	유의도
고정효과				
절편	서울	-11.161	24.318	0.684
	부산	-8.710	19.487	0.671
	대구	-26.524	10.389	0.035 *
	인천	4.649	7.368	0.532
	광주	-1.308	8.230	0.875
	대전	-30.203	8.567	0.002 **
내부요인	도시철도보유대수(ln)	0.894	0.276	0.027 *
	도시철도운임(ln)	0.002	0.100	0.983
교통과 연관된 외부요인	환승요금제존재여부	0.128	0.045	0.009 **
	공유자동차존재여부	0.045	0.040	0.273
	공공자전거존재여부	0.080	0.046	0.101
그 외의 외부요인	인구밀도(ln)	3.108	1.322	0.044 *
	실업률	-0.068	0.046	0.141
임의효과				
변수		분산	표준편차	
도시철도보유대수		0.287	0.536	
도시철도운임		0.000	0.000	
인구밀도		3.440	1.855	
잔차		0.011	0.106	
공분산				
도시철도보유대수 × 인구밀도		1.00		
REML		-80.8		
AICc		-33.6		
관찰점		80		
집단 수		년도 :14, 지역 : 6		
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001				

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

이 더 나은 모형적합도를 나타낸다. 내부요인에서 도시철도보유대수는 통계적으로 유의하지만 운임은 유의하지 않았다. 도시철도보유대수의 탄력성은 0.894로 나타났고 지역에 따른 임의효과의 분산은 0.287로 나타났다. 즉, 도시철도보유대수가 10% 증가할 때 도시철도 승객수는 8.94% 증가한다는 것이며 지역별로 2.87% 임의의 변동을 보일 수 있다는 것으로 해석된다. 오관교(2010)는 GMM으로 추정한 도시철도영업거리의 탄력성은 0.360으로 보고하였고 그 결과는 본 연구의 탄력성보다 작다. 영업거리는 도시철도의 노선확장으로 인한 양적 서비스제공만을 포함하지만 보유대수는 노선확장 뿐 아니라 짧은 배차간격으로 인한 대기시간 감소, 차내혼잡 감소와 같은 질적 서비스의 제공까지 포함하므로 본 연구가 선행연구보다 더 높은 탄력성을 도출한 것으로 판단된다. 운임이 통계적으로 유의하지 않으며 0에 가까운 값이 나타난 이유는 본 연구에서 도시철도 운임변수를 도시철도수송수입/도시철도승객수로 정의하였고 도시철도승객수에 무임승차인원도 포함되었기 때문에 일어난 문제라고 생각된다. 무임승차인원에 대한 자료를 구득하기가 어려워 이를 고려한 분석은 실행하지 못하였기에 이에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 도시철도 운임탄력성의 년도에 따른 임의효과도 다른 모형들과 동일하게 0에 가까운 값이 나타났다.

교통과 연관된 외부요인에서는 환승요금제존재여부만 통계적으로 유의하게 나타났다. 환승요금제존재여부는 탄력성이 0.128이며 도시철도모형에서는 3번째로 큰 값이다. 공유자동차, 공공자전거존재여부는 통계적으로 유의하지 않게 나타났지만 탄력성의 부호가 양수로 나타났기에 도시철도와 보완재 관계를 추측해볼 수 있다.

그 외의 외부요인에서 인구밀도는 통계적으로 유의하게 나타났지만 실업률은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 인구밀도의 탄력성은 3.108로 모형의 변수 중 가장 크다. 하지만 지역에 따른 분산도 3.440으

로 어떤 지역에는 탄력성이 음수가 될 정도로 변동도 크기에 불안정한 값으로 보여진다. 실업률은 통계적으로 유의하지 않게 나왔지만 P-value 가 0.141로 낮게 나왔고 탄력성은 다른모형들에서와 같이 0에 가까운 값을 나타내고 있다.

5. 모형 간 비교

표 10. 모든 모형의 추정된 계수

변수		대중교통모형	시내버스모형	도시철도모형
고정효과				
내부요인	대중교통보유대수(ln)	0.785 ***	0.675 ***	0.894 *
	대중교통운임(ln)	-0.460 ***	-0.314 ***	0.002
교통과 연관된	환승요금제존재여부	0.104 ***	0.113 ***	0.128 **
	공유자동차존재여부	0.049 *	0.020	0.045
외부요인	공공자전거존재여부	0.069 ***	0.025	0.080
그 외의	인구밀도(ln)	0.864 **	0.525	3.108 *
외부요인	실업률	-0.002	0.006	-0.068

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

<표 10>은 대중교통, 시내버스, 도시철도 모형의 탄력성을 정리한 표이다. 시내버스모형을 제외하고 가장 큰 탄력성을 가진 변수는 인구밀도이다. 이는 외부요인이 내부요인보다 승객수에 더 큰 영향을 준다는 일반적인 결과와도 일치하는 바이다(Taylor, 2003). 하지만 인구밀도는 시내버스 모형이나 도시철도모형에서는 통계적으로 불안정한 값이 도출되고 대중교통모형일 때 안정적인 값이 도출된다. 이에 대한 더 많은 조사가 필요하지만 보유대수와 높은 상관관계 때문인 것으로 추론된다.

두 번째로 큰 탄력성을 가진 변수는 보유대수이다. 이 변수는 모든 모형에서 항상 통계적으로 유의하게 나타났으며 승객수에 상당한 영향을 줄 수 있는 중요한 변수임이 확인되었다. 각 모형의 값을 비교해보면 시내버스모형보다 도시철도모형에서 더 큰 탄력성이 나타나므로 보유대수는 시내버스 승객수요보다 도시철도 승객수요에 더 큰 영향을 준다고 해석할 수 있다. 메타분석을 한 Currie and Wallis(2008)의 연구에서도 도시철도기반 시스템이 시내버스기반 시스템보다 더 많은 승객을 유인한다고 언급하고 있다.

세 번째로 큰 탄력성을 가진 변수는 운임이다. 비록 자료상의 문제로 도시철도모형에서는 통계적으로 유의하지 않았고 계수값도 크지 않았지만 다른 모형에서는 상당히 중요한 변수로 도출되었다. 시내버스모형보다 대중교통모형에서 운임의 탄력성이 더 크게 나타난 것은 시내버스와 도시철도의 승객수에 환승인원이 중복집계 되었기 때문이라고 판단된다.

환승요금제 존재여부는 모든 모형에서 유의하게 나타났으며 탄력성의 값은 모형 간에 유사하다. 탄력성은 세 모형에서 3,4번째로 큰 값을 나타내고 있기에 대중교통승객수요에 상당한 영향을 미친다고 판단할 수 있다.

공유자동차, 공공자전거 존재여부는 모형별로 통계적으로 유의할 때도 있고 그렇지 않을 때도 있지만 탄력성의 값은 항상 양수이다. 이를 통해 대중교통과 보완재 관계임을 추론할 수 있으나 더미변수로 고려했기에 사용횟수와 같은 다른 변수로 추가적인 분석이 필요하다. 실업률은 모두 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이는 자료의 문제로 현재의 실업률로는 대중교통승객수요에 대한 실업률의 영향을 추론하기가 어려워보이며 보완지표의 자료를 구득하거나 여타 대체지표로 분석하는 것이 필요하다.

외부요인이 내부요인보다 더 큰 영향을 주는 것이 본 연구의 분석을 통해서도 나타났으나 내부요인도 상당히 큰 영향을 주는 것이 밝혀졌다. 외부요인은 국가, 지자체 등이 관리하기 어렵고 변화에 장기간 소요되나 내부요인은 운영기관이나 지자체 등이 상대적으로 관리하기 용이하며 그 영향도 상당하므로 대중교통 승객수요를 증가시키기 위해 운영기관과 지자체와 국가의 내부요인에 대한 적극적인 투자가 필요하다. 보유대수를 증가시켜 더 나은 운영서비스를 제공하며 운임이 더 인상되지 않도록 동결 혹은 감소를 위한 보조금 지급 등이 수반되어야 한다.

또한 공유자동차, 공공자전거의 존재여부는 대중교통의 대체재라기보다는 보완재일 가능성이 밝혀졌기에 현재 진행되고 있는 MasS(Mobility

as a Service)와 같은 대중교통플랫폼이 생성되면 대중교통 승객수요 증가에 더 많은 시너지 효과를 기대할 수 있을 것이다.

VI. 결론 및 향후 연구과제

1. 결론

본 연구는 한국의 대도시에서 대중교통수요에 대해 대중교통수요모형의 구성요소 중 내부요인이 주요한 효과를 줄 것이라는 가정 하에 대도시별 특성을 반영한 대중교통수요 모형을 정립하였다. 이를 위해 2003년부터 2016년까지의 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전에서 집계된 시내버스와 도시철도와 두 수단을 합친 대중교통의 승객수를 종속변수로 고려하였고 대중교통과 시내버스와 도시철도의 보유대수와 운임, 유가, 1인당 GRDP, 승용차보유대수, 종사자수, 인구밀도, 도로연장, 실업률, 더미변수(공유자동차 존재여부, 공공자전거 존재여부, 환승요금제 존재여부)를 독립변수로 고려하였다. 수요모형을 설정하기 앞서 Pearson's 상관계수로 독립변수들의 다중공선성을 검정하여 상관관계가 높은 변수들을 제거하였고 최종적인 독립변수를 보유대수, 운임, 환승요금제 존재여부, 공유자동차 존재여부, 공공자전거 존재여부, 인구밀도, 실업률로 선정하였다.

모형설정에서, 모형과 계수의 적합성 향상과 해석의 유용성을 위해 log-log모형을 선정하였고 패널자료에 적합한 선형혼합모형을 사용하여 분석하였다. 선형혼합모형 중 random slope model을 기반으로 하였고 절편은 지역별 고정효과를 고려하여 모형을 설정하였다. 모형은 시내버스와 도시철도를 통합한 대중교통모형, 시내버스만 고려한 시내버스모형, 도시철도만 고려한 도시철도모형 3가지로 나누어 추정하였다. 세 모형의 전반적인 결과로는 외부요인이 내부요인보다 큰 영향을 주지만 내부요인도 상당한 영향을 준다는 것이다. 특별히 내부요인은 도시철도 운임을 제외하고는 모두 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 모형의 독립변수들의 탄력성 중 2,3번째로 큰 값을 나타냄으로 대중교통 승객수요에 주요한 역할을 한다는 가설이 유의함을 확인할 수 있었다. 공유자동차 및 공공자전거 존

재여부는 더미변수로 분석하였고 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않게 나타났지만, 탄력성의 값이 양수로 나오면서 대중교통과의 보완재의 관계를 유추해 볼 수 있는 모형의 결과를 얻을 수 있었다. 본 연구의 결과에 따르면, 외부요인이 승객수요에 가장 큰 영향을 줄 수 있으나 지자체나 교통운영기관이 개입하기 어려우므로 지자체나 교통운영기관은 승객수요를 증가시키기 위해 내부요인에 투자할 필요가 있다고 판단된다. 구체적으로는, 서비스수준을 높이기 위한 투자 혹은 운임을 동결 혹은 인하하기 위한 보조금과 같은 정책을 시행할 수 있을 것이다.

본 연구는 다음의 세 가지 의의가 있다. 첫 번째는 패널자료로 대중교통 네트워크의 운영과 승객수요의 관계를 검증한 것이다. 두 번째는 시내버스와 도시철도의 보유대수와 운임을 통합, 개별모형으로 분리하여 추정함으로써 승객수요에 미치는 영향을 상세히 조사하였다는 것이다. 세 번째는 방법적인 면에서 시계열적 오류를 통제하고 독립변수들에 대한 지역 혹은 년도의 영향을 평가하기 위해 혼합모형을 사용하였다는 것이다.

2. 향후 연구과제

본 연구에서도 한계점과 향후에 보완 및 연구할 부분이 있다. 자료면에서는 네 가지 보완점이 있다. 첫 번째는, 운임은 수송수입/승객수로 계산하였는데 도시철도 운임에서는 무임승차자를 제외한 승객수로 계산하지 못했다는 것이다. 이로 인해 모형의 결과에서 도시철도 운임이 통계적으로 유의하지 않게 나오고 계수값도 작게 나온 것으로 판단된다. 현 시점에서는 무임승차자 자료를 구득할 수 없었지만 향후에는 구득하여 이러한 문제를 고려해야 한다. 두 번째는, 공유자동차와 공공자전거의 존재여부를 더미변수로 고려한 점이 있다. 지역별 서비스 시작시기 대신 지역별 공유자동차 및 공공자전거의 이용횟수와 같은 구체적인 수치변수로 모형에 포함시킨다면 두 변수가 대중교통 승객수요에 미치는 영향을 더 합리적으로 추정할 수 있을 것이다. 세 번째는, 본 연구에서는 운영서비스 변수로 보유대수를 고려해주었기 때문에 새로운 노선의 개통으로 인한 효과와 기존 노선에서 배차간격을 짧게하여 서비스의 질을 높이는 효과가 혼합되어있다. 이를 분리할 수 있는 노선 수와 같은 새로운 변수들로 고려하면 운영서비스의 효과를 더 상세히 조사할 수 있을 것이다. 네 번째는, 본 연구의 결과에서 실업률의 탄력성이 모든 모형에서 0에 가까운 값으로 나타난 이유는 과도한 취업자의 수 때문이라고 판단이 된다. 차후에 이를 보정할 수 있는 고용보조지표를 사용한다면 실업률이 대중교통수요에 미치는 효과를 합리적으로 추정할 수 있을 것이다.

방법론적면에서는 세 가지 보완점이 있다. 첫 번째는, 혼합모형에서 선형을 가정한 점이 있다. 종속변수와 독립변수들의 복잡한 관계 중에서 선형의 가정은 비현실적일 수 있다. 차후에는 선형성에 대한 검증과 일반 혼합모형(General Mixed effect Model : GMM)과 같은 더 발전된 모형을 사용하는 것이 현실을 더 잘 반영하는 연구가 될 것이다. 두 번째는, 이분산성에 대한 문제이다. 혼합모형이 이분산성의 오류를 감소시킨다고 하여

도 완전한 문제해결 방법은 아니다. 독립변수들을 인구로 나누어 주어 연구를 진행한다면 이분산성 문제를 잘 해결할 수 있을 것으로 생각된다. 세 번째는, 종속변수를 대중교통승객수로 두고 시내버스와 도시철도의 내부요인의 영향을 비교할 수 있는 모형을 설정하지 않았기 때문에 대중교통수요에 대한 시내버스와 도시철도의 상대적인 영향력을 비교하는 것에 한계가 있었다. 2SLS 모델을 사용하면 이를 비교할 수 있기에 차후 연구에서는 이 모형을 통한 대도시의 대중교통수요 결정요인에 대해 조사하는 것이 필요하다.

■ 참고문헌

- 강상진(2017), 「다층모형」, 서울: 학지사
- 김경숙(2005), “항공 승객수요의 결정요인: 방한 중국인을 중심으로”, 「관광학연구」, 29(1): 109-124.
- 김재익(2013), “아침 첨두시간대 지하철 이용수요의 결정요인에 관한 연구”, 「교통연구」, 20(1): 15-25.
- 김홍남·김민수·이청호(2008), “지방도시 도시철도의 수요예측 결정요인에 관한 연구”, 「산업경제연구」, 21(4): 1825-1844.
- 신강원·최기주(2014), “SUR 모형을 이용한 강수량과 대중교통 승객 수간 관계 분석”, 「대한교통학회지」, 32(2): 83-92.
- 오관교(2010), 도시철도 승객수요의 결정요인 분석, 서울대학교 환경대학원 석사학위논문.
- 이광섭·엄진기·문대섭·양근울·이준(2014), “시계열 및 회귀분석을 활용한 휘발유가격의 광역권별·수단별 대중교통수요 영향력분석”, 「대한교통학회지」, 32(1): 13-26.
- 최경수·김유찬·장근호(2007), “자동차 관련 사회적 비용과 적정 자동차세 부담수준”, 「세무와회계저널」, 8(3): 9-32.
- 홍미영(2011), “시계열 자료를 이용한 중국인의 제주방문수요 결정요인 분석”, 「관광학연구」, 35(4): 137-154.
- 홍미영·임은순(2010), “교통수단에 따른 내국인 해외관광수요 결정요인 분석”, 「관광연구」, 25(2): 179-195.
- 홍세희(2012), “구조방정식 모형의 기본모형과 최신발전”, 「한국정책학회 동계학술발표 논문집」, 2012: 543-577.
- Abdel-Aty, M.(2001). “Using ordered probit modeling to study the effect of ATIS on transit ridership”, *J. Plan. Lit.*, 16(2): 236-319.
- Balcombe, R., Mackett, R., Paulley, N., Preston, J., Shires, J., Titheridge, H.(2004), *The Demand for Public Transport: A Practical Guide*, Berkshire: Transport Research Laboratory.
- Barr, D., Levy R., Scheepers, C., Tily, H.(2013), “Random effects structure for confirmatory hypothesis testing: Keep it maximal”, *Memory and Language*, 68(3): 255-278
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, Ben., Walker, S.(2015), “Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4”, *Journal of Statistical Software*,

- Boisjoly, G., Grise, E., Maguire, M., Veillette, M., Deboosere, R., Berrebi, E., El-Geneidy, A.(2018), “Invest in the ride: A 14 year longitudinal analysis of the determinants of public transport ridership in 25 North American cities”, *Transportation Research Part A*, 116: 434-445.
- Chen, C., Varley, D., Chen, J.(2011), “What affects transit ridership? A dynamic analysis involving multiple factors, lags and asymmetric behaviour”, *Urb. Stud*, 48(9): 1893-1908.
- Chen, C., Wallis, I.(2008), “Effective ways to grow urban bus markets – a synthesis of evidence”, *J. Transp. Geogr*, 16: 419-429.
- Currie, G., Phung, J.(2007), “Transit ridership, auto gasoline prices, and world events”, *Transp. Res. Rec*, 1992: 3-10.
- Farber, S., Bartholomew, K., Li, X., Paez, A., Habib, K.(2014), “Assessing social equity in distance based transit fares using a model of travel behaviour”, *Transport Res. Part A*, 67: 291-303.
- Gómez-Ibáñez, J.(1996), “Big-city transit ridership, deficits and politics”, *J. Am. Plan. Assoc*, 62(1): 30-50.
- Grimsrud, M., El-Geneidy, A.(2013), “Driving transit retention to renaissance: trends in Montreal commute public transport mode share and factors by age group and birth cohort”, *Pub. Transport*, 5(3): 119-241.
- Guerra, E., Cervero, R.(2011), “The effects of densities and fixed-guideway transit ridership and costs”, *J. Am. Plan. Assoc*, 77(3): 267-289.
- Holmgren, J.(2007), “Meta-analysis of public transport demand”, *Transport Res. Part A*, 41: 1021-1035.
- Iacono, M.(2006), *Modeling the Cost Structure of Public Transit Firms: The Scale Economies Question and Alternate Functional Forms*. University of Minnesota Major: Civil Engineering.
- Jacques, C., Manaugh, K., El-Geneidy, A.(2013), “Rescuing the captive [mode] user: an alternative approach to transport market segmentation”, *Transportation*, 40(3): 625-645.
- Kain, J., Liu, Z.(1999), “Secrets of success: assessing the large increases in transit ridership achieved by Houston and San Diego transit

- providers”, *Transport. Res. Part A*, 33: 601–624.
- Lee, B., Lee, Y.(2013), “Complementary pricing and land use policies: does it lead to higher transit use?”, *J. Am. Plan. Assoc*, 79(4): 314–328.
- McLeod, M., Flannelly, K., Flannelly, L., Behnke, R.(1991), “Multivariate time-series model of transit ridership based on historical, aggregate data: the past, present and future of Honolulu”, *Transp. Res. Rec*, 1297: 76–84.
- Pasha, M., Rifaat, S., Tay, R., De Barros, A.(2016), “Effects of street pattern, traffic, road infrastructure, socioeconomic and demographic characteristics on public transit ridership”, *KSCE J. Civ. Eng*, 20(3): 1017–1022.
- Pinheiro, J., Bates, D.(2000), *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*, Berlin: Springer.
- Taylor, B., Fink, C.(2003), “The Factors Influencing Transit Ridership: A Review and Analysis of the Ridership Literature”, UCLA Department of Urban Planning working paper.
- Taylor, B., Miller, D., Iseki, H., Fink, C.(2009), “Nature and/or nurture? Analyzing the determinants of transit ridership across US urbanized areas”, *Transport. Res. Part A: Pol. Pract*, 43(1): 60–77.
- Winter, B.(2013), “Linear models and linear mixed effects models in R with linguistic applications”, arXiv:1308.5499.
- KOCW, 계량경제학,
www.kocw.net/home/research/kemView.do?kemid=805522, 2013.
- KOSIS, 경제활동인구조사,
http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/2/3/2/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=365835&pageNo=2&rowNum=10&navCount=10&curPg=sTarget=title&sTxt=, 2017.

- 부 록 -

패널자료 및 구축자료 내역

<부록 1> 도시별 대중교통 수송인원

<단위 : 인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	3,099,221,813	797,619,846	305,186,742	316,249,363	152,965,785	122,298,993
2004	3,128,977,747	771,643,002	304,292,405	336,617,888	146,724,303	122,230,896
2005	3,288,004,303	738,705,732	300,064,874	337,157,206	158,464,994	128,683,919
2006	3,316,101,147	721,846,602	322,950,544	380,754,744	161,875,372	150,855,291
2007	3,294,757,614	743,097,717	369,092,884	389,552,906	169,221,469	149,133,318
2008	3,329,571,949	789,976,494	386,766,880	403,740,401	172,915,705	160,438,320
2009	3,358,253,188	792,786,033	397,028,988	412,735,209	178,132,622	176,944,243
2010	3,432,892,021	816,023,989	407,641,206	422,213,232	178,471,469	183,035,156
2011	3,498,321,585	935,578,075	414,573,415	475,699,529	178,112,411	190,213,743
2012	3,499,460,518	931,186,958	412,476,354	492,967,588	171,916,138	193,015,300
2013	3,526,370,177	954,720,545	425,227,639	483,534,756	188,176,109	201,180,210
2014	3,575,828,751	996,007,695	420,371,856	484,885,184	177,826,864	203,708,810
2015	3,490,363,140	972,126,892	415,176,870	468,153,557	161,290,028	195,224,277
2016	3,453,385,598	939,926,372	410,743,250	454,158,804	158,551,956	191,520,024

<부록 2> 도시별 시내버스 수송인원

<단위 : 인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	1,462,221,813	533,619,846	279,186,742	261,249,363	152,965,785	122,298,993
2004	1,456,977,747	520,643,002	253,292,405	284,617,888	139,724,303	122,230,896
2005	1,631,004,303	496,705,732	240,064,874	286,157,206	148,464,994	128,683,919
2006	1,661,101,147	478,846,602	214,950,544	327,754,744	150,875,372	140,855,291
2007	1,640,757,614	505,097,717	262,092,884	335,552,906	155,221,469	126,133,318
2008	1,654,571,949	532,976,494	276,766,880	349,740,401	156,915,705	131,438,320
2009	1,660,253,188	528,786,033	285,028,988	356,735,209	161,132,622	142,944,243
2010	1,663,892,021	541,023,989	292,641,206	361,213,232	161,471,469	148,035,156
2011	1,684,321,585	635,578,075	293,573,415	411,699,529	160,112,411	152,213,743
2012	1,662,460,518	622,186,958	286,476,354	425,967,588	153,916,138	155,015,300
2013	1,651,370,177	637,720,545	291,227,639	412,534,756	170,176,109	161,180,210
2014	1,668,828,751	671,007,695	286,371,856	411,885,184	159,826,864	161,708,810
2015	1,606,363,140	648,126,892	264,176,870	396,153,557	143,290,028	155,224,277
2016	1,566,385,598	608,926,372	247,743,250	368,158,804	140,551,956	151,520,024

<부록 3> 도시별 도시철도 수송인원

<단위 : 백만인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	1,637	264	26	55	-	-
2004	1,672	251	51	52	7	-
2005	1,657	242	60	51	10	-
2006	1,655	243	108	53	11	10
2007	1,654	238	107	54	14	23
2008	1,675	257	110	54	16	29
2009	1,698	264	112	56	17	34
2010	1,769	275	115	61	17	35
2011	1,814	300	121	64	18	38
2012	1,837	309	126	67	18	38
2013	1,875	317	134	71	18	40
2014	1,907	325	134	73	18	42
2015	1,884	324	151	72	18	40
2016	1,887	331	163	86	18	40

<부록 4> 도시별 대중교통 보유대수

<단위 : 대>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	15,923	4,016	2,280	1,993	1,004	960
2004	16,319	3,919	2,198	2,110	1,090	964
2005	15,704	4,053	1,959	2,147	1,150	965
2006	15,689	3,892	2,425	2,325	1,096	1,054
2007	15,565	3,906	2,355	2,389	992	1,113
2008	15,553	3,748	2,258	2,443	1,122	1,113
2009	15,630	3,768	2,258	2,565	1,114	1,113
2010	15,602	3,901	2,258	2,805	1,113	1,113
2011	15,686	4,060	2,258	2,817	1,133	1,113
2012	15,736	4,060	2,258	2,835	1,092	1,113
2013	15,771	4,060	2,258	2,827	1,092	1,113
2014	15,754	4,060	2,258	2,828	1,092	1,113
2015	15,768	4,060	2,370	2,779	1,160	1,113
2016	15,707	4,066	2,370	2,856	1,160	1,113

<부록 5> 도시별 시내버스 보유대수

<단위 : 대>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	8,099	2,788	1,910	1,630	1,004	960
2004	8,495	2,691	1,828	1,747	998	964
2005	7,887	2,684	1,589	1,784	1,058	965
2006	7,872	2,523	1,728	1,962	1,004	969
2007	7,748	2,537	1,658	2,026	900	965
2008	7,736	2,379	1,561	2,080	960	965
2009	7,598	2,399	1,561	2,071	952	965
2010	7,548	2,532	1,561	2,311	951	965
2011	7,525	2,511	1,561	2,323	971	965
2012	7,522	2,511	1,561	2,341	930	965
2013	7,485	2,511	1,561	2,333	930	965
2014	7,468	2,511	1,561	2,334	930	965
2015	7,482	2,511	1,521	2,285	998	965
2016	7,421	2,517	1,521	2,228	998	965

<부록 6> 도시별 도시철도 보유대수

<단위 : 량>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	3,508	696	204	200	-	-
2004	3,508	696	204	200	52	-
2005	3,505	776	204	200	52	-
2006	3,505	776	384	200	52	48
2007	3,505	776	384	200	52	84
2008	3,505	776	384	200	92	84
2009	3,601	776	384	272	92	84
2010	3,611	776	384	272	92	84
2011	3,659	878	384	272	92	84
2012	3,683	878	384	272	92	84
2013	3,715	878	384	272	92	84
2014	3,715	878	384	272	92	84
2015	3,715	878	468	272	92	84
2016	3,715	878	468	346	92	84

<부록 7> 도시별 대중교통 운임

<단위 : 2016년 기준 불변가격 원/인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	897	877	992	772	932	1,042
2004	920	858	980	793	965	984
2005	958	967	940	881	989	1,132
2006	929	1,010	1,100	839	914	1,173
2007	1,013	1,119	1,060	921	1,073	1,265
2008	1,066	1,025	901	878	1,115	1,167
2009	1,035	987	843	974	996	1,082
2010	876	950	808	1,023	1,066	1,032
2011	969	901	1,002	936	1,102	1,009
2012	916	935	992	971	1,124	1,091
2013	970	1,025	994	1,058	1,060	1,107
2014	984	915	966	1,109	1,114	1,110
2015	1,049	906	964	1,146	1,359	1,157
2016	1,043	919	1,004	1,161	1,364	1,178

<부록 8> 도시별 시내버스 운임

<단위 : 2016년 기준 불변가격 원/인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	973	932	1,027	744	932	1,042
2004	1,015	901	1,026	761	978	984
2005	1,034	1,004	983	847	1,006	1,132
2006	1,006	1,038	1,288	809	935	1,200
2007	1,116	1,188	1,177	887	1,113	1,345
2008	1,250	1,103	975	853	1,165	1,252
2009	1,224	1,078	909	959	1,035	1,166
2010	930	1,043	865	1,029	1,114	1,109
2011	1,157	980	1,116	933	1,159	1,081
2012	966	1,013	944	966	1,182	1,097
2013	1,148	994	949	1,065	1,107	1,115
2014	1,163	970	911	1,129	1,171	1,120
2015	1,249	968	919	1,166	1,383	1,151
2016	1,176	1,004	990	1,184	1,382	1,165

<부록 9> 도시별 도시철도 운임

<단위 : 2016년 기준 불변가격 원/인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	830	764	619	906	-	-
2004	838	769	751	971	715	-
2005	884	891	764	1,069	729	-
2006	851	954	725	1,024	625	794
2007	910	973	771	1,130	627	826
2008	885	861	715	1,038	633	781
2009	851	803	675	1,070	628	728
2010	825	767	663	992	604	708
2011	794	734	726	957	595	718
2012	871	777	1,103	1,006	625	1,069
2013	813	1,089	1,094	1,014	617	1,077
2014	828	803	1,083	1,001	613	1,069
2015	879	781	1,041	1,037	1,166	1,181
2016	932	762	1,025	1,062	1,222	1,228

<부록 10> 도시별 유가

<단위 : 2016년 기준 불변가격 원/리터>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	1,855	1,787	1,740	1,794	1,763	1,765
2004	1,873	1,828	1,787	1,823	1,804	1,793
2005	1,919	1,870	1,827	1,855	1,832	1,835
2006	1,955	1,915	1,882	1,875	1,847	1,867
2007	1,960	1,911	1,879	1,881	1,849	1,846
2008	2,082	2,016	1,989	1,978	1,957	1,958
2009	1,924	1,864	1,839	1,819	1,811	1,809
2010	1,995	1,924	1,902	1,889	1,876	1,879
2011	2,160	2,075	2,061	2,065	2,026	2,028
2012	2,175	2,081	2,062	2,076	2,044	2,043
2013	2,086	1,978	1,956	1,987	1,956	1,960
2014	1,963	1,854	1,829	1,860	1,831	1,835
2015	1,616	1,516	1,502	1,522	1,506	1,513
2016	1,500	1,392	1,386	1,404	1,383	1,399

<부록 11> 도시별 인구밀도

<단위 : 명/ km^2 >

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	16,597	4,782	2,858	2,607	2,858	2,691
2004	16,614	4,750	2,859	2,589	2,884	2,705
2005	16,576	4,699	2,838	2,597	2,885	2,722
2006	16,624	4,658	2,817	2,601	2,891	2,743
2007	16,642	4,619	2,809	2,622	2,907	2,767
2008	16,714	4,588	2,807	2,662	2,925	2,780
2009	16,758	4,566	2,807	2,629	2,952	2,793
2010	16,667	4,531	2,805	2,645	2,980	2,806
2011	16,643	4,524	2,810	2,668	2,997	2,830
2012	16,583	4,498	2,807	2,684	3,000	2,852
2013	16,507	4,489	2,802	2,718	3,000	2,860
2014	16,482	4,485	2,801	2,732	3,002	2,879
2015	16,425	4,484	2,794	2,748	3,005	2,860
2016	16,279	4,477	2,790	2,736	3,000	2,846

<부록 12> 도시별 실업률

<단위 : %>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	4.6	4.1	4.4	4.4	4.6	3.8
2004	4.7	4.4	4.2	4.5	4.3	4.2
2005	4.8	4.3	4.2	4.6	4.3	4.4
2006	4.5	4.2	3.7	4.4	4.2	4.4
2007	4.0	3.9	3.6	4.1	3.9	4.1
2008	3.9	3.8	3.6	3.9	3.8	3.6
2009	4.5	4.3	4.3	4.6	3.8	3.6
2010	4.7	3.6	4.0	5.1	3.5	3.6
2011	4.6	3.6	3.7	4.8	3.1	3.6
2012	4.2	3.9	3.3	4.5	2.7	3.7
2013	4.0	3.8	3.3	4.2	2.9	3.1
2014	4.5	3.8	3.9	4.7	2.8	3.4
2015	4.2	4.1	3.5	5.1	3.0	3.5
2016	4.3	3.9	4.2	4.9	3.1	3.3

<부록 13> 도시별 1인당 GRDP

<단위 : 2016년 기준 불변가격 천원>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	20,250	12,672	10,898	15,262	11,602	12,766
2004	20,837	13,480	11,763	16,580	12,237	13,486
2005	21,961	14,097	12,262	17,108	13,309	13,907
2006	22,990	14,695	12,962	18,051	14,233	14,432
2007	24,779	15,883	13,846	19,539	15,319	15,245
2008	26,009	17,206	14,295	19,068	15,656	16,011
2009	26,946	17,355	14,513	19,926	16,113	16,931
2010	28,717	18,333	15,558	22,295	17,676	18,239
2011	30,163	19,172	16,692	22,454	18,501	19,422
2012	31,235	19,642	17,344	22,267	19,228	20,053
2013	31,893	20,354	18,077	22,849	19,792	20,357
2014	32,948	21,340	18,798	24,282	20,800	21,124
2015	34,646	22,663	19,795	26,250	21,593	22,084
2016	36,484	23,574	20,183	27,817	22,561	23,417

<부록 14> 도시별 도로연장

<단위 : m>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	21,922,566	6,874,908	5,811,708	4,557,790	2,683,362	4,031,890
2004	20,954,586	7,700,838	5,886,032	4,590,512	3,028,948	3,802,504
2005	20,851,578	8,430,996	5,960,842	4,720,248	3,017,502	3,913,564
2006	20,981,534	7,998,700	6,064,974	4,671,792	3,784,192	4,011,556
2007	21,099,238	7,937,096	6,103,652	4,965,688	3,843,582	4,044,830
2008	21,164,700	8,031,322	6,256,274	5,142,992	2,965,308	4,269,668
2009	21,359,934	8,151,554	6,444,072	5,201,546	4,469,546	4,322,036
2010	21,042,696	7,979,452	6,670,368	5,326,310	4,215,008	4,492,546
2011	21,382,302	8,195,386	6,763,916	5,397,906	4,226,256	4,670,810
2012	27,244,372	8,663,676	6,573,844	7,371,816	4,801,996	4,903,742
2013	22,045,912	8,334,546	6,678,700	6,844,668	5,463,600	5,246,668
2014	22,082,940	8,904,684	7,219,538	6,956,330	5,497,266	5,346,126
2015	22,073,338	9,003,570	7,618,576	7,188,104	5,573,322	5,382,068
2016	22,198,030	9,098,190	7,712,456	7,843,890	5,601,680	5,518,162

<부록 15> 도시별 종사자수

<단위 : 인>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	3,079,327	847,492	534,134	553,445	324,420	283,727
2004	3,032,581	860,010	525,605	553,249	329,301	293,618
2005	3,129,940	831,443	520,505	556,331	325,518	297,183
2006	3,192,144	866,494	527,169	570,921	335,019	302,658
2007	3,307,194	880,268	538,793	589,674	352,164	317,838
2008	3,407,232	892,218	546,741	588,396	360,432	340,450
2009	3,486,393	905,722	570,371	611,957	382,176	349,632
2010	3,776,765	922,856	584,386	643,074	389,894	374,469
2011	3,798,162	955,399	607,032	662,706	391,943	390,934
2012	3,818,788	997,066	631,160	683,135	411,580	399,762
2013	3,870,037	1,024,401	649,347	709,216	420,587	414,150
2014	4,035,140	1,053,311	665,073	742,080	429,325	433,401
2015	4,398,989	1,096,379	693,401	789,642	446,091	459,628
2016	4,389,417	1,137,716	731,804	817,885	472,097	476,654

<부록 16> 도시별 승용차보유대수

<단위 : 천대>

구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2003	2,691	921	787	753	395	457
2004	2,780	955	820	774	415	481
2005	2,780	966	832	783	422	492
2006	2,857	994	865	822	450	521
2007	2,933	1,010	881	853	462	536
2008	2,949	1,039	889	870	474	539
2009	2,955	1,117	909	896	494	554
2010	2,981	1,147	949	926	518	572
2011	2,977	1,159	985	983	535	584
2012	2,969	1,175	1,010	1,049	551	595
2013	2,974	1,184	1,039	1,142	568	606
2014	3,014	1,214	1,072	1,247	589	621
2015	3,057	1,256	1,106	1,355	611	633
2016	3,083	1,295	1,131	1,437	633	648

Abstract

An Analysis of Factors influencing Public Transit Demand in Metropolitan Cities

Kim, Ju Young

Department of Environmental Planning
Graduate School of Environmental Studies
Seoul National University

In the metropolitan area, public transit accounts for a large part of the traffic in the city, but the number of passenger cars has increased significantly, while the number of passengers in public transit has shown a slight increase during 2003–2016. If the mass transit ridership is reduced, the traffic volume of the passenger car, which is a substitute for public transportation, increases, causing many negative external effects in the city. The negative external effect caused by passenger cars means that traffic congestion increases on the traffic side, and it means that aerosols and greenhouse gas increase in the environmental aspect, and it means that crash increases in the safety aspect. In order to curb the use of

passenger cars and promote the use of public transport, it is necessary to identify the factors that affect public transport demand and take measures. In previous research, it is reported that the demand for public transit is mainly determined by the external factor rather than the internal factor related to the policy of the operating agency. In some studies, the internal factor also has a great influence. many hypotheses argued that decreasing trend of the ridership caused by falling oil prices, raising fare, and sharing services. but they have not been studied in Korea recently.

Therefore, this study has established a public transit demand model that reflects characteristics of metropolitan cities with the assumption that internal factors will have a major effect in these cities in Korea. To accomplish this, we constructed the panel data of city buses and urban railways and public transport that combines theses two modes, which were collected from Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Gwangju and Daejeon from 2003 to 2016. The dependent variable was considered as the number of passengers. The independent variables were the number of public transport and buses and city railways, the fare of these three modes, oil prices, GRDP per capita, number of passenger cars, number of employees, population density, road extension, unemployment rate, Dummy Variables(Presence of car-sharing, Presence of public bicycles, and Presence of the transfer fare policy). Prior to analysis, the multi-collinearity of the independent variables was tested and the highly correlated variables were removed. In the model setting, the log-log model was selected to improve the fit of the model and the usefulness of the analysis. Based on the random slope model of the linear mixed model, the intercept was set by taking into account the

fixed effect of each region. The model is divided into three models: a public transport model that integrates city buses and urban railways, a city bus model that considers only city buses, and an urban railway model that considers only urban railways. The overall outcome of the three models is that external factors have a greater impact to public transit demand than internal factors, but internal factors also have a significant impact. Among the external factors, the population density was statistically significant except for the city bus model, and the elasticity was 0.864, 0.525, and 3.108 in each model of public transport, city bus, and urban railway. The internal factors were statistically significant except for the urban railway fare, and the elasticity of the fleet size was 0.785, 0.675, 0.894 for the three models, and the elasticity of the fare was -0.460, -0.314, and 0.002. This is the second and third largest value of the elasticity of all variables included in the model, so it was confirmed that the hypothesis that internal factors play a major role in public transit demand is significant. although the presence of car-sharing and public bicycles is not statistically significant in all models, however these factors are inferred as a complement to public transit in our results. unemployment rates were not statistically significant for the three models.

This study has three implications. The first implication is the use of panel data to verify the relationship between the operation of the transit network and passenger demand. The second implication is that we examined the effect of operating service factors on the public transit demand by estimating the integrated and individual mode models. The third implication is that we used a mixed model to control time series errors and to assess the impact of the region or

year on the independent variables. The results of this study can provide policy implications in establishing public transport policies and forecasting the effects of transit projects in metropolitan cities.

Keywords : public transit demand, mixed model, internal factors, elasticity, panel data

Student Number : 2017-27556