

■ 論 文 ■

시계열 분석을 통한 고속도로 통행수요함수의 추정

An Estimation for Highway Trip Demand Functions Based upon Time Series Analysis

이 재 민
(한국교통연구원 책임연구원)

박 수 신
(한국교통연구원 연구원)

목 차

- I. 서론
- II. 문헌고찰 및 중요 변수
- III. 자료분석 및 모형설정
 - 1. 자료설명
 - 2. 모형설정
- IV. 통행수요함수의 추정
- 1. 단위근 검정
- 2. 공적분 검정
- 3. 고속도로 통행수요함수 추정
- 4. 고속도로 통행수요의 예측
- V. 결론 및 시사점
- 참고문헌

Key Words : 통행수요함수, 시계열 분석, 단위근 검정, 공적분 검정, 벡터오차수정모형

요 약

고속도로 통행수요함수를 추정하기 위하여 시계열자료를 이용하여 회귀분석을 시도하였다. 기존의 연구들이 시계열자료를 이용하여 통행수요함수를 추정함에도 시계열자료의 특성을 고려하지 않았다는 점에서 한계가 있었는데 본 연구에서는 이를 고려한 모형을 제시하였다. 고속도로 통행수요에 영향을 미치는 다양한 물리적 및 사회·경제적 변수를 선택하여 통행수요함수 추정을 시도하였다. 이를 위해 개별 변수들에 대해 단위근 검정을 하였고 공적분 검정을 시도하여 개별 변수들간의 관계를 고찰하였다. 그리하여 벡터오차수정모형을 이용하여 고속도로 통행수요함수를 추정하였는데 실질 GDP가 증가하면 고속도로 이용대수가 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 실질 통행료가 증가하면 고속도로 이용대수가 감소하는 것으로 나타나서 일반적인 예측과 일치하였다.

The objective of this study is to estimate highway trip demand functions in Korea. In order to estimate them, I propose various socio-economic variables that affect the highway trip demand functions. I use the unit root test for each variable and the cointegration test to find the relationships among variables. Finally, I use the vector error correction model, to get the highway trip demand functions. The implication which I derive from the estimation is that real GDP and highway tolls have positive and negative effects, respectively, on the highway trip demand.

본 논문 작성에 도움을 주신 한국경제연구원의 송정석 부연구위원과 한국교통연구원의 한상용 책임연구원께 감사를 드리며 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들도 감사드립니다.

I. 서론

우리나라의 고속도로는 국가기간망을 연결하는 중추 교통망으로 국가경제발전의 중요한 부분을 담당하여 왔다. 고속도로는 시설확충과 유지 및 보수를 통하여 지속적인 투자가 필요하며 이를 위하여 한국도로공사는 정부지원 및 통행료를 징수하여 이를 충당하여 왔다. 최근 우리나라의 대내외적인 환경의 변화는 고속도로 통행료 수준 및 통행료 산정의 근간이 되는 고속도로 통행수요에 대하여 전면적인 재검토를 요구하고 있는 실정이다. 특히 자동차 보유대수 증가율의 둔화, 고속철도 개통 및 경기침체로 인한 장거리 이용차량 증가율의 감소는 고속도로 통행수요 추정에 대한 근본적인 재검토를 요구하고 있는 실정이다.

일반적인 교통수요모형에서 4단계 추정법이 많이 이용되고 있지만 본 연구에서는 계량경제학적인 회귀분석에 의한 수요추정방법을 이용하고자 한다. 또한 회귀분석에 이용된 자료와 변수의 성격이 시계열변수(Time Series Variables)의 성격을 지니고 있으므로 이에 대한 고찰이 필요할 것이다. 그러므로, 본 연구에서는 최근 계량경제학에서 자주 이용되고 있는 시계열 분석방법인 단위근 검정(Unit Root Test), 공적분 검정(Cointegration Test), 그리고 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 이용하여 고속도로 통행수요함수를 추정하고자 한다.

제2장에서는 연구의 배경 및 기존 문헌을 고찰할 것이며 고속도로 통행수요에 영향을 미치는 변수에 대하여 간략히 논하고자 한다. 제3장에서는 본 연구에서 이용되는 자료 및 변수와 추정할 모형에 대하여 간략히 설명할 것이다. 제4장에서는 단위근 검정, 공적분검정 및 벡터오차수정모형을 이용하여 고속도로 통행수요함수를 추정할 것이며 마지막으로 제5장에서 본 연구의 의미와 향후 연구 과제를 제시할 것이다.

II. 문헌고찰 및 중요 변수

고속도로 통행수요를 추정할 기존의 논문과 연구보고서를 살펴보면, 교통개발연구원에서 2000년과 2004년에 행한 “고속도로 요금제도 및 영업체계 개선방안

연구”와 “통행요금 원가분석 및 차등요금 부과방안 연구보고서” 등이 있으며 2002년 한국산업개발연구원에서 수행한 “고속도로 통행요금 제도의 장기 발전 방향 수립” 등이 있다.

한국산업개발연구원(2002)에서 수행한 연구에 의하면 총이용대수¹⁾를 자동차 등록대수로 단순회귀분석을 행하였으며 몇 단계 과정을 거쳐서 고속도로 이용대수를 추정하였다. 2000년 교통개발연구원에서 행한 통행수요 추정모형은 종속변수로 주행거리를 감안한 이용대수, 즉 대-km를 이용하였고 설명변수로 자동차대수와 도로용량을 이용하였다. 추정방식은 노선별, 권역별로 다중회귀방식을 선택하였다. 그러나, 두 연구에서 이용된 변수들이 시계열 변수임에도 시계열분석에 필수적인 단위근 검정과 공적분 검정을 거치지 않았으며 관측치의 수가 지나치게 적은 점이 한계라 할 수 있다.

2004년 교통개발연구원에서 행한 연구는 시계열자료의 특성을 고려한 점에서는 장점이 있지만 역시 1980년에서 2004년까지의 연도별 자료를 이용하여 관측치의 수가 적은 점이 한계라 할 수 있다. 1980년대와 1990년대에 급속한 경제발전과 차량대수 및 도로용량의 증가는 이 시기의 고속도로 이용대수 증가를 설명하는데 유용한 장점이 있다. 그러나 1980년대 이후의 연도별 자료이용을 통한 고속도로 통행수요함수의 추정은 IMF 경제위기 이후 우리나라의 경기침체와 자동차대수 증가율의 둔화를 반영하지 못한다는 점에서 역시 한계가 있다.

외국 문헌으로는 Gately(1990)가 미국의 고속도로 통행수요와 연료수요함수를 연도별 자료와 회귀분석을 통하여 추정하였다. Mannering과 Winston(1985)은 자동차 수요와 통행수요함수를 미국의 개별 가계자료를 이용하여 추정하였다. 구체적으로 제2차 오일 쇼크로 인한 자동차 수요와 통행수요의 변화를 이산형 선택 모형(Discrete Choice Model)을 이용하여 추정하였다. Wheaton(1982)은 세계 각국의 개별 소비자 자료를 이용하여 자동차 수요, 통행수요 및 연료수요함수를 추정하였다.

Hansen과 Huang(1997)은 캘리포니아의 카운티별(county)·대도시별(MSA) 자료를 이용하여 고속도로 통행수요와 차로감안 연장, 인구, 소득, 유가의 관계를 추정하였다. 차로감안 연장, 인구, 소득은 고속도로 통행수

1) 총이용대수는 중복계산된 통행대수로서 진정한 의미의 고속도로 이용대수라고 할 수 없다. 그러므로 본 연구에서는 중복계산된 총이용대수가 아니라 출구기준 고속도로 이용대수를 이용할 것이다.

요에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났으며 유가는 부(-)의 효과가 있는 것으로 나타났다. Fulton 외(2000)는 미국 4개주(Maryland, North Carolina, Virginia, Washington DC)의 자료를 이용하여 고속도로 용량, 1인당 소득, 인구가 교통수요에 미치는 영향을 추정하였다. 이에 의하면 고속도로 용량은 교통수요에 정(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. Noland(2001)는 미국의 50개 주의 1984년에서 1996년까지의 자료를 이용하여 도로용량(lane miles)이 교통수요(Vehicle Miles Travelled, VMT)에 미치는 영향을 다양한 통계적 기법을 이용하여 추정하였다. 도로용량은 교통수요에 정(+)의 효과를 미치며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. Cervero와 Hansen(2002)은 파생교통수요(Induced Travel Demand)와 파생도로투자(Induced Road Investment)가 다양한 경제적, 지리적, 환경적 변수에 영향을 받고 있음을 연립방정식 모형을 이용하여 추정하였다. 파생교통수요에 도로용량과 1인당 소득은 정(+)의 효과를, 유가는 부(-)의 효과를 미친다는 것을 캘리포니아의 34개 카운티의 22개 연도 자료와 3SLS 추정방식으로 입증하였다.

기존의 외국연구는 한 국가의 지역별 자료를 이용하여 도로용량(lane miles)과 교통수요(VMT)와의 관계를 추정하였다. 본 연구에서는 지역별 자료가 아니라 전체 자료(Aggregate Data)를 이용하여 전체 고속도로 수요함수를 추정하고자 하는 것이 차이점이라 할 수 있다. 또 다른 차이점으로는 외국문헌들이 주로 여러 지역의 횡단면 자료(Cross-Section Data)를 이용하였는데 비해, 본 연구에서는 도로공사 전 노선의 시계열 자료(Time-Series Data)를 이용하고 있다는 점이다.

이렇게 전체 자료와 시계열 자료를 이용하여 통행 수요함수를 추정한 예는 Dargay · Goodwin · Hanly(2002)의 연구가 있다. 그들은 영국의 버스, 승용차, 철도의 통행수요와 도로연장, GDP, 그리고 가격변수와의 관계를 시계열 분석을 이용하여 추정하였다. 본 연구에서처럼 개별 변수에 대한 단위근 검정과 공적분 검정을 시도하였으며 단순회귀분석, 오차수정모형, 그리고 SURE 모형을 이용하여 추정하였다. 그리하여 도로연장, GDP, 그리고 가격변수들이 다양한 수송수요에 미치는 효과를 분석하였다. 하지만 그들의 연구는 모든 변수를 고려한 완전한 형태의 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)이 아니라는 점에서 한계가 있다. 또한 연도별 자료를 이용

하는데 따른 관측치의 부족으로, 자유도(degree of freedom) 문제가 발생한다는 점에서 본 연구의 차별성이 드러나고 있다.

본 연구에서 구축할 고속도로 통행수요함수의 기본 모형은 식(1)과 같다.

$$Y = F(X_1, X_2, X_3, \dots) \quad (1)$$

고속도로 수요의 대리변수(Proxy Variable)로서 출구기준 고속도로 이용대수를 종속변수로 이용할 것이다. 고속도로 이용에 영향을 미치는 변수로서 다양한 변수를 들 수 있는데 경제적 변수, 물리적 변수, 가격변수 등을 들 수 있다. 경제적 변수로서 고속도로 통행에 영향을 미치는 것으로 당해 시점의 자동차대수를 들 수 있다. 또한 당해 시점의 경제적 상황이 호경기라면 고속도로 통행을 증가시키는 요인이 될 것이며 불경기라면 통행을 감소하는 요인이 될 것이다. 경제적 상황을 대표하는 대리변수로 각 시점의 실질 GDP를 들 수 있다. Gately(1990)는 고속도로 통행수요(vehicle miles) 추정의 경제적 변수로 미국의 연도별 GNP를 사용하였지만 본 연구에서는 GDP를 이용하였다. 물리적 변수로서 고속도로 연장을 들 수 있는데 고속도로 연장이 증가하면 고속도로 통행이 증가하는 추세가 일반적이라는 것이 여러 연구에 드러나 있다. 하지만 단순한 고속도로 연장은 고속도로 통행증가를 나타내는데 한계가 있으므로 차로를 감안한 고속도로 연장을 이용할 것이다. 가격변수로서 고속도로 통행료를 들 수 있는데 본 연구에서는 물가를 감안한 실질통행료를 이용할 것이다. 그 외에 2004년 4월 이후부터 고속철도(KTX)가 개통되어 장거리 고속도로 이용에 영향을 미쳤을 것으로 예상되므로 고속철도 개통을 더미변수(Dummy Variable)로 이용하였다.

III. 자료분석 및 모형설정

1. 자료설명

본 연구에서는 2000년 1월부터 2005년 6월까지의 월별자료(Monthly Data)를 이용할 것이다. 연도별 혹은 분기별 자료를 이용할 경우 관측치의 수가 적어서

회귀분석에서 자유도(Degree of Freedom)문제가 발생할 수 있으므로 월별자료를 이용하였다. 또한 1998년과 1999년의 자료는 IMF 경제위기로 인한 왜곡문제가 발생하며, 그 이전의 자료를 이용할 경우 지나치게 고속도로 이용이 크게 증가하는 경향을 나타냄으로 과거 자료를 이용하지 않았다.

고속도로 이용대수는 고속도로 통행수요의 대리변수인데 출구기준 고속도로 이용대수를 이용하였다. 자동차대수는 건설교통부와 통계청의 자료를 이용하였으며 승용차, 승합차, 화물차 및 특수차로 구분된 모든 차량을 대상으로 하였다. 유효도로연장은 단순한 고속도로 연장이 아니라 차로수를 감안한 고속도로 연장이며 2차로에 가중치를 0.5, 4차로에 1.0, 6차로에 1.5, 8차로에 2.0을 주어서 산정한다.

$$\begin{aligned} \text{유효도로연장}(km) &= (2차로연장 \times 0.5) \\ &+ (4차로연장 \times 1.0) + (6차로연장 \times 1.5) \\ &+ (8차로연장 \times 2.0) \end{aligned} \quad (2)$$

본 연구에서 이용되는 실질GDP는 계절변동요인을 조정한 것으로 한국은행에서 구득한 자료이다. 하지만 한국은행에서 발표하는 계절변동조정 실질GDP는 분기별 자료로서 본 연구의 자료포맷과 맞지 않는다. 분기별 GDP 자료를 월별 GDP 자료로 변환하기 위하여 통계청에서 발표하는 산업생산지수를 이용하여 월별 실질 GDP를 식(3)과 같이 산정하였다.

$$\begin{aligned} \text{월별실질GDP} &= \text{분기별실질GDP} \\ &\times (\text{당월 산업생산지수} / \text{당분기 3개월 산업생산지수의 합}) \end{aligned} \quad (3)$$

고속도로 통행수요에 영향을 미치는 변수로서 통행료를 들 수 있는데, 이때 통행료는 물가수준을 감안한 실질통행료를 이용하여야 한다. 본 연구에서는 2000년 1월을 기준 시점으로 하여 이때의 통행료를 100으로 정의하고 그 이후 통행료 인상분을 합산하여 명목통행료를 산정하였다. 실질통행료로 변환하기 위하여 명목통행료를 당월 소비자 물가지수로 나누었다.

2005년 6월의 고속도로 이용대수는 약 9천2백만대이며 자동차대수는 약 1천5백만대, 유효도로연장은 약

3,181.2km이고 실질GDP는 약 61조원에 달하고 있다.

$$\begin{aligned} \text{당월실질통행료} &= \text{기준시점명목통행료}(=100) \times \\ & (1 + \text{당월통행료인상율}) / \text{당월소비자물가지수} \end{aligned} \quad (4)$$

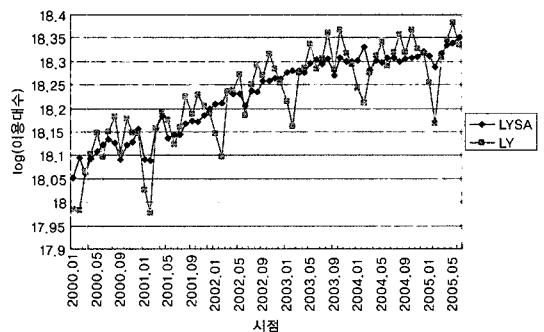
〈표 1〉 변수요약 (단위: 대,km,십억원,원)

구분	고속도로 이용대수	자동차 대수	유효도로연장	실질GDP (계절요인 조정)	실질 통행료
2005년 6월	91,814,875	15,147,416	3,181.2	60,557.9	93.7
평균	82,718,197	13,521,902	2,710.2	53,494.9	96.3
표준 편차	7,962,749	1,236,038	362.9	3,893.1	2.3

주 : 2000년 1월부터 2005년 6월까지의 자료를 이용하였음
 자료 : 한국도로공사 내부자료
 건교부 육상교통국, www.moct.go.kr.
 통계청, http://kosis.nso.go.kr/
 한국은행, http://ecos.bok.or.kr/

2. 모형설정

고속도로 통행수요함수를 추정하기 위하여 단순한 고속도로 이용대수를 이용하기 보다는 계절변동요인을 조정한 고속도로 이용대수를 이용하였다. 〈그림 1〉에서 보는 보와 같이 LY(log(계절성을 조정하지 않은 고속도로 이용대수))는 1월 및 2월에 고속도로 이용대수가 급감하였다가 7월 및 8월에 증가하며 11월 및 12월에 최대 정점에 도달하는 경향을 나타내고 있다. 회귀분석에 이용하기 위해서는 이러한 계절성요인을 조정하여야 하는데²⁾ 본 연구에서는 미국 인구조사국(U.S. Census Bureau)의 X-12-ARIMA 모형을 이용하여 계절성요



〈그림 1〉 계절성조정 이용대수와 계절성미조정 이용대수

2) 김명작·장국현(2002)은 "계절성(Seasonality)은 실질경제의 수준과 무관하게 조업일수 등과 같은 계절적 요인에 의해 발생하므로 계절성이 포함된 자료를 사용하여 경기수준을 파악하는 것은 좋지 않다."고 하였다. (p.12)

인을 제거하였다.³⁾ <그림 1>을 보면 계절성요인을 제거한 고속도로 이용대수, LYSA(log(계절성을 조정한 고속도로 이용대수))는 LY에 비해 상대적으로 계절적인 영향을 적게 받고 있음을 알 수 있다. 본 연구에서 고려하고 있는 기본적인 추정모형은 식(5)와 같다.

$$LYSA = \beta_0 + \beta_1 LNX + \beta_2 LERX + \beta_3 LRGDPSA + \beta_4 LRFX + \beta_5 KTX + u \quad (5)$$

- LYSA : log(계절변동요인을 조정한 고속도로 이용대수)
- LNX : log(자동차 대수)
- LERX : log(유효도로연장)
- LRGDPSA : log(계절변동요인을 조정한 실질GDP)
- LRFX : log(실질통행료)
- KTX : 고속철도 개통유무를 나타내는 더미변수
- u : 교란항

본 연구에서 제시된 모형은 한국교통연구원 보고서 모형과 일부 일치하며 Hansen과 Huang(1997) 및 Dargay 외(2002)의 연구와도 일부 일치하고 있다. 하지만 한국교통연구원의 기존 보고서들은 중요한 경제 변수인 GDP를 고려하지 않았으며 외국의 문헌들은 자동차 대수를 고려하지 않았다는 점에서 본 연구의 차별성이 있다고 하겠다.

본 연구에서 설명변수들의 외생성(Exogeneity)을 가정하였으며 로그선형함수를 이용하여 일정한 탄력성 계수(Constant Elasticity Specification)가 유도되게 하였다.⁴⁾

본 연구에서 제시한 자료는 월별 자료로서 시계열자료(Time Series data)의 성격을 지니고 있다. 이때 시계열자료의 성격을 무시하고 단순히 다중회귀분석(Multiple Regression Analysis)을 시도하는 것은 추정치의 불일치성(Inconsistency)을 유발하며 모형의 예측성에 악영향을 줄 수 있으므로 지양되어야 할 것이다. 우선 각 변수들의 단위근검정(Unit Root Test)을 시도할 것이며 만일 변수들이 단위근(Unit Root)을 보유하고 있는 것으로 판명되면 공적분 검정(Cointegration Test)을 시도해야 할 것이다. 또한 공적분이 각 변수들간

에 존재한다면 Granger와 Engle(1987)의 오차수정모형(Error Correction Model, ECM)을 변형한 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)을 이용하여 고속도로 통행수요함수를 추정할 것이다.

IV. 통행수요함수의 추정

1. 단위근 검정

LYSA, LNX, LERX, LRGDPSA, LRFX에서 단위근(unit root)이 존재하는지를 Augmented Dickey Fuller(ADF) test를 이용하여 검정하였다. ADF test의 단위근 검정 관계식은 식(6)과 같다(Wooldridge, 2000).

$$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \gamma trend + \Delta x_{t-1} + \Delta x_{t-2} + u_t \quad (6)$$

단위근 검정을 위한 귀무가설(H0)은 $\rho=0$ 이며 대립가설(H1)은 $\rho<0$ 이다. 각 변수들의 단위근 검정결과는 <표 2>에 나타나 있는데, 모든 변수들이 단위근(unit root)을 지니고 있는 것으로 판명되어 불안정적인(Non-Stationary) 시계열 변수임을 알 수 있다. 그러므로 이러한 불안정적인 시계열 변수들의 특성을 고려하지 않고 단순히 회귀분석을 시도하는 것은 유사회귀분석(Spurious Regression) 오류를 범할 가능성이 높다(Hamilton, 1994). 이러한 불안정적인 시계열 분석을 위해서는 우선 변수들간에 공적분관계(Cointegration Relation)가 존재하는지를 검정하여야 한다.

<표 2> 단위근 검정 결과

구분	LYSA	LNX	LERX	LRGDPSA	LRFX
ρ 추정치	-0.2902	0.0065	-0.0810	-0.4959	-0.2531
t-통계량	-2.4844	0.4375	-1.6395	-2.8198	-2.8860
p-value	0.3346	0.9989	0.7659	0.1959	0.1740

주 : p-value는 표준정규분포에 근거한 것이 아니라 단위근 검정을 위한 것으로 MacKinnon(1996)의 P-value를 이용하였음

3) X-12-ARIMA 프로그램은 미국 인구조사국(ftp.census.gov의 pub/ts/x12a)에서 다운받을 수 있다.

4) 이러한 가정들은 실증분석에서 유용하게 이용되는 것으로 계량경제학적으로 큰 무리가 없는 가정이라 할 수 있다.

2. 공적분 검정

불안정적인(Non-Stationary) 시계열변수(Time Series Variables)들의 변수특성을 고려하지 않고 회귀 분석을 시도하는 것은 앞에서 지적한 바와 같이 유사회귀 분석(Spurious Regression)의 오류에 빠질 가능성이 높다. 이를 회피하기 위하여 불안정적인 시계열변수를 안정적인 시계열변수로 변환하여 회귀분석을 시도하는 것도 역시 오류에 빠질 가능성이 있다. 그러므로 이들 불안정적인 시계열변수들의 장기균형관계가 존재하는지를 공적분 검정(Cointegration Test)을 통하여 분석하여야 한다. 공적분 검정은 Johansen Cointegration Test⁵⁾를 이용할 수 있는데 기본적인 아이디어는 다음과 같다. P 차 자기상관벡터(Pth Order Vector Autoregressive), X_t 를 정의하면

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t \quad (7)$$

X_t 는 k차원 불안정적인 I(1) 벡터이고 A_i 는 회귀계수 벡터이며, u_t 는 교란항 벡터이다. X_t 를 다시 정의하면,

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (8)$$

이때, $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$, $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$

만약 Π 의 위수(rank)가 k이면 X_t 의 모든 변수들은 안정적 과정이 되고 k개의 공적분 관계가 존재하며, Π 의 위수가 0이면 공적분 관계가 존재하지 않는다. Trace Test 라는 우도비검정(Likelihood Ratio Test)을 이용하여 공적분 관계를 추정할 수 있다. Trace Test의 통계량을 구하기 위하여 ΔX_t 와 X_{t-1} 을 $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-p+1}$ 으로 회귀분석을 하여 구한 잔차항, $\Delta \hat{X}_t$ 와 \hat{X}_{t-1} 으로 다음과 같은 표준상관관계(Canonical Correlation)를 구한다.

$$S_{00} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \Delta \hat{X}_i \Delta \hat{X}_i' \quad (9)$$

$$S_{11} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{X}_i \hat{X}_i' \quad (10)$$

$$S_{01} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \Delta \hat{X}_i \hat{X}_i', \quad S_{01} = S_{10}' \quad (11)$$

이러한 Canonical Correlations를 이용하여 식 (12)를 만족하는 특성근(Eigenvalues)을 구한다.

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (12)$$

여기에서 구한 특성근($\hat{\lambda}$)을 이용하여 식(13)과 같은 Trace Test의 검정통계량을 구할 수 있다. 우도비 검정의 귀무가설(H_0)은 공적분 벡터의 수가 r개이고 대립가설(H_1)은 r개 보다 크다이다.

$$LR(r/k) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

이때 T는 관측치의 수를 나타내며 $LR(r/k)$ 는 점근적(Asymptotically)으로 비표준적인 χ^2 분포를 따른다 (김명직·장국현, 2002).

〈표 3〉 공적분 검정 결과

공적분 관계 개수 (귀무가설)	Trace 통계량	임계치(5%)	p-value
0	97.0194	69.8189	0.0001
1	58.9169	47.8561	0.0033
2	31.3472	29.7971	0.0329
3	14.3419	15.4947	0.0740
4	5.3371	3.8415	0.0209

Trace Test에 의하면 5개 변수(LYSA, LNX, LERX, LRGDPSA & LRFX)간에 3개의 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.⁶⁾ 공적분 관계가 있는 것으로 나타났으므로 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)⁷⁾을 이용하여 단기적 관계와 장기적 관계를 추정할 것이다.

5) Johansen Cointegration Test는 Johansen(1991)과 Johansen and Juselius(1994)의 논문을 참조할 것.
 6) 3개의 공적분관계가 존재할 때, Akaike Information Criteria와 Schwarz Criteria가 각각 -31.36492, -28.47339가 나왔다.
 7) 벡터오차수정모형은 Granger and Engle(1987)의 오차수정모형(Error Correction Model, ECM)과 벡터자기회귀(Vector Autoregressive, VAR)모형을 결합한 것이라고 할 수 있다.

3. 고속도로 통행수요함수 추정

본 모형에서 추정하여야 할 관계식은 식(14)와 같다. 본 모형에서 차분항(Δ변수)은 금기의 변수에서 전기의 변수를 차감한 것이며 t-1항은 전기를 의미한다. 본 연구에서 3개의 공적분 관계가 도출되었으며 η_i 값들은 이러한 공적분 관계가 단기적인 추세치에 미치는 영향을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 \Delta LYSA_t = & a_0 + a_1 \Delta LYSA_{t-1} + a_2 \Delta LYSA_{t-2} \\
 & + a_3 \Delta LNX_{t-1} + a_4 \Delta LNX_{t-2} + a_5 \Delta LERX_{t-1} \\
 & + a_6 \Delta LERX_{t-2} + a_7 \Delta LRGDPSA_{t-1} \\
 & + a_8 \Delta LRGDPSA_{t-2} + a_9 \Delta LRFX_{t-1} \\
 & + a_{10} \Delta LRFX_{t-2} + a_{11} KTX \\
 & + \eta_1 (LYSA_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 LRGDPSA_{t-1} - \beta_2 LRFX_{t-1}) \\
 & + \eta_2 (LNX_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 LRGDPSA_{t-1} - \gamma_2 LRFX_{t-1}) \\
 & + \eta_3 (LERX_{t-1} - \delta_0 - \delta_1 LRGDPSA_{t-1} - \delta_2 LRFX_{t-1}) \\
 & + \Delta u_{t-1} \tag{14}
 \end{aligned}$$

공적분 관계식의 부호의 의미는, 장기적으로 설명변수의 변화에 따른 종속변수의 변화를 의미하는데 첫 번째 공적분 관계식을 보면 장기적으로 실질GDP는 고속도로 통행수요에 정(+)의 효과를 지니고 있는 것으로 나타났으며 t-통계량이 약 8.20으로 나타나서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 이는 경제적인 상황이 개선되어 실질GDP가 증가하면 고속도로 통행이 증가함을 의미하며, 만약 실질GDP가 1% 증가하면 고속도로 이용대수가 약 1.11% 증가할 것으로 나타났다. 또한 첫 번째 공적분관계식에서 실질통행료의 추정치가 -0.9897로 나와서 실질통행료가 증가하면 고속도로 통행수요를 감소시키는 효과가 있음을 알 수 있다. 이는 만약 실질통행료가 약 1% 증가한다면 고속도로 이용대수가 약 0.99% 감소하게 됨을 나타낸다. 실질통행료 계수추정치의 t-통계량이 약 -2.94로 나와서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 실질통행료의 고속도로 이용대수에 대한 탄력성 계수가 기존 연구보다 다소 높은 수치가 나왔다. 이는 기존의 연구들이 연도별 자료(Yearly Data)를 이용하는데 비해, 본 연구는 월별 자료(Monthly Data)를 이용하여 가격변수에 민감하게 반응하고 있는 결과라고 볼 수 있다.

단기적인 관계식을 보면 t-1기와 t-2기의 고속도로 이용대수의 차분항이 모두 양(+)의 값을 가지고 있으며 t-1기의 자동차대수는 양(+)의 값을 가지지만 t-2

〈표 4〉 벡터오차수정모형 추정결과

공적분관계	LYSA _{t-1}	LNX _{t-1}	LERX _{t-1}
LRGDPSA _{t-1}	1.1124 (0.1356)	1.0882 (0.1616)	2.3391 (0.2625)
LRFX _{t-1}	-0.9897 (0.3371)	-1.5573 (0.4016)	-1.5147 (0.6523)
Constant	10.6402	11.6838	-10.6479
오차수정모형	ΔLYSA		
η ₁	-1.2563(0.2392)		
η ₂	0.7147(0.2050)		
η ₃	0.2036(0.0651)		
ΔLYSA _{t-1}	0.4686(0.1770)		
ΔLYSA _{t-2}	0.1338(0.1344)		
ΔLNX _{t-1}	0.3550(1.090)		
ΔLNX _{t-2}	-2.0820(1.1201)		
ΔLERX _{t-1}	-0.0316(0.1197)		
ΔLERX _{t-2}	-0.2069(0.1318)		
ΔLRGDPSA _{t-1}	-0.1629(0.1560)		
ΔLRGDPSA _{t-2}	0.2401(0.1386)		
ΔLRFX _{t-1}	-0.2677(0.2264)		
ΔLRFX _{t-2}	0.0649(0.2291)		
Constant	0.0149(0.0083)		
KTX	-0.0165(0.0079)		
N	63		
R ²	0.6145		

주 : 괄호안의 수치는 표준오차(Standard Error) 임.

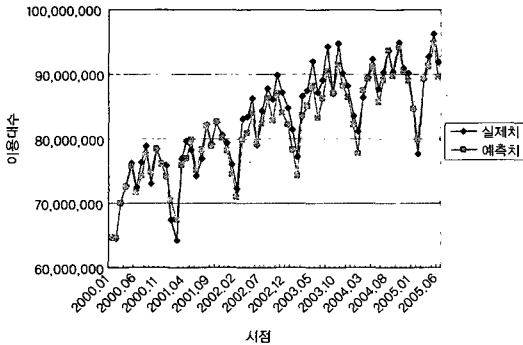
기의 자동차대수는 음(-)의 값을 가지고 있음을 알 수 있다. 또한 t-1기와 t-2기의 고속도로 유효연장이 모두 음(-)의 값을 가지고 있으며 t-1기의 실질GDP는 음(-)의 관계, 그리고 t-2기의 실질GDP는 양(+)의 관계를 가지고 있다. 또한 KTX 개통으로 인해 고속도로 통행수요에 부(-)의 효과가 있음을 추정치(-0.0165)를 통해 알 수 있으며 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

4. 고속도로 통행수요의 예측

지금까지 관측된 자료와 단위근 검정, 공적분 검정, 그리고 벡터오차수정모형을 이용하여 고속도로 통행수요함수를 추정하였다. 그러면 이러한 모형에서 추정된 통행수요함수가 실제 통행수요를 잘 반영하고 있는지를 실제 및 예측 고속도로 이용대수를 비교하여 분석할 수 있다. 추정된 고속도로 통행수요함수를 이용하여 예측 고속도로 이용대수를 구할 수 있는데 이를 실제 고속도로 이용대수와 비교하면 다음과 같다(8). 〈표 5〉를 보면 실제치에 비해 예측치의 평균과 표준편차가 감소하였음을 알 수 있

〈표 5〉 실제 이용대수와 예측 이용대수 비교

구분	실제이용대수	예측이용대수
평균	82,718,197	81,573,609
표준편차	7,962,749	7,276,993



〈그림 2〉 실제치와 예측치 비교

며 실제치와 예측치를 그림으로 비교하면 〈그림 2〉와 같다. 예측치를 살펴 보면 계절적인 추세변동을 나타내고 있으며 증가하는 추세를 나타내어 실제 고속도로 이용대수의 특성을 잘 반영하고 있음을 알 수 있다.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 시계열 분석을 이용하여 고속도로 통행수요함수를 추정하였다. 기존 연구들이 시계열자료를 이용하여 통행수요함수를 추정함에도 시계열변수의 특성을 고려하지 않고서 추정하였다는 점에서 본 연구의 장점이 있다고 할 수 있다. 특히 고속도로 통행수요를 추정하기 위하여 계량경제학에서 응용되는 단위근 검정, 공적분 검정, 벡터오차수정모형 등을 이용하였다는 점에서 모형의 우수성이 있다고 하겠다.

본 연구의 추정결과에 의하면 장기적으로 실질GDP는 고속도로 통행수요에 정(+)의 효과를 지니고 있는 것으로 나타났다. 즉, 경제적인 여건이 개선되면 개별 경제주체들의 통행수요에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 또한, 최근의 경기불황이 지속되면 장래의 고속도로 이용 증가율이 점차 감소할 것이라고 예측할 수 있으며 이는 장기적으로 한국도로공사의 통행료수입에 대하여 직접적인 영향이 있음을 추론할 수 있다. 실질통행료가 고속도로 통행수요에 미치는 영향은 예측한 바

와 같이 부(-)의 효과를 나타내고 있다. 즉, 실질통행료가 증가하면 고속도로 이용대수를 감소시키는 효과가 있어서 일반적인 가격효과와 일치하고 있음을 본 연구가 밝히고 있다.

본 연구의 결과는 여러 기관 및 정부단체에서 이용될 것으로 기대할 수 있으며 앞으로 교통전문가들 사이에 활발한 논의가 있을 것이라고 기대한다. 향후 좀 더 세밀한 자료의 구축과 모형의 설정 및 추정이 필요할 것이며 이에 대한 발전적 토의가 필요할 것이다. 또한 본 연구에서 제시한 고속도로 통행수요함수는 전체 고속도로를 대상으로 한 것으로 개별 노선별 고속도로 통행수요함수를 추정하지 못하였다는 점에서 한계가 있다. 추가적으로 고속도로 통행수요 뿐만 아니라 국도와 지방도의 통행수요도 연립방정식모형과 시계열 기법을 이용하여 추정하는 것도 고려해 볼 만하다. 앞으로 노선별 및 도로의 위계별 통행수요함수 추정을 위한 자료 구축과 모형의 선택에 대한 고찰이 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

1. 김명직·장국현(2002), “금요일시계열분석”, 경문사.
2. 박창일 외(2002), “고속도로 통행요금 제도의 장기 발전 방향 수립”, 한국산업개발연구원.
3. 이재민 외(2004), “통행요금 원가분석 및 차등요금 부과방안 연구보고서”, 교통개발연구원.
4. 하현구 외(2000), “고속도로 요금제도 및 영업체계 개선방안 연구”, 교통개발연구원.
5. Certero, Robert and Mark Hansen(2002), “Induced Travel Demand and Induced Road Investment: A Simultaneous Equation Analysis”, Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 36, No. 3, pp.469~490.
6. Dargay, Joyce, Phil Goodwin, and Mark Hanly(2002), “Development of an Aggregated Transport Forecasting Model”, Centre for Transport Studies, University College London.
7. Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, Econometrica, Vol. 55, No. 2, pp.251~276.

8) 〈표 5〉와 〈그림 2〉의 실제 이용대수와 예측 이용대수는 계절성 요인을 제거하지 않은 원자료이다.

8. Fulton, Lewis M., Robert B. Noland, Daniel J. Meszler, and John V. Thomas (2000), "A Statistical Analysis of Induced Travel Effects in the U.S. Mid-Atlantic Region", *Journal of Transportation and Statistics*, Vol. 30, No. 1, pp.1~14.
9. Gately, Dermot (1990), "The U.S. Demand for Highway Travel and Motor Fuel", *Energy Journal*, Vol. 11, Issue 3, pp.59~74.
10. Hamilton, James D.(1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press.
11. Hansen, Mark and Yuanlin Huang(1997), "Road Supply and Traffic in California Urban Areas", *Transportation Research Part A*, Vol. 31, No. 3, pp.205~218.
12. Johansen, Soren(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp.1551~1580.
13. Johansen, S. and K. Juselius(1994), "Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 63, No. 1, pp.7~36.
14. MacKinnon, James G.(1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, pp.601~618.
15. Mannering, Fred and Clifford Winston (1985), "A Dynamic Empirical Analysis of Household Vehicle Ownership and Utilization", *The Rand Journal of Economics*, Vol. 16, No. 2, pp.215~236.
16. Noland, Robert B.(2001), "Relationships between Highway Capacity and Induced Vehicle Travel", *Transportation Research Part A*, Vol. 35, No. 1, pp.47~72.
17. Wheaton, William C. (1982), "The Long-Run Structure of Transportation and Gasoline Demand", *The Bell Journal of Economics*, Vol. 13, No. 2, pp.439~454.
18. Wooldridge, Jeffrey M.(2000), "Introductory Econometrics", South-Western College Publishing.

✉ 주 작 성 자 : 이재민

✉ 논문투고일 : 2005. 8. 30

✉ 논문심사일 : 2005. 10. 18 (1차)
2005. 10. 31 (2차)

✉ 심사판정일 : 2005. 10. 31

✉ 반론접수기한 : 2006. 4. 30