

가상패널자료를 이용한 승용차 통행수요 탄력성 추정 연구

한상용^{1*} · 이재민² · 김태승³

¹ 동서대학교 국제학부, ² 경북대학교 경제통상학부, ³ 인하대학교 아태물류학부

Estimating Elasticities of Car Travel Demand Using Pseudo-Panel Data

HAN, Sangyong^{1*} · LEE, Jaimin² · KIM, Taeseung³

¹ Division of International Studies, Dongseo University, Busan 617-716, Korea

² School of Economics and Trade, Kyungpook National University, Daegu 702-701, Korea

³ Asia Pacific School of Logistics, Inha University, Incheon 402-751, Korea

Abstract

The objective of this paper is to construct pseudo-panel data set and estimate price and income elasticities of car travel demand, using 1995-2007 household income and expenditure survey data, in order to provide quantitative information for analyzing related policy effects in the transport sector. We categorized household survey data into 14 cohorts based on the birth year of the household head. As the result, a total of 133 pseudo-panel data sets was created for estimating price and income elasticities of car travel demand. Especially, price and income elasticities of car travel demand were separately estimated both short-term and long-term. We analyzed the panel model considering fixed effect within cohorts, using explanatory variables such as previous year's fuel consumption, real household income after tax, education level of the household head, the number of children under five, and the share of household type averaged by cohorts. As results, the short-term and long-term price elasticities of car travel demand were calculated as 0.2974-0.4280 and 0.4087-0.6275, respectively. Similarly, the short-term and long-term income elasticities were calculated as 0.3364-0.6281 and 0.7098, respectively.

가구의 지속적인 승용차 보유 증가로 인한 승용차 이용 증대는 교통부문에서의 온실가스 감축 목표 달성에 큰 장애요인으로 작용하고 있다. 특히 가구의 승용차 통행수요는 가구원수, 가구소득, 거주지역 등 다양한 가구특성에 의해 결정되기 때문에 이러한 가구특성 변수들이 승용차 통행수요에 미치는 영향, 즉, 가구의 승용차 통행수요에 대한 탄력성 분석이 필요하다. 본 연구에서는 1995부터 2007년까지의 가계동향조사 자료를 활용하여 가상패널자료를 구축하고, 이 자료를 토대로 패널모형을 추정하여 가구의 승용차 통행수요에 대한 장·단기 가격 및 소득탄력성을 추정하였다. 실증분석결과, 승용차 통행수요의 단기 가격탄력성은 0.2974~0.4280, 장기 가격탄력성은 0.4087~0.6275로 분석되었고, 단기 소득탄력성은 0.3364~0.6281, 장기 소득탄력성은 0.7098로 분석되었다. 본 연구에서 도출된 승용차 통행수요에 대한 장·단기 가격 및 소득탄력성 추정결과는 향후 교통수요관리 정책의 효과를 분석하는 데 정량적 기초자료로서 활용될 수 있다고 판단된다.

Key Words

Car Travel Demand, Price Elasticity, Income Elasticity, Pseudo-Panel Data, Household Income and Expenditure Survey
승용차 통행수요, 가격탄력성, 소득탄력성, 가상패널자료, 가계동향조사

* : Corresponding Author
hansy@dongseo.ac.kr, Phone: +82-51-320-1721, Fax: +82-51-320-1630

I. 서론

서울도심지역을 비롯하여 출퇴근 시간대의 과도한 승용차 이용은 만성적인 교통혼잡의 주요 원인으로 지적되어 왔다. 특히 가구의 지속적인 승용차 보유 증가로 인한 승용차 이용 증대는 교통부문에서의 온실가스 감축 목표달성에 큰 장애요인으로 작용하고 있다. 향후 예상되는 고유가 등 에너지 수급의 문제와 교통혼잡, 온실가스 등 교통부문에서 발생하는 막대한 사회적 비용을 고려할 때 가구의 승용차 통행수요 감축을 위한 정책방안의 개발이 절실한 실정이다.

승용차 통행수요에 대한 가격 탄력성은 유류가격과 통행요금 변화에 따른 승용차 통행 수요의 변화 정도를 의미하는데, 이러한 승용차 통행수요의 가격 탄력성은 정부의 유류세를 포함한 교통수요관리정책의 효과를 분석하고, 향후 정책 수립에 있어 중요한 기초자료로 활용된다. 그러나 가구의 승용차 통행수요는 가구원수, 가구소득, 거주지역 등 다양한 가구특성에 의해 결정되기 때문에 이러한 가구특성 변수들이 승용차 통행수요에 미치는 영향, 즉, 가구의 승용차 통행수요에 대한 탄력성 분석이 필요하다.

본 연구에서는 가상패널모형(pseudo-panel model)을 이용하여 가구의 승용차 통행수요 탄력성을 추정함으로써 가구특성 변수들이 승용차 통행수요에 미치는 영향요인 변화를 시계열적으로 분석함과 동시에 가구의 승용차 통행수요를 줄일 수 있는 정책방안을 제시하고자 한다. 특히 가구의 승용차 통행수요 탄력성 추정에 있어 최근의 계량 경제학적 방법론인 가상패널모형을 적용함으로써 학술적 기여도 기대된다.

구체적으로 본 연구에서는 1995부터 2007년까지의 가계동향조사 자료를 활용하여 가상패널자료를 구축하고, 이 자료를 토대로 패널모형을 추정하여 가구의 승용차 통행수요에 대한 가격 및 소득탄력성을 추정하고자 한다. 또한 승용차 통행수요의 가격 및 소득탄력성 추정에 있어 단기 및 장기 탄력성을 구분하여 추정함으로써 승용차 통행수요 감소를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

이후 본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 제2장에서는 승용차 통행수요의 가격 및 소득 탄력성 추정에 관한 국내외 선행 연구사례들을 간략히 고찰하였다. 이어서

제3장에서는 본 연구에서 활용한 가상패널자료의 구축 및 이를 이용한 패널분석모형에 관한 연구방법론을 소개한다. 제4장에서는 실증분석을 위해 사용된 분석자료 및 구축된 가상패널자료들의 주요 특성들을 제시하고, 제5장에서는 다양한 패널모형 추정을 통해 승용차 통행수요의 장·단기 가격 및 소득 탄력성을 산정하였다. 마지막으로 제6장은 결론 및 향후 연구방향으로 할애하였다.

II. 관련 선행연구 고찰

전술하였듯이 통행수요에 대한 가격 탄력성은 유류가격과 통행요금 변화에 따른 통행 수요의 변화 정도를 의미하는데, 이러한 교통수요의 가격 탄력성은 정부의 유류세를 포함한 교통수요관리정책의 효과를 분석하고, 향후 정책 수립에 있어 중요한 기초자료로 활용된다. 이러한 정책적 중요성에 따라 1970년대 이후 교통경제 및 에너지경제 분야에서 통행수요의 가격 탄력성 추정에 대한 연구가 활발하게 진행되어 왔다. 여기서 통행수요를 반영하는 변수로는 차량보유, 통행빈도, 통행거리, 연료소비량 등이 이용되어 왔다.

특히 국내외에서 수행된 유류가격 변화에 의한 승용차 통행수요 탄력성 추정에 관한 연구들은 고속도로 통행량 자료 등 시계열 집계자료(aggreated data)를 이용하거나 가상적으로 설정된 정책 시나리오에 대한 응답자의 응답을 기초로 작성된 진술선호자료(stated preference data)를 이용하고 있다.

예를 들어 Pindyck(1979)은 1950~1973년까지의 11개국 OECD 국가자료를 이용하여 연비의 장기 가격 탄력성을 분석한 결과 1.43을 얻었다.¹⁾ 그리고 Griffin(1979)은 18개 OECD 국가들의 1980~2000년 자료를 대상으로 휘발유 가격에 대한 자동차 1대당 휘발유 소비 탄력성을 추정하였는데, 연비의 대리변수로서의 자동차 증량과 평균 주행거리에 대한 가격효과가 반영된 탄력성이 1.43으로 분석되었다. 이 중 0.79는 연비에 대한 가격효과를 나타내고, 나머지 0.64는 평균 주행거리에 대한 효과를 나타낸다. Oum et al.(1992)에 의하면 승용차 교통수요에 대한 가격 탄력성 추정치들은 미국의 경우 단기 탄력성이 0.23, 장기 탄력성은 0.28이고, 호주의 경우 단기 탄력성이 0.09-0.24, 장기 탄력성이 0.22~0.31으로 추정되었다.

1) 승용차 통행수요에 대한 가격 탄력성은 항상 음(-)의 값을 가지므로 본 논문에서는 절대값을 이용하여 가격 탄력성을 제시하였다.

또한 Graham and Glaister(2002)는 과거에 수행된 교통수요에 대한 가격 탄력성 추정치들을 종합적으로 검토한 결과, 교통수요에 대한 가격 탄력성의 크기는 일반적으로 단기(0.3)에서보다 장기(0.8~0.6)에 크고, 유류가격이 증가할 경우 운전자들은 연료를 경제적으로 소비하려는 노력을 하기 때문에 통행수요에 대한 탄력성 크기는 에너지 소비 탄력성보다는 더 작다는 사실을 제시하였다. Goodwin et al.(2004)은 1990년대 이후에 수행된 교통수요의 가격 및 소득 탄력성 추정 연구결과들을 분석한 결과, 연료 소비 탄력성은 통행수요 탄력성보다 1.5~2.0배 크고, 장기 탄력성은 단기 탄력성보다도 2.0~3.0배 크며, 소득 탄력성은 가격 탄력성보다도 1.5~3.0배 크다는 사실을 제시하였다.

이외에도 Huang(2005, 2007)은 가상패널자료를 이용하여 차량보유구조(car ownership)를 분석하였다. 구체적으로 본 논문에서는 영국의 survey data를 이용하여 출생연도에 따라서 집단(cohort)별 가상패널자료를 구축하고 로짓모형(logit model)을 이용하여 차량보유구조를 설명하였으며 장래 가구별 차량보유구조를 예측하였다.

한편 국내 연구사례를 살펴보면 다음과 같다. 이성원·박지형(1999)에서는 진술번호자료를 이용하여 휘발유 가격에 대한 승용차 수요 탄력성을 추정한 결과 0.17~0.80을 얻었다. 이성태·이명현(2001)에서는 대구광역시를 대상으로 한 소비자의 승용차에 대한 의식과 사용실태조사 자료를 이용하여 국내 자동차를 대상으로 자동차 속성 및 연비에 대한 수요 탄력성을 추정하였다. 그 결과, 휘발유 가격에 대한 연비의 수요 탄력성은 경차가 0.403으로 가장 낮고, 소형차가 0.492로 가장 높았다. 이성근·김태현(2002)은 1993년, 1996년, 1999년 등 3개년도 자가용부문 에너지총조사자료를 이용하여 휘발유 가격에 대한 자가용 승용차의 수요 탄력성을 추정한 결과, 평균 주행효율의 경우 0.202, 연평균 주행거리의 경우 0.34로 분석되었다. 그리고 백승걸·정소영(2007)에서는 고속도로 이용실적 자료를 이용하여 유가 상승에 의한 고속도로 수요 탄력성을 추정한 결과 승용차 0.0001, 버스 및 화물차 0.0002로 분석되어 고속도로 이용수요는 유가 변화에 매우 비탄력적이라는 결과를 도출하였다. 위에서 살펴본바와 같이 국내에서 수행된 통행수요에 대한 가격 탄력성 추정에 관한 대부

분의 연구들은 특정지역을 대상으로 한 설문자료와 고속도로 이용실적을 바탕으로 한 집계자료를 이용하고 있기 때문에 연구결과의 일반화에 있어 한계점을 지니고 있다.

이러한 배경 하에서 본 연구에서는 1995~2007년까지의 가계동향조사 원시자료(micro data)에 제시된 국내 가구의 승용차 연료비용 자료를 이용하여 연료소비량을 산정하고, 이를 활용하여 유류가격과 가구소득 변화에 따른 승용차 통행수요 탄력성을 추정하였다.

III. 연구방법론 : 가상패널모형

1. 가상패널자료

패널자료(panel data)는 개인, 기업, 국가 등의 횡단면자료가 동일한 관측치를 대상으로 여러 시계열에 걸쳐 구성된 자료를 의미한다. 기업과 국가 등에 대한 패널 자료는 상대적으로 구득이 용이하지만, 개인과 가구에 대한 패널자료는 조사 특성 상 동일한 관측치에 대해 다 기간 동안 반복하여 조사하기가 어렵기 때문에 국내에서는 한국노동연구원이 매년 조사하는 노동패널자료가 유일하다.

그러나 한국노동패널자료에는 가구의 통행관련 조사 내용이 포함되어 있지 않기 때문에 이 자료를 이용하여 가구의 승용차 통행수요에 대한 탄력성 추정연구를 수행하는 것은 불가능하다. 그리고 한국교통연구원에서 5년마다 조사하는 가구통행실태조사는 통행목적, 통행수단, 통행시간 등 매우 광범위한 조사 내용을 포함하고 있지만, 패널자료의 성격을 갖지 못하며 5년에 한번 조사되고 있고 조사와 발표시점간의 시차가 2년 정도 소요되기 때문에 이 자료를 이용하여 통행수요에 대한 탄력성을 추정하여 정책적으로 활용하는데 한계점이 존재한다.

한편 통계청의 가계동향조사 자료는 오랜 기간 동안 축적되어 왔으며, 승용차 연료비용 등 가구의 교통비 지출항목별 현황을 포함하고 있기 때문에 유류가격 변화 및 가구소득 변화에 따른 가구의 승용차 통행수요 변화를 간접적으로 추정할 수 있다.²⁾ 그러나 가계동향조사 자료는 패널자료가 아니기 때문에 개별 가구의 시계열적 특성을 반영한 패널분석을 수행하기 위해서는 별도의 가상패널자료 구축 과정이 요구된다.

Deaton(1985)에 의해 소비자 수요 분석을 위해 처

2) 또한 가계동향조사 자료는 2005년부터 경차, 소형, 중형, 대형 등 가구에서 보유하는 승용차 차종규모와 차량연료도 구분되어 조사되기 때문에 향후에는 보다 정확한 승용차 통행수요 파악이 가능할 것으로 판단된다.

음 도입된 가상패널자료(pseudo-panel data)는 장기간을 대상으로 축적된 패널자료가 없는 경우 개인 또는 가구 자료를 동일한 고정 특성별로 그룹화(grouping)하고 그룹내의 개별 자료 평균치를 그룹내의 관측치로 사용함으로써 패널분석이 가능하도록 해준다.³⁾⁴⁾ 예를 들어 표본 수가 매우 큰 가구 또는 개인에 대한 패널자료는 시간 경과에 따라 응답자의 이주 또는 사망, 그리고 응답 거부 등으로 인해 표본자료를 연속적으로 확보하기가 쉽지 않기 때문에 가상패널모형은 위와 같은 실제 패널자료 구축에 따른 문제점을 해결하기 위한 대안으로 널리 활용될 수 있다(Russell and Fraas, 2005).

특히 이 방법은 연구자에게 개인 또는 가구에서 통계적으로 동일한 특성을 공유하는 집단의 대표적 표본자료를 제공한다는 측면에서 유용하게 활용되고 있다. 특히 소득과 저축 등 미시경제학 분야를 포함하여 최근에는 보건, 교육, 고용 등 많은 사회과학 분야에서 널리 활용되고 있다(Beach and Finnie, 2004; Bourguignon et al., 2004; Garner et al., 2002; Weir, 2003).

본 연구에서와 같이 가상패널자료를 구축하기 위해서는 개별 자료들은 동일 집단들(cohorts)이 보편적으로 공유하는 고정 특성별로 분류되어야 한다. 특히 가상패널자료의 시간 경과에 따른 안정성을 확보하기 위해서는 집단의 고정 특성변수는 시간에 불변(time-invariant)인 변수를 선택하여야 한다. 예를 들어 소득과 같은 변수들은 시간의 경과에 따라 변화할 수 있기 때문에 적절하지 않으며, 가구의 출생년도, 인종 및 교육수준 등이 고정 특성변수로서 적절하다(Dargay and Vythoukas, 1999). 그리고 측정오차문제(measurement error problem)를 완화하기 위해 개별 집단은 적어도 100개 이상의 표본 관측치를 포함하여야 한다(Verbeek and Nijman, 1992).

2. 가상패널모형

본 연구에서 활용하는 가계동향조사 원자료는 패널자료는 아니지만 1995~2007년까지 비교적 긴 시간동안 횡단면자료 형태로 축적되었기 때문에 가상패널자료 구축을 통해 개별 변수자료 분포의 변화 추세를 간접적으로

로 분석할 수 있다. 통상적인 패널모형은 식(1)과 같이 표현될 수 있으나, 가계동향조사 원자료는 동일 표본이 아니기 때문에 관측되지 않는 개별 자료의 특성 효과를 분석하는 것이 불가능하다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_k \beta_k \cdot x_{k,i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

여기서 i 는 개별 표본자료를 나타내는 지시변수이고, t 는 시간변수이다. 그리고 x_k 는 외생적 설명변수, β_k 는 설명변수들에 대한 추정모수, 그리고 α_i 는 시간 불변적인 개별 자료들의 특성 효과(individual effect)를 의미한다. $u_{i,t}$ 는 설명변수 x_k 와 개별 효과 α_i 와 상관관계를 지니지 않는 것으로 가정된 확률적 교란항이다.

이러한 문제점을 해결하기 위해 Deaton(1985)은 집단적 접근방법(cohort approach)을 사용하여 식(1)의 일치적(consistent) 추정모수를 추정할 것을 제안했다. 여기에서 집단(cohort)이란 공통의 관측된 속성(예를 들어 나이, 성, 교육 등)을 공유하는 일단의 그룹을 의미한다. t 기의 표본자료들을 같은 집단내의 모든 자료들이 공통된 속성을 갖도록 C 개의 집단으로 구분할 수 있다면 식(1)은 식(2)와 같이 다시 표현할 수 있다.

$$\tilde{y}_{c,t} = \tilde{\alpha}_{c,t} + \sum_k \beta_k \cdot \tilde{x}_{k,c,t} + \tilde{u}_{c,t} \quad (2)$$

단, $\tilde{y}_{c,t}$ 와 $\tilde{x}_{k,c,t}$ 는 t 기에 같은 집단에 속하는 $y_{i,t}$ 와 $x_{k,i,t}$ 자료값들의 평균치를 의미한다. 그러나 일반적 경제이론에 의하면 개별 효과 $\tilde{\alpha}_{c,t}$ 는 설명변수들과 상관관계를 지니고 있어 개별 효과를 잔차항에 포함하여 개별 설명변수들과 상관관계를 갖지 않는 임의효과(random effect)로 추정할 경우에는 불일치적인 추정치를 야기할 수 있다. 또한 $\tilde{\alpha}_{c,t}$ 를 고정효과(fixed effect)로 취급하는 경우 같은 개별 자료에 대한 반복된 관측치가 존재하지 않기 때문에 추정할 수 없다는 문제점이 존재한다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위해 식(2)는 $\tilde{\alpha}_{c,t}$ 를 개별 집단의 특성을 나타내는 확률변수(random variables)로 표시한 식(3)과 같이 추정할 수 있다.

3) 이러한 이유 때문에 가상패널모형은 repeated cross-sectional model로도 불린다.

4) 이 외에도 Deaton(1985)은 가상패널모형은 다음과 같은 장점을 지닌다고 언급하고 있다. 첫째, 서로 다른 출처에서 구득한 자료들도 개별 자료 출처에서 서로 비교 가능한 집단으로 정의될 수 있다면 하나의 가상패널자료로 합쳐질 수 있다. 둘째, 실제 패널자료에서 발생하는 표본탈락 문제(data attrition)를 해결할 수 있다. 셋째, 가상패널자료는 집단의 평균치를 사용함으로써 개별 응답의 오류를 평반화(smoothing) 할 수 있고, 명시적으로 모형 내에서 통제할 수 있다.

$$\bar{y}_{c,t} = \alpha_c + \sum_k \beta_k \cdot \bar{x}_{k,c,t} + \bar{u}_{c,t} \quad (3)$$

($c = 1, 2, \dots, C, t = 1, 2, \dots, T$)

단, $\bar{y}_{c,t}$ 와 $\bar{x}_{k,c,t}$ 는 t 기에 같은 집단에 속하는 $y_{i,t}$ 와 $x_{k,i,t}$ 자료값들의 평균치, β_k 는 설명변수들에 대한 추정 모수, α_c 는 개별 집단의 특성을 나타내는 확률변수로 볼 수 있다⁵⁾⁶⁾.

본 연구에서는 가상패널자료를 이용한 유류가격과 소득에 대한 승용차 통행수요 탄력성 추정을 위해 식(4)와 같은 패널모형을 분석하였다.⁷⁾ 구체적으로 승용차 통행수요의 대리변수로서 가구별 승용차 연료소비량을 이용하였다.

$$\ln Fuel_{i,t} = \alpha_c + \beta_1 \cdot \ln Fuel_{i,t-1} + \beta_2 \cdot \ln Poil_t + \beta_3 \cdot \ln Inc_{i,t} + \beta_4 \cdot Educ_{i,t} + \beta_5 \cdot Child_{i,t} + \gamma_i \cdot \sum_{j=1}^J HT_{j,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

위에서 주요 추정변수들의 정의는 다음과 같다.

$\ln Fuel$: 가구 승용차 연료소비량 로그값의 집단별 평균치

$\ln Poil$: 지역별 연평균 차량연료 소비자물가지수의 로그값

$\ln Inc$: 세후 실질가구소득 로그값의 집단별 평균치

$Educ$: 집단별 가구주 평균 교육수준(1=초등학교, 2=중학교, 3=고등학교, 4=대학교 이상)

$Child$: 집단별 가구당 5세 이하 자녀수

HT_j : 거주지역, 가구원 수 및 가구당 근로자 수를 기준으로 분류한 가구유형 점유비율 ($HT_{01}, HT_{02}, \dots, HT_{T-1}, HT_T$)

u : 확률적 교란항

특히 거주지역, 가구원 수 및 가구당 근로자 수를 기준으로 분류한 가구유형 점유비율을 나타내는 HT_j 변수는 모형추정 시 전체 점유비율의 합이 1이기 때문에 HT_{01} 관측치를 제외하여 추정되었다. 그리고 추정모수 β_2 과 β_3 는 각각 개별 집단의 승용차 통행수요의 단기 가

격탄력성과 단기 소득탄력성을 의미하고, 승용차 통행수요의 장기 가격탄력성은 $\beta_2/(1-\beta_1)$, 장기 소득탄력성은 $\beta_3/(1-\beta_1)$ 와 같이 구할 수 있다.

본 연구에서는 모형추정결과의 적합도 검증을 위해 모형의 추정변수에 전기의 가구 승용차 연료소비량 로그값의 집단별 평균치 변수($\ln Fuel_{i,t-1}$)와 가구유형 점유비율 변수(HT_j)의 포함여부에 따라 구분된 4개의 추정모형을 각각 추정하였다.

IV. 가상패널자료의 구축 및 주요 특성

1. 가상패널자료의 구축

본 연구에서 이용하고 있는 가계동향조사 자료는 1951년 한국은행에서 처음 부산지역의 60가구를 대상으로 처음 시행된 이후, 현재까지 농어업 종사자를 제외한 전국의 약 8,500가구(가구원 2인 이상)를 대상으로 999개의 조사구에서 조사되고 있다. 본 조사는 가구의 수입과 지출을 조사하여 가구의 생활 실태와 변동사항을 명확히 파악함으로써 국민생활수준의 변화를 측정 및 분석하며, 각종 경제 및 사회정책입안을 위한 기초자료로 활용하기 위해 시행되고 있다.

가계동향조사는 매월 실시되고 있으며, 조사방식은 조사원의 직접 방문을 통한 자기 기입식 형태를 취하고 있다. 또한 모집단의 대표성을 높이기 위해 표본을 7대 광역(특별)시와 9개도의 동·읍면부를 기준으로 층화하여 확률비례추출법을 이용하여 추출하였다. 조사내용은 크게 가구의 수입과 지출에 관한 사항, 가구주 및 가구 구성원에 관한 사항, 주거에 관한 사항 등으로 수입과 지출의 항목 분류는 국제노동기구(ILO)의 건의에 따라 품목별 분류방식을 채택하였다.

가상패널자료를 구축하기에 앞서 본 연구에서는 유류가격과 소득 변화에 의한 승용차 통행수요 탄력성 추정을 위해 가계동향조사 자료 중 세후 가구소득이 양(+)⁸⁾의 값을 갖고 승용차를 소유 및 이용하는 가구 자료만을 추출하여 활용하였다. 그리고 본 연구에서는 유류가격과 가구소득 변화에 따른 승용차 통행수요 탄력성 추정을

5) 집단화된 가상패널자료들은 모든 기간 동안에 같은 표본을 포함하기 때문에 α_c 를 집단내의 고정효과로 보는 경우도 있다.

6) 이러한 이유로 가구주의 나이는 설명변수에서 제외되었다.

7) 가상패널자료 구축을 통한 추정 외에도 전체 자료를 이용하고 연도별 더미변수를 추가한 pooled OLS 추정방식을 고려할 수 있다. 그러나 이 방법은 집단(cohort)에 고유한 관측되지 않은 특성 및 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려하지 못하고 있다. 따라서 연도별 더미변수를 추가한 pooled OLS 추정방식은 추정치의 불일치성을 유발하는 문제가 존재한다. 따라서 가상패널자료 구축을 통한 추정이 연도별 더미변수를 추가한 pooled OLS에 비해 우수한 방식이라 할 수 있다.

위해 1995~2007년까지의 가계동향조사 자료를 이용하기 때문에 유사 연구사례들에서와 같이 가구주의 출생년도를 기준으로 집단별 가상패널자료를 구축하였다. 즉 조사연도별로 개별 가구표본 자료들을 가구주의 출생연도가 1921~1925(그룹1), 1926~1930(그룹2), ..., 1981~1985(그룹13), 1986~1990(그룹14) 등 5년 간격으로 구분된 총 14개의 집단(Cohort)으로 분류하여 가구패널자료를 구축하였다.

그리고 전술한 바와 같이 개별 집단의 변수값들은 동일한 집단내의 개별 표본값의 평균치를 이용하였다. 위와 같은 절차를 거쳐 구축된 가상패널자료에서 개별 집단에 속한 표본 수 현황은 <Table 1>에 제시되어 있다. <Table 1>을 살펴보면 동일 집단내의 표본 수가 100개 미만인 집단의 수가 49개이다. 본 연구에서는 Verbeek

and Nijman(1992)이 제안한 가상패널자료에서의 측정오차문제를 완화하기 위해 표본 수가 100개 미만인 집단의 자료는 분석에서 제외하였다. 그 결과 <Table 2>와 같이 최종적으로 133개의 가상패널자료를 이용하여 실증분석을 수행하였다.

그리고 세후 가구소득 자료는 물가변화의 영향을 제거하기 위해 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2005년 기준가격(2005년=100.0)으로 실질화하였고, 가구별 승용차 연료 사용량은 승용차 연료비용을 연도별 평균 유류가격으로 나누어 산정하였다.

특히 연도별 평균 유류가격은 에너지경제연구원 에너지통계정보시스템과 한국석유공사 펌트넷에서 제공하는 연도별 승용차 연료별 소비량과 가격 자료를 이용하여 연료별 소비량을 가중치로 한 가중평균 연료가격의

<Table 1> The number of observations within cohorts based on household's birth year

Year	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 3	Cohort 4	Cohort 5	Cohort 6	Cohort 7	Cohort 8	Cohort 9	Cohort 10	Cohort 11	Cohort 12	Cohort 13	Cohort 14	Totals
1995	12	20	247	739	1,192	1,280	1,733	2,823	3,311	1,471	168	8	0	0	13,004
1996	1	5	328	896	1,529	1,796	2,271	3,306	4,348	2,533	286	18	0	0	17,317
1997	0	35	353	852	1,651	1,913	2,351	3,184	4,453	3,212	583	52	0	0	18,639
1998	26	38	198	765	1,362	1,876	2,809	4,609	5,328	4,279	1,192	96	0	0	22,578
1999	19	27	175	684	1,170	1,925	2,685	4,354	5,154	4,248	1,560	181	7	0	22,189
2000	8	53	68	565	1,036	2,099	2,554	4,431	5,111	4,248	2,000	230	28	0	22,431
2001	10	42	60	449	1,009	2,094	2,663	4,052	4,987	4,202	2,458	348	26	0	22,400
2002	13	19	66	405	963	2,004	2,612	3,908	4,523	4,047	2,821	566	37	0	21,984
2003	110	224	604	1,750	3,048	4,898	6,933	11,657	12,887	11,697	7,530	1,379	82	0	62,799
2004	80	205	660	1,781	3,106	5,025	7,105	11,427	12,697	10,968	7,851	1,905	123	7	62,940
2005	41	165	643	1,662	3,036	4,961	6,893	10,581	12,650	10,991	8,590	2,283	219	11	62,726
2006	39	162	558	1,452	2,555	4,356	6,543	9,478	11,009	10,097	8,146	2,988	474	2	57,859
2007	39	205	503	1,418	2,427	3,481	6,113	8,658	10,365	10,128	7,738	3,349	703	16	55,143

<Table 2> The number of observations within cohorts in final pseudo-panel data set

Year	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 3	Cohort 4	Cohort 5	Cohort 6	Cohort 7	Cohort 8	Cohort 9	Cohort 10	Cohort 11	Cohort 12	Cohort 13	Cohort 14	Totals
1995	-	-	247	739	1,192	1,280	1,733	2,823	3,311	1,471	168	-	-	-	12,964
1996	-	-	328	896	1,529	1,796	2,271	3,306	4,348	2,533	286	-	-	-	17,293
1997	-	-	353	852	1,651	1,913	2,351	3,184	4,453	3,212	583	-	-	-	18,552
1998	-	-	198	765	1,362	1,876	2,809	4,609	5,328	4,279	1,192	-	-	-	22,418
1999	-	-	175	684	1,170	1,925	2,685	4,354	5,154	4,248	1,560	181	-	-	22,136
2000	-	-	-	565	1,036	2,099	2,554	4,431	5,111	4,248	2,000	230	-	-	22,274
2001	-	-	-	449	1,009	2,094	2,663	4,052	4,987	4,202	2,458	348	-	-	22,262
2002	-	-	-	405	963	2,004	2,612	3,908	4,523	4,047	2,821	566	-	-	21,849
2003	110	224	604	1,750	3,048	4,898	6,933	11,657	12,887	11,697	7,530	1,379	-	-	62,717
2004	-	205	660	1,781	3,106	5,025	7,105	11,427	12,697	10,968	7,851	1,905	123	-	62,853
2005	-	165	643	1,662	3,036	4,961	6,893	10,581	12,650	10,991	8,590	2,283	219	-	62,674
2006	-	162	558	1,452	2,555	4,356	6,543	9,478	11,009	10,097	8,146	2,988	474	-	57,818
2007	-	205	503	1,418	2,427	3,481	6,113	8,658	10,365	10,128	7,738	3,349	703	-	55,088

<Table 3> Categorical definitions of household types

Household Types	Categorical Conditions		
	Residential Area	No. of Family	No. of Worker
HT01	SMA	Family ≤ 2	Worker ≤ 1
HT02	SMA	Family ≤ 2	Worker ≥ 2
HT03	SMA	3 ≤ Family ≤ 4	Worker ≤ 1
HT04	SMA	3 ≤ Family ≤ 4	Worker ≥ 2
HT05	SMA	Family ≥ 5	Worker ≤ 1
HT06	SMA	Family ≥ 5	Worker ≥ 2
HT07	Non-SMA	Family ≤ 2	Worker ≤ 1
HT08	Non-SMA	Family ≤ 2	Worker ≥ 2
HT09	Non-SMA	3 ≤ Family ≤ 4	Worker ≤ 1
HT10	Non-SMA	3 ≤ Family ≤ 4	Worker ≥ 2
HT11	Non-SMA	Family ≥ 5	Worker ≤ 1
HT12	Non-SMA	Family ≥ 5	Worker ≥ 2

Note: SMA implies Seoul Metropolitan Area.

형태로 산정하였다.

또한 동일 집단내의 가구특성변수들이 가구의 승용차 통행수요에 미치는 영향을 분석하기 위해 <Table 3>에서와 같이 거주지역, 가구원 수, 가구내 근로자 수 등의 가구특성변수들을 기준으로 12개의 가구유형(household type, HT)으로 범주화한 뒤에 동일 집단내에서 해당 가구유형이 차지하는 비중을 변수로 이용하였다. 한상용 외(2010)에 의하면 거주지역의 경우 서울지역은 상대적으로 교통시설 및 서비스 수준이 우수하기 때문에 서울지역의 승용차 통행비용이 비서울지역보다 작고, 가구원수와 가구내 근로자 수가 많을수록 승용차 교통비용이 큰 것으로 분석되었다. 따라서 출생연도를 기준으로 분류된 집단내에서 서울에 거주하지 않고 가구원수와 가구내 근로자수가 상대적으로 큰 가구유형의 비중이 클수록 승용차 통행수요가 클 것으로 예상할 수 있다.

2. 분석자료의 주요 특성

본 연구에서는 위의 과정을 따라서 133개의 가상패널 자료를 구축하였다.⁸⁾ 실증분석을 위해 사용된 변수들은 <Table 4>에 제시되어 있다. 전술한 바와 같이 *LFuel* 변수는 가구당 월평균 승용차 연료 소비량 로그값의 평균치, *LPoil* 변수는 지역별 연평균 차량연료 소비자물가지수의 로그값, *Linc* 변수는 가구당 월평균 세후 실질소득 로그값의 평균치를 의미한다. 그리고 *Seoul* 변수는

<Table 4> Variables for empirical analysis

Category	Variables	Descriptions	Units
Transport	<i>LFuel</i>	Log of monthly average automotive fuel consumption per household	Liter/month
Price	<i>LPoil</i>	Log of yearly average consumer price index for regional fuel price	Index
Household	<i>Linc</i>	Log of monthly average disposable income per household	Won/month
	<i>Seoul</i>	Dummy variable for SMA residential area (SMA=1, Non-SMA=0)	Dummy
	<i>Family</i>	Average family per household	Person
	<i>Worker</i>	Average workers per household	Person
	<i>HEduc</i>	Average education level of household (0=Non, 1=Elementary school, 2=Middle school, 3=High school, 4=College graduates)	Category
	<i>Child</i>	Average children of five years or under	Person
	<i>HT_i</i>	Percentage of observations per household type (<i>HT01</i> , <i>HT02</i> , ..., <i>HT12</i>)	Index

가구의 서울지역 거주 여부(거주=1, 비거주=0), *Family* 변수는 가구당 평균 가구원 수, *Worker* 변수는 가구당 평균 근로자 수, *HEduc* 변수는 가구주 평균 교육 수준, *Child* 변수는 가구내 5세 이하 평균 자녀 수, *HT_i* 변수는 *Seoul*, *Family* 및 *Worker* 변수를 기준으로 구분된 가구유형 변수로서 해당 가구유형의 점유비율을 의미한다.

그리고 승용차 연료 소비량과 차량연료 소비자 물가지수, 그리고 세후 실질가구소득 등 주요 경제변수들의 연도별 추이를 살펴보면 <Table 5>와 같다. 먼저 승용차 통행수요의 대리변수(proxy variable)인 가구당 평균 승용차 연료소비량은 1995년 약 167.4리터에서 2007년 99.2리터로 지속적으로 감소하고 있음을 알 수 있으며, 이는 가구당 승용차 통행수요가 지속적으로 감소하고 있음을 나타내고 있다. 한편 차량연료 소비자물가지수는 1995년 40.08에서 2007년 109.29로 지속적으로 증가하였음을 알 수 있다. 즉 동기간 동안 차량연료 가격 상승이 가구의 승용차 통행수요에 부(-)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그리고 세후 실질가구소득

8) 가상패널자료에서 집단의 수가 커야 점근적으로(asymptotically) 추정치의 일치성(consistency)을 확보할 수 있는데 본 연구에서의 집단의 개수가 상대적으로 작다는 것은 본 연구의 한계로 작용할 수 있다(Wooldridge, 2002).

<Table 5> Yearly trends for main economic variables
(Units : liter/month, Won/month)

Year	LFuel		LPoil		LInc	
	Average	Log	Average	Log	Average	Log
1995	167.4	5.12	40.08	3.69	2,747,498	14.83
1996	163.8	5.10	45.28	3.81	2,945,029	14.90
1997	164.0	5.10	56.70	4.04	2,966,572	14.90
1998	131.1	4.88	75.16	4.32	2,449,532	14.71
1999	142.9	4.96	80.11	4.38	2,521,370	14.74
2000	134.1	4.90	84.05	4.43	2,679,124	14.80
2001	130.7	4.87	86.72	4.46	2,814,385	14.85
2002	126.8	4.84	86.48	4.46	2,966,121	14.90
2003	123.0	4.81	88.96	4.49	2,636,340	14.78
2004	112.6	4.72	94.58	4.55	2,656,678	14.79
2005	106.0	4.66	100.00	4.61	2,725,110	14.82
2006	101.4	4.62	106.28	4.67	2,717,294	14.82
2007	99.2	4.60	109.29	4.69	2,761,052	14.83

<Table 6> Yearly trends for household characteristic variables

Year	Seoul	Family	Worker	HEduc	Child
1995	0.199	3.88	1.52	3.26	0.53
1996	0.213	3.81	1.55	3.25	0.52
1997	0.199	3.80	1.58	3.23	0.50
1998	0.153	3.77	1.48	3.26	0.48
1999	0.158	3.74	1.47	3.26	0.42
2000	0.165	3.70	1.49	3.24	0.42
2001	0.166	3.69	1.54	3.24	0.38
2002	0.162	3.63	1.57	3.24	0.36
2003	0.119	3.63	1.53	3.30	0.36
2004	0.117	3.57	1.53	3.26	0.36
2005	0.117	3.53	1.53	3.15	0.35
2006	0.104	3.36	1.49	3.17	0.30
2007	0.096	3.30	1.48	3.17	0.27

은 1995년 약 275만원에서 1997년 약 297만원으로 증가하다가 1998년 외환위기를 맞아 급격히 감소한 후, 2002년 최저점에 이르고 그 이후에는 소폭의 등락을 보이고 있다.

<Table 6>은 가구당 서울지역 거주비율(Seoul), 가구당 평균 가구원 수(Family), 가구당 평균 근로자 수(Worker), 가구주 평균 교육수준(HEduc), 가구내 5세 이하 평균 자녀수(Child) 등 5개 가구특성 변수들의 연도별 추이값을 제시하고 있다.

먼저 서울지역 거주비율은 1995년 19.9%였는데 서울주변지역의 대규모 위성도시 개발로 인해 지속적으로 감소하여 2007년 9.6%에 머무르고 있다.

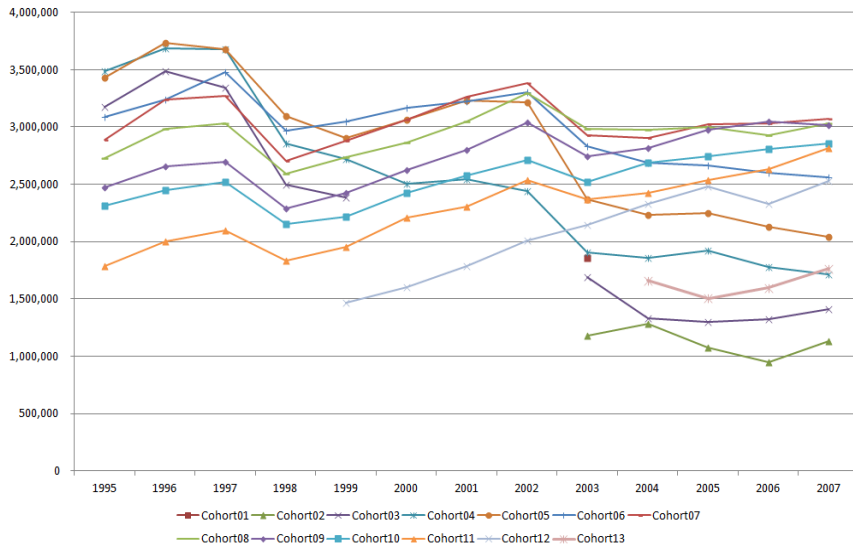
<Table 7> Yearly trends for percentage per household type

Category	1995	1998	2001	2004	2007
HT01	0.81	1.37	1.17	1.08	1.51
HT02	0.95	0.70	1.45	0.60	0.57
HT03	8.82	6.98	6.98	4.03	3.17
HT04	5.78	3.88	4.75	4.23	3.25
HT05	1.71	1.10	0.86	0.62	0.30
HT06	1.83	1.25	1.35	1.13	0.76
HT07	4.11	6.34	6.19	10.25	17.55
HT08	3.39	3.83	4.92	5.82	6.10
HT09	34.97	36.78	34.53	30.52	27.90
HT10	20.11	22.48	24.76	28.92	28.67
HT11	6.92	6.75	4.94	4.91	4.14
HT12	10.60	8.53	8.10	7.87	6.08

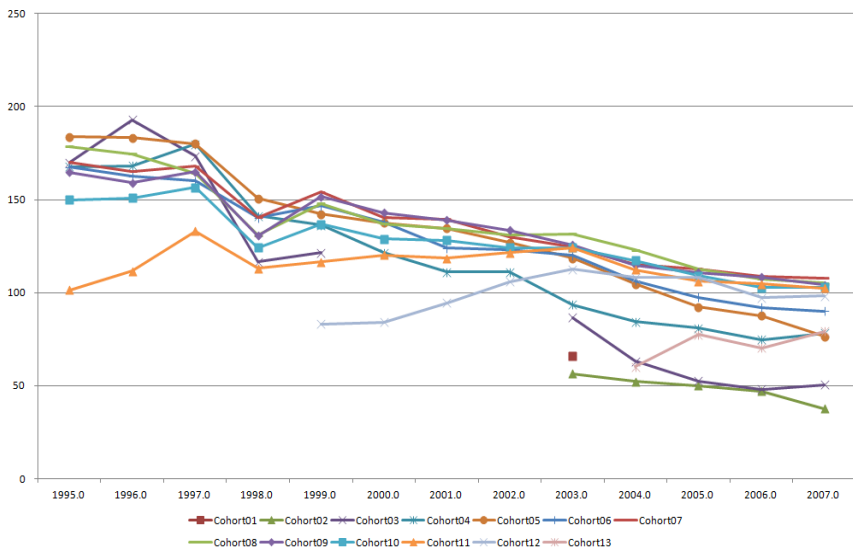
가구당 평균 가구원 수도 지속적인 핵가족화로 인해 1995년 3.88명이던 것이 2007년 3.30명으로 감소하였고, 가구당 평균 근로자 수는 1997년 1.52명에서 2007년 1.48명으로 소폭의 감소세를 보이고 있다. 또한 가구주의 평균 교육수준은 큰 변화를 나타내지 않고 있으며, 가구내 5세 이하 자녀수는 1995년 0.53명이던 것이 2007년 0.37명으로 감소하여 저출산문제 등 최근의 상황을 반영하고 있다.

<Table 7>은 <Table 3>에서 제시한 바와 같이 거주지역, 가구원 수, 가구내 근로자 수 등의 가구특성변수를 기준으로 분류한 12개의 가구유형별 점유비율의 연도별 변화추이를 제시하고 있다. 점유비율이 가장 큰 가구유형은 서울에 거주하지 않고 가구원 수가 3~4인인 HT09 유형(근로자 수 1인 이하)과 HT10 유형(근로자 수 2인 이상)으로서 전체 가구의 과반수 이상을 차지함을 알 수 있다. 특히 HT09 유형의 점유비율은 갈수록 감소하는 반면, HT10 유형의 점유비율은 점차 증가하여 이러한 추이는 최근 맞벌이 가구의 증가세를 반영하고 있다.

또한 서울 비거주, 가구원 수가 2인 이하, 근로자 수 1인 이하인 HT07 유형의 점유비율은 1995년 4.11%에서 2007년 17.55%로 크게 증가하였는데 이는 최근 노인가구와 신혼가구가 서울지역 외곽지역에 거주하는 현상을 반영하는 것으로 판단된다. 한편 서울 거주, 가구원 수가 3~4인, 근로자 수 1인 이하인 HT09 유형의 점유비율은 1995년 8.82%에서 2007년 3.17%로 지속적으로 감소하였는데 이는 상당수의 가구가 서울지역 주택가격 상승과 경제적 어려움으로 인해 서울외곽지역으로 이주하였기 때문인 것으로 판단된다.



<Figure 1> Yearly trends for disposable household income from thirteen cohorts



<Figure 2> Yearly trends for automotive fuel consumption from thirteen cohorts

마지막으로 가상패널자료로부터 가구주 출생연도를 기준으로 분류된 개별 집단(cohort)의 연도별 세후 실질 가구소득과 승용차 연료 소비량 추이를 살펴보면 <Figure 1>과 <Figure 2>와 같다. 먼저 개별 집단별 세후 실질가구소득을 1995년과 2007년을 기준으로 비교해보면 그룹7~그룹13에서는 증가한 반면, 그룹3~그룹6에서는 감소하였음을 알 수 있다. 이것은 1930~1950년대에 출생한 가구주들이 1990대 중반에 들어서 직장을 은퇴하였기 때문인 것으로 판단된다.

한편 동기간 동안의 개별 집단별 승용차 연료 소비량을 비교해 보면 그룹11, 그룹12 및 그룹13을 제외한 대부분 그룹의 승용차 연료 소비량은 전반적으로 감소하는 패턴을 보이고 있다. 이것은 승용차 연료 소비량이 경제 활동에 근거한 파생 수요적 소비 성격을 지니기 때문인 것으로 판단된다. 또한 동기간 동안의 개별 집단별 승용차 연료 소비량의 격차는 세후 실질가구소득의 격차보다 상대적으로 작음을 알 수 있으며, 이는 승용차 이용이 필수적 성격을 지니기 때문인 것으로 판단된다.

V. 실증분석결과

1. 분석의 전제

본 연구에서는 가상패널자료의 분석을 위해 연료소비량의 시차종속변수(lagged dependent variable)를 포함하지 않는 모형과 시차종속변수를 포함하는 모형으로 구분하였다. 또한 가구유형 점유비용을 포함하는 경우와 그렇지 않은 경우로도 구분하였다.

모형1과 2는 가구유형 점유비용을 설명변수로 포함하지 않았고 모형3과 4는 포함하였다. 또한 모형 1과 3은 시차종속변수를 포함하지 않았고 모형2와 4는 이를 설명변수로 포함하였다.

모형1과 모형3은 고정효과 추정방법(fixed effects estimation method, 이하 FE)을 적용할 것이며 모형2와 모형4는 시차종속변수의 존재로 인하여 내생성(endogeneity)이 의심되므로 내생성 검정을 수행할 것이다. 만약 내생성이 존재하지 않는다면 고정효과 추정방법을 적용할 것이고 내생성이 존재한다면 도구변수(instrumental variables)를 이용한 2단계 고정효과 추정방법((2-stage fixed effects estimation, 이하 FE2SLS)을 적용할 것이다⁹⁾.

<Table 8> Definition of estimation models

Category	Lagged dependent variable	Percentage of household type
Model 1	Excluded	Excluded
Model 2	Included	Excluded
Model 3	Excluded	Included
Model 4	Included	Included

2. 모형 추정결과

모형1에서는 시차변수가 포함되어 있지 않아서 내생성(endogeneity)이 의심되는 변수가 없다. 내생성 검정을 수행할 필요가 없으며 고정효과 추정방법을 적용할 수 있다.

<Table 9> Estimation results without Percentage of household type

Variables	Model 1 ($\ln Fuel_{t-1}$ excluded)	Model 2 ($\ln Fuel_{t-1}$ included)
α_c	-3.2495*** (0.7905) ^b	-1.5030** (0.6503)
$\ln Fuel_{t-1}$	-	0.5260*** (0.0583)
$\ln Poil$	-0.4280*** (0.0314)	-0.2974*** (0.0383)
$\ln Inc$	0.6281*** (0.0554)	0.3364*** (0.0529)
$Educ$	0.2025*** (0.0654)	0.0317 (0.0551)
$Child$	0.0563 (0.0509)	-0.0230 (0.0416)
Observations	133	119
adjusted- R^2	0.9152	0.9523
F-Statistics ^a	90.05 (0.0000)	148.10 (0.0000)
DW Statistics	0.8575	2.1544

Notes: 1. ^aThe hypothesis is that all the parameters are jointly zero and the corresponding p-values are reported in the parentheses below the statistic.
2. ^bThe numbers in parentheses are standard errors of the coefficient estimates
3. *, **, *** indicate respectively significant at 10 percent level, 5 percent level and 1 percent level.

<Table 9>에서 모형1의 추정결과를 살펴보면 F -통계량을 기준으로 할 때, 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 유류가격($\ln Poil$)과 세후 실질가구소득($\ln Inc$), 평균 교육수준 ($Educ$) 등 주요 변수들의 추정계수들은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였고, 추정계수의 부호는 예상한 바와 일치하였다. 예를 들어 유류가격이 낮을수록, 세후 실질가구소득이 높을수록 연료 소비량이 클 수 있다. 그러나 가구내 5세 이하 자녀수 ($Child$)에 대한 추정치는 통계적으로 유의하지 않았는데 p -value가 약 0.271로 나타났다.

모형2에서는 시차종속변수인 전기 연료소비량($\ln Fuel_{t-1}$) 이 설명변수로 이용되고 있는데 이러한 시차종속변수는 내생성(endogeneity)이 의심될 수 있다. 따라서 시차종

9) 고정효과 추정방법 외에도 임의효과 추정방법(random effects estimation method)을 적용할 수 있다. 이들 추정방법에 대하여 Hausman test를 이용하여 비교할 수 있다. 그러나 고정효과 추정방법은 개별 그룹에 내재한 특성 변수인 α_c 와 다른 설명변수 간에 특별한 가정을 하지 않는데 비해 임의효과 추정방법은 개별 그룹 특성변수와 다른 설명변수 간에 상관관계(correlation)가 존재하지 않는다는 강한 가정을 하고 있다. Hausman test에서도 귀무가설과 대립가설 모든 경우에 고정효과 추정방법은 일치성(consistency)을 유지한다. 하지만 임의효과 추정방법은 귀무가설하에서는 일치성을 보유하고 효율적이지만 대립가설하에서는 불일치성을 보유하게 된다. 따라서 고정효과 추정방법은 어떤 경우에도 일치성을 유지하지만 임의효과 추정방법은 경우에 따라서 불일치성을 유발할 수 있어서 본 연구에서는 고정효과 추정방법을 따를 것이다. 실제 다수의 경제학 연구에서 이러한 이유로 고정효과 추정방법을 따르고 있다.

속변수의 내생성 여부를 판단하는 과정이 필요하다. 우선 시차종속변수의 내생성을 검증하기 위해서는 적절한 도구변수(instrumental variables)가 필요하다. 본 연구에서는 전기의 유류가격($\ln Poil_{t-1}$)과 세후 실질소득($\ln Inc_{t-1}$)을 도구변수로 이용하였다. 전기의 연료소비량은 전기의 유류가격과 전기의 세후 실질소득과 밀접한 관계가 있을 것이라고 생각되어서이다.

설명변수의 내생성을 검증하는 방법으로 Davidson and MacKinnon(1993)이 제안한 회귀분석 기반 내생변수 검증방법(regression based endogenous variables test)을 이용할 수 있다¹⁰⁾. 첫 번째 단계에 전기 연료소비량을 종속변수로 하고 기존 설명변수와 도구변수(전기의 유류가격 및 전기 세후 실질소득)에 대해 회귀분석을 수행하고 잔차항(residuals)을 얻는다. 두 번째 단계에서 시차종속변수, 기존 설명변수 및 잔차항을 설명변수로 하여 원래 종속변수에 대해 회귀분석을 수행한다. 두 번째 단계의 회귀분석에서 잔차항에 대한 t 검정을 수행하여 유의하게 나타나면 시차변수가 내생성이 있는 것이며 유의하게 나타나지 않으며 내생성이 존재하지 않는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 회귀분석 기반 내생변수 검증방법을 수행한 결과에 의하면 잔차항의 t -통계량이 -1.33 로 나타났으며 p -value가 0.187 로 나타나서 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 따라서 모형2에서는 시차변수인 전기 연료소비량($\ln Fuel_{t-1}$)이 내생적이지 않고 외생적(exogenous)이라 할 수 있다. 따라서 모형2의 경우에도 고정효과 추정방법을 적용할 수 있다. 모형 2의 고정효과 추정방법을 적용한 결과를 살펴보면 F -통계량이 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 전기 연료소비량($\ln Fuel_{t-1}$), 유류가격($\ln Poil$) 및 세후 실질가구소득($\ln Inc$) 등 주요 변수들의 추정계수들은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였고, 추정계수의 부호는 예상한 바와 일치하였다. 평균 교육수준($Educ$)은 p -value가 0.567 로 나타나서 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 가구내 5세 이하 자녀수($Child$)에 대한 추정치는 모형 1과 달리 음(-)의 부호가 산정되었으며 p -value 역시 0.581 로 나타나서 통계적으로 유의하지 않았다.

모형3에서 시차변수인 전기 연료소비량 변수를 설명변수로 이용하지 않지만 가구유형 점유비율 변수를 설

명변수로 추가하였다. 따라서 고정효과 추정방법을 이용하였는데 F -통계량의 p -value가 0.000 으로 나타나서 통계적으로 유의하게 나타났다. 추정결과에 의하면 유류가격, 평균 교육수준, 가구유형5의 점유비율, 가구유형6의 점유비율, 가구유형12의 점유비율 등의 변수들이 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다.

모형4에서는 시차종속변수인 전기 연료소비량($\ln Fuel_{t-1}$)이 설명변수로 이용되고 있는데 이러한 시차종속변수는 내생성 검증이 필요하다. 앞에서 설명한 것처럼 시차종속변수의 내생성 여부를 판단하기 위해서 도구변수로 전기의 유류가격($\ln Poil_{t-1}$)과 세후 실질소득($\ln Inc_{t-1}$)을 이용하였다. 전기 연료소비량 변수의 내생성 검증을 위하여 회귀분석 기반 내생변수 검증방법을 이용하였다. 검증 결과에 의하면 잔차항의 t -통계량이 -2.28 로 산정되었으며 p -value가 0.025 로 나타나서 5% 유의수준에서 잔차항이 통계적으로 유의하게 나타났다. 따라서 모형4에서는 전기 연료소비량 변수가 내생성을 보유하고 있다고 판단할 수 있다.¹¹⁾ 즉 모형2에서는 전기 연료소비량 변수가 외생적이었지만 모형4에서는 내생적으로 판명되었다. 이는 모형4에서 가구유형 점유비율 변수의 도입으로 전기 연료소비량 변수가 내생적으로 변한 것으로 추측된다.

따라서 단순한 고정효과 추정모형 대신에 도구변수를 이용한 추정방법을 모색하여야 한다. 또한 본 연구의 모형이 가상패널자료를 기반으로 하였기 때문에 이러한 특성을 고려하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 도구변수를 이용한 2단계 고정효과 추정방법(2-stage fixed effects estimation, 이하 FE2SLS)을 이용하였다(Wooldridge, 2002).

모형4, 즉 2단계 고정효과 추정방법의 Wald test 통계량이 유의하게 나타났다. 전기 연료소비량, 유류가격, 평균 교육수준 변수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 한편 세후 실질가구소득 변수의 p -value는 0.445 로 나타나서 통계적으로 유의하지 않았다. 5세 이하 자녀 변수도 p -value가 0.779 로 산정되어 통계적으로 유의하지 않았다. 이외에 가구유형 점유비율 변수들은 가구유형11(p -value= 0.745)을 제외하고는 모두 통계적으로 유의하게 나타났다.

10) 이 검증방법은 Wu-Hausman test 혹은 Durbin-Wu-Hausman test와 동일한 값을 가진다.

11) 이외에도 2단계 임의효과 추정방법(2-stage random effects estimation, RE2SLS)을 적용할 수 있다. 그러나 주석9에서와 동일한 이유로 고정효과 추정방법을 적용하였다.

<Table 10> Estimation results with Percentage of household type

Variables	Model 3 (lnFuel _{t-1} excluded)	Model 4 (lnFuel _{t-1} included)
α_c	1.6246 (1.7186) ^b	1.7490 (1.6321)
lnFuel _{t-1}	-	0.2136* (0.1098)
lnPoil	-0.3071*** (0.0385)	-0.3214*** (0.0503)
lnInc	0.1529 (0.1182)	0.0773 (0.1008)
Educ	0.3985*** (0.0808)	0.2530*** (0.0844)
Child	0.0187 (0.0513)	-0.0136 (0.0484)
HT ₀₂	1.8469* (1.0341)	2.3753** (0.9117)
HT ₀₃	1.2750* (0.7156)	1.5491** (0.6332)
HT ₀₄	1.5527** (0.7003)	2.2974*** (0.6193)
HT ₀₅	4.1238*** (1.4148)	4.7282*** (1.6462)
HT ₀₆	2.9486*** (0.9761)	2.9845*** (0.8889)
HT ₀₇	0.4591 (0.6043)	1.0405* (0.5324)
HT ₀₈	1.6204** (0.6354)	1.7785*** (0.5368)
HT ₀₉	0.9415* (0.5636)	1.4836*** (0.4818)
HT ₁₀	1.0574* (0.5976)	1.5804*** (0.5224)
HT ₁₁	-1.1096 (0.7963)	-0.2363 (0.7250)
HT ₁₂	1.8797*** (0.5970)	2.0698*** (0.5238)
Observations	133	119
adjusted-R ²	0.9417	0.9600
F-Statistics ^a	80.1 (0.0000)	84.1 (0.0000)
DW Statistics	1.2219	1.7047

Notes: 1. ^aThe hypothesis is that all the parameters are jointly zero and the corresponding p-values are reported in the parentheses below the statistic.
 2. ^bThe numbers in parentheses are standard errors of the coefficient estimates
 3. *, **, *** indicate respectively significant at 10 percent level, 5 percent level and 1 percent level.

3. 탄력성 분석결과

본 연구의 목적은 1995~2007년의 가계동향조사 원시자료를 이용하여 가상패널자료를 구축하고 승용차 통행수요에 대한 가격 및 소득탄력성을 추정하는 것이다. 구체적으로 본 연구에서는 <Table 9>와 <Table 10>에 제시되어 있는 실증분석결과를 이용하여 승용차 통행수요의 가격 및 소득탄력성 추정에 있어 단기 및 장기 탄력성을 구분하여 추정하였다.

<Table 11>에 의하면 승용차 통행수요의 단기 가격탄력성은 0.2974~0.4280으로 분석되었으며, 장기 가격탄력성은 0.4087~0.6275로 분석되었다. 즉 차량연료가격이 1% 상승할 때 승용차 통행수요는 단기적으로는 0.30~0.43% 감소하고, 장기적으로는 0.41~0.63% 감소함을 의미한다. 그리고 승용차 통행수요의 단기 소득탄력성은 0.3364~0.6281로 분석되었으며, 장기 소득탄력성은 0.7098로 분석되었다. 즉 가구당 세후 실질소득이 1% 상승할 때 승용차 통행수요는 단기적으로는 0.34~0.63% 증가하고, 장기적으로는 0.71% 증가함을 의미한다.¹²⁾¹³⁾ 특이할 점은 모형1과 모형2를 기준으로 할 때 가격탄력성의 크기는 장·단기 구분에 상관없이 소득탄력성의 크기보다 작다는 사실이다.

<Table 11> Estimation results of price and income elasticity

Model	Period	Price elasticities	Income elasticities
Model 1	Short-run	-0.4280*** (0.0314) ^b	0.6281*** (0.0554)
Model 2	Short-run	-0.2974*** (0.0383)	0.3364*** (0.0529)
	Long-run ^a	-0.6275*** (0.0667)	0.7098*** (0.0922)
Model 3	Short-run	-0.3071*** (0.0385)	0.1529 (0.1182)
Model 4	Short-run	-0.3214*** (0.0503)	0.0773 (0.1008)
	Long-run	-0.4087*** (0.0527)	0.0984 (0.1313)

Notes: 1. ^aStandard errors of the long-run elasticities estimates are computed by using the delta method.
 2. ^bThe numbers in parentheses are standard errors of the coefficient estimates
 3. *, **, *** indicate respectively significant at 10 percent level, 5 percent level and 1 percent level.

이러한 결과로부터 미루어볼 때 향후 국제 유가 상승으로 인해 차량연료가격이 지속적으로 상승하고, 가구의 세후 실질소득이 이에 상당할 정도로 증가하지 않을 경우 승용차 통행수요는 상당히 감소할 것으로 예상된다.

VI. 결론 및 향후 연구방향

본 연구에서는 1995부터 2007년까지의 가계동향조사 자료를 활용하여 가상패널자료를 구축하고, 이 자료를 토대로 패널모형을 추정하여 가구의 승용차 통행수요에 대한 장·단기 가격 및 소득탄력성을 추정하였다. 실증분석결과, 승용차 통행수요의 단기 가격탄력성은 0.2974~0.4280, 장기 가격탄력성은 0.4087~0.6275로 분석되었고, 단기 소득탄력성은 0.3364~0.6281, 장기 소득탄력성은 0.7098로 분석되었다.

본 연구는 비교적 장기간 가구에서 실제로 지출한 승용차 연료비용 자료를 이용하여 가상패널자료를 구축하고, 이를 이용하여 승용차 가격 및 소득탄력성을 추정하였다는 점에서 그 의미가 있다. 또한 본 연구에서 도출된 승용차 통행수요에 대한 장·단기 가격 및 소득탄력성 추정결과를 향후 교통수요관리 정책의 효과를 분석하는데 정량적 기초자료로서 활용될 수 있다고 판단된다.

마지막으로 본 연구가 갖는 한계점과 향후 연구방향을 제시하고자 한다. 본 연구에서는 1995~2007년의 가계동향조사 원시자료를 이용하여 가상패널자료를 구축하였으나, 조사자료의 한계로 인해 승용차 통행수요에 대한 장·단기 가격 및 소득탄력성을 차종규모와 차량연료를 구분하여 추정할 수 없었다. 그러나 가계동향조사는 2005년도부터 승용차 연료비용을 차종규모와 차량연료를 구분하여 조사하고 있기 때문에 향후 연구에서는 승용차 차종 및 규모별 가격탄력성과 소득탄력성을 보다 정확하게 추정함으로써 정책적 활용성을 제고할 수 있을 것으로 판단된다.

REFERENCES

1. Baek, S. G. and Jeong, S. Y.(2007), The elasticities of expressway trip patterns with fuel price, The 57th Conference of Korean Society of Transportation, Korean Society of Transportation, pp.77~86.
2. Beach, C. M. and Finnie, R.(2004), A longitudinal analysis of earnings change in Canada, Canadian Journal of Economics, Vol.37, No.1, pp.219~241.
3. Bourguignon, F., Goh, C. and Kim, D. (2004), Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data, World Bank Policy Research Working Paper 2275.
4. Dargay, J. and Vythoulkas, P.(1999), Estimation of a dynamic car ownership model : a pseudo-panel approach, Journal of Transport Economics and Policy, Vol.33, No.3, pp.287~302.
5. Davidson, R. and Mackinnon, J.(2003), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press.
6. Deaton, A.(1985), Panel data from time series of cross sections, Journal of Econometrics, Vol.30, pp.109~126.
7. Garner, B. R., Godley, S. H. and Funk, R. R.(2002), Evaluating admission alternatives in an outpatient substance abuse treatment program for adolescents, Evaluation & Program Planning, Vol.25, No.3, pp.287~295.
8. Goodwin, P., J. Dargay and M. Hanly (2004), Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income : a review, Transport Reviews, Vol.24, No.3, pp.275~292.
9. Graham, D. J. and S. Glaister(2002), The demand for automobile fuel : a survey of elasticities, Journal of Transport Economics and Policy, Vol.36, No.1, pp.1~26.
10. Griffin, J. M.(1979), Energy Conservation in the OECD: 1980 to 2000, Ballinger

12) 본 연구결과와 cross section and time series data를 이용하여 도로교통수요의 유류가격과 소득 탄력성을 추정한 Hanly et. al.(2002)의 연구결과를 비교한 결과, Hanly et. al.(2002)에서의 통행수요 유류가격 탄력성은 0.13~0.41이고 소득탄력성은 0.05~1.44로 분석되어 본 연구결과는 일정부분 현실성을 지닌다고 판단된다.

13) 모형3과 모형4의 추정결과로부터 산정된 소득탄력성은 통계적으로 유의하지 않기 때문에 정책적으로 활용하기가 어렵다.

- Publishing Company.
11. Han, S. Y. and Lee, J. H.(2010), Analysis on Expenditure Structures and Impact Factors of Household Transportation Cost, Journal of Korean Society of Transportation, Vol.28, No.2, Korean Society of Transportation, pp.33~43.
 12. Hanly, M., J. Dargay and P. Goodwin (2002), Review of Income and Price Elasticity in the Demand for Road Traffic, Economic and Social Research Council.
 13. Hausman, J.(1978), Specification test in econometrics, Econometrica, Vol.46, pp.1251~1271.
 14. Huang, B.(2005), Car Demand Forecasting Using Dynamic Pseudo Panel Model, MVA and Department of Economics, Birkbeck College, University of London.
 15. Huang, B.(2007), The Use of Pseudo Panel Data for Forecasting Car Ownership, MPRA and Department of Economics, Birkbeck College, University of London.
 16. Korea Energy Statistics Information System (2011), <http://www.kesis.net>, Korea Energy Economics Institute.
 17. Korea Petroleum Information Network (2011), <http://www.petronet.co.kr>, Korea National Oil Corporation.
 18. Lee, S. G. and Kim, T. H.(2002), Evaluation of Social Welfare Effects by Gasoline Taxation Policy, Korea Energy Economics Institute, pp.1~135.
 19. Lee, S. T. and Lee, M. H.(2001), Estimation of gasoline price elasticities of demand for automobile fuel efficiency in Korea : a hedonic approach, Environmental and Resource Economics Review, Vol.10, No.1, pp.45~64.
 20. Lee, S. W. and Park, J. H.(1999), Estimation of Urban Transport Demand Elasticity with Respect to Price, Income and Service Level, Korea Transport Institute, pp.1~206.
 21. Oum, T. H., W. G. Waters II and J. S. Yong(1992), Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates, Journal of Transport Economics and Policy, Vol.26, No.2, pp.139~154.
 22. Pindyck, R. S.(1979), The Structure of World Energy Demand, The MIT Press.
 23. Russell, J. E. and J. W. Fraas(2005), An application of panel regression to pseudo panel data, Panel Regression, Vol.31, No.1, pp.1~15.
 24. Verbeek, M. and T. Nijman(1992), Can cohort data be treated as genuine panel data?, Empirical Economics, Vol.17, pp.9~23.
 25. Weir, G.(2003), Self-employment in the UK labour market, Labour Market Trends, Vol.111, No.9, pp.441~452.
 26. Wooldridge, J. M.(2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press.

✉ 주 작성자 : 한상용
 ✉ 교신저자 : 한상용
 ✉ 논문투고일 : 2011. 5. 23
 ✉ 논문심사일 : 2011. 9. 6 (1차)
 2011. 11. 8 (2차)
 ✉ 심사판정일 : 2011. 11. 8
 ✉ 반론접수기한 : 2012. 8. 31
 ✉ 3인 익명 심사필
 ✉ 1인 abstract 교정필