

개인의 자가용 이용에 영향을 미치는 미관측 이질성과 상태의존성에 관한 연구

Effects of Unobserved Heterogeneity and State Dependency on Mode Choice of Private Autos

김찬성 Kim Chansung*, 이재경 Lee Jaekyeong**, 히태영 Heo Tae-Young***

Abstract

Whether we use our own vehicle or use public transportation or walking when we choose an individual modes of transportation is influenced by a variety of factors. In this study, we analyze the effects of the initial condition of transportation on the selection of individuals after the passage of time. Panel data are used to develop and estimate models that can take into account dynamic changes to reflect these state dependencies. In this study, the factors affecting the choice of the individual's modes of transportation are considered human factors such as gender, age, and income level and reflect the random effect on the assumption that there are unobserved heterogeneity such as individual tendency or habits. In order to solve the problem of the initial condition in which the initial condition without previous information is misinterpreted as the unobserved heterogeneity, we use the dynamic random effect probit model using the Heckman estimator. The results of this study suggest that there is a significant state dependence, which means that the initial condition of transport will not change over time. It is suggested that the early formation of transportation is important for the transportation policy, and the development of the policy that is compatible with the initial formation is necessary.

Keywords: State Dependence, Dynamic Probit, Panel Data, Heterogenous, Heckman Estimator

I. 연구배경

교통체증이나 혼잡의 원인은 다양하며 이를 감소시키기 위한 연구가 많이 이루어지고 있는데, 생활수준 향상에 따라 자가용 차량 보유대수가 크게 증가하여 교통체증 및 혼잡에 큰 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 이동수단 선택 시 대중교통 대신 자가용 차량을 이

용하는 것은 사회·경제적으로 외부불경제를 야기한다.

그러나 이동수단 선택 문제는 개인 선택의 문제이며 선호와 편의성 고려 시 선택은 타의에 의한 강제성이 부여될 수 없다.

개인의 이동수단 선택 시 다양한 요소들에 의한 의사결정이 이루어지는데, 특히 이동의 시작과 끝에 관한 위치적 요인과 시간·비용요인 등이 있으며 최근의

* 한국교통연구원 연구위원(제1저자) | Research Fellow, Korea Transport Institute(KOTI) | Primary Author | cskim@koti.re.kr

** 한국과학기술정보연구원 연구원 | Researcher, Idea Commercialization Center, Korea Institute of Science Technology Information(KISTI) | gngce@kisti.re.kr

*** 충북대학교 정보통계학과 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Information and Statistics, Chungbuk National Univ. | theo@cbnu.ac.kr

연구에 의하면 개인의 습관적 선택과 계량화될 수 없는 개인적 성격 등이 큰 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Goodwin 1977). 본 논문에서는 패널자료 형태로 개인의 습관적 선택을 반영함으로써 이동수단 선택에 관한 모형을 구축하여 상태의존성과 개인의 미관측된 이질성 등 다양한 영향요인에 대해 분석하고자 한다. 이를 통해 이동수단 선택의 원인들을 보다 상세히 파악함으로써 자가용 차량의 이용을 감소시킬 수 있는 교통정책의 수립이 가능하며 이는 교통체증이나 혼잡으로 인해 발생하는 사회·경제적 문제를 해결하고 개선할 근거를 마련할 것으로 보인다.

II. 선행연구 분석

개인의 의사결정 변화에 대한 연구는 경제현상 속에서 관찰된 지속성들이 개인들의 이질적인 특성에 의한 것인지, 과거의 경험에 의한 것인지에 대한 의문을 풀기 위해 시작되었다. 노동경제학 분야에서 취업시장 노동자의 취업 장벽에 의한 상태의존성을 경제활동선택 모형을 통해 연구하면서 시작되었으며 주로 실업지속 메커니즘을 과거 실업의 경험에서 찾고 있는 낙인효과(Scarring Theory)에 대한 검증작업으로 활발히 진행되었다(Heckman 1981b, Narendranathan and Elias 1993; Flaig, Georg and Viktor 1993; Muhleisen and Zimmermann 1994; Arulampalam, Booth, and Taylor 2000).

이와 같이 다양한 선행연구들을 통해 개인의 미관측 이질성을 통제한 상태에서 과거와 현재의 선택 사이에는 구조적 관계가 존재한다는 사실이 증명되었다. 그러나 반복적으로 측정된 패널자료 분석의 경우 이전 시점의 정보가 없는 초기 조건이 미관측 이질성으로 오인될 수 있다. 이러한 초기 조건 문제(Initial Condition Problem)를 해결하기 위해 미관측 이질성을

통제할 수 있는 추정방법이 필요하다. 이러한 초기 조건 문제를 해결하기 위해 다양한 추정방법들이 제시되었으나 특정 방법이 비교우위를 가질 수 없다고 판단된다(Heckman 1981a; Orme 2001; Wooldridge 2005; Panos 2008).

교통 분야에서도 개인의 이동수단 선택의 상태 변화가 시간적 흐름에 따라 관찰이 된다면 동일하게 초기 조건 문제를 해결한 분석 모형을 적용하여 순수한 상태의존성 규명을 통해 선택 의사결정 인과관계를 분석할 수 있다.

개인이 이동수단을 선택할 때 영향을 미치는 요인은 교통인프라 수준, 위치요인, 심리 및 사회·인구통계학적 요인으로 나눌 수 있다.

첫 번째로, 교통인프라 수준은 이동시간과 교통비 및 교통 편의성 등으로 정의할 수 있으며, 개인의 이동수단 선택에 영향을 미친다(Ben-Akiva and Leman 1985). 다수의 연구에서는 다항로짓모형(Multinomial Logit Model)에 시뮬레이션 기법을 적용하여 분석하고 있다. 이러한 연구들에서는 교통인프라에 수준(Level)을 매김으로써 이동시간 수치와 마찬가지로 개인의 이동수단 선택에 대해 탄력성(Elasticity)을 가짐을 확인하여 교통인프라 수준이 상태변화에 대한 변동성을 설명해 줄 수 있음을 알 수 있다. 본 논문에서는 설문 응답자의 판단에 따른 인프라 수준을 매길 경우 편의(Bias)된 결과를 나타낼 수 있으므로 수도권 여부가 교통인프라 수준을 대변하도록 했다.

둘째, 위치요인은 거주지 위치와 직장 위치로 나뉜다. 특히 거주지 위치와 개인의 이동수단 선택의 상관관계를 설명하기 위해 자기선택(Self-selection)의 존재를 유추할 수 있다. 이 개념은 보통 거주지는 이동수단 선택 기준의 우선순위에 놓인다고 가정한다(Voith 1991; Niemeier and Mannering 1994; Cervero 2002; Krizek 2000, 2003; Chatman 2003).

개인의 이동수단에 선택 영향을 미치는 세 번째 요인은 심리 및 사회 인구통계학적 요인으로, 개인의 태도 및 습관과 가정 내 자가용 현황에 의한 심리적 요인들이 이동수단 선택에 영향을 미치는가에 대한 몇 가지 경험적 연구결과가 있다(Goodwin 1977; Horowitz 1991; Garling and Axhausen 2003; Fujii and Kitamura 2003). 이러한 경험적 연구를 통해 태도 변수는 이동수단 선택에 영향을 미치는 위치 요인과 다른 심리적 요인에 비해 더 중요하다는 것을 발견하였다.

따라서 본 논문에서는 교통인프라 수준, 집과 직장의 위치 요인, 심리 및 사회 인구통계학적 요인들을 구분하여 모형을 개발하고 분석하였다.

III. 사용된 자료와 분석방법

1. 사용된 자료

본 논문에서 사용된 자료는 과거를 회귀하여 질문하는 패널자료이며, 시기적으로는 유가가 급격히 오르는 시점이다. 국토교통부는 유가가 2010년 이후 급격히 오르고 있을 때 전국적으로 차량보유와 이용의 변화를 모니터링하고 교통대책을 마련하기 위해 2012년 봄에 설문조사를 수행하였다. Statistics Portal의 매년 유가정보에서 OPEC의 배럴당 가격이 2009년에서 2012년 사이에 각각 60.86, 77.38, 107.46 그리고 109.45달러로 급격히 오르다가 다소 주춤하였다. 우리나라에서 이러한 증가추세가 반영되어 2012년 초에 더 오를 것이라는 우려가 있었고, 에너지 이용대책이 범정부 차원에서 요구되었다. 교통부에서 유가가 지속적으로 오를 경우 차량이용과 통행패턴에 변화가 얼마나 있을 것인지 예측하고 승용차에서 대중교통으로 전환된 수요에 대해 단기간에 대중교통 공급을 마련하는 방안이 고려되었다.

본 논문에서 사용된 자료는 2010년부터 2012년까지 3년에 걸쳐 동일문항으로 동일인에게 실시한 회귀적 설문조사(Retrospective Survey) 결과를 변환한 패널(Panel)형태로서 각 패널의 시점변화를 연간 단위로 하는 종적 데이터(Longitudinal Data)이다. 3년의 시간적 연결에 결측값이 없는 3-반복 균형(Balanced) 패널 자료이므로, 시점 t 는 연 단위이며 $(t-2, t-1)$ 과 $(t-1, t)$ 는 동일인에게 조사한 것이므로 $(t-1, t)$ 로 통일하였다.

분석에 필요한 설문문항을 변수로 정리하였으며 주요 변수들에 대한 기술통계도 표로 정리하였다. 설문문에 응답한 2,500명에게 이용한 교통수단, 집과 직장의 연속기간, 변화여부, 개인특성, 가구특성 등을 조사하였다. 마지막으로 교통유발부담금제도 등에 대한 인식정도/정책방향 등이 조사되었다. 설문자료 정제 작업을 통해 불성실한 답변이나 결측값이 있는 응답자 635명을 제외하고 최종적으로 1,865명에 대한 자료를 본 분석에 사용하였다.

본 논문의 목적 변수인 자가용 차량 이용 여부는 개인의 교통접근성에 대한 성향, 선호 접근성 등에 의해 결정이 영향을 받기 때문에 편의가 없는 추정을 위해서는 개인 간의 이질성 문제 및 상태의존성을 통제해야 한다. 따라서 시간에 따른 반복 측정에 의해 동적인(Dynamic) 관계를 파악하고 더 많은 변동성(Variability)을 설명해 줄 수 있는 패널자료를 이용하여 효율적인 추정량을 얻을 수 있다.

선행 연구를 통해 개인의 이동수단 선택에 영향을 미치는 요인을 정의하여 <Table 1>과 같이 구성하였다. <Table 1>에서와 같이 본 논문에서는 개인의 자가용 차량 사용 여부를 분석하기 위해 이전 시기 자가용 차량 사용 여부, 성별, 연령, 수도권 거주 여부, 차량 다보유 여부, 가구주 여부, 근로자 여부, 소득, 거주기간, 근무기간, 부담금 인지 여부를 설명변수로 하는 모형을 수립하여 그 영향력을 확인하고자 한다. 분석

Table 1 _ Variable Name and Definition of Used Variables

| | Factor | Variable | Value | Definition |
|-----------------------|----------------------|-------------------|---|---|
| Dependent Variable | - | y(t) | 0, 1 | If(Passenger car is used) 1, Otherwise 0 |
| Independent Variables | Psychological Factor | y(t-1) | 0, 1 | In the previous year, If(Passenger car is used) 1, Otherwise 0 |
| | Human Factor | Gender | 0, 1 | If(Gender=male) 0, Otherwise 1 |
| | | Age | 1, 2, 3, 4, 5 | If(Age < 20) 1, If(Age = 30s) 2, If(Age = 40s) 3, If(Age = 50s) 4, If(Age = 60 above) 5 |
| | Transport Infra | Seoul Metro | 0, 1 | If(Residence is Seoul metropolitan area) 1, Otherwise 0 |
| | Psychological Factor | Vehicles | 0, 1 | If(Owned vehicle is 0) 0, Otherwise 1 |
| | | Head of Household | 0, 1 | If(Household member is head) 1, Otherwise 0 |
| | Sociological Factor | Work | 0, 1 | If(Respondent is worker) 1, Otherwise 0 |
| | | Income | 1, 2, 3 | If(Household monthly income < 2000\$) 1, If(Household monthly income >= 2000\$ & Household monthly income < 4000\$) 2, Otherwise 3 |
| | Location Factor | Residential | 1, 2, 3, 4, 5 | If(Current residence location is not changed under 5 years) 1, If(Current residence location is not changed during 5 through 10 years) 2, If(Current residence location is not changed during 10 through 15 years) 3, If(Current residence location is not changed during 15 through 20 years) 4, If(Current residence location is not changed during 20 years) 5 |
| | Economic Factor | Work Period | 1, 2, 3 | If(Respondent has no job) 1, If(Job period is under 5 years) 2, If(Job period is above 5 years) 3 |
| Sociological Factor | Impact Fee | 0, 1 | If(Respondent knows impact fee scheme) 1, Otherwise 1 | |

에서 사용된 표본자료의 빈도분석 결과는 <Table 2>와 같다.

개인의 미관측 이질성은 자가용 차량 이용 혹은 대중교통 이용 시 편리추구 정도에 대한 개인적 특성과 의식의 차이가 의사결정에 영향을 미칠 수 있음을 의미하고, 상태의존성은 과거로부터 이어진 의사결정이 현재의 의사결정에 지속적으로 영향을 미치는 형태를 의미한다. 따라서 변하지 않는 개인의 선호, 동기, 의식수준의 차이 등이 미관측 이질성으로부터 기인한 것인지, 대중교통 이용의 익숙함이나 자가용 차량 사용의 습관성 같은 상태의존성 때문인

지에 따라 자가용 차량 사용 및 대중교통 이용에 관한 차량 부제 정책이 상대적으로 매우 다른 효과를 가질 수 있다.

이에 본 논문에서는 자가용 차량을 사용하게 되는 영향요인들을 확인하기 위해 미관측 이질성과 상태의존성을 통제할 수 있는 분석방법을 이용하였다. 또한 패널자료 분석 시 첫 시점에서 이전 시점 정보가 없어 잘못 추정되는 초기 조건의 문제를 해결하기 위해 Heckman의 추정량을 이용한 동태적 임의효과 프로빗 모형을 제시하였다.

본 논문에서 제시한 동태적 임의효과 프로빗모형

Table 2_ Descriptive Statistics of Used Variables

| Variable | Detailed Variable | Frequency | Percentage |
|---------------|-------------------|-----------|------------|
| Gender | Male | 1,007 | 53.99 |
| | Female | 858 | 46.01 |
| Age | 20s | 332 | 17.80 |
| | 30s | 466 | 24.99 |
| | 40s | 496 | 26.62 |
| | 50s | 369 | 19.79 |
| | 60 above | 202 | 10.83 |
| Seoul Metro | Metro | 1,100 | 58.98 |
| | Non Metro | 765 | 41.02 |
| Car Ownership | Multi Car | 609 | 32.65 |
| | One Car | 1,256 | 67.35 |
| Household | Head | 866 | 46.43 |
| | Member | 999 | 53.57 |
| Work | Work | 1,250 | 67.02 |
| | Nonwork | 615 | 32.98 |
| Income | 2,000\$ under | 328 | 17.59 |
| | 2,000~4,000\$ | 848 | 45.47 |
| | 4,000\$ above | 689 | 36.94 |
| Residential | 5 Years under | 527 | 28.26 |
| | 5~10 | 396 | 21.23 |
| | 10~20 | 494 | 26.49 |
| | 20 above | 448 | 24.02 |
| Work Period | No | 529 | 28.36 |
| | 5 Years under | 624 | 33.46 |
| | 5 Years above | 712 | 38.18 |
| Impact Fee | Know | 1,078 | 57.80 |
| | Don't know | 787 | 42.20 |

은 <식 1>과 같으며, 종속변수는 자가용 차량 사용 상태 1, 그렇지 않으면 0으로 정의했다.

$$y_{i,t}^* = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + u_{i,t} \quad \text{<식 1>}$$

여기서 i 와 t 는 각각 관측개체 및 시간을 의미한다. $y_{i,t}^*$ 는 잠재적인 종속변수, $\mathbf{x}_{i,t}$ 는 외생 설명변수

벡터이며, $\gamma, \boldsymbol{\beta}$ 는 모수이다. $y_{i,t}$ 는 관측된 이진 결과 변수이며, <식 2>이 표현된다.

$$y_{i,t} = \begin{cases} 1, & y_{i,t}^* \geq 0 \\ 0, & \text{else} \end{cases} \quad \text{<식 2>}$$

이때 $y_{i,t-1}$ 는 $y_{i,t}$ 와 어떤 과거의 상태가 현재의 상태를 결정짓는지를 보여준다. 따라서 과거의 상태와 현재 상태의 정확한 관계를 확인하기 위해 보이지 않는 이질성을 적절하게 통제해야 한다. 본 논문에서는 이질성을 통제하기 위해 오차항 $u_{i,t}$ 가 <식 3>의 관계를 갖는다고 가정한다.

$$u_{i,t} = \alpha_i + v_{i,t} \quad \text{<식 3>}$$

오차항 $u_{i,t}$ 는 시간 t 에 대해 독립을 가정하지만 시간에 따라 변하지 않는 α_i 로 인해 $u_{i,t}$ 는 시간흐름에 따라 서로 상관관계를 갖는다. 여기서 α_i 는 개체별 임의효과(Random Effect)로 시점이 다른 $u_{i,t}$ 값들 사이의 상관관계가 전체 변동(Variation) 중 임의효과 비율이 된다.

α_i 는 평균 0이고 분산 σ_α^2 인 분포를 따르고, $v_{i,t}$ 는 서로 다른 시점에서 독립인 표준정규분포를 가정한 다. 따라서 서로 다른 시점 t 와 s 에서 u_i 의 상관관계는 <식 4>와 같다.

$$\lambda = \text{Corr}(u_{i,t}, u_{i,s}) = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2} \quad \text{<식 4>}$$

따라서 서로 다른 시점 t 와 s 에서 u_i 의 상관관계 λ 는 전체 분산변동 중 개체별 임의효과에 의해 발생하는 분산변동의 비율을 의미하며 α_i 는 필요에 따라 정규분포로 가정한다.

만약 $\alpha_i = \bar{x}_i^T a + \zeta_i$ 이라 하면 ζ_i 는 서로 독립이고 동일한 정규분포를 따른다. 모든 i 와 t 에 대해 $x_{i,t}$ 와 $v_{i,t}$ 는 독립이며 상관성이 있는 확률효과 모형의 경우 독립이 아니기 때문에 새로운 외생변수를 필요로 한다. <식 3>을 <식 1>에 대입하면 <식 5>와 같다.

$$y_{i,t}^* = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + v_{i,t} \quad \text{<식 5>}$$

여기서 $v_{i,t}$ 가 정규분포이기 때문에 α_i 가 주어졌을 때, 시점 t 에서 개체 i 의 확률은 <식 6>과 같다.

$$P[y_{i,t} | \mathbf{x}_{i,t}, y_{i,t-1}, \alpha_i] = \Phi[(\gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i)(2y_{i,t} - 1)] \quad \text{<식 6>}$$

여기서 $\Phi(\cdot)$ 은 누적 정규확률 분포함수를 의미한다.

본 논문에서 제안한 모형의 모수추정을 위해 Heckman(1981a)에 의해 제안된 잠재변수의 초기 조건은 <식 7>과 같다.

$$y_{i,1}^* = z_{i,1}^T \pi + \eta_i \quad \text{<식 7>}$$

여기서, $i = 1, \dots, n$ 이고 $z_{i,1}$ 은 외생변수 벡터를 의미하며 η_i 는 α_i 와 상관관계가 존재하고 시점 $t \geq 2$ 에서는 $v_{i,t}$ 와는 상관관계가 없다. <식 7>의 η_i 를 <식 8>과 같이 표현할 수 있다.

$$\eta_i = \theta \alpha_i + v_{i,1} \quad \text{<식 8>}$$

여기서, α_i 와 $v_{i,1}$ 는 서로 독립이다. 만약 초기값 $v_{i,1}$ 이 시점 $t \geq 2$ 에서 $v_{i,t}$ 와 같은 분포를 따른다고 가정하면 초기의 잠재변수는 <식 9>와 같다.

$$y_{i,1}^* = z_{i,1}^T \pi + \theta \alpha_i + v_{i,1}, i = 1, \dots, n \quad \text{<식 9>}$$

<식 9>에서 θ 가 통계적으로 유의하게 추정된다면 초기 조건과 임의효과의 간섭이 존재한다고 볼 수 있다.

Heckman 추정방법에서 α_i 가 주어졌을 때 개체 i 의 관측된 이항변수의 결합 확률은 <식 10>과 같이 쓸 수 있다.

$$\Phi[(z_{i,1}^T \pi + \theta \alpha_i)(2y_{i,1} - 1)] \times \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i)(2y_{i,t} - 1)] \quad \text{<식 10>}$$

또한 확률표본에 대한 최대우도는 <식 11>과 같이 표현된다.

$$\prod_i \int_{\alpha^*} \left[\Phi[(z_{i,1}^T \pi + \theta \alpha_i^*)(2y_{i,1} - 1)] \times \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i^*)(2y_{i,t} - 1)] \right] dF(\alpha^*) \quad \text{<식 11>}$$

따라서 <식 11>의 우도함수를 최대로 하는 값으로 모수들의 추정량을 구할 수 있다(Stewart 2006).

2. 모형의 추정방법

<Table 3>은 이전 시점과 그다음 시점(현재)의 자가용 차량 사용 2x2 교차 분할표이다. 한 시점(t 기)을 기준으로 봤을 때 자가용 차량 미사용 상태의 비율은 42.71%로 나타났고 자가용 차량 사용 상태의 비율은 57.29%로 나타났다.

본 논문의 목적은 전 시점($t-1$ 기)의 상태가 다음(t 기) 시점의 상태에 영향을 주는지 여부이다. 전 시점에 자가용 차량을 사용하지 않던 사람이 다음 시점에

Table 3 _ Car Mode Transition Ratio between (t-1) and t Year

| Previous | | Current | t-year | |
|-------------|----------|---------|----------|----------|
| | | | Non User | Car User |
| t-1 Year | Non User | | 38.15% | 10.11% |
| | Car User | | 4.56% | 47.18% |
| Total | | | 42.71% | 57.29% |

도 자가용 차량을 사용하지 않는 비율은 38.15%이고 전 시점에 자가용 차량을 사용하고 다음 시점에도 자가용 차량을 사용하는 비율은 47.18%이다. 하지만 자가용 차량을 사용하지 않다가 다음 시점에 자가용 차량을 사용하는 비율은 10.11%이고 자가용 차량을 사용하다가 다음 시점에 자가용 차량을 사용하지 않는 비율은 4.56%이다. <Table 3>의 결과와 같이 자가용 차량 이용 여부가 변하지 않는 비율은 총 85.33%로 매우 높지만 자가용 차량 여부 상태가 변하는 비율은 14.67%로 매우 작다. 이런 결과는 자가용 차량 사용 상태에 있어 상태의존성이 존재할 가능성을 나타낸다고 볼 수 있다. 이러한 상태의존성을 반영해 주기 위해 전 시점(t-1기)의 자가용 사용 상태를 설명변수로 투입하여 다음 시점(t기)에 자가용 사용에 대해 영향을 미치는 관계를 동태적으로 분석할 수 있다.

본 논문에서는 STATA 12.0 버전을 분석에 사용하였다. 초기 조건이 고려되지 않는 임의효과 프로빗모형은 xtprobit 프로시저를 사용하였고, Heckman 추정량을 이용한 동태적 임의효과 프로빗모형은 redprob 프로시저를 통해 분석하였다(Stewart 2006).

IV. 추정결과

자가용 차량 사용의 지속성은 과거와 현재 간의 상관관계인 상태의존성에 의한 결과와 개체별 미관측된 이질적인 속성에 의한 것으로 판단할 수 있다. 상태의

존성의 경우 연구모형에 설명변수로 반영하여 해석할 수 있으며 미관측된 이질적인 속성의 경우 진정한 상태의존성의 파악을 위해 모형 내에서 통제되어야 할 필요성이 있다. <Table 4> 내에서 (a)는 임의효과 프로빗모형의 결과로 상태중속성과 미관측된 이질적인 속성을 모두 고려한 모형으로 추정은 1기 이후(t>1)를 대상으로 이루어지며 초기 조건(t=1)은 외생변수(Exogenous)라고 가정한다.

우도비검정을 통해 $\lambda = 0$ 이면 전체의 분산($\sigma_a^2 + \sigma_v^2$) 중 개체별 특성효과에 의한 분산인 σ_a^2 이 0이 되어 일반적인 프로빗모형과 추정결과가 동일하게 된다. <Table 4>에서와 같이 귀무가설($H_0 : \lambda = 0$) 기각 여부를 판단한 결과 귀무가설이 기각되지 못하므로 개체별 특성효과가 존재하지 않는다고 볼 수 있어 임의효과 프로빗모형과 기본 프로빗모형의 추정결과가 동일하다. 그러나 이 결과는 진정한 상태의존성을 실증함에 있어 개인적인 이질성 이외에 자가용 차량 사용 상태에 대한 관성효과(혹은 낙인효과)가 통제되지 못한 현상으로 해석할 수 있다. 이는 초기에 자가용 차량 미사용(대중교통 이용)인 자는 진정한 경험효과(진정한 상태의존성)가 없다고 하더라도 단순히 관성 효과에 의하여 다음 기에 미사용 상태에 있을 확률이 더 높다는 것이다. 이에 따라 초기(t=1) 조건을 외생변수로 가정하지 않고 미관측 이질성(임의효과)과 상관관계가 있다는 가정을 통해 <Table 4>의 (b)와 같이 동태적 임의효과 프로빗모형으로 추정하였다. 동태적 임의효과 프로빗모형(b)은 초기 조건을 외생적으로 취급하여 발생하는 편의를 교정함으로써 일치추정량(Consistent Estimator)을 얻기 위해 Heckman의 방식을 이용한 결과이다.

<Table 4>의 동태적 임의효과 프로빗모형(b)의 결과를 보면, 전 시점의 자가용 차량 사용 여부가 유의한 영향을 주고 있는 것을 알 수 있으며 자가용 차량

Table 4_Results of Two Models

| Model | | (a) | (b) |
|--|---------------|------------------------------------|---|
| | | Random Effect Probit Model | Dynamic Random Effect Probit Model with Heckman Estimator |
| Current Car User | | Estimate(S.E) | Estimate(S.E) |
| Previous Car User | | 2.0772 ^{***} (0.0559) | 1.7557 ^{***} (0.1089) |
| Gender(Female =1) | | 0.0076 (0.0677) | -0.0087 (0.0708) |
| Ages | 20s | 0.2016 (0.1185) | 0.1940 (0.1239) |
| | 30s | 0.3014 ^{**} (0.1133) | 0.3810 ^{**} (0.1214) |
| | 40s | 0.3229 ^{**} (0.1105) | 0.4237 ^{***} (0.1204) |
| | 50s | 0.1465 (0.1118) | 0.2366 [*] (0.1205) |
| | 60 above | Reference | Reference |
| Seoul Metro(base = 1) | | -0.2228 ^{***} (0.0533) | -0.2784 ^{***} (0.0589) |
| Multi Vehicles | | 0.2723 ^{***} (0.0574) | 0.3141 ^{***} (0.0617) |
| Head of Household | | 0.2108 ^{**} (0.0729) | 0.2495 ^{**} (0.0772) |
| Job(based =1) | | 0.1299 (0.1218) | 0.1354 (0.1275) |
| Income | | 0.0819 [*] (0.0400) | 0.1006 [*] (0.0422) |
| Residence | | -0.0279 (0.0244) | -0.0347 (0.0256) |
| Work Period | No | Reference | Reference |
| | 5 Years under | -0.0605 (0.1291) | -0.0186 (0.1359) |
| | 5 Years above | -0.0374 (0.1354) | 0.0117 (0.1425) |
| Impact Fee | | -0.0798 (0.0571) | -0.0742 (0.0596) |
| Constant | | -1.5927 ^{***} (0.1613) | -1.5246 ^{***} (0.1689) |
| λ | | <0.0001 | 0.0693 [*] (0.0390) |
| θ | | | 7.1182 ^{**} (2.5736) |
| Observation | | 3730 | 5595 |
| Log Likelihood | | -1495.5481 | -2594.1348 |
| Total log Likelihood | | -2600.9400 | -2594.1348 |
| Model $\chi^2(14)$ (Prob > χ^2) | | 1674.21 ^{***} (<0.001) | 915.18 ^{***} (<0.001) |

Note: *** is 0.1%, ** is 1%, * is 5% significance level.

사용 여부의 상태의존성이 존재하는 것을 의미한다. 구체적으로 추정량은 1.7557로 전 시점에 자가용 차량을 사용할 경우 그다음 시점에 자가용 차량을 사용할 확률이 더 높아짐을 알 수 있다. 모수 λ 의 추정량은 0.0693으로 전체 변동 중 임의효과에 의한 변동의 비율이 약 6.93%를 의미한다. 이 결과는 자가용 사용에 대한 의식이나 편리추구 정도에 대한 개인적 특성과 그 차이가 의사결정에 영향을 미치고 있음을 의미한다.

그러나 모형(b)의 결과는 모형(a)의 결과와 확연히 다른 것을 알 수 있으며, 이는 모형(b)가 초기 조건을 외생적으로 취급하여 발생한 편의를 교정할 수 있었기 때문이다. 모형(b)의 결과에서 Heckman의 방법을 이용하여 초기 조건을 내생화한 추정결과로 $H_0 : \theta = 0$ 이라는 귀무가설을 강하게 기각하고 있어 모형(a)에서 초기 조건의 문제로 추정량에 비일관성이 존재함을 알 수 있다. 또한 모형(b)에서는 전기의 자가용 차량 사용의 추정량이 1.7557로 모형(a)의 추정량 2.0772보다 낮아 초기 조건 문제를 통제할 경우 상태의존성은 더 줄어든다고 할 수 있다. 자가용 차량 사용에 영향을 미치는 요인들은 이전 시점의 자가용 차량 사용 여부, 연령, 수도권 여부, 차량 다보유 여부, 가구주 여부, 소득수준으로 나타났으나 근로 여부와 거주기간, 근로기간, 부담금 인지 여부는 자가용 차량 사용 여부에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

구체적으로 결과를 살펴보면 먼저 성별은 자가용 차량 사용 여부에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 연령은 통계적으로 유의미하게 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 40대가 자가용 차량 사용 확률이 가장 높게 나타났으며 30대, 50대, 20대 순서로 자가용 차량 사용 확률이 높게 나타났다. 수도권에 거주하는 경우 자가용 차량 사용 여부에 영향을 받는 것으로 나타났으며 추정량이 -0.2228로 수도권에 거주할수

록 자동차 사용 확률이 낮아 이는 수도권외 대중교통 인프라가 잘 갖추어진 것에 비추어 보았을 때 자명한 결과이다.

또한 차량을 다수 보유할 경우에 대한 추정값은 0.2723으로 양의 값을 보이므로 차량을 2대 이상 보유한 사람은 자가용 차량 사용 확률이 높다. 가구주 여부 추정량은 0.2108로 가구주일 경우 자가용 차량 사용 확률이 높다고 볼 수 있으며, 월 급여 200만 원 단위의 소득에 대한 추정값은 0.0819로 소득이 높을수록 자가용 차량 사용 확률이 높다고 볼 수 있다.

이에 반해 근로 여부와 거주기간 및 근무기간은 추정계수가 통계적으로 유의하지 않으므로 자가용 차량 사용에 영향을 준다고 할 수 없다.

또한 자가용 차량 사용에 따른 부담금에 대한 인지 여부도 유의미하지 않게 나타났는데 이는 교통정책 유발 책임부담금이나 환경부담금 같은 지출이 의사결정 주체인 개인에게 적용되지 않으므로 실제 자가용 차량 사용에 영향을 주지 않는다는 것이다.

이상의 추정결과를 요약하면 40대 비수도권 거주자 중 차량을 2대 이상 보유하고 가구주일 고소득자일 경우 자가용 차량 사용 확률이 가장 높게 나타났으며 50대 수도권 거주자 중 차량을 한 대만 보유하고 가구주가 아닌 저소득자일 경우 자가용 차량 사용 확률이 가장 낮은 것으로 나타났다.

V. 결론

과거의 연구결과에서 개인의 이동수단 선택에 영향을 미치는 가장 주된 요인은 일반적으로 시간과 비용이었다. 하지만 본 논문에서 동태적으로 분석하여 밝혀진 대로 개인의 이동수단 선택 시 시간과 비용뿐 아니라 분명히 상태의존성의 영향을 받는다. 이 때 상태의존성의 존재는 개인의 선호와 편의에 대한 의식수준

을 대변하는 미관측 이질성을 제외한 순수한 익숙함 같은 습관성을 의미한다.

상태의존성을 실증함에 있어 초기 조건의 문제가 발생할 경우를 고려하여 분석하는 것이 본 논문의 주목적이다. 개인이 이동수단을 선택하는 의사결정에 대한 분석은 초기 조건을 고려하지 않은 임의효과 프로빗모형과 초기 조건을 고려한 동태적 모형으로 나누어 실시하였다. 그 결과 초기 조건 문제가 유의미하게 존재하는 것으로 나타났고, 우도함수기반 추정모형들을 비교할 때 통상적으로 사용되는 로그우도값을 비교했을 때 역시 Heckman의 추정량을 이용한 동태적 임의효과 프로빗모형 사용이 옳았음을 알 수 있다. 이때 각 추정결과를 모형별로 비교해 보면, 상태의존성에 대한 추정값은 2.0772에서 1.7552로 감소했다. 이는 초기 조건 문제를 해결하지 않을 경우 상태의존성이 과추정되어 왔다는 것을 의미한다. 또한 자가용 차량 사용에 영향을 주는 유의미한 변수들을 비교해 보면, 수도권 거주와 차량 다보유 여부는 추정계수의 모형 간 차이가 가구주 여부, 소득의 추정계수의 모형 간 차이보다 크다. 따라서 자가용 차량 사용을 줄이는 목적으로 정책을 수립한다면 심리적 요인을 고려할 때 가구주 여부보다는 차량 다보유 여부에 더 주목하여야 하며 사회적 요인에서 소득을 고려하기 보다는 교통인프라 요인에서 수도권과 비수도권의 차이를 줄이려는 노력이 더 필요할 것으로 보인다. 즉, 자가용 차량 사용을 줄이기 위해 부여된 세금을 동일하게 늘린다면 기존에 차량을 여러 대 보유한 사람들에게 부여했던 세금을 더 늘리는 것이 가구주들에게 부여한 세금을 늘리는 것보다 더 효율적으로 자가용 차량 사용을 줄이게 된다는 의미이다. 증세에 예민한 개인의 입장에서 봤을 때 중요한 정책적 시사점을 가진다. 또한 동일한 사회적 지출을 한다면 소득의 격차를 줄이려는 광범위한 노력보다는 교통인프라 확충을 위한

실질적 투자가 자가용 차량 사용 감소확률을 높일 수 있다. 부담금 인지 여부 변수가 자가용 차량 사용에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 분석된 것은 개인보다 시설에 부담을 주는 정책을 시행했기 때문으로 증세 개념의 전자가 사회전반에 적용되는 정책인 후자보다 더 중요하다는 결과와 일맥상통한다.

이상의 분석 결과는 실증분석을 통해 개인의 이동수단 선택 시 존재하는 상태의존성을 반영한 경험적 연구결과라는 데 의의가 있다.

두 모형 모두에서 근로 여부가 개인의 이동수단 선택 의사결정에 영향을 미치지 않는다는 결과를 보였다. 이는 선행연구에서 파악된 바에 의하면 비통근목적 이동수단 선택과 통근목적 이동수단 선택의 의사결정 과정이 동일하다고 여겨질 수 있다. 하지만 본 논문은 이를 수치적으로 확인하진 못했다.

거주기간과 근무기간은 지역요인으로서 고려되었지만 본 논문에서는 이동수단 선택에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 기존의 연구결과와 상반되는 결과인데, 본 논문에서 거주기간과 근무기간은 각각 거주지 위치요인과 직장 위치요인을 대변하고 있지만 5년 단위로 관측되어 적절한 계량화가 되었고 할 수 없고, 특히 근무기간의 경우 근로자만을 대상으로 한 것이 아니라 하나의 모형만으로 무직자와 근로자를 동시에 고려하여 분석한 한계가 있다. 만약 무직자에 대한 모형과 근로자에 대한 모형을 나누어 분석한다면 더 줄어든 추정오차에 의해 신뢰성이 높아지겠지만 해석에 문제점이 있으므로 또 다른 대안이 필요할 것으로 보인다. 마찬가지로 교통인프라 요인에서 사용된 수도권 여부 역시 국토균형발전정책에 따른 지방 광역시도지역의 인프라 확충 상태를 고려하면 수도권 여부보다는 수도권·주요 광역시 거주 여부로 확대 수정하는 것이 더 정확한 결과를 낼 수 있다.

본 논문에서 사용한 Heckman의 추정량을 이용한

동태적 임의효과 프로빗모형은 초기 조건을 고려한 축약된 선형 방정식을 통해 개인의 이동수단 선택 모형의 편이가 교정된 일치추정량을 얻었다는 데에 의의가 있으며, 향후 오차항의 자기상관을 고려한 후속 연구를 진행할 예정이다.

참고문헌 •••••

1. Arulampalam, W., Booth, W. and Taylor, M. P. 2000. Unemployment persistence. *Oxford Economic Papers* 52, no.1: 24-50.
2. Ben-Akiva, M. and Lerman, S. R. 1985. *Discrete Choice Analysis: Theory and application to travel demand*. Cambridge, MA: MIT Press.
3. Cervero, R. 2002. Built environments and mode choice: Toward a normative framework. *Transportation Research Part D: Transport and environment* 7, no.4: 265-284.
4. Chatman, D. G. 2003. The influence of workplace land use and commute mode choice on mileage traveled for personal commercial purposes. *Proceeding of 82nd Annual Meeting of the Transportation Research Board*: 1-21.
5. Flaig, G., Georg, L. and Viktor, S. 1993. Testing for state dependence effects in low pay dynamics model of male unemployment behaviour. *ZEW Discussion Papers* no.93-07. Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
6. Fujii, S. and Kitamura, R. 2003. What does a one-month free bus ticket to habitual drivers? *Transportation* 30, no.1: 81-95.
7. Garling, T. and Axhausen, K. W. 2003. Introduction: Habitual travel choice. *Transportation* 30, no.1: 1-11.
8. Goodwin, P. B. 1977. Habit and hysteresis in mode choice. *Urban Studies* 14, no.1: 95-98.
9. Heckman, J. J. 1981a. The incidental parameters problem and the problem of initial conditions. In *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, eds. Manski, C. F. and McFadden, D. Cambridge, MA: MIT Press.
10. _____. 1981b. Heterogeneity and state dependence. In *Studies in Labor Markets*, eds., Sherwin, Rosen, 91-140.

Chicago: University of Chicago Press.

11. Horowitz, J. L. 1991. Reconsidering the multinomial probit model. *Transportation Research Part B: Methodological* 25, no.6: 433-438.
12. Krizek, K. J. 2000. Pretest-posttest strategy for researching neighborhood: Scale urban form and travel behavior. *Transportation Research Record* 1722: 48-55.
13. _____. 2003. Residential relocation and changes in urban travel: Does neighborhood-scale urban form matter? *Journal of American Planning Association* 69, no.3: 265-281.
14. Mühleisen, M. and Zimmermann, K. F. 1994. A panel analysis of job changes and unemployment. *European Economic Review* 38, no.3-4: 793-801.
15. Narendranathan, A. and Elias, P. 1993. Influences of past history on the incidence of youth unemployment: Empirical findings for the UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55, no.2: 161-196.
16. Niemeier, D. and Mannering, F. 1994. Factors influencing changes in mode choice and workplace location: Some empirical evidence. *Proceeding of 73rd Annual Meeting of the Transportation Research Board*: 1-13.
17. Orme, C. D. 2001. *The Initial Conditions Problem and Two-Step Estimation in Discrete Panel Data Models*. Oxford: University of Manchester.
18. Panos, S. 2008. State dependence in work-related training participation among British employees: A comparison of different random effects probit estimators. *MPPRA Paper* no.14261. Munich: Munich Personal RePEc Archive.
19. Stewart, M. B. 2006. -Redprob- A Stata Program for the Heckman Estimator of the Random Effects Dynamic Probit Model. Coventry: University of Warwick.
20. Voith, R. 1991. Transportation, Sorting and House Values. *Real Estate Economics* 19, no.2: 117-137.
21. Wooldridge. 2005. Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics* 20, no.1: 39-54.

-
- 논문 접수일: 2018. 7. 6.
 - 심사 시작일: 2018. 8. 8.
 - 심사 완료일: 2018. 11. 13.

요약

주제어: 상태의존성, 동태적 프로빗, 패널자료, 이질성, Heckman 추정량

개인의 이동수단 선택 시 자가 차량을 이용할지 혹은 대중교통이나 도보 등을 이용할지 여부는 다양한 요인에 의해 영향을 받는다. 일반적으로, 횡단면적 자료를 이용하여 계량경제모형의 하나인 로짓모형을 이용한 연구들이 주를 이루었다. 반면, 개인의 습관적 선택과 계량화될 수 없는 개인적 성격 등이 큰 영향을 미치는 것으로 알려져 있으나 계량화한 연구들은 미미하다. 따라서 본 논문에서는 개인의 이동수단 선택에 관한 상태의존성과 개인의 미관측된 이질성을 적절히 고려한 모형을 통해 개인 이동수단 선택에 영향을 미치는 영향요인에 대해 분석하고자 한다. 본 논문의 의의는 다음과 같다. 과거의 연구결과에서 개인의 이동수단 선택에 영향을 미치는 가장 주된 요인은 일반적으로 시간과 비용이었다. 하지만 동태적으로 분석한 본 논문에서 밝혀진 대로 개인의 이동수단

선택 시 시간과 비용뿐 아니라 상태의존성의 영향을 분명히 받는다. 이때 상태의존성의 존재는 개인의 선호와 편익에 대한 의식수준을 대변하는 미관측 이질성을 제외한 순수한 익숙함 같은 습관성을 의미한다. 개인이 이동수단을 선택하는 의사결정에 대한 분석은 초기 조건을 고려하지 않은 임의효과 프로빗모형과 초기 조건을 고려한 동태적 모형으로 나누어 실시하였다. 그 결과 초기 조건 문제의 존재가 유의미한 것으로 나타났고 또한 우도함수기반 추정모형들을 비교할 때 통상적으로 사용되는 로그우도값을 비교했을 때 역시 Heckman의 추정량을 이용한 동태적 임의효과 프로빗모형 사용이 필요함을 알 수 있다. 본 논문에서는 교통수단을 이용하는 데 초기의 형성이 교통정책에 중요하므로 초기 형성과 부합하는 정책 개발이 필요하다는 것을 제시하였다.