

# 居住地、出行方式与出发时间联合选择的交叉巢式 Logit 模型

杨励雅<sup>1</sup>, 李 霞<sup>2</sup>, 邵春福<sup>3</sup>

(1. 中国人民大学 公共管理学院, 北京 100872; 2. 北京理工大学 机械与车辆学院, 北京 100081;

3. 北京交通大学 交通运输学院, 北京 100044)

**摘要:** 为刻画居住地、出行方式与出发时间的联合选择行为, 选取房价、出行耗时、出行费用及个人属性等作为效用变量, 以居住地选择子集合、出行方式选择子集合和出发时间选择子集合的组合作为模型的选择项, 构建基于广义极值(GEV)理论的交叉巢式 Logit 模型, 为方便对比, 同时构建 3 种结构的传统巢式模型. 利用 2005 年北京市第 3 次居民出行调查数据, 对模型参数进行估计和检验, 并进行弹性分析, 分析效用变量的改变引起的备选方案选择概率的改变. 参数估计结果表明, 交叉巢式 Logit 模型具有比 NL(Nested logit)模型更优的统计学特征, 当效用变量改变时, 选择者最先变更其出发时间, 然后是出行方式, 最后才考虑改变其居住地. 直接和交叉弹性分析表明, 对于小汽车方式的远距离通勤者, 即使额外收取费用亦难以降低其出行比例; 当通勤距离小于 5 km 时, 一种方式出行时间的变化对另一种方式选择概率的影响微乎其微, 而当通勤距离在 10~20 km 时, 这种影响最显著.

**关键词:** 居住选址; 出行方式; 出发时间; 联合选择; 交叉巢式 Logit; 广义极值

**中图分类号:** U491

**文献标识码:** A

## Cross-nested Logit Model for Joint Choice of Residential Location, Travel Mode and Departure Time

YANG Liya<sup>2</sup>, LI Xia<sup>3</sup>, SHAO Chunfu<sup>3</sup>

(1. School of Public Administration, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. School of Mechanical and Vehicular Engineering, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China; 3. School of Traffic and Transportation, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China)

**Abstract:** This paper aims to describe the joint choice of residential location, travel mode, and departure time. First, based on random utility maximization theory, the innovative cross-nested logit model and traditional nested logit model are

formulated respectively. House price, travel time, travel cost, and factors depicting the individual socio-economic characteristics are defined as exogenous variables, and the model choice sets are the combination of residential location subset, departure time subset, and travel mode choice subset. Second, based on Beijing traffic survey data of 2005, the model parameters are estimated, and the direct and cross elasticity are calculated to analyze the change of alternatives probability brought by factors variation. Estimation results show the cross-nested logit model is more accurate statistically than any kind of NL model. When exogenous variables altered, decision makers will change their departure time in the first place, subsequently, the mode choice, finally, the residential location. Moreover, elasticity analysis results reveal that the car travel proportion will not decrease even if there is an extra toll on car using for long distance commuters. The effect on choice probability by variations in travel time of the other travel mode can be considered as negligible for commuters living within 5km from their workplaces, and this effect is the greatest for commuters living between 10 and 20km from their workplaces.

**Key words:** residential location; travel mode; departure time; joint choice; cross-nested logit; generalized extreme value(GEV)

不同的居住区位与类型, 其居民出行行为差异显著. 例如, Desalvo 与 Huq<sup>[1]</sup> 通过研究发现高收入人群倾向选择远离中心区居住, 采用小汽车通勤方式, 而低收入者则具有相反的选择偏好. Lerman<sup>[2]</sup> 与 Brown<sup>[3]</sup> 先后指出, 居民出行行为与居住选址不是相互孤立的两个事物, 有必要通过建立模型来描述二者的关联性. 自 20 世纪 60 年代至今, 居民出行行

为与居住地选择一直是交通、地理及房地产等领域的研究热点。

出行方式和出发时间的选择是居民出行行为的核心内容,且出行方式与出发时间之间亦存在关联性,如高峰时段人们倾向采用公共交通方式.将出行方式、出发时间与居住地选择置于同一个模型中进行考量,对于把握居住地与出行行为之间关系,揭示居民出行的时空分布规律具有重要意义.然而就目前的研究而言,有关居住地、出行方式与出发时间的三维选择问题鲜见,这在一定程度上源于计算模型的限制.

基于随机效用最大化的离散选择模型是居住地选择与出行行为选择研究中最常用的分析方法,其中,多项 Logit 模型(multinomial logit, MNL)应用最为广泛.然而, MNL 模型具有 IIA (independent and irrelevant alternatives)性质,即假设每个备选方案的效用随机项相互独立且服从 Gumbel 分布,故 MNL 模型无法刻画备选方案之间的关联性,易导致预测的失误<sup>[4]</sup>.

随后出现的巢式 Logit 模型(nested logit, NL)允许每个“巢”内的备选方案之间具有相关性,而不同“巢”之间的备选方案是相互独立的,故能在一定程度上克服 MNL 模型的 IIA 性质.但 NL 模型在应用上仍具有局限性<sup>[5]</sup>,对于居住地、出行方式、出发时间的三维联合选择问题, NL 模型仅能考虑备选方案在一个维度上的关联性.例如,若以居住地建立巢式结构,则模型仅考虑选择相同居住地的备选方案之间的关联性.

广义极值模型(generalized extra value, GEV)的出现,是离散选择模型发展进程中的重大突破,其结构灵活多样,可以捕捉任意备选方案之间的关联性,同时它具有封闭形式的概率表达式,无需借助模拟技术就可以被估计出来<sup>[5]</sup>.

GEV 自提出以来多被用于出行行为分析,如出行方式<sup>[6-7]</sup>与出行时间<sup>[8]</sup>的选择.直至近年才开始应用于空间选择中<sup>[4-5,9]</sup>.

本文利用 GEV 模型理论,构造一种交叉巢式模型结构,并将之应用于北京市居民居住选址、出行方式与出发时间的联合选择中.与其他相关研究相比,本文的不同点在于:①分析居住地、出行方式与出发时间的联合选择行为,而非居住地或出行行为的单一选择;②构建基于 GEV 理论的交叉巢式 Logit 模型(CNL),同时考虑备选方案在居住地、通勤方式和出发时间三个维度上的关联性,并将之与各种类型

的 NL 模型对比.

## 1 模型构建

GEV 模型允许各备选方案的效用随机项之间存在相关性,根据随机项向量的累积分布函数的不同,可形成不同形式的 GEV 模型,因此通常被称作“GEV 家族”<sup>[10]</sup>, MNL 及 NL 模型是 GEV 模型的基本类型.本文在 Bierlaire<sup>[11]</sup>和 Hess<sup>[12]</sup>研究的基础上,构建居住地、出行方式与出发时间联合选择的交叉巢式 Logit 模型(cross nested logit, CNL),该模型亦为 GEV 家族的一员.

### 1.1 模型结构

本文以早高峰时段的通勤出行为研究对象.首先定义模型的选择项集合,它由 3 个子集合组成,居住地子集合  $r$ 、出行方式子集合  $m$  和出发时间子集合  $t$ .居民在选择住宅区位时,通常以工作地为中心,以最大通勤距离为半径,考虑可选择空间内的住宅,因此居住地选择子集合  $r$  为与工作地之间的不同距离范围,包含 4 个选择肢,分别是居住地与工作地距离  $<5, 5\sim10, 10\sim20$  和  $>20$  km 的不同环形区域.出行方式子集合  $m$  包含 3 个选择肢,分别是步行/自行车、公共交通、小汽车;出发时间子集合  $t$  包含 3 个选择肢,分别是早高峰前 5:30—6:59、早高峰 7:00—8:29、早高峰后 8:30—9:59.模型的最终选择集  $C=c_1, \dots, c_I$  为  $r=4, m=3$  和  $t=3$  的联合选择集合,共包含  $I=4\times3\times3=36$  个备选方案.

为便于比较,以下分别构建居住地、出行方式与出发时间联合选择的 NL 与 CNL 模型.

NL 模型允许每个“巢”内的备选方案之间具有相关性,而不同“巢”之间的备选方案相互独立.一般而言, NL 模型包含两个层次,不同类型的选择肢处于不同的层次.对于居住地、出行方式与出发时间的三维联合选择问题,则有 3 种可能的模型结构.若以居住地进行嵌套,则 NL 模型结构如图 1 所示.

图 1 中的  $\mu_i (0<\mu_i\leq1)$  为异质参数<sup>[10]</sup>,是 NL 模型中的重要参数,它反映模型每个“巢”内各选择肢的相关程度.例如,  $\mu_1$  反映选择居住地距离工作地小于 5 km 时,不同的出行方式与出发时间之间的相关程度,其值越接近 0 相关性越大,越接近 1 相关性越小,当  $\mu_1=\dots=\mu_4=1$  时,模型退化为 MNL 模型.

如前所述, NL 模型适合考虑备选方案在一个维度上的关联性,例如图 1 所示的 NL 模型,只允许选择相同居住地的备选方案之间具有关联性.为克服

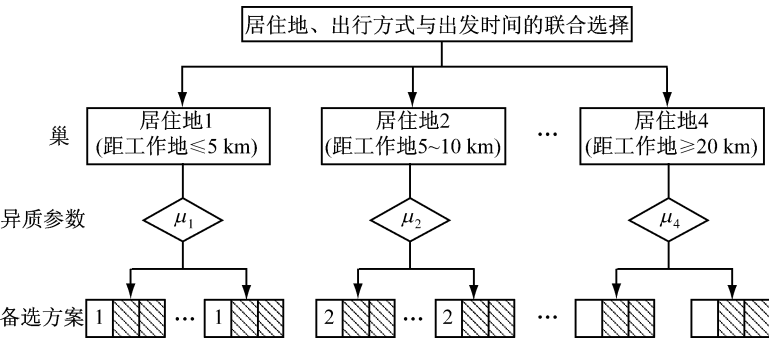


图 1 居住地、出行方式与出发时间联合选择的 NL 模型(以居住地嵌套)

Fig.1 Structure of NL model for joint choice of residential location, travel mode and departure time (using nesting by residential location)

NL 模型的局限性,以下构建居住地、出行方式、出发时间同时选择的 CNL 模型,如图 2 所示(分配参数  $\alpha$  未出现在图中且仅列出部分备选方案)。

与 NL 模型不同,CNL 模型中每个备选方案可

以隶属于两个以上的“巢”,备选方案对某个巢的隶属度用分配参数  $\alpha$  表示, $\alpha_{im}$  为方案  $i$  对巢  $m$  的隶属度。对备选方案  $i$ ,有  $\sum_m \alpha_{im}=1$ 。

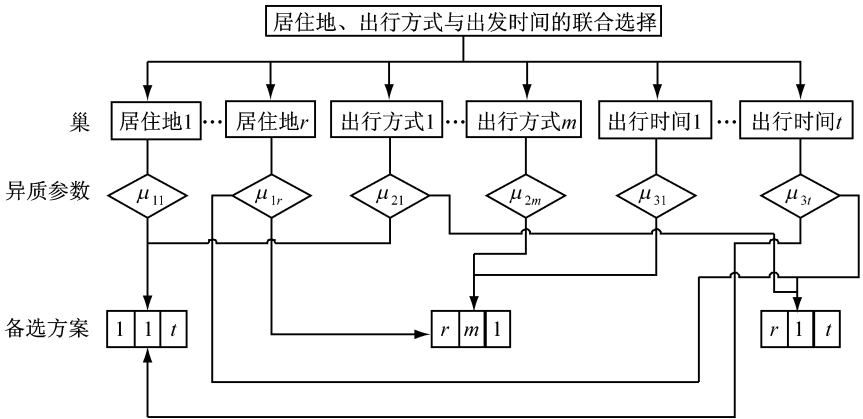


图 2 居住地、出行方式与出发时间联合选择的 CNL 模型

Fig.2 Structure of CNL model for joint choice of residential location, travel mode and departure time

1.2 效用函数

根据随机效用最大化理论,若对个人  $n$  而言,方案  $c_i(c_i \in C)$  的效用为  $U_{in}$ ,则当且仅当  $U_{in} > U_{jn}(j \in C, \forall j \neq i)$ ,出行者  $n$  选择方案  $c_i$ 。

$U_{in}$  是一个随机变量,它由确定性的系统项和随机的效用误差项组成。系统项  $V_{in}$  是效用变量(通常包括备选方案属性变量和出行者特征变量)的函数,随机项描述研究者无法观察到的因素对方案效用的影响。

$$U_{in} = V_{in} + \epsilon_{in} \tag{1}$$

式中: $\epsilon_{in}$  为效用随机项。

效用函数可由一种或多种函数形式表达,考虑到结果分析和系数标定的方便性,通常采用线性函数作为效用函数的表达式,即

$$V_{in} = \sum_{l=1}^L \theta_l X_{inl} \tag{2}$$

式中: $X_{inl}$  是个人  $n$  的第  $i$  个方案的第  $l$  个变量值; $\theta_l$  是待定系数。

为表述方便,后文所有表示效用及概率的符号下标中均省略代表选择者的“ $n$ ”。

参考 Amaya<sup>[9]</sup> 和 Hess<sup>[13]</sup> 等的研究,居住地、出行方式与出发时间同时选择的效用系统项应是出行时间、出行费用、房地产价格、决策者的经济社会属性的函数。考虑数据的可获得性,最终确定的效用变量如表 1 所示。

1.3 选择概率

GEV 模型家族能够获得确定形式的选择概率表达式,交叉巢式 Logit 模型秉承了这一优越性。假设每个备选方案的效用随机项  $\epsilon_i$  均服从标准 Gumbel 分布,则  $I$  个备选方案的联合累积分布函数为

表 1 居住地、出行方式、出发时间同时选择模型的变量选取与说明

Tab.1 Variables used in the residential location, travel mode and departure time choice model

变量名	说明
房价/(10 <sup>3</sup> 元·m <sup>-2</sup> )	交通小区的住房均价
出行总时间/min	连续变量,一次出行耗费的时间
出行总费用/元	连续变量,小汽车出行的总费用用与距离相关的油费表示,公共交通则用票价表示
年龄 1/岁	哑变量,年龄 25 岁及以下
年龄 2/岁	哑变量,年龄在 26~55 岁之间
年龄 3/岁	哑变量,年龄在 56 岁及以上
工作时间是否弹性	哑变量,1 为是,0 为否
收入 1/元	哑变量,月收入低于 5 000 元
收入 2/元	哑变量,月收入在 5001~10 000 元之间
收入 3/元	哑变量,月收入大于 10000 元
家庭是否拥有小汽车	哑变量,1 为是,0 为否

注:出行费用计算时小汽车每百公里耗油按 8 升计,油价按每升人民币 6.5 元计。

$$F(\epsilon_1, \epsilon_1, \dots, \epsilon_I) = \exp\left\{-\sum_m \left(\sum_{i \in N_m} (\alpha_{im} e^{-\epsilon_i})^{1/\rho_m}\right)^{\rho_m}\right\} \quad (3)$$

式中: $N_m$  为“巢” $m$  中的选择肢集合;  $\alpha_{im}$  为分配参数,即备选方案  $i$  对巢  $m$  的隶属度,  $0 \leq \alpha_{im} \leq 1, \forall i, m$ , 且  $\sum_m \alpha_{im} = 1, \forall i$ ;  $\rho_m$  为“巢” $m$  的异质参数,  $0 < \rho_m \leq 1$ , 其值越接近 0, 表示该巢内各选择肢之间的相关性越大, 越接近 1 则相关性越小。

根据 GEV 模型理论, 可推导出交叉巢式 Logit 模型第  $i$  个备选方案的选择概率<sup>[10-11]</sup>

$$P_i = \sum_m P_m P_{i|m} = \frac{\left(\sum_{i \in N_m} (\alpha_{im} e^{V_i})^{1/\rho_m}\right)^{\rho_m}}{\sum_m \left(\sum_{i \in N_m} (\alpha_{im} e^{V_i})^{1/\rho_m}\right)^{\rho_m}} \cdot \frac{(\alpha_{im} e^{V_i})^{1/\rho_m}}{\sum_{i \in N_m} (e^{V_i})^{1/\rho_m}} \quad (4)$$

式(4)中的未知参数包括分配参数  $\alpha$ 、异质参数  $\mu$  以及效用函数  $V_i$  中各变量的系数  $\theta$ 。参数估计方法为极大似然法, 具体过程详见文献[11]的附录部分。

2 模型应用

以下将交叉巢式 Logit 模型应用于北京市居民居住地、出行方式与出发时间的同时选择中, 并将之与 NL 模型做对比。受数据限制, 研究时点为 2005 年。

本文数据主要来源于北京市 2005 年第 3 次全市居民出行调查, 数据范围涵盖北京市 18 个行政区, 本文选用 6 500 户家庭共 4 233 个样本。住房数据来源于北京市房地产交易管理网及部分房地产经

纪机构网站, 共包含 750 个交易实例的详细数据。

2.1 参数估计

通过 Biogeme 软件平台, 对上述交叉巢式 Logit 模型进行参数估计和检验。为比较模型与传统 Logit 模型的区别, 同时列出 NL 模型的参数估计结果, 如表 2 和表 3 所示。

由图 2 可知, CNL 模型包含  $4+3+3=10$  个巢,  $4 \times 3 \times 3=36$  个备选方案, 因此将产生 10 个异质参数  $\mu$  与 108 个分配参数  $\alpha$ , 因  $\sum_m \alpha_{im} = 1$ , 故仍有 72 个分配参数需要估计。巨量的未知参数易降低模型的自由度及其对样本数据的适配性, 参考 Hess<sup>[12,14]</sup> 及 Papola<sup>[15]</sup> 对分配参数的处理方式, 本文将所有非零分配参数设定为 1/3。

从拟合优度  $\rho^2$  看, CNL 模型优于任何一种 NL 模型, 表明综合考虑备选方案在三个维度上的关联性能够提高模型精度; 3 种 NL 模型中, 以居住地嵌套的模型结构对样本数据的适应性最强, 适应性最差的是以出行时间嵌套的模型结构。

从效用变量的参数估计值看, CNL 与 NL 的估计结果较为接近。房价、出行总耗时、出行总费用的参数估计值为负, 且显著性较高, 符合研究的预期。此外, 拥有小汽车以及月收入大于人民币 10 000 元对系统效用具有正效应, 而年龄小于 25 岁则对系统效用具有负效应。

CNL 模型中每个巢的异质参数  $\mu$  小于 NL 模型对应的异质参数, 且显著性提高, 表明 CNL 模型能够更为准确地刻画备选方案在各个维度上的关联性。

对比表 3 中“居住地”、“出行方式”和“出发时间”3 类巢的异质参数大小, 可以发现巢“居住地”的异质参数最小, 表明巢内部的各选择肢之间相关性较大, 相互之间有较强的替代性, 亦即当效用变量改

表 2 NL 模型的参数估计结果

Tab.2 Estimation results for the three kinds of NL model

变量	以出发时间嵌套		以出行方式嵌套		以居住地嵌套	
	参数值	t 值	参数值	t 值	参数值	t 值
房价	-1.102 <sup>1)</sup>	-11.1	-0.596 <sup>1)</sup>	-8.7	-0.475 <sup>1)</sup>	-7.9
出行总耗时	-0.0413 <sup>1)</sup>	-10.6	-0.0260 <sup>1)</sup>	-9.5	-0.0235 <sup>1)</sup>	-9.3
出行总费用	-0.0572 <sup>1)</sup>	-9.5	-0.0309 <sup>1)</sup>	-7.1	-0.0314 <sup>1)</sup>	-7.6
工作时间是否弹性	-0.0133 <sup>1)</sup>	-5.8	-0.0067 <sup>1)</sup>	-4.9	-0.0046 <sup>1)</sup>	-5.5
年龄 1	-0.0080 <sup>1)</sup>	-3.7	-0.1040 <sup>1)</sup>	-3.7	-0.0093 <sup>1)</sup>	-3.2
年龄 3	-0.0035	-1.7	-0.0029	-1.7	-0.0066 <sup>1)</sup>	-2.5
收入 2	0.0394 <sup>1)</sup>	2.8	0.0202	1.8	0.0157	1.4
收入 3	0.0009 <sup>1)</sup>	2.5	0.0003	1.9	0.0002 <sup>1)</sup>	2.7
是否拥有小汽车	0.1820 <sup>1)</sup>	9.1	0.1250 <sup>1)</sup>	7.8	0.0738 <sup>1)</sup>	5.0
异质参数 $\mu$	早高峰前		自行车		距工作地<5 km	
	0.79	1.0	0.88	1.0	0.74	1.5
	早高峰		公共交通		距工作地 5~10 km	
	0.92	0.5	0.78	0.6	0.66	1.9
	早高峰后		小汽车		距工作地 10~20 km	
	0.89	0.4	0.65 <sup>2)</sup>	3.1	0.59 <sup>2)</sup>	3.2
					距工作地>20 km	
					0.51 <sup>2)</sup>	2.8
$\rho^2$	0.3927		0.4035		0.4198	
样本数	4233		4233		4233	

1) 表示该参数显著不等于 0,显著性水平取 0.05; 2) 表示该异质参数显著不等于 1,显著性水平取 0.05.

表 3 CNL 模型的参数估计结果

Tab.3 Estimation results for the CNL model		
变量	参数值	t 值
房价	-0.332 <sup>1)</sup>	-14.5
出行总耗时	-0.0100 <sup>1)</sup>	-16.3
出行总费用	-0.0225 <sup>1)</sup>	-10.1
工作时间是否弹性	-0.0127 <sup>1)</sup>	-7.6
年龄 1	-0.0093 <sup>1)</sup>	-4.7
年龄 3	-0.0002	-1.5
收入 2	0.0109	1.9
收入 3	0.0011 <sup>1)</sup>	3.8
是否拥有小汽车	0.0945 <sup>1)</sup>	10.4
$\rho^2$	0.4592	
样本数	4233	
异质参数 $\mu$	早高峰前	0.67 <sup>2)</sup> 2.8
	早高峰	0.83 1.5
	早高峰后	0.76 1.9
	自行车	0.70 1.2
	公共交通	0.44 <sup>2)</sup> 4.6
	小汽车	0.30 <sup>2)</sup> 4.8
	距工作地<5 km	0.11 <sup>2)</sup> 8.3
	距工作地 5~10 km	0.23 <sup>2)</sup> 5.4
	距工作地 10~20 km	0.16 <sup>2)</sup> 7.7
	距工作地>20 km	0.05 <sup>2)</sup> 11.4

1) 表示该参数显著不等于 0,显著性水平取 0.05; 2) 表示该异质参数显著不等于 1,显著性水平取 0.05.

变时(如出行时间增加),选择者通常不愿意改变其居住地,而是首先考虑变更出发时间和出行方式. 巢“出发时间”的异质参数最大,且显著性低,表明巢内部各选择肢之间相关性较小,难以相互替代,即当效

用变量改变时,选择者首先考虑变更其出发时间. 对比表 2 中 3 种 NL 模型的异质参数,可以得出类似的结论.

2.2 直接和交叉弹性分析

直接弹性被定义为备选方案  $i$  的第  $l$  个效用变量值变化 1%时,方案  $i$  选择概率发生的变化;交叉弹性则指备选方案  $i$  的第  $l$  个效用变量值变化 1%时,方案  $j$  选择概率发生的变化. 根据 Wen 和 Kopplemen<sup>[6]</sup>的研究,可知 CNL 模型中第  $l$  个效用变量的直接弹性与交叉弹性的表达式为

$$D_{El} = \frac{\sum_m P_m P_{i|m} [(1 - P_i) + (1/\mu_m - 1)(1 - P_{i|m})]}{P_i} \theta_l X_{il}$$

(5)

$$C_{El} = - [P_i + \frac{\sum (1/\mu_m - 1) P_m P_{i|m} P_{j|m}}{P_j}] \theta_l X_{il}$$

(6)

可以看出 CNL 模型的交叉弹性受方案  $j$  选择概率的影响,即方案  $i$  的效用变化对不同方案  $j$  的影响是不同的,这也说明 CNL 模型考虑了备选方案之间的相关性.

本文的弹性分析指在同一距离范围与时间段内,出行费用变化引起的出行方式选择的变化. 例如,居住地选择在距离工作地 5 km 范围内,在早高

峰时段,小汽车出行时间的交叉弹性描述由于公交化,计算结果如表 4 所示。  
出行时间变化 1%引起的小汽车方式选择概率的变

表 4 不同居住地、不同出发时段下出行时间及出行费用对出行方式选择的弹性分析  
Tab.4 Direct and cross elasticities of travel time and travel cost for a random individual

距离/ km	出行方式	早高峰前				早高峰				早高峰后			
		出行时间弹性		出行费用弹性		出行时间弹性		出行费用弹性		出行时间弹性		出行费用弹性	
		$D_E$	$C_E$	$D_E$	$C_E$	$D_E$	$C_E$	$D_E$	$C_E$	$D_E$	$C_E$	$D_E$	$C_E$
<5	自行车	-0.017		-0.077		-0.018		-0.096		-0.045		-0.080	
	公共交通	-0.090	0.005	-0.052	0	-0.215	0.008	-0.085	0.001	-0.037	0.006	-0.062	
	小汽车	-0.088	0.002	-0.039	0.002	-0.144	0.004	-0.051	0.002	-0.029	0.004	-0.018	0.001
5~10	自行车	-0.049		-0.182		-0.082		-0.259		-0.074		-0.197	
	公共交通	-0.592	0.218	-0.094	0.025	-0.731	0.200	-0.261	0.094	-0.458	0.192	-0.124	0.089
	小汽车	-0.269	0.171	-0.030	0.098	-0.400	0.348	-0.055	0.136	-0.176	0.260	-0.018	0.062
10~20	自行车	-0.703		-0.283		-0.728		-0.803		-0.512		-0.522	
	公共交通	-1.404	0.735	-0.247	0.142	-2.633	0.852	-0.294	0.360	-1.239	0.688	-0.179	0.249
	小汽车	-0.974	0.779	-0.022	0.270	-2.205	0.796	-0.032	0.298	-0.701	0.535	-0.009	0.170
>20	公共交通	-1.825	0.360	-0.192	0.092	-2.954	0.156	-0.346	0.140	-1.552	0.159	-0.284	0.077
	小汽车	-0.998	0.428	-0.004	0.125	-1.373	0.461	-0.013	0.187	-0.960	0.237	-0.006	0.114

小汽车出行时间的直接弹性随通勤距离增加而增加,即通勤距离越远,小汽车出行者对出行时间的敏感性越大;小汽车出行费用的直接弹性则表现出相反的变化态势,通勤距离越远,小汽车出行者对出行费用的敏感性反而降低. 公共交通的出行费用弹性普遍大于小汽车方式,表明相比小汽车出行者,公交出行者对出行费用更为敏感. 此外,从各个时间段看,早高峰时段的时间及费用弹性大于其他时段.

通勤距离小于 5 km 范围内的交叉弹性很小,表明此范围内小汽车出行费用的变化对公交选择概率几乎无影响,反之亦然. 通勤距离在 10~20 km 范围内的交叉弹性最大,表明该距离范围内出行时间或费用的增加对其他出行方式的选择概率影响最大.

3 结论

居住地选址、出行方式与出发时间之间存在深刻联系,研究三者的联合选择问题对揭示土地利用与出行行为关系,制定与评价交通需求管理政策具有重要意义. 传统 Logit 模型(MNL, NL 等)无法同时刻画备选方案在三个维度上的关联性,易导致预测失误. 本文在 GEV 模型理论上,构造一种交叉巢式 Logit 模型结构,并将之应用于北京市居民居住地、出行方式与出发时间的联合选择中,得到了以下主要结论:

(1) 交叉巢式 Logit 模型继承了 GEV 模型家族的优越特征,充分考虑了备选方案在多个维度上的关联性,克服了传统 Logit 模型的 IIA 缺陷;从模型的拟合结果看,交叉巢式 Logit 模型具有比任何一种

NL 模型更优的统计学特征.

(2) 异质参数  $\mu_m(0<\mu_m\leq 1)$  描述巢  $m$  内部各选择肢之间的相关性大小,其值愈大则相关性愈小. 对北京市居民出行与住房数据的拟合结果显示,巢“居住地”的  $\mu$  值最小,其次是巢“出行方式”,巢“出行时间”的  $\mu$  值最大. 这表明,当效用变量改变时,选择者首先考虑变更其出发时间,然后是出行方式,最后才考虑变更其居住地.

(3) 直接与交叉弹性分析表明,小汽车出行者对出行时间的敏感性随通勤距离的增加而增加,而其对出行费用的敏感性则表现出随距离递减的态势,亦即对远距离通勤,即使额外收取小汽车出行费用亦难以降低其出行比例. 公交出行者对出行费用比小汽车出行者敏感,降低公交票价有助于提高其承担率. 在通勤距离小于 5 km 范围内,出行时间的变化对其他出行方式选择概率的影响微乎其微,而在 10~20 km 范围内,这种影响变得最大. 此外,从各出发时间段看,早高峰时段的时间及费用弹性大于其他时段,表明在早高峰时段额外收取费用将有助平衡交通出行的时间分布.

参考文献:

[1] Desalvo J S, Huq M. Mode choice, commuting cost, and urban household behavior [J]. Journal of Regional Science, 2005, 45: 493.  
[2] Lerman S R. Location, housing, automobile ownership, and mode to work: a joint choice model [J]. Transportation Research Record, 1976, 610: 6.  
[3] Brown B. Modal choice, location demand, and income [J].

Journal of Urban Economics, 1986, 20: 128.

[ 4 ] Bhat C R, Guo J Y. A mixed spatially correlated logit model: formulation and application to residential choice modeling [J]. Transportation Research Part B, 2004, 38(2): 147.

[ 5 ] Bekhor S, Prashker J N. GEV-based destination choice models that account for unobserved similarities among alternatives [J]. Transportation Research Part B, 42(3), 2008: 243.

[ 6 ] Kenneth A Small. Approximate generalized extreme value models of discrete choice [J]. Journal of Econometrics, 62 (2), 1994: 351.

[ 7 ] Joffre Swait. Choice set generation within the generalized extreme value family of discrete choice models [ J ]. Transportation Research Part B, 35(7), 2001: 643.

[ 8 ] Chandra R Bhat. Analysis of travel mode and departure time choice for urban shopping trips [J]. Transportation Research Part B, 32(6), 1998: 361.

[ 9 ] Amaya V, Aisling R F. A methodological framework for the study of residential location and travel-to-work mode choice under central and suburban employment destination patterns [J]. Transportation Research Part A, 2009, 43: 401.

[10] Wen C H, Koppelman F S. The generalized nested logit model [J]. Transportation Research Part B, 2001, 35: 627.

[11] Bierlaire M. A theoretical analysis of the cross-nested logit model [J]. Ann Operation Research, 144,2006: 287.

[12] Hess S, Polak J W. Exploring the potential for cross-nesting structures in airport-choice analysis: a case study of the Greater London area [J]. Transportation Research Part E, 2006, 42: 63.

[13] Hess S, Daly A, Rohr C, et al. On the development of time period and mode choice models for use in large scale modeling forecasting systems [J]. Transportation Research Part A, 2007, 41: 802.

[14] Hess S, Polak J W. On the use of discrete choice models for airport competition with applications to the San Francisco Bay area airports [C]//the 10<sup>th</sup> Triennial World Conference on Transport Research, Istanbul:[s. n.], 2004:2197-2212.

[15] Papola A. Some developments on the cross-nested logit model [J]. Transportation Research Part B, 2004, 38: 833.

(上接第 1607 页)

[ 3 ] 陈凡,王仁军. 尺寸效应对基桩低应变完整性检测的影响[J]. 岩土工程学报,1998,20(5):92.  
CHEN Fan, WANG Renjun. Dimension effect on low strain integrity testing of piles[J]. Chinese Journal of Geotechnical Engineering, 1998, 20(5): 92.

[ 4 ] 陈凡,罗文章. 预应力管桩低应变反射波法检测时的尺寸效应研究[J]. 岩土工程学报,2004,26(3):353.  
CHEN Fan, LUO Wenzhang. Dimension effect on low strain integrity testing of prestressed pipe piles[J]. Chinese Journal of Geotechnical Engineering, 2004, 26(3): 353.

[ 5 ] 肖兰喜,朱元清,郝爱民. 弹性波反射法在桩基检测应用中的三维有限元模拟[J]. 土工基础,1999,13( 4):16.  
XIAO Lanxi, ZHU Yuanqing, HAO Aimin. 3D FEM analysis simulation of elastic wave reflection method used in pile foundation monitoring[J]. Soil Engineering and Foundation, 1999: 13( 4): 16.

[ 6 ] Chow Y K, Phoon K K, Chow W F, et al. Low strain integrity testing of piles: three-dimensional effects [J]. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 2003, 129 (11): 1057.

[ 7 ] 黄大治,陈龙珠. 钢筋混凝土管桩反射波法的三维有限元分析 [J]. 岩土力学,2005,26(5):803.  
HUANG Dazhi, CHEN Longzhu. 3D finite element analysis of reflected waves in concrete pipe pile with defects[ J ]. Rock and Soil Mechanics, 2005, 26(5): 803.

[ 8 ] 费康,刘汉龙,张霆. PCC 桩低应变检测中的三维效应[J]. 岩土力学,2007,28(6):1095.  
FEI Kang, LIU Hanlong, ZHANG Ting. Three-dimensional effects in low strain integrity test of PCC pile[J]. Rock and Soil Mechanics, 2007, 28(6): 1095.

[ 9 ] 刘东甲. 完整桩瞬态纵向振动的模拟计算[J]. 合肥工业大学学报:自然科学版,2000,23(5):683.  
LIU Dongjia. Simulation and calculation of transient longitudinal vibration of integrate piles[J]. Journal of Hefei University of Technology: Natural Science Edition, 2000, 23 (5): 683.

[10] 陈义全,任志国,刘东甲. 非完整桩瞬态纵向振动的模拟计算 [J]. 合肥工业大学学报:自然科学版,2004,27(10):1210.  
CHEN Yiquan, REN Zhiguo, LIU Dongjia. Simulation and calculation of transient longitudinal vibration of non- integrate piles[J]. Journal of Hefei University of Technology: Natural Science Edition, 2004, 27(10): 1210.

[11] 柯宅邦,刘东甲,廖旭涛. 非完整桩扭转振动问题的数值计算 [J]. 合肥工业大学学报:自然科学版,2005,28(11):1446.  
KE Zhaibang, LIU Dongjia, LIAO Xutao. Numerical calculation of torsional vibration of intact piles [J]. Journal of Hefei University of Technology: Natural Science Edition, 2005, 28 (11): 1446.

[12] 柯宅邦,刘东甲. 低应变反射波法测桩的轴对称问题数值计算 [J]. 岩土工程学报,2006,28(12):2111.  
KE Zhaibang, LIU Dongjia. Numerical computation of axisymmetric problems in low strain integrity tests on piles [J]. Chinese Journal of Geotechnical Engineering, 2006, 28 (12): 2111.

[13] 卢志堂,刘东甲,龙丽丽,等. 基桩低应变检测三维问题的数值计算[J].合肥工业大学学报:自然科学版,2011,34(6):905.  
LU Zhitang, LIU Dongjia, LONG Lili, et al. 3-D numerical computation for low strain integrity testing of piles[J]. Journal of Hefei University of Technology: Natural Science Edition, 2011, 34(6): 905.