

电动助动车通勤对居民主观幸福感的影响研究¹

孙世超 段征宇

【摘要】电动助动车（以下简称“助动车”）在我国拥有非常高的保有量，上海市是其中的代表。虽然助动车被广泛应用于居民的日常出行和通勤活动中，但鲜有研究从主观幸福感的角度系统分析其对居民通勤交通方式选择的影响。本文利用上海市通勤人群的问卷调查数据，建立路径分析模型，揭示了不同通勤方式对个体通勤满意度和主观幸福感的影响机理。慢行交通方式（步行、自行车）和小汽车方式的通勤人群表现出更高的主观幸福感，而常规公交方式对个体通勤满意度和主观幸福感有负面影响。助动车因其通勤成本低、灵活性高和可门到门出行等特点，对通勤者满意度和主观幸福感的提升作用最为显著。在上海市小汽车牌照政策限制下，公交通勤人群有可能转向助动车方式。因此，合理引导并支持助动车发展对于城市交通的未来发展具有重要意义，但也需注重加强对助动车的安全教育和管理，确保其安全性和可靠性。

【关键词】城市交通；通勤方式选择；电动助动车；主观幸福感；路径分析模型

0 引言

随着中国社会进入高质量发展阶段，人们对于生活质量和幸福感的追求变得越来越高。在这一背景下，政府将提高居民的主观幸福感作为一个重要议程。研究表明，日常通勤活动会带来压力和焦虑情绪，从而对通勤者的生活幸福感产生负面影响，而较高的通勤满意度则会对主观幸福感提升产生积极作用^[1]。通勤满意度被认为是主观幸福感评价的一个特定领域。Ettema 等^[2]证明了两者间的高度正相关性。关注和提升通勤满意度将有助于建立更加健康、和谐、可持续发展的社会，也是城市风险防范体系建设和城市治理的重要举措^[3]。

已有大量文献研究了通勤满意度与主观幸福感的影响机理，其中通勤时间是二者的重要影响因素之一。研究表明，通勤时间对个人的通勤满意度和主观幸福感有负面影响^[4]。过长的通勤时间会进一步压缩睡眠、休憩和娱乐时间，从而降低生活幸福感并影响个人的心理健康^[5, 6]。通勤方式的选择也是影响通勤满意度和生活幸福感的重要因素之一。Lades 等^[7]发现，使用慢行交通方式（步行、自行车）的通勤者具有更高的通勤满意度和生活幸福感，这可能归因于其总体通勤时间较短，并且在安全性、便捷性和维持身体健康等方面具有优势。Eriksson 等^[8]则认为，小汽车通勤可以增加通勤者的安全感和舒适性，因此更有助于提升个

¹ 基金项目

国家自然科学基金；教育部人文社会科学基金

人的通勤满意度和生活幸福感。另外，许多研究一致表明，采用公共交通方式的通勤者一般具有较低的主观满意度和幸福感^[5]。除了通勤要素外，收入^[9]、性别^[1]等基本社会经济属性也会对居民的主观幸福感产生影响。虽然上述研究已对通勤满意度和生活幸福感的重要影响因素进行了深入分析，但目前的研究大多以西方国家的社会背景为背景，通过问卷数据探讨通勤方式与通勤满意度、主观幸福感之间的关系，相关成果中仍然缺乏研究助动车通勤与两者之间的关系。因此，需要在我国国情的基础上进一步研究居民选择助动车通勤的原因，以及助动车与通勤满意度和主观幸福感之间的关系。

根据《助动车安全技术规范（GB 17761-2018）》，助动车是指以车载蓄电池作为辅助能源，具有脚踏骑行能力，能实现电助动或/和电驱动功能的两轮自行车。据悉，2019年上海市的助动车保有量已经达到了1072万辆，并且广泛应用于通勤活动中^[10]。这表明助动车已经成为上海市居民日常出行的主要交通方式之一，并深受通勤人群的青睐。可能的原因在于，助动车成本低廉、没有牌照限制、速度快、灵活、不受拥堵影响，因此在许多情况下比其他通勤方式更具优势。相对于汽车，助动车购置成本便宜，没有停车费和燃油费，花费较少，而且无需申领机动车牌照。相对于公共交通，助动车出行更加灵活，不受公共交通运行时间和经停站点的限制，具有门到门的便利性，并且在早晚高峰时段不会受到交通拥堵的影响，速度更快。尽管助动车拥有上述种种优势，但政府并未制定明确的支持政策，主要原因是助动车的广泛应用也对道路交通安全带来了较大的负面影响。助动车相关的交通事故屡屡发生，通勤人群出于对速度的追求而对助动车进行改装，增加最高时速，从而造成安全隐患。因此，本文将提供关于助动车方式如何影响通勤者主观幸福感的相关机理解释，以此丰富现有理论认知。这有助于从主观幸福感提升的角度来判断助动车的发展方向，制定针对性的交通政策和规划措施。

1 数据准备

1.1 数据采集与描述性统计分析

本次研究的数据来源于一项针对上海市通勤人群的问卷调查，共收集到了479份有效样本。样本被随机分布在上海市高架快速路所划分的四个区域内。调查问卷内容涵盖了个人社会经济属性（如年龄、性别、住房类型等）、通勤特征（如交通方式选择、通勤时间、通勤距离等）以及受访者对通勤满意度和生活幸福感的主观评估。其中，通勤满意度和主观幸福感使用5级李克特量表进行评估，1-5级分别表示非常不满意到非常满意。表1中呈现了受访者社会经济属性的统计分析结果。结果显示，58.7%的受访者为男性，大部分受访者的年

龄在 20 至 40 岁之间（占 77.2%），81.2%的受访者已婚，62.2%的受访者在上海市拥有自己的住房。此外，拥有上海市户籍的受访者占总数的 56.6%，58.9%的受访者家庭年收入不足 20 万元人民币。拥有大学及以上学历的受访者超过总样本数的一半（占 54.7%）。

表 1 受访者社会经济属性的描述性统计结果

Tab.1 Descriptive statistics of the respondents' socio-economic attributes

样本特征	描述统计	通勤满意度均值	主观幸福感均值
性别	女 (41.3%)	3.69	3.93
	男 (58.7%)	3.80	4.07
年龄	20~30 (36.1%)	3.71	4.00
	30~40 (41.1%)	3.83	4.04
	40~50 (17.5%)	3.67	3.94
	50~60 (3.8%)	3.89	4.17
	60~70 (1.5%)	3.86	4.00
婚姻	未婚 (18.8%)	3.58	3.99
	已婚 (81.2%)	3.80	4.02
住房类型	租房 (37.8%)	3.70	3.95
	自购房 (62.2%)	3.79	4.05
家庭年收入	<12 (28.2%)	3.47	3.88
	12~20 (30.7%)	3.81	4.05
	20~30 (21.1%)	3.80	4.07
	30~40 (11.9%)	3.96	4.07
	40 (8.1%)	4.13	4.08
户籍	非本地户籍 (43.4%)	3.70	3.99
	本地户籍 (56.6%)	3.80	4.03
学历	初中及以下 (4.2%)	3.80	4.15
	高中 (17.5%)	3.70	3.92
	大专 (23.6%)	3.79	4.03
	大学 (47.6%)	3.79	4.03
	研究生及以上 (7.1%)	3.59	3.97

1.2 不同通勤方式间的统计特征差异性分析

对不同通勤方式间的统计特征进行差异性分析，结果如表 2 所示。其中，使用慢行交通方式（步行、自行车）的通勤人群占总样本数的 10.3%，小汽车为 24.2%，助动车为 19.2%，公交通勤人群则处于主导地位（41.9%）。在通勤时间方面，使用常规公交方式的平均通勤时间最长（88 分钟），使用步行、自行车以及助动车方式的通勤时耗较为接近且明显小于其他交通方式。在通勤距离方面，使用公共交通（公交、地铁）的平均通勤距离远超过其余通勤方式，使用自行车与助动车通勤距离较为接近。此外，单因素方差分析（ANOVA）的结果表明，使用助动车、小汽车、其他方式的通勤群体间主观幸福感差异显著。

表 2 不同通勤方式的统计特征差异性分析结果

Tab.2 The differences of statistical characteristics by different commuting modes

出行方式	占比	平均通行时间	平均通勤距离	满意度均值	幸福感均值	ANOVA (P 值)
步行	6.1%	25 min	1.3 km	4.0	4.1	0.464
自行车	4.2%	26 min	6.3 km	4.0	4.1	0.562
助动车	19.2%	28 min	5.7 km	3.9	4.0	0.071*
公交	10.0%	88 min	15.9 km	3.5	3.9	0.331
地铁	31.9%	59 min	13.1 km	3.8	4.0	0.453
小汽车	24.2%	39 min	8.3 km	3.9	4.1	0.053*
其他方式	4.4%	71 min	12.2 km	3.3	3.7	0.022**

注: *显著性水平为 10%，**显著性水平为 5%

2 建模方法与模型假设

2.1 路径分析法

路径分析法是结构方程模型的一种特殊建模形式，该方法只考虑观测变量，不涉及潜在变量，可用于评估因变量与多个自变量之间的因果作用关系。在路径分析法中，通常使用标准路径图来反映变量之间的因果关系和作用方向（图 1）。路径图中每一条从外生变量到内生变量的路径都可以表示成一个线性回归方程组，如公式（1）和（2）所示。

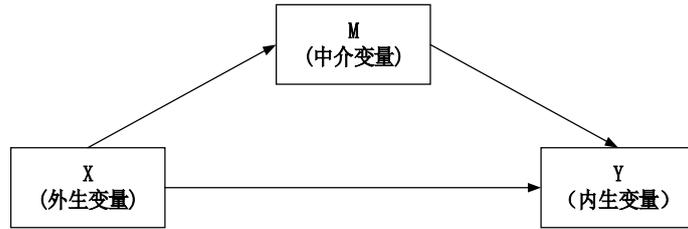


图 1 标准路径图

Fig.1 Standard path diagram

$$Y = \beta_0 + \beta_1 M + \beta_2 X + \varepsilon_1 \quad (2.1)$$

$$M = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_0 \quad (2.2)$$

其中， Y 代表内生变量，只受到其他变量的影响； X 代表外生变量，只影响其他变量， M 代表中介变量，既受到变量影响也作用于其他变量； α_0 和 β_0 代表截距； ε_0 和 ε_1 代表误差； α_1 、 β_1 和 β_2 表示待估计的回归系数。因此，外生变量 X 对内生变量 Y 的总体效用可由直接效用和间接效用累加得到，即将公式（2）代入公式（1）中，得到外生变量 X 与内生变量 Y 间的线性函数关系。

总体来说，路径分析法（结构方程模型）被广泛应用在基于因果推断的交通行为研究领域。相比于传统的离散选择模型（如 logit 模型、probit 模型），路径分析法能更深入地揭示自变量与因变量之间的作用机理和作用路径，且能够有效地处理自变量之间的多重共线性问题。因此，该方法适用于分析本次研究中不同通勤方式对通勤者满意度和主观幸福感的影响，同时考虑其他通勤出行要素（如通勤时间、通勤距离等）以及个体社会经济属性变量对通勤满意度和幸福感的中介作用。

2.2 模型假设

本文利用路径分析模型评估通勤方式选择对个体通勤满意度与主观幸福感的影响，并在已有研究基础上，做出以下模型假设（表 3）。

表 3 路径分析模型假设

Tab.3 The hypotheses involved in the path analysis model

模型假设	具体假设内容	参考文献
H1	通勤者的社会经济属性影响其通勤方式选择	文献[1]
H2	通勤距离长短影响通勤方式选择	文献[1,7]

H3	通勤距离影响通勤时间长短	文献[1,7]
H4	通勤距离影响通勤满意度	文献[1]
H5	通勤方式选择影响通勤时间长短	文献[7]
H6	通勤方式选择影响通勤满意度	文献[7,8]
H7	通勤时间长短影响通勤满意度	文献[4,5,6]
H8	通勤满意度影响主观幸福感	文献[1,2]
H9	通勤者的社会经济属性影响其主观幸福感	文献[1,9]

其中，选取通勤者的社会经济属性特征、通勤距离作为路径分析模型中的外生变量，通勤方式、通勤时间、通勤满意度作为中介变量，主观幸福感作为内生变量。根据上述假设内容，形成路径分析模型，如图 2 所示。

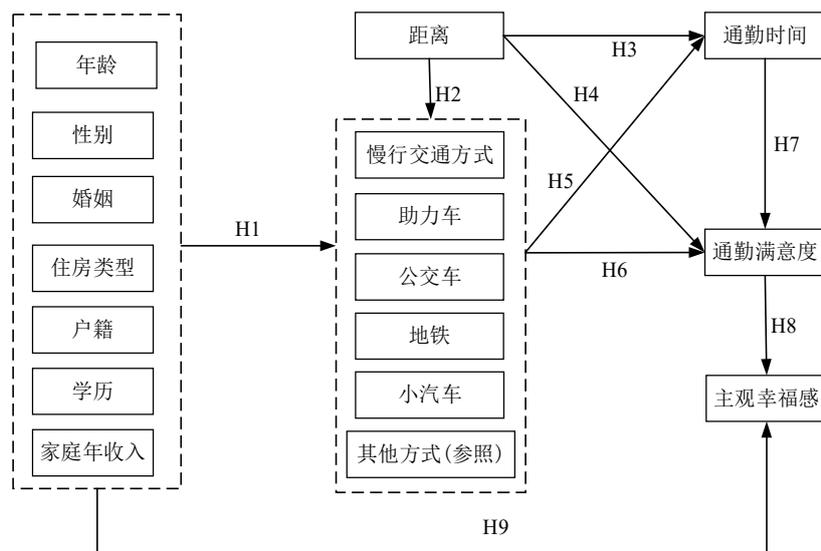


图 2 初始模型构建
Fig.2 Initial model construction

3 模型结果分析

基于初始模型的路径假设，利用 Amos 软件对问卷调查数据进行拟合，拟合结果由卡方值与自由度（CMIN/DF）、近似误差均方根（RMSEA）、拟合优度指数（GFI）、调整拟合优度指数（AGFI）、简约匹配度指数（PGFI）、规范拟合指数（NFI）、相对拟合指数（RFI）、增量拟合指数（IFI）、比较拟合指数（CFI）共 9 项指标进行优度评估，如表 4 所示。

表 4 初始模型的适配度检验结果

Tab.4 The goodness-of-fit of the initial model

指标	CMIN/DF	GFI	AGFI	PGFI	NFI	RFI	IFI	CFI	RMSEA
拟合值	3.989	0.958	0.869	0.303	0.940	0.833	0.955	0.953	0.079
推荐值范围	<5.000	>0.800	>0.800	>0.500	>0.800	>0.800	>0.800	>0.800	<0.080

初始模型的拟合结果表明，两项拟合优度指标未满足推荐值要求（PGFI 和 RMSEA）。因此，需要适当调整模型结果中未通过显著性检验的路径假设（P 值未满足 90%置信度下的阈值要求），实现模型适配度提升。根据初始模型的拟合结果，得到需要调整的路径，如表 5 所示。

表 5 初始模型中需要调整的路径假设

Table 5 Paths to be modified in the initial model

作用路径	标准化回归系数	标准误差	P 值
住房类型→慢行交通方式	0.045	-1.355	0.176
住房类型→助动车	0.060	-1.477	0.140
住房类型→公交车	0.045	0.332	0.740
住房类型→地铁	0.074	-0.646	0.518
住房类型→小汽车	0.065	1.583	0.113
性别→慢行交通方式	0.027	-0.228	0.820
性别→助动车	0.036	-1.320	0.187
性别→公交车	0.027	-1.240	0.215
性别→地铁	0.045	0.440	0.660
性别→小汽车	0.039	1.756	0.179
年龄→慢行交通方式	0.002	1.726	0.084
年龄→助动车	0.002	0.335	0.737
年龄→公交车	0.002	-0.219	0.827
年龄→地铁	0.003	-1.073	0.283
年龄→小汽车	0.003	-0.939	0.348
户籍→慢行交通方式	0.042	0.519	0.604
户籍→助动车	0.055	1.232	0.218

户籍→公交车	0.042	-0.595	0.552
户籍→地铁	0.069	-0.473	0.637
户籍→小汽车	0.06	0.283	0.777
婚姻→慢行交通方式	0.039	1.111	0.266
婚姻→助动车	0.052	0.469	0.639
婚姻→公交车	0.039	-0.783	0.434
婚姻→地铁	0.065	0.334	0.738
婚姻→小汽车	0.056	-0.520	0.603
距离→通勤满意度	0.007	-0.209	0.834
慢行交通方式→通勤满意度	0.226	1.609	0.108
助动车→通勤满意度	0.216	0.005	0.996
公交车→通勤满意度	0.216	0.793	0.428
地铁→通勤满意度	0.196	1.320	0.187
小汽车→通勤满意度	0.207	0.896	0.370
家庭年收入→主观幸福感	0.018	-1.143	0.253
年龄→主观幸福感	0.004	0.173	0.862
学历→主观幸福感	0.028	0.122	0.903

具体来看，对于 H1，除了学历和年收入外，住房类型、性别、年龄、户籍、婚姻对通勤方式选择无显著影响，这表明这些社会经济属性对通勤交通方式选择没有实质性的影响。对于 H4，虽然通勤距离对通勤满意度没有直接显著影响，但是它对通勤方式选择和通勤时间产生了显著的影响，从而通过二者的中介作用间接地影响了通勤满意度。对于 H6，所有通勤方式都被证明不会对通勤满意度产生直接效应，它们之间的关系主要体现在不同通勤方式所对应的通勤时间不同，而通勤时间长短是直接影响通勤满意度的重要因素。对于 H9，家庭年收入、年龄和学历对通勤者的主观幸福感没有显著影响，这表明这些个体属性差异对受访者的主观幸福感影响微乎其微。因此，初始模型中的 H1、H4、H6 和 H9 都存在假设不成立的情况。对上述模型假设进行调整后，形成最终的路径分析模型，如图 3 所示。

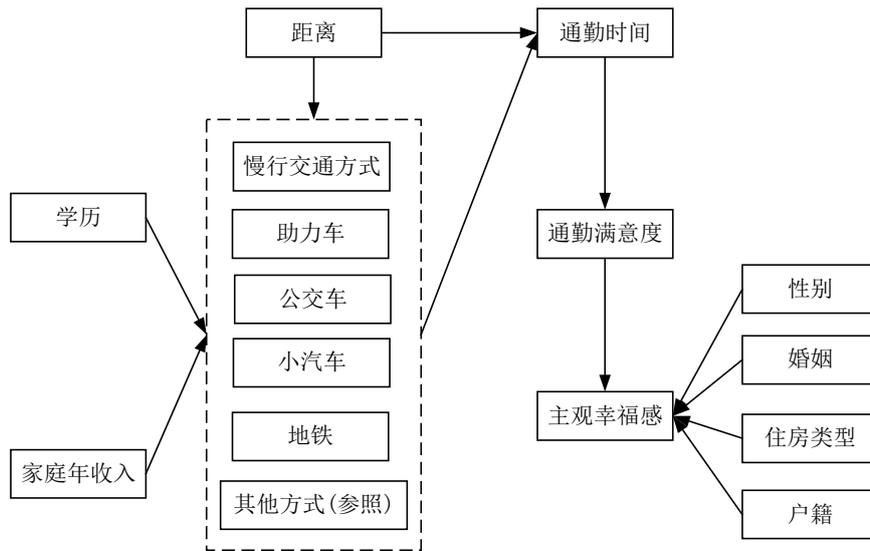


图 3 调整后的路径分析模型

Fig.3 The modified path analysis model

调整后的路径分析模型的适配度检验结果如表 6 所示。结果表明，模型的适配度指标均满足推荐值要求，因此可接受模型的整体拟合结果。

表 6 调整后模型的适配度

Tab.6 The goodness-of-fit of the modified model

指标	CMIN/DF	GFI	AGFI	PGFI	NFI	RFI	IFI	CFI	RMSEA
拟合值	2.738	0.955	0.915	0.509	0.935	0.894	0.958	0.957	0.060
推荐值范围	<5.000	>0.800	>0.800	>0.500	>0.800	>0.800	>0.800	>0.800	<0.080

根据表 7 所示的模型回归系数显著性估计情况（其中“其他方式”是通勤方式哑变量编码的参照项，未在结果中显示），得出以下理论分析结果：

1) 通勤方式选择与家庭年收入、学历存在显著关系。家庭年收入越高，选择小汽车通勤的比例越大（0.210），而选择常规公交（-0.126）或者慢行交通方式（-0.121）的比例则越小。此外，家庭年收入与选择助动车或地铁方式通勤无显著关系。学历越高，更倾向于使用小汽车（0.124）和地铁（0.116）作为通勤方式，助动车（-0.225）和慢行交通方式通勤（-0.075）与相对较低的学历水平相关性较高，而学历高低对公共交通人群的通勤方式选择没有显著影响。

2) 通勤方式选择还受通勤距离的直接影响，并且两者均与通勤时间存在显著关系。通勤距离越长，通勤者越倾向于使用常规公交（0.216）与地铁（0.224），而使用助动车（-0.191）、

慢行交通方式（-0.240）以及小汽车（-0.079）的比例较小。这表明在长距离通勤中，公共交通占据主导地位，而助动车、慢行交通方式则更适合较短距离通勤。此外，通勤时间也受到不同通勤方式的影响。除公交（0.088）外，所有通勤方式对通勤时间均有负向影响。这表明与参照项的通勤时间相比，公交花费通勤者时间最长，而助动车（-0.438）、小汽车（-0.378）、慢行交通方式（-0.304）等则耗时较少。

3) 通勤满意度受通勤时间的直接作用，而通勤满意度则显著影响通勤人群的主观幸福感。通勤时间对通勤满意度有负向作用（-0.152），这表明通勤时间越长则不利于通勤满意度的提升。通勤满意度与主观幸福感有正相关关系（0.528），证明提升个人通勤满意度可以促进其主观幸福感的提升。

4) 住房类型、性别、户籍和婚姻状况对通勤者的主观幸福感产生直接影响。具体来说，有房者相对于租房者、男性相对于女性、非本地户籍相对于本地户籍、未婚相对于已婚人群具有更高的主观幸福感。这一发现证明社会经济属性确实对个人幸福感产生影响，与研究假设一致。

表 7 路径系数估计结果

Tab.7 The results of estimates of path coefficients

作用路径	标准化回归系数	标准误差	P 值
家庭年收入 → 慢行交通方式	-0.121	0.008	**
家庭年收入 → 助动车	0.062	0.010	0.153
家庭年收入 → 公交车	-0.126	0.008	**
家庭年收入 → 地铁	-0.023	0.013	0.609
家庭年收入 → 小汽车	0.210	0.011	***
学历 → 慢行交通方式	-0.075	0.013	*
学历 → 助动车	-0.225	0.018	***
学历 → 公交车	-0.047	0.013	0.292
学历 → 地铁	0.116	0.022	**
学历 → 小汽车	0.124	0.019	**
距离→慢行交通方式	-0.240	0.001	***
距离→助动车	-0.191	0.002	***
距离→公交车	0.216	0.001	***
距离→地铁	0.224	0.002	***
距离→小汽车	-0.079	0.002	*

距离→通勤时间	0.613	0.085	***
慢行交通方式→通勤时间	-0.304	4.067	***
助动车→通勤时间	-0.438	3.768	***
公交车→通勤时间	0.088	4.045	**
地铁→通勤时间	-0.256	3.610	***
小汽车→通勤时间	-0.378	3.668	***
通勤时间→通勤满意度	-0.152	0.001	***
住房类型→主观幸福感	0.140	0.091	**
性别→主观幸福感	0.077	0.055	**
户籍→主观幸福感	-0.097	0.084	*
婚姻→主观幸福感	-0.067	0.071	*
通勤满意度→主观幸福感	0.528	0.032	***

注: *显著性水平为 10%, **显著性水平为 5%, ***显著性水平为 1%

结合上述结果,本研究应用公式(1)和公式(2),获得了不同通勤方式的直接与间接效用,并进而得出了通勤方式选择对通勤满意度和主观幸福感的总体效用,结果如表8所示。研究表明,使用小汽车(0.03)、慢行交通方式(0.024)和地铁(0.021)对主观幸福感具有正向影响;而公交车通勤者的主观幸福感则处于最低水平(-0.007),这是由于过长的通勤时间大幅降低了通勤人群的通勤满意度所导致的。值得注意的是,助动车通勤者的主观幸福感(0.035)在所有通勤方式中处于最高水平,比使用慢行交通方式对幸福感的提升更加显著。这是由于助动车通勤具有低成本、高效率、可实现门到门出行等特点,使得助动车通勤者的通勤满意度更高,从而提升了其主观幸福感。

表8 通勤方式选择对通勤满意度与主观幸福感的总体效用

Tab.8 The total effects of transport mode choice on commuting satisfaction and subject well-being

通勤方式	通勤时间	通勤满意度	主观幸福感
小汽车	-0.378***	0.057***	0.030***
地铁	-0.257***	0.039***	0.021***
公交车	0.088**	-0.013**	-0.007**
助动车	-0.438***	0.067***	0.035***
慢行交通方式	-0.304***	0.046***	0.024***

注:*显著性水平为 10%, **显著性水平为 5%, ***显著性水平为 1%

4 结语

本文利用上海市通勤人群的问卷调查数据,通过构建相应的路径分析模型,揭示了通勤满意度与主观幸福感的影响因素与内在作用机理。与已往相关研究的主要结论相比,本文同样证实了交通方式选择对通勤者满意度和主观幸福感的重要影响。结果表明,使用慢行交通方式(步行、自行车)和小汽车方式对通勤者主观幸福感提升具有显著正向作用,而使用常规公交通勤人群享有最低的通勤满意度和主观幸福感。此外,本次研究还发现助动车通勤对个体主观幸福感的提升作用最为显著,这也为上海市助动车保有量持续增长并在通勤活动中被广泛应用提供了合理解释。

基于上述分析结果,可以推断在上海市小汽车牌照政策限制下,常规公交方式可能会失去通勤人群的支持。由于常规公交方式无法提供门到门的服务、高峰期拥挤以及通勤耗时过长等原因,助动车方式极有可能成为更受欢迎的通勤方式。在行驶距离相同的情况下,助动车的二氧化碳人均排放量远低于小汽车与常规公交,因此更加有利于实现绿色低碳出行。此外,在公交资源覆盖不足的区域,助动车亦可以承担轨道交通的接驳作用。因此,需要进一步将公交优先发展战略与助动车发展规划相结合,进一步细化和规范助动车的通行管理制度,更好的引导居民使用助动车出行。例如在轨道交通站点以及客流量较大的公共场所规划建设停放助动车的专用设施网点,进一步提升助动车与轨道交通的衔接便利;促进基础设施建设,保障路权和信号控制权的合理分配,对于交通流量较大的区域增加非机动车专用通道和独立信号控制,提高道路整体车辆通行效率。

尽管促进居民使用助动车出行具有重要意义,但与此同时,也暴露出了极大的交通安全隐患以及相关管理手段不足的问题,这需要相关部门和决策者的高度关注。据调查显示,上海市涉及助动车的交通事故数量约占 40%,死亡人数占所有事故的一半以上^[1]。因此,必须从法律层面对责任进行严格追究,以确保居民安全出行。相关部门可以利用信息化执法手段识别和管控道路交通违法行为,提高违法查处的效率,改善助动车出行环境,稳步推进助动车的良性发展和和谐管理工作,进而促进城市治理更加精细化。

参考文献

[1]Handy S, Thigpen C. Commute Quality and Its Implications for Commute Satisfaction: Exploring the Role of Mode, Location, and Other Factors[J]. *Travel Behaviour and Society*, 2019, 16: 241-248.

[2]Ettema D, G rling T, Olsson L E, et al. Out-of-Home Activities, Daily Travel, and

Subjective Well-Being [J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2010, 44(9): 723-732.

[3]赵一新. 通勤研究与城市治理[J]. *城市交通*, 2020, 18(5): 8-9. Zhao Yixin. Commuting Travel and Urban Governance [J]. *Urban Transport of China*, 2020, 18(5): 8-9.

[4]吴江洁, 孙斌栋. 通勤时间的幸福绩效-基于中国家庭追踪调查的实证研究[J]. *人文地理*, 2016, 31(3): 33-39. Wu Jiangjie, Sun Bindong. The Impact of Commuting Time on Subjective Happiness: Evidence from China Family Panel Survey Data[J]. *Human Geography*, 2016, 31(3): 33-39.

[5]Nie P, Sousa-Poza A. Commute Time and Subjective Well-Being in Urban China[J]. *China Economic Review*, 2018, 48: 188-204.

[6]Clark B, Chatterjee K, Martin A, et al. How Commuting Affects Subjective Wellbeing[J]. *Transportation*, 2020, 47(6): 2777-2805.

[7]Lades L K, Kelly A, Kellerher L. Why is Active Travel More Satisfying than Motorized Travel? Evidence from Dublin[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2020, 136: 318-333.

[8]Eriksson L, Friman M, G rling T. Perceived Attributes of Bus and Car Mediating Satisfaction with the Work Commute[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2013, 47: 87-96.

[9]孟斌, 湛东升, 郝丽荣. 基于社会属性的北京市居民通勤满意度空间差异分析[J]. *地理科学*, 2013, 33(4): 410-417. Meng Bin, Zhan Dongsheng, Hao Lirong. The Spatial Difference of Residents' Commuting Satisfaction in Beijing Based on Their Social Characteristics[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2013, 33(4): 410-417.

[10]吴静娴, 杨敏. 基于贝叶斯网的城市迁居者通勤方式变迁模型[J]. *交通运输系统工程与信息*, 2017, 17(06): 94-100. Wu Jingxian, Yangmin. Commuting Modal Shift of Relocated Residents in City Based on Bayesian Networks[J]. *Journal of Transportation Systems Engineering and Information Technology*, 2017, 17(6): 94-100.

[11]Li Q, Yu S, Chen T, et al. Road Safety Risk Factors for Non-Motorised Vehicle Users in a Chinese City: An Observational Study[J]. *Injury Prevention*, 2020, 26(2): 116-22.

作者简介

孙世超, 男, 博士, 大连海事大学, 研究生院院长助理, 副教授。电子邮箱: dlmu_sunshichao@163.com

段征宇，男，博士，同济大学，副教授。电子邮箱：d_zy@163.com