

人口集聚的消费效应

蔡郑宇 颜 宇*

摘 要: 本文实证检验了人口集聚对居民消费的因果效应及其影响机制。在尝试控制了不同来源的内生性后,实证结果显示,城市人口密度提高 1% 会使家庭平均消费倾向增加 0.43 个百分点,人均消费支出增加 59.73 元。机制检验表明,在城市收入溢价的前提下,人口集聚降低了消费的交易成本,提升了居民社会互动,这为人口集聚的消费效应提供了客观和主观上的支持条件。此外,人口集聚还通过推高住房价格使部分居民的非住房消费增加。

关键词: 人口集聚;居民消费;因果效应

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.04.10

一、引 言

居民消费不振一直是困扰我国经济持续增长的现实问题(欧阳晓等,2016)。现有文献从流动性约束(万广华等,2001)、预防性储蓄(杨汝岱和陈斌开,2009)、收入分配(甘犁等,2018)、习惯形成(雷钦礼,2009)、文化因素(程令国和张晔,2011)、住房价格(李江一,2018)等方面对这一问题进行了解释,但还没有从人口集聚这一角度进行的研究。现有文献主要记录了人口集聚与消费的相关性(Glaeser et al., 2001; Rosenthal and Strange, 2004),但对人口集聚如何影响居民的消费缺少正式的因果分析。

人口集聚的正、负外部性同时存在。现有文献表明,人口在城市集聚会产生正外部性(Rosenthal and Strange, 2004),主要体现在生产力和收入的提升(Baum-Snow and Pavan, 2012),进而促进消费。另一些文献记录了人口集聚的负外部性,如犯罪(Mejia and Restrepo, 2016)和空气污染(Kang et al., 2019),会抑制消费。假设上述正外部性占主导。如果消费对人口集聚也存在正效应,就会使人口集聚对消费的效应被高估。另外,消费偏好与居住地选择可能是由某些不可观测因素同时决定的。如果这些不可观测混杂因素同方向影响城市人口密度与居民消费,那么人口集聚对消费的影响也会被高估。例如,偏好多样化消费的高技能居民更有可能选择在大城市居住以实现消费需求(Lee, 2010)。而如果某些混杂因素同时反方向影响人口集聚与消费,那么二者的关系会

* 蔡郑宇,西南财经大学公共管理学院劳动经济与劳动政策研究所;颜宇,四川轻化工大学经济学院。通信作者及地址:颜宇,四川省宜宾市三江新区白塔路 1 号四川轻化工大学经济学院,644005;电话:15884859505;E-mail: yanyuddd123@163.com。作者感谢第四届中国城市经济学者论坛,2022 年中国区域、城市与空间经济学研讨会,第 21 期香樟经济学研讨会,中国留美经济学会 2023 年中国年会,中国青年经济学家联谊会 2024 年度学术会议,暨南大学经济与社会研究院专题讲座的与会者、评论人,本刊匿名审稿专家和编委会的宝贵意见。文责自负。

被低估。图1展示了2016年89个城市^①的人口密度与居民人均消费支出间的弱负相关性。这种关系是否是因为负外部性占主导造成的,还是由于数据内生性所引起的,基于简单的相关性分析难以做出判断。本文在识别策略上有所创新。我们考虑了不同的内生性来源,对人口集聚的消费效应进行了正式的因果分析,并考察了其影响机制。

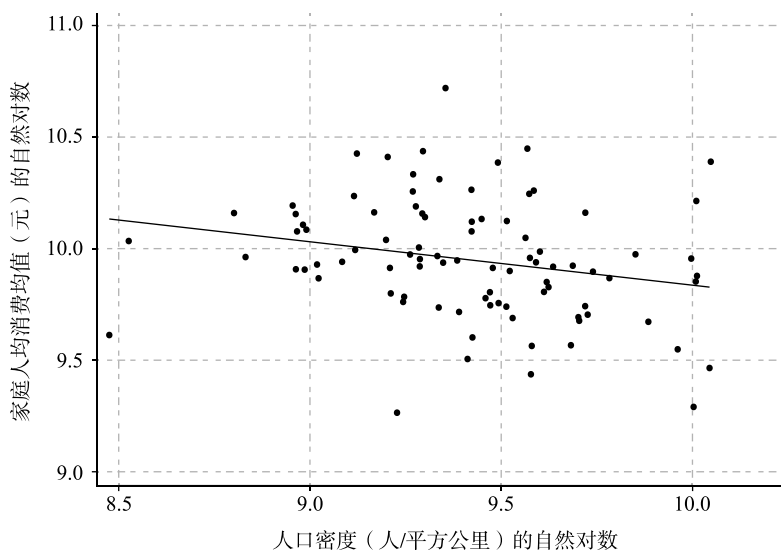


图1 2016年人口密度和家庭人均消费

本文使用中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)2013—2017年的面板数据,采用双向固定效应模型和工具变量法,从家庭微观角度探究了人口集聚与居民消费之间的因果关系。我们发现:在控制了不同内生性来源的条件下,人口集聚对居民消费存在显著且稳健的正向影响。人口密度增加1%,家庭平均消费倾向增加0.430个百分点,家庭人均消费支出提高0.355%。机制检验表明,在城市收入溢价的前提下,由于人口集聚降低了消费的交易成本,促进了社会互动,这为居民消费水平的提高在客观和主观上提供了支持条件。此外,相关证据表明,人口密度的提高还通过推高住房价格使有住房买卖或有购房打算的家庭增加其非住房消费。

本文使用家庭微观数据直接量化人口集聚与居民消费之间的因果效应。本文的贡献主要有以下三点:首先,我们通过分析人口集聚与消费之间的因果关系,并结合现有的消费理论,为集聚经济提供了更进一步的实证证据。其次,本文对影响居民消费的因素分析做出了重要补充。城市人口密度是居民消费的重要影响因素。这种影响通过提高可支配收入,降低消费的交易成本,增加社会互动,以及推高住房价格来传递。最后,本文为寻找扩大内需的政策着力点提供了一种方向上的参考。让劳动力要素有序流动,提升不同规模城市的消费水平,是实现共同富裕、经济良性循环发展的前提。

① 本文中的“城市”是指地级及以上城市的市辖区。

二、理论框架

(一) 消费者

消费者的效用函数为 $U(C, H) = (C - \varphi(d_j)\bar{C})^\alpha H^{1-\alpha}$, $\alpha \in (0, 1)$ 。为了考虑社会关系对居民消费的影响,我们将消费设定为外部习惯形成(external habit formation)的形式, C 为非住房消费, $\bar{C}$ 为其他消费者的平均消费(假定外生), $\varphi(d_j) \in (0, 1)$ 是关于其他消费者的信息集,其数值越高代表对其他消费者越了解,相对消费对效用的影响越大。影响信息传播的因素有很多,本文主要考察人口密度的效应。现有文献表明地理距离对社会学习和信息传播是有正向影响的(Bikhchandani et al., 1998),因此我们将信息集设定为地区 j 人口密度(d_j)的函数。此外,效用函数中, H 为住房消费。

假设典型消费者投入单位劳动力以获取收入 W 进行消费,其预算约束为 $W = C(1 + \tau(d_j)) + HP_H(d_j)$ 。其中, $P_H(d_j)$ 为地区 j 的住房价格, $\tau(d_j) \geq 0$ 代表广义的交易成本,包括消费匹配的摩擦以及集聚产生的负外部性。^①

通过求解消费者的效用最大化问题,可以得到消费需求为

$$C = \frac{\alpha}{1 + \tau(d_j)}W + (1 - \alpha)\varphi(d_j)\bar{C}. \quad (1)$$

(二) 厂商

参考 Glaeser and Maré (2001),假设厂商的利润函数为 $A(d_j)K^\sigma L^{1-\sigma} - W_jL - RK$, $\sigma \in (0, 1)$ 。其中, K 代表资本存量,租金为 R 。 L 为劳动力投入, W_j 为当地的平均工资率。 $A(d_j)$ 是集聚经济决定的生产率(Rosenthal and Strange, 2004)。由利润最大化问题的一阶条件可得:

$$W_j = (1 - \sigma)\sigma^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}R^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}A(d_j)^{\frac{1}{1-\sigma}}, \quad (2)$$

式(2)即是城市工资溢价的一种表达式。有大量文献记载了城市工资溢价(Glaeser and Maré, 2001; 陈飞和苏章杰, 2021),为集聚经济的存在提供了足够的证据。除集聚经济之外,工人工资还受其他因素影响,可表示为 $W = W(d_j) + \omega$, 其中 ω 为非集聚经济决定的工资和资产。结合式(2),式(1)可写为:

$$C = \frac{\alpha}{1 + \tau(d_j)}W(d_j) + \frac{\alpha}{1 + \tau(d_j)}\omega + (1 - \alpha)\varphi(d_j)\bar{C}. \quad (3)$$

式(3)说明在给定模型参数的条件下,人口密度通过影响工资收入、广义交易成本以及社会互动对消费产生影响。

(三) 人口集聚的消费效应及影响渠道

通过比较静态分析,我们对人口集聚的消费效应及其影响渠道进行考察。将式(3)

^① 对 $\tau(d_j)$ 的讨论参见附录 I。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

对人口密度 d_j 求导可得:

$$\frac{dC}{dd_j} = \frac{\alpha}{(1+\tau_j)} \frac{dW_j}{dd_j} - \frac{\alpha(W_j + \omega)}{(1+\tau_j)^2} \frac{d\tau_j}{dd_j} + (1-\alpha)\bar{C} \frac{d\varphi_j}{dd_j}. \quad (4)$$

由于 $\tau(d_j)$ 是非线性的,若 $d\tau_j/dd_j < 0$,即正外部性占主导时, $dC/dd_j > 0$ 。若 $d\tau_j/dd_j > 0$,当且仅当通过工资溢价和社会互动带来的消费增加大于由于交易成本增加而导致的消费减少时,即 $\frac{\alpha}{(1+\tau_j)} \frac{dW_j}{dd_j} + (1-\alpha)\bar{C} \frac{d\varphi_j}{dd_j} > \frac{\alpha(W_j + \omega)}{(1+\tau_j)^2} \frac{d\tau_j}{dd_j}$ 时, $dC/dd_j > 0$;否则, $dC/dd_j < 0$ 。因此,判断人口集聚的消费效应的符号是一个实证问题。但是,目前我们还不能将图 1 的负相关性归因于人口集聚的负外部性占主导,因为数据产生过程中可能存在内生性,我们将在本文第三部分中详细讨论。此外,由于不能明确 $\tau(d_j)$ 的具体函数形式,在实证分析中我们使用简约式(reduced-form)进行估计。基于上述讨论,在解释估计结果的时候应解释为正负外部性冲抵的净效应。

式(4)还展示了人口集聚影响居民消费的三种渠道。首先,当地平均工资的边际消费倾向为: $\frac{\partial C}{\partial W_j} = \frac{\alpha}{1+\tau_j} \in (0,1)$,人口集聚通过提高当地平均工资促进消费。其次, $\frac{\partial C}{\partial \tau_j} = -\frac{\alpha(W_j + \omega)}{(1+\tau_j)^2} < 0$,消费的交易成本越低消费越高。如前所述,人口集聚对交易成本的影响是非线性的。人口密度越高,消费匹配的质量与机会提高,会降低 $\tau(d_j)$,从而提高消费。同时,人口密度提高所产生的拥堵、犯罪、污染等负外部性会增加 $\tau(d_j)$,从而抑制消费。最后, $\frac{\partial C}{\partial \varphi_j} = (1-\alpha)\bar{C} > 0$,人口密度提高会增加社会互动,从而可能增加模仿、攀比性消费。

此外,若效用函数为不变替代弹性的形式:

$$U(C, H) = (\alpha(C - \varphi_j(d_j)\bar{C})^\rho + (1-\alpha)H^\rho)^{1/\rho},$$

易知人口集聚还可能通过影响住房价格从而影响消费:

$$\frac{\partial C}{\partial P_{Hj}} = \left(\frac{\rho}{1-\rho}\right) \frac{\left[\frac{(1+\tau_j)(1-\alpha)}{P_{Hj}\alpha}\right]^{-\frac{1}{1-\rho}} [(1+\tau_j)(C - \varphi_j\bar{C}) + P_{Hj}H]}{\left\{(1+\tau_j)\left[\frac{(1+\tau_j)(1-\alpha)}{P_{Hj}\alpha}\right]^{-\frac{1}{1-\rho}} + P_{Hj}\right\}^2}.$$

若 $\rho > 0$,即住房与非住房消费间的替代弹性 $\delta = \frac{1}{1-\rho} > 1$,则 $\frac{\partial C}{\partial P_{Hj}} > 0$ 。人口密度增加的住房需求效应可能会推高住房价格,且由于在人口密度越高的区域住房供给弹性越小,这种效应会更大(Ahlfeldt and Pietrostefani, 2019)。住房价格的上涨产生替代效应(Ahlfeldt and Pietrostefani, 2019)和财富效应(颜色和朱国钟,2013)使住房消费减少,非住房消费增加。但如果住房需求是刚性的,在流动性约束下,房价上涨会挤出非住房消费(范子英和刘甲炎,2015;李江一,2018)。因此,人口密度通过影响住房价格进而对消费的影响在理论上是未定的,我们将在后文实证分析中进一步探讨。

三、实证策略、数据与变量

(一) 识别策略

根据上述理论框架,我们对式(3)进行如下简约式回归:

$$consumption_{ijt} = \alpha \ln density_{jt} + \mathbf{X}_{ijt} \boldsymbol{\beta} + \epsilon_{ijt}, \quad (5)$$

其中,被解释变量 $consumption_{ijt}$ 为城市 j 的家庭 i 在时间 t 的消费指标。我们使用了两种方式度量家庭的消费:家庭人均消费支出的自然对数和家庭平均消费倾向。家庭人均消费支出测度了居民消费的绝对数量,而家庭平均消费倾向是使用家庭消费支出除以家庭可支配收入计算出的家庭消费率。核心解释变量 $\ln density_{jt}$ 是城市 j 在时间 t 的人口密度的自然对数。 α 为本文关心的参数,即人口集聚的消费效应。 $\mathbf{X}_{ijt}$ 为一组控制变量。 ϵ_{ijt} 是误差项。如图1所示,使用最小二乘法(OLS)估计式(5)可能会得到负的 α 值,但我们并不能因此判断是人口集聚的负外部性占了主导。这是因为对 α 的准确估计可能会受到如下渠道的影响。

第一,不可观测混杂因素导致的样本排序效应(sorting effect)可能使 OLS 估计值出现不同方向的偏误。假设 α 的真实值为正,如果某些不可观测因素同方向同时影响人口密度与消费,那么 OLS 会高估 α 。例如,偏好消费多样性的人更可能分布在高人口密度的城市以满足其消费需求。相反,如果一些不可观测因素对人口密度与消费有反向的影响,则 OLS 会低估 α 。例如,出于某种职业偏好,消费能力低的人更可能分布在大城市以实现其职业需求。如果这种混杂因素带来的效应占主导,那么 α 就可能为负。为降低遗漏变量偏误带来的影响,我们在模型中尽可能地控制相对外生的可观测变量。然而,要控制所有外生的混杂变量是不可能的。本文利用数据的面板特性,采用双向固定效应模型处理不随时间变化的家庭层面不可观测因素。模型设定如下:

$$consumption_{ijt} = \alpha \ln density_{jt} + \mathbf{X}_{ijt} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{M}_{jt} \boldsymbol{\gamma} + \varphi_i + \pi_t + \mu_{ijt}, \quad (6)$$

其中, φ_i 是家庭固定效应, π_t 是时间固定效应。由于式(6)中的主要解释变量是城市层级的,我们尝试控制一些可观测的城市层级变量 $\mathbf{M}_{jt}$ 以观察这类混杂因素带来的影响。此外,随时间变化的不可观测混杂因素也可能使估计值出现偏误。为探究此类混杂因素可能带来的影响,我们尝试了两种应对策略。首先,在式(6)的基础上增加家庭和城市级别变量基期值的线性时间趋势:

$$consumption_{ijt} = \alpha \ln density_{jt} + \mathbf{X}_{ijt} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{M}_{jt} \boldsymbol{\gamma} + \varphi_i + \pi_t + \boldsymbol{\kappa}_{i(j)0} t + \mu_{ijt}, \quad (7)$$

其中, $\boldsymbol{\kappa}_{i(j)0}$ 是家庭和城市级别变量的基期值。其次,我们尝试使用工具变量来降低此类内生性带来的影响。本文构造了一个类似于“冲击份额”(shift-share)的工具变量(Bartik, 1991)。将被观测家庭所在省份除自身城市以外的其他城市人口的年变化率视为外生冲击,将城市建成区面积乘以距长江、黄河或海岸线的最近距离作为权重,二者乘积作为工具变量(IV1)。使用城市建成区面积乘以距水域的最近距离作为权重出于以下考虑:一方面,大量文献记载了人口密度与距海岸线距离的强相关性(Beeson et al.,

2001; Cai, 2019)。河流和海岸线通常是人口聚集的地区,因为它们提供了水资源、交通和商业活动的便利。另一方面,距离水域的最近距离与城市建成区面积共同表征了城市发展的限制因素。通常来说,河流和海岸线附近的土地更受限制,可能会受到防洪措施、规划限制或生态保护等影响,从而对城市扩展产生影响。城市建成区面积是指城市行政区内实际已成片开发建设,市政公用设施和公共设施基本具备的地区,其大小直接影响了城市的人口容纳能力。对这两个因素的综合考虑,可以更全面地反映城市的发展状况,从而更准确地预测人口密度。

第二,消费高的地区可能意味着存在较好的消费条件与较高的消费可能性,这会吸引更多的人口流入而提高人口密度。这种潜在的反向因果关系可能会使 α 被高估。上述固定效应模型并不能处理这类内生性。本文尝试使用工具变量来降低此类内生性产生的影响。我们将1953年城市的人口密度的线性时间趋势作为工具变量(IV2)。1953年的城市人口数量来自1953年第一次全国人口普查数据。使用历史数据作为工具变量以缓解反向因果带来的偏误在文献中比较普遍(陆铭等,2012)。文献中通常使用城市人口密度的历史值作为现值的工具变量(Quintero and Roberts, 2023),其好处是被解释变量是当期变量,它不会对历史变量产生直接影响。参考Nunn and Qian(2014),我们将1953年城市人口密度的线性时间趋势项作为工具变量以满足模型估计条件。

本文使用的两个工具变量对不同的内生性来源具有一定的针对性。“冲击份额”工具变量(IV1)主要用于处理随时间变化的不可观测混杂因素;历史数据工具变量(IV2)主要用于处理反向因果关系。其中,IV1的有效性需要进一步讨论。一个有效的“冲击份额”工具变量要求冲击和权重两个部分都具有外生性(Goldsmith-Pinkham et al., 2020)。IV1的冲击部分具有一定的外生性;其权重部分为城市建成区面积与距水域的最近距离的乘积,它可能通过影响除人口密度外的其他社会经济因素来影响居民消费,从而使其排他性条件存疑。本文在回归分析中使用了双工具变量,这为减轻这一疑虑提供了条件:首先,由于两个工具变量的外生性来源不一致,可以比较二者独立的估计结果以判断工具变量的有效性。其次,同时使用两个工具变量时可以进行过度识别检验以判断工具变量的联合有效性。最后,我们对IV1进行了Grieser-Hadlock(GH)检验(Grieser and Hadlock, 2019)。

(二) 数据与变量

本文使用的主要数据来源于中国家庭金融调查(CHFS)(甘犁,2022)、LandScan人口数据库、《中国城市统计年鉴》、高德地图兴趣点(Point of Interest, POI)数据、中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)、CEIC数据库,以及聚汇数据。^①被解释变量为家庭平均消费倾向和家庭人均消费支出的自然对数。我们主要分析中的消费支出是指非住房消费支出。关键解释变量为城市人口密度。^②

① 数据来源的详细说明参见附录Ⅱ。

② 关键变量的构造参见附录Ⅲ。

模型中还控制了收入资产特征变量,包括:家庭人均收入、家庭人均金融资产、是否拥有住房、家庭人均住房价值、是否有住房负债;家庭特征变量,包括:是否自营工商业、少年抚养比、老年抚养比、失业成员占比、受访者及配偶中拥有养老保险人数、受访者及配偶中拥有医疗保险人数;户主特征变量,包括:风险偏好、性别、年龄、受教育年限、婚姻状况、健康状况、户籍类型。同时,本文还尝试控制了可能影响家庭消费的城市层面变量,包括:GDP规模、第三产业占GDP比重、金融发展水平、数字普惠金融、住房价格。^①

样本限定如下:保留自2013年起未发生过搬迁的家庭样本;剔除调查年度家庭总消费为零、总收入非正、户主年龄小于20岁或大于80岁的样本;剔除关键变量存在缺失与明显错误的样本。最终得到来自29个省(直辖市)83个城市6402个家庭的12804条数据所构成的平衡面板。主要变量的描述性统计报告于表1。后文中所有的实证步骤,若无特殊说明,均使用了家庭调查权重以帮助对总体的推断。

表1 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量				
ln(家庭人均消费)	9.354	0.863	3.790	13.296
家庭平均消费倾向	1.055	0.757	0.269	3.929
主要解释变量				
ln(人口密度)	9.573	0.340	8.408	10.480
家庭收入和资产变量				
ln(家庭人均收入)	9.368	1.360	-1.894	14.852
ln(家庭人均金融资产)	7.639	2.571	0.000	15.406
是否拥有住房	0.894	—	0	1
ln(家庭人均住房价值)	7.421	5.484	0.000	15.742
是否有住房负债	0.240	—	0	1
家庭特征变量				
是否自营工商业	0.138	—	0	1
少年抚养比	0.103	0.152	0	0.778
老年抚养比	0.158	0.300	0	1
失业成员占比	0.504	0.322	0	1
受访者及配偶中拥有养老保险人数(人)	1.495	0.739	0	2
受访者及配偶中拥有医疗保险人数(人)	1.705	0.571	0	2
户主特征变量				
风险偏好	4.108	1.180	1	5
户主性别	0.768	—	0	1
户主年龄(岁)	52.296	12.661	20	80

① 具体的变量说明参见附录Ⅲ。

(续表)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
户主受教育年限(年)	9.506	3.786	0	22
户主婚姻状况	0.889	—	0	1
户主健康状况	2.617	1.168	1	5
户主户籍类型	0.525	—	0	1
城市特征变量				
ln(GDP 规模)	16.762	1.514	13.693	19.179
第三产业占 GDP 比重	0.495	0.119	0.273	0.797
金融发展水平(贷款/GDP)	1.601	0.879	0.188	8.894
ln(住房价格)	8.297	0.862	6.096	10.360
ln(数字普惠金融)	5.665	0.160	5.316	6.136

四、实证结果

表 2 展示了式(5)的混合普通最小二乘(Pooled OLS)以及式(6)和式(7)固定效应模型的回归结果,Panel A 的被解释变量为家庭平均消费倾向,Panel B 的被解释变量为家庭人均消费的自然对数。^① 在 Panel A 的第(1)列中,我们仅控制了人口密度,其与家庭平均消费倾向的相关性为正但不显著。在 Panel B 的第(1)列中,与图 1 所示关系一致,人口密度与家庭人均消费的弹性系数为负且不显著。为尝试控制混杂因素,第(2)列的模型中加入家庭资产变量、家庭特征变量和户主特征变量,结果显示人口的集聚程度对居民消费的影响都为正,但在统计意义上仍不显著。OLS 的估计结果初步说明人口集聚和居民消费间的关系可能受到了遗漏变量的影响,且对人口密度和消费反向影响的混杂因素占主导,人口集聚的消费效应可能被低估。

为了进一步控制不可观测的家庭混杂因素,我们在第(3)列中采用了双向固定效应模型排除了不随时变的家庭特征带来的影响。Panel A 结果显示,人口密度提高 1%使家庭平均消费倾向增加 0.357 个百分点,且在 1%的水平上显著。Panel B 中,人口密度提高 1%将会使居民的平均消费支出上升 0.271%,在 5%的水平上显著。与第(2)列相比发现,混合 OLS 估计值低估了人口集聚的消费效应。这进一步表明反方向影响人口密度与消费且不随时间变化的不可观测混杂因素可能起了主导作用。在第(4)列中,我们进一步控制了城市特征,结果表明,人口密度提高 1%,家庭平均消费倾向在 1%的统计水平上增加 0.430 个百分点,家庭人均消费在 1%的统计水平上增加 0.355%。此外,城市平均住房价格的系数并不显著。

^① 附录 IV 报告了表 2 的详细结果。

表2 人口集聚对居民消费的影响

	OLS		FE		FE+时间趋势
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A.被解释变量:家庭平均消费倾向					
ln(人口密度)	0.017 (0.061)	0.040 (0.040)	0.357*** (0.122)	0.430*** (0.134)	0.404*** (0.132)
ln(住房价格)				-0.056 (0.041)	-0.034 (0.040)
Panel B.被解释变量:ln(家庭人均消费)					
ln(人口密度)	-0.101 (0.178)	0.004 (0.065)	0.271** (0.119)	0.355** (0.137)	0.343** (0.146)
ln(住房价格)				-0.037 (0.033)	-0.011 (0.045)
家庭资产和特征、户主特征	否	是	是	是	是
城市特征变量	否	否	否	是	是
家户固定效应	否	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是
时间趋势	否	否	否	否	是

注:Panel A中所有列的样本数都为10 883,Panel B中所有列的样本数都为12 804。括号内为经过城市层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平显著(若无特殊说明,下同)。

如识别策略中所述,随时间变化的不可观测混杂因素也可能使估计值出现偏误,因此我们估计了式(7)。表2第(5)列报告了控制了家庭、城市级别变量基期值的线性时间趋势的估计结果,与第(4)列的结果相比没有质的变化。此外,我们还使用了工具变量法做进一步探究。表3第(1)列展示了使用城市建成区面积与距水域的最近距离的乘积乘以所在省份其他城市人口在样本对应年份的年变化率(IV1)作为工具变量的两阶段最小二乘(2SLS)估计结果。结果表明人口密度提高1%,家庭平均消费倾向增加0.459个百分点,家庭人均消费提高0.381%。一阶段F统计量分别为978.044和1 098.765,存在弱工具变量问题的可能性很小。广义Hausman检验的P值分别为0.142和0.199,表明我们不能在惯常的显著性水平上拒绝其原假设,即表3第(1)列的2SLS估计值与表2第(4)列的OLS估计值没有统计意义上的差异。因此,综合以上证据,随时间变化的不可观测混杂因素对估计值的影响可能是有限的。

表3 两阶段最小二乘估计

	IV1		IV2	IV1和IV2	IV1
	FE-2SLS	FD-2SLS	FE-2SLS	FE-2SLS	FE-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A.被解释变量:家庭平均消费倾向					
ln(人口密度)	0.459*** (0.139)	0.522*** (0.154)	0.431*** (0.136)	0.432*** (0.136)	0.486*** (0.166)

(续表)

	IV1		IV2	IV1 和 IV2	IV1
	FE-2SLS	FD-2SLS	FE-2SLS	FE-2SLS	FE-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IV1 置前项					0.030 (0.128)
一阶段 F 统计量	978.044	962.383	10 147.091	5 252.027	742.363
广义 Hausman 检验 χ^2 统计量	2.152	2.319	0.108	0.010	2.145
[P 值]	[0.142]	[0.128]	[0.742]	[0.920]	[0.143]
Hansen J 统计量	—	—	—	2.187	—
[P 值]				[0.139]	
Panel B.被解释变量:ln(家庭人均消费)					
ln(人口密度)	0.381*** (0.136)	0.416*** (0.142)	0.356*** (0.137)	0.356*** (0.137)	0.336* (0.176)
IV1 置前项					-0.048 (0.120)
一阶段 F 统计量	1 098.765	1 100.254	9 521.712	4 995.011	817.563
广义 Hausman 检验 χ^2 统计量	1.649	1.589	0.037	0.009	1.845
[P 值]	[0.199]	[0.207]	[0.848]	[0.923]	[0.174]
Hansen J 统计量	—	—	—	1.688	—
[P 值]				[0.194]	

注:Panel A 第(1)、(3)至(5)列的样本数为 10 883,第(2)列为 4 701;Panel B 第(1)、(3)至(5)列的样本数为 12 804,第(2)列为 6 402。

如前文所述,除了遗漏变量偏误之外,人口密度与居民消费之间的内生性还可能来自互为因果。表 3 第(3)列报告了使用 1953 年城市人口密度的线性时间趋势作为工具变量(IV2)的双向固定效应模型估计结果。2SLS 结果显示,人口集聚程度增加 1%,家庭平均消费倾向增加 0.431 个百分点,家庭人均消费支出将增加 0.356%。广义 Hausman 检验的 P 值分别为 0.742 和 0.848,表明该 2SLS 估计值与表 2 第(4)列的 OLS 估计系数没有统计意义上的差异。这可能是因为表 2 第(4)列的模型中,被解释变量是家庭层面的变量,其对整个城市的人口密度造成影响的程度较小,所以反向因果产生的偏误甚微。

上述工具变量估计中可能存在的疑虑是在使用 IV1 处理潜在的遗漏变量偏误时,其权重部分,即城市建成区面积与距水域的最近距离的乘积,可能通过影响当地的制度环境与经济发展水平进而影响现在的居民消费。由于工具变量的排他性条件不能直接进行检验,我们尝试使用间接证据来减轻这一疑虑。首先,IV1 与 IV2 的外生性来源不同,若二者独立的估计结果相似,说明两个工具变量可能都是有效的。如前文所述,表 3 第(1)列和第(3)列的 2SLS 估计结果都与表 2 第(4)列的 OLS 结果没有统计意义上的差

异。因此,两个工具变量可能都是有效的。其次,表3第(4)列报告了同时使用IV1与IV2作为工具变量的2SLS估计结果。Hansen J统计量的P值分别为0.139和0.194,表明我们不能在惯常的显著性水平上拒绝其原假设,即所有工具变量是联合有效的。广义Hausman检验同样表明这一估计结果与表2第(4)列的OLS估计值没有统计意义上的差异。最后,我们对IV1进行了Grieser-Hadlock(GH)检验(Grieser and Hadlock, 2019)。若工具变量有效,那么固定效应模型与一阶差分模型的估计是一致的。表3第(2)列报告了一阶差分模型的2SLS估计结果,广义Hausman检验的P值分别为0.128和0.207。因此,同第(1)列固定效应模型的2SLS结果一样,它们都与表2第(4)列的OLS估计结果没有统计意义上的差异,初步可以判断IV1具有严格外生性。为进一步验证,表3第(5)列报告了正式的GH检验结果。将IV1的置前项加入模型中,若其估计系数与0有显著差异,则IV1不具有严格外生性。第(5)列报告的IV1的置前项估计值在惯常的显著性水平上都不显著,说明我们不能排除IV1具有严格外生性。此外,广义Hausman检验同样表明这一估计结果与表2第(4)列的OLS估计值没有统计意义上的差异。综合以上证据,本文的工具变量估计结果是可信的,但其与OLS估计值间没有统计意义上的差异,进一步说明了随时间变化的不可观测混杂因素和反向因果造成的潜在内生性是有限的。出于估计效率的考虑,后文将使用表2第(4)列中的模型作为基准的模型设定。

以上分析为人口集聚对居民消费有显著正向影响提供了证据。^①从基准模型来看,人口集聚程度增加1%(按均值计算即152人每平方公里)会使家庭平均消费倾向增加0.430个百分点,家庭人均消费支出增加0.355%(按均值计算即59.73元)。不可观测混杂因素造成的排序效应显著地使这一因果关系出现低估,这意味着高(低)消费人群有非随机地分布在低(高)密度地区的倾向。这一内生性来源是相关政策制定应考虑的重要前提。

五、机制检验

我们在第二部分理论框架中讨论了人口集聚影响居民消费的可能渠道:人口集聚通过形成城市工资溢价,降低消费的交易成本,增加社会互动,推高住房价格,进而影响消费。已有大量文献记载了城市收入溢价(Glaeser and Maré, 2001;陈飞和苏章杰,2021),因此我们在数据可得的前提下,将重点放在后三项机制的检验上。首先,人口集聚的消费效应通过收入传递的一个必要条件是城市为消费的提高提供了供给侧的客观条件,降低了交易成本。其次,人口的集聚增加了社会互动,从而可能在主观上提高了居民的消费意愿。最后,我们检验了人口密度是否通过推高住房价格进而影响了非住房消费。

(一) 消费匹配

由于交易成本不能直接度量,我们从消费匹配的质量角度探究这一机制。附录I说

① 稳健性检验的结果与讨论参见附录V,主要结果均稳健。由于篇幅限制,对异质性的考察参见附录VI。

明,人口密度越高,商品特征距离^①的期望越小,消费匹配的质量越高。为了能够估计商品特征距离的期望,我们假设消费者所需商品特征 y 的分布是不变的。那么,消费者能够买到不同商品特征的期望越大,商品特征距离则越小。信息熵(entropy)可以度量能够买到商品特征 x 所需信息的期望, $H(x) = -\sum_x p(x) \ln p(x)$ 。其中, $p(x)$ 是买到商品特征 x 的概率。信息熵 $H(x)$ 越大说明市场中特有的商品特征越多,能满足消费者特有需求的期望越大,消费匹配质量越高。

我们使用当地不可贸易服务(李兵等,2019)的种类代表不同的商品特征来计算当地不可贸易服务市场的信息熵。现有研究发现人口的集聚与不可贸易服务具有正相关性(Glaeser et al., 2001; 李兵等,2019),而人们愿意降低实际收入居住在大城市中也是为了能够消费这些不可贸易服务(Lee, 2010)。具体地,我们使用各城市中餐饮服务、购物服务、科教文化服务、生活服务、体育休闲服务这五类兴趣点(POI)中的服务种类数作为商品特征,来计算各城市不可贸易服务市场的信息熵。^② 用信息熵除以城市建成区面积得到信息熵密度以衡量城市中单位面积内的消费匹配质量。

表 4 报告了人口集聚对信息熵密度影响的估计结果。其中,第(1)列的被解释变量是各城市不可贸易服务总的信息熵密度。第(2)一(6)列的被解释变量分别为餐饮服务、购物服务、科教文化服务、生活服务、体育休闲服务的信息熵密度。结果表明,不管加总还是各项分类服务,人口集聚对信息熵都表现出显著的提升作用。这也表明了人口集聚会通过提高消费匹配质量进而影响消费。^③

表 4 人口集聚对消费匹配质量的影响

	被解释变量					
	不可贸易服务的 匹配质量	餐饮服务的 匹配质量	购物服务的 匹配质量	科教文化服务的 匹配质量	生活服务的 匹配质量	体育休闲服务 的匹配质量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(人口密度)	0.047*** (0.010)	0.020*** (0.004)	0.035*** (0.008)	0.029*** (0.007)	0.034*** (0.009)	0.023*** (0.006)
样本数	166	166	166	166	166	166

注:均为非加权回归。控制变量包括:GDP 规模、第三产业占 GDP 比重、金融发展水平、住房价格、数字普惠金融、城市虚拟变量、年份虚拟变量。

(二) 社会互动

在人口相对密集的城市中,社会互动更易实现(Glaeser and Gottlieb, 2006),进而使

① 商品特征距离是指消费者对商品特征的特异性需求与市场中提供的商品特征间存在的差距。具体讨论参见附录 I。

② 不可贸易服务的数据来自 2014 年和 2016 年高德地图 POI 数据。

③ 附录 VII 中展示了人口集聚对不可贸易服务密度影响的结果。

个体更易获取他人的消费信息,这会对自身消费偏好(George and Waldfogel, 2003)及消费行为(Kuhn et al., 2011)产生影响。

在表5第(1)列中,我们首先使用中国综合社会调查(CGSS)2013年的数据考察了人口集聚和社会互动之间的相关性。结果显示人口集聚与社会互动显著正相关。为进一步探究人口集聚是否通过社会互动影响居民消费,我们使用CHFS数据将基准模型的被解释变量替换为家庭总人情支出与人均人情支出。人情支出被定义为在传统节日以及红白喜事中,支付给非家庭成员礼金、礼品的实际货币价值。一方面,相关文献(郭士祺和梁平汉,2014)指出家庭人情支出可以作为家庭社会互动水平的代理变量。另一方面,人情支出若是礼品的形式,可被视为因社会互动产生的消费支出,为社会互动这一渠道提供了直接的证据。若是礼金形式的人情支出,则增加了收礼者的预算约束从而增加消费支出。表5第(2)、(3)列报告了人口集聚对家庭人情支出的影响。结果表明,城市人口集聚程度的提高会增加居民人情关系往来中的经济互动,这种变化既体现在社会互动的程度上,也直接带动了消费支出的增加。

表5 人口集聚对居民社会互动的影响

	被解释变量		
	社交频率	ln(总人情支出)	ln(人均人情支出)
	(1)	(2)	(3)
ln(人口密度)	0.259** (0.119)	1.970** (0.929)	1.713** (0.815)
控制变量	是	是	是
家户固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
样本数	3 027	12 804	12 804

注:第(1)列的控制变量包括:家庭收入、性别、年龄、受教育年限、婚姻状况、健康状况、户籍类型、自评经济社会地位、GDP规模、第三产业占GDP比重、金融发展水平、住房价格、数字普惠金融。第(2)、(3)列的控制变量与表2第(4)列一致。

(三) 住房价格

我们对人口密度与住房价格的关系进行了估计。表6第(1)、(2)列表明,不管是新房还是二手房价格均显示出正向的人口密度弹性。这初步支持了人口密度通过住房价格影响家庭非住房消费的可能性。而对房价差异相对更敏感的群体,包括样本期内发生了住房买卖和有购房打算的家庭,人口密度更可能通过住房价格影响其非住房消费。表6第(3)、(4)列的结果显示,对房价不敏感的家庭来说,人口密度增加1%会使其家庭人均消费支出增加0.384%,同时人口密度的增加对其人均住房支出没有显著的影响。^①而

^① 租房家庭的住房支出是实际租金;而自有住房家庭的住房支出使用估计的城市平均租售比乘以住房价值进行估算,具体估算方法参见附录Ⅷ。

对于房价敏感的家庭来说,人口密度增加一方面提高其人均非住房消费支出,另一方面会显著降低其人均住房支出。这说明人口密度的提高可能通过推高房价在非住房消费与住房支出间产生了替代效应。因此,接下来我们将对这一机制进行进一步的确认。

表 6 人口集聚对住房价格和消费的影响

	被解释变量			
	ln(新房价格)	ln(二手房价格)	ln(家庭人均消费)	ln(家庭人均住房支出)
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(人口密度)	0.351* (0.178)	0.323* (0.182)	0.384*** (0.135)	-0.127 (0.352)
房价敏感 $\times$ ln(人口密度)			-0.002 (0.003)	-0.035*** (0.008)
有住房负债 $\times$ ln(人口密度)			-0.157** (0.076)	-0.230 (0.187)
房价敏感 $\times$ 有住房负债 $\times$ ln(人口密度)			0.003 (0.006)	0.002 (0.013)
家庭资产和特征、户主特征	否	否	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
家户固定效应	否	否	是	是
城市固定效应	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	166	97	12 804	12 355

注:第(1)、(2)列使用城市人口数作为权重。

新房与二手房价格对家庭消费决策的影响可能是不同的,在接下来的检验中我们将区分新房与二手房价格。表 7 的 Panel A 展示了新房价格的结果。第(1)列的结果显示,对于房价敏感的家庭,控制了新房价格后,人口密度的影响虽然仍是正向的但不再显著。新房价格对家庭平均非住房消费倾向的系数为正,但是也不具有统计显著性。因此,我们还不能断定人口密度是通过房价影响了这类居民的非住房消费。这些结果可能是由于对房价敏感的群体非随机地进入样本中,从而影响了我们对人口集聚消费效应的估计。于是,我们使用两步 Heckman 方法对可能存在的样本偏误进行纠正。Panel A 第(2)列报告了使用新房价格作为排他性约束变量的结果。这里的排他性假设是新房价格只通过影响住房买卖或者购房打算从而影响家庭的平均非住房消费倾向。结果显示,在纠正了样本偏误后,人口集聚的消费效应估计值与第(1)列相比在数值上更大,也具有了统计上的显著性。这意味着,如果随机抽取对住房价格敏感的家庭,人口密度提高 1%,其家庭平均非住房消费倾向将增加 1.693 个百分点。显著的逆米尔斯比率系数也印证了

样本选择偏误的存在。因此,综合上述结果可以判断人口集聚会通过推高房价影响对房价敏感家庭的非住房消费。

为验证这一机制是否在对房价不敏感的家庭中也成立,表7的Panel A第(3)、(4)列报告了安慰剂检验的结果。第(3)列的结果显示,在控制了新房价格后,在对房价不敏感的样本中,人口集聚的消费效应估计值与我们的主要结果没有显著的差别。新房价格的估计系数也不显著。第(4)列使用 Heckman 方法尝试纠正家庭对房价不敏感的非随机性。结果显示,没有显著的样本选择偏误问题,与主要结果相比随机样本的结果仍然是稳健的。因此,我们可以进一步确认,人口集聚通过房价影响居民消费的这一机制是在对房价敏感的样本中成立的。

表7的Panel B报告了将Panel A中的新房价格换成二手房价格的对应结果。第(5)列表明,在对房价敏感的样本中,控制了二手房价格后,人口集聚的消费效应是显著的,甚至在数值上是较大的。虽然二手房价格的估计系数是正的,但是不显著。第(6)列显示在纠正了显著的样本选择偏误后,人口集聚的消费效应在数值上有所增加。这些结果与Panel A中的结果类似,说明在对房价敏感的样本中,人口集聚会通过推高住房价格从而影响居民消费。而第(7)、(8)列的结果与Panel A的对应结果类似,在对房价不敏感的样本中,这一机制的证据不足。

表7 人口集聚消费效应的住房价格机制

被解释变量:家庭平均消费倾向				
	房价敏感	房价敏感	房价不敏感	房价不敏感
Panel A.新房价格	FE	Heckman	FE	Heckman
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(人口密度)	0.446 (0.747)	1.693* (0.881) [0.796]	0.359* (0.191)	0.422* (0.247) [0.249]
ln(新房价格)	0.740 (0.616)		-0.043 (0.180)	
逆米尔斯比率		23.118** (10.363) [9.354]		-1.246 (2.485) [2.374]
样本数	2 390	2 390	8 493	8 493
	房价敏感	房价敏感	房价不敏感	房价不敏感
Panel B.二手房价格	FE	Heckman	FE	Heckman
	(5)	(6)	(7)	(8)
ln(人口密度)	4.541*** (0.940)	4.681*** (0.904) [0.733]	0.640** (0.310)	0.652** (0.310) [0.305]

(续表)

被解释变量:家庭平均消费倾向				
ln(二手房价格)	1.739		0.161	
	(1.062)		(0.254)	
逆米尔斯比率		18.553**		-0.817
		(6.784)		(1.307)
		[5.024]		[1.262]
样本数	1 817	1 465	6 054	5 242

注:第(1)、(2)、(5)、(6)列的样本为对房价敏感的家庭,即包括在样本期内发生过住房买卖或有购房打算的家庭;第(3)、(4)、(7)、(8)列的样本为对房价不敏感的家庭。Panel A 中的 Heckman 估计使用新房价格作为排他性约束变量,Panel B 使用二手房价格。方括号内为 Wild Bootstrap 标准误。

六、政策含义

我国经济正处在发展模式转型的关键时期,扩大内需是实现经济健康循环增长的重要战略方向。本文使用 2013—2017 年的家庭微观数据,验证了人口集聚对居民消费的正向因果效应,为区域性经济发展政策提供了一些参考。

我国现有区域性政策存在效率与公平的权衡问题。从效率角度看,资源和人口向生产率较高的发达地区集中有利于提升整体经济效率;但出于公平性的考虑,我国的区域政策却有向生产率较低的地方偏移的现象,以缩小地区发展差距(陆铭等,2015)。然而,这种公平导向的政策安排可能以牺牲经济效率为代价。同时,我国当前的户籍制度进一步制约了人口的自由流动和区域的有效发展(陆铭等,2012;张吉鹏等,2020)。研究表明,如果降低这些迁移成本,遵循市场机制让人口自由流动,我国大城市的规模、人口密度将更高,人口将主要都居住在大城市中(钟粤俊等,2020)。这虽然有利于提升经济效率,但可能进一步加剧区域发展的不平衡。

针对这一争论,本文的研究发现为理解效率与公平的权衡关系提供了新的视角。一方面,本文在一定程度上支持了现有文献中关于增加人口密度能够提升经济效率的观点,印证了人口集聚的正向经济影响。另一方面,我们也发现,在特大或超大城市中,人口密度对家庭平均消费倾向的影响不再显著,这表明过度集聚可能存在规模不经济的问题,挑战了单纯追求大城市人口集中的效率逻辑。基于这一发现,引导特大、超大城市中的人口向中小城市迁移,可能既可以疏解大城市的规模不经济,又可以让中小城市获得规模提升的红利,从而在不牺牲整体经济效率的前提下实现区域间的平衡发展。虽然消费只是经济活动的一个方面,但这一发现为缓解效率与公平之间的张力提供了新的思路。

为了使人口集聚的消费效应能够合理地被应用到政策制定中,本文未涉及的下列问题需要在后续研究中进行补充。首先,要有效地引导人口流入、流出,我们需要知道是哪

些因素导致了高消费人群在低密度地区或低消费人群在高密度地区的非随机分布。其次,政策在关注促进城市居民消费提升的同时,还应关注城市居民的消费不平等问题。最后,需进一步研究人口集聚的消费效应对迁移居民是水平效应还是增长效应。

参考文献

- [1] Ahlfeldt, G. M., and E. Pietrostefani, “The Economic Effects of Density: A Synthesis”, *Journal of Urban Economics*, 2019, 111, 93-107.
- [2] Bartik, T. J., *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* Kalamazoo, MI: WE Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [3] Baum-Snow, N., and R. Pavan, “Understanding the City Size Wage Gap”, *Review of Economic Studies*, 2012, 79(1), 88-127.
- [4] Beeson, P. E., D. N. DeJong, and W. Troesken, “Population Growth in U.S. Counties, 1840-1990”, *Regional Science and Urban Economics*, 2001, 31(6), 669-699.
- [5] Bikhchandani, S., D. Hirshleifer, and I. Welch, “Learning from the Behavior of Others: Conformity, Fads, and Informational Cascades”, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, 12(3), 151-170.
- [6] Cai, Z., “Hours Worked of the Self-employed and Agglomeration”, *Growth and Change*, 2019, 50(1), 352-380.
- [7] 陈飞、苏章杰,“城市规模的工资溢价:来源与经济机制”,《管理世界》,2021年第1期,第19—32+2+15—16页。
- [8] 程令国、张晔,“早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释”,《经济研究》,2011年第8期,第119—132页。
- [9] 范子英、刘甲炎,“为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应”,《管理世界》,2015年第5期,第18—27+187页。
- [10] 甘犁,《中国家庭金融研究》。合肥:安徽大学出版社,2022年。
- [11] 甘犁、赵乃宝、孙永智,“收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率”,《经济研究》,2018年第12期,第34—50页。
- [12] George, L., and J. Waldfogel, “Who Affects Whom in Daily Newspaper Markets?”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111(4), 765-784.
- [13] Glaeser, E. L., and J. D. Gottlieb, “Urban Resurgence and the Consumer City”, *Urban Studies*, 2006, 43(8), 1275-1299.
- [14] Glaeser, E. L., J. Kolko, and A. Saiz, “Consumer City”, *Journal of Economic Geography*, 2001, 1(1), 27-50.
- [15] Glaeser, E. L., and D. C. Maré, “Cities and Skills”, *Journal of Labor Economics*, 2001, 19(2), 316-342.
- [16] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, “Bartik Instruments: What, When, Why, and How”, *American Economic Review*, 2020, 110(8), 2586-2624.
- [17] Grieser, W. D., and C. J. Hadlock, “Panel-Data Estimation in Finance: Testable Assumptions and Parameter (In) Consistency”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54(1), 1-29.
- [18] 郭士祺、梁平汉,“社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究”,《经济研究》,2014年第S1期,第116—131页。
- [19] Kang, H., H. Suh, and J. Yu, “Does Air Pollution Affect Consumption Behavior? Evidence from Korean Retail

- Sales”, *Asian Economic Journal*, 2019, 33(3), 235-251.
- [20] Kuhn, P., P. Kooreman, A. Soetevent, and A. Kapteyn, “The Effects of Lottery Prizes on Winners and Their Neighbors: Evidence from the Dutch Postcode Lottery”, *American Economic Review*, 2011, 101(5), 2226-2247.
- [21] Lee, S., “Ability Sorting and Consumer City”, *Journal of Urban Economics*, 2010, 68(1), 20-33.
- [22] 雷钦礼, “财富积累、习惯、偏好改变、不确定性 with 家庭消费决策”, 《经济学》(季刊), 2009 年第 3 期, 第 1029—1046 页。
- [23] 李兵、郭冬梅、刘思勤, “城市规模、人口结构与不可贸易品多样性——基于‘大众点评网’的大数据分析”, 《经济研究》, 2019 年第 1 期, 第 150—164 页。
- [24] 李江一, “‘房奴效应’导致居民消费低迷了吗?”, 《经济学》(季刊), 2018 年第 1 期, 第 405—430 页。
- [25] 陆铭、高虹、佐藤宏, “城市规模与包容性就业”, 《中国社会科学》, 2012 年第 10 期, 第 47—66+206 页。
- [26] 陆铭、张航、梁文泉, “偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资”, 《中国社会科学》, 2015 年第 5 期, 第 59—83+204—205 页。
- [27] Mejía, D., and P. Restrepo, “Crime and Conspicuous Consumption”, *Journal of Public Economics*, 2016, 135, 1-14.
- [28] Nunn, N., and N. Qian, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 2014, 104(6), 1630-1666.
- [29] 欧阳峴、傅元海、王松, “居民消费的规模效应及其演变机制”, 《经济研究》, 2016 年第 2 期, 第 56—68 页。
- [30] Quintero, L. E., and M. Roberts, “Cities and Productivity: Evidence from 16 Latin American and Caribbean Countries”, *Journal of Urban Economics*, 2023, 136, 103573.
- [31] Rosenthal, S. S., and W. C. Strange, “Chapter 49- Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies”, In: Henderson, J. V., and J-F Thisse (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*. Elsevier, 2004.
- [32] 万广华、张茵、牛建高, “流动性约束、不确定性与中国居民消费”, 《经济研究》, 2001 年第 11 期, 第 35—44+94 页。
- [33] 颜色、朱国钟, “‘房奴效应’还是‘财富效应’? ——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析”, 《管理世界》, 2013 年第 3 期, 第 34—47 页。
- [34] 杨汝岱、陈斌开, “高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为”, 《经济研究》, 2009 年第 8 期, 第 113—124 页。
- [35] 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勐, “城市落户门槛与劳动力回流”, 《经济研究》, 2020 年第 7 期, 第 175—190 页。
- [36] 钟粤俊、陆铭、奚锡灿, “集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角”, 《管理世界》, 2020 年第 11 期, 第 35—49 页。

The Consumption Effect of Population Agglomeration

CAI Zhengyu

(Southwestern University of Finance and Economics)

YAN Yu*

(Sichuan University of Science & Engineering)

Abstract: We empirically examine the causal effects of population agglomeration on household consumption and its mechanisms. After controlling for endogeneity from various sources, results show that a 1% increase in urban population density leads to a 0.43 percentage point increase in household average propensity to consume and a 59.73 yuan increase in per capita consumption expenditure. Mechanism tests indicate that given urban income premium, population agglomeration reduces consumption transaction costs and enhances social interaction, providing objective and subjective support for consumption effects. Additionally, population agglomeration increases non-housing consumption by driving up housing prices.

Keywords: population agglomeration; resident consumption; causal effects

JEL Classification: R12, R23, D12

* Corresponding Author: YAN Yu, School of Economics, Sichuan University of Science & Engineering, No. 1 Baita Road, Sanjiang New District, Yibin, Sichuan 644005, China; Tel: 86-15884859505; E-mail: yanyuddd123@163.com.