

人力资本集聚对城市工资与就业增长的影响

——来自中国主要城市的证据

刘诗濛 王逸飞 卢晶亮*

内容提要 本文使用 2002 - 2007 年的中国城镇住户调查数据，以高校扩招强度作为工具变量，研究了城市层面人力资本集聚对个体工资和城市就业增长的影响。研究发现，人力资本集聚对个体工资有显著正向影响，城市本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点，月平均工资增加约 1.97%；工资增长效应主要体现在对高技能劳动力和高等服务业劳动力的影响。人力资本集聚促进了城市层面的就业增长，本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点，城市就业增长率提高约 1.45%；就业增长效应主要体现在对高等服务业劳动力的影响。

关键词 人力资本集聚 人力资本外部性 高校扩招

一 引言

近年来，中国对于人力资本的投资愈发重视，2019 年全国教育经费总投入为 50178 亿元，其中国家财政性教育经费为 40047 亿元，同比增长 8.25%，占 GDP 比重为 4.04%。在城市经济增长理论中，人力资本集聚是城市经济发展的重要推动力之一。这一方面是

* 刘诗濛，暨南大学经济与社会研究院，电子邮箱：shimengliu.econ@gmail.com；王逸飞，暨南大学经济与社会研究院，电子邮箱：wangyifemail@gmail.com；卢晶亮（通讯作者），暨南大学经济与社会研究院，电子邮箱：lujingliang11@163.com。刘诗濛感谢国家自然科学基金青年项目“中国城市吸引力的区域差异、形成机制与影响效果：基于生活质量与商业环境的双维度研究”（批准号：71703059）的资助；卢晶亮感谢国家自然科学基金青年项目“资本积累、市场临近与工资不平等：基于微观数据的实证研究”（批准号：71603103）的资助。本文曾在第二届微观经济数据与经济学理论创新论坛与 2019 年全国数量经济学博士生学术论坛上报告，感谢与会嘉宾的点评与建议，文责自负。

因为更高的个体教育水平意味着更高的个体收入和生产效率 (Fleisher & Wang, 2005; 屈小博, 2013; 梁文泉、陆铭, 2015; 陈钊、冯净冰, 2015; 刘生龙等, 2016); 另一方面是因为城市劳动力整体教育水平提高将带来个体生产效率的增加, 也就是人力资本存在外部性 (Lucas, 1988; Liu, 2007; 梁文泉、陆铭, 2016; Glaeser & Lu, 2018)。

现有文献主要通过分析人力资本集聚对个体工资的影响, 去验证人力资本外部性的存在。Rauch (1993) 认为城市平均人力资本水平是经济发展的公共品, 并发现在人力资本集中程度越高的地方, 工人生产效率越高。Moretti (2004) 使用高技能劳动力占当地劳动力比重作为城市人力资本集聚的代理变量, 发现人力资本集聚对个体工资有正向的社会回报。Rosenthal & Strange (2008) 发现人力资本在空间上的集聚会产生正向的外部性, 其中高技能劳动力会受到更大的外部性影响。

另有文献从城市整体经济的角度去分析人力资本集聚的影响。Lucas (1988) 认为, 知识溢出效应 (knowledge spillover) 是提高当地生产率的主要途径。Acemoglu (1996) 发现高技能人才集聚会提高人才与工作的匹配质量, 从而提高生产效率。Shapiro (2006) 发现, 人力资本集聚主要通过提高当地生产效率和改善城市生活质量的方式去提高城市整体的就业增长。

已有文献大多聚焦于欧美发达国家, 有关中国城市人力资本集聚效应的研究较少。部分研究使用城市规模作为人力资本集聚的代理变量, 发现身处大城市的工人会获得更高收入 (踪家峰、周亮, 2015; 王建国、李实, 2015; 彭树宏, 2016; 李红阳、邵敏, 2017)。Liu (2007) 和 Glaeser & Lu (2018) 使用中国家庭收入调查 (China Household Income Projects, 简称 CHIP) 数据估计了城市平均受教育年限对个体工资的影响, 并分别使用义务教育法和高校院系搬迁作为工具变量去解决可能存在的内生性问题, 且两者均发现城市人力资本集聚会产生正向的社会回报。

本文使用 2002 - 2007 年的中国城镇住户调查 (Urban Household Survey, 简称 UHS) 数据, 遵循 Moretti (2004)、Rosenthal & Strange (2008)、Iranzo & Peri (2009) 的做法, 使用本科及以上学历劳动力占比作为反映城市人力资本集聚水平的指标, 利用工具变量回归和面板回归两种方法考察人力资本集聚对个体工资以及城市就业增长的影响^①。

为了准确估计人力资本集聚的影响, 需要解决两类内生性问题。第一类是城市层面的遗漏变量问题。例如, 在城市就业增长回归中, 城市的环境特征、天气状况等 (Shapiro, 2006), 既会影响人力资本集聚也会影响到城市的就业水平, 从而导致回归

^① Iranzo & Peri (2009) 发现是城市本科及以上学历劳动力, 而不是较低教育水平的劳动力集聚, 会产生正向的人力资本外部性。

结果的偏误。第二类是某些个体特征具有不可观测性。例如在工资回归方程中，能力越高的人越倾向于集聚在人力资本集中的地方，那么会导致外部性被高估。

对于以上两类内生性问题，本文有针对性地采用两种方法加以解决。首先，我们使用高校扩招政策作为外生冲击来构建工具变量，以解决关键自变量人力资本集聚水平的内生性问题。1999年开始实行的高校扩招主要是为了扩大内需、刺激经济，以缓解当时亚洲金融危机所带来的负向冲击，因此是一个相对外生的政策（Rong & Wu, 2014；陈斌开、张川川，2016；Li et al., 2017），但是对人力资本集聚水平有直接影响^①。其次，参考Moretti（2004）的做法，我们利用中国城镇住户调查数据构建了个人层面的短期面板数据，通过控制个体固定效应来解决个人层面的遗漏变量问题。

相较于现有文献，本文可能的边际贡献体现在以下三个方面：首先，现有对人力资本集聚效应的研究主要集中在发达国家（Simon, 1998），对于发展中国家的关注较少。而与中国相关的研究主要关注人力资本集聚对工资的影响，而对城市就业增长的影响则鲜有涉及，而本文同时研究了人力资本集聚对工资和就业的影响。

其次，现有文献通常使用城市平均受教育水平作为人力资本集聚水平的代理变量，但该做法一方面忽略了不同技能劳动力之间的异质性（Katz & Murphy, 1992；Autor et al., 1998；Autor et al., 2008），另一方面掩盖了高技能劳动力才是人力资本外部性主要载体的重要特征（Moretti, 2004；Rosenthal & Strange, 2008；Iranzo & Peri, 2009），导致结果被低估。而本文使用城市层面本科及以上学历及以上劳动力占比作为人力资本集聚的代理变量，这是对已有相关文献的有益补充。

最后，本文同时采用了工具变量和面板回归两种方法来解决内生性问题。Moretti（2004）的研究表明，工具变量法仅仅解决了城市层面的遗漏变量所带来的内生性问题，而个体层面遗漏变量所带来的内生性问题没有得到重视。本文同时采用两种方法来解决城市与个人层面的内生性问题，这是对现有研究识别策略的改进。

本文后续结构安排如下：第二部分介绍理论分析框架与高校扩招政策背景；第三部分介绍实证策略与数据来源；第四部分为基准结果分析；第五部分为稳健性检验；第六部分为结论。

① 现有文献主要使用的工具变量包括：Liu（2007）使用义务教育法来构建工具变量，越早实行义务教育法的城市个体平均受教育水平也会越高。Fan et al.（2015）使用211学校数目作为各省人力资本水平的工具变量，省内211大学数目越多，那么该省的人力资本水平越高。Glaeser & Lu（2018）使用较早时期的地级市层面的高校院系净迁入数作为工具变量，院系迁入越多，那么该市人力资本水平越高。

二 理论分析框架与高校扩招政策背景

(一) 理论分析框架

在这一部分，我们通过一个简单的静态模型讨论人力资本集聚对工资和就业的影响（Moretti, 2004）。参考 Iranzo & Peri（2009），我们假设城市高技能劳动力占比越高，则该城市人力资本集聚程度越高。当高技能劳动力集聚时，提高了相关领域劳动力之间的交流与学习，产生知识外溢效应等正外部性，使得生产效率提高。且人力资本集聚水平越高的城市，工资水平越高，就业增长更快。下面我们具体描述该论断的逻辑推理过程以及可能存在的识别问题。

如图 1 所示，我们分别讨论人力资本集聚对低技能劳动力和高技能劳动力的影响。横轴为就业人数 L ，纵轴为工资 W 。斜率向上的直线为劳动力供给曲线，工资越高则劳动力供给越多。斜率向下的直线为劳动力需求曲线，工资越高则劳动力需求越低。

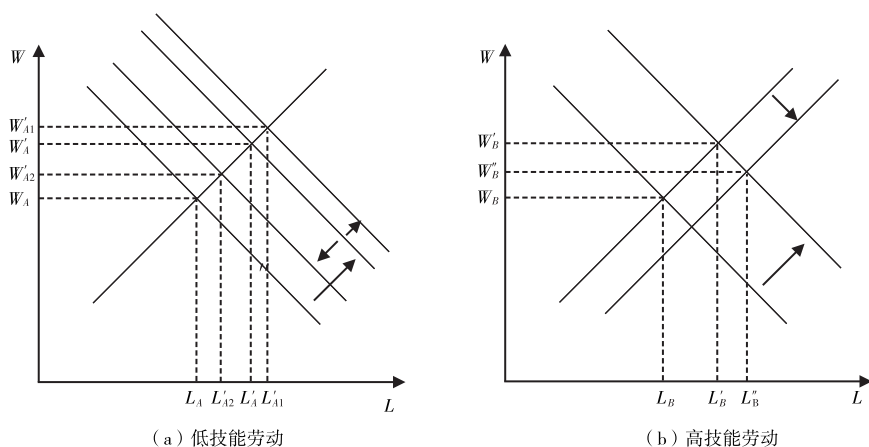


图 1 人力资本集聚与高低技能劳动力工资和就业的关系

我们首先分析人力资本集聚对低技能劳动力的影响。初始情况下，供给与需求曲线决定了低技能劳动力工资水平是 W_A ，就业人数是 L_A 。假设由于外生因素变化使得该城市高技能劳动力占比上升，产生人力资本集聚的正外部性，使得低技能劳动力生产效率提高。低技能劳动力的需求曲线向右移动，工资增长为 W'_A ，就业人数增长为 L'_A 。与此同时，由于高低技能劳动力之间存在着互补或者替代的关系，低技能劳动力的需求曲线将进一步移动。

假如高低技能劳动力之间存在互补性，则人力资本集聚会使得低技能劳动力的需求曲线继续向右移动，工资将进一步增长为 W''_A ，就业人数增长为 L''_A 。相反，假如高

低技能劳动力之间存在替代性，则人力资本集聚会使得低技能劳动力的需求曲线向左移动，工资可能会减少为 W'_{A2} ，就业人数下降为 L'_{A2} 。如果替代效应超过人力资本集聚的正外部性，低技能劳动力的工资和就业水平都将低于初始状态。

因此，人力资本集聚对低技能劳动力的工资与就业的影响取决于人力资本外部性和高低技能劳动力之间替代性（互补性）的大小。如果高低技能劳动力之间存在互补性，则人力资本集聚对低技能劳动力的工资与就业的整体影响为正；如果高低技能劳动力之间存在替代性，则人力资本集聚对低技能劳动力的工资与就业的整体影响不确定。

接下来，我们分析人力资本集聚对高技能劳动力的影响。初始情况下，高技能劳动力的工资水平是 W_B ，就业人数是 L_B 。同样，假设外生因素变化使得该城市高技能劳动力占比上升，由于人力资本集聚的正外部性，高技能劳动力的生产效率提高，需求曲线向右移动，工资由原来的 W_B 变成 W'_B ，就业人数由原来的 L_B 变成 L'_B 。与此同时，由于更高的人力资本集聚意味着更大的高技能劳动力供给，高技能劳动力供给曲线也向右移动，工资与就业人数最后变成 W''_B 与 L''_B 。因此，人力资本集聚会提高高技能劳动力的就业人数，但对高技能劳动力工资的影响则取决于人力资本外部性的大小以及供给与需求曲线的斜率。

综上所述，对于低技能劳动力而言，如果实证结果显示人力资本集聚对工资和就业增长的影响为正，则可能是人力资本外部性对低技能劳动力影响较大，足以抵消高低技能劳动力之间的替代效应，也可能是由于高低技能劳动力之间存在互补效应，究竟是哪种情形难以区分。但对于高技能劳动力而言，如果实证结果表明人力资本集聚对工资的影响为正，则说明人力资本外部性对高技能劳动力需求的正向影响足以抵消高技能劳动力供给增加带来的竞争效应。因此，本文重点关注人力资本集聚对高技能劳动力的影响，以此作为人力资本外部性存在的证据。

（二）高校扩招政策背景

1997年亚洲金融危机对中国经济造成很大的负面冲击。为稳定经济增长，国家提出了一系列扩大内需的政策，但效果并不显著。时任亚洲开发银行首席经济学家汤敏认为，相比于买房买车，老百姓更愿意把钱花在教育上，因为教育不仅是消费，更是投资^①。1998年，汤敏正式向中央提出“三年内将大学招生人数扩大1倍”的建议，以此拉动内需、刺激经济。1999年6月，中国的高校扩招政策正式开始实施。

^① 汤敏在和在线教育在线总编辑陈志文先生的对话中，回顾了当年向中央递交建议的心路历程。当时他们认为，国家虽然制定了很多刺激消费的政策，但是很难奏效，最好的办法就是用教育带动消费，刺激经济。可参见 <http://cul.qq.com/a/20170530/018010.htm>。

图 2 显示, 1999 年以前中国高校每年的招生规模都相对稳定。从 1999 年开始, 普通高等学校的招生人数有了显著增加。1995 - 1998 年间, 招生人数的平均增长率仅为 5% 左右。在高校扩招政策实施后, 1999 年招生人数达到 159.68 万人, 增长率跃升为 47.32%。之后几年内普通高等学校的招生人数继续保持快速增长, 2000 - 2007 年间平均增长率接近 20%。

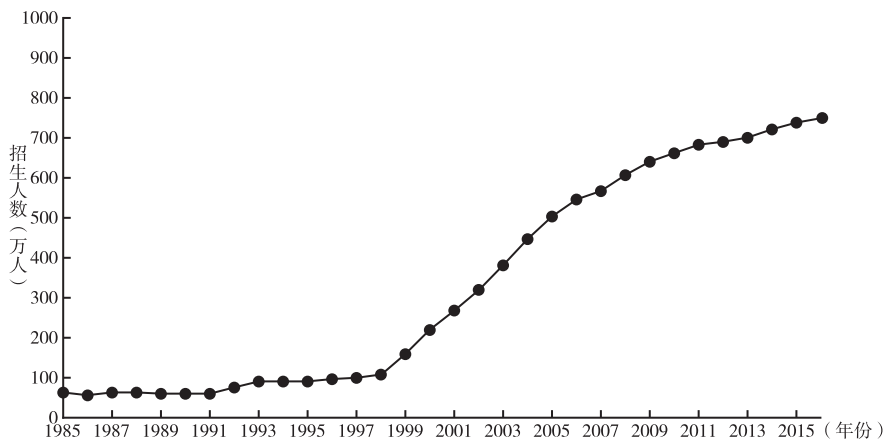


图 2 中国普通高校招生人数

资料来源: 根据历年《中国教育统计年鉴》数据整理得到。

城市层面高校扩招强度越大, 高校毕业生就越多。在同等情况下, 毕业生更可能留在毕业学校所在地工作, 这会增加当地本科及以上学历及以上劳动力占比, 因此本文利用高校扩招强度作为关键自变量城市层面本科及以上学历及以上劳动力占比的工具变量。然而, 由于每一年高校都会根据自身的状况以及所处城市的经济水平和教育部协商制定扩招的比例, 并且高校扩招政策可能也会影响高技能劳动力的需求和城市层面的其他政策, 长期来看扩招强度存在一定的内生性问题 (Rong & Wu, 2014)。

为避免上述问题, 本文只使用 1999 年的高校扩招强度作为工具变量^①。高校扩招正式开始的时间是 1999 年 6 月, 距离当年的高考只剩下不到 1 个月的时间^②。在有限

① 城市层面高校扩招强度 = (1999 年高校在校人数 - 1998 年高校在校人数) / (1998 年高校在校人数 - 1997 年高校在校人数), 数据来源下文有详细说明。

② 根据《李岚清教育访谈录》, 1999 年大幅提高高校招生规模的决定, 确定于当年 6 月上旬召开的国务院总理办公会。而当年的高考是在 7 月份, 只有不到一个月的时间重新制定招生计划。可参见 <http://news.sina.com.cn/c/2009-01-05/092316979223.shtml>。

的时间里，学校与教育部的协商空间极为有限，扩招名额的分配主要由教育部根据中央政策和每个城市此前的高校容量决定，跟当地的劳动力市场状况关系不大。相较于之后的年份，只使用1999年的高校扩招强度作为工具变量更符合外生性的要求。为了验证工具变量的外生性，我们将2002-2007年一系列城市层面的经济特征变量对1999年高校扩招强度进行回归，结果均不显著，表明城市层面高校扩招强度不会通过其他途径影响本科及以上劳动力占比^①。

三 实证策略与数据来源

(一) 实证策略

为了研究城市人力资本集聚对个体工资的影响，我们在传统明瑟工资方程（Mincer Wage Equation）中加入关键自变量城市层面本科及以上劳动力占比，回归方程如下：

$$\ln wage_{i,c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{c,t} + \beta X_{i,c,t} + \gamma Z_{c,t} + d_p + d_t + u_{i,c,t} \quad (1)$$

下标 i 、 c 、 p 、 t 分别表示个人、城市、省份和年份。 $\ln wage_{i,c,t}$ 表示月平均工资的对数，月平均工资由年工资收入除以12得到。 $H_{c,t}$ 表示城市层面本科及以上劳动力占比， $X_{i,c,t}$ 表示个人特征变量，包括受教育年限、工作经验、工作经验的平方、性别、民族、婚姻状况等。 $Z_{c,t}$ 表示城市特征变量，包括人口数的对数、失业率、平均房屋租金以及地区生产总值的对数等。在后文稳健性检验部分，我们将考虑加入更多城市层面控制变量的情形。 d_p 表示省份固定效应， d_t 表示年份固定效应， $u_{i,c,t}$ 为误差项^②。

对于考察城市人力资本集聚对就业增长的影响，回归方程如下：

$$growth_{c,t} = \delta_0 + \delta_1 H_{c,t} + \delta_2 \ln Emp_{c,t} + \theta Z_{c,t} + d_p + d_t + \varepsilon_{c,t} \quad (2)$$

$growth_{c,t}$ 表示城市 c 就业人数 $Emp_{c,t}$ 的年增长率，即 $\ln (Emp_{c,t+1}/Emp_{c,t})$ 。 $H_{c,t}$ 依然表示城市层面本科及以上劳动力占比。 $Z_{c,t}$ 表示与式（1）中相同的城市特征变量， d_p 表示省份固定效应， d_t 表示年份固定效应， $\varepsilon_{c,t}$ 为误差项。

① 由于篇幅所限，这里不再给出回归结果，感兴趣的读者可以跟作者联系索取。具体来说，我们验证了城市层面就业人数、总人口、地区生产总值、外商投资企业工业总产值、人均地区生产总值、在岗职工平均工资、二三产业地区生产总值之比、城镇人口消费率等变量与高校扩招强度之间的关系，结果均不显著。

② 由于我们在每个省份只选取了1到2个主要城市，并且工具变量只使用1999年的高校扩招强度，无法控制城市固定效应，为保持基准回归与工具变量回归设定的一致性，本文统一控制省份固定效应；而在个体面板回归中，本文将控制城市固定效应。

如前文所述, 本文使用城市层面 1999 年的高校扩招强度作为本科及以上劳动力占比 $H_{c,t}$ 的工具变量, 计算方法如下:

$$intensity_{c,1999} = \frac{student_{c,1999} - student_{c,1998}}{student_{c,1998} - student_{c,1997}} \quad (3)$$

城市 c 在 1999 年的高校扩招强度 $intensity_{c,1999}$ 等于该城市普通高等学校在校学生数 $student_c$ 当年的增加值除以上一年的增加值^①。扩招强度表示同一个城市在 1999 年扩招前后招生人数的比值。高校扩招的强度越大, 意味着 1999 年扩招人数相比前一年增加越多。学生毕业后更有可能选择留在当地工作, 进而提高当地的高技能劳动力占比。在实证分析中, 我们也构造了另一种形式的工具变量进行稳健性检验。

(二) 数据来源

本文使用的微观数据来自于 2002 - 2007 年国家统计局的中国城镇住户调查 (UHS), 样本覆盖 16 个省份, 在地理位置和经济发展水平等方面具有较好的代表性^②。我们将样本限定为男性 16 ~ 60 岁、女性 16 ~ 55 岁的非农就业雇员。

本文的关键自变量城市层面本科及以上劳动力占比也通过 UHS 数据计算得到。由于不同人口规模城市的样本量存在差异, 样本量较小的城市在计算本科及以上劳动力占比时可能会存在样本代表性问题。我们通过如下方法选取样本具有代表性的主要城市作为分析对象。

首先, 我们计算出 2002 - 2007 年间每个城市的平均样本量, 选出各省平均样本量最大的城市。其次, 在上述城市中选出平均样本量最小的城市, 以该城市的平均样本量作为临界值。最后, 将所有平均样本量大于临界值的城市纳入分析范围, 该方法确保每个省份至少有 1 个城市入选。经过上述步骤, 最终得到的样本包含了 24 个城市, 其中 13 个省会城市、3 个直辖市以及 8 个一般地级市^③。2002 - 2007 年最终样本量为 101195。

为了解决个体层面可能存在遗漏变量的问题, 我们还需构造个体面板数据进行分析。中国城镇住户调查每三年进行一次大样本调查, 选取的样本称为一相样本, 为下一步抽

① 由于缺乏地级市层面的招生数据, 我们使用普通高校在校学生人数两年之间的差值近似替代招生人数。

② 16 个省份分别是北京市、山西省、辽宁省、黑龙江省、上海市、江苏省、安徽省、江西省、山东省、河南省、湖北省、广东省、重庆市、四川省、云南省、甘肃省。

③ 这 24 个城市分别是北京、太原、沈阳、大连、哈尔滨、齐齐哈尔、上海、南京、无锡、徐州、常州、苏州、合肥、南昌、济南、青岛、郑州、洛阳、武汉、广州、重庆、成都、昆明和兰州。

样提供抽样框。而后从一相样本中按比例抽出一部分样本作为经常性调查户，开展记账工作，这些样本称为二相样本。二相样本要求每年轮换 1/2，从一相样本中抽选 1/2 的新调查户作为替代。两年之内，所有调查户要被轮换掉。根据上述规则，我们可以利用连续两年出现的样本来构建短期面板数据。具体而言，我们根据家庭和个人代码以及年龄、民族、性别、受教育状况等个人特征来进行匹配^①。最终得到的面板数据样本量为 32348。

本文使用的个人特征变量包括月平均工资的对数、受教育年限、工作经验（年龄减去受教育年限再减去 6）、工作经验的平方、性别（男性 = 1）、民族（少数民族 = 1）、婚姻状况（已婚 = 1），以上变量均由 UHS 数据构建。此外，我们还利用 UHS 数据构造了城市层面的控制变量平均房屋租金和失业率^②。最后计算就业增长率所需的就业人数和构造工具变量用到的高等学校在校学生人数，其他城市层面的控制变量人口数、地区生产总值等数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》。

表 1 中 A 部分是个体层面变量的均值和标准差。月平均工资对数的均值从 2002 年的 6.706 增长到 2007 年的 7.209。平均受教育年限从 2002 年的 12.205 年提高到 2007 年的 12.979 年。样本中男性的比例稳定在 55% 左右，已婚比例稳定在 85% 左右。B 部分是城市层面变量的均值和标准差。24 个城市本科及以上学历劳动力占比的均值从 2002 年的 8.10% 增长到 2007 年的 15.10%，提高了近 1 倍。各城市 1999 年扩招强度的均值为 4.048。

表 1 描述性统计

变量名称	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
A 部分：个体特征变量						
月平均工资(元)的对数	6.706 (0.687)	6.728 (0.810)	6.903 (0.751)	7.001 (0.777)	7.114 (0.762)	7.209 (0.731)
平均受教育年限(年)	12.205 (2.536)	12.323 (2.558)	12.454 (2.611)	12.657 (2.633)	12.832 (2.620)	12.979 (2.602)
工作经验(年)	23.125 (10.243)	22.839 (10.319)	22.924 (10.383)	22.649 (10.632)	22.791 (10.644)	22.425 (10.640)
性别(男性 = 1)	0.546 (0.498)	0.546 (0.498)	0.549 (0.498)	0.557 (0.497)	0.556 (0.497)	0.554 (0.497)

① 匹配方法主要参考 Chamon & Prasad (2010)、谢洁玉等 (2012) 的做法。例如，如果同一个人连续两年出现，那么他的年龄变化必须只有一岁，性别、民族、受教育水平等特征则保持不变。

② 失业率等于失业人数除以劳动力人数（失业人数 + 就业人数），失业人员指没有工作但是在寻找工作或者等待分配工作的人员（Feng et al., 2017）。

续表

变量名称	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
A 部分：个体特征变量						
民族(少数民族 = 1)	0.024 (0.153)	0.023 (0.149)	0.028 (0.164)	0.025 (0.157)	0.024 (0.154)	0.024 (0.153)
婚姻状况(已婚 = 1)	0.854 (0.353)	0.851 (0.356)	0.851 (0.357)	0.847 (0.360)	0.843 (0.363)	0.847 (0.360)
样本量	12749	14944	17278	17620	17890	20714
B 部分：城市特征变量						
城市就业增长率	-0.011 (0.050)	-0.012 (0.064)	0.038 (0.074)	0.020 (0.095)	0.034 (0.042)	0.009 (0.050)
本科及以上学历劳动力占比	0.081 (0.026)	0.094 (0.030)	0.101 (0.029)	0.126 (0.028)	0.140 (0.033)	0.151 (0.039)
1999 年扩招强度	4.048 (4.551)	4.048 (4.551)	4.048 (4.551)	4.048 (4.551)	4.048 (4.551)	4.048 (4.551)
失业率	0.091 (0.034)	0.100 (0.034)	0.097 (0.034)	0.096 (0.028)	0.084 (0.027)	0.071 (0.032)
城市人口(万人)的对数	5.754 (0.659)	5.772 (0.654)	5.799 (0.652)	5.821 (0.647)	5.843 (0.656)	5.857 (0.656)
平均房屋租金(元)	261.821 (169.409)	276.858 (170.988)	287.575 (187.274)	344.828 (313.005)	331.450 (234.989)	616.907 (394.300)
地区生产总值(万元)的对数	16.226 (0.719)	16.379 (0.726)	16.562 (0.724)	16.745 (0.742)	16.902 (0.741)	17.078 (0.742)
样本量	24	24	24	24	24	24

注：表中是各变量在不同年份的均值；括号内为标准差；城市特征变量中，本科及以上学历劳动力占比、平均房屋租金和失业率由城镇住户调查数据计算得到。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

四 基准结果分析

(一) 人力资本集聚对工资的影响

表 2 显示的是城市人力资本集聚对个体工资影响的回归结果，其中第 (1) 列至第 (3) 列为最小二乘 (OLS) 回归结果，第 (4) 列至第 (6) 列为两阶段最小二乘 (2SLS) 回归结果。第 (1) 列和第 (4) 列回归仅控制省份和年份固定效应，第 (2) 列和第 (5) 列回归进一步控制了一系列个人特征变量，第 (3) 列和第 (6) 列回归更进一步控制了城市层面的控制变量。无论是 OLS 还是 2SLS 回归的结果均显示，本科及以上学历劳动力占比的系数显著为正，表明人力资本正外部性的存在。

第 (3) 列 OLS 回归的结果显示，城市本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点，

月平均工资增加 0.773 个百分点。第 (6) 列 2SLS 回归估计的系数更大, 城市本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点, 月平均工资增加约 1.965 个百分点。表 1 的描述性统计显示, 2002 - 2007 年, 月平均工资对数的均值增加了 0.503, 本科及以上学历劳动力占比的均值提高了 7 个百分点。据工具变量估计结果推算, 人力资本集聚对工资的提升作用可以解释对数月平均工资增长的 27.35%。此外, 第 (4) 列至第 (6) 列 2SLS 一阶段回归结果显示, 高校扩招强度和城市本科及以上学历劳动力占比显著正相关, 表明 1999 年高校扩招强度越大的城市, 之后本科及以上学历劳动力占比越大。并且 2SLS 一阶段回归的 F 值都大于 10, 说明高校扩招强度较好地满足了工具变量相关性的要求。

表 2 人力资本集聚对工资的影响: OLS 与 2SLS 回归结果

因变量	月平均工资的对数					
	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
本科及以上学历劳动力占比	1.362 *** (0.313)	0.658 ** (0.318)	0.773 ** (0.363)	2.016 ** (0.860)	1.582 * (0.959)	1.965 ** (0.882)
个人特征变量						
平均受教育年限	—	0.109 *** (0.002)	0.109 *** (0.002)	—	0.109 *** (0.002)	0.109 *** (0.002)
工作经验	—	0.022 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	—	0.022 *** (0.001)	0.023 *** (0.001)
工作经验平方	—	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	—	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)
性别	—	0.289 *** (0.009)	0.290 *** (0.008)	—	0.289 *** (0.009)	0.289 *** (0.008)
少数民族	—	-0.048 *** (0.016)	-0.042 *** (0.016)	—	-0.050 *** (0.016)	-0.043 *** (0.016)
婚姻状况	—	0.181 *** (0.013)	0.183 *** (0.013)	—	0.179 *** (0.013)	0.181 *** (0.013)
城市特征变量						
城市人口的对数	—	—	-0.099 *** (0.028)	—	—	-0.124 *** (0.034)
平均房屋租金	—	—	0.000 (0.000)	—	—	0.000 (0.000)
地区生产总值的对数	—	—	0.155 *** (0.036)	—	—	0.162 *** (0.039)
失业率	—	—	0.217 (0.508)	—	—	0.457 (0.520)
				2SLS 一阶段回归		
扩招强度	—	—	—	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)

续表

因变量	月平均工资的对数					
	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
F 值	—	—	—	11.625	11.712	12.653
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	101195	101195	101195	101195	101195	101195
R2/Root MSE	0.140	0.301	0.303	0.721	0.650	0.649

注：括号内为城市 - 年份层面聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表 3 显示的是人力资本集聚对不同技能水平劳动力工资影响的回归结果。我们根据个人受教育水平将样本划分成高技能劳动力和低技能劳动力，高技能劳动力指本科及以上学历的劳动力，低技能劳动力指大专及以上学历的劳动力。人力资本集聚的作用机制之一是通过增强人与人之间的交流学习产生正外部性，而高技能劳动力相对低技能劳动力而言更依赖于信息的高效交流和知识外溢，预期受到人力资本集聚的影响更大。第 (1) 列和第 (2) 列为人力资本集聚对高技能劳动力工资影响的 OLS 和 2SLS 回归结果，本科及以上学历的劳动力占比的系数显著为正，并且 2SLS 回归的系数更大。第 (3) 列和第 (4) 列为人力资本集聚对低技能劳动力工资影响的 OLS 和 2SLS 回归结果，OLS 回归的系数不显著，2SLS 回归的系数仅在 10% 的水平上显著，并且该系数明显小于高技能劳动力的对应结果。由此，人力资本集聚产生的正外部性主要促使高技能劳动力从中获益，其可能的微观机制为知识外溢效应。

表 3 人力资本集聚对工资的影响：按劳动力技能分组的结果

因变量	月平均工资的对数			
	高技能劳动力		低技能劳动力	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
本科及以上学历占比	1.193 ** (0.459)	4.043 *** (1.192)	0.537 (0.365)	1.436 * (0.865)
	2SLS 一阶段回归			
扩招强度	—	0.002 *** (0.001)	—	0.002 *** (0.001)
F 值	—	14.937	—	12.314
个人特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是

续表

因变量	月平均工资的对数			
	高技能劳动力		低技能劳动力	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	14118	14118	87077	87077
R2/Root MSE	0.313	0.589	0.255	0.652

注：个人特征变量包括受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别、民族和婚姻状况；城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数和地区生产总值的对数；括号内为城市-年份层面聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

不同行业劳动力在信息交流程度上存在差异，人力资本集聚对不同行业劳动力工资的影响也可能不同。越依赖于沟通交流的行业，知识外溢效应越大，工人工资受到人力资本集聚的影响越大。参考 Glaeser & Lu (2018) 的做法，我们将行业分为三大类：工业及建筑业、高等服务业 (abstract services)、初等服务业 (manual services)。工业及建筑业包括采矿业、制造业、电力、燃气及水的生产和供应业以及建筑业；高等服务业包括信息传输、计算机服务和软件业、金融业、房地产业、租赁和商务服务业、科学研究、技术服务和地质勘查业、教育、卫生、社会保障和社会福利业、文化、体育和娱乐业、公共管理和社会组织与国际组织；初等服务业包括交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业、住宿和餐饮业、水利、环境和公共设施管理业与居民服务和其他服务业。

高等服务业相较于其他两个行业大类而言，其高技能劳动力占比更高，劳动力之间交流更为频繁，更依赖于知识外溢效应，我们预期人力资本集聚对该行业劳动力工资的影响更大。表 4 为分行业回归的结果，第 (1) 列至第 (3) 列 OLS 回归结果表明，人力资本集聚只对高等服务业的工资有显著正向影响，对其他两个行业工资的影响不显著。第 (4) 列至第 (6) 列 2SLS 回归与 OLS 回归的结论基本一致，初等服务业的回归系数仅在 10% 的水平上显著，但是高等服务业的回归系数在 1% 的水平上显著并且系数更大，说明更加依赖信息交流的行业享受到的正外部性更强。

文献中普遍采用的工具变量回归仅仅解决了城市层面遗漏变量所带来的内生性问题，我们还通过面板数据回归控制个体固定效应，以应对个体层面遗漏变量所带来的内生性问题。需要注意的是，控制个体固定效应后无法使用工具变量，因此两种方法需综合使用，互为验证 (Moretti, 2004)。

表 4 人力资本集聚对工资的影响：按行业分组的结果

因变量	月平均工资的对数					
	OLS			2SLS		
	(1) 工业及建筑业	(2) 高等服务业	(3) 初等服务业	(4) 工业及建筑业	(5) 高等服务业	(6) 初等服务业
本科及以上学历劳动力占比	0.218 (0.442)	0.927 ** (0.466)	0.431 (0.389)	-0.194 (0.991)	3.151 *** (0.912)	2.522 * (1.497)
扩招强度	—	—	—	2SLS 一阶段回归		
	—	—	—	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
F 值	—	—	—	16.025	13.714	8.520
个人特征变量	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	31886	35261	34048	31886	35261	34048
R2/Root MSE	0.255	0.312	0.283	0.634	0.616	0.658

注：个人特征变量包括受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别、民族和婚姻状况；城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数和地区生产总值的对数；括号内为城市 - 年份层面聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表 5 显示的是面板数据回归的结果。第 (1) 列为总体样本的回归结果，本科及以上学历劳动力占比的系数显著为正，表明在控制了个体层面的不可观测变量之后，人力资本集聚的正外部性依然存在。第 (2) 列和第 (3) 列分别为高低技能劳动力样本的回归结果，与之前的结论相同，人力资本集聚只对高技能劳动力的工资有显著的正向影响。总而言之，面板数据回归与工具变量回归的结论一致，某种程度上验证了回归结果的稳健性。

表 5 人力资本集聚对工资的影响：面板数据回归结果

因变量	月平均工资的对数		
	(1) 全样本	(2) 高技能劳动力	(3) 低技能劳动力
本科及以上学历劳动力占比	0.446 ** (0.207)	1.579 ** (0.644)	0.262 (0.217)
个人特征变量	是	是	是
城市特征变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是

续表

因变量	月平均工资的对数		
	(1) 全样本	(2) 高技能劳动力	(3) 低技能劳动力
样本量	32348	4188	28160
R2	0.918	0.895	0.913

注：个人特征变量包括受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别、民族和婚姻状况；城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数和地区生产总值的对数；括号内为个体层面聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

(二) 人力资本集聚对就业增长的影响

在这一部分我们考察人力资本集聚对城市就业增长的影响。表 6 报告了人力资本集聚对城市就业增长影响的 OLS 和 2SLS 的回归结果。第 (1) 列 OLS 回归结果显示，本科及以上学历劳动力占比的系数为正，但不显著。2SLS 回归结果显示，在考虑内生性后本科及以上学历劳动力占比的回归系数在 5% 的水平上显著为正，表明人力资本集聚对城市就业增长有显著正向影响。本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点，城市整体就业增长率将增加约 1.45%。2SLS 一阶段回归中扩招强度的回归系数显著为正，并且 F 值大于 10，符合工具变量相关性的要求。

接下来我们考察人力资本集聚对不同行业就业增长的影响。表 4 中工资的分行业回归结果显示，人力资本集聚对越依赖于沟通交流的行业产生的外部性影响越大，这些行业主要是人力资本密集的高等服务业。根据理论分析，当人力资本集聚对这些行业的工资产生正向影响时，也会增加这些行业的均衡就业。我们还是以高校扩招强度作为工具变量，分别估计本科及以上学历劳动力占比对 19 个行业就业增长的影响。图 3 显示的是 19 个行业本科及以上学历劳动力占比的 2SLS 回归系数及其 90% 水平的置信区间^①。

结果显示，人力资本集聚对公共管理和社会组织、房地产业、金融业、信息传输、计算机服务和软件业等高等服务业的就业增长有显著正向影响，而这些行业的高技能劳动力占比较高。此外，人力资本集聚对居民服务和其他服务业、住宿餐饮业、批发零售贸易业、建筑业等行业的就业增长也有显著影响。上述这些行业虽然低技能劳动力占比较高，但低技能劳动力可能与其他行业高技能劳动力之间存在互补性。根据理论分析，这种情况下人力资本集聚对这些行业的就业增长也会产生正向影响。

^① 考虑到国民经济行业分类标准在 2002 年之后进行了调整，2002 年部分行业分类无法与之后年份一一对应，因此只使用了 2003 - 2007 年的数据进行回归。

表 6 人力资本集聚对就业增长的影响：OLS 与 2SLS 回归

因变量	城市就业增长率	
	OLS	2SLS
	(1)	(2)
本科及以上学历劳动力占比	0.128 (0.213)	1.452 ** (0.696)
当年就业人数对数	-0.153 *** (0.047)	-0.170 *** (0.046)
	—	2SLS 一阶段回归
扩招强度	—	0.002 *** (0.001)
F 值	—	11.175
城市特征变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
样本量	144	144
R2/Root MSE	0.371	0.059

注：城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数和地区生产总值的对数；括号内为异方差稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

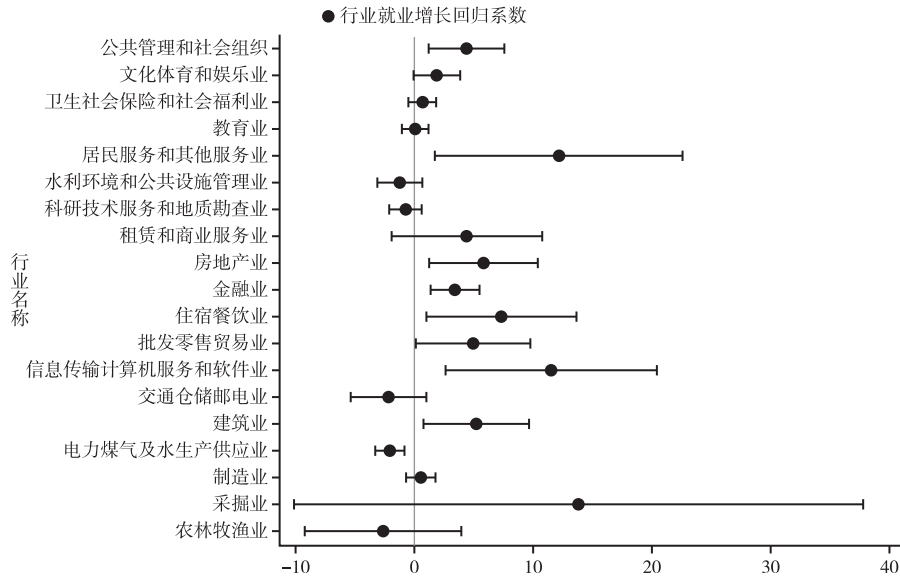


图 3 分行业就业增长 2SLS 回归系数

注：图中显示的是分行业就业增长回归中本科及以上学历劳动力占比的系数值及其 90% 的置信区间。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

五 稳健性检验

(一) 去除直辖市样本

在我们选择的 24 个主要城市中，包含北京、上海、重庆三个直辖市。相比于地级市，直辖市样本量更大，例如北京市平均每年的样本量为 3092 人。为了排除特大城市样本可能对估计结果产生的影响，我们在去除直辖市样本后，重新进行回归分析，结果见表 7。第 (1) 列是工资的 2SLS 总体回归结果，我们发现人力资本集聚对于工资的影响依然显著为正；第 (2) 列和第 (3) 列为分技能的回归结果，人力资本集聚对高技能劳动力工资的正向影响更大。第 (4) 列为城市就业增长的 2SLS 回归结果，人力资本集聚对就业增长率的影响依然显著为正。以上结果均说明在排除了直辖市样本的影响之后，本文的主要结论依然稳健。

表 7 人力资本集聚对工资和就业的影响：非直辖市样本

因变量	月平均工资的对数			城市就业增长率
	2SLS			
	(1) 全样本	(2) 高技能劳动力	(3) 低技能劳动力	(4) 全样本
本科及以上学历占比	2.319 *** (0.856)	4.441 *** (1.282)	1.768 ** (0.840)	1.422 ** (0.698)
当年就业人数对数	—	—	—	-0.140 *** (0.038)
	2SLS 一阶段回归			
扩招强度	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
F 值	12.081	12.092	11.984	11.173
城市特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	72462	9440	63022	126
Root MSE	0.629	0.568	0.632	0.052

注：个人特征变量包括受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别、民族和婚姻状况；城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数和地区生产总值的对数；括号内为城市-年份层面聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

(二) 增加控制变量

想要准确估计人力资本集聚所产生的外部性影响，最重要的是解决可能存在的遗

漏变量问题。在这一部分我们尝试加入更多城市层面的控制变量反映城市的经济结构特征，以尽可能地排除遗漏变量的影响。具体而言，我们将原本城市层面的地区生产总值的对数替换为人均地区生产总值的对数，另外新加入城镇人口消费率（城镇社会消费品零售总额/地区生产总值），二三产业地区生产总值之比以及进出口贸易总额的对数等变量^①。表 8 中第（1）列、第（2）列和第（3）列是工资的 2SLS 回归结果。在加入更多控制变量后，本科及以上学历劳动力占比的回归系数大小有所下降，但全样本的回归系数依然在 10% 的水平上显著为正，高技能劳动力样本的回归系数在 1% 的水平上显著为正。第（4）列是城市就业增长的 2SLS 回归结果，在增加控制变量之后，人力资本集聚对城市就业增长的影响依然显著为正。

表 8 人力资本集聚对工资和就业的影响：增加控制变量

因变量	月平均工资的对数			城市就业增长率
	2SLS			
	(1) 全样本	(2) 高技能劳动力	(3) 低技能劳动力	(4) 全样本
本科及以上学历占比	1.303 * (0.777)	3.737 *** (1.093)	0.686 (0.803)	1.642 ** (0.775)
当年就业人数对数	—	—	—	-0.148 ** (0.067)
	2SLS 一阶段回归			
扩招强度	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
F 值	16.344	19.575	15.692	12.821
个人特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	99850	13951	85899	141
Root MSE	0.647	0.586	0.650	0.062

注：个人特征变量包括个体受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别、少数民族和婚姻状况；城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数、人均地区生产总值的对数、城镇人口消费率、二三产业生产总值之比和进出口总额的对数；括号内为城市 - 年份层面的聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

① 人均地区生产总值、城镇社会消费品零售总额、二三产业地区生产总值等数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》；城市层面进出口贸易总额来源于各城市统计年鉴；太原市 2002 - 2004 年进出口总额数据缺失，但不影响整体回归结果。

(三) 其他工具变量

在基准回归中，为了保证工具变量的外生性，我们只使用了1999年的扩招数据来构建高校扩招强度。但可能存在的问题是，1999年的高校扩招强度与2003年的毕业生规模最为相关，与之后年份毕业生规模的相关性逐渐减弱。为了验证结果的稳健性，我们尝试使用其他工具变量。参考陈斌开和张川川（2016）的做法，我们使用城市在1999年的扩招强度和全国层面滞后4年的扩招规模的交互项作为工具变量：

$$(ExpansionIntensity)_{c,t} = Intensity_{c,t=1999} \times Enrollment_{t-4} \quad (4)$$

其中， $Intensity_{c,t=1999}$ 表示城市 c 在1999年的高校扩招强度， $Enrollment_{t-4}$ 则表示全国层面滞后四年的高校扩招总人数。在表9中我们给出了工具变量的稳健性检验结果^①。第(1)列至第(3)列是工资的2SLS回归结果。本科及以上学历劳动力占比的回归系数大小与之前的结果类似，人力资本集聚对工资有显著的正向影响，并且对于高技能劳动力的影响更大。第(4)列是城市就业增长的2SLS回归结果，人力资本集聚对城市就业增长的影响依然显著为正。此外，所有2SLS一阶段回归的扩招强度系数都显著为正，并且F值均大于10。

表9 人力资本集聚对工资和就业的影响：其他工具变量

因变量	月平均工资的对数			城市就业增长率
	2SLS			
	(1) 全样本	(2) 高技能劳动力	(3) 低技能劳动力	(4) 全样本
本科及以上学历劳动力占比	1.433* (0.868)	3.286*** (1.098)	0.954 (0.865)	1.399** (0.636)
当年就业人数对数	—	—	—	-0.170*** (0.046)
	2SLS 一阶段回归			
扩招强度	0.083*** (0.019)	0.069*** (0.014)	0.084*** (0.020)	0.094*** (0.023)
F值	18.183	22.975	17.638	16.178

① 由于工具变量构造中扩招强度以全国层面滞后四年的高校扩招人数作为权重，那么2002年样本对应的工具变量是1998年的扩招强度，但1998年并未实施扩招。根据陈斌开和张川川（2016），地方教育资源直接影响了城市扩招强度。假定短期内地区教育资源变化不大，即1999年的扩招强度很大程度上反映了1998年的地区招生比重。因此，我们在回归中保留了2002年的样本。我们也尝试将2002年样本删去之后进行回归，结果并无显著变化。

续表

因变量	月平均工资的对数			城市就业增长率
	2SLS			
	(1) 全样本	(2) 高技能劳动力	(3) 低技能劳动力	(4) 全样本
个人特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	101195	14118	87077	144
Root MSE	0.649	0.588	0.652	0.059

注：个人特征变量包括个体受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别、少数民族和婚姻状况；城市特征变量包括城市平均房屋租金、失业率、总人口的对数和地区生产总值的对数；括号内为城市-年份层面的聚类标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据中国城镇住户调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

六 结论

本文基于 2002 - 2007 年中国城镇住户调查微观数据和城市层面数据，以城市层面本科及以上学历劳动力占比衡量人力资本集聚程度，利用 1999 年高校扩招强度作为人力资本集聚的工具变量，实证检验了人力资本集聚对个体工资和城市就业增长的影响。研究发现如下：首先，人力资本集聚对个体工资有显著正向影响，本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点，月平均工资增加约 1.97%，高技能劳动力月平均工资增加约 4.04%。2002 - 2007 年，人力资本集聚对工资的提升作用可以解释对数月平均工资增长的 27.35%。分行业回归结果显示，人力资本集聚对高技能劳动力占比较高、依赖交流互动的高等服务业的工资影响最大。其次，人力资本集聚对城市就业增长也有显著正向影响，本科及以上学历劳动力占比每增加 1 个百分点，城市就业增长率增加约 1.45%；分行业回归结果显示，人力资本集聚对高等服务业和生活性服务业的就业增长影响更大。最后，我们通过改变样本、增加控制变量、使用其他工具变量等一系列稳健性检验方法验证了上述结论。

从学术意义上来看，本文为人力资本外部性理论在中国的适用性提供了实证证据。从现实意义上来看，本文的结论印证了人力资本集聚对中国城市经济发展具有重要影响，为中央与地方政府长期的教育投资提供了经验支持。随着城镇化进程的不断

加快，有人担心因为城市人口规模不断增大而导致资源环境承受能力不足等城市病问题的产生。根据本文的研究结果，我们认为人力资本集聚在让城市“变得更大”的同时也在让城市“变得更富”。对于政府而言，应该继续放宽对人口流动的限制，鼓励高技能人才的进一步集聚，利用人力资本集聚的正外部性，进一步促进劳动生产率和居民工资水平的提升。

参考文献：

- 陈斌开、张川川 (2016), 《人力资本和中国城市住房价格》, 《中国社会科学》第 5 期, 第 43 - 64 页。
- 陈钊、冯净冰 (2015), 《应该在哪里接受职业教育：来自教育回报空间差异的证据》, 《世界经济》第 8 期, 第 132 - 149 页。
- 李红阳、邵敏 (2017), 《城市规模、技能差异与劳动者工资收入》, 《管理世界》第 8 期, 第 36 - 51 页。
- 梁文泉、陆铭 (2015), 《城市人力资本的分化：探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》, 《经济社会体制比较》第 3 期, 第 185 - 197 页。
- 梁文泉、陆铭 (2016), 《后工业化时代的城市：城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据》, 《经济研究》第 12 期, 第 90 - 103 页。
- 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢 (2016), 《义务教育法与中国城镇教育回报率：基于断点回归设计》, 《经济研究》第 2 期, 第 154 - 167 页。
- 彭树宏 (2016), 《城市规模与工资溢价》, 《当代财经》第 3 期, 第 3 - 12 页。
- 屈小博 (2013), 《教育回报与劳动力市场的非正规性——来自中国城市劳动力市场的证据》, 《世界经济文汇》第 5 期, 第 53 - 69 页。
- 王建国、李实 (2015), 《大城市的农民工工资水平高吗?》, 《管理世界》第 1 期, 第 51 - 62 页。
- 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐 (2012), 《中国城市房价与居民消费》, 《金融研究》第 6 期, 第 13 - 27 页。
- 踪家峰、周亮 (2015), 《大城市支付了更高的工资吗?》, 《经济学 (季刊)》第 4 期, 第 1467 - 1496 页。
- Acemoglu, Daron (1996). A Microfoundation for Social Increasing Returns in Human Capital

- Accumulation. *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (3), 779 – 804.
- Autor, David, Lawrence Katz & Alan Krueger (1998). Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), 1169 – 1213.
- Autor, David, Lawrence Katz & Melissa Kearney (2008). Trends in U. S. Wage Inequality: Revising the Revisionists. *The Review of Economics and Statistics*, 90 (2), 300 – 323.
- Chamon, Marcos & Eswar Prasad (2010). Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 93 – 130.
- Fan, Wen, Yuanyuan Ma & Liming Wang (2015). Do We Need More Public Investment in Higher Education? Estimating the External Returns to Higher Education in China. *Asian Economic Papers*, 14 (3), 88 – 104.
- Feng, Shuaizhang, Yingyao Hu & Robert Moffitt (2017). Long Run Trends in Unemployment and Labor Force Participation in Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 45 (2), 304 – 324.
- Fleisher, Belton & Xiaojun Wang (2005). Returns to Schooling in China under Planning and Reform. *Journal of Comparative Economics*, 33 (2), 265 – 277.
- Glaeser, Edward & Ming Lu (2018). Human-Capital Externalities in China. *NBER Working Paper*, No. 24925.
- Iranzo, Susana & Giovanni Peri (2009). Schooling Externalities, Technology, and Productivity: Theory and Evidence from U. S. States. *The Review of Economics and Statistics*, 91 (2), 420 – 431.
- Katz, Lawrence & Kevin Murphy (1992). Changes in Relative Wages, 1963 – 1987: Supply and Demand Factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (1), 35 – 78.
- Li, Hongbin, Yueyuan Ma, Lingsheng Meng, Xue Qiao & Xinzheng Shi (2017). Skill Complementarities and Returns to Higher Education: Evidence from College Enrollment Expansion in China. *China Economic Review*, 46, 10 – 26.
- Liu, Zhiqiang (2007). The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities. *Journal of Urban Economics*, 61 (3), 542 – 564.
- Lucas, Robert (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3 – 42.
- Moretti, Enrico (2004). Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from

- Longitudinal and Repeated Cross-Sectional Data. *Journal of Econometrics*, 121 (1–2), 175–212.
- Rauch, James (1993). Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities. *Journal of Urban Economics*, 34 (3), 380–400.
- Rong, Zhao & Binzhen Wu (2014). Scientific Personnel Allocation and Firm Innovation: Evidence from China's Expansion of Higher Education. *SSRN Working Paper*, No. 2513724.
- Rosenthal, Stuart & William Strange (2008). The Attenuation of Human Capital Spillovers. *Journal of Urban Economics*, 64 (2), 373–389.
- Shapiro, Jesse (2006). Smart Cities: Quality of Life, Productivity, and the Growth Effects of Human Capital. *The Review of Economics and Statistics*, 88 (2), 324–335.
- Simon, Curtis (1998). Human Capital and Metropolitan Employment Growth. *Journal of Urban Economics*, 43 (2), 223–243.

The Effect of Human Capital Agglomeration on Urban Wage and Employment Growth: Evidence from China's Major Cities

Liu Shimeng, Wang Yifei & Lu Jingliang

(Institute for Economic and Social Research, Jinan University)

Abstract: Using the Urban Household Survey (UHS) data from 2002 to 2007 and choosing college enrollment expansion intensity as an instrument variable, this paper examines the impact of human capital agglomeration on wage and employment growth in China's major cities. The results show that human capital agglomeration has a significantly positive effect on individual wage. On average, one percentage point increase in the city-level share of college graduates raises monthly wage by 1.97 percent. This effect is particularly strong among the high-skilled labor and in the high-end service industries. Human capital agglomeration also benefits employment growth at the city level. One percentage point increase in the city-level share of college graduates raises city employment growth rate by 1.45 percent. This effect is also very significant in the high-end service industries.

Keywords: human capital agglomeration, human capital externality, college enrollment expansion

JEL Classification: R00, R23, J24

(责任编辑：封永刚)