

城市流动人口如何影响企业出口？^一

张明志 陈榕景

摘要：本文研究城市流动人口对企业出口的影响及其作用机制。理论上，本文不仅提出了城市流动人口通过降低工资水平来促进企业出口这一成本作用机制，分析了高人力资本流动人口通过提高企业生产率来促进企业出口这一人力资本作用机制，而且讨论了“人力资本作用机制之拥挤效应”与“人力资本作用机制之互补效应”存在的可能性。实证上，本文利用中国工业企业数据库和《中国城市建设统计年鉴》数据，实证检验了城市流动人口对企业出口的影响及其作用机制。基准实证研究结果表明，城市流动人口的流入显著促进了企业出口。对影响机制的实证检验结果显示：城市流动人口的流入降低了当地企业的生产成本，促进了企业出口，从而验证了成本机制的存在；较高人力资本水平的流动人口通过提高流入地的人力资本水平促进了企业出口，从而验证了人力资本机制的存在；进一步的实证检验结果表明，在城市流动人口影响企业出口的人力资本作用机制中，存在着“拥挤效应”和“互补效应”。

关键词：流动人口 企业出口 成本机制 人力资本机制

中图分类号：F741.2

JEL： F16, J11, R12

How do Floating Population Affect Firm's Exports?

ZHANG Mingzhi CHEN Rongjing

(Xiamen University, Xiamen, China)

Abstract: This paper studies the influence and its mechanism of urban floating population on firm's exports. Theoretically, we not only puts forward the "cost mechanism" that the urban floating population promotes firms' exports by reducing wages, analyzes the "human capital mechanism" that high human capital floating population promotes firms' exports by improving firms' productivity, but also discusses the possibility of the existence of "crowding effect" and "complementary effect". Empirically, we use Chinese Industrial Enterprises Database and China Urban Construction Yearbook to verify the impact and its mechanism of floating population on export. The empirical study of benchmark shows that the inflow of urban floating population significantly promotes firms' export. The empirical results of the impact mechanism show that the inflow of urban floating population reduces firms' production cost and promotes their export, thus verifying the existence of cost mechanism; the inflow of higher-level human capital floating population increases the level of human capital in local city and then promotes firms' export, thus verifying the existence of human capital mechanism. The further empirical test of human capital mechanism shows there exist the "crowding effect" and the "complementary effect" in the human capital mechanism.

Keywords : Floating Population ; Firm's Export ; Cost Mechanism ; Human Capital Mechanism

*张明志，厦门大学经济学院国际经济与贸易系，邮政编码：361005，电子邮箱：mzzhang@xmu.edu.cn；陈榕景，厦门大学经济学院国际经济与贸易系，邮政编码：361005，电子邮箱：crjxmu@126.com。本文受国家社会科学基金一般项目“人口结构变动与中国出口转型升级研究”（项目批准号：17BJY146）资助。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见，文责自负。

一、引言及文献综述

国家卫健委发布的《中国流动人口发展报告 2018》显示，2017 年中国流动人口规模达到了 2.44 亿人，相比于改革开放之初的 657 万人^①，在三十五年的时间里，流动人口规模增长了 36 倍。作为一种“输入性”的人口红利，流动人口以一种更快的方式改变着人口的地域结构并延续了中国部分地区特别是东部沿海城市的“人口红利”，从而维系了出口的持续增长。从已有的相关研究来看，现有文献关注的焦点在于流动人口的流入贡献了大量廉价的劳动力，降低了企业的生产成本，从而促进了企业出口。然而，无论是从本文观察到的特征事实来看还是基于现实的感受，我们发现流动人口中除了诸如“农民工”这一类提供低廉劳动力的群体之外，还存在“大学生”这一类受过高等教育的人群，这两类人群对出口的影响作用显然不可一概而论。本文基于 2005 年 1% 人口抽样调查数据的经验事实分析表明，城市流动人口的工资收入水平以及平均受教育年限均显著高于流入地户籍人口，这显然有悖于城市流动人口的流入仅仅通过降低生产成本来促进企业出口这一直观认识。那么，城市流动人口究竟是如何影响企业出口的呢？对于这一问题的回答，无疑具有十分重要的意义。

与本文研究相关度较高的文献可以分为两类：一类文献是研究人口红利对经济或者是对外贸的影响，这类文献认为一个国家或地区劳动年龄人口占总人口的比重较大，抚养比较低，经济发展所需要的劳动力供给充足，经济发展迅速，代表性的文献有蔡昉和王德文（1999）、Wang & Mason（2005）、尹银和周俊山（2012）等。具体到对外贸易上，不少文献都支持流动人口有利于出口这一结论，如盛丹等（2010）、杨继军（2010）、杨继军和马野青（2011）等。但这类文献往往将流动人口作为人口红利的来源之一来研究其对一个地区出口的促进作用，没有针对流动人口本身的特点来展开分析和研究，所涉及的影响机制也仅限于成本机制，并没有考虑到流动人口与流入地户籍人口之间可能存在的人力资本差异。简言之，已有文献在不同程度上忽略了本文所要强调的人力资本机制。另一类文献是关于移民对经济的影响。因为移民与流动人口在许多方面有相似之处，所以可以借鉴有关移民的研究成果来讨论流动人口对经济的影响。其中，与本文研究最为密切的是 Mitaritonna et al（2017），该文献研究了法国地区层面的移民对企业生产率、产出和出口等诸多绩效的影响。该文献认为移民与本地居民是两种不同的生产要素，并体现为二者的劳动生产率之不同。受该文献的启发，本文将流动人口与户籍人口之间视为两种不同的生产要素，差异的来源为二者之间的人力资本差异。类似的做法，在更早的文献中也已涉及到，如 Ottaviano & Peri（2007）。

在现有研究流动人口对经济影响的文献中，不少文献涉及到了流动人口或人口流动对工资影响的研究。虽然相关研究已有大量成果，但远未达成共识。直观上，流动人口的流入应该降低流入地的工资水平，但是无论从移民的相关文献还是针对我国流动人口的的经验研究都存在与之相悖的结论（Boustan et al, 2007; Ottaviano & Peri, 2007; 陈刚, 2016; 阎晓莹, 2018）。特别地，阎晓莹（2018）发现高端人才和实践型人才的迁入会刺激本地工资水平的上涨。就此而言，利用“成本机制”来解释流动人口对企业出口的影响作用无疑具有很大的局限性。因此，本文提出了流动人口影响企业出口的另一条作用机制即人力资本机制：高受教育年限流动人口的流入提高流入地的平均受教育水平，提升企业的生产率，从而促进企业出口。除此之外，本文进一步的研究还表明，在城市流动人口影响企业出口的人力资本作用机制中，存在着“拥挤效应”和“互补效应”。“拥挤效应”指的是，高受教育年限流动人口的流入有利于流入地的企业出口，但是，如果流入地户籍人口本身的受教育水平较高（即便

^① 第三次全国人口普查数据结果显示，1982 年的流动人口规模为 657 万人，参见段成荣等（2008）。

仍然低于流动人口受教育年限),那么流动人口对企业出口的促进作用会因此削弱。“互补效应”指的是,高受教育年限流动人口的流入有利于流入地的企业出口,但是,如果流入地户籍人口本身的受教育水平较低,那么流动人口对企业出口的促进作用会因此增强。

与既有的相关文献相比,本文的边际贡献有如下三点:其一,从研究视角上看,本文将流动人口视为一种“输入性”的人口红利,并以此为切入点来研究其对企业出口的影响,既丰富了人口红利理论及其与对外贸易的相关研究,也为国内学界有关人口与经济的研究提供了新的视角。其二,从研究内容上看,目前鲜有文献是研究城市流动人口影响企业出口的。本文对城市流动人口影响企业出口的两个作用机制即成本机制和人力资本机制进行理论分析和实证检验,特别是,补充了既有文献没有注意到的人力资本机制,既弥补了已有研究的一些缺失,也是对相关研究的一大拓展。其三,本文不仅重点关注了流动人口影响企业出口的作用机制,而且实证验证了人力资本作用机制中的“拥挤效应”和“互补效应”的存在,凸显了研究结论的现实意义与政策含义。

余文结构安排如下:第二部分是特征事实,第三部分是理论分析,第四部分是实证研究,第五部分是机制检验,最后是结论与政策含义。

二、特征事实

(一) 中国流动人口的主要流向与企业出口

国内已有不少文献涉及到流动人口主要流向的分析,如段成荣和杨舸(2009)、连蕾(2016)、段成荣等(2013)和杨晓军(2017)等。总体上看,中国流动人口主要流向长三角、珠三角和环渤海等沿海地区,整体分布呈现出“东高西低”的状态。表1列出了2006年和2007年中国东部地区与中西部地区吸收流动人口的情况,从表中可以看出,东部地区吸收了全国四分之三以上的流动人口,是流动人口进入的主要聚集地。表1同时呈现出2006和2007年吸收流动人口排名前10的城市流动人口状况。不难看出,流动人口主要流向“北上广”这些经济发达的城市,比如,2006年上海吸收流动人口占全国流动人口流入的11.46%,而东莞和广州分别占到9.37%和6.66%,北京则占到7.72%,吸收流动人口排名前10的城市吸收了当年全国超过50%的流动人口。

表1 2006年及2007年吸收流动人口流入排名前10的城市及其出口情况

2006年					2007年				
城市	流动人口(万人)	占比(%)	城市出口额(百万元)	出口排名	城市	流动人口(万人)	占比(%)	城市出口额(百万元)	出口排名
上海	620	11.46	15.71	2	上海	713	13.18	18.25	3
东莞	507	9.37	14.02	3	东莞	558	10.32	18.98	2
北京	418	7.72	2.14	26	北京	509	9.41	2.54	27
广州	360	6.66	7.86	6	广州	428	7.91	9.32	6
佛山	259	4.79	6.88	7	佛山	279	5.16	7.76	9
苏州	171	3.16	16.07	1	苏州	194	3.59	20.49	1
天津	153	2.82	2.93	21	中山	159	2.94	8.18	7
宁波	152	2.81	13.78	4	杭州	105	1.94	10.76	5
中山	143	2.34	6.79	8	泉州	105	1.94	7.28	12
南京	111	2.64	1.55	30	天津	103	1.90	3.76	21

合计	2894	53.77			合计	3153	58.29		
东部	4062	75.10			东部	4177	77.81		
中西部	1347	24.90			中西部	1191	22.19		

数据来源：《中国城市建设统计年鉴》，部分直辖市缺失的数据由《全国暂住人口统计资料汇编》补齐，出口数据来源于中国工业企业数据库。

从表 1 中 2006 和 2007 年吸收流动人口排名前 10 的城市出口情况来看，在流动人口规模大的城市，城市出口规模也比较大，直观上给人以城市流动人口的流入有利于企业出口的感觉。虽然流动人口的流入是否有利于城市的企业出口还需进一步验证，但是，正如表 1 所显示的，东部城市吸收的流动人口在全国的占比超过了 75%，显而易见的是，如果没有流动人口的流入，仅靠东部地区自身的人口增长，那么东部地区是不可能具有如此快速的出口增长和如此庞大的出口规模。

（二）城市流动人口与流入地户籍人口：年龄特征、工资水平和受教育水平

图 1、图 2 和图 3 是根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据所绘制出的城市流动人口与流入地户籍人口的年龄特征、平均工资水平和平均受教育年限，每一份图中又分成东部地区与中西部地区两份子图。需要说明的是，流动人口的判断依据是 2005 年全国 1% 人口抽样调查表中的户口登记地情况（r6）和调查时点居住地（r7），先是保留下调查时居住地在本次调查小区（r7=1）的样本，然后依据 r6 的填报情况识别出每一个体的户籍所在地（地级市），最后将户籍所在地与调查时所在地不一致的界定为“流动人口”，一致的界定为“户籍人口”。也就是说，本文以跨地级市流动作为判断流动人口的依据。下文各特征的统计口径均限定为劳动人口样本即年龄 16 周岁至 65 周岁的人口。每张图中的斜线为 45° 线，即落在 45° 线上的点表示的是城市流动人口与当地户籍人口在年龄特征、平均工资水平和平均受教育年限上具有相同的数值。除了劳动人口口径之外，本文还就全样本和具有“劳动收入”（即 r30 生活来源汇报为劳动收入）等情形分别进行了类似对比，相关结论并没有出现大的偏差。

由图 1 可见，城市流动人口的平均年龄普遍低于当地的户籍人口，换言之，城市流动人口的流入有助于延缓流入地的人口老龄化，这一点相对直观，并且对于东部地区而言表现得尤为明显。

图 2 给出的是城市流动人口与流入地户籍人口的平均工资对比状况。不难看出，大部分城市的流动人口平均收入高于当地户籍人口，包括“北上广”这些地区，这一点似乎有悖于我们的直观认识。长期以来，在普通人的印象中，流动人口往往是“进城务工人员”和“农民工”等群体的代名词，而企业之所以愿意雇佣这一群体，正是看中其劳动力的低廉，怎么会会出现流动人口的平均工资反而高于流入地户籍人口的情形呢？除此之外，如果就东部地区与中西部地区进行对比，我们发现东部地区流动人口平均工资与流入地户籍人口工资之间的差距比中西部地区要小一些，这又是为什么呢？

图 3 是城市流动人口与当地户籍人口平均受教育年限的散点图。由图 3 不难看出，对于相当一部分城市来说，流动人口的平均受教育年限要高于流入地户籍人口。由于个体的受教育年限大体反映其人力资本水平，这就说明了城市流动人口的平均工资之所以更高，很可能是因为城市流动人口较之于当地户籍人口而言具有更高的人力资本水平。这一点其实不难理解，由于流动人口背井离乡，其在流入地所要承担的成本，无论是物质的还是非物质的，都要高于其在户籍地的水平，因此，那些人力资本水平较高的流动人口更容易在流入地获得较高的收入，从而能够在流入地生存立足。

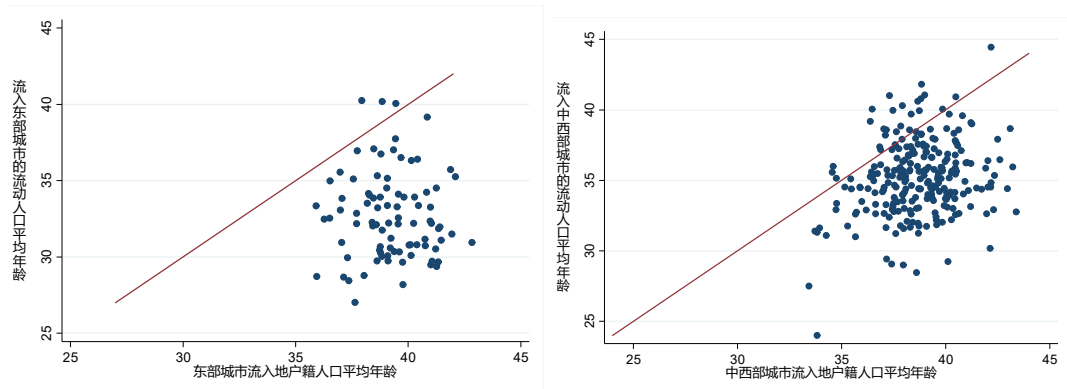


图1 东部与中西部城市流动人口与户籍人口年龄特征

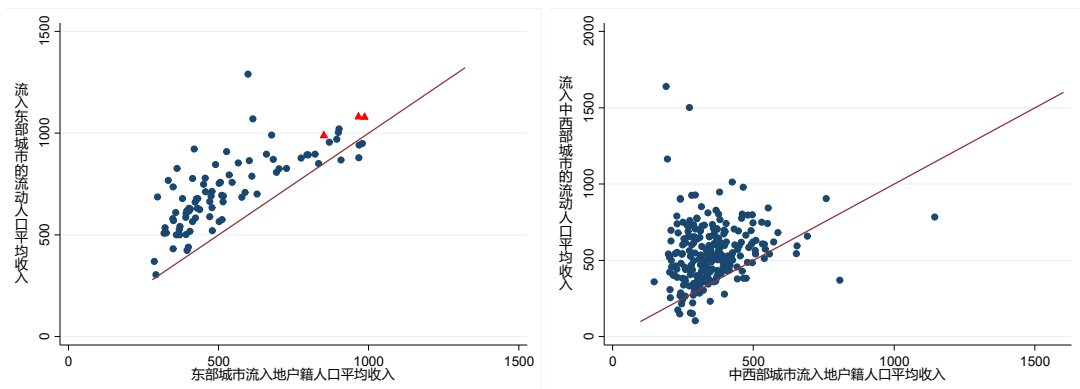


图2 东部与中西部城市流动人口与户籍人口平均收入（元/月）

注：因为深圳流动人口平均收入为1320.27，流入地户籍人口平均收入为2873.14，若画在图中则使得其余城市的点极度偏向一边，极不美观也不利于比较，所以深圳的点没有在图中绘出。三角形所代表的城市为（从左到右）：广州、上海、北京。

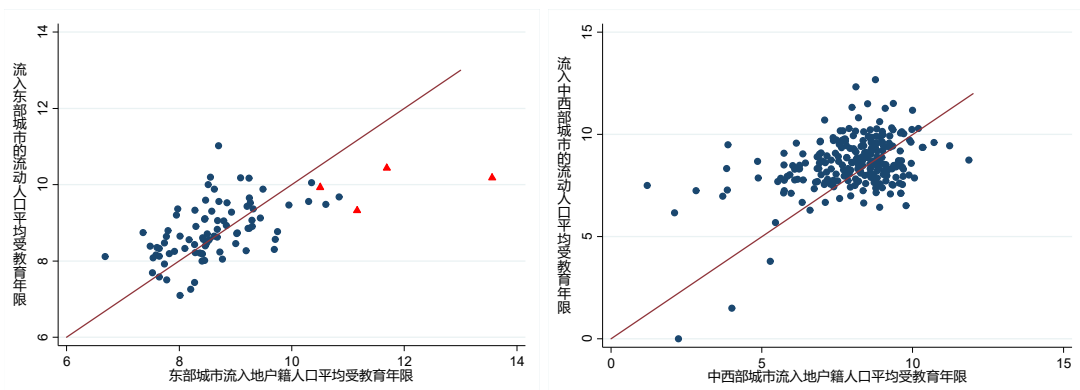


图3 东部与中西部城市流动人口与户籍人口平均受教育年限

注：三角形所代表的城市为（从左到右）：广州、上海、北京和深圳。

（三）特征事实的再讨论与文献佐证

上述特征事实中与直觉较为相悖的是流动人口的平均工资水平和平均受教育年限会高于流入地户籍人口。对此，本文通过改变相关指标的统计口径来增强特征事实的可信度。具体而言，通过区分全样本、15-60 周岁劳动人口样本以及分农村户口和城市户口多种口径进行了相关变量的再统计与特征事实的再刻画，发现结果相差不大。除此之外，附录 A 提供

了利用 2010 年人口普查数据和 2015 年人口抽样调查数据对流动人口平均受教育年限进行再刻画, 同样支持前述的特征事实描述。换言之, 流动人口平均受教育年限高于流入地户籍人口并非个别年份的特殊现象。另外, 从已有的相关研究中, 我们也获得了本文关于特征事实的一些佐证。比如, 段成荣等 (2008) 的分析表明, 自 1982 年至 2005 年流动人口的平均受教育年限 (年) 均高于全国平均受教育年限, 不仅如此, 流动人口平均受教育年限上升的速度更是快于全国平均水平。阮荣平等 (2011) 指出, 在 1995 至 2005 年期间, 人口流动总体上削弱了输出地的人力资本积累。由此不难推断, 平均而言, 那些流出去的人口都是流出地人力资本水平较高的人群, 这也从侧面反映了流动人口具有较高人力资本水平的特点。除此之外, 马小红等 (2014) 也指出, 无论是哪一类流动人口, 即使是“乡乡流动人口”, 其平均受教育年限也高于全国水平。

通常情况下, 人们会认为企业在雇佣员工时会对外来员工进行歧视, 压低他们的工资。然而, 章元和王昊 (2011) 基于 2005 年上海人口调查数据的分析却表明, 企业真正歧视的是“农村户口”, 对于“外地户口”, 不但没有降低劳动力价格, 反而显著提高了劳动力价格。给出的解释是, 在上海现行制度下, 它所吸引来和允许进入的外来员工一般都是属于本地“短缺”的员工, 或者说外来员工能力更高, 因此这些员工能够获得更高的工资水平。

也正是基于上述特征事实, 本文认为, 对于城市流动人口影响企业出口作用机制的分析, 不能局限于“人口红利”理论和一些经验研究所分析的成本机制, 应该同时考虑城市流动人口影响企业出口的另一作用机制, 即人力资本机制。

三、理论分析

成本和生产率是决定企业出口的两大影响因素, 其余因素或多或少都通过这两个因素影响企业的出口, 流动人口自然也不例外。庞大的流动人口规模使得流入地企业能够以更低的成本进行生产, 而高人力资本的流动人口有助于流入地企业提高生产率从而促进出口, 本文分别称之为“流动人口影响企业出口的成本作用机制”和“流动人口影响企业出口的人力资本机制”^①。

(一) 成本机制

一般来说, 产品价格越低, 需求越大。在相当一段时期里, 我国正是依靠相对低廉的产品价格从而扩大了出口规模。企业产品价格是生产成本的加成, 而劳动力成本是生产成本的重要组成部分。所以, 劳动力成本下降, 有利于企业降低生产成本, 进而降低产品价格, 从而扩大企业出口规模。关于成本机制的分析, 一方面, 可见之于最低工资的相关文献, 这类文献认为最低工资的上升对出口规模具有负向影响 (孙楚仁等, 2013), 另一方面, 也可见之于人口红利的相关文献 (盛丹等, 2010; 杨继军, 2010; 杨继军和马野青 2011)。据此, 本文提出命题 1:

命题 1: 流动人口的流入会增加流入地的劳动供给, 降低该地区企业的生产成本从而促进企业出口。本文称之为“流动人口影响企业出口的成本作用机制”。

(二) 人力资本机制

以 Melitz (2003) 为代表的新的贸易理论, 开创了从企业微观层面来研究生产率影响出口的先河。该理论认为, 企业生产率的提高, 不仅能够提高在位出口企业的出口规模, 而且还能使部分非出口企业克服出口所需承担的额外成本, 由非出口状态变为出口状态。无论是哪一方面的影响, 其最终结果都会导致企业出口规模的扩大。

^① 对于这两个作用机制, 附录 B 在 Melitz (2003) 的基础上构建了一个更为细致的模型对其进行分析。

关于人力资本对生产率促进作用的研究也十分成熟了,相关的研究最早可以追溯到内生增长理论,较高的人力资本水平能通过研发等渠道提高生产率。在实证方面亦有诸多文献从不同层面上实证验证了人力资本对生产率的正向促进作用。对于这一结论,本文在附录 B 中利用中国工业企业数据与《中国城市统计年鉴》提供的数据也进行了相应的验证。结合前面的论述,如果流动人口的人力资本更高,那么无疑会通过提高生产率水平促进企业出口。

当然,这里有一点令人置疑,即人力资本也可能通过提高生产率提高了工资,造成企业成本的上升。但是,即使如此,人力资本对企业出口依然是起到促进作用的。首先,在同一人力资本水平的劳动市场内,流动人口的流入增加了劳动供给,降低了这一市场的平均工资,因此,对于本文的研究而言,高人力资本流动人口的流入也只是“可能”提高工资;其次,劳动作为产出的派生需求,企业支付给工人的工资不会高于其边际产出,同时在产品市场是垄断竞争市场结构的前提条件下,企业可以通过调整定价来“抵消”工资上涨的影响,这两方面的因素保证了即使高人力资本导致了工资的上涨,其效应也不会抵消人力资本通过生产率对出口的促进作用。

除了生产率之外,人力资本还可以通过影响其他因素对出口产生作用。毛其淋(2019)发现人力资本扩张提高了我国加工贸易的出口技术复杂度;耿晔强和白力芳(2019)认为在 2000-2014 年间,人力资本结构高级化显著促进了中国制造业全球价值链地位的提升;彭伟辉(2019)利用 2011-2016 年我国制造业上市公司数据,检验了人力资本积累对企业短期价值链高度和长期价值链高度的影响;程锐和马莉莉(2019)利用 1970-2014 年 135 个国家面板数据验证了人力资本结构高级化对出口产品质量升级的影响。这些文献都为人力资本从其它渠道影响出口提供了经验依据。

在人力资本影响企业出口的诸多中介变量中,生产率是最具有代表性的影响因素,其对出口规模的影响研究也最为成熟。因此,本文提出命题 2:

命题 2: 高受教育水平流动人口的流入提高流入地的平均受教育年限,提升企业的生产率,从而促进企业的出口。本文称之为“流动人口影响企业出口的人力资本机制”。

值得一提的是,相比于依靠户籍人口自身的人力资本增长,依靠引入高人力资本流动人口能够在更短的时间内迅速地提高流入地的人力资本水平。本文根据 2005 年 1%人口抽样调查数据和 2010 年人口普查数据计算了每个城市 15 至 65 周岁户籍人口的平均受教育年限和对应的流动人口平均受教育年限,我们发现户籍人口平均受教育年限由 2005 年的 8.24 上升到 2010 年的 8.97,而流动人口则由 8.66 上升到 10.73。除此之外,2005 年总共有 212 个城市的流动人口平均受教育年限高于户籍人口(2005 年总共有 340 个城市),到了 2010 年这一数字达到 336 个(2010 年总共有 339 个城市),由此可见流动人口人力资本水平增长之快。

(三) 拥挤效应和互补效应

从直观上看,对于同一类技能人才而言,流入亟需他们的地区自然比流入其它地区对出口的促进作用更大,从而产生“互补效应”;反过来,对人才不加区分,盲目引入流入地不需要的人才,虽然也能对出口产生促进作用,但相对而言这种促进作用就要小得多,从而产生“拥挤效应”。这两个效应是一枚硬币的两面,哪种效应居于主导地位应视流动人口人力资本相对于流入地户籍人口的稀缺程度而定。拥挤效应和互补效应之所以会存在,是因为以下几个方面的原因:

第一,流动人口缺乏对流入地劳动供求情况的充分了解。从主观因素来说,收入水平是影响流动人口流动最直接的动因之一(Poncet, 2006; 童玉芬和王莹莹, 2015; 连蕾, 2016),甚至比就业对流动人口流入的影响还稳健(连蕾, 2016),因此,部分流动人口可能忽视了对就业情况的考察;从客观因素来说,信息的传播需要成本,流动人口了解流入地就业信息的渠道有限也增加了他们就业的难度。因此,虽然有大量的高学历流动人口流入,但是部分

流动人口却是处于失业状态或者从事的是低技能水平的劳动，形成人力资本“虚高”现象，使得流入某地的人力资本看似很高，但是并没有完全发挥作用。

第二，公共服务资源与服务水平的集中。研究表明，公共服务资源与服务水平对流动人口同样具有吸引作用（李拓和李斌，2015；杨晓军，2017），特别是医疗水平对流动人口的影响最为显著（张耀军和岑俏，2014；杨晓军，2017）。对于我国而言，一省的优质公共资源与服务都往往集中在省会等几个城市中，这也大大限制了流动人口的选择空间，导致了人才的“扎堆”。

第三，羊群效应的存在。Banerjee（1992）把羊群行为定义为根据此前他人的决策来决定自身决策的行为。在大学生就业中，也存在着这种羊群效应（杨贤华，2006；郝咏梅和李纯成，2013）。羊群效应使这些高学历流动人口并没进入最适合他们才能发挥的地区或者行业，加剧了人才的“扎堆”，降低了人力资本的促进作用，从而导致“拥挤效应”的出现。

第四，工种匹配程度的高低。不少学者认为，民工荒实际上可能是“技工荒”（韩长赋，2006），以及“工种荒”（黄江泉和钟莎，2018）。举例来说，假设流动人口是酿造白酒的工人，流入白酒工业聚集地和流入红酒工业聚集地都可以发挥他们人力资本的作用，但是可以预见前者工种匹配程度更高，因此其人力资本能发挥得更好，即产生互补效应。

第五，由于我国各级地方政府在不同程度上有照顾本地就业的偏向，更有甚者甚至要求外地劳动力必须领取务工证、临时居住证之后，才有资格进入该地劳动力市场（卢周来，1998；张智勇，2008），这就意味着在某种程度上，流动人口是在户籍人口供给不足的基础上才有机会在流入地获得就业，因此，如果流动人口和户籍人口具有相似的技能及水平，就会产生“拥挤效应”，反之则产生“互补效应”。

据此，本文提出命题3和命题4：

命题3：高受教育年限流动人口的流入有利于流入地企业出口，但是，如果流入地户籍人口本身受教育年限水平较高（仍然低于流动人口受教育年限），那么流动人口对企业出口的促进作用会因此削弱。本文把这种削弱效应称之为“人力资本作用机制之拥挤效应”。

命题4：高受教育年限流动人口的流入有利于流入地企业出口，但是，如果流入地户籍人口本身受教育年限水平较低，那么流动人口对企业出口的促进作用会因此增强。本文把这种增强效应称之为“人力资本作用机制之互补效应”。

四、实证研究

（一）数据及变量说明

本文的流动人口数据来源于《中国城市建设统计年鉴》，以其中的暂住人口来代理，该数据给出了历年各个城市居住的暂住人口数，个别直辖市缺失数据由《全国暂住人口统计资料汇编》补足。其余城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》，企业层面数据则来源于中国工业企业数据库。本文对中国工业企业数据库的处理，参考的是聂辉华等（2012）的做法，由于流动人口数据跨度为2006-2013，中国工业企业数据库时间跨度为1998-2007，因此二者匹配之后，最终得到40多万条数据，其中涉及251个城市（包括地级市和直辖市），时间跨度为2006至2007年。各变量的定义、测度及数据来源如表2所示。各变量的统计性描述如表3所示。

表2 变量定义、测度及数据来源

变量名	含义及测度	数据来源
lnExport	企业出口额对数	中国工业企业数据库

lnFloatingPop	城市吸收的流动人口对数	中国城市建设统计年鉴、全国暂住人口统计资料汇编
TFP	企业生产率，采用 ACF 方法测算	中国工业企业数据库
lnK	企业规模对数，企业规模以固定资产净值年平均余额衡量	中国工业企业数据库
lnKLR	企业投入结构，以企业劳动资本比对数来衡量	中国工业企业数据库
Financial	企业融资约束，参考阳佳余（2012）的界定	中国工业企业数据库
EduGap	流动人口与户籍人口之间人力资本的差异，用流动人口平均受教育年限减去户籍人口平均受教育年限代理	2005 年 1%人口抽样调查数据
lnGDP	城市市场规模，以城市 GDP 对数衡量	中国城市统计年鉴
lnRoad	城市基础设施，以城市道路面积对数衡量	中国城市统计年鉴
lnPhone	城市通信设施水平，以本地电话年末用户数对数衡量	中国城市统计年鉴
lnPopDen	城市人口密度，以单位土地人口数对数衡量	中国城市统计年鉴
Open	城市开放度，以该城市当年实际使用外资与 GDP 比值来衡量	中国城市统计年鉴

表 3 统计性描述

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
lnExport	2.540	4.313	0	14.47
lnFloatingPop	3.232	1.781	0	6.569
TFP	4.959	1.669	-2.706	12.25
lnK	8.269	1.507	3.526	13.49
lnKLR	3.662	1.265	-4.112	10.08
Financial	6.650	1.221	2.556	11
EduGap	-0.019	0.952	-3.115	3.910
lnGDP	15.80	0.914	12.24	17.81
lnRoad	6.914	1.119	4.078	9.598
lnPhone	4.770	0.797	1.756	6.510
lnPopDen	6.314	0.611	1.609	7.904
Open	0.0495	0.0514	0	0.476

（二）基准实证结果

1. 计量模型设定。基于前面特征事实和理论分析以及现有的文献，本文设定计量模型如下：

$$\ln Export_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln FloatingPop_{ct} + X\lambda + \theta_c + \theta_{jt} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中，lnFloatingPop 是本文的核心解释变量即城市流动人口对数，X 为控制变量，λ 为对应变量的系数向量，控制变量包括企业生产率（TFP）、企业规模（lnK）、企业要素投入结构（lnKLR）、企业融资约束（Financial）、城市生产总值（lnGDP）、城市交通基础设施（lnRoad）、城市通信基础设施（lnPhone）、城市人口密度（lnPopDen）、城市开放度（Open）， θ_c 表示城市固定效应， θ_{jt} 表示行业-年份固定效应。出于两方面的考虑，本文对城市层面控制变量进行了滞后 5 期处理：一方面，宏观变量对微观主体的影响存在滞后性；另一方面，安格里斯特和皮施克（2012）认为在核心变量之前就已经被决定的变量为较好的控制变量，而在核心变量决定之后才被决定的变量可能会受到核心变量的影响，从而导致估计得到的核心解释变量系数反映的不是核心解释变量与被解释变量之间的因果关系。而之所以选择滞后

5 期，是因为 2005-2010 年间流动人口离开户籍所在地的平均时间约为 4.5 年（段成荣等，2013），而囿于数据，我们没有对流动人口进行滞后处理，后文稳健性检验中讨论了对不同滞后期数的选择所带来的影响。

2. 城市流动人口对企业出口的影响。由于本文所研究的样本中存在着大量的非出口企业，因此选取 Tobit 模型作为基准的估计模型，方程（1）的回归结果如表 4 第（1）列所示， β_1 显著为正，说明城市流动人口显著促进了企业出口。为了保证基准估计结果的可靠性，针对解释变量滞后期不同可能带来的疑问，第（2）列将所有解释变量均换成当期值，第（3）列将所有解释变量均滞后一期，由于数据长度所限，因此第（3）列无法控制城市固定效应。

表 4 城市流动人口对企业出口影响的估计结果

Dep.Var: lnExport	(1)	(2)	(3)
	Tobit	所有解释变量均 为当期值	所有解释变量滞后一期
lnFloatingPop	0.1591*** (0.0386)	0.5427*** (0.0463)	0.5608*** (0.0055)
TFP	0.2818*** (0.0287)	0.2908*** (0.0287)	0.1611*** (0.0044)
lnK	4.0918*** (0.0265)	4.0901*** (0.0265)	4.2351*** (0.0029)
lnKLR	-3.8363*** (0.0336)	-3.8332*** (0.0336)	-3.9881*** (0.0060)
Financial	0.5640*** (0.0228)	0.5620*** (0.0228)	0.6008*** (0.0035)
lnGDP	5.4973*** (0.8167)	2.5921** (1.0832)	-1.1715*** (0.0015)
lnRoad	0.0984 (0.0662)	-0.6353*** (0.0829)	0.2640*** (0.0033)
lnPhone	7.3708*** (0.4034)	2.8281*** (0.2217)	0.2562*** (0.0046)
lnPopDen	-2.0118 (1.7372)	-30.3039*** (2.1703)	-0.0226*** (0.0040)
Open	5.9330*** (0.6736)	-2.5509*** (0.1201)	439.6803*** (2.9162)
City FE	Yes	Yes	No
Industry-Year FE	Yes	Yes	Yes
Firm FE	No	No	No
N	429130	432544	187044
pseudo R ²	0.101	0.102	0.096

注：括号内汇报的是聚类稳健标准误，聚类层面为企业，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

（三）内生性问题

毋庸置疑，流入地较高的经济发展水平是流动人口流入的重要原因之一，因此，学术界一直以来都有经济发展吸引人口聚集的观点。本文认为，这二者之间是一个相互促进的关系。

结合我国经济发展的历程，不难看出，在改革开放之初，东部沿海依靠优越的地理条件、良好的投资环境以及相对优惠的政策措施等率先实现经济腾飞，经济的快速增长吸引了中西部地区大量的流动人口流入。但是，自20世纪90年代以来，正是由于大量流动人口持续不断地流入，东部沿海地区才在一定程度上延续了其在劳动力上的比较优势，维系了经济的快速增长。这一点恰恰说明了在经济发展吸引人口流入的同时，大量的流动人口流入又反过来促进了流入地经济的快速增长。本文所要验证的，正是后面的这种促进作用。但无论如何，从实证上看，双向因果关系以及遗漏变量和测量误差等所引发的内生性问题是认真对待并予以处理的。

本文将采用工具变量法进一步提高本文实证研究结果的可信度。本文选取的工具变量为城市的年降雨量。采用工具变量法进一步考察内生性问题的影响。该工具变量的思路来源于Munshi（2003），国内文献采用类似做法的有叶文平等（2018）。附录C给出了有关该工具变量的合理性说明以及具体的构造方法。工具变量法两步法估计结果列于表5。表5第（1）列采用的是Tobit模型，第一步F统计量为62765.89，说明不存在弱工具变量问题。第（2）列采用的是固定效应模型，增加第（2）列的目的不仅在于可以进一步控制企业固定效应，而且Stata14中对该模型的估计会汇报Cragg-Donald Wald F statistic 和Kleibergen-Paap rk Wald F statistic，这两个统计量相比于第一阶段F统计量能更好地判断弱工具变量问题。这两个统计量分别为6857.164和4529.273，说明不存在弱工具变量问题。

根据表5的结果，lnFloatingPop的系数显著为正，与基准结果保持一致。除此之外，从系数大小来看，表5中lnFloatingPop的系数比基准结果来的大，说明内生性问题带来的结果是“负偏”的，对内生性问题的修正不仅不会减弱而且会加强本文的结论。除此之外，因为这一方法识别出的是依工具变量行动的个体对被解释变量的作用，也就是说是因为降雨情况变动而行动的流动人口对出口的作用，而不是“经济发展”等其他因素变动而行动的流动人口对出口的作用，因此所得到的相关关系可以认定为因果关系（安格里斯特和皮施克，2012）。因此，基于工具变量法的这一实证结果进一步验证了流动人口与出口之间的因果关系。

表5 基于工具变量法的估计结果

Dep.Var: lnExport	(1)	(2)
lnFloatingPop	1.7341*** (0.5582)	0.7799*** (0.0791)
其余控制变量	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
Industry-Year FE	Yes	Yes
Firm FE	No	Yes
N	429130	347730
Cragg-Donald Wald F statistic		6857.164
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		4529.273

注：第（1）列括号内汇报的是标准误，第（2）列括号内汇报的是聚类稳健标准误，聚类层面为企业，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

（四）进一步的稳健性检验

表6给出了其它形式的稳健性检验的估计结果。首先，本文实证研究所使用的统计软件为Stata14，当固定效应过多时，使用统计软件中进行Tobit回归估计时会报错，无法估计出系数及标准误，这也是本文在基准实证中没有控制企业固定效应的原因。作为补救措施，表

6 第 (1) 采用能够控制企业固定效应的 OLS 回归进行估计以减弱遗漏变量带来的影响。除此之外, Honore (1992) 针对时序长度为 2 的面板数据, 提出了一种用于含个体固定效应的 Tobit 模型的估计方法。我们利用这一方法作为稳健性检验。估计结果列于表 6 第 (2) 列。从第 (1) 列和第 (2) 列的结果来看, lnFloatingPop 的系数显著为正, 与基准结果保持一致。

其次, 除了内生性问题, 伪回归也可能颠覆本文的基准实证结论。为削弱这一可能的影响, 本文做了以下处理: 首先保留了 2005-2007 年这三年间连续存在的企业, 接着通过分别加入企业在 2005 年的出口和企业 2005 年的产出作为可能的共同因素来考察其稳健性, 结果分列于表 6 第 (3) (4) 列, 可以看出, 估计系数与表 4 第 (1) 列较为接近。

再次, 本文还利用不同样本考察了可能存在的“特异点”的影响, 一是剔除了直辖市, 二是剔除省会城市, 结果分别列于表 7 第 (1) (2) 列。除此之外, 我们还单独使用 2005 年的截面样本, 《中国城市建设统计年鉴》没有提供 2005 年的流动人口数据, 但是这年有全国 1% 人口抽样调查数据, 能够计算出流动人口与户籍人口的比例, 进而得到流动人口的估计值, 我们利用这一估计值作为流动人口的代理变量进行了估计, 结果列于表 7 第 (3) 列。不难看出, 这些结果中 lnFloatingPop 的估计系数均显著为正, 与基准保持一致。

最后, 我们还将核心解释变量替换为流动人口与户籍人口之间的比例 (FPR) 并进行稳健性检验, 结果列于表 7 第 (4) 列, 不难看出, FPR 的系数依然显著为正, 与基准保持一致。

此外, 考虑到本文实证数据时段只有 2006 和 2007 两年, 为了考察其在更长时间段内的效应, 我们利用 2006-2013 年海关数据进行了实证检验。由于缺少企业层面控制变量, 因此我们将海关数据汇总获得城市层面的出口数据并据此进行实证研究, 结果列于表 7 第 (5) 列, lnFloatingPop 的估计系数显著为正, 与基准保持一致。以上的稳健性检验均说明了基准估计结果是比较稳健的。

表 6 稳健性检验: 基于固定效应与伪回归问题的考察

Dep.Var: lnExport	(1)	(2)	(3)	(4)
lnFloatingPop	0.0210** (0.0093)	0.6542*** (0.0327)	0.1557*** (0.0296)	0.1714*** (0.0326)
lnExport2005			1.4475*** (0.0035)	
lnOutput				1.1204*** (0.0477)
其余控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	No	Yes	Yes
Industry-Year FE	Yes	No	Yes	Yes
Firm FE	Yes	No	No	No
N	347730	54925	293817	293817
adj. R ²	0.866			
pseudo R ²			0.278	0.097

注: Honore (1992) 利用差分“消去”个体固定效应, 然后基于差分后的样本进行估计, 因此第 (2) 列没有控制城市固定效应和行业固定效应。该方法要求企业在前后两期均存活, 并且舍弃了前后两期均不出口的企业, 差分又使得样本量减半, 因此第 (2) 列样本量比基准模型大量减少。Honore (1992) 没有提供该方法有关 F 统计量或 R² 等统计量的估计方法, 故而这部分统计量缺失。第 (2) 列括号内汇报的是标准误, 除了第 (1) 列外, 其余各列括号内汇报的是聚类稳健标准误, 聚类层面为企业, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

表7 稳健性检验：基于变更样本与变量测度的考察

Dep.Var: lnExport	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnFloatingPop	0.2288*** (0.0390)	0.2389*** (0.0443)			0.0383* (0.0229)
FPR			0.6014*** (0.0458)	1.4559*** (0.2514)	
其余控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Industry-Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	No
Year FE	No	No	No	No	Yes
Province FE	No	No	Yes	No	No
N	387447	325138	200175	429130	1764
adj. R ²					0.974
pseudo R ²	0.105	0.104	0.091	0.101	

注：第(3)列汇报的是异方差稳健标准误，除第(3)列外，括号内汇报的是聚类稳健标准误，第(1)(2)(4)列聚类层面为企业，第(5)列聚类层面为城市，* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

五、机制检验

(一) 成本机制与人力资本机制

现有文献中对于机制的检验常使用交互项和中介效应模型两种检验方法。验证时需要根据变量的性质以及研究的需要对这两种方法进行选择，一定条件下这两种方法是等价的(Baron & Kenny, 1986)。本文分别采取这两种方法进行检验。

1. 基于交互项形式的机制检验。采用交互项的形式对作用机制予的计量模型设定如下：

$$\ln Export_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln FloatingPop_{ct} * Z + X\lambda + \theta_c + \theta_{jt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中，Z为企业工资与企业所在城市最低工资二者之比(WageGap)或流动人口与户籍人口平均受教育年限的差额(EduGap)，X中除了基准模型中的控制变量之外，还包含了交互项中的单独项。

利用交互项进行机制检验的原理在于，在不同水平的调节变量下，同一机制的作用量不同，因此可以通过交互项系数的符号及显著性来判断影响机制是否存在。所以，要采用交互项形式来检验成本机制，需要找到一个变量，在该变量取值不同时，成本机制的作用量不同。我们采用的变量为企业工资与企业所在城市最低工资二者之比(WageGap)，虽然该变量与企业工资相关度很高，但是这两个变量所衡量的事物是不同的，该变量衡量了企业能够降低成本的空间。对于已经支付最低工资的企业而言，显然不可能在合法范围内进一步降低工资，因此理论上无论流动人口怎么流入，都不可能通过成本机制影响企业的出口。相反，WageGap越大的企业显然更能够降低成本，因此成本机制能够对这类企业发生作用。因此，如果成本机制成立，那么对于存在较大降低工资空间的企业而言，成本机制的作用量更大， β_1 为正。样本中存在职工工资低于最低工资的情形，虽然从法律上讲不合法，但是在实际情况中又确实存在。在进行成本机制验证时，我们将这部分样本予以剔除。

遵循类似的思路，我们采用EduGap与lnFloatingPop的交互项验证人力资本机制。如果人力资本机制成立，那么人力资本越高的流动人口对于企业出口的促进作用越强， β_1 为正。回归结果如表8所示，第(1)列是基于成本机制的验证结果，第(2)列是基于人力资本机制

的验证结果，两列的交互项系数均显著为正，由此命题1和命题2得以验证。

表 8 成本机制与人力资本机制的实证检验：基于交互项的估计结果

Dep. Var: lnExport	(1)	(2)	(3)	(4)
Z	WageGap	EduGap	WageGap	EduGap
lnFloatingPop*Z	0.0692*** (0.0076)	0.5091*** (0.0693)	0.1164*** (0.0141)	0.0644*** (0.0157)
lnFloatingPop	-0.4445*** (0.0851)	0.2611*** (0.0428)	0.3498*** (0.0668)	0.4666*** (0.0464)
Z	0.1119*** (0.0282)		-0.1472** (0.0711)	
其余控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	No	No
Industry-Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	No	No	Yes	Yes
N	325222	429130	96618	200175
pseudo R ²	0.104	0.101	0.087	0.092

注：第（1）（2）列括号内汇报的是聚类稳健标准误，聚类层面为企业，第（3）（4）列括号内汇报的是异方差稳健标准误。^{*} $p < 0.1$, ^{**} $p < 0.05$, ^{***} $p < 0.01$ 。

除此之外，由于EduGap只有2005年有准确数据，因此，在人力资本机制的验证中，我们是将其作为一种“类别指标”来看待。为了打消这种“类别指标”可能带来对机制检验的质疑，保证这部分实证的稳健，我们只采用2005年的截面数据进行实证检验，结果列于表8第（3）列和第（4）列，从这两列结果来看，交互项系数依然显著为正，说明前文结论还是比较稳健的。

2. 基于中介效应模型的机制检验。本文进一步采用中介效应模型进行机制检验。中介效应模型的检验思路是针对传导机制的每一环节逐一进行实证检验，也就是说我们需要检验一下两条机制的每一环节：“流动人口→成本→出口”和“流动人口→生产率→出口”。采用该模型进行机制检验需要有能够准确指代成本与生产率的中介变量。就人力资本机制而言，采用企业生产率作为中介变量是比较合适的，难点在于成本机制的验证。对于成本，我们很自然地会想到采用企业工资作为中介变量，但是工资和生产率之间存在着相互影响的关系，这导致我们验证工资对企业出口作用时，“工资”这一变量的系数衡量的很可能是成本与生产率二者对出口的共同影响，换言之，“工资”这一变量存在指代不明的问题。都阳和曲玥（2009）认为这种情形下应采用单位劳动力成本（ULC）作为成本的衡量，因此，我们采用了单位劳动力成本作为成本机制的中介变量。

除此之外，由前文的理论分析可知，高人力资本流动人口虽然通过促进企业生产率促进了出口，但是高人力资本工人的工资也高，因此，高人力资本同时又会通过成本机制来抑制出口。所以，无论我们采用什么变量代理“成本”，流动人口总是能够通过成本机制和人力资本机制同时影响企业出口。为了解决这一难题，我们在检验流动人口对中介变量的影响时加入了lnFloatingPop与EduGap的交互项。

中介效应模型要求验证前后两个传导路径的计量方程的控制变量相同，因此具体计量模型设定如下：

$$M_{it} = \eta_0 + \eta_1 \ln FloatingPop_{ct} * Z + \eta_2 \ln FloatingPop_{ct} + Control + \theta_c + \theta_{jt} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Export_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln FloatingPop_{ct} + \beta_2 M + Control + \theta_c + \theta_{jt} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，M表示中介变量（ULC或TFP），控制变量与基准模型相同。方程（3）用于验证流动人口是否对中介变量有影响，方程（4）用于验证中介变量是否对企业出口有影响。回归结果如表9所示。

表9第（1）列和第（2）列是针对成本机制的检验结果。为了缓解工资与流动人口之间的内生性问题，第（1）列采用了工具变量法估计，所用工具变量如前所述。从第（1）列来看，lnFloatingPop与EduGap交互项的系数显著为负，lnFloatingPop的系数显著为负，说明越高人力资本水平的流动人口，其对成本的抑制作用越强。取EduGap为0，此时流动人口对成本的影响可以视为“扣除了”人力资本因素以后的效应，该效应显著为负，说明流动人口的流入的确降低了成本，与“流动人口→成本”这一传导的理论预期相吻合；第（2）列中lnULC的系数显著为负，说明成本越高越不利于企业出口，与“成本→出口”这一传导的理论预期相吻合。结合表9第（1）列和第（2）列的结果可知，本文有关“成本机制”的命题得以验证。

表9第（3）列和第（4）列是针对人力资本机制的检验结果，从第（3）列来看，lnFloatingPop与EduGap交互项的系数显著为正，说明流动人口的人力资本水平越高，企业生产率也越高，符合“人力资本→生产率”这一传导过程的理论预期；第（4）列中TFP的系数显著为正，说明企业生产率越高越有利于企业出口，符合“生产率→出口”这一传导过程的理论预期。结合表9第（3）列和第（4）列的结果可知，本文有关“人力资本机制”的命题得以验证。

表 9 成本机制与人力资本机制的实证检验：基于中介效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var	lnULC	lnExport	TFP	lnExport
lnFloatingPop *EduGap	-1.9627*** (0.3087)		0.0270*** (0.0037)	
lnFloatingPop	-0.6909*** (0.0986)	0.0196** (0.0093)	-0.0135*** (0.0029)	0.0210** (0.0093)
lnULC		-0.0176** (0.0074)		
TFP				0.1084*** (0.0083)
其余控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry-Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	347730	347730	347730	347730
R ²		0.933	0.955	0.933

注：括号内汇报的是聚类稳健标准误，聚类层面为企业，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。第（1）列为工具变量估计结果，Kleibergen-Paap rk Wald F statistic为25.931，不存在弱工具变量问题。第（1）列R²为负，没有汇报在表中，F统计量为253.85。

（二）人力资本作用机制之拥挤效应与互补效应

由于中介效应模型本身就比交互项模型复杂，再加入一个调节效应不仅使得模型直观性大大下降、难以解释，而且在现有文献中我们也没有发现可供借鉴的做法。因此，在这一部分本文采用交互项的形式验证拥挤效应和互补效应。流动人口流入是产生拥挤效应还是互补效应关键在于流动人口人力资本水平与流入地户籍人口人力资本水平的差异。在机制检验部分我们已经证明了流动人口对企业出口的影响会随着 EduGap 的增大而增大，但是其增量会因 EduGap 的不同而不同，从而出现拥挤效应和互补效应。因此，要验证拥挤效应和互补效

应的存在，可以通过加入三重交互项 $\ln\text{FloatingPop} * \text{EduGap} * \text{EduGap}$ 来实现，计量模型设定如下：

$$\ln\text{Export}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln\text{FloatingPop}_{ct} * \text{EduGap}_c * \text{EduGap}_c + X\lambda + \theta_c + \theta_{jt} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中，X 除了基准模型中的控制变量外，还包含三重交互项的两两交互项、单独项以及二重交互项的单独项。回归结果如表 10 所示。

在表 10 中，第（1）列结果的重交互项的估计系数显著为正，说明高人力资本水平流动人口对企业出口的促进作用随着其与户籍人口人力资本水平差距的增大而增强，表现为互补效应；反之随着差距的减小而减弱，表现为拥挤效应。我们利用 2005 年 1% 人口抽样调查数据统计了全国中专及以上学历流动人口占总流动人口的比例，为 8.523%，全国中专及以上学历户籍人口占户籍人口的比例为 7.817%，这一数据说明流动人口中存在相当大数量的高学历人口，这一比例甚至高于户籍人口，说明产生这两种效应的现实条件是存在的。由于高学历人口可能对生活质量等其他方面存在需求，从而导致高学历人口向几个大城市聚集，因此，第（2）列排除了流动人口高学历占比高于 10% 的城市（其他比例的实证结论与此一致，表中未列出，备案）。除此之外，考虑到拥挤效应与互补效应针对的是高学历人口，用高学历人口占比或许更为合适。因此，我们也直接用流动人口中这一占比与户籍人口中这一占比的差值替换原来的 EduGap 进行了实证，结果列于表 10 第（3）列。这些结果均与第（1）列结果保持一致，保证了结论的稳健性，从而验证了命题 3 和命题 4。

最后，本文的实证结果只是验证了这两种效应的存在，至于哪种效应居于主导地位没能得到进一步的检验，这需要视不同地区具体的情况而定。一方面，当下大学内“万金油”式的就业教育以及专业技能教育培训的相对缺乏导致高学历之间替代性较强；另一方面，高学历人口流向的相对集中使得这种替代性在集中地进一步加剧。所以，虽然现实中高学历人口占比较低，但是依然会在不同地区产生不同的拥挤效应和互补效应。这一结论也反映出我国当前高等教育体制所存在的问题，特别是技能人才的相对匮乏与职业教育发展的相对落后。

表 10 人力资本作用机制之拥挤效应与互补效应：基于交互项的估计结果

Method: Tobit	(1)	(2)	(3)
Dep. Var	lnExport	lnExport	lnExport
$\ln\text{FloatingPop} * \text{EduGap} * \text{EduGap}$	0.4142*** (0.0846)	0.2807** (0.1170)	0.0150*** (0.0015)
$\ln\text{FloatingPop} * \text{EduGap}$	0.0153 (0.1006)	-0.2834*** (0.1050)	0.0580*** (0.0106)
$\ln\text{FloatingPop}$	-0.0526 (0.0688)	-0.3108*** (0.0709)	-0.2778*** (0.0950)
其余控制变量	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes
Industry-Year FE	Yes	Yes	Yes
N	429130	331346	429130
pseudo R ²	0.101	0.096	0.101

注：括号内汇报的是聚类稳健标准误，聚类层面为企业，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

六、结论与政策含义

本文从理论和实证两个层面研究了城市流动人口对企业出口的促进作用，提出并验证了

城市流动人口作用于企业出口的两个影响机制，即成本机制和人力资本机制。实证研究结果表明：城市流动人口的流入显著促进了企业出口；城市流动人口的流入降低了当地企业的生产成本，促进了企业出口；较高人力资本水平的流动人口通过提高流入地的人力资本水平从而促进了企业出口；在城市流动人口影响企业出口的人力资本机制中，存在着“拥挤效应”和“互补效应”。

基于上述研究结论，本文获得的政策含义如下：其一，本文验证了城市流动人口影响企业出口的成本机制和人力资本机制的存在，而户籍制度至今仍在一定程度上限制着流动人口的流动，因此，推进户籍制度改革，不仅是“公平”的要求，而且在“效率”上也具有重要意义。其二，对流动人口歧视，特别是一些地区在就业安排上对本地人的偏向在一定程度上阻碍了流动人口，因此对于政府而言，采取积极措施消除对外来人口的歧视将更有利于流动人口作用的发挥。其三，本文实证研究所验证的城市流动人口影响企业出口的“人力资本作用机制之拥挤效应”的存在，能够在一定程度上解释近些年来“大学生就业难”的现象。这在一定程度上也反映了我国当前高等教育体制所存在的问题，特别是技能人才的相对匮乏与职业教育发展的相对落后。其四，对于政府而言，既要积极发挥高端流动人口的带动作用，避免其“拥挤效应”的出现，也要充分挖掘低端流动人口的协同作用，激发其“互补效应”的涌现，从而尽可能地放大流动人口对包括企业出口在内的当地经济的促进作用。

参考文献：

- 安格里斯特 皮施克，2012：《基本无害的计量经济学：实证研究者指南》，格致出版社；上海人民出版社。
- 蔡昉 王德文，1999：《中国经济增长可持续性劳动贡献》，《经济研究》第6期。
- 陈刚，2016：《流动人口进入对本地劳动力市场的影响》，《经济学动态》第12期。
- 程锐 马莉莉，2019：《人力资本结构高级化与出口产品质量升级——基于跨国面板数据的实证分析》，《国际经贸探索》第4期。
- 段成荣 吕利丹 邹湘江，2013：《当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于2010年第六次全国人口普查数据的分析》，《人口研究》第2期。
- 段成荣 杨舸，2009：《我国流动人口的流入地分布变动趋势研究》，《人口研究》第6期。
- 段成荣 杨舸 张斐 卢雪和，2008：《改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势》，《人口研究》第6期。
- 都阳 曲玥，2009：《劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势——对2000-2007年中国制造业企业的经验研究》，《中国工业经济》第5期。
- 耿晔强 白力芳，2019：《人力资本结构高级化、研发强度与制造业全球价值链升级》，《世界经济研究》第8期。
- 郝咏梅 李纯成，2013：《高校大学生就业难的原因分析及对策研究》，《中国成人教育》第6期。
- 李拓 李斌，2015：《中国跨地区人口流动的影响因素——基于286个城市面板数据的空间计量检验》，《中国人口科学》第2期。
- 韩长赋，2006：《中国农民工发展趋势与展望》，《经济研究》第12期。
- 黄江泉 钟莎，2018：《城镇化进程中的“民工荒”：表征、预警、实质及破解》，《农业经济》第12期。
- 连蕾，2016：《我国人口迁移过程中的空间效应实证研究》，《人口与经济》第2期。
- 卢周来，1998：《当前我国劳动力市场中的歧视问题透视》，《经济体制改革》第3期。
- 马小红 段成荣 郭静，2014：《四类流动人口的比较研究》，《中国人口科学》第5期。
- 毛其淋，2019：《人力资本推动中国加工贸易升级了吗？》，《经济研究》第1期。

聂辉华 江艇 杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。

彭伟辉, 2019:《异质性创新人力资本对企业价值链的影响——基于我国制造业上市公司的实证检验》,《财经科学》第4期。

阮荣平 刘力 郑风田, 2011:《人口流动对输出地人力资本影响研究》,《中国人口科学》第1期。

盛丹 李坤望 王永进, 2010:《劳动力流动会影响我国地区出口比较优势——基于省区工业细分产业数据的实证研究》,《世界经济研究》第9期。

孙楚仁 田国强 章韬, 2013:《最低工资标准与中国企业的出口行为》,《经济研究》第2期。

童玉芬 王莹莹, 2015:《中国流动人口的选择:为何北上广如此受青睐?——基于个体成本收益分析》,《人口研究》第4期。

魏下海, (2009):《贸易开放、人力资本与中国全要素生产率——基于分位数回归方法的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第7期。

阎晓莹, 2018:《外来人口供给冲击对迁入地劳动力市场的影响——来自CHIP 1995—2013的证据》,《人口与经济》第2期。

杨继军, 2010:《中国外贸顺差的人口因素影响——基于动态GMM法的实证分析》,《财经科学》第9期。

杨继军 马野青, 2011:《中国的高储蓄率与外贸失衡:基于人口因素的视角》,《国际贸易问题》第12期。

阳佳余, 2012:《融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。

杨贤华, 2006:《大学生就业市场羊群效应研究》,《中国大学生就业》第14期。

杨晓军, 2017:《城市公共服务质量对人口流动的影响》,《中国人口科学》第2期。

叶文平 李新春 陈强元, 2018:《流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据》,《经济研究》第6期。

尹银 周俊山, 2012:《人口红利在中国经济增长中的作用——基于省级面板数据的研究》,《南开经济研究》第2期。

张耀军 岑俏, 2014:《中国人口空间流动格局与省际流动影响因素研究》,《人口研究》第5期。

章元 王昊, 2011:《城市劳动力市场上的户籍歧视与低于歧视:基于人口普查数据的研究》,《管理世界》第7期。

张智勇, 2008:《珠三角与长三角农民工供给短缺的差异性——基于户籍制度压制的分析》,《改革与战略》第12期。

Banerjee, A. V.(1992), "A Simple Model of Herd Behaviour", *The Quarterly Journal of Economics* 107(3): 797-817.

Baron, R. M. & D. A. Kenny(1986), "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6): 1173-1182.

Boustan, L. P. et al(2007), "The Effect of Internal Migration on Local Labor Markets: American Cities During the Great Depression", NBER Working Paper, 28(4): 719-746.

Honore, B. E.(1992), "Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects", *Econometrica* 60(3): 533-565.

Melitz, M. J.(2003), "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate

Industry Productivity”, *Econometrica* 71(6): 1695-1725.

Mitaritonna, C. et al(2017), “Immigrants and Firms’ Outcomes: Evidence from France”, *European Economic Review* 96: 62-82.

Munshi, K.(2003), “Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market”, *The Quarterly Journal of Economics* 118(2): 549-599.

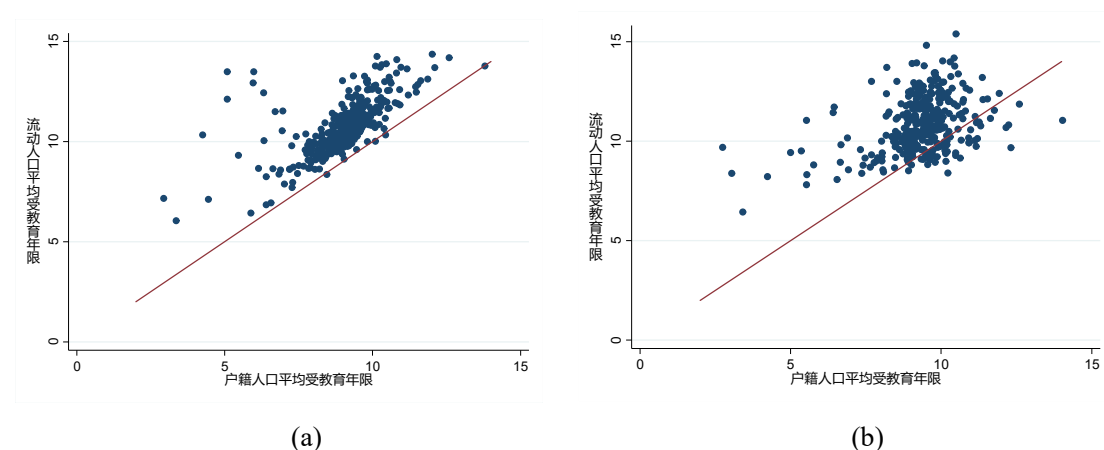
Ottaviano, G. I. P., & G. Peri(2007), “Rethinking the Effect of Immigration on Wages”, *Social Science Electronic Publishing* 10(1): 152–197.

Parrotta, P. et al(2014), “Labor Diversity and Firm Productivity”, *European Economic Review* 66(1): 144-179.

Poncet, S.(2006), “Provincial Migration Dynamics in China: Borders Cost and Economic Motivations”, *Regional Science and Urban Economics* 36(3): 385-398.

Wang, F. & A. Mason(2005), “Demographic Dividend and Prospects for Economic Development in China”, *UN Expert Meeting on Social and Economic Implications of Changing Population Structures, Mexico City*.

附录 A



附图 A 2010 年和 2015 年城市流动人口与户籍人口平均受教育年限

注：图 (a) 和 (b) 的统计口径均为 16-65 周岁有工作人口，图 (a) 为 2010 年数据，图 (b) 为 2015 年数据。数据来源：清华大学中国经济社会数据研究中心。

附录 B

本文在 Melitz (2003) 的基本分析框架内引入异质性的工人，并考察其受教育年限变动的的影响效应，据此提出若干待验证的命题。假设世界分为对称的两国（外国变量用上标*表示），本国又分为对称的两个地区，国家和地区之间的差异主要表现在人口规模方面，此外，地区之间人口可以流动，而国家之间人口不能流动。同时，假设个体对于“教育”的偏好不同，经济体中存在两种类型的个体，一种个体“擅长”接受教育，对于教育带来的“痛苦”忍受程度高，能接受更高的教育，另一种则相反。用变量下标 s 和 u 分别表示“擅长”和“不擅长”。进一步，个体具有“户籍”属性，用变量下标 o 和 h 分别表示个体为“流动人口”和“户籍人口”。因此，在同一地区，一共存在有四种受教育年限的个体： e_{so} , e_{sh} , e_{uo} , e_{uh} 。

(一) 消费者行为

消费者的效用函数为：

$$U_{tj} = \ln C_{tj} - d_t(e_{tj}) \quad (B1)$$

约束条件为：

$$P^{1-\sigma} C_{tj} = E_{tj}$$

其中, $t=s, u, j=o, h$, $C_{tj} = \left(\int x_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$, x_i 表示个体对产品 i 的消费, 产品 i 对应价格为 p_i , $\sigma > 1$ 表示替代弹性, E_{tj} 为个体的支出, 也可以表示个体收入 (因为二者相等)。 $d_t(e_{tj})$ 反映了接受教育带来的效用损失。

给定商品价格, 不难得出:

$$x_i = \frac{E_{tj}}{p} p_i^{-\sigma} \quad (B2)$$

加总个体对产品 i 的需求可分别得到本国和外国对产品 i 的总需求:

$$Q_i^D = \frac{Y}{p} p_i^{-\sigma} \quad (B3)$$

$$Q_i^{*D} = \frac{Y^*}{p^*} p_{ix}^{-\sigma} \quad (B4)$$

其中, p_{ix} 为以本币表示产品 i 在外国市场上的价格, Y 和 Y^* 分别表示本国和外国的总支出。

(二) 生产者行为

假设企业生产只使用劳动一种要素, 生产固定投入为 f , 如果企业出口, 那么需要额外负担 f_x 的固定投入以及冰山成本 $\tau (\tau > 1, \tau^{\sigma-1} f_x > f)$, 即企业在国外出售 1 单位产品需要在本国生产 τ 单位产品。假设企业使用的劳动是一种“复合”的劳动, 生产 q_i 单位产品 i 需要的劳动投入为:

$$L_i = \frac{q_i}{\varphi_i} + f \quad (B5)$$

其中, L_i 是CES加总的“复合”劳动, 借鉴Ottaviano & Peri (2007) 的设定:

$$L_i = \left(\sum_e L_{ie}^\beta \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad (B6)$$

L_{ie} 表示企业 i 使用的受教育年限为 e 的劳动量, 因为同一地区存在四种类型的个体, 可以用更为直观的方式来表示这一“复合”劳动, 即:

$$L_i = \left(L_{iso}^\beta + L_{ish}^\beta + L_{iuo}^\beta + L_{iuh}^\beta \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad (B7)$$

假设企业的生产率水平为:

$$\varphi_i = \vartheta_i (\lambda_c(\cdot))^\zeta \quad (B8)$$

ϑ_i 是从一个事前随机分布中“抽出”的一个值, 反映的是Melitz (2003) 中对生产率的假设。 ϑ_i 分布函数为 $F(\vartheta) = 1 - \left(\frac{\vartheta}{x_{min}} \right)^{-\eta}$, 其中 $\eta > \sigma - 1$, 所以, φ_i 服从分布 $G(\varphi) = 1 -$

$\left(\frac{\varphi}{\lambda_c x_{min}} \right)^{-\eta}$ 。 $\lambda_c(\cdot)$ 是企业所在地区 c 的人力资本水平, $\zeta > 0$ 。这一设定反映了相同条件下, 地区人力资本水平越高, 区域内企业生产率越高。关于人力资本对生产率的正向促进作用, 这一结论已经在多个层面上获得了经验证据的支持。从个体层面上看, 个人受教育水平决定了其掌握的技能, 技能工人和非技能工人在劳动生产率方面有显著的差异, 而且技能越高的个体可以获得越高的技能溢价。因此, 可以通过观察个体受教育年限与个体工资之间的关系来判断人力资本与生产率之间的关系, 基于Mincer方程的大量研究为此提供了经验证据。为进一步检验“人力资本对生产率的正向促进作用”这一设定的合理性, 本文利用1998-2007

年中国工业企业数据库与《中国城市统计年鉴》提供的数据进行了实证检验，结果列于附表B1，表中人力资本系数显著为正，说明地区人力资本显著促进了企业生产率。

附表 B1 企业生产率对地区人力资本回归

	(1)
固定效应模型	TFP
lnHC	0.0116*** (0.0034)
Firm FE	Yes
City FE	Yes
Year FE	Yes
N	1394868
R ²	0.872
adj. R ²	0.834
F	11.5801

注：人力资本的测度参考孙楚仁等（2013），括号内汇报的是聚类稳健标准误，聚类层面为企业。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

地区的人力资本可表示为该地区个体的人力资本的加总，即：

$$\lambda_c = A_c \left(\int_{e \in S} n_{ce} e^{\alpha} de \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (0 < \alpha < 1) \quad (\text{B9})$$

其中， e 表示受教育年限， n_{ce} 是地区 c 受教育年限为 e 的人口占比， $n_{ce} = \frac{N_{ce}}{N_c}$ ， N_{ce} 为地区

受教育年限为 e 的人口数， $N_c = \int_{e \in S} N_{ce} de$ ， S 表示所有可能的受教育年限的集合， n_{ce} 捕捉了地区受教育年限的构成对人力资本的影响， A_c 衡量了城市其他因素对人力资本的影响，本文将其视为常数。从已有研究来看，不少文献认为劳动者的多样性（diversity）对企业的生产率会产生影响（Parrotta et al, 2014），这里所说的多样性包括了劳动者的种族、受教育年限以及年龄。除此之外，魏下海（2009）等的研究表明，人力资本水平对于生产率的作用呈现边际报酬递减的性质，因此本文在加总个体受教育年限时采用了CES函数的形式。

（三）均衡求解

记支付给某一地区中每一类型个体劳动的工资为 w_{cso} 、 w_{csh} 、 w_{cuo} 和 w_{cuh} 。由人力资本相关理论可知， $w_{cso} > w_{cuo}$ ， $w_{csh} > w_{cuh}$ 。每一类型个体占该地区总人口的比重为 n_{cso} 、 n_{csh} 、 n_{cuo} 和 n_{cuh} ，通过求解成本最小化问题，可以得到与复合劳动对应的复合的工资为：

$$w_c = \left(w_{cso}^{-\frac{\beta}{1-\beta}} + w_{csh}^{-\frac{\beta}{1-\beta}} + w_{cuo}^{-\frac{\beta}{1-\beta}} + w_{cuh}^{-\frac{\beta}{1-\beta}} \right)^{-\frac{1-\beta}{\beta}} \quad (\text{B10})$$

平均工资 $\bar{w}_c = B_c w_c$ ，其中

$$B_c = \left((n_{cso} l_{cso})^{\beta} + (n_{csh} l_{csh})^{\beta} + (n_{cuo} l_{cuo})^{\beta} + (n_{cuh} l_{cuh})^{\beta} \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad (\text{B11})$$

所以，可以用 w_c 的变动来讨论地区平均工资的变动。

求解利润最大化问题，可得企业在国内市场定价为：

$$p_i = \frac{w_c \sigma}{\varphi_i (\sigma - 1)} \quad (\varphi_i > \varphi_d) \quad (\text{B12})$$

如果企业出口，那么产品在外国市场的定价为：

$$p_{ix} = \frac{\tau w_c \sigma}{\varphi_i(\sigma-1)} \quad (\varphi_i > \varphi_x) \quad (\text{B13})$$

其中， φ_d 和 φ_x 分别表示企业生存生产率临界值和企业出口生产率临界值。对应的产出和出口分别为：

$$q_i = \left(\frac{w_c \sigma}{\varphi_i(\sigma-1)} \right)^{-\sigma} \frac{Y}{P} \quad (\varphi_i > \varphi_d) \quad (\text{B14})$$

$$q_{ix} = \left(\frac{\tau w_c \sigma}{\varphi_i(\sigma-1)} \right)^{-\sigma} \frac{Y^*}{P^*} \quad (\varphi_i > \varphi_x) \quad (\text{B15})$$

(四) 成本机制分析

我们先分析由流动人口的“量”影响企业出口的作用机制——成本机制。这一机制也可以看做是流动人口与户籍人口人力资本水平一样时流动人口对企业出口的作用。为了便于分析，我们假设流动人口具有和户籍人口一样的人力资本水平，这样流动人口对出口的作用就完全表现为通过成本影响出口，其效应量相当于扣除了生产率方面的收益。

记地区c的企业数、出口企业数和新进企业数分别为 M_c 、 M_x 和 M_e 。地区c对于“复合”劳动的总需求为：

$$\int_{i \in F} \left(\left(\frac{q_i}{\varphi_i} + f \right) I(\varphi_i > \varphi_d) + \left(\frac{\tau q_i^*}{\varphi_i} + f_x \right) I(\varphi_i > \varphi_x) \right) di + M_e f_e$$

其中， f_e 为企业进入市场前用于支付沉没成本的投入，将式(B8)(B14)(B15)代入，化简得：

$$\left(\frac{\sigma}{(\sigma-1)} \right)^{-\sigma} \left(M_c \vartheta_d^{\sigma-1} \frac{Y}{P} + M_x \vartheta_x^{\sigma-1} \tau^{1-\sigma} \frac{Y^*}{P^*} \right) \lambda_c^{\zeta(\sigma-1)} w_c^{-\sigma} + M_c f + M_x f_x + M_e f_e$$

地区c“复合”劳动的总供给为 $B_c N_c$ 。劳动市场出清要求劳动供求相等，即：

$$\left(\frac{\sigma}{(\sigma-1)} \right)^{-\sigma} \left(M_c \vartheta_d^{\sigma-1} \frac{Y}{P} + M_x \vartheta_x^{\sigma-1} \tau^{1-\sigma} \frac{Y^*}{P^*} \right) \lambda_c^{\zeta(\sigma-1)} w_c^{-\sigma} + M_c f + M_x f_x + M_e f_e = B_c N_c \quad (16)$$

由式(B16)可见，在短期，由于企业数固定，因此人口规模 N_c 的上升将导致等式右边变大，等式左边能够在短期内变化的只有 w_c ，为使得等式成立，工资 w_c 只能下降。由企业出口表达式(B15)可知， w_c 的下降将导致企业出口的上升。据此，本文得到命题1：

命题1：流动人口的流入会增加流入地的劳动供给，降低该地区企业的生产成本从而促进企业出口。本文称之为“流动人口影响企业出口的成本作用机制”。

(五) 人力资本机制分析

接下来我们分析由流动人口的“质”影响企业出口的作用机制——人力资本机制。

当企业生产率与地区人力资本水平正相关的时候，如果流动人口的流入使得 λ_c 提高，那么企业的出口就会相应增加。这一结论似乎可以由假设条件直接观察出来，但其中蕴含的内在逻辑关系值得仔细推敲。

基于式(B15)，企业的出口对 λ_c 求导，得：

$$\frac{\partial q_{ix}}{\partial \lambda_c} = \frac{\partial q_{ix}}{\partial \varphi_i} \frac{\partial \varphi_i}{\partial \lambda_c} + \frac{\partial q_{ix}}{\partial w_c} \frac{\partial w_c}{\partial \lambda_c} = \sigma \zeta \left(\frac{\tau w_c \sigma}{(\sigma-1)} \right)^{-\sigma} \frac{Y^*}{P^*} \vartheta_i^\sigma \lambda_c^{\zeta\sigma-1} - \left(\frac{\tau \sigma}{\varphi_i(\sigma-1)} \right)^{-\sigma} \frac{Y^*}{P^*} w_c^{-\sigma-1} \frac{\partial w_c}{\partial \lambda_c} \quad (\text{B17})$$

基于式(B17)，不难发现，上述直观逻辑只是反映了 $\frac{\partial q_{ix}}{\partial \varphi_i} \frac{\partial \varphi_i}{\partial \lambda_c}$ 这一部分的影响，忽略了地

区人力资本水平变动对地区工资水平的影响进而影响企业出口的部分，即 $\frac{\partial q_{ix}}{\partial w_c} \frac{\partial w_c}{\partial \lambda_c}$ 。如果地区

人力资本水平的上升同时导致了该地区工资水平的上升，那么地区人力资本水平的上升是否仍然会促进企业出口就不再那么直观了。

为了考察地区人力资本对于企业出口的影响作用，将式（B16）两端对 λ_c 求导可得：

$$\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{-\sigma} \left(M_c \vartheta_d^{\sigma-1} \frac{Y}{P} + M_x \vartheta_x^{\sigma-1} \tau^{1-\sigma} \frac{Y^*}{P^*}\right) \lambda_c^{\zeta(\sigma-1)} w_c^{-\sigma} \left(\zeta(\sigma-1) \lambda_c^{-1} - \sigma w_c^{-1} \frac{\partial w_c}{\partial \lambda_c}\right) = N_c \frac{\partial B_c}{\partial \lambda_c}$$

整理得：

$$\frac{\partial w_c}{\partial \lambda_c} = \frac{\zeta(\sigma-1)}{\sigma} \lambda_c^{-1} w_c - N_c \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{\sigma} \left(M_c \vartheta_d^{\sigma-1} \frac{Y}{P} + M_x \vartheta_x^{\sigma-1} \tau^{1-\sigma} \frac{Y^*}{P^*}\right)^{-1} \lambda_c^{-\zeta(\sigma-1)} w_c^{\sigma} \frac{\partial B_c}{\partial \lambda_c} \quad (\text{B18})$$

为简化分析，假设流入的都是 e_{so} 类型即具有较高的受教育年限的人口，由式（B9）求导可得 $\frac{\partial \lambda_c}{\partial n_{cso}} > 0$ ^①。同理，由式（B11）求导可得 $\frac{\partial B_c}{\partial n_{cso}} > 0$ ，因此 $\frac{\partial B_c}{\partial \lambda_c} > 0$ 。所以，有 $\frac{\partial w_c}{\partial \lambda_c} < \frac{\zeta(\sigma-1)}{\sigma} \lambda_c^{-1} w_c$ 成立，将其代入式（B18），得：

$$\frac{\partial q_{ix}}{\partial \lambda_c} > \zeta \vartheta_i^{\sigma} \lambda_c^{\zeta\sigma-1} \left(\frac{\tau w_c \sigma}{\sigma-1}\right)^{-\sigma} \frac{Y^*}{P^*} \left(\sigma - 1 + \frac{1}{\sigma}\right) > 0$$

所以，尽管高受教育年限流动人口的流入有可能提高地区c的工资水平，但其高人力资本水平对于出口仍然是促进的作用。值得说明的是，高受教育年限流动人口的流入对地区c工资水平的作用是“可能”提高，因为高受教育年限流动人口流入的同时，不可避免地会改变流入地各类型人口的占比以及提高流入地的人口规模 N_c ，这一点和户籍人口人力资本提升从而导致当地人力资本水平提升是不一样的。高受教育年限流动人口流入导致各类型人口的占比改变会带来 B_c 的上升， B_c 的上升以及 N_c 的上升都会使得流入地的“合成”劳动供给的增加，前者对于企业出口的作用对应于式（B17）第一个等号后面的第二项，后者对企业出口的影响作用对应于成本机制所分析的内容。进一步，当我们讨论高受教育年限流动人口对流入地工资的影响时，必须考虑三个方面的内容：一是高受教育年限流动人口流入导致流入地人力资本水平提升从而提升企业生产率并同时提升工资水平；二是高受教育年限流动人口流入导致流入地人力资本水平提升从而使“合成”劳动供给增加而导致工资水平的下降；三是高受教育年限流动人口流入导致流入地人口规模上升而带来“合成”劳动供给的增加从而降低工资水平。综合三个方面的内容来看，高受教育年限流动人口对流入地工资的影响实际上是不确定的，所以我们说“高受教育年限流动人口的流入对地区c工资水平的作用是‘可能’提高”。但是，如果我们讨论的是这三个方面进一步对于企业出口所产生的影响作用时，其最终效应是确定的。第一和第二部分的内容恰好对应的是式（B17）第一个等号后面的两项，而我们已经证明了无论第二部分对于工资的影响是正是负，等式（B17）总是大于0的，即高受教育年限流动人口的流入使得 λ_c 提高，那么企业的出口会相应增加；第三部分的内容对应于成本机制的分析，自然是促进企业出口。

基于以上分析，本文提出命题2：

命题 2：高受教育水平流动人口的流入提高流入地的平均受教育年限，提升企业的生产率，从而促进企业的出口。本文称之为“流动人口影响企业出口的人力资本机制”。

（六）拥挤效应和互补效应

假设流动人口的受教育年限为 e_o 。考虑以下两种情形，一是情形 A：流入地有 N_h 规模的受教育年限为 e_A 的人口；二是情形 B：流入地有 N_h 规模的受教育年限为 e_B 的人口。各受教育年限关系是： $e_o > e_A > e_B$ 。记情形 A 下流动人口流入前后企业的出口分别为 q_A^* 和 q_A^* ，类似地，定义情形 B 下流动人口流入前后企业的出口分别为 q_B^* 和 q_B^* ，则由前文分析可知两种

^① 这里是对 e_{so} 人口占比 n_{cso} 求导，由于 $n_{cso} + n_{cuo} + n_{csh} + n_{cuh} = 1$ ，因此需将这一隐含约束带入 λ_c 后求导。如果某一类型的人口占比求偏导，就会得出无论哪一类型人口增加都会使得 λ_c 增大的错误结论。

情形下流动人口都通过人力资本机制促进了出口，即 $q_{A'}^* - q_A^* > 0$ ， $q_B^* - q_B^* > 0$ 。但当 e_A 与 e_o

足够接近时，存在如下可能： $q_{A'}^* - q_A^* < q_B^* - q_B^*$ 。即高受教育年限的流动人口流入高受教育年限流入地仍然会促进出口，但是由于流入地本身受教育年限就已经很高（ e_A 与 e_o 足够接近），流动人口与户籍人口之间更多地表现为竞争关系，从而削弱了这种促进作用，本文将这种对促进作用的削弱称为“人力资本作用机制之拥挤效应”。相反，如果流入地户籍人口的受教育年限较低，流动人口与户籍人口之间更多地表现为互补关系，从而加强了这种促进作用，本文将这种对促进作用的加强称为“人力资本作用机制之互补效应”。具体证明如下：

定义 $z(z_1, z_2) = \left(\vartheta_t A_c (n_h z_1^\alpha + n_o z_2^\alpha) \right)^{\frac{1}{1-\rho}}$ ，其中， $n_h = \frac{N_h}{N_o + N_h}$ ， $n_o = \frac{N_o}{N_o + N_h}$ ，

则 $q_{A'}^*$ 、 q_A^* 、 q_B^* 和 q_B^* 可以分别表示为：

$$q_{A'}^* = \left(\frac{\tau W_c}{\rho} \right)^{-\frac{1}{1-\rho}} P^* Y^* z(e_A, e_o)$$

$$q_A^* = \left(\frac{\tau W_c}{\rho} \right)^{-\frac{1}{1-\rho}} P^* Y^* z(e_A, e_A)$$

$$q_B^* = \left(\frac{\tau W_c}{\rho} \right)^{-\frac{1}{1-\rho}} P^* Y^* z(e_B, e_o)$$

$$q_B^* = \left(\frac{\tau W_c}{\rho} \right)^{-\frac{1}{1-\rho}} P^* Y^* z(e_B, e_B)$$

因为 $\lim_{e_A \rightarrow e_o} (z(e_A, e_o) - z(e_A, e_A)) = 0$ ， $\lim_{e_A \rightarrow e_o} (z(e_B, e_o) - z(e_B, e_B)) > 0$ ，所以，存在一个

足够接近 e_o 的 e_A ，使得 $z(e_A, e_o) - z(e_A, e_A) < z(e_B, e_o) - z(e_B, e_B)$ ，即 $q_{A'}^* - q_A^* < q_B^* - q_B^*$ 成立。

据此，本文提出以下两个拓展性命题：

命题3：高受教育年限流动人口的流入有利于流入地企业出口，但是，如果流入地户籍人口本身受教育年限水平较高（仍然低于流动人口受教育年限），那么流动人口对企业出口的促进作用会因此削弱。本文把这种削弱效应称之为“人力资本作用机制之拥挤效应”。

命题4：高受教育年限流动人口的流入有利于流入地企业出口，但是，如果流入地户籍人口本身受教育年限水平较低，那么流动人口对企业出口的促进作用会因此增强。本文把这种增强效应称之为“人力资本作用机制之互补效应”。

附录 C

该工具变量的理论依据是：Munshi（2003）指出墨西哥的农业对于降水依赖大，当来源地（墨西哥）降雨量偏低时，迫于生计，流入美国的移民将增加。同时，由于降雨量是相当外生的变量，满足工具变量外生性假设。那么，这一逻辑是否适用于中国呢？为说明这一点，我们需要对中国地区间人口流动与墨美间移民进行对比：一方面，墨美移民是从欠发达地区向发达地区的人口移动，中国地区间的人口流动大部分也满足这一模式；另一方面，农业在墨西哥经济中的重要性以及降水对于墨西哥农业的重要性是上述逻辑成立与否的关键。

根据世界银行提供的数据，距离Munshi（2003）所使用数据的时间段最近的年份是1991年，当年在墨西哥GDP的构成中，农业占比在6.5%左右，就业人员构成中，从事农业的占比约25.9%；根据《中国统计年鉴》，在2006年中国GDP的构成中，农业占比为11.7%，就业人员构成中，从事农业的占比为42.6%，可见，农业对于中国而言同样的重要。我国2006年种植业占农业的比例高达50%，可见雨水对于我国农业而言同样的重要。所以，这一逻辑同样适用于中国。除此之外，我们还比较了中国东部城市农业GDP占比与中西部城市农业GDP占比的差异，发现中西部城市农业GDP占比明显高于东部城市，而流动人口主要流向为中西部流向东部地区，这一证据也为上述逻辑的成立提供了佐证。

由于Munshi（2003）所使用的数据提供了每一移民个体的来源地，因此Munshi（2003）可以直接使用来源地的降雨量作为移民规模的工具变量。但是，本文的流动人口数据是流入地城市当年的流动人口总数，没有来源地信息，因此，不能简单使用降雨量作为流动人口的工具变量，而需要做进一步的构造。根据现有诸多研究流动人口影响因素的文献如Poncet（2006）和连蕾（2016）等，两地之间的流动人口规模可以用一个类似“引力模型”的方程来描述，即

$$Migration_{ij} = \frac{X_i^a X_j^b}{Distance_{ij}^c} \quad (i \neq j) \quad (C1)$$

其中，下标*i*表示来源地，下标*j*表示流入地。Migration是从地区*i*流入地区*j*的流动人口规模，Distance是两地之间的距离， X_i 是一系列来源地变量， X_j 是一系列流入地变量。结合上文的分析，Migration可以表示为来源地降雨量（Rain）、两地距离（Distance）以及其余一系列变量B的函数，即

$$Migration_{ij} = f(Rain_i, Distance_{ij}, B) \quad (i \neq j) \quad (C2)$$

将Migration按照流入地加总，就得到流入地的流动人口规模，即本文的核心解释变量PopFlow。所以，PopFlow可以表示为流入地以外其他所有城市的降雨量、流入地与其他城市之间距离以及其余一系列变量的函数。据此，本文使用除流入地以外其他所有城市降雨量的空间加权数值作为该流入地流动人口的工具变量，权重为该流入地与其他城市的距离。具体表达式为：

$$IV_j = \sum_{i(i \neq j)} \frac{Rain_i}{Distance_{ij}} \quad (C3)$$

本文使用的降雨量数据来源于“中国气象数据网”提供的中国地面国际交换站气候资料年值数据集。我们手工收集了该数据集的173个气象台2006-2007年间的年降雨量，根据各气象台的所在地，计算出共计135个城市的年降雨量，对于一个城市存在多个气象台的情形，取其均值作为该城市的年降雨量。