

房地产扩张对中国制造业工资的影响研究

——基于劳动力再配置的视角

王文春 宫汝凯 荣 昭 杨汝岱*

摘 要 “用工荒”和劳动力成本快速上升是当前中国制造业发展面临的重要问题。本文利用 2000—2007 年中国工业企业数据、城市数据和农村家庭调查数据,实证分析了房地产扩张对制造业工资的推动作用及其内在机制。研究结果表明,房地产投资规模越大的城市,当地制造业的工资上涨幅度越大。通过对农村外出劳动力择业流向的考察,我们发现房地产扩张吸引劳动力流向房地产及相关行业是推动制造业工资上涨的重要原因。本文研究为理解制造业工资快速上涨提供了一个新的视角,也为房地产快速扩张对制造业的挤出效应提供了新的微观证据。

关键词 房地产投资,制造业工资,劳动力再配置

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.03.10

一、引 言

改革开放以来,中国实现了工业化进程的快速推进和经济的持续增长。这很大程度上得益于低廉的劳动力成本,特别是农村剩余劳动力流向城市,为制造业发展提供了充足的劳动供给,促使中国成为“世界工厂”。随着经济结构的转型调整,中国经济增速出现下降,同时,劳动力成本却呈现出持续快速上涨的态势。2003 年以来,东部沿海地区初现“用工荒”现象,以低技能劳动力为代表的职工工资快速上涨,并逐步向中西部蔓延。2000 年中国制造业职工年平均工资为 9 371 元,2007 年增长至 24 932 元,年均增长率为 12%。这一现象被一些学者视为失去劳动力成本优势的表现(卢峰,2012)和“刘易斯拐点”到来的特征事实(蔡昉,

* 王文春,浙江工商大学金融学院、浙江工商大学泰隆金融学院;宫汝凯,东华大学旭日工商管理学院;荣昭,中南财经政法大学文澜学院;杨汝岱,北京大学经济学院。通信作者及地址:宫汝凯,上海市长宁区延安西路 1882 号,200051;电话:(021) 62373621;E-mail: gong.rukai@dhu.edu.cn。感谢浙江省自然科学基金探索项目(LQ20G030009)、国家自然科学基金重点项目(20AZD072)、国家自然科学基金青年项目(71503037)、国家自然科学基金面上项目(71873028)和中央高校基本科研业务费专项基金项目(2232020B-04)的资助。感谢泰隆金融学院的资助。感谢上海青年经济学家第七次(2016)学术沙龙上陆铭、钟宁桦、范子英等与会学者以及第十届(2017)中国金融评论国际研讨会上张婧屹、邱国景、郑旭等与会学者的评论和建议。感谢匿名审稿人及主编的宝贵意见,文责自负。

2010)。“用工荒”和劳动力成本的快速上涨已成为当前中国制造业发展过程中面临的重要问题,引起了社会各界的广泛关注。

现有文献对劳动力成本上升的原因进行了积极的探索,并从劳动人口年龄结构的变化、户籍制度等阻碍劳动力在城乡间流动的约束条件、最低工资标准变化以及房价上涨等诸多视角提供了解释(蔡昉,2010;陶然等,2011;Golley and Meng,2011;马双等,2012;陆铭等,2015)。然而,制造业作为经济体中的一个生产部门,其用工成本不仅取决于劳动力总量的变化,还会受到劳动力在部门(或行业)间流动所引起的相对供求变化的影响。理论上,倘若一些外生冲击导致某些部门出现非均衡发展,便会促使劳动力从发展速度较慢的部门流向发展速度较快的部门,最终导致劳动力流出部门面临着劳动力的供给短缺,进而引发该部门工资上涨。诚然,某一部门劳动生产率的提高,可以通过劳动力在部门间的重新配置,提高劳动者报酬,有利于居民生活水平的提高和国民经济的持续健康发展。但是,由某一部门出现资产泡沫而引发的偏离劳动生产率趋势的工资上涨,则往往会导致资源错配,不利于经济的健康稳定发展(Miao and Wang,2014)。对照中国经济的现实,1998年,中国开启了城镇住房的市场化改革,特别是2000年以来,住房价格持续上涨,房地产投资规模持续扩张。如图1所示,人均房地产新开工面积由2000年的1.4平方米增长至2007年的2.8平方米,年均增长率为10.4%。与此同时,制造业工资与建筑业工资水平也呈现出逐年上升态势。2000年开始,建筑业工资始终高于制造业工资,并且在2003年之后,这一差距逐年扩大。由此引发的一个问题是,制造业工资水平持续上涨与房地产投资规模逐年扩大是否存在一定的内在联系?如果存在,其具体的影响机制如何?本文试图对上述问题予以分析和回答。

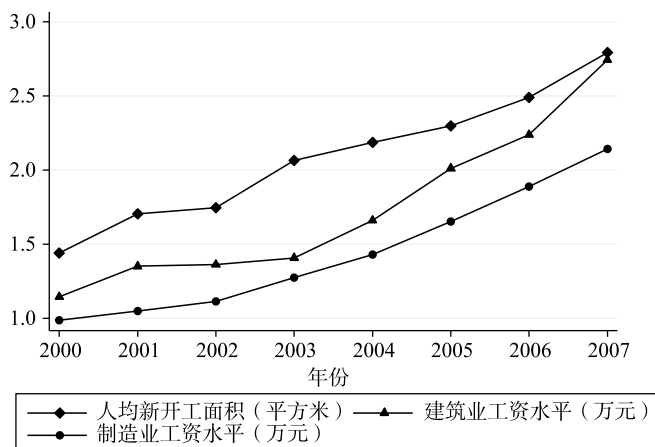


图1 房地产投资、制造业和建筑业工人工资变动情况¹

¹ 其中,工资水平的数据来源于城镇家庭调查数据;人均房地产新开工面积是由35个大中城市每年房地产新开工面积除以年末人口数量计算得到,数据来自《中国房地产统计年鉴》,经作者整理得到。

本文尝试从劳动力在部门（行业）间再配置的视角，探讨房地产投资扩张是否以及如何推高制造业工资的问题。首先，我们利用2000—2007年中国工业企业数据和城市数据，讨论了房地产投资扩张对制造业用工成本的影响。研究表明，房地产投资规模越大的城市，当地制造业的人均工资上涨幅度越大。具体而言，人均房地产新开工面积每增加1个百分点，制造业人均工资将上涨0.07个百分点。考虑内生性问题 and 最低工资标准调整等因素的稳健性检验均得到一致结论。其次，考察时空异质性的结果表明，房地产投资扩张对制造业工资的推动作用主要体现在2003年之后和东部地区。第三，通过对企业异质性、劳动力市场发育程度差异的考察，我们发现房地产投资扩张对工资的推动作用主要集中在劳动密集型企业、非国有企业以及劳动力市场发育较差的城市。最后，我们使用农村家庭固定点调查数据考察房地产投资扩张对农村外出劳动力择业流向的影响。研究发现，房地产投资扩张降低了劳动力从事制造业的概率，增加了劳动力从事建筑业的概率。这一结果表明，房地产投资扩张吸引劳动力流向房地产相关行业（如建筑业）是推动制造业工资上涨的重要原因。本文研究结果为理解制造业工资快速上涨提供了一个新的视角，也为房地产快速扩张对制造业的挤出效应提供了新的微观证据。

事实上，房地产业的快速发展对制造业的影响已经引起众多学者的关注。现有研究主要讨论了房地产快速发展对资源配置和企业创新活动的影响。其逻辑在于，在房价持续上涨的情形下，房地产业的高利润与制造业的低利润形成鲜明对照，诱使大量制造业企业涉足房地产及相关产业（吴海民，2012；荣昭和王文春，2014），从而降低资源配置效率（陈斌开等，2015；罗知和张川川，2015），挤出制造业的创新投入（王文春和荣昭，2014；张杰等，2016）。上述文献主要侧重于讨论房地产业发展对资本配置的影响及经济后果，没有涉及对劳动力配置的影响。劳动力作为重要的生产要素之一，往往会伴随资本同向流动。Charles *et al.*（2013）关注了房地产扩张对劳动力市场的影响，其研究视角与本文最为接近。Charles *et al.*（2013）使用美国2000—2011年数据，实证分析了房价变化对失业率的影响。研究发现，房地产市场繁荣显著增加了建筑业的用工需求，从而降低了整体失业率，且这一影响对低端劳动力更加显著。本文与Charles *et al.*（2013）有以下两方面区别。首先，在研究主题方面，Charles *et al.*（2013）主要讨论了房地产扩张对失业率的影响，而本文主要探讨房地产扩张对制造业用工成本的影响。并且，我们以微观企业为研究样本，有助于我们深入讨论房地产扩张对不同类型企业产生的异质性影响，研究内容和结论也更加丰富。其次，本文的研究背景和Charles *et al.*（2013）存在显著差异。Charles *et al.*（2013）以美国制造业的持续萎缩，企业对劳动力需求持续下降为研究背景。在此条件下，房地产扩张增加了劳动力需求，有利于缓解失业压力。本文以中国加入WTO后

制造业不断扩张,企业劳动力需求持续增加为研究背景。在此背景下,房地产扩张对劳动力需求的增加导致劳动力从制造业流向房地产业,最终反映为制造业用工成本的上升。

本文主要贡献在于以下三个方面。首先,我们从劳动力再配置视角讨论了房地产扩张对制造业工资的影响及其作用机制,为现阶段中国制造业工资持续上涨提供了新的解释,是对现有文献的重要补充。其次,我们使用家庭微观数据,实证分析了房地产扩张对农村外出劳动力择业选择的影响,为房地产业扩张吸引劳动力从制造业流向房地产及相关行业这一机制提供了直接的微观证据。最后,本文的研究结论具有重要的政策含义:在分析和制定缓解制造业劳动力成本上涨的相关政策时,不仅要考察劳动力绝对供求量的变化,还要特别关注劳动力市场结构性变化的影响。科学合理地制定房地产调控政策不仅能够保障房地产部门的健康发展,而且能够提高资源配置效率,避免制造业可能出现的“空心化”问题,进而促进国民经济持续稳定增长。

本文其余部分的安排如下:第二部分是背景分析和研究假说;第三部分对实证分析所使用的数据和变量进行说明和描述;第四部分提供房地产投资扩张推高制造业工资的经验证据;第五部分为作用机制检验;第六部分为全文总结和政策启示。

二、背景分析与研究假说

加入WTO以来,我国对外贸易呈现跨越式发展,企业对劳动力需求的增长速度开始超过劳动力供给的增长速度,工资水平出现快速增长,东部沿海地区频繁出现用工短缺的现象(卢峰,2012)。我国劳动力工资上涨的问题得到了诸多学者的关注。蔡昉(2010)认为,工资上涨标志着农村剩余劳动力基本枯竭,并由此得到“刘易斯拐点”已经到来的结论。另一些学者研究认为,目前仍有大量的人口生活在农村,并且城乡人均收入差距持续扩大²,制造业工资上涨是在总量劳动力剩余情形下由城市劳动力供给不足所导致的。陶然等(2011)和Golley and Meng(2011)研究发现,中国目前出现的城市劳动力短缺并不是绝对意义上的劳动力供给不足,而是由于户籍制度阻碍了农民工外出就业,抑制城市劳动力供给增长,进而引发了工资的快速上涨。丁守海(2011)从家庭分工的视角出发,探讨劳动剩余条件下供给不足与工资上涨的问题。研究表明,受制于家庭分工的约束,劳动力供给对工资的反应不是连续的,只有在工资出现大幅上涨时,居民才会增加劳动力的供给。此外,马双等(2012)利用1998—2007年规模以上工业企业数据研究了城市

² 根据国家统计局的数据,直到2014年,城镇常住人口仍然仅占全国总人口的54.8%;中国的城乡人均收入比由1985年的2.1上升至2009年的3.3,上升幅度超过50%。

最低工资的变化对制造业工资的推动作用，结果表明，城市最低工资的提高对工业企业的平均工资具有显著的正向效应。陆铭等（2015）采用2001—2010年中国286个地级市的面板数据，探讨房价对城市职工平均工资水平的影响。其逻辑在于高房价造成生活成本提高，抑制了劳动力流入，从而推高了当地工资水平。

综上所述，现有研究主要从劳动力供求总量变化这一角度出发，探讨制造业劳动力短缺和工资上涨的成因，忽略了劳动力在行业间再配置的影响。理论上讲，在劳动力供给缺乏弹性的条件下，劳动力需求的外生冲击会导致工资的上升。我们将上述逻辑拓展到两个生产部门的情形。假设经济体中存在制造业和房地产（建筑业）两个生产部门，在初始均衡状态时，劳动力按一定比例分布在两个生产部门中。倘若一些外生冲击导致房地产（建筑业）部门扩张，其对劳动力的需求也随之增加，势必会吸引劳动力从制造业向房地产（建筑业）部门转移，造成劳动力在两个生产部门间重新配置。同时，房地产部门（建筑业）扩张对劳动力需求的增加，还会导致劳动力供给相对不足，从而引发均衡工资的上涨。

对照中国经济现实情况，随着中国城镇住房体制改革的推进，房地产行业在国民经济中的重要性日益突显。特别是2003年以来，房地产行业多次被确立为促进国民经济增长的“支柱产业”，房地产部门实现了持续快速发展。国家统计局的数据表明，房地产投资占GDP的比重从2003年的7.39%上升到2015年的14%。房地产投资规模扩张使得其对劳动力的需求日益旺盛，房地产以及相关行业（主要是建筑业）工资出现快速上涨。如图1所示，2000年以来，建筑业的工资均高于制造业，并且在2003年之后两者间的差距不断扩大，势必会诱使劳动力流向房地产及相关产业（如建筑业）。国家统计局的数据显示，房地产部门就业人数占城镇就业总人数的比例由2003年的8.7%增加至2014年的18.18%，其中，建筑业的就业比重相应地从7.6%增加到15.98%，而制造业部门仅从27.17%增加到28.69%。由此可见，随着房地产投资的不断扩张，劳动力呈现出明显的跨部门流动的结构性变化。与此同时，由于劳动力市场分割，永久性人口流动面临着诸如户籍等严格的制度限制（Yuan *et al.*, 2015）。尽管存在大量劳动力跨省流动，但至少在短期内，一个城市面临的劳动力供给仍会缺乏弹性。因此，倘若房地产部门（主要包括房地产业和建筑业）持续扩张并雇用大量的劳动力，当地制造业企业便会面临用工短缺，并引发工资成本上涨。

基于以上分析，我们认为2000年以后同时出现的房地产投资扩张、就业结构变化和制造业工资持续上涨可能不仅是时间上的巧合，而是具有紧密的内在联系。具体来讲，房地产投资快速扩张会直接增加对劳动力等生产要素的需求，导致制造业面临的劳动力供给减少，促进制造业工资持续上涨。这实质上是房地产快速发展对制造业在劳动力方面的挤出。基于以上分析，我

们提出以下研究假说:

研究假说:在房地产业投资规模越大的城市,当地制造业的工资上涨的幅度越大;房地产投资扩张导致劳动力从制造业流向房地产及相关行业的再配置是其重要机制。

三、数据和变量

本文综合使用中国工业企业数据、城市数据和农村家庭固定点调查数据,实证检验房地产投资对制造业企业工资的影响以及内在机制。

(一) 中国工业企业数据

本文使用的企业层面数据来自中国国家统计局统计并维护的中国工业企业数据库。其样本范围为全国31个省、市和自治区的全部国有以及规模以上非国有工业企业,统计单位为企业法人。这些企业贡献了中国工业产出的85%(Jefferson *et al.*, 2003),因此,能够较好地代表中国工业企业的总体水平。根据本文的研究问题,我们选取2000—2007年位于35个大中城市的制造业企业作为分析样本。为了保证数据的有效性,参考聂辉华等(2012)和杨汝岱(2015)的思路,我们对数据进行如下处理:剔除包含总资产小于0、生产总值小于等于0、固定资产小于0、中间品投资小于0、职工人数小于0、应发福利总额小于0等异常值的样本数据。为了消除极端值的影响,剔除连续型变量位于前后0.5%的观测值。最终的统计样本共计424 342个,包括139 789家企业,经营时间跨度从2年至8年不等的非平衡面板数据。

本文采用企业每年的“应付工资总额与应付福利费之和”除以雇佣人数得到企业平均工资,并以1998年为基期,采用企业所在省份的消费物价指数进行平减处理。其他企业特征变量包括:固定资产占总资产的比重、所有制类型(按照控股情况分为国有、集体、民营、港澳台、外资以及其他等六种类型)、企业规模(采用企业总资产取对数来表示)、企业年龄、HH指数(基于三位行业代码计算)、市场占有率、出口产值占总产值的比重、资产负债率、自由现金流比重以及利润率。主要变量的描述性统计如表1所示。在2000—2007年间,中国制造业企业的年平均真实工资为1.64万元。这一变量在企业间和时间跨度上均存在较大差异,最小值为0.13万元,最大值为14.18万元。企业平均年龄为9.18年;企业平均资产负债率达到55%;固定资产占总资产比重均值为32%;企业出口产值占总产值比重的均值为16%;HHI的均值为0.02,表明行业竞争程度较低,市场的平均占有率较小;在所有制结构方面,11%的企业为国有企业,46%的企业为民营企业,外资企业的占比为10%。

表 1 企业层面主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
平均工资 (千元)	16.41	11.25	1.26	9.76	13.48	19.29	141.82
企业规模 (百万元)	40 181	89 781	80	6 510	14 263	36 221	4 157 201
企业年龄 (年)	9.18	9.44	0.00	4.00	6.00	11.00	60.00
资产负债率	0.55	0.25	0.00	0.37	0.57	0.75	1.00
自由现金流比重	0.12	0.25	-23.41	0.03	0.07	0.14	17.04
利润率	0.04	0.14	-9.83	0.00	0.02	0.07	9.77
固定资产比重	0.32	0.21	0.00	0.15	0.28	0.45	1.00
出口产值比重	0.16	0.32	0.00	0.00	0.00	0.06	1.00
HHI	0.02	0.04	0.00	0.01	0.01	0.03	1.00
市场占有率	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
国有企业	0.11	0.31	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
集体企业	0.11	0.31	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
民营企业	0.46	0.50	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
港澳台企业	0.09	0.29	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
外资企业	0.10	0.30	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
其他类型企业	0.13	0.34	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

(二) 城市及房地产数据

本文使用的 35 个大中城市房地产相关数据来源于历年《中国房地产统计年鉴》，城市特征变量数据来自历年《中国城市统计年鉴》。样本时间跨度为 2000—2007 年，共计 280 个“城市-年份”观测样本。

本文采用人均房地产新开工面积作为度量房地产投资的变量，由城市每年房地产新开工面积除以城市年末人口数量计算得到。其他城市特征变量包括：平均住房价格、人均 GDP、第二产业占 GDP 的比重、第三产业占 GDP 的比重、城市规模（年末人口数）、当地银行对工业企业贷款倾向（工业贷款比重）。此外，我们将企业出口额在“城市-年份”层面上加总计算得到城市出口额。主要变量的描述性统计如表 2 所示，2000—2007 年间，35 个大中城市的人均房地产新开工面积的均值为 2.28 平方米，在“城市-年份”层面上存在较大的差异，最小值为 0.15 平方米，最大值为 7.57 平方米；房价均值为每平方米 0.30 万元，最小值为 0.13 万元，最大值为 1.29 万元；人均 GDP 的均值为 3.87 万元，最小值为 0.67 万元，最大值为 32.03 万元；第二产业和第三产业产值比重的均值分别为 45% 和 52%。

此外，我们还用到城市最低工资和劳动力市场化指数数据。由于没有统

一的数据来源,我们通过浏览当地政府网站、政策法规和统计公布来获得最低工资标准的数据。具体的描述性统计如表 2 所示,城市年最低工资标准均值为 5 420 元,最低为 2 400 元,最高为 10 200 元。劳动力市场发育程度来自樊纲等(2011)编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》(下称《指数化报告》)。

表 2 城市特征变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
人均新开工面积(平方米)	2.28	1.41	0.15	1.21	1.98	2.82	7.57
住房价格(万元/平方米)	0.30	0.17	0.13	0.20	0.25	0.33	1.29
城市出口额(亿元)	107.03	206.86	0.00	4.62	16.59	103.35	1 183.47
人均 GDP(万元/人)	3.87	3.69	0.67	2.12	2.94	4.32	32.03
城市规模(百万人)	3.62	2.98	0.57	1.76	2.38	4.81	15.26
第二产业产值占 GDP 比重	0.45	0.08	0.26	0.40	0.46	0.50	0.62
第三产业产值占 GDP 比重	0.52	0.07	0.38	0.46	0.51	0.57	0.72
最低工资(千元/年)	5.42	1.70	2.40	4.08	5.16	6.60	10.20
工业贷款比重	3.21	2.45	0.12	1.86	2.67	3.70	16.91

(三) 城乡劳动力流动数据

本文使用的家庭层面数据来源于农业农村部农村经济研究中心(RCRE)统计的 2003—2007 年农村家庭固定观察点调查数据。该调查在全国 11 个省份随机抽取了 85 个村和 5 700 个家庭样本,通过对样本中同一户农村家庭进行追踪访问,最终形成面板数据。其中,11 个省份包括浙江、广东、湖南、四川、吉林、甘肃、陕西、江西、福建、河南和湖北,在地域和经济发展水平上均具有良好的代表性。在每一个省份均按照相对收入水平,采用分层抽样的方法抽取农村样本,保证样本的代表性。该调查数据包括了家庭特征、家庭成员特征、家庭收入和消费状况、家庭资产状况以及家庭生产经营等一系列内容。

首先,我们将满足以下三个条件的家庭成员定义为劳动力:(1)没有丧失劳动能力;(2)不是在校学生;(3)年龄大于等于 16 且小于等于 60 岁。然后,将在样本期内外出务工时间大于等于 180 天(半年)的劳动力定义为外出务工(农村外出劳动力)。在调查问卷中,外出务工的地点有八个选项,分别为本乡外村、本县外乡、外县农村、外县城镇、本省省城、外省农村、外省城镇和境外。考虑到除了“本省省城”外均不能准确地判断劳动力外出务工所在的城市,我们将研究样本限定为“本省省城”的外出务工人员。为了构成“家庭-年份”的面板数据,我们删除了只有一年观测值的样本。表 3

给出了劳动力特征变量的描述性统计。外出务工人员制造业、建筑业和服务业就业比重的均值分别为15%、12%和26%；女性比重为30%；外出务工人员平均年龄为32.2岁；在受教育年限方面，外出务工人员受教育水平普遍较低，平均受教育年限为8.29年，略低于初中毕业水平；从子女数量来看，外出务工人员人均拥有0岁至5岁、6岁至10岁和11岁至15岁小孩的数量分别为0.22、0.20和0.27；从健康程度来看，外出务工人员的健康状况良好，59%的外出务工人员自我认定的健康状况为优；39%的外出务工人员自我认定的健康状况为良，两者加总占全部样本的98%。

表3 城乡劳动力特征变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
制造业 (yes=1)	0.15	0.36	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
建筑业 (yes=1)	0.12	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
服务业 (yes=1)	0.26	0.44	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
其他行业 (yes=1)	0.33	0.47	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
年龄 (年)	32.22	10.33	16.00	24.00	29.00	39.00	60.00
受教育年限 (年)	8.29	2.46	0.00	7.00	9.00	9.00	17.00
子女数量 (0—5岁)	0.22	0.49	0.00	0.00	0.00	0.00	3.00
子女数量 (6—10岁)	0.20	0.47	0.00	0.00	0.00	0.00	2.00
子女数量 (11—15岁)	0.27	0.52	0.00	0.00	0.00	0.00	3.00
男性 (yes=1)	0.70	0.46	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00
健康程度	1.41	0.54	1.00	1.00	1.00	2.00	4.00

四、房地产投资与制造业工资：经验证据

(一) 计量模型

借鉴 Chaney *et al.* (2012) 和陆铭等 (2015) 的模型设定，我们构建如下计量模型来检验房地产投资与制造业工资之间的关系：

$$\ln(Wage_{i,c,t}) = \lambda_1 \ln(New_constr_{c,t}) + \lambda_2 \ln(Hp_{c,t}) + X_{c,t} \beta_1 + Z_{i,t} \beta_2 + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,c,t}, \quad (1)$$

其中， i ， c 和 t 分别表示企业、城市和年份； $Wage_{i,c,t}$ 为人均工资； $New_constr_{c,t}$ 为人均房地产新开工面积，衡量房地产投资规模，是我们重点关注的变量；为了控制房价对制造业工资的影响，我们控制了城市房价的对数值 $\ln(Hp_{c,t})$ ； $X_{c,t}$ 为刻画城市特征的控制变量向量，包括人均 GDP、第二产业产值占 GDP 比重、第三产业产值占 GDP 比重、城市人口规模、最低工资以及工业贷款比重等。2001 年成功加入 WTO，对我国制造业就业产生了巨大影响 (Dong and Xu, 2009)。因此，房地产新开工面积的增加可能是

由于加入WTO后大量劳动力涌入城市产生的房地产需求导致的；而加入WTO也同时影响了城市的工资水平。为了排除上述竞争性假说，我们在模型中加入了城市出口额对数值。³ $Z_{i,t}$ 为描述企业特征的控制变量向量，包括固定资产占总资产的比重、所有制类型、企业规模、企业年龄、企业年龄的平方、所在行业的HHI、市场占有率、资产负债率、自由现金流率、利润率以及企业出口产值占总产值的比重等。此外， η_i 表示不可观测且不随时间变化的企业固定效应。由于极少数企业在观测期间内变更地址，企业固定效应涵盖了城市固定效应（ η_c ）。 η_t 表示年份固定效应，用来控制工资变化的时间趋势。 $\epsilon_{i,c,t}$ 为随机扰动项。为得到无偏和一致的估计结果，回归分析需要假设不同观测值之间具有相互独立性。而在本文中，由于处于同一“城市-年份”的所有企业均面临着相同的房地产投资，相互独立性的假设并不成立。基于此，我们将样本按“城市-年份”分组，并放松组内样本之间的相互独立性假设，而保持组间的相互独立性，并据此对残差的协方差矩阵进行集聚（clustering）处理，以得到更为稳健的估计方差。

（二）房地产投资与制造业工资：基本结果

表4为采用OLS估计的结果。在第（1）列的回归方程中，我们控制了城市特征变量以及年份、企业和行业固定效应（三位行业代码），人均房地产新开工面积的系数为0.104，且在5%水平上显著。该结果初步表明，房地产投资与制造业工资具有显著的正相关关系。⁴ 在第（1）列回归的基础上，我们进一步加入企业特征变量，结果如第（2）列所示。人均房地产新开工面积的系数为0.093，且依然在5%的水平上显著。该结果意味着，人均房地产新开工面积每增加1个百分点，将导致当地制造业工资上升0.09个百分点。马双等（2012）研究发现最低工资标准上涨对制造业平均工资有正向影响。为了排除这一影响，我们在第（2）列的基础上加入最低工资标准对数值，结果如第（3）列所示，人均房地产新开工面积的系数依然在5%的水平上显著为正。最低工资的系数在1%的水平上显著为正，与马双等（2012）研究结论一致。考虑到住房价格可能通过成本效应推高工资水平（陆铭等，2015）。同时，房企的房价往往与房地产投资扩张相伴随。为了排除房地产投资扩张通过房价

³ 感谢审稿人的宝贵意见。

⁴ 我国从2010年才开始统计并公布城市常住人口数据，因此，本文使用户籍人口数来计算人均房地产新开工面积。使用不同口径的人口数量对新开工面积进行标准化处理可能会对估计结果产生影响。我们通过以下分析来消除上述顾虑。一方面，如果城市常住人口与户籍人口比例比较稳定，使用不同口径统计口径应当不会影响回归结果。我们收集相关数据，并计算了2010—2013年各城市户籍人口与常住人口比例。统计结果显示，这一比例在样本区间内相对稳定。另一方面，为了排除我们的主要结果是由于使用户籍人口进行标准化导致的，我们直接使用房地产新开工面积代替人均房地产新开工面积作为解释变量，并重复表4的回归。房地产新开工面积的系数仍在5%的水平上显著为正，表明是否使用户籍人口对新开工面积进行标准化处理不会影响估计结果。这进一步说明我们的结论具有较强的稳健性。

影响制造业工资的可能，我们在第（3）列回归的基础上进一步控制房价对数值，估计结果如第（4）列所示，人均房地产新开工面积的系数为0.074，且在5%的水平上显著，与第（3）列的结果并无显著差异。房价的系数不显著，在一定程度上消除了我们先前的顾虑。从数量上来看，人均房地产新开工面积每增加1个百分点，将导致当地制造业工资上升0.074个百分点，该结果在经济意义上也是显著的。⁵以上回归结果为房地产投资扩张推高制造业工资提供了证据支持。

此外，控制变量的回归系数均比较符合预期。资产负债率系数在10%的水平上显著为负，表明企业负债的增加会降低工人工资；自由现金流比重的系数在1%的水平上显著为正，表明企业的现金流越充裕，工资越高；市场占有率对平均工资具有显著的正向影响，市场占有率每提高1个百分点，企业平均工资提高0.68%；企业的出口产值比重越高，工资水平越高；企业的规模越大，工资水平越高；相对国有企业，民营企业的工资水平较低；固定资产比重和HHI均未对制造业工资产生显著影响。城市出口水平对当地制造业的工资水平没有显著影响。可能的原因是，出口企业主要依靠成本优势，工人更可能住在厂区宿舍，以维持较低的用工成本（范剑勇等，2015）。

可以预期，在房地产扩张带来的工资成本上涨的压力下，制造业企业将减少工人的雇佣数量。并且，该影响在劳动密集型企业更为显著。我们进一步考察了房地产新开工面积对制造业企业就业人数的影响。我们把被解释变量变为企业雇佣人数的对数值，并重复了表4的回归。结果显示，人均房地产新开工面积对制造业企业就业人数有显著的负面影响。并且，这一负面影响主要集中于劳动密集型企业。我们进一步加入工资水平，发现该系数变得不再显著，说明房地产新开工面积主要通过提高工资水平来影响制造业企业的雇佣人数。这与我们的预期是一致的。⁶

表4 房地产投资与制造业工资：OLS估计结果（因变量：平均工资）

回归方程	控制城市特征	控制企业特征	控制最低工资	控制房价
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均新开工面积	0.104** (0.041)	0.093** (0.038)	0.074** (0.034)	0.074** (0.033)
最低工资			0.226*** (0.073)	0.216*** (0.067)

⁵ 作为稳健性检验，我们使用滞后一期的人均房地产新开工面积作为解释变量，考察房地产投资扩张的对制造业工资的滞后影响。结果表明，滞后一期人均房地产新开工面积对制造业工资仍具有显著的正向影响。

⁶ 感谢审稿人的建议。限于文章篇幅，该结果没有展示，如有需要可向作者索取。

(续表)

回归方程	控制城市特征 (1)	控制企业特征 (2)	控制最低工资 (3)	控制房价 (4)
房价				-0.046 (0.049)
城市特征变量:				
第二产业产值比重	-0.181 (0.633)	0.068 (0.620)	-0.173 (0.564)	-0.004 (0.625)
第三产业产值比重	0.077 (0.453)	0.261 (0.494)	0.019 (0.446)	0.164 (0.504)
人均GDP	0.006 (0.006)	0.006 (0.006)	0.007 (0.006)	0.008 (0.006)
城市规模	0.039 (0.043)	0.015 (0.065)	-0.025 (0.043)	-0.012 (0.070)
出口额对数值	0.007 (0.008)	0.002 (0.009)	0.004 (0.009)	0.003 (0.009)
工企负债比重	-0.015** (0.006)	-0.016** (0.006)	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.007)
企业特征变量:				
资产负债率		-0.022** (0.011)	-0.020* (0.010)	-0.020* (0.010)
利润率		-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)
自由现金流比重		0.138*** (0.025)	0.136*** (0.024)	0.136*** (0.024)
固定资产比重		0.009 (0.013)	0.007 (0.012)	0.006 (0.012)
HHI		-0.009 (0.042)	-0.017 (0.042)	-0.016 (0.042)
市场占有率		0.679*** (0.129)	0.683*** (0.129)	0.684*** (0.128)
出口产值比重		0.015*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.005)
企业规模		0.098*** (0.005)	0.097*** (0.005)	0.098*** (0.005)

(续表)				
回归方程	控制城市特征	控制企业特征	控制最低工资	控制房价
	(1)	(2)	(3)	(4)
企业年龄		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
企业年龄的平方		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
集体企业		-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)
民营企业		-0.015** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.017** (0.007)
港澳台企业		-0.005 (0.009)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.009)
外资企业		-0.007 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.009)
其他类型企业		-0.018** (0.007)	-0.017** (0.007)	-0.017** (0.007)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	3-digit	3-digit	3-digit	3-digit
样本量	424 342	424 342	424 342	424 342
Adj. R ²	0.130	0.141	0.143	0.143

注：括号内为估计系数的稳健标准误，均经过“城市-年份”层面的聚类调整；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

(三) 内生性问题的考察

从逻辑关系上看，房地产投资扩张和制造业工资之间的正向关系可能是内生的。其一，房地产投资和工资之间存在反向因果关系，工资上涨可能会提高居民的住房需求，导致房地产投资扩张；其二，可能存在遗漏变量的问题，从而造成估计偏误。为此，我们在方程(1)中尽可能控制了一系列可能影响制造业工资的城市和企业特征变量。但是，在理论上仍然可能存在无法有效控制的遗漏变量。倘若出现上述两种情形之一，OLS估计结果将是不一致的。针对可能的内生性问题，我们尝试寻找人均房地产新开工面积的工具变量(IV)，以缓解潜在的内生性问题所造成的估计偏误。

按照构建工具变量的基本思路和逻辑，我们需要寻找到一个与人均房地

产新开工面积具有内在联系,而与制造业工资没有直接联系的外生变量作为相应的工具变量。借鉴陈斌开等(2018)的方法,本文选取滞后一期省级人均房地产企业土地购置面积作为人均房地产新开工面积的工具变量。以省级人均房地产企业土地购置面积作为人均房地产新开工面积的工具变量主要基于两个前提:(1)省级人均房地产企业土地购置面积能影响到城市人均房地产新开工面积;(2)省级人均土地购置面积与制造业工资不相关,即人均土地购置面积不通过除新开工面积以外的其他途径影响制造业工资。

对于前提(1),根据供需理论,房地产企业购置的土地面积越多,将要开发的土地面积也越多,从而增加房地产新开工面积。我们使用线性模型检验上述逻辑。其中被解释变量为城市人均房地产新开工面积。主要解释变量为省级人均房地产企业土地购置面积,回归结果如表5第一阶段回归所示。在相继控制城市特征、企业特征、房价以及最低工资后,省级人均房地产企业土地购置面积的系数均在1%的水平上显著为正,该结果为前提(1)提供了经验证据。

对于前提(2),我们从两个方面进行说明。第一,房地产企业土地购置面积主要受到地方政府和房地产市场的影响,与制造业企业没有直接联系。从1998年住房体制改革开始,中国房地产市场逐渐升温,商品房土地基本处于供不应求的状态。根据现有的记录,2008年经济危机前土地流拍的现象较为稀少,也很少有地方政府报告无法实现年度土地供应计划,因此人均土地购置面积主要反映了地方政府对房地产用地的供给行为。这种土地供给行为与房地产市场发展高度相关,制造业企业因素一般很少纳入房地产土地供给的考虑范围,表明土地购置面积与制造业企业直接关系较弱。第二,地方政府对住房土地供给的决策可能受到地理条件、人口规模以及地方财政等因素的影响,而这些因素可能会影响制造业企业的经营决策。鉴于此,我们使用了省级人均房地产企业土地购置面积,而非城市人均房地产企业土地购置面积,作为工具变量。省级人均房地产企业土地购置面积可能会受到省层面某些经济因素的影响,但一般而言,省内某一城市的特殊经济因素不会影响省级政府的土地出让决策。因此,省级人均房地产企业土地购置面积与当地制造业工资水平的关系得到进一步削弱。根据以上分析思路,我们构建使用工具变量的两阶段回归模型如下:

$$\ln(\text{wage}_{i,c,t}) = \lambda_1 \ln(\widehat{\text{New_constr}}_{c,t}) + X_{c,t} \beta_1 + Z_{i,t} \beta_2 + \eta_c + \eta_t + \varepsilon_{i,c,t}, \quad (2)$$

$$\ln(\widehat{\text{New_constr}}_{c,t}) = \alpha \ln(\text{Tdgz}_{p,t-1}) + X_{c,t} \beta_3 + Z_{i,t} \beta_4 + \eta_c + \eta_t + \varepsilon_{i,c,t}, \quad (3)$$

其中,式(3)为第一阶段的模型; $\text{Tdgz}_{p,t-1}$ 表示省份 p 在 $t-1$ 年的人均房地产企业土地购置面积,其数据来源于历年《中国房地产统计年鉴》。式(2)中的 $\ln(\widehat{\text{New_constr}}_{c,t})$ 为第一阶段回归的拟合值。

表5为工具变量回归结果。由于在IV估计中加入企业固定效应无法对残差进行集聚处理,我们采用城市固定效应来代替企业固定效应。第一阶段回归结果表明,省级人均房地产企业土地购置面积系数均在1%的水平上显著为正,与我们的预期一致。以第(4)列为例,在控制了城市特征、企业特征、最低工资和房价后,弱工具变量F检验的值为14.01,大于Cragg-Donald统计量的临界值(Stock and Yogo, 2005),说明不存在弱工具变量的问题。

表5 房地产投资与制造业工资:IV估计结果

第二阶段回归结果	控制城市特征	控制企业特征	控制最低工资	控制房价
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均新开工面积	0.138*** (0.048)	0.148*** (0.048)	0.126*** (0.044)	0.109*** (0.042)
房价				-0.087 (0.064)
最低工资			0.213** (0.104)	0.202** (0.099)
城市特征变量	是	是	是	是
企业特征变量	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	3-digit	3-digit	3-digit	3-digit
样本量	424 342	424 342	424 342	424 342
Adj. R ²	0.213	0.298	0.298	0.299
F值	13.889	13.865	14.786	14.014
第一阶段回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
省级人均土地购置面积	0.265*** (0.071)	0.263*** (0.071)	0.248*** (0.065)	0.250*** (0.067)
样本量	424 342	424 342	424 342	424 342
Adj. R ²	0.866	0.866	0.871	0.871

注:括号内为估计系数的稳健标准误,均经过“城市-年份”层面的聚类调整;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

接下来,我们分析第二阶段的回归结果。第(2)列控制了企业特征、城市特征以及城市、行业和年份固定效应后的估计结果显示,人均房地产新开工面积的系数为0.148,且在5%的水平上显著,相比OLS的估计结果相差不大。接着,我们逐步加入最低工资和房价,相应的结果如第(3)和(4)

列所示。人均房地产新开工面积的系数均在1%的水平上显著为正。以上结果表明,通过工具变量缓解内生性问题后,人均房地产新开工面积和制造业工资仍然呈现显著的正相关关系,进一步为第二部分的研究假说提供了证据支持。

(四) 考虑时空异质性的进一步考察

中国正处于快速城镇化和劳动力市场化阶段,存在巨大的区域发展差异,这些均为深入探讨房地产投资扩张对制造业工资的影响提供了现实的研究素材。因此,本文进一步考察房地产投资扩张对制造业工资的影响在时间和区域上的异质性。

1. 房地产投资与制造业工资:分时段

随着住房体制改革的深化,中央政府分别在2003年和2005年将房地产业确定为促进经济增长的“支柱产业”。同期,房地产投资出现了快速扩张,建筑业和制造业的工资均出现快速上涨,并且两部门间的工资差距日趋扩大。以下我们评估这一效应在时间上的变化。表6分时段估计结果显示,在控制了一系列城市和企业特征变量以及年份、企业和行业固定效应后,在2000—2002年的样本期间,人均房地产新开工面积的系数在1%的水平上显著为负,表明房地产投资扩张对制造业工资呈现出显著的抑制作用。可能的解释是,在房地产市场发展的初期,房地产投资与地区经济同步扩张,促使大量的劳动力从农村进入城市,特别是进入东部城市,增加了劳动力的供给量,使得工资出现显著下降;而在2003—2007年的样本下,人均房地产新开工面积的系数为0.089,且在5%的水平上显著,表明房地产投资显著地推动了制造业工资上涨,并且这一正向效应随着房地产业的发展而递增:在2003—2005年的样本期间,人均房地产新开工面积的系数为0.052,且通过了5%的显著性检验;在2006—2007年间,人均房地产新开工面积的系数增加至0.284,且在5%的水平上显著。综上表明,房地产投资对制造业工资具有显著的正向推动作用,这一效应主要体现在2003年之后。

表6 房地产投资与制造业工资:分时段(因变量:平均工资)

回归方程	2000—2002	2003—2007	2003—2005	2006—2007
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均新开工面积	-0.038*** (0.014)	0.089** (0.045)	0.052** (0.024)	0.284** (0.125)
城市特征变量	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是

(续表)

回归方程	2000—2002	2003—2007	2003—2005	2006—2007
	(1)	(2)	(3)	(4)
行业固定效应	3-digit	3-digit	3-digit	3-digit
样本量	90 996	333 346	180 690	152 656
Adj. R ²	0.030	0.136	0.056	0.110

注：括号内的数字为估计系数的稳健性标准误，均经过“城市-年份”层面的聚类调整；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平。

2. 房地产投资与制造业工资：分地区

考虑到房地产投资及经济发展的区域性差异，我们接着分析房地产投资对制造业工资影响在空间上的异质性。为了刻画房地产投资在不同地区的差异，我们分别计算了东部和中西部地区 2000—2007 年间人均房地产新开工面积及其差值。如图 2 所示，2000—2007 年间，东部地区和中西部地区人均房地产新开工面积一直处于上涨趋势，并且东部地区人均房地产新开工面积始终高于中西部地区。从两者差距来看，2003 年前，东部地区对中西部地区的差距逐年增加。2003 年后，中西部地区的人均房地产新开工面积开始加速上涨，这一差距逐年减少并最终消失。这一点和陆铭等（2015）提到的 2003 年土地政策向中西部倾斜的变化方向是一致的。

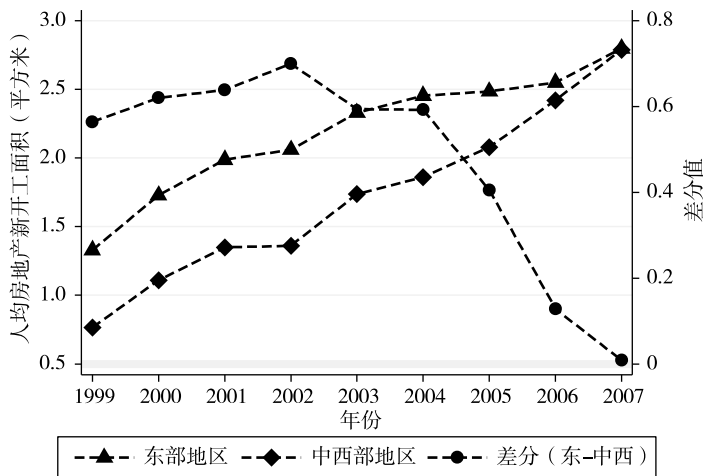


图 2 分区域人均房地产开工面积的变化情况

如果地区之间劳动力供给相对短缺程度一致的话，由于中西部新开工面积增加更加迅速，则房地产扩张对制造业工资的推动作用更可能发生在中西部。表 7 分地区回归给出了相反的结果：在东部地区样本下，人均房地产新开工面积的系数在 10% 的水平上显著为正；而在中部和西部两个样本下，人均房地产新开工面积的系数则均不显著。这可能是由于劳动力供给相对短缺

主要出现在东部地区。相对于中西部地区,东部地区的企业起步更早,企业集聚程度超出人口集聚程度(李国平和范红忠,2003;金煜等,2006),再加上沿海地区在国际贸易上的地理优势,决定了劳动力的流动方向主要是从内地到沿海、从中西部到东部。因此,可以判断,作为剩余劳动力的输出地,中西部地区劳动力供给较为充裕。同时,即使在2003年之后,东部的房地产投资并没有停滞,仍然在继续扩张。

表 7 房地产投资与制造业工资:分地区

回归方程	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)
人均新开工面积	0.103*	-0.032	-0.005
	(0.053)	(0.029)	(0.017)
城市特征变量	是	是	是
企业特征变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
行业固定效应	3-digit	3-digit	3-digit
样本量	338 645	41 673	44 024
Adj. R ²	0.144	0.161	0.164

注:括号内的数字为估计系数的稳健性标准误,均经过“城市-年份”层面的聚类调整;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

五、房地产投资与制造业工资:作用机制检验

如上文所述,房地产投资扩张对制造业工资的推动作用主要源于其对劳动力,尤其是普通劳动力的吸引,导致制造业面临潜在劳动力供给的减少。有鉴于此,我们将从企业及劳动力市场的异质性和农民工择业方向两个视角来检验房地产投资扩张推动制造业工资上涨的作用机制。

(一) 企业及劳动力市场的异质性

1. 企业要素密集度

房地产投资影响制造业工资的一个重要渠道是劳动力在部门间的重新配置。在劳动力流动性越强的企业中,这一作用机制越有效力,房地产投资对企业工资的推动效应越大。在资本密集度较高的企业,劳动力技能要求和人力资本专用性较高(苏东水,2010),被吸引进入房地产及相关行业(建筑业)的概率较低,劳动力跨部门流动性相对较弱(Becker,1962;翁杰,

2005；胡浩志和卢现祥，2010）。而在劳动密集度较高的企业，低技能劳动力的比重相对较高，劳动力同质性较强，更容易被房地产投资扩张所吸引。同时，房地产及相关产业（如建筑业）的用工需求主要集中于低技能的普通劳动力。由此推断，与资本密集型企业相比，房地产投资扩张对劳动密集型企业工资的影响会更大。

为了验证上述推断，我们在回归中加入人均房地产新开工面积与按相对人均资本分组哑变量的交叉项，考察房地产投资对不同要素密集度企业工资影响的差异。我们以2000年为基期计算企业的相对人均资本，按照基期相对人均资本将每个城市的企业从低到高排序并分组，在后续年份中维持分组不变。具体分组方法如下：首先，我们计算在基期同一城市所有企业人均资本的分位数，然后使用分位数进行分组。我们采用两种分组方法：一是使用资本密集度虚拟变量，如果企业的相对人均资本在前50%，该变量等于1，否则为0；二是使用企业相对人均资本将样本平均分为五组，并分别生成相应组别的虚拟变量。

表8为区分要素密集度的回归结果。首先，我们在第（1）列回归中加入人均房地产新开工面积与人均资本“二分法”虚拟变量的交叉项。人均房地产新开工面积的系数在1%的水平上显著为正，交叉项的系数为-0.15，且在1%的水平上显著。与我们的预期一致，房地产投资扩张对制造业工资具有显著的推动作用，并且对劳动密集度较高企业工资的推动作用更大。为进一步考察不同资本密集度企业的工资水平受房地产投资影响的差异，我们以相对资本密集度低于20%（即劳动密集度最高的20%）的样本作为基准，在回归中加入人均房地产新开工面积与其他四个分组虚拟变量的交叉项，估计结果如第（2）列所示。人均房地产新开工面积的系数在1%的水平上显著为正，交叉项的系数均为负，且随着企业人均资本的增加，系数的绝对值在逐渐增加，显著性也在增强。结果表明，相对人均资本最低20%企业的工资水平受房地产投资扩张的影响最大。人均房地产新开工面积每增加一个百分点，企业平均工资水平将上涨0.13个百分点。随着资本密集度的提高，房地产投资扩张对企业工资的影响逐渐减弱。该结果为研究假说提供了证据支持。

表8 房地产投资与制造业工资：区分企业要素密集度

回归方程	二分法	五分位数
	(1)	(2)
人均新开工面积	0.149*** (0.047)	0.127*** (0.045)
人均新开工面积 ×资本密集度	-0.151*** (0.039)	

(续表)

回归方程	二分法 (1)	五分位数 (2)
人均新开工面积		-0.021*
×资本密集型企业(20%—40%)		(0.012)
人均新开工面积		-0.043**
×资本密集型企业(40%—60%)		(0.021)
人均新开工面积		-0.081***
×资本密集型企业(60%—80%)		(0.024)
人均新开工面积		-0.122***
×资本密集型企业(80%—100%)		(0.032)
城市特征变量	是	是
企业特征变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
行业固定效应	3-digit	3-digit
样本量	424 342	424 342
Adj. R ²	0.144	0.144

注：括号内的数字为估计系数的稳健性标准误，均经过“城市-年份”层面的聚类调整；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

2. 企业所有制性质

中国企业具有多元化的所有制结构，并且不同所有制类型的企业在工资决定制度和要素密集度等方面均存在差异。相对于非国有企业，国有企业更注重社会和政治目标，具有更加稳定的工作环境和“半市场化”的工资决定机制，且支付更高的工资（陆正飞等，2012）。由此推测，相对民营和外资等非国有企业，国有企业职工的流动性较低，其工资受到房地产投资的影响较小。有鉴于此，我们分别考察了房地产投资扩张对国有、民营和外资三类制造业工资的影响。表9的估计结果表明，在不同所有制企业中，人均房地产新开工面积的系数具有明显的差异。在国有企业样本下，人均房地产新开工面积系数为0.021，且在10%的水平上显著；在非国有企业样本下，该系数为0.079，且在5%的水平上显著。该结果表明，房地产投资扩张对非国有企业工资具有更大的推动作用。进一步细分样本来看，在民营和外资企业样本下，该系数分别为0.118和0.094，且分别在10%和5%水平上显著。

表9 房地产投资与制造业工资：区分企业所有制性质

回归方程	国有企业	非国有企业	民营企业	外资企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均新开工面积	0.021*	0.079**	0.118*	0.094**
	(0.011)	(0.039)	(0.062)	(0.041)
城市特征变量	是	是	是	是
企业特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	3-digit	3-digit	3-digit	3-digit
样本量	45 966	378 376	194 304	43 534
Adj. R ²	0.160	0.143	0.153	0.129

注：括号内的数字为估计系数的稳健性标准误，均经过“城市-年份”层面的聚类调整；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

3. 劳动力市场发育水平

在劳动力市场发育程度较高的城市，当出现劳动力供给缺口时，会有更多的外部劳动力流入。企业面临的暂时性劳动力缺口可以快速招聘到合适的替代者，满足用工需求。基于此，我们推断，房地产业投资扩张对制造业工资的正向效应会随着劳动力市场发育水平的提高而下降，即在劳动力发育程度较低的省份，房地产投资扩张对制造业工资的推动效应则较大。

本文度量劳动力市场化发育水平的数据来源于《指数化报告》中“劳动力流动性”指数，该指数使用外来农村劳动力占当地城镇从业人员的比重，来刻画劳动力市场发育水平。为了考察房地产投资扩张对制造业工资推动效应在不同劳动力市场发育程度下的差异，我们在回归中加入劳动力流动性指数与人均房地产新开工面积的交叉项。为缓解交叉项与单个变量间的共线性问题，我们参考余靖雯等（2019）的方法，将劳动力流动性和人均房地产新开工面积在城市层面上做去均值处理，然后再构造交互项。回归结果如表10第（1）列所示。与我们的预期一致，交叉项的系数在5%的水平上显著为负，表明随着劳动力市场发育水平的提高，房地产投资扩张对制造业工资的推动效应会减弱。进一步，我们以劳动力流动性在年份层面对城市进行分类。高于全样本中位数的城市定义为高市场化样本，否则定义为低市场化样本。分样本的估计结果如第（2）、（3）列所示。在劳动力市场发育程度较好的城市中，人均房地产新开工面积的系数为正，但不显著；在劳动力市场发育程度较差的城市中，人均房地产新开工面积的系数为0.108，且在10%的水平上显著。上述结果均为本文的研究假说提供了证据支持。

表 10 房地产投资与制造业工资：区分劳动力市场发展水平

	交叉项	劳动力流动性高	劳动力流动性低
	(1)	(2)	(3)
人均新开工面积	0.079** (0.037)	0.019 (0.024)	0.108* (0.059)
人均新开工面积 ×劳动力流动性	-0.017*** (0.006)		
劳动力流动性	-0.012*** (0.004)		
城市特征变量	是	是	是
企业特征变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	424 342	324 003	100 339
Adj. R ²	0.145	0.140	0.144

注：括号内为估计系数的稳健标准误，均经过“城市-年份”层面的聚类调整；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

(二) 农村外出劳动力就业选择

本小节我们将讨论房地产投资对农村外出劳动力择业流向的影响，从而为验证房地产投资扩张影响制造业工资的机制提供直接证据。我们采用农业部农村经济研究中心(RCRE)提供的农村家庭固定观察点调查数据，检验房地产投资是否能改变农村外出劳动力的择业流向，从而更为直接地识别其推高制造业工资的作用机制。

1. 计量模型

我们构建如下线性模型，分析房地产投资对外出劳动力务工决策的影响：

$$Ind_job_{i,c,t} = \lambda \ln(New_const_{c,t}) + Ind_job_{i,c,t-1} + X_{c,t} \delta_1 + Z_{i,t} \delta_2 + \eta_i + \eta_t + \epsilon_{i,c,t}, \quad (4)$$

其中， i 、 c 和 t 分别表示个人、城市和年份； $Ind_job_{i,c,t}$ 表示农村外出劳动力择业的虚拟变量：若在外出年份选择某一行业则取值为1，否则为0； $New_const_{c,t}$ 为农村外出劳动力所在城市 c 在 t 年的人均房地产新开工面积；与前文的回归相同， $X_{c,t}$ 为城市特征变量向量； $Z_{i,t}$ 是表示农村外出劳动力个体特征的变量，具体包括性别、年龄、受教育年限、自评健康程度及小孩数

量；此外，考虑到行业工资水平对劳动力就业选择的影响，我们还控制了滞后一期建筑业日均工资水平和制造业日均工资水平。 η_i 为劳动力个体固定效应，控制不随时间变化的个体特征； η_t 表示年份固定效应； $\epsilon_{i,c,t}$ 为随机扰动项。与上文的处理一致，我们对回归残差进行集聚处理，以便得到更加稳健的估计方差。

2. 房地产投资与农村外出劳动力择业

回归结果如表 11 所示。其中，第（1）列为房地产投资扩张对农村外出劳动力是否选择从事制造业影响的回归结果。在控制了滞后一期的职业选择、城市和个体特征变量以及年份和个体固定效应后，人均房地产新开工面积的系数为-0.023，且在 10% 的水平上显著。这意味着，人均房地产新开工面积每增加 1 个百分点，农村外出劳动力选择从事制造业的概率将下降 0.02 个百分点。第（2）列为房地投资扩张对农村外出劳动力是否选择从事建筑业影响的回归结果。人均房地产新开工面积的系数为 0.052，且在 1% 的水平上显著，即人均房地产新开工面积每增加 1 个百分点，农村外出劳动力选择从事建筑业工作的概率将上升 0.05 个百分点。该结果表明，房地产投资扩张显著提高了农村外出劳动力从事与房地产直接相关的建筑业的概率。这一结果为本文的研究假说提供了直接的证据支持。为进一步检验房地产投资扩张对劳动力从事其他行业的影响，我们还分别使用是否从事服务业和是否从事其他两个虚拟变量作为被解释变量，并重复第（1）列的回归，估计结果如第（3）和（4）列所示。其中，其他包括农业、运输业及其他行业三类。第（3）列结果显示，人均房地产新开工面积的系数在 5% 的水平显著为负，表明房地产投资扩张对劳动力从事服务业呈现显著的负向影响。第（4）列结果显示，人均房地产新开工面积对选择从事其他行业呈现正向影响，但不显著。可能的原因在于，其他行业中包含了装修、装饰等与房地产相关的行业。⁷

表 11 房地产投资与劳动力就业选择

	制造业	建筑业	服务业	其他
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均新开工面积	-0.023*	0.052***	-0.040**	0.023
	(0.012)	(0.015)	(0.018)	(0.019)
从事制造业	0.049			
(滞后一期)	(0.079)			

⁷ 感谢审稿人的意见，滞后一期职业对当期就业选择没有影响，主要原因在于，通过控制个体固定效应，职业选择在时间维度的稳定性已经得到控制。

(续表)

	制造业	建筑业	服务业	其他
	(1)	(2)	(3)	(4)
从事建筑业		-0.139		
(滞后一期)		(0.085)		
从事服务业			0.041	
(滞后一期)			(0.078)	
从事其他行业				0.034
(滞后一期)				(0.059)
滞后期职业	是	是	是	是
个人特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
个人固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1 084	1 084	1 084	1 084
Adj. R^2	0.049	0.079	0.053	0.031

注：括号内为估计系数的稳健标准误，均经过“城市-年份”层面的聚类调整；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平。

六、结论与政策启示

劳动力成本快速上升和“用工荒”是当前中国制造业发展面临的重要问题。本文采用2000—2007年中国工业企业数据、城市统计数据以及2003—2007年农村家庭固定点调查数据实证分析了房地产扩张对制造业工资的推动作用以及内在机制。研究表明，在房地产投资规模越大的城市，当地制造业工资上涨幅度越大。具体而言，人均房地产新开工面积每增加1个百分点，制造业的工资将整体上涨0.07个百分点。考虑潜在的内生性问题和最低工资标准调整等稳健性检验均得到一致的结果。考虑时间和地区异质性的检验结果表明，房地产投资对制造业工资的推动作用主要体现在2003年之后和东部地区。进一步考虑企业和劳动力市场异质性的结果表明，在劳动密集度较高企业、非国有企业等劳动流动性较强的企业，以及劳动力市场发育水平较低的市场环境下，房地产扩张对制造业工资的推动作用较大，间接表明房地产投资扩张通过促进劳动力流动推动制造业的工资上涨。最后，本文实证分析了房地产投资对农村外出劳动力就业选择的影响，结果表明，房地产扩

张显著改变了农村外出劳动力择业的流向。房地产扩张导致农村外出劳动力选择从事制造业的概率下降，同时选择从事建筑业的概率提高。这一结果表明房地产扩张通过影响农村外出劳动力择业方向导致制造业出现“用工荒”和工资持续上涨，进而实证检验了房地产扩张推高制造业工资的作用机制。本文研究为理解2000年之后制造业面临的“用工荒”以及工资快速上涨提供了一个新的视角，也为房地产快速扩张挤出制造业经济发展提供了直接的微观证据。

准确识别制造业工资上涨的成因，既关系到对人口红利和发展阶段的理解，也关系到国家宏观、区域和产业政策的制定。我们的研究发现，房地产投资逐年扩张，吸引越来越多制造业企业的要素进入房地产部门，进而减少制造业部门潜在的劳动力供给，是导致多地频现“用工荒”以及工资快速上涨的重要原因。当企业面临“招工难、成本高”时，理性的选择将是更多使用资本替代劳动，被动地实现产业升级。但由于要素再配置驱动的工资上涨背后并没有劳动生产率的同步提高作为支撑，将可能会导致制造业发达的东部地区出现过度的资本深化和过快的产业升级，从而背离了全国农村仍然有大量过剩劳动力的现状，最终将危害中国经济的整体竞争力，甚至抑制外商直接投资的进入和导致部分企业转移至其他国家。有鉴于此，本文的研究结论具有重要的政策含义：一方面，在分析和制定缓解制造业“用工荒”和劳动力成本上涨的相关政策时，需要充分关注到房地产投资扩张等在劳动力市场之外却会导致劳动力市场出现结构性变化的因素；另一方面，适当的房地产调控政策不仅能保障社会各界所关注的房地产经济持续、稳定和健康发展，还能在很大程度上提高资源配置效率，防止制造业出现“空心化”的问题，这对正处于发展中的中国而言举足轻重，从而更加突显科学地制定和实施房地产调控政策的重要性和紧迫性。

参 考 文 献

- [1] Becker, G. S., "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 1962, 70 (5), 9-49.
- [2] 蔡昉, "人口转变人口红利与刘易斯拐点", 《经济研究》, 2010年第4期, 第4—13页。
- [3] Chaney, T., D. Sraer, and D. Thesmar, "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment", *The American Economic Review*, 2012, 102 (6), 2381-2409.
- [4] Charles, K. K., E. Hurst, and M. Notowidigdo, "Manufacturing Decline, Housing Booms, and Non-Employment", *NBER Working Paper*, No. 18949, 2013.
- [5] 陈斌开、黄少安、欧阳涑非, "房地产价格上涨能推动经济增长吗?", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第3期, 第1079—1102页。

- [6] 陈斌开、金箫、欧阳涤非,“住房价格、资源错配和中国工业企业生产率”,《世界经济》,2015年第4期,第77—98页。
- [7] Dong, X. Y., and L. C. Xu, “Labor Restructuring in China: Toward a Functioning Labor Market”, *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37 (2), 287-305.
- [8] 丁守海,“劳动剩余条件下的供给不足与工资上涨——基于家庭分工的视角”,《中国社会科学》,2011年第5期,第4—21页。
- [9] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》。北京:经济科学出版社,2011年。
- [10] 范剑勇、莫家伟、张吉鹏,“居住模式与中国城镇化——基于土地供给视角的经验研究”,《中国社会科学》,2015年第4期,第44—63页。
- [11] Golley, J., and X. Meng, “Has China Run Out of Surplus Labor”, *China Economic Review*, 2011, 22 (4), 555-572.
- [12] 胡浩志、卢现祥,“企业专用性人力资本与员工流动性”,《财经问题研究》,2010年第6期,第86—92页。
- [13] Jefferson, G., A. Hu, X. Guan, and X. Y. Yu, “Ownership Performance and Innovation in China’s Large and Medium-Size Industrial Enterprise Sector”, *China Economic Review*, 2003, 14 (1), 89-113.
- [14] 金煜、陈钊、陆铭,“中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策”,《经济研究》,2006年第4期,第79—89页。
- [15] 李国平、范红忠,“生产集中、人口分布与地区经济差异”,《经济研究》,2003年第11期,第79—86页。
- [16] 卢峰,“中国农民工工资走势:1979—2010”,《中国社会科学》,2012年第7期,第47—56页。
- [17] 陆铭、张航、梁文泉,“偏向中西部的土地供应如何推升了东部工资”,《中国社会科学》,2015年第5期,第59—83页。
- [18] 陆正飞、王雄元、张鹏,“国有企业支付了更高的职工工资吗”,《经济研究》,2012年第3期,第28—39页。
- [19] 罗知、张川川,“信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率”,《金融研究》,2015年第7期,第60—75页。
- [20] 马双、张劼、朱喜,“最低工资对中国就业和工资水平的影响”,《经济研究》,2012年第5期,第132—146页。
- [21] Miao, J. J., and P. F. Wang, “Sectoral Bubbles and Endogenous Growth”, *Journal of Mathematical Economics*, 2014, 53, 153-163.
- [22] 聂辉华、江艇、杨汝岱,“中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题”,《世界经济》,2012年第5期,第142—158页。
- [23] 荣昭、王文春,“房价上涨和企业进入房地产——基于我国非房地产上市企业数据的研究”,《金融研究》,2014年第4期,第158—173页。
- [24] Stock, J. H., and M. Yogo, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, In: Andrews, D., and J. H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essay in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, 80-108.
- [25] 苏东水,《产业经济学(第三版)》。北京:高等教育出版社,2010年。
- [26] 陶然、史晨、汪晖、庄谷中,“‘刘易斯转折点悖论’与中国户籍——土地-财税制度联动改革”,

- 《国际经济评论》，2011年第3期，第120—147页。
- [27] 王文春、荣昭，“房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究”，《经济学》（季刊），2014年第13卷第2期，第456—490页。
- [28] 翁杰，“企业的人力资本投资和员工流动”，《中国人口科学》，2005年第6期，第65—73页。
- [29] 吴海民，“资产价格波动、通货膨胀与产业空心化——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究”，《中国工业经济》，2012年第1期，第46—56页。
- [30] 杨汝岱，“中国制造业企业全要素生产率研究”，《经济研究》，2015年第2期，第61—74页。
- [31] 余靖雯、郭凯明、龚六堂，“宏观政策不确定性与企业现金持有”，《经济学》（季刊），2019年第18卷第3期，第987—1010页。
- [32] Yuan, Y., Z. Rong, R. D. Yang, and Y. Liu, “Instability of Migrant Labor Supply in China: Evidence from Source Areas for 1987–2008”, *Eurasian Geography and Economics*, 2015, 56 (3), 231-259.
- [33] 张杰、杨连星、新夫，“房地产阻碍了中国创新吗？——基于金融体系贷款期限结构的解释”，《管理世界》，2016年第5期，第64—80页。

Real Estate Expansion and Manufacturing Wages Increase in China

—From the Perspective of Labor Reallocation

WENCHUN WANG

(Zhejiang Gongshang University)

RUKAI GONG*

(Donghua University)

ZHAO RONG

(Zhongnan University of Economics and Law)

RUDAI YANG

(Peking University)

Abstract Labor shortage and the rapid rise in labor costs are important challenges facing the development of China's manufacturing industry. Using Chinese industrial enterprise data, urban data, and rural household survey data for the period 2000–2007, we investigate the

* Corresponding Author: Rukai Gong, Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, No. 1882 Yan'an West Road, Changning District, Shanghai, 200051, China; Tel: 86-21-62373621; E-mail: gong.rukai@dhu.edu.cn.

stimulating effect of real estate expansion on manufacturing wages and its potential mechanism. We find that real estate expansion positively influenced manufacturing firms' wage, and our IV estimations confirm the causality. By investigating the job choice of rural-to-urban migrant laborers, we further find that real estate expansion attracts cheap labor from manufacturing to real estate-related industries, which can be an important reason for the rise in manufacturing wages. Our study provides a new perspective for understanding the recent rapid rise in manufacturing wages in China, and provides new micro-level evidence on the crowding-out effects of real estate expansion on the manufacturing industry.

Keywords real estate, wage cost, labor reallocation

JEL Classification J30, J60, R31