《工业智能化如何重塑劳动力就业结构》
评阅书及作者修改说明

发表信息：孙早，侯玉琳. 工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J]. 中国工业经济. 2019, (5):61-79.

《中国工业经济》外审意见 1 及作者修改说明

非常感谢审稿专家对本文的肯定，并提出许多宝贵的、具有启发性的修改建议，提高了本文的质量。我们认真思考、分析了审稿专家的意见，对文章进行了逐条修改，现将具体的修改情况向您汇报。

以智能化为主要特征的新一轮工业革命方兴未艾，大量工作岗位正在被智能化设备取代，劳动力市场预期会受到长期而巨大的冲击。在此背景下，研究工业智能化对中国劳动力市场的影响具有重要意义。本文借鉴 Acemoglu and Autor（2011）的理论模型，构建了一个智能物资资本投入和区域生活成本差异下三种技能劳动力的需求分析框架，分析工业智能规划对中国劳动力就业结构的影响机制，基于中国的特殊背景展开研究，具有一定的新意。

具体的修改意见如下：

1. 理论部分的排版与展示较为混乱，可读性差，建议作者重新对模型的展示过程进行梳理。理论分析的第一个结论，智能化覆盖区域的扩展会提升高、低两端技能水平的劳动力需求，降低中端技能劳动力需求，主要源于 Acemoglu and Autor（2011）。文章理论部分的主要创新在于引入生活成本以解释发达地区只有高技能水平劳动力需求提升的现象，对于此处的模型结论，应该给出详细的推导过程，以突显文章的创新性。

回复：遵循审稿专家的建议，我们对理论部分重新进行了梳理和改进，希望能够更清晰地展示本文的理论模型和假说。作为发展中国家，中国尚未完全实现工业化，区域间工业智能化水平和产业结构升级层次明显，高度发达地区的过高生活成本和户籍歧视等诸多因素也与劳动力就业紧密相关，提高了流入人口的门槛，挤出了低技能劳动力（陆铭等，2012；章莉等，2014）。从以上事实出发，我们在理论模型第三部分刻画了地区间智能化发展差异对不同技能劳动力就业需求的影响机制，提出假说 2：工业智能化发展程度较高的地区，高技能劳动力的就业需求增长幅度要大于低技能劳动力，而所有地区对中等技能劳动力的需求均会下降。在理论模型第四部分探讨了地区生活成本差异在智能化影响不同技能劳动力就业需求中的作用，提出假说 3：中国发达地区的高生活成本挤出了低技能劳动力，客观上加剧了智能化设备对低技能劳动力的替代，致使发达地区就业“极化”发生“异化”，劳动力就业结构呈现“单极极化”趋势。理论模型中第三和第四部分均为本文的创新，按照审稿专家的建议，我们将推导过程更为详细地展示出来，并加强了与假说的联系。

2. 实证部分。计量模型与计量结果是否存在不一致问题。模型（14）中，作者将分地区的虚拟变量与所有变量进行交互，以考察不同区域的差异。基于该实证设计，所有区域的回归结果在同一实证方程中，应处于同一列，后文的回归结果展示在了一行，更像是一个分样本回归，是否与模型（14）并不匹配。虽然用分样本的虚拟变量与所有变量交互在一定程度上也能达到分样本的效果，但模型（14）的问题在于，并没有加入地区虚拟变量水平项，这也就意味着该实证方程刻画的分样本回归的各样本并没有常数项。

回复：非常感谢审稿专家提出的意见，我们认真思考了本文的计量模型和假说、回归结果的一致性问题，对文章表述不清楚、不恰当之处做了修改。为考察不同地区工业智能化发展程度对不同技能劳动力的就业需求影响的差异，我们在计量模型（21）（即添加推导过程之后的计量模型（14））中加入地区虚拟变量 D_n 和工业智能化变量的交互项，得到计量模型（22）。为进一步分析各地区工业智能化和生活成本交互作用对劳动力就业需求的影响，在模型中引入二者的交互项、生活成本和地区虚拟变量的交互项，以及三次交互项，得到计量模型（23）。按照模型（22）和（23）做计量回归时，也是采用的同一方式，将地区虚拟变量与相应变量进行交互，以考察不同区域的差异，所有区域的回归结果在同一实证方程中，并没有采用分样本回归。在修改稿中，我们改进了回归结果在表 4、表 8、表 9、表 10、表 11 以及稳健性检验中的展示方式，详见文章标红部分，

这里仅展示改进后的表 4 估计结果。第一行为西南地区工业智能化对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几行分别为北部沿海、东部沿海和东北等地区与西南地区的系数差异及其显著性，估计结果的具体经济意义分析在文章中进行了详细阐述。

$$l_{it}^{z} = \delta_0^z + \delta_1^z Int_{it} + \delta_2^z Ch_{it} + \sum_j \phi_j^z X_{jit} + \mu_i^z + \nu_t^z + \varepsilon_{it}^z \tag{21}$$

$$l_{it}^{z} = \delta_0^z + \delta_1^z Int_{it} + \delta_2^z Ch_{it} + \sum_j \phi_j^z X_{jit} + \sum_n \theta_n^z Int_{it} \times D_n + \mu_i^z + \nu_t^z + \varepsilon_{it}^z \tag{22}$$

$$\begin{aligned} l_{it}^{z} = {} & \delta_0^z + \delta_1^z Int_{it} + \delta_2^z Ch_{it} + \delta_3^z Int_{it} \times Ch_{it} + \sum_j \phi_j^z X_{jit} \phi_j^z + \sum_n \theta_n^z Int_{it} \times D_n \\ & + \sum_n \upsilon_n^z Ch_{it} \times D_n + \sum_n \omega_n^z Int_{it} \times Ch_{it} \times D_n + \mu_i^z + \nu_t^z + \varepsilon_{it}^z \end{aligned} \tag{23}$$

表 4 工业智能化影响劳动力就业结构的区域差异的回归结果

	劳动力需求					
	研究生	大学本科	大学专科	高中	初中	小学及以下
西南地区	0.0654***	0.0386	0.0789	0.2393**	-0.0600	-0.3622**
	（3.81）	（0.69）	（1.42）	（2.29）	（-0.39）	（-2.24）
北部沿海	0.1163***	0.4290***	0.0682	-0.4635***	-0.9142***	0.7643***
	（7.89）	（8.97）	（1.43）	（-5.17）	（-6.99）	（5.51）
东部沿海	0.0268*	0.3079***	0.1686***	-0.3091***	-0.5062***	0.3120**
	（1.70）	（6.02）	（3.30）	（-3.22）	（-3.61）	（2.10）
南部沿海	0.0014	0.1332**	0.0506	0.1704	-0.5348***	0.1791
	（0.08）	（2.34）	（0.89）	（1.59）	（-3.43）	（1.08）
东北地区	0.0086	0.1149**	-0.1548***	-0.4887***	-0.5827***	1.1026***
	（0.49）	（1.99）	（-2.69）	（-4.51）	（-3.69）	（6.59）
黄河中游	0.0336**	0.1534***	0.1540***	0.129	-1.0208***	0.5508***
	（1.97）	（2.77）	（2.79）	（1.24）	（-6.74）	（3.43）
长江中游	0.0142	0.0648	0.044	0.1934**	-0.4255***	0.1091
	（0.91）	（1.28）	（0.87）	（2.03）	（-3.07）	（0.74）
西北地区	0.0003	0.1702***	0.0478	-0.0887	-0.3591**	0.2295
	（0.02）	（3.04）	（0.86）	（-0.85）	（-2.35）	（1.42）

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。六个模型的数据观测值均为 420。这里构造了较为严格的假设，即假设各地区其他解释变量的系数相同，估计结果未在表中汇报。经 Hausman 检验，6 种教育程度的模型均为固定效应。所有模型均控制了个体因素和时间因素。通过计算受约束回归的 F 统计值，显示各地区虚拟变量的系数估计值是具有显著差异的。

3. 模型的识别问题。过于宏观层面的数据掩盖了内部的运行机制，不利于进行识别。文章的一个重要观点在于发达地区的生活成本较高，导致不同于国外的智能化两级化效应，只能产生单极化效应。该观点的主要证据在于分区域回归中不同地区智能化对不同受教育水平劳动力影响的差异。在文章的分样本设计机制下，中国的 30 个省份要被分成 8 个区域，这也就意味着每个区域只有 3-4 个个体可供考察，观测样本数目较少会导致较为严重的随机性问题，加上计量模型中的变量较多，识别不足的问题更加严重，因此，这一实证设计受限于样本问题，结论可靠性令人担心。

回复：审稿专家提出的意见和担心十分关键，为了避免观测样本量过小和自由度过小导致估计结果偏误和识别不足的问题，我们在计量模型设计时采用引入地区虚拟变量以及其和解释变量交互项的方式，并严格按照计量模型进行回归，所有区域的回归结果在同一实证方程中，而并未采用分样本方式进行区域分析。此时每个计量模型的样本观测值均为 420，我们在每一个表格中或者下方注释中添加了说明。在计量模型（22）进一步加入工业智能化、生活成本、地区虚拟变量的三次交互项，以及所有的低次项时，为了防止变量过多、自由度过小导致估计结果偏误，我们按照表 4 和表 8 的估计结果，以北部沿海为基准，共设置三个地区虚拟变量，将东部沿海和南部沿海设为同一虚拟变量，黄河中游和东北地区设为同一虚拟变量，其他地区设为同一虚拟变量，估计结果如表 9 所示。前三行为北部沿海地区工业智能化对不同教育程度劳动力就业需求的系数

估计，其余几行分别为各地区与北部沿海的系数差异及其显著性。根据表格 9 列 I 所示，设置三个地区虚拟变量并未改变表 4 显示的工业智能化将导致北部沿海、黄河中游和东北地区就业呈现“U 型极化”现象，而东部沿海和南部沿海地区呈现“单极极化”现象的结论。在进一步探究区域产业结构差异下，发达地区过高生活成本和工业智能化发展对不同教育程度劳动力的就业影响，尤其是对低教育程度劳动力的挤出效果时，我们也采用的添加地区虚拟变量和交互项的方法，表 10 和表 11 的样本观测值均为 420。表 11 中的前五行为北部沿海地区各变量和交互项对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几行分别为各地区与北部沿海的系数差异及其显著性。这里仅展示修正后的表 9 估计结果。为了进一步验证本文回归结果的稳健性，我们采用了两种检验方式，一是分别更换被解释变量即不同技能劳动力就业需求和解释变量生活成本的衡量指标，二是采用空间自相关模型（SAR Model）和空间误差模型（SEM Model）进行实证估计，具体估计结果见附录。稳健性检验得到的结果支持了本文的基本结论。

表 9 工业智能化影响就业结构区域差异的进一步研究结果

		研究生		大学本科		大学专科	
		I	II	I	II	I	II
北部沿海地区	*Int*	0.2433***	0.1961***	0.6440***	0.6039***	0.1244**	0.0560
		（17.51）	（7.71）	（13.80）	（7.06）	（2.53）	（0.60）
	Ch	0.0901***	0.0830***	0.2038***	0.2149***	-0.0735	-0.0984
		（6.11）	（5.05）	（4.12）	（3.89）	（-1.41）	（-1.62）
	Int · Ch		-0.0027**		-0.0034		-0.0036
			（-2.41）		（-0.90）		（-0.85）
东部和南部沿海地区	*Int*	-0.1876***	-0.1687***	-0.4940***	-0.5216***	0.0501	0.1100
		（-9.82）	（-6.10）	（-7.70）	（-5.60）	（0.74）	（1.07）
	Ch	-0.1020***	-0.0397*	-0.3684***	-0.2098***	-0.0277	0.0203
		（-5.12）	（-1.76）	（-5.50）	（-2.77）	（-0.39）	（0.24）
	Int · Ch		-0.0030**		-0.0145***		0.0017
			（-2.04）		（-2.91）		（0.30）
东北和黄河中游地区	*Int*	-0.2041***	-0.1731***	-0.5472***	-0.5448***	-0.0521	0.0120
		（-8.57）	（-5.77）	（-6.84）	（-5.40）	（-0.62）	（0.11）
	Ch	-0.1036***	-0.0894***	-0.2551***	-0.2369***	0.0169	0.0724
		（-5.58）	（-4.16）	（-4.09）	（-3.27）	（0.26）	（0.91）
	Int · Ch		0.0038		0.0107		0.0120
			（1.50）		（1.27）		（1.29）
其他地区	*Int*	-0.1997***	-0.1701***	-0.5735***	-0.5552***	-0.0100	0.0472
		（-9.26）	（-6.05）	（-7.92）	（-5.87）	（-0.13）	（0.45）
	Ch	-0.0863***	-0.0781***	-0.2242***	-0.1847***	0.0395	0.0655
		（-5.27）	（-4.24）	（-4.08）	（-2.98）	（0.68）	（0.96）
	Int · Ch		0.0018		0.0116**		0.0044
			（1.11）		（2.16）		（0.75）
		高中		初中		小学及以下	
		I	II	I	II	I	II
北部沿海	*Int*	-0.4644***	-0.6050***	-0.9860***	-0.8147***	0.4386***	0.5637**
		（-4.94）	（-3.50）	（-7.49）	（-3.27）	（3.17）	（2.16）
	Ch	-0.3526***	-0.4487***	0.0444	0.0523	0.0878	0.1969
		（-3.53）	（-4.02）	（0.32）	（0.33）	（0.60）	（1.17）

	Int · Ch		-0.0050 （-0.65）		0.0111 （1.01）		0.0036 （0.31）
东部和南部沿海	*Int*	0.7407*** （5.73）	0.9846*** （5.23）	0.5433*** （3.01）	0.5030* （1.86）	-0.6525*** （-3.43）	-0.9073*** （-3.19）
	Ch	0.5193*** （3.85）	0.3086** （2.02）	0.1830 （0.97）	-0.0214 （-0.10）	-0.2041 （-1.03）	-0.0580 （-0.25）
	Int · Ch		0.0375*** （3.73）		0.0120 （0.83）		-0.0337** （-2.21）
东北和黄河地区	*Int*	0.4256*** （2.64）	0.6006*** （2.94）	0.2906 （1.29）	0.2336 （0.80）	0.0872 （0.37）	-0.1283 （-0.42）
	Ch	0.2454* （1.95）	0.2470* （1.69）	0.1163 （0.66）	0.2862 （1.36）	-0.0199 （-0.11）	-0.2792 （-1.26）
	Int · Ch		-0.0209 （-1.22）		0.0432* （1.75）		-0.0489* （-1.89）
其他地区	*Int*	0.5861*** （4.01）	0.7372*** （3.85）	0.6465*** （3.17）	0.5350* （1.94）	-0.4493** （-2.09）	-0.5942** （-2.05）
	Ch	0.2161* （1.95）	0.2144* （1.71）	-0.0710 （-0.46）	-0.1140 （-0.63）	0.1259 （0.77）	0.0970 （0.51）
	Int · Ch		-0.0128 （-1.18）		-0.0069 （-0.45）		0.0019 （0.12）

注：同表 4。这里所有模型均控制了个体因素和时间因素，样本观测值为 420。经 Hausman 检验，各模型均为固定效应模型。通过计算受约束回归的 F 统计值，显示各地区虚拟变量的系数估计值是具有显著差异的。

4. 变量指标选择问题。文章将不同受教育水平就业人员的数量占比作为劳动力需求的衡量指标。劳动力的受教育水平供给弹性较低，对市场需求的反应较为缓慢，其变化是一个长期的过程，因此，在 Acemoglu and Autor（2011）的考察中，以 50 年左右的视域进行分析。受教育程度数量变量的这一特性意味着，基于该指标进行文章的主要实证分析可能存在着一定的风险，建议作者的主体回归基于不同教育程度就业人员工资涨幅变量进行。

回复：非常感谢审稿专家对采用不同教育程度就业人数占比和工资涨幅两个指标衡量就业需求的优劣之处所做的分析，深入有见地地指出了劳动力就业领域的关键问题。不同教育程度就业人员工资涨幅差异在反映就业市场需求的敏感度和时效性方面有很大优势，克服了就业人数占比供给弹性较低的缺陷，因此我们遵循审稿专家的建议，尽最大努力搜集该指标对文章进行修改。

我们查阅了大量相关文献，并请教了几位该领域的资深专家，目前为止，国内该领域的已有研究也都存在类似问题，国内关于不同教育程度就业人员的工资数据收集确实非常困难，《中国劳动统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、各省份的统计年鉴、各城市的统计年鉴和经济普查数据中，均未汇报此数据。我们搜集了所有可获得的调查数据，进行整理和尝试，发现也无法得到不同教育程度就业人员工资的高质量数据。（1）我们仔细筛选整合了中国家庭健康与营养调查数据（CHNS），共得到 9 个省份 4 年的面板数据，样本数据量太小会导致较为严重的随机性问题和识别不足问题。（2）我们将中国综合社会调查数据（CGSS）筛选、匹配和整合后，共得到 27 个省份 10 年的面板数据，样本数据量不会过小，但是该调查数据存在一个很大的问题，那就是对不同省份进行调查时存在严重的数据偏差，例如 2012 年的调查数据中，上海本科数据有 161 个，但是安徽省本科数据只有 2 个，重庆、内蒙古和新疆只有 3 个，2008、2010、2011 和 2013 年的数据也有类似情况。用此数据计算不同教育程度的平均工资涨幅指标会产生很大的偏误。此外，该调查数据中，研究生数据缺失非常严重。本科和研究生数据均存在偏差，这使得高教育程度劳动力就业情况的估计结果不具有可信度和稳健性。我们尝试利用本科、大专、高中、初中和小学及以下 5 种受教育程度人员的平均工资涨幅（减去各省份不分教育程度的平均工资涨幅）进行面板数据模型估计时，Hausman 检验显示 5 种受教育程度均为随机效应模型，虽然工业智能化变量的符号

与本文基本回归结果一致，但所有解释变量的系数均不显著，具体估计结果如表Ⅰ所示。鉴于数据质量问题和实证结论的稳健性，我们最终没有选择该调查数据进行全文的主体回归。

为了弥补以上缺陷，我们在审稿专家建议的基础上，借鉴宋冬林等（2010）、陆雪琴和文雁兵（2013）的做法，通过比较 2001-2015 年《中国劳动统计年鉴》行业大类中就业人员的受教育程度和大专及以上学历的比例，以农林渔牧业、采矿业和制造业就业人员平均工资的涨幅分别代表低技能、中技能和高技能劳动力的就业需求，减去各省份平均工资涨幅作为被解释变量进行稳健性检验，具体估计结果如表Ⅱ所示。回归结果显示，本文工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”趋势的基本结论是稳健的（详见文章 P20 和附录部分）。之所以本文实证部分主体回归没有采用不同行业的平均工资涨幅，有以下几个原因：①已有文献选择不同行业平均工资衡量不同技能劳动力就业时，在可获得的数据中只有行业大类的相关数据，哪类行业代表高技能和低技能，并未达成一致，并且存在互相矛盾之处，例如宋冬林等（2010）用制造业和农林牧渔业职工平均工资比值，反映技能溢价及其变化趋势，而陆雪琴和文雁兵（2013）用科学研究和技术服务行业与农林牧渔业平均工资之比衡量技能溢价。②正如前述文献，不同教育程度就业人员的工资情况多用来研究技能溢价问题（Autor etal.，2003；宋冬林等，2010；陆雪琴和文雁兵，2013；董直庆等，2014；杨飞，2017）。③在技能溢价研究的文献中，技能劳动力是不可缺少的关键解释变量，其衡量指标也多采用不同受教育程度的就业人数占比，例如陆雪琴和文雁兵（2013）采用了大专及以上学历人数占总抽样人数的比例、大专及以上学历人数与高中学历人数之比和人均受教育年限三个指标；董直庆等（2014）将具有大专和大学本科及以上学历的劳动力定义为技能劳动，将大专以下教育程度的劳动力定义为非技能劳动；杨飞（2017）将接受初等教育的劳动归类为低技能劳动，接受中等教育的劳动归类为中等技能劳动，接受高等教育的劳动归类为高技能劳动。因此经过再三斟酌，我们借鉴邵文波和李坤望（2014）、江永红等（2016）、郝楠（2017）和申广军等（2017）的做法，选择不同教育程度就业人员占比衡量劳动力就业结构，进行经验研究部分的主体回归和分析。目前为止，国内该领域的已有研究也都存在同样的问题，这确实是不能令人满意的地方，如何克服此问题也是将来该领域研究的一个努力方向。

表Ⅰ采用 5 种受教育程度人员平均工资涨幅（CGSS）衡量劳动力就业需求的估计结果

	劳动力需求				
	大学本科	大学专科	高中	初中	小学及以下
Int	1.3288	-0.2106	-1.7003	-0.3066	0.0114
	（1.42）	（-0.30）	（-1.05）	（-0.52）	（0.01）
Ch	-0.7837	-0.3658	-0.5237	-0.0450	-0.3670
	（-0.93）	（-0.58）	（-0.36）	（-0.09）	（-0.48）
Sr	-0.7107	-0.1366	-0.0733	-0.4254	-0.2235
	（-0.94）	（-0.24）	（-0.06）	（-0.90）	（-0.33）
Hi	-0.8252	0.9311	1.0919	0.2685	0.6376
	（-0.71）	（1.08）	（0.55）	（0.37）	（0.61）
Tra	-0.1972	-0.0952	0.2123	0.0372	0.0806
	（-1.26）	（-0.82）	（0.79）	（0.38）	（0.57）
Ur	0.1102	0.5135*	-0.2123	0.1572	0.1644
	（0.31）	（1.96）	（-0.35）	（0.71）	（0.52）
Df	0.0725	0.0224	0.0947	0.0266	0.0252
	（1.11）	（0.46）	（0.84）	（0.65）	（0.43）
个体因素	YES	YES	YES	YES	YES
时间因素	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman test	随机效应	随机效应	随机效应	随机效应	随机效应
R^2	0.0765	0.1934	0.0590	0.1604	0.2448
Obs	270	270	270	270	270

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

表Ⅱ 采用三种行业平均工资涨幅衡量不同技能劳动力就业需求的回归结果

	劳动力需求								
	低技能			中技能			高技能		
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ
Int	0.2368**	0.2747**	0.0799	-0.3928***	-0.4180***	-0.5608*	0.1801***	0.1492**	0.5204***
	（2.18）	（2.42）	（0.28）	（-2.93）	（-3.00）	（-1.67）	（2.70）	（2.15）	（3.27）
Ch	-0.1927**	-0.1844**	-0.0579	0.3803***	0.3890***	-0.4929**	0.0104	0.0090	0.0610
	（-2.28）	（-2.15）	（-0.29）	（3.66）	（3.69）	（-2.10）	（0.20）	（0.17）	（0.55）
Sr	-0.0856	-0.0650	0.1438	-0.1926	-0.1968	-0.1278	-0.1523**	-0.1656**	0.0114
	（-0.77）	（-0.58）	（0.81）	（-1.41）	（-1.43）	（-0.62）	（-2.24）	（-2.42）	（0.12）
Hi	-0.3594**	-0.2910	-0.2219	0.2971	0.3615	1.0371**	-0.1048	-0.1199	0.2872
	（-1.96）	（-1.52）	（-0.61）	（1.32）	（1.53）	（2.43）	（-0.93）	（-1.02）	（1.42）
Tra	-0.0215	-0.0216	-0.0066	0.0878***	0.1050***	-0.0306	-0.0125	-0.0060	0.0037
	（-1.11）	（-1.02）	（-0.14）	（3.68）	（4.03）	（-0.56）	（-1.05）	（-0.47）	（0.14）
Ur	-0.0027	0.0066	0.0380	0.0554	0.0975	0.3596**	0.0006	0.0109	0.0073
	（-0.05）	（0.10）	（0.30）	（0.76）	（1.25）	（2.44）	（0.02）	（0.28）	（0.10）
Df	-0.0054	-0.0030	-0.0064	0.0071	0.0025	0.0274	0.0005	-0.0026	-0.0072
	（-0.62）	（-0.31）	（-0.28）	（0.66）	（0.22）	（1.03）	（0.09）	（-0.44）	（-0.58）
Rd		-0.1683	0.1600		-0.0389	-0.0959		0.0816	0.1497
		（-1.58）	（0.53）		（-0.30）	（-0.27）		（1.25）	（0.91）
Fdi		0.1917	1.4610***		-0.5077*	-0.7647		-0.2982**	-0.2272
		（0.78）	（3.45）		（-1.68）	（-1.55）		（-1.99）	（-0.98）
Mq		0.0164	0.0413		-0.0326	0.1800		-0.0211	-0.0634
		（0.17）	（0.28）		（-0.27）	（1.06）		（-0.36）	（-0.79）
个体因素	NO	NO	YES	NO	NO	YES	NO	NO	YES
时间因素	NO	NO	YES	NO	NO	YES	NO	NO	YES
模型选择	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归
$Adj-R^2$	0.0385	0.0385	0.1441	0.1064	0.1065	0.2865	0.0217	0.0269	0.2975
F 值	3.40***	2.68***	2.36***	8.13***	5.99***	4.24***	2.33**	2.16**	4.41***
Obs	420	420	420	420	420	420	420	420	420

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

最后，再次诚挚地感谢审稿专家给出的建设性意见。

参考文献：

[1]Acemoglu, D., and D. Autor. Skills, Tasks and Technologies Implications for Employment and Earnings[A]. Ashenfelter, O., and D. E. Card. Handbook of Labor Economics[C]. Amsterdam: Elsevier Science B.V., 2011.

[2]Autor, D., F. Levy, and R. Murnane. The Skill Content of Recent Technological Change—An Empirical Exploration[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(4):1279-1333.

[3]董直庆, 蔡啸, 王林辉. 技能溢价:基于技术进步方向的解释[J]. 中国社会科学，2014，(10)：22-40.

[4]郝楠. 劳动力极化的经济效应分析——基于经济增长和收入不平等的双重视角[J]. 华东经济管理, 2017，(2)：118-125.

[5]郝楠, 江永红. 谁影响了中国劳动力就业极化?[J]. 经济与管理研究，2017，(5)：75-85.

[6]江永红，张彬，郝楠. 产业结构升级是否引致劳动力极化现象[J]. 经济学家，2016，(3)：24-31.

[7]邵文波,李坤望.信息技术、团队合作与劳动力需求结构的差异性[J].世界经济，2014，(11)：72-99.
[8]陆雪琴,文雁兵.偏向型技术进步、技能结构与溢价逆——基于中国省级面板数据的经验研究[J].中国工业经济，2013，(10)：18-30.
[9]申广军，欧阳伊玲，李力行.技能结构的地区差异：金融发展视角[J].金融研究，2017，(7)：45-61.
[10]宋冬林，王林辉，董直庆.技能偏向型技术进步存在吗[J].经济研究，2010，(5)：68-81.

《中国工业经济》外审意见 2 及作者修改说明

非常感谢审稿专家能够在百忙之中阅读本文，并提出许多宝贵的的修改建议，增强了我们文章的严谨性，进一步提高了我们文章的质量。我们认真研读了审稿专家的意见，对文章进行了逐条修改。

1. 选题意义评价

本文借鉴 Acemoglu and Autor（2011）模型，研究工业智能化对劳动力就业结构的影响，得到两点主要发现：一是工业智能化将促使先进设备替代中等技能劳动力，增加对高技能劳动力的需求，导致中国劳动力就业结构整体上呈现出“U 型极化”的特征；二是在发达地区过高生活成本挤出低技能劳动力的情况下，工业智能化加剧了先进设备对低技能劳动力的替代，使得东南沿海地区的就业结构出现极化异化，即“单极极化”趋势。本文借鉴已有文献理论来解释工业智能化对中国劳动力就业结构的影响，具有一定的现实意义。但是，相比之下，本文缺乏理论创新和原创性贡献，在实证分析和论证过程中也存在一些问题，包括模型设定、核心变量指标和内生性问题等。

2. 内容创新评价

本文最大的问题之一是缺乏理论创新。工业智能化对中等技能就业岗位的替代所导致的劳动力就业“U 型极化”现象，已为大量的理论和实证文献所研究论证，而且比本文分析地更加深入和稳健（例如，不是简单地从就业数量和占比来考察，而且分析不同类型就业岗位的工资涨幅差异，后者作为价格指标更能反映劳动力市场需求情况）。当然，本文关于东南沿海地区就业结构“单极极化”现象的讨论稍有新意，但是在理论分析和实证分析方面都存在一些问题（详见后面意见）。而且，“单极极化”现象并非是作者所谓的“极化”的“异化”，而是“U 型极化”现象向自然状态的回归。换句话说，工业智能化对劳动力技能的替代，总体方向正是“单极极化”，“U 型极化”只是一种过渡状态。

回复：感谢审稿专家提出的意见，我们再次对本文的创新点进行了反思和梳理。我们阅读并借鉴了大量已有相关研究，发现国外文献利用西方发达国家数据研究了智能化对就业的影响，但是，一是尚未有文献利用中国数据研究中国现实经济和劳动力就业，二是这些文献大多研究人工智能的某一领域，如工业机器人（Graetz and Michaels, 2015; Acemoglu and Restrpo, 2017; Dauth et al, 2017）或者计算机资本（Frey and Osborne, 2013; Oschinski and Wyonch, 2017; Thomas, 2017）对就业的影响，并且计算机资本多用在“信息化”而非“智能化”的研究中。

与现有文献相比，本文可能的贡献在于：①首次基于工业智能化这一视角，探究其对中国劳动力就业结构的影响机制，弥补了现有研究的不足。已有相关文献大多从信息技术进步角度分析中国整体或高技术产业的就业状况，随着建设制造强国进程的推进，系统考察工业智能化发展对就业结构的影响具有十分重要的意义。②充分考虑了中国尚未完全实现工业化、区域间工业智能化和产业升级不平衡发展的经济现实，揭示了发达地区的就业结构呈现出不同于欧美国家“U 型极化”现象的独有特征。本文不仅检验了常规型技术进步理论在解释发展中国家就业问题时可能存在的缺陷，同时拓展了该领域的研究范围。实证结果显示，本应最可能出现类似发达国家就业“两极化”现象的东南沿海地区，在过高生活成本的作用下，工业智能化的快速发展反而使得该地区的就业结构出现“单极极化”趋势。③与现有文献大多利用工业机器人等单一侧面数据分析智能化对西方工业化国家就业结构的影响的做法不同，本文构建了一个包括基础建设、生产应用、竞争力和效益三个主要内容的较为全面的工业智能化水平测度指标，检验了中国劳动力就业结构的变化趋势。④本文发现，过早的“机器换人”会导致中国出现“未富先极化”的就业问题，稳就业甚至提高就业的关键在于提升劳动力的受教育程度和技能水平。劳动力的受教育程度越高，

就业受生活成本等因素的负向影响就越小，随着工业智能化进程的深入，各地区对高教育程度劳动力的需求将持续增加。本文的研究结论能够为政府制定符合新时期工业智能化发展需要的高等教育和职业教育政策提供有力的理论和经验支持，对于就业结构性矛盾突出形势下实现稳就业和更充分就业目标也存在一定的政策借鉴意义。

3. 存在的主要问题

除了上述创新贡献不足的问题，本文的论证分析过程也存在一些较为突出的问题。

第一，理论模型存在介绍不清和论证不到位的问题。一是本文对于相比已有模型的改进或修正的阐述不清，难以看出哪些是已有文献论证的，哪些是本文新的改进或简化以及改进简化的是否合理。二是理论模型对核心机制的论证和阐述不到位。模型的核心是“将工业智能化、生活成本和不同技能劳动力就业需求纳入到一个统一分析框架内，通过内生不同生产任务的技能分配和智能物质资本投入，揭示工业智能化和区域生活成本差异对劳动力就业结构的影响机理。”但是，作者对于“智能物质资本投入”的处理并非内生决策过程，对于“生活成本”的引入更是只是作了间接的讨论。如果这些问题不在理论模型中清晰论证，那么复杂的理论模型也就没有了意义。

回复：审稿专家提出的意见使我们认识到本文理论部分的不足，我们对理论部分重新进行了梳理和改进，以期带给读者更清晰的理解，并将智能物质资本投入和生活成本的引入融入中国经济现实，以使本文理论模型更贴近经济运行状况。严格意义上说，理论模型中第三和第四部分均为本文的创新，我们在理论模型第三部分刻画了地区间智能化发展差异对不同技能劳动力就业需求的影响机制，提出假说 2：工业智能化发展程度较高的地区，高技能劳动力的就业需求增长幅度要大于低技能劳动力，而所有地区对中等技能劳动力的需求均会下降。在理论模型第四部分探讨了地区生活成本差异在智能化影响不同技能劳动力就业需求中的作用，其中，任务区间$[I_{-e}, I_e]$的大小，即e的大小与生活成本c和智能化发展程度ε有关，本文认为智能物质资本投入内生是因为ε和e的大小均为智能化发展程度的衡量方式，不过为了增强文章的严谨性，我们已在全文中对此进行了修改。关于生活成本的引入，我们借鉴了 Acemoglu and Autor（2011）引入机器设备的做法，设定存在任务区间$[I_{-\varepsilon}, I_\varepsilon] \subset [I_L, I_H]$，在区间内，智能物质资本会替代中等技能工人。在发达地区生活成本过高的事实下，智能物质资本作用的任务区间会扩展至$[0, I_L]$中的部分任务，因此本文设定存在任务区间$[I_{-e}, I_e] \subset [0, I_L]$，区间$[I_{-e}, I_e]$的大小，即$e$的大小与生活成本$c$有关。具体修改见文中 P7 标红部分。

第二，实证分析在与研究问题的匹配性、科学性、严密性等方面存在以下缺陷。

一是，计量模型设定与研究假说不完全一致，特别是回归结果不能有效验证研究假说 2。

回复：根据审稿专家提出的意见，我们重新审视了本文计量模型的设定。假说 2 为：中国发达地区的高生活成本挤出了低技能劳动力，客观上加剧了智能化设备对低技能劳动力的替代，致使发达地区就业极化”发生异化，劳动力就业结构呈现“单极极化”趋势。为了验证假说 2，我们首先在基本计量模型（21）中加入地区虚拟变量 和各解释变量的交互项，观察不同地区工业智能化对不同教育程度劳动力的就业需求影响的差异，发现东南沿海发达地区呈现出不同于“U 型极化”的“单极极化”趋势。接下来，在本文第五部分工业智能化影响地区就业结构的进一步分析中，对此结果进行了验证。在计量模型中再次引入了生活成本变量和工业智能化的交互项，以及和地区虚拟变量的交互项。实证估计结果显示，东南沿海地区生活成本变量和工业智能化的交互项对小学及以下教育程度劳动力的系数为负，即东南沿海生活成本提高时，不断推进的工业智能化对小学及以下教育程度劳动力的就业表现出显著的负向影响。这意味着，东南沿海过高的生活成本挤出了小学及以下教育程度的劳动力就业，并且工业智能化水平越高，用机器设备替代这部分劳动力越经济。实证结果对假说 2 进行了充分的验证和支持。

二是，被解释变量和两大核心解释变量指标都存在问题。具体如下：

1）对于本文的被解释变量，即不同技能劳动力的就业需求，本文采用不同教育程度的就业人员所占比重衡量，这可能存在问题。原因在于，在失业率较低的背景下，不同教育程度的就业人员所占比重，更可能反映的是就业市场的供给情况，而非需求情况，在很大程度上反映了一省教育水平和人力资本结构的现状，可能跟一省经济发展水平高度相关（其实，相比就业人员占比，不同教育程度的就业人员工资涨幅差异，更能够反映就业市场需求。）而且，本文直接采用不同受教育程度的就业人员所占比重作为被解释变量，共包括研究生、大学本科、大学专科、高中、初中、小学及以下六种受教育程度分类，这在实证分析中也可能出现问题，比如“大学专科”比例

低，既可能是学历更高的人比重高造成的，也可能是学历更低的比的比重高造成的。

回复：非常感谢审稿专家对采用不同教育程度就业人员占比衡量就业需求的不足之处所做的解释和分析，对本文的修改和以后的研究有很大的启发。本文在选择指标去衡量不同技能劳动力的就业需求时，阅读并借鉴了大量相关文献（邵文波和李坤望，2014；江永红等，2016；郝楠，2017；申广军等，2017），并且不同教育程度的就业人员工资情况多用来研究技能溢价（宋冬林等，2010；陆雪琴和文雁兵，2013；董直庆等，2014；杨飞，2017），因此综合考量下，我们选择了不同教育程度就业人员占比衡量劳动力就业需求结构。审稿专家建议，不同教育程度的就业人员工资涨幅差异更能够反映就业市场需求，鉴于此指标的省级面板数据缺失，我们在审稿专家建议的基础上，借鉴宋冬林等（2010）、陆雪琴和文雁兵（2013）的做法，通过比较 2001-2015 年《中国劳动统计年鉴》行业大类中就业人员的受教育程度和大专及以上学历的比例，以农林渔牧业、采矿业和制造业就业人员平均工资的涨幅分别代表低技能、中技能和高技能劳动力的就业需求。为了排除各省份平均工资增长差异带来的影响，我们以三大行业就业人员的平均工资涨幅与各省份平均工资涨幅的差值作为被解释变量进行稳健性检验。实证结果显示，本文工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”趋势的基本结论是稳健的（详见本文 P17 和文章附录）。

表 I　采用三种行业平均工资涨幅衡量不同技能劳动力就业需求的回归结果

	劳动力需求								
	低技能			中技能			高技能		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Int	0.2368**	0.2747**	0.0799	-0.3928***	-0.4180***	-0.5608*	0.1801***	0.1492**	0.5204***
	（2.18）	（2.42）	（0.28）	（-2.93）	（-3.00）	（-1.67）	（2.70）	（2.15）	（3.27）
Ch	-0.1927**	-0.1844**	-0.0579	0.3803***	0.3890***	-0.4929**	0.0104	0.0090	0.0610
	（-2.28）	（-2.15）	（-0.29）	（3.66）	（3.69）	（-2.10）	（0.20）	（0.17）	（0.55）
Sr	-0.0856	-0.0650	0.1438	-0.1926	-0.1968	-0.1278	-0.1523**	-0.1656**	0.0114
	（-0.77）	（-0.58）	（0.81）	（-1.41）	（-1.43）	（-0.62）	（-2.24）	（-2.42）	（0.12）
Hi	-0.3594**	-0.2910	-0.2219	0.2971	0.3615	1.0371**	-0.1048	-0.1199	0.2872
	（-1.96）	（-1.52）	（-0.61）	（1.32）	（1.53）	（2.43）	（-0.93）	（-1.02）	（1.42）
Tra	-0.0215	-0.0216	-0.0066	0.0878***	0.1050***	-0.0306	-0.0125	-0.0060	0.0037
	（-1.11）	（-1.02）	（-0.14）	（3.68）	（4.03）	（-0.56）	（-1.05）	（-0.47）	（0.14）
Ur	-0.0027	0.0066	0.0380	0.0554	0.0975	0.3596**	0.0006	0.0109	0.0073
	（-0.05）	（0.10）	（0.30）	（0.76）	（1.25）	（2.44）	（0.02）	（0.28）	（0.10）
Df	-0.0054	-0.0030	-0.0064	0.0071	0.0025	0.0274	0.0005	-0.0026	-0.0072
	（-0.62）	（-0.31）	（-0.28）	（0.66）	（0.22）	（1.03）	（0.09）	（-0.44）	（-0.58）
Rd		-0.1683	0.1600		-0.0389	-0.0959		0.0816	0.1497
		（-1.58）	（0.53）		（-0.30）	（-0.27）		（1.25）	（0.91）
Fdi		0.1917	1.4610***		-0.5077*	-0.7647		-0.2982**	-0.2272
		（0.78）	（3.45）		（-1.68）	（-1.55）		（-1.99）	（-0.98）
Mq		0.0164	0.0413		-0.0326	0.1800		-0.0211	-0.0634
		（0.17）	（0.28）		（-0.27）	（1.06）		（-0.36）	（-0.79）
个体因素	NO	NO	YES	NO	NO	YES	NO	NO	YES
时间因素	NO	NO	YES	NO	NO	YES	NO	NO	YES
模型选择	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归
$Adj-R^2$	0.0385	0.0385	0.1441	0.1064	0.1065	0.2865	0.0217	0.0269	0.2975
F 值	3.40***	2.68***	2.36***	8.13***	5.99***	4.24***	2.33**	2.16**	4.41***
Obs	420	420	420	420	420	420	420	420	420

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

2）本文的核心解释变量，即工业智能化水平测度指标。作者构建该指标所基于的 10 个细化指标中，多项指标都是产出指标而非投入指标，这并不能准确反映地区工业智能化水平。例如，对于软件普及和应用情况，作者采用的测度指标为软件产品的收入占所有工业企业主营业务收入的比重，这是存在问题的。如果一个地区从事软件生产，所生产的软件销往全国其他地区，那么，这项指标就会高估本地区工业智能化水平而低估软件购进地区。

回复：感谢审稿专家提出的意见，我们重新审视了本文对工业智能化水平的界定以及指标的选择。工业智能化水平反映的是中国现阶段工业化和智能化两相融合的程度和发展情况，具体体现在基础建设、生产应用和竞争力与效益三个方面。国家工信部发布的《工业企业信息化和工业化融合评估规范》中提到，“企业通过两化融合促进能力增强，实现竞争力提升，并进一步促进经济和社会效益提高”，因此在评估规范中将竞争力、经济和社会效益纳入了指标体系构建。国家统计局对中国创新指数的编制方法中，创新产出和创新成效两个指数也占据了非常重要的位置。借鉴这两个指标体系的构建框架和编制方法，我们在科学性和可操作性基础上，选择了文章详述的细分指标。本文多项指标采用的是产出指标，一个原因是有些投入数据（例如软件投入数据）不可得，更重要的原因是，相对于投入数据，智能化方面的产出数据更能反映中国当前的工业智能化总体发展情况。

首先，投入数据更多地反映的是一个国家潜在的智能化发展能力，而不能体现当前的智能化水平，并且大部分的投入花费在了基础研究阶段，较长时间内并不能转化为实际成果。正如在衡量国家的创新水平时，越来越多的文献放弃了采用 R&D 经费投入数据，而采用发明专利申请量、授权量和新产品销售数据。其次，如果采用投入数据，我们无法区分有效投入和无效投入，因为智能技术或产品的研发有很大的失败率，只有成功实现的智能技术和其他形式的成果才是当下智能化水平的体现。正如智能化相关文献中，Graetz and Michaels（2015），Acemoglu and Restrpo（2017），Dauth et al（2017）采用工业机器人数据，而不是采用制造机器人过程中的投入数据进行实证分析，工业机器人是机械制造技术、计算机技术和人工智能技术的最终呈现载体，体现是西方发达国家的智能化发展水平。此外，本文工业智能化指标体系中，基础建设指的不只是工业生产中的智能设备（包括软件）投入，而是更全面的智能化生产环境和经济运行背景。软件普及和应用情况采用产出数据，一方面是因为投入数据不可得，另一方面是因为，软件投入更多地代表了该地区的潜在智能化能力，虽然使用收入数据可能高估软件生产地区，但是软件生产过程本身一定程度上也代表了智能化生产水平。鉴于实证分析需要和数据可得性，我们选择的测度工业智能化水平的 10 个指标不可能全面概括工业智能化进程所涉及的各个方面，本文能够做到的是在可行范围内最大程度地反映工业智能化的主要内容。我们已在文章 P9 脚注中对此进行了解释，并感谢审稿专家提出的意见。

3）本文的另一个核心解释变量，即生活成本，同样存在问题。对于生活成本，作者采用各省份城镇居民家庭人均消费支出（含居住支出）占可支配收入的比重衡量，但这是消费率指标，反映消费水平和消费习惯，与本文语境下的生活成本不是同一概念。

回复：感谢审稿专家对生活成本变量衡量方式提出的意见和所做的分析，我们在选择生活成本的衡量指标时，借鉴了 Henderson（1982）、Li and Gibson（2013）、李蕾和吴斌珍（2014）、王建国和李实（2015）、踪家峰和周亮（2015）、赖德胜和高曼（2017）的做法，选择各省份城镇居民家庭人均消费支出（含居住支出）占可支配收入的比重进行衡量。审稿专家的意见认为这一衡量方式是消费率指标，因此我们将该指标更换为各省份物价水平与城镇居民可支配收入的比值进行稳健性检验。我们借鉴 Loren B. and Carsten A.H.（2006）的方法，利用 CPI 指数计算各省份的物价水平。如下表所示，得到的估计结果仍旧支持本文的基本结论，工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”现象，北部沿海、东北和黄河中游地区也呈现“两极化”趋势，而东南沿海呈现“单极极化”趋势。

附录表 1　替换生活成本衡量指标的回归结果 I

	劳动力需求					
	研究生	大学本科	大学专科	高中	初中	小学及以下
Int	0.1496***	0.3940***	0.1469***	-0.1472**	-0.8006***	0.2573**
	（12.99）	（10.75）	（4.30）	（-2.14）	（-8.23）	（2.48）
Ch	-0.0275	0.0597	0.1368**	0.1734	-0.2057	-0.1367

	（-1.31）	（0.89）	（2.19）	（1.38）	（-1.16）	（-0.72）
Sr	0.0147**	0.0718***	0.0186	-0.1112***	-0.3308***	0.3369***
	（2.16）	（3.30）	（0.92）	（-2.73）	（-5.74）	（5.48）
Hi	0.0529***	0.1301***	0.0934**	-0.0673	-0.1490	-0.0601
	（3.63）	（2.81）	（2.16）	（-0.77）	（-1.21）	（-0.46）
Tra	0.0047**	-0.0037	0.0012	0.0248**	0.0145	-0.0414**
	（2.56）	（-0.63）	（0.21）	（2.29）	（0.94）	（-2.53）
Ur	-0.0162***	-0.0384**	0.0186	0.1410***	0.0494	-0.1545***
	（-3.24）	（-2.41）	（1.25）	（4.72）	（1.17）	（-3.43）
Df	0.0021**	0.0048*	-0.0017	-0.0078	0.0163**	-0.0137*
	（2.38）	（1.73）	（-0.66）	（-1.49）	（2.21）	（-1.74）
个体因素	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间因素	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman test	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
R^2	0.5746	0.8411	0.8212	0.5148	0.5157	0.8569
F 值	18.85	25.36	28.63	18.75	61.59	91.89
Obs	420	420	420	420	420	420

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

附录表 2　替换生活成本衡量指标的回归结果 II

	八大综合经济区							
	西南地区	北部沿海	东部沿海	南部沿海	东北地区	黄河中游	长江中游	西北地区
研究生	0.0628***	0.1188***	0.0332**	0.0110	0.0104	0.0359**	0.0150	0.0059
	（3.69）	（7.93）	（1.99）	（0.60）	（0.59）	（2.12）	（0.96）	（0.35）
大学	0.0467	0.4304***	0.3084***	0.1272**	0.1062*	0.1457***	0.0604	0.1604***
本科	（0.84）	（8.85）	（5.69）	（2.15）	（1.85）	（2.65）	（1.19）	（2.92）
大学	0.0949*	0.0636	0.1532***	0.0198	-0.1695***	0.1392**	0.0367	0.0226
专科	（1.71）	（1.31）	（2.82）	（0.33）	（-2.94）	（2.53）	（0.72）	（0.41）
高中	0.2811***	-0.4796***	-0.3586***	0.0789	-0.5258***	0.0903	0.1750*	-0.1582
	（2.69）	（-5.21）	（-3.49）	（0.71）	（-4.83）	（0.87）	（1.82）	（-1.52）
初中	-0.0813	-0.8705***	-0.4021***	-0.3972**	-0.5763***	-1.0029***	-0.4229***	-0.2950**
	（-0.54）	（-6.56）	（-2.72）	（-2.46）	（-3.67）	（-6.68）	（-3.06）	（-1.97）
小学	-0.4041**	0.7373***	0.2658*	0.1603	1.1549***	0.5918***	0.1358	0.2644*
及以下	（-2.52）	（5.23）	（1.69）	（0.94）	（6.93）	（3.72）	（0.92）	（1.66）

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。六个模型的数据观测值均为 420。这里构造了较为严格的假设，即假设各地区其他解释变量的系数相同，估计结果未在表中汇报。所有模型均为固定效应，均控制了个体因素和时间因素。

三是，控制变量的选择存在任意性，而且控制变量过少，存在遗漏变量问题。作为省级面板数据，对于一些非常常见的控制变量（例如，GDP 增速、经济发展水平、金融因素等变量），本文没有加以控制，可能导致遗漏变量问题。

回复：根据审稿专家的意见，我们重新审视并改进了本文控制变量的选择。本文对控制变量及其衡量方式的选择借鉴了大量已有相关文献，已在 P10 脚注中进行了说明。江永红等（2016）的研究发现，中国产业结构升级有引致劳动力就业出现“极化”的趋势，因此本文引入产业结构升级作为控制变量。一些研究认为，对外贸易通过促进全球生产活动的产业间和产业内分工影响了劳动力就业结构（Grossman et al.，2008；吕世斌和张世伟，2015），因此本文引入贸易开放度作为控制变量。郝楠和江永红（2017）认为，城镇化会影响劳动力就业，尤其会提高对高技能

劳动力的需求。另一方面，文献中区域经济发展程度普遍利用人均 GDP 衡量，经检验，省份人均 GDP 与本文其他变量有较大的共线性，会导致估计偏误，而城镇化水平在一定程度上也能够反映各省份的经济发展程度，因此本文选用该变量。关于审稿专家提到的金融因素，我们之前确实没有考虑到，因此在修改稿中进行了补充，并重新做了实证估计。申广军等（2017）从金融发展视角研究技能结构的地区差异时，核心解释变量金融发展，使用年末贷款余额与 GDP 的比值衡量；吕朝凤（2017）研究金融发展、不完全契约对经济增长的影响时，用金融机构的存贷款余额的对数测度金融发展水平。借鉴已有文献，我们利用各省份年末存、贷款余额与 GDP 的比值衡量金融发展水平。重新估计得到的实证结果及分析见文中 P11-P28 部分。

四是，本文回归分析存在内生性问题，作者没有加以解决。内生性问题通常有三个主要来源，即反向因果、遗漏变量和测量误差。作者对内生性问题的处理，仅仅是将工业智能化变量滞后一期进行估计，这显然是远远不够的。首先，它完全不能处理遗漏变量和测量误差问题；其次，由于本文对于工业智能化是基于一系列细分指标构建的指数，所以滞后一期可能连反向因果问题都难以缓解。此外，本文对于一些控制变量的滞后期选择也很随意，例如“考虑到人力资本投资对劳动力就业具有滞后作用，故将该变量也滞后一期进行模型估计”，如果真考虑这个问题的话，就不是滞后一期可以解决的了。

回复：非常感谢审稿专家指出了本文在内生性问题处理方面的不足之处，在修改稿中，我们借鉴 Topalova(2007)、Teshima（2009）、毛其淋和盛斌（2014）的做法，对核心解释变量工业智能化的内生性进行了验证，估计结果在一定程度上排除了工业智能化变量存在逆向因果关系的可能性，详细内容见文章 P14-16。关于遗漏变量可能产生的内生性问题，我们也对经济发展水平、研发投入、机器设备投资和技术引进变量进行了控制，估计结果显示，在考虑了以上经济因素之后，工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”趋势的基本结论依旧稳健，详细内容见文章 P14-16 部分。

解释变量的内生性问题是实证研究中不可忽视的部分，严重的内生性问题将导致 OLS 估计结果有偏和非一致。本文中，工业智能化水平可能与不同教育程度劳动力的就业存在逆向因果关系从而带来内生性偏误。为了检验工业智能化变量是否具有内生性，本文借鉴 Topalova(2007)、Teshima（2009）、毛其淋和盛斌（2014）的做法，将工业智能化水平作为因变量，对各省份的经济发展水平（*Pgdp*）、研发投入（*Rd*）、机器设备投资（*Mq*）、技术引进（*Fdi*）和技能劳动力就业需求情况进行回归，得到的估计结果如表 4 所示。可以看出，工业智能化变量与各省份经济特征变量显著相关，说明工业智能化不是严格外生的，但低技能和中技能劳动力的就业需求以及整体技能劳动力就业需求均不显著，本文的研究内容是工业智能化和不同技能劳动力就业的关系，因此估计结果在一定程度上排除了工业智能化变量存在逆向因果关系的可能性。此外，遗漏变量也可能会带来内生性问题，为了对此进行验证，本文基于表 4 的估计结果，添加经济发展水平、研发投入、机器设备投资和技术引进变量加以控制，得到的回归结果如表 5 所示。研究结论显示，在考虑了以上经济因素之后，工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”趋势的基本结论依旧稳健。

表 4　工业智能化变量的内生性检验结果 I

	I	II	III	IV	V
Pgdp	-0.1825***	-0.1808***	-0.1804***	-0.1811***	-0.1878***
	（-4.81）	（-4.76）	（-4.74）	（-4.74）	（-4.88）
Rd	-0.1797***	-0.1807***	-0.1819***	-0.1813***	-0.1732***
	（-2.98）	（-3.00）	（-3.01）	（-2.99）	（-2.86）
Mq	0.0806***	0.0809***	0.0802***	0.0800***	0.0752
	（2.97）	（2.98）	（2.94）	（2.93）	（2.71）
Fdi	-0.2920***	-0.2923***	-0.2907***	-0.2901***	-0.2907***
	（-3.37）	（-3.37）	（-3.34）	（-3.33）	（-3.35）
Lgr	0.0072			0.0071	
	（0.66）			（0.66）	
Mgr		-0.0018		-0.0024	

Hgr		（-0.19）	0.0058 （0.29）	（-0.26） 0.0067 （0.33）	
Tgr					-0.0340 （-0.98）
个体因素	YES	YES	YES	YES	YES
时间因素	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman test	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
R^2	0.8609	0.8607	0.8607	0.8609	0.8611
F 值	62.82	62.79	62.75	62.26	62.88
Obs	420	420	420	420	420

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

表 5　工业智能化变量的内生性检验结果 II

	劳动力需求					
	研究生	大学本科	大学专科	高中	初中	小学及以下
Int	0.1289***	0.3403***	0.1368***	-0.0990	-0.7357***	0.2288**
	（11.67）	（9.51）	（4.00）	（-1.46）	（-7.56）	（2.23）
Ch	-0.0038	-0.0558**	-0.0668***	-0.0958**	0.1418**	0.0804
	（-0.49）	（-2.23）	（-2.80）	（-2.03）	（2.09）	（1.12）
Sr	0.0243***	0.0892***	0.0132	-0.1536***	-0.3829***	0.4098***
	（3.57）	（4.05）	（0.63）	（-3.69）	（-6.40）	（6.49）
Hi	0.0391***	0.1005**	0.0947**	-0.0195	-0.1066	-0.1081
	（2.78）	（2.21）	（2.18）	（-0.23）	（-0.86）	（-0.83）
Tra	0.0019	-0.0100*	0.0009	0.0341***	0.0265*	-0.0535***
	（1.07）	（-1.72）	（0.16）	（3.11）	（1.68）	（-3.22）
Ur	-0.0100**	-0.0345**	0.0061	0.1052***	0.0371	-0.1039**
	（-2.06）	（-2.20）	（0.41）	（3.55）	（0.87）	（-2.31）
Df	0.0026***	0.0065**	-0.0013	-0.0104*	0.0093	-0.0068
	（3.00）	（2.32）	（-0.48）	（-1.96）	（1.22）	（-0.84）
Rd	-0.0772***	-0.1693***	0.0176	0.3229***	0.0311	-0.1252
	（-6.73）	（-4.56）	（0.50）	（4.60）	（0.31）	（-1.17）
Fdi	-0.0122	-0.1593***	-0.1350***	-0.0331	-0.1754	0.5151***
	（-0.75）	（-3.04）	（-2.70）	（-0.33）	（-1.23）	（3.42）
Mq	0.0102*	0.0414**	0.0205	-0.0248	-0.1514***	0.1041**
	（1.82）	（2.28）	（1.18）	（-0.72）	（-3.07）	（2.00）
个体因素	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间因素	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman test	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
R^2	0.6208	0.8534	0.8265	0.5456	0.5305	0.8641
F 值	18.89	23.93	27.91	19.71	58.95	79.54
Obs	420	420	420	420	420	420

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

关于生活成本变量，也不排除与劳动力就业存在逆向因果关系的可能性，为了避免回归结果

偏误，本文寻找生活成本的工具变量。住房支出是生活成本支出的主要组成部分，但房价与劳动力就业的联立性内生问题不可忽视（陆铭等，2012；高波等，2012）。已有文献中，土地供给是房价的有效工具变量（陈斌开和杨汝岱，2013；陆铭等 2015），故本文选取各省份上一年度人均土地出让面积的对数值作为工具变量，并采用 2SLS 方法进行模型估计。表 6 和表 7 报告了采用 2SLS 法得到的估计结果。实证结果显示，虽然基准模型估计结果可能高估了工业智能化对不同教育程度劳动力的就业影响，但全国范围内，工业智能化将导致劳动力就业结构出现“U 型极化”趋势的基本结论依然成立，东南沿海发达地区的就业结构呈现出“单极极化”特征的估计结果仍然稳健。与基准模型结果不一致的地方在于，北部沿海地区也表现出了“单极极化”的就业结构特征，在进一步的区域分析中，将对北部沿海的就业结构进行单独研究。另外，表 6 中，生活成本对专科及以上教育程度劳动力的负向作用显著，但对初中和高中劳动力具有正向影响。一个可能的原因是，土地供给对建筑行业（多为初中和高中劳动力）就业的促进作用较强烈，抵消了生活成本上升带来的就业挤压（回归结果详见文章 P16-17）。

五是，本文划分八大区域的分析逻辑不明，同时回归结果显得有些杂乱，且考虑到本文只有 420 个观测值，如此各种各样的虚拟变量及其交互项，回归结果是否稳健可信。根据本文的理论分析，区域分析的目的主要是考察“在发达地区过高生活成本挤出低技能劳动力的情况下，工业智能化加剧了先进设备对低技能劳动力的替代，使得就业结构出现单极极化趋势”。这样的话，相比东、中、西的三分法，划分八大区域有什么进一步的含义呢。另外，表 4 及以后各表中，对于各列系数的解读不直观，不仔细琢磨就会误读，是否可以更直观的展示，或者干脆分区域进行子样本回归，直接报告各区域回归结果。类似的，本文区分六大不同受教育程度的就业人员所占比重，看似分得更细，但是由于是分别作为被解释变量，如前所述，在指标的真实含义上反而是更模糊了。

回复：（1）关于八大区域的划分，我们的考量是，2011 年国务院发展研究中心报告指出，之前中国所沿用的东、中、西区域划分方法已经不合时宜，提出将内地划分为八大综合经济区的具体构想，这一新方法不仅考虑了各省份空间上的相邻程度，还考虑了资源禀赋、经济发展水平和社会结构的相近程度，更适于进行区域问题研究。（2）在区域分析部分，实证估计结果显示，北部沿海、东北地区和黄河中游地区出现“U”型极化现象，东南沿海地区出现“单极极化”现象。首先，如果利用东、中、西地区三分法，北部沿海、东北地区和东南沿海则均划入了东部地区，黄河中游的部分省份划入了西部地区，我们便无法观测到文章中更为详细的地区极化特征差异。其次，为了进一步分析东南沿海的“单极极化”现象，我们纳入了生活成本因素，这组成了文章的第五部分。如果应用地区三分法，东部地区呈现的或是“两极化”或是“单极极化”趋势，我们便无法区分北部沿海和东南沿海极化现象的差异，无法观测到本应与西方发达国家表现一致的东南沿海发达地区呈现出的独特就业特征，也无法对这一中国劳动力就业独有特征进行深入研究。（3）为了使表格中各列系数的解读更为便利和清晰，我们在每个表格后进行了说明，例如表 3 第一列为西南地区工业智能化对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几列分别为北部沿海、东部沿海和东北等地区与西南地区的系数差异及其显著性。（4）如果采用分样本回归，中国的 30 个省份要被分成 8 个区域，这观测样本数目较少会导致较为严重的随机性问题，加上计量模型中的变量较多，识别不足的问题更加严重。为了避免观测样本量过小和自由度过小导致估计结果偏误和识别不足的问题，我们在计量模型设计时采用引入地区虚拟变量以及其和解释变量交互项的方式，并严格按照计量模型进行回归，所有区域的回归结果在同一实证方程中，而并未采用分样本方式进行区域分析。（5）在进一步分析中，虽然仍然沿用的八大经济区的划分方法，但为了防止变量过多、自由度过小导致估计结果偏误，本文以北部沿海为基准，共设置三个地区虚拟变量，将东部沿海和南部沿海设为同一虚拟变量，黄河中游和东北地区设为同一虚拟变量，其他地区设为同一虚拟变量。实证结果显示，设置三个地区虚拟变量并未改变工业智能化将导致北部沿海、黄河中游和东北地区就业呈现“U 型极化”现象，而东部沿海和南部沿海地区呈现“单极极化”现象的结论。（6）为了验证本文回归结果的稳健性，我们采用了两种检验方式，一是分别更换被解释变量即不同技能劳动力的就业需求和解释变量生活成本的衡量指标，二是采用空间自相关模型（SAR Model）和空间误差模型（SEM Model）进行实证估计，具体估计结果见附录。

稳健性检验得到的结果支持了本文的基本结论。

六是，对于省级面板数据分析，应该采用稳健的标准误回归，以克服异方差问题。

回复：感谢审稿专家的建议，我们已在文中进行了修改。

七是，除了以上主要问题，还存在一些细节问题，建议作者处理。例如，各个回归变量的描述性统计结果应予以汇报。图 1 的含义不够直观，解释说明不够清晰。表 1 对于工业智能化水平的测度，建议以图形方式展示，效果更好。

回复：非常感谢审稿专家指出的细节问题，我们已经按照审稿专家的建议进行了修改。关于图 1 不够直观的问题，我们在图 1 和下方的注释中进行了补充和详细说明，并在文章第三段对该分布图所展示的 31 个省份本科及以上就业人员占比的变化趋势进行了描述。关于工业智能化水平的描述性统计，用图 3 进行展示，表 1 汇报了其他变量的描述性统计。所做的修改如下（文章 P2、P10、P11 标红部分）：

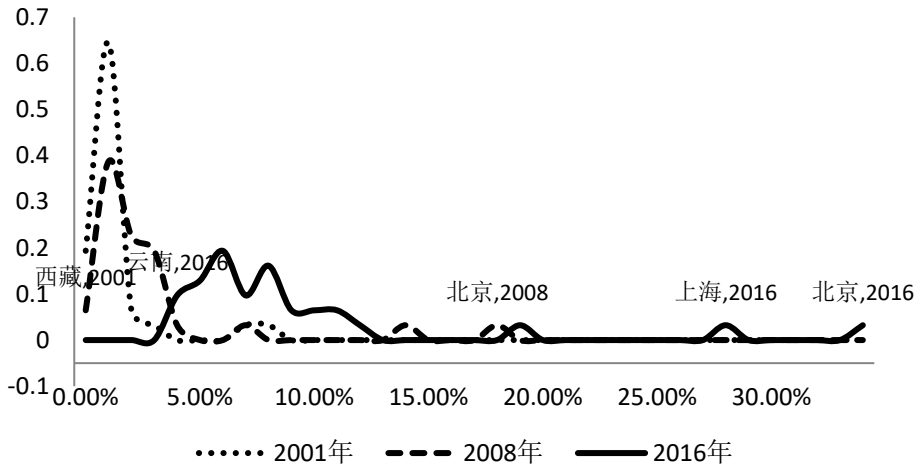


图1 本科及以上就业人员比重的省份分布图

注：作者根据各省份就业人员受教育程度构成绘制，数据来源于《中国劳动统计年鉴》。横坐标为各省份就业人员中本科及以上学历人员的占比，例如，2016年本科及以上学历就业人员比重最高的北京市为34.4%，最低的云南省仅为4.7%。纵坐标为全国31个省份本科及以上就业人员占比分布在横坐标所示区间上的频率，例如，2001年有26个省份本科及以上就业人员占比在2%以内，总频率为0.84，2016年有20个省份在（5%,10%]区间内，总频率为0.65。

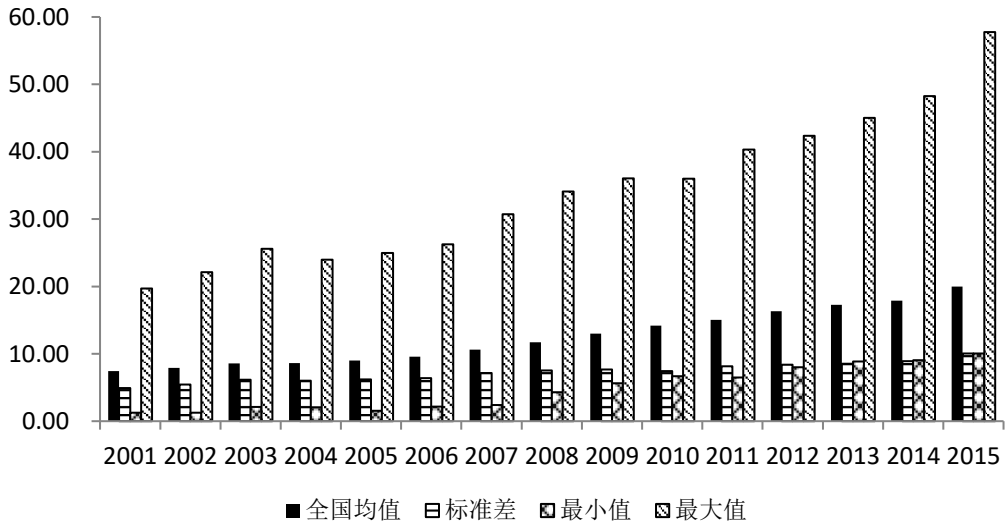


图 3　工业智能化水平测度的描述性统计

资料来源：作者绘制。

表 1　变量测度指标的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值

Ch	450	72.6959	6.0235	89.6168	55.8185
Sr	450	41.4612	7.9727	79.6527	28.3029
Hi	450	18.8729	2.7192	27.4531	11.9594
Tra	450	32.3157	39.7961	172.1482	3.5720
Ur	450	49.1629	14.9756	89.6066	23.9599
Df	450	258.4615	91.6207	757.4625	127.9266

资料来源：作者整理。

最后，再次感谢审稿专家的宝贵意见，给了我们非常大的帮助和启发。

参考文献：

[1]Acemoglu, D., and D. Autor. Skills, Tasks and Technologies Implications for Employment and Earnings[A].Ashenfelter， O.， and D. E. Card. Handbook of Labor Economics[C]. Amsterdam：Elsevier Science B.V.， 2011.
[2]Acemoglu, D., and P.Restrepo. Robots and Jobs Evidence from US Labor Markets[R]. NBER Working Paper, 2017.
[3]Loren B., Carsten A. H. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications [J].Economic Development & Cultural Change,2006，5（1）:43-87.
[4]Teshima, K. Import Competition and Innovation at the Plant Level: Evidence from Mexico[R]. Working Paper, 2009.
[5]Topalova, P. Trade Liberalization and Firm Productivity: the Case of India[R]. Working Paper, 2007.
[6]陈斌开,杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J].经济研究，2013，(1)：110-122.
Grossman et al.，2008
[7]董直庆,蔡啸,王林辉.技能溢价:基于技术进步方向的解释[J].中国社会科学，2014，(10)：22-40.
[8]高波，陈健，邹琳华.区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J].经济研究，2012，(1)：66-89.
[9]郝楠.劳动力极化的经济效应分析——基于经济增长和收入不平等的双重视角[J].华东经济管理,2017，(2)：118-125.
[10]郝楠,江永红.谁影响了中国劳动力就业极化?[J].经济与管理研究，2017，(5)：75-85.
[11]江永红,张彬,郝楠. 产业结构升级是否引致劳动力极化现象[J].经济学家,2016,(3):24-31.
[12]赖德胜,高曼. 地区就业岗位的创造——制造业对服务业的就业乘数效应[J].中国人口科学，2017，(4)：28-40.
[13]陆雪琴,文雁兵.偏向型技术进步、技能结构与溢价逆——基于中国省级面板数据的经验研究[J].中国工业经济，2013（10）：18-30.
[14]陆铭，高虹，佐藤宏.城市规模与包容性就业[J].中国社会科学，2012，(10)：47-67.
[15]吕世斌,张世伟.中国劳动力极化现象及原因的经验研究[J].经济学（季刊）,2015，(1)：757-778.
[16]毛其淋，盛斌.贸易自由化与中国制造业企业出口行为:“入世”是否促进了出口参与？[J].经济学（季刊）,2014，13（2）：647-674.
[17]邵文波,李坤望.信息技术、团队合作与劳动力需求结构的差异性[J].世界经济，2014，(11)：72-99.
[18]申广军，欧阳伊玲，李力行.技能结构的地区差异：金融发展视角[J].金融研究，2017，(7)：45-61.
[19]宋冬林，王林辉，董直庆.技能偏向型技术进步存在吗[J].经济研究，2010，(5)：68-81.
[20]踪家峰，周亮.大城市支付了更高的工资吗？[J].2015，14（4）：1467-1497.

《中国工业经济》外审意见 3 及作者修改说明

非常感谢审稿专家对本文提出的具有启发性的修改建议，增强了我们文章的严谨性和可读性，

进一步提高了我们文章的质量。审稿专家在给出本文修改建议之余，还分析了与本文主题相关的中国经济现实，加深了我们对相关经济形势的理解，使得修改后的文章内容更加贴近中国经济运行状况，实证结果更具现实意义。经过十余天的仔细和慎重修改，现将具体的修改情况向您汇报。

就业是重大的理论和现实问题，尤其是在中国经济增长速度进入中低速发展阶段，稳定就业、应对可能面临的就业冲击是宏观经济政策的重要目标，也是中央特别重视的问题。文章通过内生不同生产任务的技能分配和智能物质资本投入，实证检验工业智能化和区域生活成本差异对劳动力就业结构的影响机理，是很有理论和政策含义价值的论文。文章基于 Acemoglu et al.（2011）工作任务理论模型，构架了智能物质资本投入时三种技能工人的需求分析框架，有助于从理论上分析随着技术进步的加快，中等技能工人需求相对减少，就业“两极化”现象的产生。并且，文章在加入城市生活成本因素后，进一步提出了工业化智能对低技能工人挤出效应的理论分析模型。从而在理论逻辑上比较清晰呈现了，工业智能化趋势对三种技能工人需求的变化。

一些具体需要修改的意见如下：

（一）文章的摘要重新概括和提炼，比如：内生智能物质资本投入，刻画了工业智能化和区域生活成本差异影响劳动力就业结构的机制。这种概括既没有体现文章价值，又是读者看不懂冗余表述；另，摘要中的政策含义表述发散了，概括本文实证研究最核心的政策含义即可，过多发散，就有失实证分析的科学性。准确合理的提炼实证结果的政策含义是论文水平的一个重要体现，不能实证严谨政策含义表述大众化，政策含义的价值正是体现在对结果准确抽象概括。

回复：非常感谢审稿专家的宝贵建议，我们重新述写了文章的摘要以及结论部分的政策建议，删减了冗余、发散和大众化的表述，使其紧密结合本文的主题和实证结果。具体修改如下（P1 和 P25 标红部分）：

[摘要]随着科技和产业变革步伐的加快，内含前沿技术的先进设备投资大规模增长，“机器换人”成为许多地区技术改造的主要方式。本文从区域发展不平衡的事实出发，构建了一个有关智能物质资本投入和区域生活成本差异下三种技能劳动力需求的分析框架，刻画了工业智能化对新时期中国劳动力就业结构的影响机制。本文从理论和经验两个层面证明：工业智能化将促使先进设备替代初中和高中学历劳动力，增加对高、低教育程度劳动力的需求，导致中国劳动力就业结构整体上呈现出“两极化”的特征；东南沿海地区因过高生活成本挤出小学及以下学历劳动力，工业智能化进一步加剧了先进设备对低学历劳动力的替代，就业结构反而呈现出“单极极化”趋势，但第三产业的快速发展一定程度上弱化了这一替代效应；在所有地区，劳动力的受教育程度越高，劳动力就业受到生活成本因素的负向影响就越小。本文具有深刻的政策含义：政府应持续加大高等教育投入，并调整高等教育结构，加快发展智能制造学科体系；支持劳动力在岗、转岗培训活动，加快建立与智能化相关的职业技能培训体系；进一步缩小区域发展差距，抑制生活成本过快上升，避免过早出现大规模“机器换人”现象，确保实现稳就业目标。

本文具有重要的政策含义：①工业智能化进程的不断推进将替代越来越多的中等教育程度劳动力，而劳动力就业转移要求加快人力资本提升 。政府应持续大幅增加各类教育经费投入，提高整体劳动力人力资本水平，特别要大力支持职工在岗、转岗技能培训活动，帮助劳动力实现技能提升和就业转移。同时，应加强公共就业服务体系建设，提高劳动力市场信息流动的灵活性，减小劳动力流动阻碍，提高劳动力就业。②东南沿海地区必须采取切实有效的措施，抑制房价等生活成本的过快上涨，建立健全住房保障体系和租赁机制，完善基本医疗保障体系，保证子女入学等公共产品供给，以减小劳动力的生活压力，提高城市对高水平人才的吸引力。③为应对工业智能化发展对高教育程度劳动力的巨大需求，国家应继续扩大高等教育规模，加大高等教育经费投入力度，加强高等教育的内涵式发展。加快调整和优化高等教育的层次结构，建立本科和研究生学历人才的有效衔接，促进基础研究和应用研究的协调发展，使其充分发挥在不同环节对智能化进程的有效推动作用。④为满足工业智能化转型对智能制造人才队伍建设的需求，应加快调整高等教育的专业结构，支持高校建立智能制造学科体系，培育对人工智能技术具有高度的理解运用能力、更强的问题解决能力的高素质人才，培育具有较强创新能力、能够突破核心技术瓶颈的高层次人才。

（二）图 1 本科及以上就业人员比重的省份分布图，建议作者重新设计绘制，图中没有标注体现省份的任何记号，使人很难从图中看出文中所描述的变化趋势以及重点省市的就业分布特点。

回复：感谢审稿专家的指正，我们意识到对图 1 的绘制方法和意义的解释确实存在缺失，修改后的文章已在图 1 和下方的注释中进行了补充和详细说明，并在文章第三段对该分布图所展示

的 31 个省份本科及以上就业人员占比的变化趋势进行了描述。所做的修改如下（P2 标红部分）：

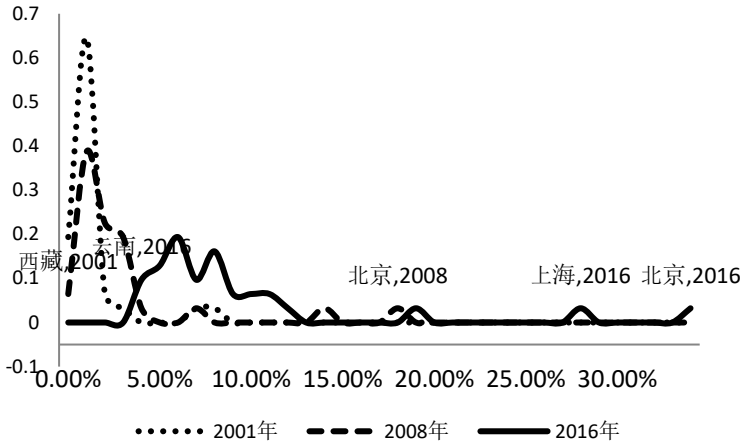


图1 本科及以上就业人员比重的省份分布图

注：作者根据各省份就业人员受教育程度构成绘制，横坐标为各省份就业人员中本科及以上学历人员的占比，**纵坐标为全国31个省份该占比分布在横坐标所示区间上的频率**。数据来源于《中国劳动统计年鉴》

如图 1 所示，与西方工业化国家不尽相同，自 2001 年以后，中国本科及以上学历就业人员比重的分布曲线不断右移，但分布愈加分散，表明各省份高教育程度劳动力比重不断提高的同时，地区间劳动力就业结构差异也在逐渐扩大。

（三）文中模型部分，作者阐述即使$\alpha_Q(i)$并非足够大，政府对企业引进智能设备的干预行为和优惠政策，也会促使企业在区间$[I_{-\varepsilon}, I_{\varepsilon}]$中用智能物质资本替代中等技能工人。这一论述有些绝对，在当前阶段，中央政府为促进产业转型升级，政策引导是促进制造业向智能生产，但实际中，在稳就业的首要目标下，更为担心的是智能设备对普通劳动力可能产生的就业冲击，因此，政府干预并不希望机器人、人工智能出现大规模替代劳动力引起失业问题。其实，文中假设智能物质资本的生产效率$\alpha_Q(i)$足够大是完全合理也能接受的，不必再引申。

回复：遵循审稿专家的修改建议，我们在文章 P6 部分删减了不恰当的论述，使得文章内容更加严谨。非常感谢审稿专家对当前政府引导产业转型升级和稳就业方面的分析，加深了我们对这方面经济形势的理解。

（四）作者在综述已有文献利用不同层面数据研究了新时期中国劳动力就业结构的变化时，特别需要综述出，已有不同研究使用的是什么数据？因为不同数据来源得出的研究结果差异及趋势性判断对读者有较好的学习价值。

回复：审稿专家提出的修改建议对提高我们文章的可读性非常重要，我们对文献综述部分重新进行了述写，详细介绍了已有文献在研究新时期中国劳动力就业结构的变化时采用的数据和得到的研究结论。所做的修改如下（P3 标红部分）：

现有文献主要聚焦于新时期中国劳动力就业结构的变化趋势和特征的刻画。基于制造业行业数据，吕世斌和张世伟（2015）利用不同技术水平行业的就业变化近似代表不同技能工人的就业结构变化，研究发现中国制造业就业结构整体上较为稳定，而内部存在明显的就业“极化”，具体表现为高技术和低技术行业的就业比重有大幅度的提升，而中等技术行业的就业增长幅度相对较小。郝楠（2017）则以各国民行业的受教育程度为标准衡量行业的技能水平，发现自 2001 年以来中国不同行业的就业结构呈现出“N 型极化”升级趋势，即高技能和低技能行业就业增加，部分中等技能行业就业减少，同时代表最高技能水平的教育行业的就业不断下降；以受教育程度为标准划分劳动力技能水平，则发现劳动力就业技能结构呈现出“N 型极化”趋势。屈小博和程杰（2015）随机抽取 2005-2010 年中国人口调查数据的子样本，采用就业岗位分析方法研究就业结构变化，结果显示中国就业结构整体上呈现出中等收入岗位数量相对增长更多的就业升级趋势 ，分区域考察时表现为“有序递进的升级”；进一步利用全国流动人口动态监测调查数据分析农民工就业结构变化，发现农民工就业已初现“两极化”的特征，最低、中高和最高收入岗位数量的增长幅度要大于中低收入岗位。

（五）理论分析框架部分提及的：工业智能化发展可能会导致就业结构出现“单极极化”现

象。这一判断还是值得讨论，首先，工业内部的就业结构不等于整体的就业结构变化，工业智能化+城市生活成本可能挤出工业部门的低技能劳动力，但越是经济发达的城市，工业部门比重越小，第三产业比重越高，工业智能化对低技能工人的挤出效应有多大，需要实证检验；其次，经济发达的城市，第三产业中的生产性服务业需要一定数量的低技能劳动力作为辅助，因此，在考虑城市生活成本和劳动力成本上涨的情况下，第三产业的消费服务业和生产性服务业对低技能劳动力的需求相对中等技能劳动力还是增加，服务业中需要体力、对人服务的互动任务，这也是高收入经济体劳动市场“两极化”的一个原因。

回复：非常感谢审稿专家提出的这一具有启发性的建议，我们意识到第三产业发展确实是就业结构“两极化”的一个重要原因，越发达的地区第三产业比重越高，在此情形下研究工业智能化对低技能工人就业的影响也是非常重要的内容。遵循审稿专家的意见，我们进行了如下修改：

首先，我们在第四部分实证检验中，添加了第三产业发展对就业结构的影响分析（变量 *Sr* 及其估计结果的分析，见表 2 和表 3、P11 和 P12 标红部分）。其次，我们检验了在第三产业区域发展差异情况下，工业智能化对就业结构的不同影响。实证结果显示，在所有区域，第三产业发展越快，工业智能化的不断推进对高教育程度劳动力的需求越大；在东南沿海发达地区，随着第三产业比重的增加，工业智能化发展也提高了对低教育程度劳动力的需求（具体估计结果和分析见表 8 和 P18-P21 标红部分）。最后，我们检验了在第三产业区域发展差异情况下，工业智能化和区域生活成本的交互作用对不同技能劳动力就业需求的影响。正如审稿专家提出的意见，在发达地区比重较大的第三产业对低教育程度劳动力的需求持续增加的情况下，工业智能化和区域生活成本对低教育程度劳动力的挤出效应不显著（表 8 和 P18-P21 标红部分）。文章所做的具体修改如下：

（P12）两个表格的结果均表明，产业结构升级对劳动力就业结构的影响与工业智能化大致相同，一定程度上将会加速中国就业结构的“两极化”。金融业等生产性服务业的发展将提高大学本科及以上学历劳动力的就业，快递物流业等生产性服务业和餐饮业等消费性服务业多为互动性工作岗位，并且对劳动者的技能要求较低，随着这类服务业的快速发展，对低教育程度劳动力的相对需求也将持续增加。这一实证结果也与江永红等（2016）的研究结论一致。

（P18）在研究发达地区就业极化问题时，区域产业结构差异也是一个非常重要的侧面。越发达的地区第三产业的比重越高，服务业也成为吸引劳动力就业的主要阵地，尤其是建筑业、交通运输和批发零售行业吸纳了大量的农村剩余劳动力和低教育程度劳动力。江永红等（2016）、郝楠和江永红（2017）的研究认为，产业结构升级是导致中国劳动力就业极化的原因之一。为了探究在区域产业结构差异下，工业智能化发展对中国劳动力就业结构的影响，本部分在模型中引入了产业结构升级和工业智能化的交互项，以及和地区虚拟变量的交互项，估计结果如表 8 列Ⅰ所示。为了进一步研究在区域产业结构差异下，发达地区过高生活成本和工业智能化发展对不同技能劳动力的就业影响，尤其是对低技能劳动力的挤出效果，又引入了产业结构升级、工业智能化和生活成本的交互项，估计结果如表 8 列Ⅱ所示。两个表格中，前两行为北部沿海地区各变量对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几行分别为各地区与北部沿海的系数差异及其显著性。

表 8 的列Ⅰ显示，在所有区域，产业结构升级和工业智能化的交互项对本科及以上劳动力的就业影响显著为正，意味着随着产业结构升级进程的加快，工业智能化的不断推进对高教育程度劳动力的需求将持续增加。以技术进步推动传统产业转型，以智能化带动高端服务业发展，从劳动密集型产业向知识密集型产业过渡，对高素质人才的需求将大幅提升。在第三产业比重较高的东南沿海地区，产业结构升级和工业智能化的交互项对小学及以下劳动力的就业影响也显著为正（估计结果均约为 0.03%），说明服务业和工业智能化的融合发展也提高了对低教育程度劳动力的需求，运输业等生产性服务业和餐饮业等消费性服务业提供了大量对技能要求较低的就业岗位。在此实证检验结果下，发达地区过高生活成本和工业智能化发展对低教育程度劳动力的挤出效应需要进行再次验证。正如表 8 列Ⅱ的最后一行所示，在产业结构升级对低教育程度劳动力的需求持续增加的情况下，工业智能化和区域生活成本对小学及以下学历劳动力的挤出效应并不显著，东南沿海地区也不例外。对于中等教育程度劳动力，工业智能化和产业结构升级的就业挤出效应非常显著，这一实证结果符合前文的逻辑分析。随着工业智能化进程的推进，第三产业成为中、低技能劳动力转移的重要阵地，但“零库存”和“无人配送”等新模式的不断应用将加速改变物流等行业的劳动力技能需求结构。与此同时，大数据和物联网推动高端服务业蓬勃发展，知识、技术密集型服务业对劳动力的技能素养提出了更高的要求。在此趋势下，劳动力就业结构将呈现出高技能偏向型特征，为保障中、低技能劳动力顺利实现就业转移，实现稳就业目标，提高劳动

力的人力资本水平是关键对策。

表 8　区域产业结构差异下工业智能化影响就业结构的研究结果

		研究生		大学本科		大学专科	
		I	II	I	II	I	II
北部沿海	*Int*	0.0541***	-0.0339	0.2231***	0.3124**	0.1600**	0.1352
		（2.85）	（-0.95）	（3.15）	（2.30）	（2.07）	（1.27）
	Sr	0.0044	0.0118	0.0433	-0.1261	0.1754**	0.1233**
		（0.25）	（0.44）	（0.67）	（-1.23）	（2.51）	（2.12）
	Ch	0.0064	-0.0514**	0.0013	0.0148	-0.0170	0.0175
		（1.04）	（-2.07）	（0.06）	（0.16）	（-0.68）	（0.28）
	Int · Sr	0.0037***	0.0114***	0.0070***	0.0159***	-0.0021	-0.0015
		（9.95）	（8.62）	（5.06）	（3.17）	（-1.39）	（-0.39）
	Int · Ch ·Sr		0.0005***		0.0013***		0.0004
			（5.13）		（3.87）		（1.39）
东部和南部沿海	*Int*	-0.0527***	0.0850**	-0.1332**	-0.2210	0.0559	-0.0830
		（-2.97）	（2.20）	（-2.01）	（-1.50）	（0.77）	（-0.70）
	Sr	-0.0147	0.0232	-0.0305	0.0721	-0.0429	-0.0396
		（-0.67）	（0.73）	（-0.38）	（0.60）	（-0.48）	（-0.48）
	Ch		0.0745***		-0.0680		0.0075
			（2.63）		（-0.63）		（0.09）
	Int · Sr	0.0014**	-0.0092***	0.0056**	-0.0079	-0.0015	0.0047
		（2.25）	（-5.74）	（2.36）	（-1.30）	（-0.60）	（0.85）
	Int · Ch ·Sr		-0.0011***		-0.0016***		0.0005
			（-7.03）		（-2.65）		（0.75）
东北和黄河中游	*Int*	-0.0345*	0.0330	-0.1336**	-0.2610*	0.0409	-0.0144
		（-1.92）	（0.86）	（-1.99）	（-1.79）	（0.56）	（-0.12）
	Sr	0.0066	-0.0102	0.0209	0.1452	-0.1768**	-0.1688**
		（0.34）	（-0.35）	（0.29）	（1.31）	（-2.22）	（-2.27）
	Ch		0.0479*		0.0109		0.0127
			（1.75）		（0.11）		（0.16）
	Int · Sr	-0.0003	-0.0096***	0.0132**	-0.0032	0.0157*	0.0090
		（-0.14）	（-4.01）	（1.79）	（-0.35）	（1.95）	（0.93）
	Int · Ch ·Sr		-0.0007		-0.0021		0.0001
			（-1.54）		（-1.23）		（0.08）
其他地区	*Int*	-0.0496***	0.0329	-0.2313***	-0.3138**	0.0164	-0.0431
		（-2.95）	（0.89）	（-3.68）	（-2.22）	（0.24）	（-0.39）
	Sr	0.0026	-0.0087	-0.0233	0.1510	-0.1980***	-0.1532**
		（0.14）	（-0.32）	（-0.34）	（1.44）	（-2.68）	（-2.38）

	Ch		0.0588**		0.0371		-0.0237
			（2.27）		（0.38）		（-0.35）
	Int · Sr	-0.0023*	-0.0104***	0.0037	-0.0039	0.0111**	0.0134**
		（-1.78）	（-5.77）	（0.77）	（-0.57）	（2.13）	（2.01）
	Int · Ch ·Sr		-0.0007**		-0.0023*		-0.0029**
			（-2.37）		（-1.95）		（-2.17）
		高中		初中		小学及以下	
		I	II	I	II	I	II
北部沿海	*Int*	-0.0901	-0.2615	-0.8188***	-0.5078	0.4708**	0.5193
		（-0.73）	（-1.57）	（-4.01）	（-1.23）	（2.21）	（1.46）
	Sr	0.3020***	0.4400***	-0.5379***	0.0211	0.1415	-0.5212***
		（3.24）	（4.58）	（-2.91）	（0.07）	（0.73）	（-2.72）
	Ch	-0.1014**	-0.1507	-0.0040	0.2848	0.1479**	0.0849
		（-2.43）	（-1.64）	（-0.06）	（1.00）	（2.15）	（0.39）
	Int · Sr	-0.0082***	-0.0100*	-0.0018	-0.0168	0.0016	-0.0093
		（-3.23）	（-1.71）	（-0.45）	（-1.11）	（0.38）	（-0.71）
	Int · Ch ·Sr		-0.0007		-0.0025**		0.0007
			（-1.47）		（-2.45）		（0.79）
东部和南部沿海	*Int*	0.4885***	0.5757***	0.4778**	0.4414	-0.8558***	-1.1438***
		（4.00）	（3.08）	（2.50）	（0.99）	（-4.29）	（-2.94）
	Sr	-0.2100	-0.1605	0.2278	-0.0350	0.0088	0.1958
		（-1.57）	（-1.14）	（0.97）	（-0.10）	（0.04）	（0.74）
	Ch		0.2586*		-0.2024		-0.1707
			（1.87）		（-0.62）		（-0.61）
	Int · Sr	-0.0198***	-0.0079	-0.0148**	-0.0130	0.0312***	0.0498***
		（-4.34）	（-0.85）	（-2.18）	（-0.70）	（4.41）	（2.85）
	Int · Ch ·Sr		0.0014		-0.0010		0.0025
			（1.26）		（-0.55）		（1.38）
东北和黄河中游	*Int*	0.2552**	0.3317*	0.0351	-0.0049	-0.1019	-0.3951
		（2.19）	（1.80）	（0.18）	（-0.01）	（-0.50）	（-1.02）
	Sr	-0.4125***	-0.5529***	0.3494*	-0.1135	0.0746	0.7285***
		（-3.65）	（-4.36）	（1.66）	（-0.34）	（0.34）	（3.11）
	Ch		-0.0846		0.0066		-0.1729
			（-0.69）		（0.02）		（-0.66）
	Int · Sr	-0.0161	-0.0089	0.0223	0.0405	-0.0346	-0.0207
		（-1.12）	（-0.52）	（1.05）	（1.47）	（-1.57）	（-0.73）
	Int · Ch ·Sr		0.0056		-0.0016		-0.0014
			（1.57）		（-0.32）		（-0.24）

其他地区	*Int*	0.4940***	0.6158***	0.5298***	0.1070	-0.7046***	-0.8203**
		（4.43）	（3.61）	（2.93）	（0.25）	（-3.73）	（-2.23）
	Sr	-0.3767***	-0.4880***	0.4003**	-0.1454	0.0643	0.6994***
		（-3.64）	（-4.50）	（2.05）	（-0.46）	（0.31）	（3.39）
	Ch		-0.0467		-0.4616		0.1892
			（-0.45）		（-1.54）		（0.81）
	Int · Sr	0.0061	0.0122	-0.0401***	-0.0315	0.0230	0.0322
		（0.65）	（1.06）	（-2.92）	（-1.52）	（1.61）	（1.58）
	Int · Ch ·Sr		0.0005		0.0053		0.0005
			（0.22）		（1.50）		（0.14）

注：同表 4。这里所有模型均控制了个体因素和时间因素，样本观测值为 420，模型Ⅱ包括所有的低次交互项，因篇幅限制估计结果未在表中汇报。经 Hausman 检验，高中的模型Ⅰ、专科、高中和小学及以下的模型Ⅱ为随机效应模型，其余模型均为固定效应模型。通过计算受约束回归的 F 统计值，显示各地区虚拟变量的系数估计值是具有显著差异的。

（六）建议题目可以考虑下题目修改“工业智能化会加速中国就业的“两极化”吗？”，更能体现文章的主要讨论内容和实证。

回复：感谢审稿专家的建议，“工业智能化会加速中国就业的“两极化”吗？”确实更紧扣文章的主题和实证检验，能够使读者对本论文的研究内容一目了然，文章已按照审稿专家的建议进行了修改。

（七）本文需讨论如果省级面板数据的不足之处。除去数据的可得性，如果用 283 个地级城市面板数据来做实证检验，对理论模型和假设检验更加具有说服力，不光是样本数量会增大很多，还因为核心解释变量之一生活成本——省级层面的生活成本远比城市层面的生活成本度量准确性差太多，比如，表 3 的高中和小学及以下受教育程度的 2SLS 估计结果不显著。如果从地级市层面实证检验本文的理论模型，假设 1 和假设 2 的结论会出现何种变化？

回复：审稿专家的建议一语中的，指出了采用省份面板数据的不足之处。在文本的规划和写作过程中，我们曾经尝试过利用城市层面数据去实证验证本文假说，但最重要的问题还是数据的可得性。城市层面的生活成本数据在准确度上要优于省级数据，但本文最核心的主题还是探究工业智能化发展对中国劳动力就业结构的影响，因此最关键的变量是工业智能化水平，如何在可行范围内构建最全面的测度指标是我们的重要考量。我们查阅了《中国城市统计年鉴》和各省、市的统计年鉴，在工业智能化测度指标的 10 个细分指标中，有 5 个指标的数据是无法获得城市层面数据的，并且这 5 个指标是最能体现“智能化”这一涵义的。另外，关于不同技能劳动力的就业情况，如果利用城市数据，无法获得就业人员的受教育水平。一个选择是利用 R&D 人员就业情况衡量高技能劳动力就业，但这无法观测到中、低技能劳动力的就业情况。正如审稿专家对本文主题的理解，“工业智能化会加速中国就业的“两极化”吗？”，工业智能化水平和三种技能劳动力就业是本文的核心变量和重要考察内容，因此在本文的写作过程中，经过再三权衡放弃了使用城市层面数据。

目前国内尚未有文献研究工业智能化对就业结构的影响，但从技术进步、信息化等视角探究就业结构变化的文献给本文提供了重要参考和帮助。宋冬林等（2010）利用 1978-2007 的时间序列数据和省级面板数据进行实证研究，发现我国技术进步会引致技能型劳动需求增长，进而导致劳动力市场收入结构变化而出现技能溢价的趋势；陆雪琴和文雁兵（2013）利用 1997-2010 年的省级面板数据研究发现，以全要素生产率指数度量的技术进步对技能溢价的影响具有“溢价逆转”效应；杨蕙馨和李春梅（2013）利用中国 26 个省份信息产业的相关数据证实了信息产业技术进步会增加对高技能劳动力的相对需求，减少对低技能劳动力的相对需求。江永红等（2016）利用省际面板数据考察了我国产业结构升级是否引致劳动力“极化”现象，以及它们之间的相互作用机理。鉴于已有研究的经验支持，虽然省级面板数据有不足之处，但在本文主题和数据可得性的综合考量下，我们选择了采用省份层面数据进行实证检验。在之后的研究工作中，我们考察智能化发展的某一侧面对居民消费升级的影响时，采用城市层面数据进行分析，能够得到更为准确可信的研究结论。

最后，再次诚挚地感谢审稿专家给出的建设性意见，提高了我们文章的质量，也启发了我们一些新的想法和思路,对我们之后的科研工作来说也是一笔宝贵的精神财富。

参考文献：

[1]Acemoglu, D., and D. Autor. Skills, Tasks and Technologies Implications for Employment and Earnings[A].Ashenfelter， O.， and D. E. Card. Handbook of Labor Economics[C]. Amsterdam：Elsevier Science B.V.， 2011.
[2]郝楠.劳动力极化的经济效应分析——基于经济增长和收入不平等的双重视角[J].华东经济管理,2017，(2)：118-125.
[3]郝楠,江永红.谁影响了中国劳动力就业极化?[J].经济与管理研究，2017，(5)：75-85.
[4]江永红,张彬,郝楠. 产业结构升级是否引致劳动力极化现象[J].经济学家,2016,(3):24-31.
[5]陆雪琴,文雁兵.偏向型技术进步、技能结构与溢价逆——基于中国省级面板数据的经验研究[J].中国工业经济，2013（10）：18-30.
[6]吕世斌,张世伟.中国劳动力极化现象及原因的经验研究[J].经济学（季刊）,2015，(1)：757-778.
[7]屈小博，程杰. 中国就业结构变化:“升级”还是“两极化”？[J].劳动经济研究，2015,(1)：119-145.
[8]宋冬林，王林辉，董直庆.技能偏向型技术进步存在吗[J].经济研究，2010，(5)：68-81.
[9]杨蕙馨，李春梅.中国信息产业技术进步对劳动力就业及工资差距的影响[J].中国工业经济，2013，(1)：51-63.

《中国工业经济》复审意见 1 及作者修改说明

非常感谢审稿专家对文章修改稿和我们所做努力的认可，有些问题限于客观条件无法解决，在此也特别感谢您的谅解。我们认真研读了审稿专家此次的修改建议，对文章进行了仔细修改，梳理和改进了文章的实证部分，以提高文章的可读性。

作者在力所能及的范围内进行了最大努力的修改尝试，受限于客观条件的原因，有的问题无法解决，审稿人可以理解。以下建议仅供参考：

1.文章的实证部分过于繁杂，8 个地区和 6 个教育水平的结合导致实证结果和结论没有清晰地联系起来，可读性有待提高。例如，文章“两极化”的划分范围是什么？作者将劳动力按照教育水平分为研究生、大学本科、大学专科、高中、初中和小学及以下，实证分析中似乎是将高中及以下作为一极，大学专科及以上作为另一极，如果是按照此标准，表 4 南部沿海对高中需求上升（0.1704+0.2393）将与基本结论中发达地区呈现单极极化趋势的观点相悖。因此，建议作者能够明确“极化”的划分标准，在实证结果的阐述中将能够更明确地按照标准进行阐述。

回复：按照审稿专家的建议，我们明确了就业人员受教育程度“两极化”的划分标准，并按照此标准对所有回归结果进行更清晰地阐述，以提高文章的可读性。在 Acemoglu and Autor（2011），Goos etal.（2014）和 Autor（2015）的研究中，利用就业人员的平均受教育程度或平均工资水平将行业或就业岗位划分为高技能、中技能和低技能三类，劳动力就业结构“两极化”具体表现为高技能和低技能行业就业岗位增加，同时中等技能行业的就业岗位减少的现象。在本文实证部分，我们采用不同受教育程度的就业人员占比作为被解释变量，共包括研究生、大学本科、大学专科、高中、初中、小学及以下六种受教育程度分类，本文将大学专科及以上视为高教育程度，高中和初中视为中等教育程度，小学及以下视为低教育程度。在此划分标准下，表 3 估计结果显示，从全国范围来看，工业智能化将会导致中国出现就业“两极化”趋势，工业智能化减少了对高中和初中教育程度劳动力的需求，增加了对大学专科及以上和小学及以下劳动力的需求。表 4 估计结果显示，北部沿海、东北地区和黄河中游出现类似“两极化”趋势，其他地区则呈现“单极极化”趋势，尤其是最应与西方发达国家表现一致的东部和南部沿海地区，也呈现出“单极极化”趋势。东部沿海工业智能化发展提高了大专及以上教育程度劳动力的就业，降低了高中及以下教育程度劳动力的就业，南部沿海提高了高中及以上教育程度劳动力的就业，降低了初中及以下教育程度劳动力的就业。这就引出了下文探讨生活成本在工业智能化影响劳动力就业结构中发挥什么样作用的进一步研究。实证结果分析部分的具体修改详见文章标红部分。

2.建议作者采用一些方式提升文章实证部分的可读性，在高纬实证结果的繁杂组合下，能够

将文章的基本结论更明确地进行呈现。建议对结果进行二次加工，利用图形的方式进行展示，如果实证结果呈现 U 型或者 J 型，将会一目了然。

回复：非常感谢审稿专家提出的建议，利用图形方式表达回归结果，确实能够更加直观、更加形象地展示不同地区工业智能化对劳动力就业结构的不同影响。图 3 进一步清晰地展示了八大区域工业智能化发展对劳动力就业结构的不同影响。根据图 3 提供的更直观的信息，所有区域工业智能化对本科及以上教育程度劳动力的就业均为正向影响，同时只有东北地区降低了对专科劳动力的就业需求；除了西南地区工业智能化对初中劳动力就业的影响不显著，其他地区均对初中劳动力就业有强烈的负向影响；在北部沿海、东北地区和黄河中游三个地区，工业智能化发展提高了小学及以下劳动力的就业，就业结构呈现出“两极化”趋势；其他五个地区工业智能化发展均降低了小学及以下劳动力的就业，尤其是本应最可能与西方发达国家“两极化”就业现象一致的东部和南部沿海地区，也呈现出“单极极化”趋势，提高了大专及以上教育程度劳动力的就业，降低了高中及以下教育程度劳动力的就业（虽然图 3 东部沿海地区表现为“U”形，但是工业智能化对小学及以下劳动力的就业影响是负的）。

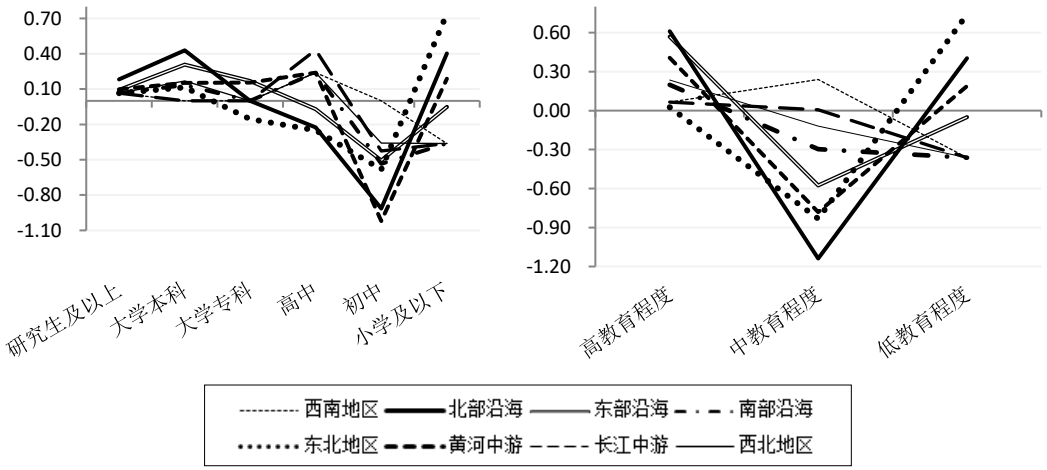


图 3 工业智能化影响劳动力就业结构的区域差异

注：横轴为不同受教育程度的就业人员，纵轴为工业智能化变量的系数。资料来源：作者绘制。

在修改审稿专家提到的上述两个问题之外，我们还对文章的实证分析部分进行了全面的梳理和改进，力求语言上更加精炼，用词上更加准确，全文表达更加清晰，以提高文章的可读性和严谨性。

参考文献：

[1]Acemoglu, D., and D. Autor. Skills, Tasks and Technologies Implications for Employment and Earnings[A].Ashenfelter, O., and D. E. Card. Handbook of Labor Economics[C]. Amsterdam：Elsevier Science B.V., 2011.

[2]Autor, D. Why Are There Still So Many Jobs-The History and Future of Workplace Automation[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2015,29(3): 3-30.

[3]Goos, M., A. Manning, and A.Salomons. Job polarization in Europe[J].American Economic Review, 2009,99(2):58-63.

[4]Goos, M., A. Manning, and A.Salomons. Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring[J]. American Economic Review 2014, 104(8): 2509－2526.

《中国工业经济》复审意见 2 及作者修改说明

非常感谢审稿专家再次给出了十分有益的建议，使我们认识到了本文存在的一些问题，并加以修改以提高本文的质量。对于审稿专家提出的意见，我们具体的修改说明如下：

本文修改后在行文规范上有明显改进，也解决了初审中提出的一些问题，但是仍存在一些关键问题，需要做出实质性修改。

本文的理论创新仍然局限于利用中国数据重复已有文献的做法，而已有文献的分析更加深入准确，被解释变量和核心解释变量的衡量指标更加合理，所用数据更加精确，本文在这两个方面存在问题。1. 已有文献不是简单地从就业数量占比考察，而是深入分析不同技能就业岗位的工资涨幅差异，数量占比指标很大程度上是由一省的劳动力受教育结构决定的，而劳动力溢价指标能够更好地反映劳动力市场的技能需求情况。2. 本文的数据比较粗略，420 个观测值的省级层面数据，改进后的控制变量也只有 6 个，数据分成 8 大区域后，对本文所要研究的问题较为粗糙。3. 分 8 大区域后发现东南沿海地区“单极极化”现象，就是工业智能化对低技能劳动力的替代，回到了传统文献的正常结果，不是当前文献中所讨论的“极化”概念。而且，实际回归结果与文章表述存在差异。4. 本文所说的试图弥补已有文献的不足，即大多文献研究人工智能的某一领域如机器人或者计算机资本，但是，这不正是工业智能化的核心么，而且概念非常清晰，反而是本文基于 10 个细化指标所构建的综合指标模糊了具体含义。5. 本文构建的智能化指标所基于的 10 个细化指标中，多项指标都是产出数据而非投入数据，这并不能准确反映地区智能化水平对劳动力需求的影响，只有投入指标才能产生替代劳动力要素的作用。以上问题均在上轮修改稿中提出，但修改稿并未着重修改，导致问题仍然存在。

本文的内生性问题修改稿没有加以完美解决。内生性问题通常有三个主要来源，即反向因果、遗漏变量和测量误差，这些在本文中都存在。修改稿做了工业智能化变量的内生性检验，将工业智能化水平作为因变量，依据低技能和中技能劳动力的就业需求以及整体技能劳动力就业需求均不显著，认为没有内生性问题。首先，作者引入了各省份的经济发展水平（*Pgdp*）、研发投入（*Rd*）、机器设备投资（*Mq*）、技术引进（*Fdi*）等变量，这些为何在基准回归中没有出现；其次，估计结果显示，工业智能化变量与各省份经济特征变量显著相关，这说明工业智能化不是严格外生的：经济特征变量既能够影响劳动力需求，又能够影响工业智能化，本文基准回归中的内生性问题就不可回避了。因此，本文需要寻找合适的工具变量，彻底解决内生性问题。

本文的另一个核心解释变量生活成本的衡量指标仍然存在问题。修改稿中将指标更换为各省份物价水平与城镇居民可支配收入的比值，但该指标是实际城镇居民可支配收入的倒数，在回归中相当于实际城镇居民可支配收入取负号而已。住房支出是生活成本支出的主要组成部分，但房价与劳动力就业的联立性内生问题不可忽视故本文选取各省份上一年度人均土地出让面积的对数值作为工具变量。在表 6 中，生活成本对专科及以上教育程度劳动力的负向作用显著，但对初中和高中劳动力具有正向影响。作者提供的解释是，一个可能的原因是，土地供给对建筑行业（多为初中和高中劳动力）就业的促进作用较强烈，抵消了生活成本上升带来的就业挤压。这一解释不恰当，回到了工具变量与劳动力就业的联立性内生问题上。

本文的现有回归结果不能完全支撑核心研究假说，即工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”趋势。1. 根据表 2 基准回归结果，工业智能化减少了对高中和初中教育程度劳动力的需求，增加了对大学专科及以上和小学及以下劳动力的需求。在现实中，初中与小学的技能界限是什么？为什么初中划入了中等技能劳动力，小学划入了低技能劳动力？根据中国的现实状况，小学、初中乃至高中劳动力，在城镇部门的工作有明显的技能差别吗？2. 根据表 3 的分区域回归结果，除东部沿海外，其他七大区域与基准回归结果均有较大差异，有一些符号是反的，东南沿海地区的研究生显著性只有 10%，南部沿海地区变量几乎不显著，只有大学本科和专科显著。这与中国发达地区的工业智能化客观上加剧了智能化设备对低技能劳动力的替代，致使发达地区就业“极化”发生异化，劳动力就业结构呈现“单极极化”趋势，相去甚远。

最后，再探讨一个简单的问题，如果本文研究换成工业智能化对劳动力教育结构的影响这样一个问题，本文的回归分析会发生什么变化。我想可能不会，这就需要重新评估本文的实证分析策略了。

1. 关于审稿专家对本文创新方面的意见。我们重新梳理了本文的主要研究内容，以更清晰地表达本文的创新点和贡献。本文并不是简单地利用中国数据重复已有文献的做法，而是充分考虑了中国这一发展中经济体尚未完全实现工业化，区域间工业智能化和产业结构升级不平衡发展的经济现实。与西方发达国家不同，中国区域经济发展不平衡，工业智能化水平和产业结构升级区域层次明显，高度发达地区的过高生活成本和户籍歧视等诸多因素也与劳动力就业紧密相关，提高了流入人口的门槛，挤出了低技能劳动力。换言之，随着“中国制造 2025”战略的纵深推进，需要一个新的解释框架来刻画中国劳动力就业结构变化的本质特征。在这个意义上，本文尝试建立工业智能化、产业结构升级、生活成本差异和劳动力就业之间的关联机制，在理论层面上改进

了 Acemoglu and Autor（2011）基于任务的理论模型，剖析工业智能化发展引致中国就业“极化”的可能性，在经验层面上利用中国 2001-2015 年省际面板数据对其进行检验，并揭示产业结构升级和生活成本因素对不同区域就业“极化”差异的作用。

与已有文献相比，本文可能的贡献在于：①首次基于工业智能化这一视角，探究其对中国劳动力就业结构的影响机制，弥补了现有研究的不足。已有相关文献大多从信息技术进步角度分析中国整体或高技术产业的就业状况，随着建设制造强国进程的推进，系统考察工业智能化发展对就业结构的影响具有十分重要的意义。②充分考虑了中国尚未完全实现工业化、区域间工业智能化和产业升级不平衡发展的经济现实，揭示了发达地区的就业结构呈现出不同于欧美国家“U 型极化”现象的独有特征。本文不仅检验了常规型技术进步理论在解释发展中国家就业问题时可能存在的缺陷，同时拓展了该领域的研究范围。实证结果显示，本应最可能出现类似发达国家就业“两极化”现象的东南沿海地区，在过高生活成本的作用下，工业智能化的快速发展反而使得该地区的就业结构出现“单极极化”趋势。③与现有文献大多利用工业机器人等单一侧面数据分析智能化对西方工业化国家就业结构的影响的做法不同，本文构建了一个包括基础建设、生产应用、竞争力和效益三个主要内容的较为全面的工业智能化水平测度指标，检验了中国劳动力就业结构的变化趋势。④本文发现，过早的“机器换人”会导致中国出现“未富先极化”的就业问题，稳就业甚至提高就业的关键在于提升劳动力的受教育程度和技能水平。劳动力的受教育程度越高，就业受生活成本等因素的负向影响就越小，随着工业智能化进程的深入，各地区对高教育程度劳动力的需求将持续增加。本文的研究结论能够为政府制定符合新时期工业智能化发展需要的高等教育和职业教育政策提供有力的理论和经验支持。

2. 为了更清晰地阐明和验证本文从中国区域经济发展不平衡事实出发的研究观点，我们在本文 P20-23 将产业结构升级的区域差异对劳动力就业的影响作为单独部分进行了分析。

在研究发达地区就业极化问题时，区域产业结构差异也是一个非常重要的侧面。越发达的地区第三产业的比重越高，服务业也成为吸引劳动力就业的主要阵地，尤其是建筑业、交通运输和批发零售等行业吸纳了大量的农村剩余劳动力和低教育程度劳动力。江永红等（2016）的研究认为，产业结构升级是导致中国劳动力就业极化的原因之一。郝楠和江永红（2017）进一步发现，产业结构升级对高、低教育程度劳动力的就业需求分别呈现出正“U”型和倒“U”型的非线性影响。为了探究在区域产业结构差异下，工业智能化发展对中国劳动力就业结构的影响，本部分首先分区域考察产业结构升级对不同教育程度劳动力就业的影响，估计结果如表 9 所示。其次在模型中引入了产业结构升级和工业智能化的交互项，以及和地区虚拟变量的交互项，估计结果如表 10 列 I 所示。为了进一步研究在区域产业结构差异下，发达地区过高生活成本和工业智能化发展对不同技能劳动力的就业影响，尤其是对低技能劳动力的挤出效果，又引入了产业结构升级、工业智能化和生活成本的交互项，估计结果如表 10 列 II 所示。表格中的前两列为北部沿海地区各变量对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几列分别为各地区与北部沿海的系数差异及其显著性。

表 9 第一列为西南地区产业结构升级对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几列分别为北部沿海、东部沿海和东北等地区与西南地区的系数差异及其显著性。模型估计结果显示，产业结构升级对不同教育程度劳动力就业的影响存在明显的区域差异。北部沿海地区产业结构升级对劳动力就业结构呈现出显著的“U 型”影响，并且对 6 类教育程度劳动力就业的影响效果即系数绝对值，大于其他所有地区。东部沿海地区的就业结构也出现“U 型极化”现象，和北部沿海一样，产业结构升级降低了对高中和初中劳动力的就业需求，提高了其他教育程度劳动力的就业需求。产业结构升级对其他地区劳动力就业的影响与西南地区的系数差异并不显著，只降低了初中劳动力就业，提高了小学及以下劳动力的就业。这充分说明了在中国区域间产业结构发展不平衡的现实背景下，劳动力就业结构受到的影响也存在很大的区域差异。估计结果也显示，产业结构升级对低教育程度劳动力的就业有较大的正向影响，此时很有必要再次探讨工业智能化发展对中国劳动力就业结构的区域差异，回归结果如表 10 所示。

表 9 产业结构升级影响劳动力就业结构的区域差异的回归结果

	八大综合经济区							
	西南地区	北部沿海	东部沿海	南部沿海	东北地区	黄河中游	长江中游	西北地区
研究生	0.0007	0.1272***	0.0258	0.0153	-0.0017	-0.0283	-0.0064	0.0154

及以上	（0.07）	（6.64）	（1.48）	（0.68）	（-0.08）	（-1.44）	（-0.29）	（0.86）
大学	0.0204	0.3761***	0.1892***	0.0691	-0.0154	-0.0757	0.0169	-0.0128
本科	（0.61）	（6.14）	（3.38）	（0.96）	（-0.22）	（-1.21）	（0.24）	（-0.22）
大学	0.0109	0.1015*	0.1410**	0.0391	0.0395	-0.1492**	-0.0480	-0.0453
专科	（0.34）	（1.71）	（2.60）	（0.56）	（0.58）	（-2.46）	（-0.71）	（-0.82）
高中	-0.0675	-0.3672***	-0.2399**	0.1118	0.1402	0.0163	-0.1794	0.1260
	（-1.04）	（-3.08）	（-2.20）	（0.79）	（1.02）	（0.13）	（-1.33）	（1.13）
初中	-0.2080**	-0.7634***	-0.1357	-0.5044**	0.0316	-0.0191	-0.1021	-0.0439
	（-2.29）	（-4.58）	（-0.89）	（-2.56）	（0.17）	（-0.11）	（-0.54）	（-0.28）
小学	0.2435**	0.5258***	0.0197	0.2691	-0.1942	0.2559	0.3190	-0.0393
及以下	（2.48）	（2.91）	（0.12）	（1.26）	（-0.94）	（1.38）	（1.56）	（-0.23）

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。其余同表 3。

表 10 的列 I 显示，在所有区域，产业结构升级和工业智能化的交互项对本科及以上劳动力的就业影响显著为正，意味着随着产业结构升级进程的加快，工业智能化的不断推进对高教育程度劳动力的需求将持续增加。以技术进步推动传统产业转型，以智能化带动高端服务业发展，从劳动密集型产业向知识密集型产业过渡，对高素质人才的需求将大幅提升。在第三产业比重较高的东南沿海地区，产业结构升级和工业智能化的交互项对小学及以下劳动力的就业影响也显著为正（估计结果约为 0.03%），说明服务业和工业智能化的融合发展也提高了对低教育程度劳动力的需求，运输业等生产性服务业和餐饮业等消费性服务业提供了大量对技能要求较低的就业岗位。在此实证检验结果下，发达地区过高生活成本和工业智能化发展对低教育程度劳动力的挤出效应需要进行再次验证。正如表 10 列 II 的最后一行所示，在产业结构升级和工业智能化对低教育程度劳动力的需求持续增加的情况下，区域生活成本对小学及以下学历劳动力的挤出效应不再显著，东南沿海地区也不例外。对于初中教育程度劳动力，工业智能化、产业结构升级和生活成本三者的就业挤出效应非常显著，这一实证结果符合前文的逻辑分析。随着工业智能化进程的推进，第三产业成为中、低技能劳动力转移的重要阵地，但“零库存”和“无人配送”等新模式的不断应用将加速改变物流等行业的劳动力技能需求结构。与此同时，大数据和物联网推动高端服务业蓬勃发展，知识、技术密集型服务业对劳动力的技能素养提出了更高的要求。在此趋势下，劳动力就业结构将呈现出高技能偏向型特征，为保障中、低技能劳动力顺利实现就业转移，实现稳就业目标，提高劳动力的人力资本水平是关键对策。

表 10 区域产业结构差异下工业智能化影响就业结构的研究结果

		研究生及以上		大学本科		大学专科	
		I	II	I	II	I	II
北部沿海	*Int*	0.0541***	-0.0339	0.2231***	0.3124**	0.1600**	0.1352
		（2.85）	（-0.95）	（3.15）	（2.30）	（2.07）	（1.27）
	Sr	0.0044	0.0118	0.0433	-0.1261	0.1754**	0.1233**
		（0.25）	（0.44）	（0.67）	（-1.23）	（2.51）	（2.12）
	Ch	0.0064	-0.0514**	0.0013	0.0148	-0.0170	0.0175
		（1.04）	（-2.07）	（0.06）	（0.16）	（-0.68）	（0.28）
	Int · Sr	0.0037***	0.0114***	0.0070***	0.0159***	-0.0021	-0.0015
		（9.95）	（8.62）	（5.06）	（3.17）	（-1.39）	（-0.39）
	Int · Ch		0.0005***		0.0013***		0.0004

	·Sr		（5.13）		（3.87）		（1.39）
东部和南部沿海	Int	-0.0527***	0.0850**	-0.1332**	-0.2210	0.0559	-0.0830
		（-2.97）	（2.20）	（-2.01）	（-1.50）	（0.77）	（-0.70）
	Sr	-0.0147	0.0232	-0.0305	0.0721	-0.0429	-0.0396
		（-0.67）	（0.73）	（-0.38）	（0.60）	（-0.48）	（-0.48）
	Ch		0.0745***		-0.0680		0.0075
			（2.63）		（-0.63）		（0.09）
	Int · Sr	0.0014**	-0.0092***	0.0056**	-0.0079	-0.0015	0.0047
		（2.25）	（-5.74）	（2.36）	（-1.30）	（-0.60）	（0.85）
	Int · Ch		-0.0011***		-0.0016***		0.0005
			（-7.03）		（-2.65）		（0.75）
	·Sr						
东北和黄河中游	Int	-0.0345*	0.0330	-0.1336**	-0.2610*	0.0409	-0.0144
		（-1.92）	（0.86）	（-1.99）	（-1.79）	（0.56）	（-0.12）
	Sr	0.0066	-0.0102	0.0209	0.1452	-0.1768**	-0.1688**
		（0.34）	（-0.35）	（0.29）	（1.31）	（-2.22）	（-2.27）
	Ch		0.0479*		0.0109		0.0127
			（1.75）		（0.11）		（0.16）
	Int · Sr	-0.0003	-0.0096***	0.0132**	-0.0032	0.0157*	0.0090
		（-0.14）	（-4.01）	（1.79）	（-0.35）	（1.95）	（0.93）
	Int · Ch		-0.0007		-0.0021		0.0001
			（-1.54）		（-1.23）		（0.08）
	·Sr						
其他地区	Int	-0.0496***	0.0329	-0.2313***	-0.3138**	0.0164	-0.0431
		（-2.95）	（0.89）	（-3.68）	（-2.22）	（0.24）	（-0.39）
	Sr	0.0026	-0.0087	-0.0233	0.1510	-0.1980***	-0.1532**
		（0.14）	（-0.32）	（-0.34）	（1.44）	（-2.68）	（-2.38）
	Ch		0.0588**		0.0371		-0.0237
			（2.27）		（0.38）		（-0.35）
	Int · Sr	-0.0023*	-0.0104***	0.0037	-0.0039	0.0111**	0.0134**
		（-1.78）	（-5.77）	（0.77）	（-0.57）	（2.13）	（2.01）
	Int · Ch		-0.0007**		-0.0023*		-0.0029**
			（-2.37）		（-1.95）		（-2.17）
	·Sr						
		高中		初中		小学及以下	
		I	II	I	II	I	II

北部沿海	*Int*	-0.0901	-0.2615	-0.8188***	-0.5078	0.4708**	0.5193
		（-0.73）	（-1.57）	（-4.01）	（-1.23）	（2.21）	（1.46）
	Sr	0.3020***	0.4400***	-0.5379***	0.0211	0.1415	-0.5212***
		（3.24）	（4.58）	（-2.91）	（0.07）	（0.73）	（-2.72）
	Ch	-0.1014**	-0.1507	-0.0040	0.2848	0.1479**	0.0849
		（-2.43）	（-1.64）	（-0.06）	（1.00）	（2.15）	（0.39）
	Int · Sr	-0.0082***	-0.0100*	-0.0018	-0.0168	0.0016	-0.0093
		（-3.23）	（-1.71）	（-0.45）	（-1.11）	（0.38）	（-0.71）
	Int · Ch ·Sr		-0.0007		-0.0025**		0.0007
			（-1.47）		（-2.45）		（0.79）
东部和南部沿海	*Int*	0.4885***	0.5757***	0.4778**	0.4414	-0.8558***	-1.1438***
		（4.00）	（3.08）	（2.50）	（0.99）	（-4.29）	（-2.94）
	Sr	-0.2100	-0.1605	0.2278	-0.0350	0.0088	0.1958
		（-1.57）	（-1.14）	（0.97）	（-0.10）	（0.04）	（0.74）
	Ch		0.2586*		-0.2024		-0.1707
			（1.87）		（-0.62）		（-0.61）
	Int · Sr	-0.0198***	-0.0079	-0.0148**	-0.0130	0.0312***	0.0498***
		（-4.34）	（-0.85）	（-2.18）	（-0.70）	（4.41）	（2.85）
	Int · Ch ·Sr		0.0014		-0.0010		0.0025
			（1.26）		（-0.55）		（1.38）
东北和黄河中游	*Int*	0.2552**	0.3317*	0.0351	-0.0049	-0.1019	-0.3951
		（2.19）	（1.80）	（0.18）	（-0.01）	（-0.50）	（-1.02）
	Sr	-0.4125***	-0.5529***	0.3494*	-0.1135	0.0746	0.7285***
		（-3.65）	（-4.36）	（1.66）	（-0.34）	（0.34）	（3.11）
	Ch		-0.0846		0.0066		-0.1729
			（-0.69）		（0.02）		（-0.66）
	Int · Sr	-0.0161	-0.0089	0.0223	0.0405	-0.0346	-0.0207
		（-1.12）	（-0.52）	（1.05）	（1.47）	（-1.57）	（-0.73）
	Int · Ch ·Sr		0.0056		-0.0016		-0.0014
			（1.57）		（-0.32）		（-0.24）
他地	*Int*	0.4940***	0.6158***	0.5298***	0.1070	-0.7046***	-0.8203**
		（4.43）	（3.61）	（2.93）	（0.25）	（-3.73）	（-2.23）

	Sr	-0.3767***	-0.4880***	0.4003**	-0.1454	0.0643	0.6994***
		（-3.64）	（-4.50）	（2.05）	（-0.46）	（0.31）	（3.39）
	Ch		-0.0467		-0.4616		0.1892
			（-0.45）		（-1.54）		（0.81）
	Int · Sr	0.0061	0.0122	-0.0401***	-0.0315	0.0230	0.0322
		（0.65）	（1.06）	（-2.92）	（-1.52）	（1.61）	（1.58）
	Int · Ch		0.0005		0.0053		0.0005
			（0.22）		（1.50）		（0.14）
	·Sr						

注：同表 4。这里所有模型均控制了个体因素和时间因素，样本观测值为 420，模型Ⅱ包括所有的低次交互项，因篇幅限制估计结果未在表中汇报。经 Hausman 检验，高中的模型Ⅰ、专科、高中和小学及以下的模型Ⅱ为随机效应模型，其余模型均为固定效应模型。通过计算受约束回归的 F 统计值，显示各地区虚拟变量的系数估计值是具有显著差异的。

3. 关于本文被解释变量的衡量方式。

在文章第一页标题的脚注中，我们便首先说明了本文劳动力就业结构的衡量方式采用的是就业人员的受教育程度。审稿专家建议采用劳动力溢价指标，我们借鉴宋冬林等（2010）、陆雪琴和文雁兵（2013）的做法，在稳健性检验里使用三类行业平均工资涨幅进行了回归分析，实证结果支持了本文的基本结论。已有文献深入分析不同技能岗位的工资涨幅，数据更加精细，但国内相关数据很难获得。如果采用工业企业数据，先不考虑是否可以获得其他解释变量的企业数据的问题，目前可信的工业企业数据只更新到 2009 年，但是智能化发展最迅速的便是 2010 年至今，缺失这部分数据进行实证分析，并不能观察到现阶段工业智能化对就业结构的影响效果，研究结论在现实意义和政策借鉴意义方面存在很大欠缺。如果采用行业数据，也暂时不考虑是否可以获得其他解释变量的行业数据的问题，不划分高、中、低三类行业的话，也是 30 个行业*15 年的数据，在数据量上并没有优越性；并且参照大量已有文献的做法需要进行行业划分，便只有 3*15 年的短面板数据，实证分析时在稳健可信方面存在更大程度的问题；我们在稳健性检验中，用 3 类行业 15 年的省级面板数据进行实证估计，数据量与基本回归的数据量一致。另一方面，不同教育程度就业人员的工资情况多用来研究技能溢价问题（Autor etal.，2008；宋冬林等，2010；陆雪琴和文雁兵，2013；董直庆等，2014；杨飞，2017）。而且在技能溢价研究的文献中，技能劳动力是不可缺少的关键解释变量，其衡量指标也多采用不同受教育程度的就业人数占比，例如陆雪琴和文雁兵（2013）采用了大专及以上学历人数占总抽样人数的比例、大专及以上学历人数与高中学历人数之比和人均受教育年限三个指标划分八大区域时，我们采用的是添加 7 个虚拟变量的做法，并未分为 8 个子样本，因此数据量并未减少，样本自由度只比基准回归减少了 7，能够保证估计结果的稳健可信性。

4. 关于工业智能化变量的指标问题。

本文多项指标采用的是产出指标，一个原因是有些投入数据（例如软件投入数据）不可得，更重要的原因是，相对于投入数据，智能化方面的产出数据更能反映中国当前的工业智能化总体发展情况。（1）投入数据更多地反映的是一个国家潜在的智能化发展能力，而不能体现当前的智能化水平，并且大部分的投入花费在了基础研究阶段，较长时间内并不能转化为实际成果。正如在衡量国家的创新水平时，越来越多的文献放弃了采用 R&D 经费投入数据，而采用发明专利申请量、授权量和新产品销售数据（李梅和余天骄，2016；孙东民等，2017；朱平芳等，2017；毛昊等，2018）。（2）如果采用投入数据，我们无法区分有效投入和无效投入，因为智能技术或产品的研发有很大的失败率，只有成功实现的智能技术和其他形式的成果才是当下智能化水平的体现。正如智能化相关文献中，Graetz and Michaels（2015），Acemoglu and Restrpo（2017），Dauth et al（2017）采用工业机器人数据，而不是采用制造机器人过程中的投入数据进行实证分析，工业机器人是机械制造技术、计算机技术和人工智能技术的最终呈现载体，体现是西方发达国家的智能化发展水平。（3）审稿专家建议直接采用工业机器人或计算机资本数据，工业机器人数据目前只有全国层面的 2006-2016 年数据，更会出现审稿专家提到的数据量小的问题，而计算机资本多用在“信息化”而非“智能化”的研究中（孙琳琳等，2012；邵文波和李坤望，2014；王永进

等，2017；邵文波和盛丹，2017）。我们能够做到的是在可行范围内最大程度地反映工业智能化的主要内容。

5. 内生性问题

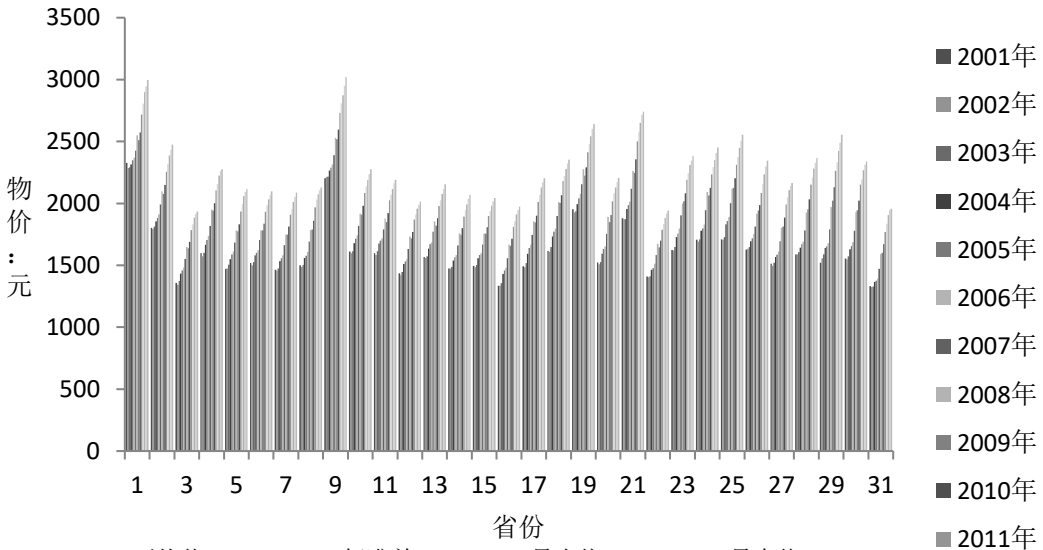
经过检验，工业智能化变量确实不是严格外生的，但是一方面本文的研究内容是工业智能化和不同技能劳动力就业的关系的考察，验证结果在一定程度上排除了工业智能化变量存在逆向因果关系的可能性，另一方面我们估计出了解释变量对因变量的大致偏误方向，工业智能化变量的正负号和显著性并未改变。工业智能化指标是本文构建的关键变量，寻找合适可信的工具变量存在相当大的难度，并可能带来新的问题，因此这里的具体做法是：

借鉴 Topalova(2007)、Teshima（2009）、毛其淋和盛斌（2014）的做法，检验工业智能化变量是否会因反向因果存在内生性。表 4 的估计结果显示，工业智能化变量与各省份经济特征变量显著相关，说明工业智能化不是严格外生的，但三种技能劳动力的就业（这里遵循审稿专家的建议采用工资涨幅进行衡量，具体的做法借鉴宋冬林等（2010）、陆雪琴和文雁兵（2013），通过比较 2001-2015 年《中国劳动统计年鉴》中行业大类就业人员的受教育程度和大专及以上学历的比例，以农林渔牧业、采矿业和制造业就业人员的平均工资涨幅与各省份全部就业人员平均工资涨幅的差值分别代表低技能、中技能和高技能劳动力就业需求）以及整体技能劳动力就业系数均不显著。本文的研究内容是工业智能化和不同技能劳动力就业的关系考察，因此估计结果在一定程度上排除了工业智能化变量存在逆向因果关系的可能性。

关于遗漏变量可能会带来的内生性问题，本文基于表 4 的估计结果，添加了变量加以控制，得到的回归结果如表 5 所示。研究结论显示，在考虑了以上因素之后，工业智能化将会引致中国出现就业“两极化”趋势的基本结论依旧稳健。之所以基准回归中没有出现研发投入、机器设备投资和技术引进变量，是因为基于表 4 的估计结果，这些变量与工业智能化存在显著的相关性，一方面在经济意义上，这些变量与劳动力就业的相关性不强烈，一方面本文每个控制变量的选择均是借鉴了大量已有文献，均具有理论和实证支撑，另一方面，引入与工业智能化存在显著相关的变量更可能带来解释变量共线性等新的计量问题。

6.生活成本指标。

（1）修改稿中，生活成本变量采用各省份物价水平与城镇居民可支配收入的比值进行衡量，其中各省份的物价水平借鉴 Loren B. and Carsten A.H.（2005）的方法和 CPI 指数进行计算。生活成本变量的衡量指标并不是实际城镇居民可支配收入的倒数，我们利用图 1 将 31 个省份 2001-2015 年的物价水平进行了展示，希望更清晰地描述物价水平的情况。其中，物价水平的平均值为 1905.85，标准差为 339.77，最小值为 1325.40，最大值为 3020.80。（2）关于生活成本变量的内生性问题，我们借鉴陆铭等（2012，2015）、高波等（2012、）陈斌开和杨汝岱（2013）的做法，选取各省份上一年度人均土地出让面积的对数值作为工具变量。原文中关于生活成本对初中和高中劳动力具有正向影响的解释确实存在问题，我们查阅了相关方面文献，已进行了改正，确保在经济意义上更加合理，在计量上不会带来误解。表 6 中，生活成本对专科及以上教育程度劳动力的负向作用显著，但对初中和高中劳动力具有正向影响。一个可能的原因是，劳动力就业选择本质上是比较成本收益后的结果，以房价为代表的生活成本和工作报酬均是当地经济发展水平的反映，经济发展水平较高的省份，房价和薪酬都相对较高（陆铭等，2015），初高中劳动力可能更看重高薪酬而忽略高生活成本，或者存在本地工作外地（或家庭所在地）消费的现象，这将是其他领域的研究课题，本文不进行深度探讨。



平均值：1905.85 ；标准差：339.77；最小值：1325.40；最大值：3020.80

图 1　各省份物价水平

7.回归结果对本文核心假说的验证和分析。

（1）在中国现实中，初中和小学的技能界限是什么？为什么初中被划分为中等技能劳动力，小学被划分为低技能劳动力？

回复：在文章第一页标题的脚注中，我们便首先说明了本文劳动力就业结构的衡量方式采用的是就业人员的受教育程度，并未将不同教育程度的劳动力划分为不同技能，反而为了避免人为划分劳动力技能水平带来的主观性偏误，本文直接采用不同受教育程度的就业人员所占比重作为被解释变量进行实证分析。除了在理论部分便于分析，我们使用的说法是三种技能劳动力（在脚注中我们也说明了本文劳动力的不同技能即为其接受的不同教育程度），全文中均使用不同受教育程度劳动力的说法。关于审稿专家在修改建议最后一条中提到的“工业智能化对劳动力教育结构的影响”，我们考虑的是，“教育”这一领域与经济学或者劳动力就业领域还是存在相当大的差异，如果标明探讨劳动力教育结构，很可能会因为我们对教育领域认知的不足而产生很大的偏误，从而引起学术争议。

（2）表 3 的分区域回归结果，很多变量不显著，甚至一些符号是相反的。

回复：本文中，表 3 以及后面的分区域研究，均是以一个地区为基准，设置其他地区为虚拟变量，而并非划分几个子样本进行回归分析，这样也保证了足够的数据量和自由度。以表 3 为例，第一列为西南地区工业智能化对不同教育程度劳动力就业需求的系数估计，其余几列分别为北部沿海、东部沿海和东北等地区与西南地区的系数差异及其显著性。正是因为有的区域系数差异显著有的不显著，并且符号有正有负，才说明了工业智能化对不同教育程度劳动力就业在各区域间是不同的。比如表 3 估计结果显示，对比其他 7 个区域，北部沿海对本科及以上和初中教育程度的劳动的就业影响幅度最大；八大区域中，北部沿海（2s1s 估计结果显示不是“两极化”）、东北地区和黄河中游地区呈现“两极化”趋势。在第五部分进一步研究中，引入了多项交互项，为了防止变量过多、自由度过小导致估计结果偏误，本文以北部沿海（为防止人为划分经济区域偏差导致结果偏差，本部分单独列出北部沿海地区进行模型估计和结果分析）为基准，共设置三个地区虚拟变量，将东部沿海和南部沿海设为同一虚拟变量，黄河中游和东北地区设为同一虚拟变量，其他地区设为同一虚拟变量。根据表格 8 列 I 所示，设置三个地区虚拟变量并未改变工业智能化将导致北部沿海、黄河中游和东北地区就业呈现“U 型极化”现象，而东部沿海和南部沿海地区呈现“单极极化”现象的结论。非常抱歉我们给审稿专家造成了误解，为了使读者更清晰地理解本文估计结果，我们在每个表格上方的文字叙述中，均对设置地区虚拟变量进行了说明。

表 3 工业智能化影响劳动力就业结构的区域差异的回归结果

	劳动力需求					
	研究生	大学本科	大学专科	高中	初中	小学及以下
西南地区	0.0654***	0.0386	0.0789	0.2393**	-0.0600	-0.3622**

	（3.81）	（0.69）	（1.42）	（2.29）	（-0.39）	（-2.24）
北部沿海	0.1163***	0.4290***	0.0682	-0.4635***	-0.9142***	0.7643***
	（7.89）	（8.97）	（1.43）	（-5.17）	（-6.99）	（5.51）
东部沿海	0.0268*	0.3079***	0.1686***	-0.3091***	-0.5062***	0.3120**
	（1.70）	（6.02）	（3.30）	（-3.22）	（-3.61）	（2.10）
南部沿海	0.0014	0.1332**	0.0506	0.1704	-0.5348***	0.1791
	（0.08）	（2.34）	（0.89）	（1.59）	（-3.43）	（1.08）
东北地区	0.0086	0.1149**	-0.1548***	-0.4887***	-0.5827***	1.1026***
	（0.49）	（1.99）	（-2.69）	（-4.51）	（-3.69）	（6.59）
黄河中游	0.0336**	0.1534***	0.1540***	0.129	-1.0208***	0.5508***
	（1.97）	（2.77）	（2.79）	（1.24）	（-6.74）	（3.43）
长江中游	0.0142	0.0648	0.044	0.1934**	-0.4255***	0.1091
	（0.91）	（1.28）	（0.87）	（2.03）	（-3.07）	（0.74）
西北地区	0.0003	0.1702***	0.0478	-0.0887	-0.3591**	0.2295
	（0.02）	（3.04）	（0.86）	（-0.85）	（-2.35）	（1.42）

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。六个模型的数据观测值均为 420。这里构造了较为严格的假设，即假设各地区其他解释变量的系数相同，估计结果未在表中汇报。经 Hausman 检验，6 种教育程度的模型均为固定效应。所有模型均控制了个体因素和时间因素。通过计算受约束回归的 F 统计值，显示各地区虚拟变量的系数估计值是具有显著差异的。

8. 劳动力就业结构和教育结构

劳动力就业结构是指社会总就业劳动力的分布、比例和相互关系。按照不同的分类方式可划分劳动力就业结构的不同侧面，这些分类方式包括地区、部门、年龄、性别、职业和文化程度等。本文采用的分类方式为就业人员的受教育程度，我们在第一页脚注中便首先对此做了说明。而劳动力教育结构，涉及到教育领域的专业知识，与经济学或者劳动力就业领域还是存在相当大的差异，如果重点探讨劳动力教育结构，很可能会因为我们对教育领域认知的不足而产生很大的问题，从而引起学术争议。从文章严谨度出发，我们无法对非专业领域进行评议。

最后，再次诚挚地感谢审稿专家给出的修改建议，对本文的质量提升和我们今后的研究工作都有非常大的帮助和启发。

参考文献：

[1]Acemoglu, D., and D. Autor. Skills, Tasks and Technologies Implications for Employment and Earnings[A].Ashenfelter, O., and D. E. Card. Handbook of Labor Economics[C]. Amsterdam: Elsevier Science B.V., 2011.
[2]Acemoglu, D., and P.Restrepo. Robots and Jobs Evidence from US Labor Markets[R]. NBER Working Paper, 2017.
[3]Acemoglu, D., and P.Restrepo. Robots and Jobs Evidence from US Labor Markets[R]. NBER Working Paper, 2017.
[4]Loren B., Carsten A. H. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications [J].Economic Development & Cultural Change,2006, 5（1）:43-87.
[5]Teshima, K. Import Competition and Innovation at the Plant Level: Evidence from Mexico[R]. Working Paper, 2009.
[6]Topalova, P. Trade Liberalization and Firm Productivity: the Case of India[R]. Working Paper, 2007.
[7]陈斌开,杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J].经济研究，2013,（1）：110-122.
[8]董直庆,蔡啸,王林辉.技能溢价:基于技术进步方向的解释[J].中国社会科学，2014,（10）：22-40.
[9]高波，陈健，邹琳华.区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J].经济研究，2012,（1）：66-89.
[10]郝楠.劳动力极化的经济效应分析——基于经济增长和收入不平等的双重视角[J].华东经济管理,2017,（2）：118-125.
[11]郝楠,江永红.谁影响了中国劳动力就业极化?[J].经济与管理研究，2017,（5）：75-85.
[12]江永红,张彬,郝楠. 产业结构升级是否引致劳动力极化现象[J].经济学家,2016,(3):24-31.
[13]陆铭，高虹，佐藤宏.城市规模与包容性就业[J].中国社会科学，2012,（10）：47-67.
[14]陆铭. 大国发展——论中国经济的欧洲化[J].当代财经，2015,（6）：3-13.

[15]陆铭，张航梁，文泉.偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J].中国社会科学，2015，（5）：59-85.
[16]毛其淋，盛斌.贸易自由化与中国制造业企业出口行为："入世"是否促进了出口参与？[J].经济学（季刊），2014，13（2）：647-674.
[17]邵文波，李坤望.信息技术、团队合作与劳动力需求结构的差异性[J].世界经济，2014，(11)：72-99.
[18]陆雪琴，文雁兵.偏向型技术进步、技能结构与溢价逆——基于中国省级面板数据的经验研究[J].中国工业经济，2013，（10）：18-30.
[19]申广军，欧阳伊玲，李力行.技能结构的地区差异：金融发展视角[J].金融研究，2017，(7)：45-61.
[20]宋冬林，王林辉，董直庆.技能偏向型技术进步存在吗[J].经济研究，2010，（5）：68-81.

《中国工业经济》复审意见 3 及作者修改说明

作者修改稿从技术估计细节、理论逻辑前后一致性，以及结合经济现实变化，对实证结果进行了适当准确的论证和概括。尤其是添加和完善了第三产业发展对就业结构的影响的实证分析，而不是推理概括审稿意见的第五条，值得称赞。

具体的修改建议：

1.表 4-表 9 的回归结果应给出观测数 Obs；

2.鉴于本文实证结果较多，建议将稳健性检验的结果作为附件结果处理，稳健性部分正文只阐述检验结论即可。

非常感谢审稿专家对我们文章修改稿的认可，以及给出的十分有益的修改建议。按照审稿专家提出的建议，我们在每个表格的注释中均添加了观测值的数量，并根据文章篇幅，将内生性问题的处理结果和稳健性检验的回归结果放到了公开附件中，正文中相应部分的表述也做了调整，以带给读者更清晰的理解，增强文章的可读性。文章中所做的具体修改如下：

解释变量的内生性问题是实证研究中不可忽视的部分，本文工业智能化水平可能会因与不同教育程度劳动力的就业存在逆向因果关系而带来内生性偏误。工业智能化指标是本文构建的关键变量，寻找合适的工具变量存在相当大的难度，这里借鉴 Topalova(2007)、Teshima（2009)、毛其淋和盛斌（2014）的做法，检验工业智能化变量是否存在逆向因果内生性问题。将工业智能化水平作为因变量，对各省份的经济发展水平、研发投入、机器设备投资、技术引进和技能劳动力就业需求情况进行回归，具体指标选取和估计结果详见文章附录表 2。可以看出，工业智能化变量与各省份经济特征变量显著相关，说明工业智能化不是严格外生的，但三种技能劳动力的就业以及整体技能劳动力就业均不显著，本文的研究内容是工业智能化和不同技能劳动力就业的关系考察，因此估计结果在一定程度上排除了工业智能化变量存在逆向因果关系的可能性。另外一个需要考虑的是，遗漏变量也可能带来内生性问题，为了对此进行验证，本文基于以上估计结果，添加经济发展水平、研发投入、机器设备投资和技术引进变量加以控制，回归结果详见附录部分表 3。实证结果显示，在考虑了以上因素之后，工业智能化变量的系数符号和显著性与基本回归保持一致，工业智能化将会引致中国出现就业"两极化"趋势的基本结论依旧稳健。

为解决生活成本变量可能存在的内生性问题，本文将寻找生活成本的工具变量。住房支出是生活成本支出的主要组成部分，但房价与劳动力就业的联立性内生问题不可忽视（陆铭等，2012；高波等，2012）。在已有文献中，土地供给是房价的有效工具变量（陈斌开和杨汝岱，2013；陆铭等 2015），故本文选取各省份上一年度人均土地出让面积的对数值作为工具变量，并采用 2SLS 方法进行模型估计。文章附录部分表 4 和表 5 报告了采用 2SLS 法得到的估计结果。实证结果显示，虽然基准模型估计结果可能高估了工业智能化对不同教育程度劳动力的就业影响，但全国范围内，工业智能化将导致劳动力就业结构出现"两极化"趋势的基本结论依然成立，东南沿海发达地区的就业结构呈现出"单极极化"特征的估计结果仍然稳健。附录中的表 5 与基准模型结果不一致的地方在于，北部沿海地区也表现出了"单极极化"的就业结构特征，在进一步的区域分析中，将对北部沿海的就业结构进行单独研究。

本文尝试两种方式进行稳健性检验：（1）分别更换被解释变量即不同技能劳动力的就业需求和解释变量生活成本的衡量指标。与内生性检验相同，借鉴宋冬林等（2010）、陆雪琴和文雁兵（2013）的做法，通过比较 2001-2015 年《中国劳动统计年鉴》中行业大类就业人员的受教育程度和大专

及以上学历的比例，以农林渔牧业、采矿业和制造业就业人员的平均工资涨幅与各省份全部就业人员平均工资涨幅的差值分别衡量低技能、中技能和高技能劳动力就业需求。生活成本变量采用各省份物价水平与城镇居民可支配收入的比值进行衡量，各省份的物价水平借鉴 Loren B. and Carsten A.H.（2006）的方法和 CPI 指数进行计算。（2）采用空间自相关模型（SAR Model）控制经济变量间可能存在的空间相依性，采用空间误差模型（SEM Model）控制模型误差项可能存在的空间自相关性，进行模型估计。具体估计结果见附录中的表 6-表 12。稳健性检验得到的结果支持了本文的基本结论。

参考文献：

[1]Loren B., Carsten A. H. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications [J].Economic Development & Cultural Change,2006，5（1）:43-87.

[2]Teshima, K. Import Competition and Innovation at the Plant Level: Evidence from Mexico[R]. Working Paper, 2009.

[3]Topalova, P. Trade Liberalization and Firm Productivity: the Case of India[R]. Working Paper, 2007.

[4]陈斌开,杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J].经济研究，2013，(1)：110-122.

[5]高波，陈健，邹琳华.区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J].经济研究，2012，(1)：66-89.

[6]陆铭，高虹，佐藤宏.城市规模与包容性就业[J].中国社会科学，2012，(10)：47-67.

[7]陆铭，张航梁，文泉.偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J].中国社会科学，2015，(5)：59-85.

[8]毛其淋，盛斌.贸易自由化与中国制造业企业出口行为："入世"是否促进了出口参与？[J].经济学（季刊）,2014，(2)：647-674.

[9]陆雪琴,文雁兵.偏向型技术进步、技能结构与溢价逆——基于中国省级面板数据的经验研究[J].中国工业经济，2013，(10)：18-30.

[10]宋冬林，王林辉，董直庆.技能偏向型技术进步存在吗[J].经济研究，2010，(5)：68-81.