

劳动力市场冲击与中等职业教育吸引力

——来自地市级面板数据的经验证据

李航敏, 刘鑫燕, 陈建伟

[摘要]劳动力市场就业变化如何影响劳动者教育和技能的获得一直是教育经济学的研究重点, 本文通过检验制造业就业变化对中等职业教育在校生规模的影响来增进对上述问题的理解。利用地市级面板数据的工具变量回归结果发现, 城镇制造业就业率对中等职业教育在校生规模的影响显著为正, 这一结果在改变模型设定和引入滞后变量的稳健性检验中保持稳定。进一步的分析表明, 中等职业教育办学的就业导向和专用型技能培养模式, 使得此类教育的需求对劳动力市场的短期冲击更敏感, 尤其是来自有广泛乘数效应的制造业就业变化。这意味着近年来中等职业教育部分生源流失或许与制造业就业下滑有关。因此, 要推动中等职业教育高质量发展, 有必要适当扩大中等职业学校毕业生的升学机会选择, 同时完善职业教育适应技术变革的学科专业调整机制。

[关键词]中等职业教育; 制造业; 就业; 劳动力市场

一、引言

稳定中等职业教育规模和提高中等职业教育质量是巩固中等职业教育基础地位的重要着力点。国务院先后印发《关于加快发展现代职业教育的决定》《国家职业教育改革实施方案》等文件, 就现代职业教育改革发展做出了一系列战略部署, 并将中等职业教育置于现代职业教育的基础性地位加以巩固和发展。作为与普通教育同等重要的类型教育, 我国中等职业教育已经逐渐成

[收稿日期] 2024-01-23

[基金项目] 国家社科基金重点项目“劳动力市场灵活性与进口竞争的劳动力再配置效应研究”(22AJL006)。

[作者简介] 李航敏, 对外经济贸易大学国际关系学院, 电子邮箱地址: 01729@uibe.edu.cn; 刘鑫燕(通讯作者), 对外经济贸易大学国家对外开放研究院, 电子邮箱地址: liuxy_689@163.com; 陈建伟, 对外经济贸易大学世界重要教育中心研究院, 电子邮箱地址: chenjianwei@uibe.edu.cn。

为应用型人才培养体系的基础教育(徐国庆, 2020)。然而, 一个不容忽视的突出现象是, 近年来中职院校生源流失, 间接反映出中职教育社会影响力和吸引力有待提升。因此, 贯彻落实党中央、国务院的重要决策部署, 有必要深入研究微观层面影响中等职业教育需求的经济因素。

由于中等职业教育办学坚持就业导向, 一个很自然的问题是劳动力市场的需求冲击是否会影响中等职业教育吸引力。本文通过检验制造业就业变化对中等职业教育在校生规模的影响及其机制来增进对上述问题的理解。直接用中等职业教育在校生规模对制造业就业进行 OLS 回归, 估计得到的结果很难解释为制造业就业冲击引起的因果效应。导致估计偏误的原因主要有两方面: 其一是遗漏一些同时影响制造业就业和中等职业教育发展的重要因素, 如地方政府推动产业和教育融合政策性因素; 其二是可能存在的逆向因果关系, 如高质量的区域职业教育中心可能会吸引更多制造业企业进入。尽管可以通过控制个体和时间维度的固定效应来剔除一些未观测因素的影响, 但是仍然无法稳健地解决混杂因素引起的估计偏差, 需要利用合适的研究策略来识别制造业就业冲击对中等职业教育在校生规模变化的因果效应。

本文利用工具变量策略来克服混杂因素的影响, 其识别假设使用了独立于地方劳动供给的全国层面制造业分行业就业变化。基准估计结果表明制造业就业率对中职教育在校生规模产生了显著的促进效应, 这一效应在改变模型设定、剔除异常值、引入滞后期变量等回归下仍然保持稳健。职业教育发展的时空背景、高中阶段普通与职业教育结构等因素辅助解释了效应异质性, 而人口变动因素并没有对基准回归结果造成较大干扰。本文机制分析部分虽然没有直接证明本文理论分析框架部分表明劳动力市场冲击引起就业匹配与保留工资预期的变化, 但是能够提供支持或暗示这一机制可能成立的间接证据, 因为中等职业教育以就业为导向的办学模式很有可能更容易受到制造业就业需求负向冲击, 从而引起在校生或潜在生源流失。而且在制造业就业创造乘数作用下, 制造业就业下降的同时会造成非制造业部门的就业机会减少, 从而导致以就业为导向的中等职业教育可能会损失有效需求。

与现有文献相比, 本文可能的贡献主要体现在如下两个方面:

一是为更好地理解近年来中等职业教育在校生规模相对变化趋势, 提供了基于制造业就业变动冲击劳动力市场的证据。除了初中应届毕业生基数减少外, 2010 年以后中等职业教育仍然存在不同程度的招生“滑坡”和学生退学, 原因值得深入探讨。早期研究表明, 人均 GDP、初中毕业生数和中职教育质量是影响中职规模的重要因素(谯欣怡, 2015)。也有研究认为, 2011 年以来我国中等职业教育招生“滑坡”主要原因是经济转型相对增加了对高等教

育需求,而高等教育大众化推升了普通高中招生和相对挤压了中等职业教育(马欣悦和石伟平,2020)。还有研究认为,高等教育扩招后中等职业教育相对普通高中教育的收益下降,导致中等职业教育对家庭的吸引力下降(陆万军和张彬斌,2021)。与上述研究不同的是,本文通过地市级面板数据检验发现,区域制造业就业变化会传导到中等职业教育需求端引起在校生规模同向变化。考虑到近年来制造业就业规模下降的趋势,我国中等职业教育生源流失部分可以归因于制造业就业变化引起的劳动力市场就业需求下降。

二是为更好地理解适龄人口选择接受中等职业教育的影响因素提供了新的边际视角。理论上关于选择职业教育的研究大致涉及两类权衡选择,即职业教育和普通教育之间的选择,以及职业教育与直接就业之间的选择。既有文献关注到了中等教育阶段不同教育轨道选择的影响因素,包括家庭经济状况、学业成绩等因素(Dustmann, 2004),还有文献强调了中职教育收益率变化对中职教育吸引力的影响(Moenjak and Worswick, 2003)。而本文将制造业就业需求冲击纳入中等职业教育选择激励的分析框架,强调从学习到就业的顺利过渡如何影响个人选择,这有助于更好地理解经济机会变化对职业教育的影响。具体而言,本文将接受教育者的预期保留工资与初入劳动力市场的工作搜寻保留工资结合起来,认为劳动力市场冲击将通过影响受教育者的预期保留工资从而影响个体教育需求,进而构建起从制造业就业变化到中等职业教育吸引力的联系机制。

本文其余部分结构安排如下:第二部分描述了一个简单的理论模型,将劳动力市场变化对保留工资的影响纳入教育决策分析框架,基于此分析劳动力市场变化作用于教育需求的途经;第三部分介绍了本文的识别策略与数据说明;第四部分报告了制造业就业冲击效应的基准回归结果及其稳健性与异质性;第五部分分析了制造业就业需求转移影响中等职业教育需求的机制路径;最后是政策建议。

二、劳动力市场条件与教育决策:一个基准模型

本部分通过分析青少年的教育决策过程,揭示出制造业就业如何影响这部分群体的教育选择,从而更好地理解制造业就业与职业教育吸引力之间的经济联系。中等职业教育是后义务教育阶段可选择性就读的一种教育类型,接受这一类教育意味着青年劳动者放弃进入劳动力市场的机会。因此当劳动力市场的工作机会发生变化,青年人员将面临是否选择接受中等职业教育的权衡,这是理解本文所强调的由制造业就业变化引起的职业教育吸引力变化

的重要因素。

假设中等职业教育适龄入学的青少年及其家庭的教育决策是前瞻性向前看的类型(Forward-looking),即做决策时会考虑未来可能的收益或成本。根据人力资本理论,预期的工资收入是受教育者做出教育决策的重要参考。而劳动力搜寻理论中劳动者预期形成的保留工资,是劳动者接受工作与否的依据。为了更好地衔接接受教育和进入劳动力市场的过程,本文假定在校生前瞻性地形成一个预期的保留工资 w_R^* ,由明瑟工资方程决定:

$$\ln w_R^* = b + \alpha s_1 + \beta v + \epsilon \quad (1)$$

其中, s_1 、 v 分别代表初等教育(义务教育)和职业教育年限,参数 α 和 β 分别代表相应教育阶段的收益率。 b 是常数项, ϵ 是影响预期工资收入的其他因素。由此可以得到教育的反需求函数为: $w_R^* = \exp(b + \alpha s_1 + \beta v + \epsilon)$ 。如果毕业后作为劳动力市场初入者寻找工作机会,那么会在寻找工作机会过程中产生保留工资 w_R 。不失一般性,假定预期的保留工资与搜寻工作过程中的保留工资相等,即 $w_R = w_R^*$ 。接受保留工资水平的工作机会,那么所获得的终身收入为 $W(w_R)$ 。假定单位时间的贴现率为 r ,根据搜寻匹配理论有如下贝尔曼方程:

$$rW(w_R) = w_R \quad (2)$$

青少年受教育者进入劳动力市场搜寻工作,实际面临的工作机会由工资的分布函数 $G(w)$ 决定。在给定时期,市场的最高工资存在上限 \bar{w} ,可知有 $G(\bar{w}) = 1$ 。如果进入劳动力市场获得的工资为 w ,终身收入为 $W(w)$,类似式(2)有:

$$rW(w) = w \quad (3)$$

接受职业教育期间的受教育者,视作搜寻工作的潜在劳动者,搜寻工作的过程也被雇主视为应届生和初次求职者。假定受教育期间,受教育者前瞻性地形成终身预期收入 $S = W(w_R)$,可以构建如下贝尔曼方程:

$$rS = z - c(v) + x(\theta) \int_0^{\bar{w}} \max\{0, W(w) - S\} dG(w) \quad (4)$$

其中, z 为在校学习期间的收益(如补贴、学习的效用价值); $c(v)$ 代表接受职业教育所付出的成本,假定有 $c'(v) > 0$ 、 $c''(v) > 0$ 。 $x(\theta)$ 为青年劳动者求职过程中面临的单位时间内工作到达率,受劳动力市场景气度 θ 条件的影响。定义劳动力市场景气度是岗位空缺与求职者的比值。一般而言有 $x'(\theta) > 0$,初次求职的青少年劳动者面临的工作到达率与劳动力市场失业率负相关、与岗位空缺数正相关。因为有文献发现初次求职者和失业者是不完全替代的(Mercan et al., 2024),经济下行期企业雇主更倾向于雇佣新失业

者而不是初次求职者。这样一来,劳动力市场的失业和景气变化可能不成比例地影响到初次求职者。

利用条件改写式(4)。首先,假定市场中可接受的工资分布均值为:

$$w_a = \int_{w_R}^{\bar{w}} w dG(w) \quad (5)$$

联合式(4)、式(5),结合条件 $rS = rW(w_R) = w_R$, 可知有:

$$w_R + \frac{x(\theta)}{r} [1 - G(w_R)] w_R = z + c(v) + \frac{x(\theta)}{r} w_a \quad (6)$$

从式(6)可以证明, $\frac{\partial w_R}{\partial \theta} > 0$, 即劳动力市场的岗位空缺越多,即将求职的在校生保留工资可能越高;反过来劳动力市场失业的求职者越多,即将求职的学生保留工资越低。根据式(1)可知 $\frac{\partial v}{\partial w_R^*} > 0$, 而 $w_R^* = w_R$, 可以推导得到 $\frac{\partial v}{\partial \theta} = \frac{\partial v}{\partial w_R^*} \frac{\partial w_R^*}{\partial w_R} \frac{\partial w_R}{\partial \theta} > 0$ 。这意味着,在校生的职业教育需求与劳动力市场景气正相关。其经济直觉在于,制造业就业规模变化将通过改变劳动力市场条件来影响受教育者预期的保留工资,而保留工资与受教育水平成正比。因此基于预期决策的原理,制造业就业需求增加将改善劳动力市场景气,从而提高青少年受教育者的保留工资,最终提高职业教育的吸引力;反过来,制造业需求下降和就业规模下降将导致劳动力市场的再求职劳动力增加,进而降低青少年受教育者的保留工资,最终降低职业教育的吸引力。

三、研究策略与数据说明

(一) 研究策略

参照经典研究中对宏观层面入学规模影响因素的研究模型设定(黄斌等, 2012), 本文采用如下基本的面板数据模型来研究制造业就业变化对中等职业学校在校生规模的影响:

$$\ln VocE_{it} = c + \beta MnfEmp_{it} + \gamma Z_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中, i 代表地区, t 代表年份; $MnfEmp$ 是核心解释变量, 代表制造业就业率; $\ln VocE_{it}$ 是衡量职业教育在校生规模的被解释变量。 c 是常数项, Z_{it} 是一组控制变量; α_i 代表未观测到的个体效应; δ_t 代表未观测到的时间效应; ϵ_{it} 为误差项。

β 是本文关注的关键参数, 衡量了职业教育在校生规模对制造业就业率的响应弹性。其经济意义为, 每单位制造业就业率的变化引起的职业教育在

校生规模的变化程度。识别上述关系的关键性假设是，地区 i 在年份 t 的制造业就业与未观测到的影响地区职业教育入学规模的因素无关。但是，如果直接对模型(7)采用 OLS 法估计，所得参数将很难归结为制造业就业变化引起职业教育规模变化的因果效应。至少有如下三方面问题威胁着参数估计的因果解释：一是存在未观测到青年劳动力供给冲击等遗漏因素同时影响着职业教育和制造业发展；二是职业教育发达地区反过来会吸引制造业企业进入和创造更多就业机会；三是地市层面数据可能的变量测量误差。

为了解决识别问题，本文将采取两方面措施。一是引入合适的控制变量以尽可能地缓解遗漏变量引起的偏差。除了双向固定效应控制一部分未观测效应外，本文也引入了一些时变因素作为控制变量。二是利用全国性制造业就业冲击构造地方层面的工具变量以缓解内生性问题引起的偏差。

(二)变量

核心解释变量为制造业就业率($MnfEmp$)，以城镇制造业单位就业人数与户籍人口的比值表示。一般地，制造业就业率越高，表明当地制造业发展规模越大。不足之处在于，地市级面板数据中缺乏与制造业就业行业结构相关的变量，因此也无法更好地度量制造业就业结构的变化。

在构造工具变量的过程中，我们参考经典文献讨论的 Bartik 型工具变量(Borusyak et al., 2022)，利用全国层面的制造业冲击与地方分行业就业份额来预测地方的制造业就业规模。将 2007 年工业企业数据中的制造业企业就业汇总到地市层面，得到初始期分地市分制造业行业就业份额 s_{ij} ，其中 j 代表行业(两位数行业代码)。利用全国制造业分行业就业增长数据计算全国层面的分行业增长率 g_{jt} ，结合地区就业份额计算得到预测的地区制造业就业增长率 $\tilde{g}_{it} = \sum_j s_{ij} g_{jt}$ ，然后根据预测得到的增长率和上一年制造业就业来预测当年制造业就业规模。

主要被解释变量为在校生规模($\ln VocE_{it}$)，以中等职业教育在校生数(取自然对数)表示。受数据限制，样本中缺乏中等教育招生数和变动数等指标，仅能以在校生规模作为直接的测度变量。与此同时，本文也选取两个替代性指标来反映因果变量关系的稳健性：在校学生比，以中等职业教育在校生数与普通中学在校生数的比值表示；在校生师比，以中等职业教育在校生数与中等职业教育专任教师数的比值表示。若核心解释变量与上述两个被解释变量的回归系数与基准回归相同，则可以增强我们对基准回归的信心。

主要的控制变量设定及说明如下：

潜在教育需求。当地的潜在中等教育需求规模是影响实际教育规模的重

要因素；同时教育需求旺盛的地区人口年龄结构较为合理，会吸引制造业产业资本流入和创造更多就业机会。由于地市级面板数据并不包含详细的分年度人口年龄结构信息，因此需要寻找可行的替代变量。本文选择了小学生在校规模变量(取自然对数)，这可以在一定程度上作为当地潜在教育需求的代理指标。

工资水平。依据经典的人力资本投资理论预测，工资水平是鼓励人力资本投资和技能积累的重要信号。与此同时，工资水平也会影响制造业企业利润水平和用工需求。因此，本文选择控制城镇单位在岗人员平均工资(取自然对数)。目前可得的数据来源中，EPS数据库中国区域经济分市数据关于平均工资的数据没有按照行业进行划分，仅提供了职工平均工资、国有单位职工平均工资和城镇集体单位职工平均工资。因此，实际回归中仅能使用全行业口径的平均工资。

政府教育支出比。中等职业教育实施以地方政府为主的办学体制，其发展不可避免地受到地方政府财力的影响。与此同时，地方政府的公共教育服务水平也是影响招商引资绩效以及制造业发展的重要因素。由于缺乏政府用于职业教育支出的准确数据，本文选择以一般公共预算教育支出占GDP的比重来衡量地方政府公共教育投入力度。另外，为了额外地考察衡量教育支出的变量设定是否会影响回归结果稳定性，也增加设定了教育支出份额变量，即一般公共预算教育支出占一般公共预算支出的份额。

(三)数据说明

本文使用的地市级数据来源于中国区域经济分市数据(市辖区数据)，数据由EPS系统整理。考虑到2008年之前核心变量存在较多的数据缺失，故本文的时间跨度选择2009—2019年。由于直辖市行政单位特殊，本文删除了直辖市数据。为了配合构造工具变量和异质性分析，本文也利用了中国工业企业数据汇总、相应年份的省级面板数据和全国层面数据。

数据显示，2009年以来中等职业学校在校生流失非常明显。我们首先将2009—2020年的中等职业学校人数变动情况报告在表1，其中各类变动比例的计算基数为本学年初报表在校人数。总体上，中等职业学校在校生规模保持下降的趋势，但是后5年(2016—2020年)的下降幅度要小于前7年(2009—2015年)。同时可以发现，样本期间的大多数年份，减少学生数比例明显高于增加学生数的比例，但毕业学生数的比例低于招生数的比例，这可能意味着存在中等职业教育的在校生流失。继续追踪学生流失原因，有两点值得特别注意：一是转入学生数的比例明显低于转出学生数的比例，表明当期学生净转出；二是退学学生数的比例平均来看在3%左右，扣除毕业年级

学生的退学率则更高。总的来看，中等职业学校在校生规模的非预期变化(扣除毕业)部分是适龄入学人口基数变化引起的招生规模变化，部分是在校生转学和退学引起的变化。而在在校生规模非预期变化的驱动因素及其机制，需要进一步分析和解释。

表 1 中等职业学校学生人数及其变动

年份	在校 生数 (万人)	增加学 生数占 在校生 数比例 (%)	招生数 占在校 生数比 例(%)	转入学 生数占 在校生 数比例 (%)	减少学 生数占 在校生 数比例 (%)	毕业学 生数占 在校生 数比例 (%)	退学学 生数占 在校生 数比例 (%)	转出学 生数占 在校生 数比例 (%)
2009	1779.85	43.94	39.99	2.18	38.79	28.64	2.38	4.18
2010	1816.44	45.46	39.16	4.12	43.44	29.93	2.64	6.19
2011	1774.91	41.81	36.62	3.21	44.15	30.49	3.40	5.36
2012	1689.88	40.08	35.33	3.21	45.12	32.81	2.86	5.21
2013	1536.38	39.72	35.23	3.13	49.70	36.29	3.45	5.32
2014	1416.31	38.81	34.97	3.12	47.29	36.44	3.15	4.51
2015	1335.24	38.47	35.93	1.88	44.55	35.44	3.23	3.29
2016	1275.86	39.16	36.54	2.03	43.79	34.53	3.32	3.25
2017	1254.29	38.84	36.00	2.18	40.56	32.40	3.06	3.07
2018	1213.63	38.01	35.31	2.14	41.36	32.71	3.34	2.94
2019	1216.17	39.60	37.61	1.70	39.39	32.48	3.38	2.45
2020	1267.84	40.59	38.22	2.09	36.51	30.25	2.85	2.68

我们也将制造业就业率与中等职业教育在校生规模的变动趋势报告在图 1。图 1 显示，制造业就业率的下降趋势与中职学校招生人数的下降趋势在某种程度上具有一致性。具体而言，全国制造业就业率从 2009 年的约 2.5% 上升到 2013 年的约 4%，又逐渐下降到 2020 年的约 2.5%；与此同时，中职招生规模在 2009 年到 2011 年间保持 600 万以上的高位，但从 2012 年之后逐渐下降到 2018 年的约 450 万。这种趋势的一致性提示，制造业就业率下降可能与中职学校招生规模减少存在联系。此外，数据还表明，退学与转出学生数在 2010 年达到高峰后逐渐下降，在 2013 年之后趋于平稳，但仍保持在 70 万人的较高水平。根据教育部发布的中等职业教育就业报告显示，中等职业教育毕业生就业行业选择中，制造业位居前列。劳动力市场冲击(特别是制造业)与中职教育吸引力存在联系，而劳动力市场冲击(特别是制造业)对中职教

育吸引力影响的因果效应需要进一步实证分析。

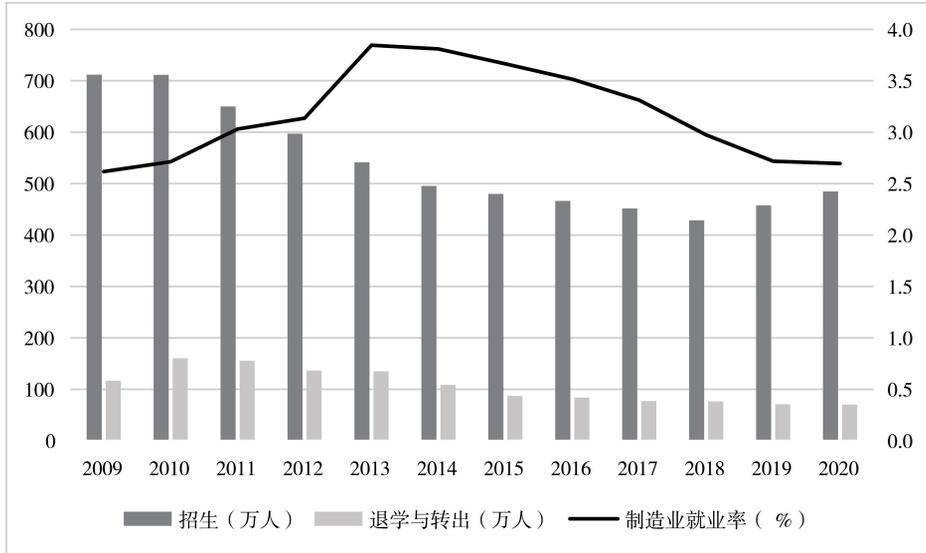


图 1 制造业就业率与中等职业教育在校生规模变化的关系

进一步地，我们将本文主要变量的描述性统计结果报告在表 2。

表 2 变量的描述性统计

	观测值	均值
在校生规模(对数值)	3053	9.735
在校学生比	3049	0.374
在校生师比	3021	24.308
在校普中学生规模(对数值)	3092	10.965
制造业就业率	3092	0.054
潜在教育需求(对数值)	3094	11.194
工资水平(对数值)	3048	10.806
政府教育支出比(%)	3096	2.805
教育支出份额(%)	3102	16.653

四、回归结果分析

(一)基准回归结果

表 3 中报告了模型(1)的基准回归结果，包括 OLS、IV 和 IV 一阶段参

数估计值及其稳健标准误。在每个回归设定中，都包含了个体和时间效应。其中，个体效应能够控制不随时间变化的地区间中等职业教育发展差异，时间效应部分控制了年份之间的职业教育在校生规模的整体差异。基准回归使用的控制变量为潜在教育需求、工资水平和政府教育支出比；回归使用的是地市级面板数据，报告的标准误也聚合到市级层面。包含控制变量的IV估计是本文所想要的基准估计，OLS估计结果作为对照，报告的IV一阶段结果作为检验工具变量有效性的参考值。

对主要被解释变量的估计结果显示，职业教育在校生对制造业就业冲击的响应弹性系数显著为正。如表3中第(2)列的IV-2SLS回归结果为基准，控制内生性因素影响下市范围内制造业单位就业率上升显著地促进了中等职业教育在校生规模的提高。标准化系数表明制造业就业率每提高一个标准差，对数字化中等职业教育在校生规模提升0.040个标准差。与不控制其他因素影响的第(1)列IV回归结果相比系数较高，表明一些混淆性因素可能会导致结果低估。与控制其他因素的OLS估计结果相比，IV结果相对较高，意味着一些混淆性因素可能会导致OLS低估了真实效应。

对两个候选被解释变量的估计结果表明，无论是否控制相关因素的影响，制造业就业率的影响仍然显著为正。在IV-2SLS回归得到的系数方面，第(3)、(4)列和第(5)、(6)列的标准化系数非常接近，表明每标准差自变量的变化引起的被解释变量变化幅度非常类似。而且，模型对在校学生比的回归系数与对在校生规模回归系数保持同方向，很可能表明中等职业学校在校生流失并没有完全转入普通高中。上述结果从侧面印证了，制造业就业率对职业教育学生数量的冲击是比较稳定的。

IV第一阶段(IV-First)回归系数及其弱工具检验，表明工具变量策略有根据。我们的经验估计策略利用了地区之间和时间之上的制造业就业率变化，其基础在于制造业就业市场的冲击没有通过劳动力流动而在地区之间分散掉。一些经验研究证明，地区范围内劳动力市场遭受到的冲击不会在时间和空间上完全分散掉(Hampf and Woessmann, 2017)。事实上，全国层面制造业的某种趋势性变化，将会对那些初始的产业集中度更高的地区造成更大冲击。而全国层面的变化对地方职业教育来说是外生的，因此可以作为识别地方职业教育变化的工具。

表3 基准回归结果

	在校生 规模 (1)	在校生 规模 (2)	在校 学生比 (3)	在校 学生比 (4)	在校 生师比 (5)	在校 生师比 (6)
OLS						
制造业就业率	0.356 (0.184)	0.448** (0.191)	0.243*** (0.081)	0.205*** (0.060)	7.317*** (2.113)	7.622*** (2.345)
控制变量	否	是	否	是	否	是
样本数	3021	2963	3018	2963	2989	2932
IV-2SLS						
制造业就业率	0.384 (0.297)	0.544** (0.268)	0.326*** (0.115)	0.253*** (0.085)	11.335*** (3.780)	11.235*** (3.615)
标准化系数	0.028	0.040	0.115	0.089	0.080	0.079
控制变量	否	是	否	是	否	是
样本数	2741	2693	2739	2693	2720	2672
IV-First			制造业就业率			
预测的制造业就业率	0.698*** (0.009)	0.696*** (0.006)	0.698*** (0.009)	0.696*** (0.006)	0.698*** (0.009)	0.696*** (0.006)
F-test P-val	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Underid P-val	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Weakid SW F-Stat	6078.65	12729.87	6078.49	12729.87	5892.73	12668.24

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；Underid 代表识别不足检验；Weakid 代表弱工具变量检验。后表同。

(二) 稳健性检验

为了检验基准回归结果是否仍然受到一些未观测因素的影响，接下来我们展开稳健性检验。对模型使用 IV 两阶段(IV-2SLS)回归，包括一阶段回归系数结果报告在表 4。分析如下：

一是增加省一时间趋势项。真实的职业教育入学决策和职业选择决策过程很难被观测到，被解释变量的真实生成过程未知。事实上简易的模型设定可能会引入新的不确定性因素干扰效应估计，从而威胁结论的稳健性。为了检验这一点，本文向基准回归中引入省一时间趋势项，以考察控制省趋势性因素后的回归结果是否稳健。回归的结果报告在表 4 中的第(1)列。结果表明，IV 两阶段(IV-2SLS)回归显示出与基准结果相似的稳健估计。

二是引入被解释变量的滞后项。被解释变量存在的动态效应是面板数据结构的常见问题，即使采取工具变量策略也很难完全克服误差项的自相关。

因此，除了用将估计误差聚合到个体层面的办法缓解误差项的相关性，本文也引入被解释变量的滞后项构成动态面板回归模型。引入滞后项的工具变量回归结果呈现在表4中的第(2)列。与不含滞后项的基准结果相对照，引入滞后项的IV两阶段回归中核心解释变量系数类似。这一结果意味着，即使在动态效应存在条件下，本文估计的制造业就业率对中职教育在校生规模的冲击仍然显著为正。

三是剔除异常值的影响。考虑到数据可能存在的异常值问题，本文对核心被解释变量进行缩尾处理，即去掉被解释变量值排序最低5%和最高5%的样本进行回归。缩尾检验的回归结果报告在表4中的第(3)列。根据报告的系数估计结果，即使考虑被解释变量可能存在的异常值问题，核心解释变量的回归系数都得到了显著为正的估计结果。

四是替换被解释变量。如果仍然存在着混杂因素同时影响着制造业就业和中等职业教育需求，例如，未准确测量的流动人口规模同时影响中等职业教育需求和制造业企业就业，那么将被解释变量替换为普通中学也应当得到显著为正的估计结果。有鉴于此，本文重新设定了被解释变量为普通中学在校生(取对数)，再回归结果报告在表4中的第(4)列。结果显示，核心解释变量制造业就业率对普通中学在校生规模的影响并不显著且稳定。这就意味着，影响中学阶段入学需求的未观测因素可能并没有对基准回归造成严重干扰。

表4 稳健性检验结果一(IV-2SLS)

	引入省一 时间趋势 (1)	增加被解释 变量滞后项 (2)	被解释变量 两端缩尾5% (3)	替换被 解释变量 (4)
制造业就业率	0.437* (0.258)	0.265* (0.159)	0.455* (0.247)	-0.071 (0.182)
标准化系数	0.032*	0.020*	0.040*	-0.008
回归样本数	2683	2677	2693	2728
IV-First				
预测的制造业就业率	0.693*** (0.015)	0.696*** (0.006)	0.696*** (0.006)	0.694*** (0.006)
F-test P-val	0.000	0.000	0.000	0.000
Underid P-val	0.000	0.000	0.000	0.000
Weakid SW F-Stat	2035.84	12445.02	12729.87	12270.86

需要补充的是，考虑到中等职业教育入学选择相对于劳动力市场变化的

滞后性,以及不同人口统计口径差异对基准回归结果的影响,^①本文也进行了补充回归,结果报告在表5。首先,我们使用核心解释变量的滞后一期重新回归,得到的系数结果与基准回归差异不大;而滞后二期的回归结果仍然相似,但是系数不再显著;滞后三期的回归结果则发生了较大变化,结果见表5中的列(1)~列(3)。分析来看,劳动力市场受到负向冲击会在短期内影响职业教育的吸引力,但是经过一年以上的市场调整和预期修正,制造业就业变化的滞后效应可能变得不再显著。其次,我们还补充了使用常住人口来测算核心解释变量,再度回归得到的结果报告在表5中列(4),发现与基准回归结果没有本质区别。由此可见,只要人口统计口径差异的因素不会同时影响制造业就业率和中等职业教育的入学规模,人口流动因素就不至于导致核心结果的偏差。而且,流动人口很大程度上受到制造业用工需求变化的影响,如果此时流动人口子女可以在流入地就读中等职业学校,那么单独引入流动人口变量可能造成“糟糕的控制变量”问题。此外,我们也使用了普通中学在校生规模作为被解释变量,报告在表5中的列(5),发现结果为负且并不显著。这可能意味着,短期劳动力市场变化并不会影响普通高中的入学变化,反过来进一步印证了中等职业教育对经济变化的敏感性。

表5 稳健性检验结果二(IV-2SLS)

	滞后一期 (1)	滞后二期 (2)	滞后三期 (3)	常住人口 (4)	普通中学 在校生规模 (5)
OLS					
制造业就业率	0.385** (0.175)	0.210 (0.180)	-0.085 (0.274)	1.777*** (0.647)	-0.090 (2.670)
控制变量	是	是	是	是	是
回归样本数	2692	2416	2142	2374	3001
IV-2SLS					
制造业就业率	0.632** (0.246)	0.426* (0.235)	0.363 (0.322)	1.603** (0.668)	-1.311 (4.423)
标准化系数	0.047**	0.033*	0.029	0.051**	-0.011
控制变量	是	是	是	是	是
回归样本数	2690	2414	2140	1829	2728

注:表5中除列(4)外的被解释变量都是在校生规模。

^① 感谢审稿人的有益意见与建议。

五、影响机制分析

本文的理论分析部分表明，劳动力市场冲击影响教育选择的重要机制是工作搜寻匹配过程中形成的保留工资将会影响受教育者的教育决策。从经济角度看，中等职业教育可能比普通高中教育对经济的变化更加敏感，因为中等职业教育毕业生直接作为劳动力市场的初入者而暴露在市场冲击之下。中等职业学校通过与当地劳动力市场更加紧密的专业学科安排以吸引生源，劳动力市场冲击也会通过这一联系渠道传导至中等职业教育需求侧。例如，有发展中国的经验证据表明，更多中低技能就业机会和更高工资水平可能会提升接受教育的机会成本，从而在长期中降低个体的教育成就(陈技伟和冯帅章，2022)。而基于职业教育体系成熟国家的实证研究表明，中短期内职业教育相比普通教育更有优势，但是长期来看接受职业教育可能会存在劣势(Silliman and Virtanen, 2022)。微观层面职业教育选择大数据的缺乏，限制了我们对影响机制的直接检验，只能寻找一些间接证据(suggestive evidence)来增强机制推断的说服力。

第一类间接证据来自高中阶段升学率差异造成的异质性影响。如果当地高中阶段教育升学率较高，那么制造业就业变化对中等职业教育阶段学生入学的影响就会相对较小。原因在于，更多的升学机会弱化中等职业教育的就业导向，区域劳动力市场就业机会变化带来的冲击也会相对较小。只要上述推测成立，我们就应该能够观测到高中阶段升学比率较高的地区，其制造业就业变化对中职在校生规模的影响相对较弱或没有影响。

为了检验这一点，本文选择以2008年分省普通本专科招生人数与当年高中阶段毕业生的比值衡量各地区升学机会，其中高于中位数设定为1(高升学率)，反之为0(低升学率)。将高升学率组和低升学率组分别进行工具变量两阶段回归，得到的结果报告在表6中。从表6分样本回归结果看，高升学率组与低升学率组的估计结果确实存在差异，符合前文的推测。类似地，对在校学生比、在校师生比的回归结果也是如此。回归结果在一定程度上支持了升学机会更多地区制造业就业冲击对中职教育需求的影响相对较小的推论。

表 6 分升学率高低样本的 IV 回归结果

	在校生规模		在校学生比		在校师生比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高	低	高	低	高	低
制造业就业率	0.465 (0.329)	2.256* (1.243)	0.183** (0.084)	0.769 (1.203)	7.564** (3.605)	118.569*** (29.414)
标准化系数	0.040	0.066	0.086	0.090	0.072	0.284
控制变量	是	是	是	是	是	是
回归样本数	1339	1354	1339	1354	1333	1339

第二类间接证据来自不同创新创业活跃度地区的效应差异。一般认为,通用型技能具有更高的跨行业企业转换适应能力,因而在创新活跃和技术不确定性更强的经济环境里具有更高的价值和需求。如果未来技能需求结构更偏向于通用型技能,那么适龄入学人口对以就业为导向的中等职业教育需求相对偏低,预计我们可以观测到创新创业活跃度不同地区的效应差异。具体而言,较高创新创业活跃度地区制造业就业对就业导向的中等职业教育在校生规模的影响相对较弱,而较低地区的影响相对较强。为了检验这一点,选择使用北京大学课题组公布的“中国区域创新创业指数”对城市进行分类,其中样本区间内创新创业综合指数排序低于中位数的为高度活跃地区,高于中位数则为低度活跃地区。分样本进行 IV 两阶段回归,结果报告在表 7 中。

表 7 结果显示,创新创业高活跃度样本回归结果与低活跃度样本回归结果存在着明显差异。总体而言,高活跃度样本中制造业就业率变量系数回归结果相对不显著,而且标准化系数低于相应模型设定中的低活跃度样本。我们推测,在那些创新创业较为活跃地区,通用型技能需求相对较高,因此适龄入学人口对就业导向的中等职业教育缺乏需求。或者是这些地区已经内生形成了就业升学兼顾的中等职业教育办学体系,这与分升学率高低样本的回归结果保持一致,进一步巩固了本文对影响机制的推断。

表 7 分创新创业活跃度高低样本的 IV 回归结果

	在校生规模		在校学生比		在校师生比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高	低	高	低	高	低
制造业就业率	-1.774 (2.625)	0.527** (0.221)	0.579 (0.681)	0.237** (0.094)	17.255 (39.159)	11.316*** (3.603)

续表

	在校生规模		在校学生比		在校师生比	
	(1) 高	(2) 低	(3) 高	(4) 低	(5) 高	(6) 低
标准化系数	-0.054	0.059	0.082	0.097	0.036	0.106
控制变量	是	是	是	是	是	是
回归样本数	1311	1350	1311	1350	1295	1345

第三类间接证据来自制造业规模变化就业对非制造业就业的影响。一般地，制造业就业具有较为明显的就业带动效应。国外有研究表明，样本城市中每增加一个制造业岗位可以在非贸易部门创造 1.6 个就业岗位，如果是增加一个熟练工人的制造业就业岗位可能会在当地商品和服务提供中创造 2.5 个岗位，高科技产业的乘数效应最大(Moretti, 2010)。类似地，国内研究也发现，城市制造业就业每增加 1%，可以增加服务业就业 0.435%，不过这一效应受到城镇化水平和城市规模的影响(袁志刚和高虹, 2015)。基于这些研究证据，我们可以合理地推测制造业就业通过这种乘数效应影响劳动力市场初入者的工作匹配速率，进一步向人力资本供给侧传导影响在校生日期望的保留工资，从而改变适龄入学者对职业教育的需求。由于无法直接检验制造业就业变化对在校生日期望的保留工资的影响，本文只能侧面估计制造业就业的乘数效应。补充的回归结果同样显示，城镇制造业就业规模的变化与城镇非制造业单位就业规模的变化显著正相关。^①

六、结论与政策启示

本文借助区域层面中等职业教育在校生规模如何响应制造业就业变化的经验关系，为理解中等职业教育吸引力的问题提供新的边际证据。考虑到制造业在实体经济中的基础性地位和广泛的就业乘数效应，本文选择工具变量策略识别制造业就业对中等职业教育在校生规模的影响。基准回归结果发现，制造业就业对中等职业学校在校生规模存在显著的正效应，亦即中等职业教育需求具有顺劳动力市场周期变动的性质，制造业就业下降将导致在校生规模相对减少。这一结果在剔除地区潜在教育需求、工资水平等因素影响下仍

^① 篇幅所限，制造业就业变化对非制造业单位就业、私营和个体就业人数变化的回归结果没有报告。有兴趣的读者可以向作者索要。

然显著，而且在改变模型设定、异常值排除等条件下保持估计结果稳定。

事实上，2009年以来我国中等职业教育相对规模经历短暂的上升后保持持续下降趋势，这与我国制造业就业率的发展轨迹高度一致。为什么中等职业教育会受到制造业就业的冲击，本文推测中等职业教育的就业导向和技能专用性特征是重要根源。与普通高中阶段教育相比，我国的中等职业教育更加注重就业导向和专业化技能培养，这使得中等职业教育的需求更容易受到劳动力市场就业景气度的冲击。由于缺乏直接数据，本文选择一些间接证据对影响机制加以检验。分样本回归结果表明，在那些高中阶段教育升学率较高、创新创业活跃度较高的地区，制造业就业变化对中等职业教育在校生规模产生的影响相对较弱。

本研究的政策启示有两点。首先，要顺应形势变化扩大中等职业学校学生的升学机会。教育部在《关于2022年职业教育重点工作介绍》中，已经明确中职学校从单纯的“以就业为导向”转变为“就业与升学并重”，未来中等职业学校毕业生将拥有更多升学选择。当前学界关于职业教育高考制度的讨论，也为中职教育的升学导向转型提供了新的支撑。归根结底，促进中等和高等职业教育协调发展，也是为了让学生获得更好的发展(Lovenheim, 2011)。因此，要加大力度扶持中等职业学校调整办学模式，以增强学生的升学能力；要建立健全适合中等职业教育学生特点的升学选拔体制机制，扩大中职学生的升学机会选择；要不断提升本科及以上高层次职业教育办学水平，持续提高高层次职业教育的教育质量。

其次，要适应技术创新和技能需求结构转型趋势调整职业教育学科专业设置。职业教育具有鲜明的就业导向特色，这使得职业学校的学科专业设置需要更加贴近企业经济实际，培养专用化较强的技术技能型人才。然而，技术创新存在着技能折旧效应，即新技术应用使得适用于旧有技术的技能生产效率降低。相关研究也表明，在创新创业和技术不确定的经济环境里，高层次通用型人才更能够适应技术结构变化。这就需要完善职业教育体系的学科专业动态调整机制，适应技术创新和技能需求结构转型的需要，及时更新学科专业目录并升级师资和教学基础设施。尤其是在数字经济时代，通用的数字技能更应当是职业教育的重点发展方向。

[参考文献]

- 陈技伟、冯帅章，2022：《高校扩招如何影响中等职业教育》，《经济学(季刊)》第1期。
黄斌、徐彩群、姜晓燕，2012：《中国农村初中学生接受中职教育的意愿及其影响因素》，

《中国农村经济》第4期。

陆万军、张彬斌, 2021: 《大学扩招、就业挤压与中等职业教育收益变迁》, 《经济学动态》第12期。

马欣悦、石伟平, 2020: 《现阶段我国中等职业教育招生“滑坡”现象的审视与干预》, 《中国教育学刊》第11期。

谯欣怡, 2015: 《我国中等职业教育规模的演变及影响因素分析》, 《教育与经济》第4期。

徐国庆, 2020: 《作为现代职业教育体系关键制度的职业教育高考》, 《教育研究》第4期。

袁志刚、高虹, 2015: 《中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应》, 《经济研究》第7期。

Borusyak, K., P. Hull and X. Jaravel, 2022, “Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs”, *Review of Economic Studies*, 89(1), 181–213.

Dustmann, C., 2004, “Parental Background, Secondary School Track Choice, and Wages”, *Oxford Economic Papers*, 56(2), 209–230.

Moretti, E., 2010, “Local Multipliers”, *American Economic Review*, 100(2), 373–377.

Hampf, F. and L. Woessmann, 2017, “Vocational vs. General Education and Employment over the Life Cycle: New Evidence from PIAAC”, *CESifo Economic Studies*, 63(3), 255–269.

Lovenheim, M. F., 2011, “The Effect of Liquid Housing Wealth on College Enrollment”, *Journal of Labor Economics*, 29(4), 741–771.

Silliman, M. and H. Virtanen, 2022, “Labor Market Returns to Vocational Secondary Education”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(1), 197–224.

Moenjak, T. and C. Worswick, 2003, “Vocational Education in Thailand: A Study of Choice and Returns”, *Economics of Education Review*, 22(1), 99–107.

Mercan, Y., B. Schoefer and P. Sedláček, 2024, “A Congestion Theory of Unemployment Fluctuations”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 16(1), 238–285.

Labor Market Shocks and the Attractiveness of Secondary Vocational Education: Empirical Evidence from Prefecture-Level Panel Data

LI Hang-min¹, LIU Xin-yan², CHEN Jian-wei³

(1. School of International Relations, University of International Business and Economics;

2. Academy of China Open Economy Studies, University of International Business and Economics;

3. Institute of World Influential Education Center, University of International Business and Economics)

Abstract: How changes in labor market employment conditions affect endogenous education and skill acquisition has always been the research focus of economics of education.

This paper aims to improve the understanding of these issues by examining how the enrollment size of secondary vocational education responds to changes in local manufacturing employment. By using an instrumental variable strategy based on prefecture level panel data, it shows that the regression coefficient of the manufacturing employment rate to the size of secondary vocational education size is significantly positive. Baseline results remain stable in robustness tests with changing model settings and introducing lagging variables. Furthermore, indirect evidence indicates that the employment-oriented and specific-skill training model of secondary vocational education makes its demand more sensitive to short-term shocks in the labor market, particularly those arising from changes in manufacturing employment, which have extensive multiplier effects. This implies that the recent decline in secondary vocational education enrollment may be partly associated with the downturn in manufacturing employment. Therefore, to promote the high-quality development of secondary vocational education, it is necessary to expand the choice of opportunities for secondary vocational school graduates to advance studies, and at the same time improve the disciplinary adjustment mechanism for vocational education to adapt to technological changes.

Key words: secondary vocational education; manufacturing; employment; labor market

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)