

外需冲击、集聚经济与就业的行业间溢出效应

(文章所属专业领域：国际经济与贸易)

岳帅 张明志 杨曦

内容摘要：本文基于地区-行业层面研究外需冲击影响就业的行业间溢出效应及其实现机制。研究发现：(1) 外需冲击对地区就业的影响存在正向的行业间溢出效应；(2) 除行业投入产出关联效应外，由地区制造业部门劳动力规模扩大带来的生产率提升和劳动力成本下降是外需冲击对就业的影响存在正向行业间溢出效应的重要渠道；(3) 由于制造业部门的本地农村劳动力与跨地区流入劳动力在成本和技能上存在差异，跨地区流入劳动力规模增加主要通过生产率提升渠道，本地农村劳动力规模增加主要通过降低劳动力成本渠道在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥作用。

关键词： 外需冲击；本地农村劳动力；跨地区流入劳动力；就业的行业间溢出效应

外需冲击、集聚经济与就业的行业间溢出效应^①

岳帅 张明志 杨曦

内容摘要：本文基于地区-行业层面研究外需冲击影响就业的行业间溢出效应及其实现机制。研究发现：（1）外需冲击对地区就业的影响存在正向的行业间溢出效应；（2）除行业投入产出关联效应外，由地区制造业部门劳动力规模扩大带来的生产率提升和劳动力成本下降是外需冲击对就业的影响存在正向行业间溢出效应的重要渠道；（3）由于制造业部门的本地农村劳动力与跨地区流入劳动力在成本和技能上存在差异，跨地区流入劳动力规模增加主要通过生产率提升渠道，本地农村劳动力规模增加主要通过降低劳动力成本渠道在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥作用。

关键词：外需冲击；本地农村劳动力；跨地区流入劳动力；就业的行业间溢出效应

一、引言

加入世界贸易组织以来，中国在获得经济全球化红利的同时也面临着日益频繁的外需冲击。2008-2009年的国际金融危机、2018年的中美贸易摩擦和2020年初开始蔓延的新冠疫情，这些事件意味着中国面临的外需不确定性不断增加，外部环境依然晦暗不明。出口或外需对劳动力就业的影响已得到较多文献的证实（Fu et al., 2005；李胜旗和毛其淋，2018）。同时，面对中国地区间对外贸易和就业均存在较大差异的基本事实，部分学者关注了对外贸易的中国区域劳动力市场效应（张川川，2015；何冰和周申，2019；戴觅等，2019；张明志和岳帅，2022），但相关研究仍有待于进一步完善，比如若是将区域劳动力就业的相关研究进一步深入至地区-行业层面，外需冲击对劳动力就业的影响是否会存在行业间溢出效应？如果答案是肯定的，那么，就业的行业间溢出效应可以在多大程度上解释外需冲击带来就业的地区间差异，其作用机制又如何？^②。因此，在当前外部环境相对不明朗的背景下，深入分析外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应，不仅有助于完善对外贸易的区域劳动力市场效应的相关理论分析，而且也对于及时准确应对和引导外需冲击对劳动力就业的影响也具有重要意义。

比较显然的是，行业投入产出关联可能是外需冲击影响就业的行业间溢出效应的实现渠道之一，Acemoglu et al.（2016）采用行业投入产出关联效应解释了进口贸易自由化对就业影响的行业间溢出效应。但依据集聚经济的相关理论，在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中，劳动力规模增加也可能发挥着重要作用。尤其是，对于中国劳动力就业的研究，不能忽视在中国城乡二元经济结构转型的特殊时期，由大规模的本地农村劳动力从农村转移进入制造业和劳动力跨地区流入带来的地区制造业部门劳动力规模增加这一重要事实。2020年中国从事制造业的农村劳动力和实际流动人口的规模分别约达2.86亿和3.70亿人^③。多数研究也证实了对外贸易确实加速了中国农村劳动力转向非农业部门（Chan, 2010；邵敏和武鹏，2019）和劳动力跨地区流动（Facchin et al., 2019；Zi, 2020），引起了地区制造业部门劳动力规模增加。地区制造业部门劳动力规模增加会带来两种影响效应：其一，按照集聚经济效应的理论逻辑，地区制造业部门劳动力规模增加会产生劳动力池效应和技术溢出效应，提高“企业-劳动者”的匹配效率和行业间的技术溢出效率，提升生产率；其二，地区劳动力规模增加有助于使地区劳动力成本维持在较低水平。而生产率的提升和较低的劳动力成本有助于促进地区产出增加，使外需冲击对就业的影响存在行业间的溢出效应。

由于本地农村劳动力和跨地区流入劳动力无论在劳动力的期望收入、迁移成本还是技能结构上均存在较大差异，因此两种类型的劳动力在集聚经济效应的形成和低劳动力成本

① 岳帅，河南大学经济学院，邮政编码：475004，电子信箱：1559649895@qq.com。

张明志（通讯作者），厦门大学经济学院，邮政编码：361005，电子信箱：mzzhang@xmu.edu.cn。本文系国家自然科学基金面上项目“贸易冲击与中国区域劳动力就业：机理研究、实证检验与量化评估”（批准号72173110）的阶段性成果。

杨曦，厦门大学经济学院，邮政编码：361005，电子信箱：yangxi@xmu.edu.cn。

② 为简化表述，如无特别说明，本文中的外需冲击均特指“正向外需冲击”。

③ 相关数据主要来自于第七次“全国人口普查”。

的维持上也存在较大不同，并进一步使两种类型劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥的作用也大不一样。伴随着中国城乡二元经济结构转型的深入，中国地区劳动力供给增加的来源不断调整，制造业中本地农村劳动力规模的年均增长率从 2000-2005 年期间的 12% 下降到 2005-2010 年期间的 1.3%，在 2010 年之后基本保持在年均 1% 左右，但跨地区流入劳动力在 2005-2010 年期间仍有高达 10% 左右的年均增长率^①。那么，外需冲击下中国本地农村劳动力转入制造业、劳动力跨地区流入能否形成集聚经济或维持较低劳动力成本，并带来外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应？在中国城乡二元经济结构转型不断深入的背景下，本地农村劳动力和跨地区流入劳动力这两种劳动力来源的调整，会如何改变外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应及其实现渠道？这些问题亟需学术界做出回答。

本文与两支文献紧密相关：第一支文献是关于区域劳动力就业的相关研究。近年来部分学者研究了对外贸易的区域劳动力就业效应（Topalova, 2010; Kovak, 2013; Autor et al., 2013; Dix-Carneiro and Kovak, 2017; 张川川, 2015; 何冰和周申, 2019; 戴觅等, 2019; 赵春明等, 2021; 张明志和岳帅, 2022）。其核心观点是，不同行业贸易自由化的程度不同以及地区间在行业上存在专业化分工的差异，致使对外贸易对劳动力就业的影响存在区域间差异。但现有关于对外贸易的区域劳动力就业效应的研究可能存在两大方面的局限性：一是大多假设区域劳动力供给既定，着重通过劳动力需求变动这一路径分析对外贸易对劳动力就业的影响，这一做法与中国大规模的劳动力跨地区和跨部门流动的事实相违背；二是较少涉足对外贸易影响劳动力就业的行业间溢出效应。Acemoglu et al. (2016) 基于行业间投入产出关联分析了外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出影响，但并未考虑到地区劳动力规模的变动及其形成的集聚经济效应、劳动力成本效应在行业间溢出效应中的作用。

第二支文献是关于集聚经济效应的相关研究。部分研究发现，集聚经济外部性带来了生产率提高（Greestone et al., 2010; 柯善咨和赵曜, 2015; 韩峰和阳立高, 2020）和城市规模扩张（Helsley and Strange, 2014; 夏怡然和陆铭, 2019; 韩峰和李玉双, 2019）。Kline and Moretti (2014) 和 Gathmann et al. (2016) 在区域劳动力市场的分析框架内引入了集聚经济，分别研究了积极的引资政策和大企业裁员对区域劳动力就业的影响。而将对外贸易作为冲击来源，分析集聚经济在外需冲击影响区域劳动力就业中作用的研究还较少，Helm (2020) 弥补了这方面的不足，但其未考虑到劳动力成本效应，也未探究贸易冲击下形成集聚经济效应的劳动力来源。而在中国城乡二元经济结构转型的特殊时期，对于不同劳动力来源的探讨以及对低劳动力成本的分析显得极为重要。

区别于既有研究，本文可能的边际贡献主要在于：（1）已有文献较多关注外需冲击对就业的直接影响或总体效应，较少涉及间接影响，而本文在地区-行业层面考察外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应，是对既有研究的一个重要补充；（2）本文放松既有区域劳动力就业相关研究中劳动力供给不变的假设前提，研究外需冲击下由劳动力规模变动形成的集聚经济效应和劳动力成本效应在外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应中的作用，更加切合中国的实际；（3）基于中国城乡二元经济转型时期的重要特征事实，分析外需冲击下制造业劳动力供给增加来源由本地农村劳动力向跨地区流入劳动力的转变，以及由此引起外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应及其渠道呈现出动态调整的特征，是对既有研究的一个重要拓展，这些新的研究发现具有重要的政策含义。

二、理论机制

（一）理论机制之初步探讨

本文关注外需冲击影响就业的行业间溢出效应，即地区内其他行业的外需冲击对本行业就业的影响。Acemoglu et al. (2016) 等采用行业投入产出关联解释了外需冲击影响就业的行业间溢出效应。但在行业投入产出关联效应之外，劳动力规模增加也在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥着重要作用，这是本文关注的核心内容。正如图 1 所示，本文研究的基本逻辑是，地区 r 行业 k 的外需冲击增加了地区 r 的制造业部门的产品和劳动力

^① 相关数据主要依据“全国人口普查微观数据”估算而得。

需求，吸引劳动力流入地区 r ，地区 r 劳动力规模扩大。一方面，依据集聚经济理论，地区劳动力规模扩大可以形成劳动力池效应，提高企业与劳动者之间的匹配效率，通过行业间技术溢出效应，增加行业间的技术溢出，提升地区 r 行业 s 的生产效率；另一方面，地区劳动力规模的扩大有助于缓解由外需冲击带来的地区 r 的劳动力成本上涨。较高的生产率与较低的劳动力成本有助于促进生产规模扩张，促进地区 r 行业 s 就业的增加。

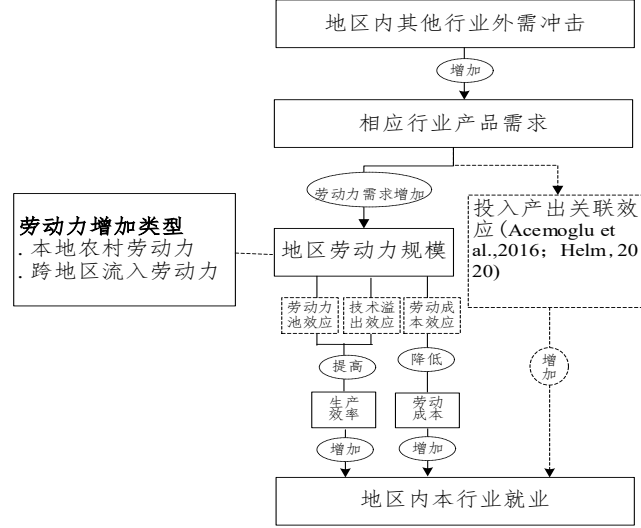


图 1 逻辑框架图

(二) 理论机制之模型构建

基于上述理论机制的初步探讨，本文在 Helm (2020) 研究的基础上，构建外需冲击影响地区就业行业间溢出效应的理论模型。

1. 厂商

假设地区 r 行业 s 的代表性厂商基于 $C-D$ 生产函数投入劳动 L_{sr} 、资本 K_{sr} 和特定要素 \bar{R}_{sr} 从事生产，设定地区 r 行业 s 代表性企业的生产函数为：

$$Y_{sr} = A_{sr} L_{sr}^{\theta} K_{sr}^{(1-\theta)\gamma} \bar{R}_{sr}^{(1-\theta)(1-\gamma)} \quad (1)$$

式 (1) 中， A_{sr} 表示地区 r 行业 s 的生产率。产品市场为完全竞争市场，行业 s 的产品价格 p_s 在各地区相同，对于地区 r 而言，价格 p_s 是外生给定的。资本 K_{sr} 在地区间和行业间可自由流动，所有地区和行业面临的资本价格均为 i 。设定劳动力可在地区 r 的行业间自由流动，劳动力工资为 w_r 。特定要素 \bar{R}_{sr} 的数量在地区内保持不变且其价格为 m_{sr} 。模型中纳入特定要素主要出于以下考虑：尽管地区内各行业间存在生产率的差异，但因特定要素的存在，本地行业间仍然会存在一定的竞争关系，这一设定常见于地区内含有多种行业的均衡求解 (Kovak, 2013; Kine and Moretti, 2014)，具体地，特定生产要素可以为行业特定的资本或自然资源投入。

在完全竞争市场条件下，厂商的利润最大化的一阶条件为：

$$\theta A_{sr} L_{sr}^{\theta-1} K_{sr}^{(1-\theta)\gamma} \bar{R}_{sr}^{(1-\theta)(1-\gamma)} = w_r \quad (2)$$

$$(1-\theta)\gamma A_{sr} L_{sr}^{\theta} K_{sr}^{(1-\theta)\gamma-1} \bar{R}_{sr}^{(1-\theta)(1-\gamma)} = i \quad (3)$$

依据要素收入等于产出价值的均衡条件，可得式 (4)：

$$L_{sr} w_r + K_{sr} i + \bar{R}_{sr} q_{sr} = p_s Y_{sr} \quad (4)$$

对式 (4) 两端取微分并运用成本最小化的一阶条件得式 (5)：

$$d \ln p_s + d \ln Y_{sr} = \theta d \ln L_{sr} + (1-\theta)\gamma d \ln K_{sr} + \theta d \ln w_r + (1-\theta)(1-\gamma) d \ln q_{sr} \quad (5)$$

对生产函数式（1）取对数并微分得式（6）：

$$d\ln Y_{sr} = d\ln A_{sr} + \theta d\ln L_{sr} + (1-\theta)\gamma d\ln K_{sr} \quad (6)$$

利用式（6）替换式（5）中的 $d\ln Y_{sr}$ ，可以得到式（7）：

$$d\ln p_s + d\ln A_{sr} = \theta d\ln w_r + (1-\theta)(1-\gamma) d\ln q_{sr} \quad (7)$$

由于 C-D 生产函数要素间的替代弹性为 1，可得：

$$d\ln L_{sr} - d\ln K_{sr} = -d\ln w_r \quad (8)$$

$$d\ln K_{sr} = d\ln q_{sr} \quad (9)$$

由此，可得地区 r 行业 s 的劳动力需求为式（10）：

$$d\ln L_{sr} = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} [d\ln p_s + d\ln A_{sr} - (1-\gamma)(1-\theta) d\ln w_r] \quad (10)$$

与 Helm（2020）的研究相似，由于正向外需冲击会引起价格上涨，本文使用价格变动的形式表示外需冲击。式（10）表明，地区 r 行业 s 的劳动力需求变动主要受到行业 s 的外需冲击、地区 r 行业 s 的生产率变动和地区 r 的工资变动等三个部分的影响。

依据集聚经济理论并借鉴 Moretti（2011）、Hanlon and Miscio（2016）和 Helm（2020）的研究，可得到式（11）：

$$\ln A_{sr} = \kappa \ln L_r \quad (11)$$

式（11）中， κ 为集聚经济弹性，反映了地区 r 行业 s 的生产率变动对地区 r 劳动力规模变动的敏感度。在集聚经济的影响下，地区 r 劳动力规模增加可以通过劳动力池效应和技术溢出效应影响地区 r 行业 s 的生产率。

依据式（10）和（11），并以行业 k 的外需冲击 p_k 对地区 r 行业 s 的劳动力需求求导，可直观观察间接外需冲击对劳动力需求的影响，为式（12）：

$$\frac{d\ln L_{sr}}{dp_k} = \underbrace{\frac{\kappa}{(1-\theta)(1-\gamma)} \frac{d\ln L_r}{dp_k}}_{\text{生产率渠道}} - \underbrace{\frac{1-\gamma(1-\theta)}{(1-\theta)(1-\gamma)} \frac{d\ln w_r}{dp_k}}_{\text{劳动力成本渠道}} \quad (12)$$

式（12）中，行业 k 外需冲击对地区 r 行业 s 劳动力需求的影响主要通过两条路径发挥作用：生产率渠道与劳动力成本渠道。式（12）右侧的第一项表示生产率渠道，反映行业 k 外需冲击通过影响地区 r 的劳动力规模，发挥集聚经济效应，进而影响地区 r 行业 s 的劳动力需求。生产率渠道作用的发挥主要取决于两个方面：一是行业 k 外需冲击对地区劳动力规模的影响；二是由劳动力池效应和技术溢出效应形成的集聚经济弹性 κ 。仅当同时满足行业 k 外需冲击正向影响地区劳动力规模且集聚弹性 κ 大于 0 时，生产率渠道才存在，行业 k 的外需冲击通过生产率渠道正向影响地区 r 行业 s 劳动力需求。

式（12）右侧的第二项表示劳动力成本渠道，反映行业 k 外需冲击通过作用于地区 r 工资即劳动力成本，进而影响地区 r 行业 s 的劳动力需求。其中，地区 r 劳动力工资是地区 r 劳动力需求和劳动力供给综合作用结果，因此外需冲击对地区 r 劳动力工资的影响在一定程度上取决于地区 r 的劳动力供给弹性。从逻辑上看，地区 r 行业 k 的正向外需冲击使地区 r 劳动力需求增加，若此时地区劳动力供给缺乏弹性或为有限弹性，行业 k 的外需冲击将带来地区 r 的劳动力工资 w_r 的上升，劳动力成本效应发挥作用；相反，若地区劳动力供给具备完全弹性，地区 r 行业 k 的外需冲击无法影响到地区 r 的劳动力工资，劳动力成本渠道不存在。

2. 劳动者

借鉴 Hsieh and Moretti (2019)、Tombe and Zhu (2019) 的研究, 依据中国户籍制度的特征, 从户籍的地理位置和城乡两个维度研究劳动者的迁移问题。设定地区 c 部门 n 的劳动者是否迁移到地区 r , 取决于劳动者对地区 r 的异质性偏好 ε_{cr} 、预期工资率 w_r 、宜居度 B_r 和迁移摩擦 μ_{rn} 。其中, 部门 n 包含农业部门 (ag) 和非农业部门 (ma), 劳动者的异质性偏好 ε_{cr} 服从渐近分布 $G_c(\varepsilon) = e_c^{-\varepsilon^{-\lambda}}$, λ 反映了劳动者对各地区偏好的离散度, 迁移摩擦 μ_{rn} 为因迁移而产生的损失, 这主要是由于在当前户籍制度下, 流动人口难以与本地人口同等享受教育、医疗和养老等公共服务 (Tombe and Zhu, 2019)。基于此, 本文设定地区 c 部门 n 的居民对于地区 r 选择的间接效用函数为式 (13) ①:

$$V_{crn} = \frac{\varepsilon_{cr} B_r w_r}{\mu_{rn}} \quad (13)$$

基于式 (13), 在均衡状态时, 地区 c 部门 n 的劳动力选择迁移到地区 r 的概率为:

$$\Pi_{crn} = \frac{\left(\frac{B_r w_r}{\mu_{rn}}\right)^\lambda}{\sum_{r=1}^N \left(\frac{B_r w_r}{\mu_{rn}}\right)^\lambda} \quad (14)$$

令 \bar{L}_c 表示地区 c 的初始劳动力数量, 地区 r 均衡状态下面临的劳动力供给数量为 (15):

$$L_r = \sum_{n \in \{ag, ma\}} \sum_{c=1}^N \Pi_{crn} \bar{L}_c \quad (15)$$

结合式 (14) 中地区 c 劳动力流向地区 r 的概率 Π_{crn} , 可将地区 r 面临的劳动力供给表示为:

$$L_r = \frac{(w_r B_r)^\lambda}{\bar{V}_{ag} (\mu_{r,ag})^\lambda} \bar{L}_{ag} + \frac{(w_r B_r)^\lambda}{\bar{V}_{ma} (\mu_{r,ma})^\lambda} \bar{L}_{ma} \quad (16)$$

式 (16) 中, \bar{V}_n 表示 n 部门劳动者在所有城市的期望效用。宜居度 B_r 、迁移摩擦 μ_{rn} 以及全国部门 n 的初始人口数量均外生于外需冲击, 由此可得地区 r 面临的劳动力供给可表示为:

$$d \ln L_r = \lambda d \ln w_r \quad (17)$$

式 (17) 中, λ 为劳动者对各地区偏好的离散度, 离散度越高, 劳动者在地区间转移的可能性越高, 因此, λ 也是地区劳动力的供给弹性。

3. 劳动力市场均衡

依据地区 r 的劳动力市场出清条件, 可得式 (18):

$$\sum_s \rho_{sr} d \ln L_{sr} = d \ln L_r \quad (18)$$

其中, $\rho_{sr} = L_{sr}/L_r$ 表示地区 r 行业 s 的就业占地区 r 劳动力就业的份额。

将地区-行业层面的劳动力需求式 (10) 在行业层面加总, 可得式 (19):

①为简便起见, 本文对间接效用函数做出两个简化: 一是未考虑不同来源地的劳动者在迁移摩擦上存在的差异, 设定劳动力的迁移摩擦仅取决于流入地的户籍特征和劳动力农业非农业类型; 二是未考虑由房价变动所带来的实际工资调整。由于本文主要关注流入地劳动力规模增加的作用发挥, 前述设定不会影响本文的核心结论。

$$d\ln L_r = \sum_{s=1} \rho_{sr} d\ln L_{sr} = \sum_{s=1} \rho_{sr} \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} [d\ln p_s + d\ln A_{sr} - (1-\gamma(1-\theta)) d\ln w_r] \quad (19)$$

其后，依据集聚经济的定义（ $\ln A_{sr} = \kappa \ln L_r$ ）和劳动力供给条件（ $\ln L_r = \lambda \ln w_r$ ）可得地区均衡的就业和工资变动为式（20）和式（21）：

$$d\ln L_r = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [(1-\gamma(1-\theta))](1/\lambda)} \sum_{s=1} \rho_{sr} d\ln p_s \quad (20)$$

$$d\ln w_r = \frac{1/\lambda}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [(1-\gamma(1-\theta))](1/\lambda)} \sum_{s=1} \rho_{sr} d\ln p_s \quad (21)$$

依据式（18）和地区劳动力需求方程式（8），可得地区-行业层面的均衡就业变动为式（22）^①：

$$d\ln L_{sr} = \underbrace{\frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} d\ln p_s}_{\text{直接外需冲击影响}} + \underbrace{\frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \left[\frac{\kappa - [(1-\gamma(1-\theta))](1/\lambda)}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [(1-\gamma(1-\theta))](1/\lambda)} \sum_k \rho_{kr} d\ln p_k \right]}_{\text{间接外需冲击影响}} \quad (22)$$

式（22）将外需冲击对地区 r 行业 s 就业的影响分为行业 s 的外需冲击（直接外需冲击）的影响和行业 s 外其他行业的外需冲击（间接外需冲击）的影响两个部分。其中，间接外需冲击对就业的影响效应取决于集聚经济弹性 κ 和劳动力供给弹性 λ 的大小，其中集聚经济弹性 κ 反映了生产率渠道，而劳动力供给弹性 λ 反映了劳动力成本渠道。间接外需冲击对地区 r 行业 s 就业的影响具体可分为以下四种情形：（1）当集聚经济弹性为 0 且劳动力供给弹性趋向于无穷大时，生产率渠道和劳动力成本渠道均不存在，间接外需冲击不会影响到就业；（2）当集聚经济弹性大于 0 且劳动力供给弹性趋向于无穷大时，生产率渠道存在而劳动力成本渠道不存在，间接外需冲击促进地区 r 行业 s 就业增加；（3）当集聚经济弹性为 0 且劳动力供给有限弹性或缺乏弹性时，生产率渠道不存在而劳动力成本渠道存在，间接外需冲击负向影响地区 r 行业 s 就业；（4）当集聚经济弹性大于 0 且劳动力供给有限弹性或缺乏弹性时，生产率渠道和劳动力成本渠道均存在，间接外需冲击对就业的影响取决于集聚经济弹性和劳动力供给弹性的大小，生产率渠道和劳动力成本渠道的强弱。

三、变量测度、计量模型构建与特征事实

（一）变量测度

本文验证外需冲击影响就业的行业间溢出效应，实证分析主要在地区-行业层面展开，在地区维度选择上，与何冰和周申（2019）、戴觅等（2019）等多数关于中国区域劳动力市场的研究相似，以地级市作为地区的界定标准。在行业维度选择上，本文关注的主要为制造业部门，这与 Acemoglu et al.（2016）、Helm（2020）的研究一致，具体本文使用“中国国民经济行业分类标准”（GB/T2002）的三分位码行业作为行业界定标准，关键变量的测度方式具体说明如下：

1. 外需冲击

本文关注外需冲击对就业的影响，未直接关注出口的就业效应，一个原因是，出口受到诸多国内供给因素的影响，这些国内供给因素又与就业密切相关，且难以在回归方程中进行完全控制，因此在实证中面临较为严重的内生性问题。钟腾龙和余淼杰（2020）、Mayer et al.（2021）尝试以一国从除中国外其他国家的进口表示中国面临的由该国引起的外需冲击，但这一指标构建在理论依据和准确程度上仍存在一定改进空间。Feenstra et al.（2019）在理论分析的基础上通过构建引力模型来测度美国面临的外需冲击，本文借鉴

Feenstra et al. (2019) 的思路首先测度中国行业 s 面临的外需冲击。具体地，构造 t 年中国行业 k 出口至 j 国的引力模型为式 (23)：

$$\ln X_{kt}^{c,j} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\tau_{kt}^{c,j}) + \beta_2 \ln\left(\sum_{m \neq c} X_{kt}^{m,j}\right) + \beta_3 \ln(T_{kt}^j) + \beta_4 \ln(d^{c,j}) + \beta_{kt}^c + \epsilon_{kt}^j \quad (23)$$

式 (23) 中， c 为中国， j 为出口对象国， k 为 GB/T2002 的三分位行业， t 表示年份。由式 (23) 可知，中国行业 k 在 t 年对 j 国的出口额 ($X_{kt}^{c,j}$) 主要受到以下四个方面因素的影响：(1) j 国 t 年在行业 k 上对从中国进口产品征收的关税 $\tau_{kt}^{c,j}$ ；(2) j 国 t 年从中国外的其他国家 m 进口行业 k 产品的总额 $\sum_{m \neq c} X_{kt}^{m,j}$ ；(3) j 国 t 年对从中国外的其他国家进口行业 k 产品征收关税的均值 T_{kt}^j ；(4) 中国和 j 国之间的地理距离 $d^{c,j}$ 。此外， β_{kt}^c 为出口国-行业-时间联合固定效应，代表中国的时间 t 行业 k 上的供给因素。预期 $\beta_1 < 0$ ， $\beta_2 > 0$ ， $\beta_3 > 0$ ， $\beta_4 < 0$ 。国家间双边行业层面的贸易数据主要来自于联合国 UN Comtrade 数据库，关税数据主要来自于世界银行网站的 UNCTAD 数据库。

表 1 中国行业层面外需冲击的估计

被解释变量：国家-行业层面出口	(1)	(2)	(3)
$\tau_{kt}^{c,j}$	-0.2286*** (0.0147)	-0.1877*** (0.0129)	-0.1896*** (0.0126)
$\sum_{m \neq c} X_{kt}^{m,j}$	0.8525*** (0.0083)	0.7940*** (0.0074)	0.7882*** (0.0073)
T_{kt}^j	0.1885*** (0.0167)	0.2224*** (0.0147)	0.2352*** (0.0145)
$d^{c,j}$	-0.6553*** (0.0215)	-0.7194*** (0.0189)	-0.7264*** (0.0183)
行业固定效应	是	是	否
时间固定效应	否	是	否
行业-时间固定效应	否	否	是
N	15462	15462	15462
R^2	0.612	0.700	0.723

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号中的数值为标准误。

行业 k 的外需冲击具体测算过程如下：第一步，对式 (23) 进行回归，结果如表 1 所示，回归系数的符号与预期相符。第二步，依据表 1 回归结果和式 (23) 计算在剔除中国国内因素影响后中国对 j 国在行业 k 上出口额的拟合值，即为中国行业 k 面临的由 j 国引起的外需冲击。需要说明的是，由于行业-时间联合固定效应一定程度上反映了中国国内供给情况，因此在拟合时不包含行业-时间联合固定效应。第三步，对第二步所得拟合值在目的国 j 层面加总，得到中国在行业 k 上面临的外需冲击 ΔS_{kt} 。

在测度行业 k 面临的外需冲击的基础上，依据理论分析式 (22) 并借鉴 Dix-Carneiro and Kovak (2017)、Helm (2020) 的研究，构建间接外需冲击指标以反映本行业面临的地区内其他行业的外需冲击，并用于检验外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应。

首先，采用 Bartik 形式的权重即期初 (2000 年) 地区 r 行业 k 就业占国家层面行业 k 就业的比重 ($L_{kr,2000}/L_{k,2000}$)，将国家层面 t 时期行业 k 的外需冲击 (ΔS_{kt}) 转化为地区 r 行业 k 在 t 时期的外需冲击 (ΔS_{krt}) 如式 (24) ①：

$$\Delta S_{krt} = \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt} \quad (24)$$

依据式 (24)，地区 r 行业 k 工人人均面临地区 r 行业 k 的外需冲击，即行业 k 直接外

① 实证中采用行业就业的地区结构即 L_{kr}/L_k 作为权重加权行业层面的外需冲击作为地区层面的外需冲击，与理论分析并不存在矛盾，外需冲击指标的构建中主要是通过采用行业就业的地区结构将行业层面的外需冲击转化为地区层面外需冲击。

需冲击为式 (25)：

$$\Delta DT_{krt} = \frac{1}{L_{kr,2000}} \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt} = \frac{\Delta S_{kt}}{L_{k,2000}} \quad (25)$$

由式 (25) 可知，行业 k 面临的直接外需冲击实质上为行业-时间维度变量，在地区维度不存在差异。

同时，地区 r 行业 s 工人人均面临的地区 r 行业 k 的外需冲击可表示为式 (26)：

$$\Delta S_{srt}^k = \frac{1}{L_{sr,2000}} \left(\frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt} \right) \quad (26)$$

进一步地，地区 r 行业 s 面临的间接外需冲击 (ΔIDT_{srt}) 为地区 r 内除本行业 s 外其他所有制造业行业 k 的外需冲击的加总。由此，间接外需冲击可表示为式 (27)：

$$\Delta IDT_{srt} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr,2000}} \left(\frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt} \right) \quad (27)$$

2. 劳动力市场相关指标

(1) 就业规模

本文地区-行业层面或地区层面的就业规模主要通过将“中国工业企业数据库”中企业层面的就业数量分别加总至地区-行业层面或地区层面获得，相关数据主要来自于“中国工业企业数据库”，之所以选择“中国工业企业数据库”，未使用“人口普查微观数据”，是由于 2010 年“第六次全国人口普查微观数据”采用了部门大类的分类方法，难以满足本文的研究需要。

(2) 地区劳动力工资

鉴于劳动力工资受到年龄、性别和家庭等诸多个体因素的影响，为准确测度地区层面劳动力工资，借鉴 Dix-Carneiro and Kovak (2017)、戴觅等 (2019)、张明志和岳帅 (2022) 的研究，采用明瑟工资方程 (Mincer Equation) 剔除工资中的个人因素，得到不受个人和家庭因素影响的地区层面工资，具体测算方法详见附录 A。相关数据主要来自历年“全国城镇住户调查数据库 (UHS)”。

(二) 计量模型构建

本文将研究时间段限定在 2000-2015 年，并采用 2000-2005 年、2005-2010 年和 2010-2015 年三个阶段观测值构建累积长差分模型进行回归。需要说明的是，本文在理论分析中采用价格形式表示外需冲击更具操作性且不会影响理论分析的准确性；而在实证检验中以规模形式表示外需冲击，既可以捕捉到关税和汇率等价格因素，又可以涵盖双边贸易联系、投资协定等其他非价格因素的影响，从而使外需冲击的衡量更加准确。这种做法在现有文献中并不少见，如 Helm(2020) 的研究。为进一步增强理论分析和实证检验的联系，设定 δ 为价格形式与规模形式的转换参数，式 (22) 中设定 $\frac{1}{\delta} d \ln p_s = dT_s$, $\frac{1}{\delta} \sum_{k \neq s} \rho_{kr} d \ln p_k = \sum_{k \neq s} \rho_{kr} dT_k$ ，可得到模型如式 (28)：

$$d \ln L_{sr} = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \delta dT_s + \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \left[\frac{\kappa - [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)} \delta \sum_{k \neq s} \rho_{kr} dT_k \right] \quad (28)$$

式 (28) 中，设定 $\Delta DT_s = dT_s$ 为本行业 s 的直接外需冲击， $1/(1-\theta)(1-\gamma)$ 为直接外需冲击对劳动力就业的影响系数， $\Delta IDT_{sr} = \sum_{k \neq s} \rho_{kr} dT_k$ 为地区 r 行业 s 面临的间接外需冲击，间接外需冲击对就业的影响系数为 $\frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)}$ 。在采用长差分的模型并添加控制变量和固定效应后，得到本文回归方程可表示为式 (29)：

$$\Delta \ln L_{srt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta DT_{st} + \beta_2 \Delta IDT_{srt} + \vartheta X_{srt} + \mu_{rt} + \lambda_s + \varepsilon_{srt} \quad (29)$$

式 (29) 中，控制变量 X_{srt} 主要包括地区-行业层面的期初地区 r 行业 s 的就业占地区 r 总就业的比重、就业技能结构变动和性别结构变动等变量。 μ_{rt} 为地区-时间固定效应，主要可以控制期初地区 r 制造业就业占地区 r 总就业的比重、地区 r 外其他地区的外需冲击等产生的影响， λ_s 为行业固定效应。

为减少遗漏因素的影响，进一步控制行业-时间固定效应，由于本文中直接外需冲击为行业-时间维度，添加行业-时间固定效应将吸收直接外需冲击的影响，本文的回归模型可表示为式（30）：

$$\Delta \ln L_{srt} = \beta_0 + \beta_2 \Delta IDT_{srt} + \theta X_{srt} + \mu_{rt} + \lambda_{st} + \varepsilon_{srt} \quad (30)$$

式（30）中， λ_{st} 为行业-时间联合固定效应。

（三）特征事实

1. 外需冲击的地区和行业分布

表2展示了外需冲击较大的地区和行业分布情况。第（1）列显示，外需冲击较大的地区大多位于东部沿海。第（2）列展示了直接外需冲击较大的5个地区-行业对。第（3）列为间接外需冲击较大的5个地区-行业对。首先，间接外需冲击较大的地区-行业对所属地区与第（1）列中外需冲击较大的地区基本一致，这说明间接外需冲击是构成地区外需冲击的重要部分，在分析外需冲击对地区就业的影响时，不应忽视由间接外需冲击的作用。

表2 外需冲击幅度较大的地区和行业分布

外需冲击较大的地区 (1)	直接外需冲击较大的地区-行业对 (2)	间接外需冲击较大的地区-行业对 (3)
上海	重庆-摩托车制造	上海-制糖业
广州	广州-皮革制造业	广州-烘炉、熔炉、电炉制造业
北京	上海-医疗器械制造业	北京-炼钢业
苏州	深圳-自行车制造	深圳-常用有色金属冶炼
深圳	十堰-汽车制造	苏州-橡胶制造业

2. 统计性描述

本文对所使用的各核心数据库匹配后仅剩余 262 个地区，但由于被剔除的地级行政单位多属于“地区”“盟”，其无论是经济社会发展程度还是人口比重相对于全国平均水平而言均较小，不会威胁到本文的主要结论^①。在行业的选择上，剔除在样本期间从未出口过的行业，剩余 130 个中国国民经济行业分类标准（GB/T2002）的三分位行业。同时剔除从未出现过的“地区-行业对”，最终得到地区-行业层面观测值为 62244 个，地区层面观测值 786 个^②。表3为主要变量的描述性统计。表3显示，地区-行业层面间接外需冲击与就业变动的均值均为正，这说明间接外需冲击与就业变动之间可能存在正向相关关系。初步说明，外需冲击对就业的影响可能存在正向的行业间溢出效应。

表3 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
地区-行业就业变动	62244	0.0335	3.4023	-13.0205	11.9356
间接外需冲击	62244	0.3258	10.4952	-33.5821	37.8742
直接外需冲击	62244	0.0004	0.0008	-0.0268	0.0119
基于本地农村劳动力使用强度间接外需冲击	62244	0.1050	5.8546	-30.0585	31.2177
基于跨地区流入劳动力使用强度间接外需冲击	62244	0.0025	4.7005	-25.2540	24.8683
地区就业变动	786	0.1204	2.8063	-12.8035	12.6003
地区外需冲击	786	1.3346	2.7425	-0.9636	37.8743

① 本文所选择的样本具有较强的代表性。以 2010 年为例，本文中样本地区常住人口为 11.8 亿，约占当年全国总人口的 88%，样本地区国内生产总值约为 38 万亿元，占当年全国国内生产总值的比重约为 97%。

② 剔除从未出现过的“地区-行业对”的原因在于，避免对地区内未存在和出口过的行业赋予权重，导致出现回归偏误。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

本部分主要在地区-行业层面通过检验间接外需冲击对就业的影响，验证外需冲击影响就业的行业间溢出效应。在采用累积长差分模型回归之前，表 4 的第 (1) - (3) 列分不同时间段采用长差分模型进行回归，结果显示，在 2000-2005 年、2005-2010 年和 2010-2015 年等不同时期，直接外需冲击 ΔDT_{srt} 和间接外需冲击 ΔIDT_{srt} 的回归系数均显著为正，这表明不仅本行业外需冲击可以增加本行业劳动力就业，地区内其他行业的外需冲击也有利于增加本行业就业，这证实了各时期外需冲击对就业均具有正向的行业间溢出效应。

在前述回归的基础上，第 (4) 列构建“地区-行业-时间”维度的面板数据，运用累积长差分模型回归，并进一步控制行业固定效应和地区-时间固定效应，回归结果显示，间接外需冲击的回归系数依然显著为正。第 (5) 列进一步控制了地区-时间固定效应和行业-时间固定效应，需要说明的是，由于本文中直接外需冲击实质上为行业-时间维度，因此行业-时间固定效应可替换直接外需冲击，回归结果仍未发生较大变化，外需冲击依然对就业仍存在正向的行业间溢出效应。

表 4 基准回归结果

因变量： $\Delta \ln L_{srt}$	(1)	(2) 分时间段长差分		(4)	(5)
	2000-2005	2005-2010	2010-2015	累积长差分	
ΔIDT_{srt}	0.857*** (0.110)	0.377*** (0.065)	0.062** (0.031)	0.564*** (0.096)	0.558*** (0.081)
ΔDT_{srt}	0.041** (0.020)	0.027* (0.015)	0.073** (0.031)	0.070*** (0.013)	
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	否	否
行业固定	否	否	否	是	否
时间固定	否	否	否	否	是
地区-时间固定	否	否	否	是	是
行业-时间固定	否	否	否	否	是
拟合优度	0.252	0.407	0.452	0.134	0.263
样本量	20748	20748	20748	62244	62244
系数差异性检验	43.03*** (0.000)	27.01*** (0.000)	0.070 (0.789)	28.27*** (0.000)	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号中的数值为省份层面聚类稳健标准误，本文均对核心变量进行了标准化处理。下表同。

本文主要回归中均对关键变量进行了标准化处理，以便一定程度上能够对回归结果的经济显著性做出比较。由第 (1) - (3) 列的回归结果可知，2000-2005 年和 2005-2010 年期间间接外需冲击的回归系数均明显大于直接外需冲击的回归系数，2010-2015 年期间间接外需冲击与直接外需冲击的回归系数不存在明显差异，这些均表明外需冲击影响就业的行业间溢出效应在外需冲击对地区就业的影响中占据了较高的比重，证实了本文关注外需冲击影响就业的行业间溢出效应具有重要的现实意义。同时，第 (1) - (3) 列的回归结果也一定程度上显示，外需冲击影响就业的行业间溢出效应的重要性可能会随着时间推移呈现出下降的趋势，后文会进行更加严谨的验证。

(二) 控制投入产出关联效应的影响

基准分析表明，外需冲击对就业存在正向的行业间溢出效应，且在外需冲击对地区就业的影响中占据了较大比重。进一步依据理论分析，外需冲击对就业的正向行业间溢出效应可能由三条路径引致：一是由劳动力规模扩大引致的集聚经济效应；二是由劳动力规模扩大引致的劳动力成本降低效应；三是行业间的投入产出关联效应。现有研究主要探讨了

由行业投入产出关联效应引起的外需冲击影响就业的行业间溢出效应（Acemoglu et al., 2016; Helm, 2020）。本文主要关注劳动力规模扩大的影响，为排除由行业投入产出关联带来的影响，表 5 第（1）-（5）列分别在间接外需冲击的指标构建中剔除了与本行业关联度较高的前 10%、20%、30%、40%、50%行业，回归结果显示，间接外需冲击的回归系数依然显著为正，但系数大小呈现出逐渐下降的趋势。这表明，控制行业投入产出关联效应的影响后，外需冲击依然对就业具有正向的行业间溢出效应，由劳动力规模增加引起的集聚经济和低劳动力成本效应是外需冲击对就业存在正向的行业间溢出效应的重要路径。

为更加清晰地展示行业投入产出关联效应和劳动力规模增加效应带来的影响，第（6）列进一步纳入基于行业投入产出关联和基于劳动力规模增加效应构建的间接外需冲击指标，相关指标构建详见附录 A.1，回归结果显示，行业投入产出关联效应与劳动力规模效应均在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥着重要作用，但相较于投入产出关联，由劳动力规模增加效应的作用更强，约占外需冲击影响就业行业间溢出效应的 56.85%。这也表明，现有多数文献关注行业投入产出关联效应并不能够完整准确解释外需冲击影响就业的行业间溢出效应，本文关注劳动力规模增加在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中的作用具有重要的现实意义。

表 5 控制行业投入产出关联效应的影响

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta \ln L_{srt}$	剔除关联度 前10%行业	剔除关联度 前20%行业	剔除关联度 前30%行业	剔除关联度 前40%行业	剔除关联度 前50%行业	区分行业关联 与劳动力池
ΔIDT_{srt}	0.433*** (0.100)	0.417*** (0.102)	0.398*** (0.086)	0.375*** (0.068)	0.339*** (0.065)	
ΔIDT_{srt}^{Labor}						0.282*** (0.180)
ΔIDT_{srt}^{IO}						0.214*** (0.188)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区-时间固定	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.254	0.258	0.259	0.256	0.257	0.421
样本量	62244	62244	62244	62244	62244	62244
系数差异性检验						4.20** (0.04)

（三）稳健性检验

1.控制遗漏因素

本部分主要从以下方面减轻由于遗漏因素带来的影响：一是控制进口变动。除外需冲击外，进口也会对就业产生影响，因此，在基准回归中添加进口变动以减轻遗漏进口影响带来的回归偏误。二是控制就业变动的事前趋势。当期就业也可能是就业长期增长趋势的结果，因此，本部分在基准回归的基础上，控制 1998-2000 年地区-行业层面的就业变动，以控制因就业变动事前趋势带来的回归偏误。三是添加地区-行业层面固定效应。由于本文时间维度较短，未控制地区-行业联合固定效应，此处添加地区-行业层面固定效应，控制地区-行业层面因素变动对回归结果的影响。回归结果如表 6 第（1）-（3）列所示。

2.更换核心解释变量

本文更换核心解释变量的稳健性检验主要包括：一是替换为外部关税变动。本文理论分析部分选择以价格形式表示外需冲击，实证检验部分以数量形式衡量外需冲击，虽然相对具有合理性，此处仍使用价格形式的外部关税变动衡量外需冲击进行稳健性检验。二是更换构建间接外需冲击的权重。本文主要以期初 2000 年就业结构为权重构建间接外需冲击指标，此处分别以事前就业结构和事后就业结构为权重构建间接外需冲击指标并进行稳健性检验，回归结果如表 6 第（4）-（6）列所示。

3.其他稳健性检验

本文还进行了其他稳健性检验，主要包括：一是剔除间接外需冲击的极端值。剔除本文样本中间接外需冲击的最大值和最小值的前1%的样本对模型再估计，以减轻由极端值引起的回归结果偏误。二是采用年度面板模型进行回归。基准回归中采用长差分模型进行检验，此处构建年度面板进行稳健性检验。回归结果如表6第(7)-(8)列所示。

关于稳健性检验的回归结果现实，与基准结果相比，稳健性检验结果未发生明显的变化，说明基准回归结果稳健。

表6 稳健性检验

因变量: $\Delta \ln L_{srt}$	控制进口变动 (1)	控制就业变动的事前趋势 (2)	控制地区-行业层面固定效应 (3)	使用外部关税表示外需冲击 (4)	采用事前权重 (5)	采用事后权重 (6)	剔除极端值 (7)	使用年度面板回归 (8)
Panel A: 外需冲击影响就业行业间溢出效应的稳健性检验								
ΔIDT_{srt}	0.422*** (0.089)	0.559*** (0.080)	0.602*** (0.083)	0.486*** (0.073)	0.415*** (0.045)	0.459*** (0.102)	0.775*** (0.077)	0.615*** (0.102)
N	62244	62244	62244	62244	62244	62244	62244	544960
R^2	0.435	0.436	0.536	0.415	0.432	0.405	0.446	0.498
Panel B: 区分劳动力规模增加效应和行业关联效应的稳健性检验								
ΔIDT_{srt}^{Labor}	0.187*** (0.037)	0.284*** (0.041)	0.284*** (0.045)	0.196*** (0.034)	0.213*** (0.041)	0.294 (0.062)	0.353*** (0.082)	0.256 (0.042)
ΔIDT_{srt}^{IO}	0.112*** (0.042)	0.207*** (0.041)	0.237*** (0.042)	0.103*** (0.014)	0.154*** (0.045)	0.144 (0.039)	0.326*** (0.082)	0.156 (0.035)
N	62244	62244	62244	62244	62244	62244	62244	544960
R^2	0.431	0.427	0.528	0.432	0.498	0.506	0.434	0.532

注：回归中均已添加控制变量，控制地区-时间、行业-时间固定效应。

六、机制检验

依据理论分析，本部分主要检验劳动力规模增加及其引起的生产率提升渠道和劳动力成本降低渠道在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中的作用。

(一) 外需冲击对地区制造业部门劳动力规模的影响

表7在地区层面验证外需冲击对劳动力规模的影响，其中，地区层面外需冲击(ΔRDT_{rt})的构建思路与Dix-Carneiro and Kovak(2017)、戴觅等(2019)等关于地区进口贸易自由化指标的构建相似，即以期初地区就业的行业结构为权重加权行业层面的外需冲击构建地区外需冲击指标。需要说明的是，由于除外需冲击之外，撤县设区、户籍制度、住房成本等因素也会影响到地区制造业部门劳动力规模的变动，基于此，本部分的回归中对前述因素进行了控制。表7的回归结果显示，外需冲击的回归系数显著为正，这证实了外需冲击有助于增加地区劳动力规模。

表7 外需冲击对地区制造业部门劳动力规模的影响

因变量: 地区制造业劳动力规模	2000-2005 (1)	2005-2010 (2)	2010-2015 (3)	累积长差分
ΔRDT_{rt}	0.110*** (0.025)	0.047*** (0.014)	0.035** (0.019)	0.061*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	否
城市固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	否	否	否	是
观测值	262	262	262	786
拟合优度	0.399	0.408	0.406	0.491

(二) 生产率渠道

在验证外需冲击促进地区劳动力规模增加的基础上，本部分进一步对生产率渠道进行检验。其中，表 8 的第 (1) 列以地区-行业层面生产率变动为被解释变量，添加间接外需冲击与地区制造业部门劳动力规模的交互项并采用累积长差分模型进行回归，结果显示，交互项的回归系数显著为正，间接外需冲击通过增加地区制造业部门劳动力规模促进了生产率提升。第 (2) - (4) 列分不同时期进行检验，结果显示，2005-2010 年期间和 2010-2015 年期间外需冲击通过增加地区劳动力规模促进了生产率水平提升，而在 2005-2010 年期间外需冲击未能通过增加地区劳动力规模提升生产率水平，即生产率提升的渠道仅在 2005-2010 年和 2010-2015 年两个时间段成立。

表 8 生产率渠道检验

因变量：生产率	累积长差分 (1)	2000-2005 (2)	2005-2010 (3)	2010-2015 (4)	劳动力池效应 (5)	技术溢出效应 (6)
$\Delta IDT_{srt} \times Laborsize_{rt}$	0.013** (0.007)	0.044 (0.069)	0.094*** (0.025)	0.151* (0.084)	0.085* (0.047)	0.096** (0.042)
控制变量	否	是	是	是	否	否
地区固定	否	是	是	是	否	否
行业固定	否	是	是	是	否	否
时间固定	否	是	是	是	否	否
地区-时间固定	是	否	否	否	是	是
行业-时间固定	是	否	否	否	是	是
观测值	62244	20748	20748	20748	62244	62244
拟合优度	0.197	0.363	0.486	0.398	0.478	0.521

第 (5) (6) 列进一步验证了外需冲击下劳动力规模增加促进生产率水平提升的劳动力池效应和技术溢出效应的路径。依据劳动力池效应的含义，当地区劳动力异质性程度越高时，地区劳动力规模增加的劳动力池效应的作用也会越强，基于此，第 (5) 列引入间接外需冲击、地区劳动力规模与地区劳动力异质性的三重交互项，其中地区劳动力异质性采用地区劳动力技能异质性进行衡量，回归结果显示，交互项的回归系数显著为正，意味着在劳动力异质性程度更高的地区，外需冲击下劳动力规模增加更能够促进生产率水平的提升，这证实了劳动力池效应在外需冲击通过地区劳动力规模增加提升生产率中发挥了重要作用。同理，第 (6) 列引入间接外需冲击、地区劳动力规模与专利被引量的交互项，结果显示，交互项的系数显著为正，这意味着在技术溢出能力更强的地区，外需冲击下地区劳动力规模的增加对生产率提升的促进作用更强，验证了技术溢出效应的存在性。

(三) 劳动力成本渠道检验

表 9 检验了劳动力成本渠道，第 (1) 列以地区劳动力工资为被解释变量，引入地区外需冲击与地区劳动力规模的交互项作为解释变量，采用累积长差分模型进行回归。结果表明，外需冲击与地区劳动力规模的交互项显著为负，这表明，外需冲击通过扩大地区劳动力规模，降低了劳动力成本。第 (2) - (4) 列分不同时期检验的回归结果显示，2000-2005 年期间外需冲击通过增加地区劳动力规模降低了地区劳动力成本，但在 2005-2010 年期间和 2010-2015 年期间外需冲击并未通过促进地区劳动力规模降低地区劳动力成本。

表 9 劳动力成本渠道检验

因变量：劳动力工资	累积长差分 (1)	2000-2005 (2)	2005-2010 (3)	2010-2015 (4)
$\Delta RDT_{rt} \times Laborsize_{rt}$	-0.001** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.004)

控制变量	否	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	否	否	否
观测值	526	142	142	142
拟合优度	0.197	0.363	0.486	0.398

综上所述，关于生产率和成本渠道的检验发现，在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中由劳动力规模增加形成的生产率渠道和劳动力成本渠道均发挥着重要作用，但在作用发挥的时期和形成的劳动力来源上存在明显差异。其中，劳动力成本渠道主要存在于2000-2005年期间，而生产率渠道主要存在于2005-2010年和2010-2015年期间。

六、进一步分析：基于本地农村劳动力与跨地区劳动力的检验

前述研究发现，在由劳动力规模增加引起的外需冲击影响就业的正向行业间溢出效应中，低劳动力成本渠道主要在2000-2005年期间成立，而生产率渠道主要在2005-2010年期间和2010-2015年期间成立。由于低劳动力成本渠道和生产率渠道均来源于劳动力规模增加，一个可能的猜测是，从低劳动力成本渠道向生产率渠道的转变与中国制造业部门劳动力增加的来源调整有关。中国制造业部门劳动力增加的来源主要有本地农村劳动力和跨地区流入劳动力两种，其中，借鉴Zi（2020）的研究，本文以农业户籍作为识别农村劳动力的标准，借鉴Facchin et al.（2019）的方法，依据“全国人口普查微观数据”中的“户口登记状况”字段识别跨地区流入劳动力。

从生产率渠道和低劳动力成本渠道形成的路径看，更高技能水平的劳动力规模增加可能更有助于技术溢出和劳动力池效应的发挥，而更低成本的劳动力规模增加可能更有助于低劳动力成本效应的发挥。基于此，表10首先展示了制造业中本地农村劳动力和跨地区流入劳动力的技能和成本特征，可以看出，制造业部门的本地农村劳动力具有更低的工资水平，而跨地区流入劳动力具有相对更高的技能水平。

表10 制造业中本地农村和跨地区流入劳动力的成本和技能水平

变量	变量含义	2000	2005	2010	2015
$\ln wage_{ar}$	制造业本地农村劳动力工资	0.4767	0.1585	0.8762	0.9156
$\ln wage_{fr}$	跨地区流入劳动力平均工资	0.6541	0.6967	1.0003	1.0036
$Skillstr_a$	制造业本地农村劳动力技能结构	0.0651	0.1515	0.0986	0.1338
$Skillstr_f$	跨地区流入劳动力技能结构	0.2028	0.3173	0.3404	0.3652

表11区分本地农村劳动力和跨地区劳动力验证不同类型劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中的作用。为此，本部分构建了基于本地农村劳动力使用强度和跨地区流入劳动力使用强度的间接外需冲击指标，相关指标构建详见附录A.2。表11第（1）列运用累积长差分模型回归，结果显示，制造业中的本地农村劳动力和跨地区流入劳动力在外需冲击影响就业的正向行业间溢出效应中均发挥了重要作用。第（2）列在第（1）列基础上进一步控制行业投入产出关联效应的影响，回归结果未发生明显变化。第（3）-（5）列基于不同时期的回归结果显示，2000-2005年期间制造业中本地农村劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥着重要作用，跨地区流入劳动力作用未具有明显作用，而2005-2010期间和2010-2015年期间跨地区流入劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥了重要作用，但制造业中本地农村劳动力的作用并不明显。这一结果与低劳动力成本和生产率效应作用发挥的时间调整存在相似性。

表 11 基于制造业本地农村劳动力与跨地区流入劳动力的检验

因变量: $\Delta \ln L_{srt}$	累积长差分	控制行业关 联的影响	分时期长差分回归		
			2000-2005	2005-2010	2010-2015
			(1)	(2)	(3)
ΔIDT_{asrt}	0.263*** (0.013)	0.236*** (0.014)	0.594*** (0.203)	-0.001 (0.001)	-0.016 (0.047)
ΔIDT_{fsrt}	0.218*** (0.013)	0.190*** (0.014)	-0.047 (0.055)	0.078*** (0.015)	0.149** (0.064)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	否
地区-时间固定效应	是	是	否	否	否
行业-时间固定效应	否	是	否	否	否
拟合优度	0.251	0.321	0.308	0.588	0.498
系数差异性检验	4.00** (0.045)	3.71** (0.054)			
样本量	62244	62244	20748	20748	20748

表 12 和表 13 进一步检验了不同类型劳动力在间接外需冲击影响区域劳动力就业中发挥作用的路径。表 12 的回归结果显示，外需冲击有助于增加地区对地区制造业中本地农村劳动力和跨地区流入劳动力，但对制造业部门中不同类型劳动力的规模的影响存在阶段性演变特征，在 2000-2005 年期间主要吸引本地农村劳动力进入制造业部门，而在 2005-2010 年和 2010-2015 年期间主要吸引跨地区流入劳动力进入。

表 12 外需冲击对不同类型劳动力规模的影响

因变量 变量: 劳动力 规模	本地农村 劳动力	跨地区流 入劳动力	本地农村劳动力			跨地区流入劳动力		
			2000- 2005	2005- 2010	2010- 2015	2000- 2005	2005-2010	2010-2015
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta RD T_{rt}$	0.661*** (0.009)	0.032*** (0.001)	0.055** (0.020)	0.021 (0.030)	0.021 (0.030)	0.021 (0.030)	0.037*** (0.009)	0.032*** (0.001)
控制变 量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固 定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	786	786	262	262	262	262	262	262
拟合优 度	0.573	0.298	0.610	0.874	0.874	0.795	0.804	0.852

表 13 检验了区分不同类型劳动力的生产率渠道和劳动力成本渠道，第 (1) - (4) 列回归结果显示，2005-2010 年和 2010-2015 年期间间接外需冲击主要通过增加跨地区流入劳动力规模提升了生产率水平，2000-2005 年期间这一效应不存在，且对于本地农村劳动力，生产率渠道并不成立。第 (5) - (8) 列回归结果显示，2000-2005 年期间外需冲击主要通过增加制造业中本地农村劳动力规模降低了劳动力成本，2005-2010 年和 2010-2015 年期间这一效应不存在，对于跨地区流入劳动力，劳动力成本渠道并不成立。

表 13 不同类型劳动力的生产率渠道和劳动力成本渠道

因变量	生产率变动				劳动力成本变动			累积长 差分
	2000-2005	2005-2010	2010-2015	累积长 差分	2000-2005	2005-2010	2010-2015	
	(1)	(2)	(3)	(4)				
$\Delta ID T_{srt} \times$ $Laborsize_{srt}$	0.060 (0.055)	-0.015 (0.041)	-0.012 (0.034)	0.015 (0.014)				

$\Delta IDT_{sr} \times$ $Laborsize_{jr}$	0.045 (0.058)	0.158*** (0.053)	0.251*** (0.044)	0.071** (0.033)				
$\Delta IDT_{sr} \times$ $Laborsize_{sr}$					-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.012 (0.034)	-0.001** (0.000)
$\Delta IDT_{sr} \times$ $Laborsize_{jr}$					0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.044)	0.001 (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	否	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	否	否	否	否	否
时间固定	是	是	是	否	否	否	否	是
地区-时间固定	否	否	否	是	否	否	否	否
行业-时间固定	否	否	否	是	否	否	否	否
观测值	20748	20748	20748	62244	142	142	142	142
拟合优度	0.519	0.493	0.373	0.478	0.519	0.493	0.373	0.478

七、量化分析:集聚经济弹性

理论分析表明,集聚经济弹性大于 0 或正向的集聚经济外部性是集聚经济效应存在的前提,本部分依据理论分析和实证回归结果量化外需冲击的集聚经济弹性,以进一步验证外需冲击下集聚经济效应的存在性。需要说明的是,将实证回归结果用于量化集聚经济弹性时需先解决两个问题:一是在实证分析中采用规模形式衡量外需冲击,而在理论模型中采用价格形式表示外需冲击,由此,需要采用转化参数 δ 将实证回归结果的规模形式转化为可适用于量化分析的价格形式参数;二是实证分析采用的是半对数形式,而理论模型中使用的是弹性形式,因此,需采用实证结果乘以外需冲击的均值,以转化为理论模型中的弹性形式^①。

为方便起见,将地区-行业层面间接贸易冲击记为 β_{indir}^{em} ,将地区层面贸易冲击系数记为 β_{region}^{em} ,结合式(20)和式(22)可得式(31)和(32):

$$\beta_{indir}^{em} \times \overline{IDE_{jr}} = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \frac{\kappa - [(1-\gamma)(1-\theta)](1/\lambda)}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [(1-\gamma)(1-\theta)](1/\lambda)} \delta \quad (31)$$

$$\beta_{region}^{em} \times \overline{RDE_{rt}} = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [(1-\gamma)(1-\theta)](1/\lambda)} \delta \quad (32)$$

结合式(31)和(32),可得:

$$\frac{\beta_{indir}^{em} \times \overline{IDE_{jr}}}{\beta_{region}^{em} \times \overline{RDE_{rt}}} = \frac{\kappa - [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)}{(1-\theta)(1-\gamma)} \quad (33)$$

由附表 B.1 可知, $\frac{1}{\lambda} = \frac{d \ln w_r}{d \ln L_r} = 0.028$,则集聚经济弹性为:

$$\eta = (1-\theta)(1-\gamma) \times \frac{\beta_{indir}^{em} \times \overline{IDE_{jr}}}{\beta_{region}^{em} \times \overline{RDE_{rt}}} + [1-\gamma(1-\theta)]\lambda \quad (34)$$

由式(34)可知,集聚经济弹性 η 取决于间接外需冲击和地区外需冲击的平均规模、

^① 实现从半对数模型向弹性转变的依据是: $\frac{d \ln f}{d \ln x} = \frac{d \ln f}{dx} \frac{dx}{d \ln x} = \frac{d \ln f}{dx} x$ 。

间接外需冲击和地区外需冲击的回归系数，以及参数 θ 、 γ 和劳动力供给弹性。本文依照 Kline 和 Moretti(2014)的研究，设定 $\theta = 0.23$ 、 $\gamma = 0.39$ 、 $(1-\theta)(1-\gamma) = 0.47$ ，则得到 2000-2015 年期间中国的集聚经济弹性约为 0.13。这说明，2000-2015 年中国的集聚经济弹性大于 0，存在正向的集聚经济外部性。

八、结论与政策建议

本文基于地区-行业层面，研究外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应。研究发现：（1）外需冲击对劳动力就业的影响存在正向的行业间溢出效应。（2）由外需冲击下地区劳动力规模增加形成的集聚经济是外需冲击影响就业存在正向行业间溢出效应的重要原因。（3）外需冲击对地区劳动力规模增加的来源由 2000-2005 年的本地农村劳动力转为 2005-2010 和 2010-2015 年期间的跨地区劳动力进入。（4）本地农村劳动力和跨地区流入劳动力在劳动力成本和技能水平上存在明显差异，由此引发本地农村劳动力规模增加主要通过低劳动力成本渠道，跨地区流入劳动力规模增加主要通过生产率提升渠道在外需冲击影响劳动力就业的行业间溢出效应中发挥作用。这也导致外需冲击影响就业的行业间溢出效应在不同时期存在差异。

本文的研究具有较强的政策启示：（1）在外需冲击下分析就业问题，要高度重视行业间的关系，不能孤立地看待就业问题，一方面，当某行业面临外需冲击时，要警惕地区内其他行业就业的潜在变动风险，另一方面，在解决本行业就业问题时，要密切关注地区内其他行业面对的外需冲击。（2）本文的研究结论一定程度上为“双循环”新发展格局下实现就业增长提供理论支撑。国内的劳动要素流动在外需冲击对就业的影响中起着重要作用，在推动对外贸易发展的同时，促进国内劳动要素合理有序流动和行业布局的整合，降低区域间要素和产业布局整合的壁垒，可以更好地发挥外需冲击对区域劳动力就业的积极促进作用。尤其是在当前贸易增长速度减缓，通过疏通国内生产要素、整合产业布局，可以更大程度地促进就业增长。（3）尽管本地农村劳动力进入制造业所形成的低劳动力成本驱动在外需冲击下劳动力池效应形成和就业增加中发挥着重要的作用，但伴随中国城乡二元经济结构转型，中国低劳动力成本优势逐渐减弱，中国劳动力池效应的发挥亟需寻找新动力，当务之急是积极引导劳动力跨地区合理流动，并使其在行业间的溢出效应形成中发挥更为重要的作用。

参考文献：

- Acemoglu, D., Autor, D. and Dorn, D. “Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s”, *Journal of Labor Economics*, 2016, 34(S1), S141-S198.
- Autor, D., Dorn, D. and Hanson, G. H. “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2121-2168.
- Chan, K.W. “The Global Financial Crisis and Migrant Workers in China”, *International Journal of Urban and Regional Research*, 2010, 34(9), 659-677.
- 陈昊、赵春明、杨立强，“户籍所在地‘反向歧视之谜’：基于收入补偿的一个解释”，《世界经济》，2017年第5期，第173-192页。
- 程杰、朱钰凤，“劳动供给弹性估计：理解新时期中国劳动力市场转变”，《世界经济》，2021年第8期，第28-54页。
- 戴觅、张轶凡、黄炜，“贸易自由化如何影响中国区域劳动力市场？”，《管理世界》，2019年第6期，第56-69页。
- Dix-Carneiro, R. and Kovak, B.K. “Trade Liberalization and Regional Dynamic”, *American Economic Review*, 2017, 107(10), 2908-2946.
- Facchini, G., Liu, M.Y. and Mayda, A.M. “China’s ‘Great Migration’: The Impact of the Reduction in Trade Policy Uncertainty”, *Journal of International Economics*, 2019, (10), 126-144.
- Feenstra, R. C., Ma, H. and Xu, Y. “US Exports and Employment”, *Journal of International Economics*, 2019, 120(5), 46-58.
- Fu, X. L. and Balasubramanyam, V. N., “Export, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China”, *World Economy*, 2005, 28, 607-625.
- Gathmann, C., Helm, I. and Schoenberg, U. “Spillover Effects of Mass Layoffs”, *Journal of European Economic Association*, 2020, 18(1), 427-468.
- Greenstone, M., Hornbeck, R. and Moretti, E. “Identifying Agglomeration Spillovers: Evidence from Winners and Losers of Large Plant Openings”, *Journal of Political Economy*, 2010, 118, 536-598.
- Hanlon, W. and Miscio, A. “Agglomeration: A Long-Run Panel Data Approach”, *Journal of Urban Economics*, 2016, 99, 1-14.
- 韩峰、李玉双，“产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张”，《经济研究》，2019年第11期，第149-164页。
- 韩峰、阳立高，“生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架”

- 《管理世界》，2019年第2期，第72-94页。
- 何冰、周申，“贸易自由化与就业调整空间差异：中国地级市的经验证据”，《世界经济》，2019年第6期，第119-142页。
- Helm, I. “National Industry Trade Shocks, Local Labor Markets and Agglomeration Spillovers”, *Review of Economic Studies*, 2020, 87, 1399-1431.
- Helsley, R. W. and Strange, W. C. “Coagglomeration, Clusters, and the Scale and Composition of Cities”, *Journal of Political Economy*, 2014, 122(5), 1064-1093.
- 柯善咨、赵曜，“产业结构、城市规模与中国城市生产率”，《经济研究》，2014年第4期，第76-88页。
- Kline, P. and Moretti, E. “Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority”, *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129, 275-331.
- Kovak, B. K. “Regional Effects of Trade Reform: What is the Correct Measure of Liberalization”, *American Economic Review*, 2013, 103(5), 1960-1976.
- Kuhn, P. and Shen, K. “Do Employers Prefer Migrant Workers? Evidence from a Chinese Job Board”, *Iza Journal of Labor Economics*, 2015, 4(1), 22.
- 李胜旗、毛其淋，“关税政策不确定性如何影响就业与工资”，《世界经济》，2018年第6期，第28-52页。
- Mayer, T., Melitz, M. and Ottaviano, G. “Product Mix and Firm Productivity Responses to Trade Competition”, *The Review of Economics and Statistics*, 2021, 103(5), 874-891.
- Topalova, P. “Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(04), 1-41.
- 邵敏、武鹏，“出口贸易、人力资本与农民工的就业稳定性——兼议我国产业和贸易的升级”，《管理世界》，2019年第3期，第99-113页。
- 夏怡然、陆铭，“跨越世纪的城市人力资本足迹——历史遗产、政策冲击和劳动力流动”，《经济研究》，2019年第1期，第132-149页。
- 张川川，“出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据”，《经济学(季刊)》，2015年第4期，第1611-1630页。
- 赵春明、李震、李宏兵，“中国出口增速放缓与区域劳动力市场就业调整”，《财经研究》，2021年第1期，第135-152页。
- 张明志、岳帅，“外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响”，《中国工业经济》，2022年第1期，第113-131页。
- 钟腾龙、余淼杰，“外部需求、竞争策略与多产品企业出口行为”，《中国工业经济》，2020年第10期，第119-137页。
- Zi, Y. “Trade Liberalization and the Great Labor Reallocation”, *CEPR Discussion Papers*, 2020, No.14490.

External Demand Shocks, Labor Pool Effects, and Inter Industry Spillover Effects of Employment

Abstract: This paper studies the inter-industry spillover effects of external demand shocks on employment and their realisation mechanism based on the regional-industry level. The study finds that: (1) there is a positive inter-industry spillover effect of external demand shocks on regional employment; (2) in addition to industry input-output correlation effects, productivity improvement and labour cost reduction brought by the expansion of labour force size in the regional manufacturing sector is an important channel for the existence of a positive inter-industry spillover effect of external demand shocks on employment; (3) due to the differences in costs and skills between local rural labour force and cross-regional (3) Due to the differences in costs and skills between the local rural labour force in the manufacturing sector and the cross-regional labour force, the increase in the size of the cross-regional inflow of labour force mainly plays a role in the inter-industry spillovers of the impact of external demand shocks on employment through the productivity enhancement channel and the increase in the size of the local rural labour force mainly plays a role in the inter-industry spillovers of the impact of external demand shocks on employment through the channel of lower labour costs.

Keywords: External Demand Shock; Labor Pool Effects; Inter-industry Spillover Effect of Employment

JEL Classification: F14 F16 F20

附录 A 部分指标构建

A.1 地区劳动力工资的测度

本文关于地区劳动力工资的测算过程如式 (A.1) :

$$\ln wage_{it} = \psi_0 + \psi_1 Gender_{it} + \psi_2 Education_{it} + \psi_3 Age_{it} + \psi_4 Married_{it} + \psi_5 Ethnicity_{it} + \psi_6 Occupation_{it} + \psi_7 Industry_{it} + \psi_8 City_{it} + \varepsilon_{it} \quad (A.1)$$

式 (A.1) 中, i 表示个人, t 表示年份, $wage$ 表示工资, 采用个体工资的对数 ($\ln wage$) 对性别 ($Gender$)、教育程度 ($Education$)、年龄 (Age)、婚姻状态 ($Married$)、民族 ($Ethnicity$)、职业 ($Occupation$)、行业 ($Industry$) 以及地区虚拟变量 ($City$) 进行回归, 并采用地区虚拟变量的估计值 ψ_8 衡量地区的工资水平。同时, 借鉴戴觅等 (2019) 的做法, 采用全国层面的平均工资对地区工资进行标准化处理。

A.2 基于劳动力规模增加与行业关联效应的间接外需冲击

本文基于劳动力规模增加和行业投入产出关联效应构建的间接外需冲击指标, 如式

(A-1) :

$$IDE_{rs}^{agent} = \sum_{k \neq j} \frac{1}{L_{sr}} [W_{sk}^{agent} \left(\frac{L_{kr}}{L_k} \Delta S_{kt} \right)] \quad (A.2)$$

式 (A.2) 中, 在基于劳动力规模增加效应的间接外需冲击指标中, W_{st}^{agent} 表示行业 s 和 k 的劳动力相似度 (W_{sk}^{labor}), 与行业 s 使用更加相似劳动力的行业 k 将被赋予更高的权重 W_{sk}^{labor} , 行业间劳动力相似度越高, 劳动力越有利于在两个行业间流动, 也越有助于劳动力池效应和技术溢出效应的发挥。在基于行业关联效应的间接外需冲击指标中, W_{st}^{agent} 表示行业 s 和 k 的投入产出关联程度 (W_{sk}^{IO}), 与行业 s 投入产出联系更加紧密的行业 k 权重 W_{sk}^{IO} 也更高。

行业间劳动力相似度指标的构建主要借鉴 Glaeser and Kerr (2009)、Ellison et al. (2010)、Jordi et al. (2011) 的研究, 具体测度如式 (A.3) - (A.5) :

$$Laborsimilarity_{sk} = 1 / \frac{1}{2} \sum_o \left| \frac{L_{os}}{L_s} - \frac{L_{ok}}{L_k} \right| \quad (A.3)$$

$$w_{sk}^{Labor} = 0 \quad \text{if } rank > 10 \quad (A.4)$$

$$w_{sk}^{Labor} = \frac{Laborsimilarity_{sk}}{\sum_r Laborsimilarity_{sk}} \quad \text{if } rank \leq 10 \quad (A.5)$$

o 代表职业, s 、 k 分别代表行业, $\frac{L_{os}}{L_s}$ 表示在行业 s 的劳动力就业中职业为 o 的劳动力比重, $\frac{1}{2} \sum_o \left| \frac{L_{os}}{L_s} - \frac{L_{ok}}{L_k} \right|$ 表示行业 s 和行业 k 的劳动力在所有职业上的距离, $1 / \frac{1}{2} \sum_o \left| \frac{L_{os}}{L_s} - \frac{L_{ok}}{L_k} \right|$ 表示行业 s 和行业 k 的劳动力在职业上的相似性。式 (A.4) 和 (A.5) 表示行业 s 与行业 k 的相似度在行业 s 的所有相似行业中的重要程度。“rank”表示将行业 s 的相似行业 k 按照相似程度由高到低排序, 选择与行业 s 相似度高的前 10 个行业 k 加权^①。劳动力就业的行业和职业数据主要从 2000 年“第五次全国人口普查微观数据库”中获取, 选择该数据主要基于两方面的考虑: 一是该数据是目前少数同时将行业和职业分类细分至国民经济行业分类三位码的微观人口数据; 二是选择研究时间段的期初 2000 年作为权重有助于减弱内生性。

行业间投入产出关联程度的指标构建主要借鉴 Acemoglu et al.(2016)的研究, 实际操作中选用 2002 年中国投入产出表, 主要原因在于: 一是 1997 年中国行业间投入产出表与本文所采用的行业分类标准差距较大, 匹配易可能造成较大偏误; 二是 2002 年是中国加入世界贸易组织的初期, 采用其作为行业关联程度的度量, 不易造成较大的内生性问题。

A.2 基于本地农村劳动力与跨地区流入劳动力的间接外需冲击

为验证制造业本地农村劳动力和跨地区流入劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中的作用, 本部分基于理论分析式 (38), 分别构建基于制造业中本地农村劳动力使用强度和基于跨地区流入劳动力使用强度的间接外需冲击指标分别如式 (A.6) 和 (A.7)^②:

$$\Delta IDT_{asrt} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr,2000}} \left(\frac{L_{akr,2000}}{L_{ak,2000}} \Delta S_{kt} \right) \quad (A.6)$$

$$\Delta IDT_{fsrt} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr,2000}} \left(\frac{L_{fkr,2000}}{L_{fk,2000}} \Delta S_{kt} \right) \quad (A.7)$$

在式 (A.6) 中, 期初使用本地农村劳动力占比更高的地区 r 行业 k 被赋予更高权重。若该变量的回归系数大于 0, 意味着当面临外需冲击时, 本地农村劳动力占比更高的地区 r 行业 k 具有更强的就业的行业间溢出能力, 即制造业中本地农村劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中发挥了重要作用。基于跨地区流入劳动力使用强度构建的间接外需冲击指标式 (A.7) 的含义与之类似。

附录 B 劳动力供给弹性测度

附表 B.1 劳动力供给弹性的估计

因变量: 地区工资	(1)
$\Delta Employ_{rt}$	0.028*** (0.053)

① 之所以未选择所有行业加权主要是为充分凸显相似度高行业的重要性, 实际上, 本文计算过程中选择不同数值的个数行业加权, 指标的构建结构差异变化不大。

② 式 (23) (24) 主要构建基于不同类型劳动力使用强度的外需冲击, 以反映不同类型劳动力在外需冲击影响就业的行业间溢出效应中的作用, 并非测度本地农村劳动力或跨地区劳动力人均面临的外需冲击水平, 因此此处仍适合选用地区-行业层面的工人数作为权重。

控制变量	控制
省份固定	控制
拟合优度	0.396
样本量	429
