

外需冲击、集聚经济与就业的行业间溢出效应

岳 帅 张明志 杨 曦

目 录

附录I 理论分析补充说明.....	1
附录II 部分指标构建.....	4
附录III 部分特征事实.....	6
附录IV 基于劳动力规模效应与产业关联效应的间接外需冲击指标构建.....	7
附录V 稳健性检验.....	8
附录VI 区分不同类型劳动力分析的相关补充内容.....	10
附录VII 量化分析部分的相关回归结果.....	12

附录 I 理论分析补充说明

1. 厂商

设定地区 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, 地区 r 行业 s 代表性厂商的生产函数为:

$$Y_{sr} = A_{sr} L_{sr}^{\theta} K_{sr}^{(1-\theta)\gamma} \bar{R}_{sr}^{(1-\theta)(1-\gamma)}, \quad (I1)$$

式 (I1) 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 在各地区均相同, 即对于地区 r 而言, 价格 p_s 外生给定。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 。劳动 L_{sr} 可在地区 r 的不同行业间自由流动, 地区 r 的工资为 w_r 。特定要素 \bar{R}_{sr} 的数量保持不变且其价格为 q_{sr} ^①。

在完全竞争市场条件下, 厂商成本最小化的一阶条件为式 (I2) 和式 (I3):

$$\theta A_{sr} L_{sr}^{\theta-1} K_{sr}^{(1-\theta)\gamma} \bar{R}_{sr}^{(1-\theta)(1-\gamma)} = w_r, \quad (I2)$$

$$(1-\theta)\gamma A_{sr} L_{sr}^{\theta} K_{sr}^{(1-\theta)\gamma-1} \bar{R}_{sr}^{(1-\theta)(1-\gamma)} = i, \quad (I3)$$

依据厂商要素成本等于产品收益的均衡条件, 可得式 (I4):

$$L_{sr} w_r + K_{sr} i + \bar{R}_{sr} q_{sr} = p_s Y_{sr} \quad (I4)$$

对式 (I4) 两端取微分并运用成本最小化的一阶条件得到式 (I5)^②:

$$d \ln p_s + d \ln Y_{sr} = \theta d \ln L_{sr} + (1-\theta)\gamma d \ln K_{sr} + \theta d \ln w_r + (1-\theta)(1-\gamma) d \ln q_{sr}, \quad (I5)$$

对生产函数式 (I1) 取对数并微分得式 (I6):

$$d \ln Y_{sr} = d \ln A_{sr} + \theta d \ln L_{sr} + (1-\theta)\gamma d \ln K_{sr}, \quad (I6)$$

利用式 (I6) 替换式 (I5) 中的 $d \ln Y_{sr}$, 可以得到式 (I7):

$$d \ln p_s + d \ln A_{sr} = \theta d \ln w_r + (1-\theta)(1-\gamma) d \ln q_{sr}, \quad (I7)$$

依据 $C-D$ 生产函数要素间的替代弹性为 1 的性质, 可得:

$$d \ln L_{sr} - d \ln K_{sr} = -d \ln w_r, \quad (I8)$$

$$d \ln K_{sr} = d \ln q_{sr}, \quad (I9)$$

由此, 得到地区 r 行业 s 的劳动力需求为式 (I10):

$$d \ln L_{sr} = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} [d \ln p_s + d \ln A_{sr} - (1-\gamma)(1-\theta) d \ln w_r], \quad (I10)$$

一般而言, 行业 s 的外需扩张会引起行业 s 的价格上涨, 本文参照 Helm (2020) 的研究,

① 模型中纳入特定要素主要是基于以下考虑: 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; Kline 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。

② 结合成本最小化的一阶条件式 (I2) 和式 (I3), 可得到要素收入份额为生产函数中对应要素的指数, 如劳动要素的收入份额 $\frac{L_{sr} \times w_r}{Y_{sr}} = \theta$ 。

采用行业价格变动表示行业外需冲击。基于此,式(I10)表明,地区 r 行业 s 的劳动力需求主要受到行业 s 外需扩张的正向影响、地区 r 行业 s 生产率提升的正向影响和地区 r 劳动力工资上涨的负向影响。

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点,从户籍的地理位置和城乡性质两个维度定义劳动者的特征,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 ,取决于地区 c 部门 n 的劳动者对地区 r 的异质性偏好 ε_{cnr} 、地区 r 的预期工资率 w_r 、地区 r 的宜居度 B_r 和部门 n 的劳动者迁移至地区 r 的迁移摩擦 μ_{nr} 。其中,部门 n 包含农业部门(ag)和非农业部门(ma)^①,劳动者的异质性偏好 ε_{cnr} 服从渐近分布 $G_{cn}(\varepsilon) = e^{-\varepsilon^{-\lambda}}$, λ 反映了劳动者对各地区偏好的离散度,迁移摩擦 μ_{nr} 为部门 n 的劳动者迁移至地区 r 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 的居民在地区 r 的间接效用函数为式(I11)^②:

$$V_{cnr} = \frac{\varepsilon_{cnr} B_r w_r}{\mu_{nr}}, \quad (\text{I11})$$

基于式(I11),在均衡状态时,地区 c 部门 n 的劳动者选择迁移到地区 r 的概率为式(I12):

$$\Pi_{cnr} = \frac{\left(\frac{B_r w_r}{\mu_{nr}}\right)^\lambda}{\sum_{r=1}^N \left(\frac{B_r w_r}{\mu_{nr}}\right)^\lambda}, \quad (\text{I12})$$

设定 \bar{L}_{cn} 表示地区 c 部门 n 的初始劳动力规模,地区 r 均衡状态下面临的劳动力供给数量为式(I13):

$$L_r = \sum_{n \in \{ag, ma\}} \sum_{c=1}^N \Pi_{cnr} \bar{L}_{cn}, \quad (\text{I13})$$

结合式(I12)和(I13),并设定宜居度 B_r 、迁移摩擦 μ_{nr} 以及部门 n 的初始人口数量 L_n 均外生于外需冲击,由此可将地区 r 面临的劳动力供给进一步表示为式(I14):

$$d \ln L_r = \lambda d \ln w_r, \quad (\text{I14})$$

其中, λ 为劳动者对各地区偏好的离散度,由式(I14)可知, 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(I15):

$$\sum_s \rho_{sr} d \ln L_{sr} = d \ln L_r, \quad (\text{I15})$$

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

依据地区一行业层面的劳动力需求式(I10)与劳动力市场出清条件式(I15)结合,可得式(I16):

$$d \ln L_r = \sum_s \rho_{sr} d \ln L_{sr} = \sum_s \rho_{sr} \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \left[d \ln p_s + d \ln A_{sr} - (1-\gamma)(1-\theta) d \ln w_r \right], \quad (\text{I16})$$

① 此处区分农业部门和非农业部门仅为完整刻画地区 r 劳动力的流入。

② 为简便起见,本文对间接效用函数做了两个简化:一是设定劳动力的迁移摩擦仅取决于流入地的户籍管制程度和劳动力的户口性质,未考虑不同来源地的劳动者在迁移摩擦上存在的差异;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。

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($\ln A_{sr} = \lambda \ln L_r$),得到地区层面均衡的就业和工资变动为式(I17)和式(I18):

$$\ln L_r = \frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)} \sum_s \rho_{sr} \ln p_s, \quad (\text{I17})$$

$$\ln w_r = \frac{1/\lambda}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)} \sum_s \rho_{sr} \ln p_s, \quad (\text{I18})$$

依据式(I17)(I18)和地区一行业层面的劳动力需求式(I10),可得地区一行业层面的均衡就业变动为式(I19):

$$\ln L_{sr} = \underbrace{\frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \ln p_s}_{\text{直接外需冲击影响}} + \underbrace{\frac{1}{(1-\theta)(1-\gamma)} \frac{\kappa - [(1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)}{(1-\theta)(1-\gamma) - \kappa + [1-\gamma(1-\theta)](1/\lambda)} \sum_{k \neq s} \rho_{kr} \ln p_k}_{\text{间接外需冲击影响}}. \quad (\text{I19})$$

附录 II 部分指标构建

1. 直接外需冲击、间接外需冲击与地区外需冲击指标构建

首先,以期初(2000年)地区 r 行业 k 就业占全国行业 k 就业的比重($L_{kr,2000}/L_{k,2000}$)为权重,对国家层面行业 k 的外需冲击(ΔS_{kt})加权,得到地区 r 行业 k 的外需冲击(ΔS_{krt})如式(II1)^①:

$$\Delta S_{krt} = \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt}, \quad (\text{II1})$$

依据式(II1),可得地区 r 行业 k 工人人均面临的地区 r 行业 k 的外需冲击,即地区 r 行业 k 的直接外需冲击为式(II2):

$$\Delta DT_{krt} = \frac{1}{L_{kr,2000}} \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt} = \frac{\Delta S_{kt}}{L_{k,2000}}, \quad (\text{II2})$$

其次,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(II3):

$$\Delta S_{srt}^k = \frac{1}{L_{sr,2000}} \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt}, \quad (\text{II3})$$

进而,地区 r 行业 s 面临的间接外需冲击(ΔIDT_{srt})为地区 r 内除行业 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(II4):

$$\Delta IDT_{srt} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr,2000}} \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt}, \quad (\text{II4})$$

最后,地区 r 的外需冲击为地区 r 内所有制造业行业外需冲击的加总,即地区层面的外需冲击可以表示为式(II5):

$$\Delta RDT_{rt} = \sum_k \frac{1}{L_{r,2000}} \frac{L_{kr,2000}}{L_{k,2000}} \Delta S_{kt}, \quad (\text{II5})$$

式(II5)与 Autor et al. (2013)、Acemoglu et al. (2016)等现有经典文献对地区对外贸易程度测度指标的构建思路相似。

2. 地区就业规模的测度

本文采用2000—2005年、2005—2010年和2010—2015年期间地区-行业层面或地区层面就业规模的对数差值衡量相应时期的就业规模变动。其中,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”中企业层面的就业人数分别加总至地区-行业层面或地区层面得到,相关数据主要来自“中国工业企业数据库”。选择“中国工业企业数据库”测度就业规模的原因在于:一是与 Acemoglu et al. (2016)、Helm (2020)的研究相似,本文主要关注制造业部门,“中国工业企业数据库”可以满足这一需要;二是获取地区层面三分位行业的就业数据存在较大难度,虽然2000年全国人口普查微观数据可细分至GB/T2002的三分位行业,但2005年的人口抽样调查仅细分至二分位行业,2010年和2015

^① 需要说明的是,本文理论分析中以地区-行业就业占地区就业的比重为权重即 $\rho_{sr} = L_{sr}/L_r$,而实证检验中主要借鉴 Autor et al. (2013)和 Helm (2020)的做法以地区-行业就业占行业就业的比重为权重(即 L_{kr}/L_k)测度外需冲击。事实上,进行加权的目的是将行业层面的外需冲击转化为地区-行业层面的外需冲击,由此,本文理论和实证分析中权重处理的差异并不会对研究结论产生实质性影响。此外,本文还以地区-行业就业占地区就业的比重为权重构建间接外需冲击指标并进行相关检验,结论依然成立。

年的相关数据仅采用了部门大类的分类方法,难以满足本文的研究需要。

但需要说明的是,采用“中国工业企业数据库”测度就业规模可能存在两个问题:其一,该数据库主要包含了国有企业和规模以上的非国有企业,而从理论上讲,企业规模越小,抵御风险的能力相对也越低,对外部环境的反应也更敏感,也就是说,外需冲击对规模以下的非国有企业的影响可能更大,因此,使用“中国工业企业数据库”的数据可能使本文回归结果存在一定的低估。针对这一问题,本文采用全国人口普查微观数据对就业规模变动再测度并进行稳健性检验,具体测度方法是,以2000年人口普查微观数据中的三分位行业就业规模占制造业部门就业规模的比重为权重,对2005年、2010年和2015年制造业大类的就业规模进行分解,测度地区三分位行业的就业规模。其二,该数据库中关于“规模以上”的界定标准在2011年由原来的500万元变更为2000万元,而本文研究时间段为2000—2015年。为减少因“规模以上”界定标准调整对回归结果准确性的影响,本文在2000—2005年期间和2005—2010年期间选用国有及主营收入500万元以上的企业,在2010—2015年期间选用国有及主营收入2000万元以上的企业进行研究。由于本文采用长差分的形式进行分析,对被解释变量就业规模进行取差分处理,因此,这一设定对回归结果的影响较小。此外,本文基准回归还展示了分时间段长差分的回归结果,同时采用仅包含2000—2005年和2005—2010年的观测值构建累积长差分模型进行了稳健性检验。

3.地区劳动力工资的测度

借鉴Dix-Carneiro and Kovak (2017)、戴觅等(2019)、张明志和岳帅(2022)的研究,在明瑟(Mincer)工资方程的基础上,本文采用式(II6)测度地区劳动力工资:

$$\ln wage_{it} = \psi_0 + \psi_1 Gender_{it} + \psi_2 Education_{it} + \psi_3 Age_{it} + \psi_4 Married_{it} + \psi_5 Ethnicity_{it} + \psi_6 Occupation_{it} + \psi_7 Industry_{it} + \psi_8 City + \varepsilon_{it}, \quad (II6)$$

式(II6)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。相关数据主要来自于“中国城镇家庭住户调查(UHS)”和“中国家庭收入调查数据(CHIP)”。

更准确地说,2000年、2005年和2010年的地区劳动力工资的数据主要来自于“中国城镇家庭住户调查(UHS)”,而2015年的劳动力工资数据来自于2013年“中国家庭收入调查数据(CHIP)”。这主要是由于“中国城镇家庭住户调查(UHS)”仅在2002—2009年期间可精确至地级市层面,2010年之后仅可精确至省份层面,无法对地级市进行识别,而2008年的“中国家庭收入调查数据(CHIP)”仅涵盖13个地级市,难以满足本文研究需要。因此,本文2000年、2005年和2010年的地区劳动力工资的测算主要来自于“中国城镇家庭住户调查(UHS)”,而2015年的劳动力工资数据来自于2013年“中国家庭收入调查数据(CHIP)”。由于2005—2010年期间外需冲击下地区劳动力规模增加的成本效应已与2000—2005年期间存在显著差异,因此这一设定不会在较大程度上影响研究结果的准确性。

此外,还需说明三点:一是,虽然UHS数据中的样本仅涵盖中国18个省份,与本文核心数据匹配后仅剩余141个地级市,但样本覆盖中国东、中、西部的的主要地级市,不会对本文实证结果产生实质性影响。二是,由于UHS数据库仅在2002—2009年期间可以识别至地级市,因此,本文在具体处理时对于2000年的地区工资测算采用UHS中2002年的数据,2010年的地区工资测算采用UHS中2009年的数据。三是,在“中国家庭收入调查数据(CHIP)”与“中国城镇家庭住户调查(UHS)”及本文核心数据匹配后,2010—2015年期间仅剩余86个地级市。

附录 III 部分特征事实

表III1以2000—2005年期间为例展示了外需冲击的地区和行业分布情况。其中,第(1)、(2)列展示了外需扩张幅度较大的五个地区及其劳动力规模增加在全国的位次。结果显示,外需扩张幅度较大的地区大多位于东部沿海,且在外需扩张幅度较大的地区,劳动力规模的增加幅度也较大。这初步证实了外需扩张下地区劳动力规模增加效应形成和发挥作用的前提成立。

第(3)、(4)列展示了直接外需扩张和间接外需扩张较大的5个地区-行业对。可以看出,间接外需扩张较大的地区-行业对所属地区与第(1)列外需扩张较大的地区基本一致,这说明间接外需冲击可能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,不应忽视间接外需冲击的作用。

表III1 外需冲击的地区和行业分布

面板 A: 地区外需扩张与劳动力规模增加		面板 B: 直接外需扩张与间接外需扩张	
外需扩张较大的地区 (1)	地区劳动力规模增加(位次) (2)	直接外需扩张较大的地区-行业对 (3)	间接外需扩张较大的地区-行业对 (4)
上海	1	重庆—摩托车制造	上海—制糖业
广州	3	广州—皮革制造业	广州—烘炉、熔炉、电炉制造业
北京	10	上海—医疗器械制造业	北京—炼钢业
深圳	2	十堰—汽车制造	苏州—橡胶制造业
苏州	20	深圳—自行车制造	深圳—常用有色金属冶炼

附录 IV 基于劳动力规模效应与产业关联效应的间接外需

冲击指标构建

本文基于劳动力规模效应和产业关联效应构建的间接外需冲击指标, 如式 (IV1):

$$IDT_{rs}^{agent} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr}} \left[W_{sk}^{agent} \left(\frac{L_{kr}}{L_k} \Delta S_{kt} \right) \right], \quad (IV1)$$

式 (IV1) 中, 在基于劳动力规模效应构建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, 越有利于劳动力在两个行业间流动, 也越有助于劳动力池效应、技术溢出效应与低劳动力成本效应的发挥。类似地, 在基于产业关联效应构建的间接外需冲击指标中, W_{sk}^{agent} 表示行业 s 和 k 的投入产出关联程度 (W_{sk}^{IO}), 与行业 s 产业关联更加紧密的行业 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 Jordi et al. (2011) 的研究, 具体测度如式 (IV2) — (IV4):

$$Laborsimilarity_{sk} = 1 / \frac{1}{2} \sum_o \left| \frac{L_{os}}{L_s} - \frac{L_{ok}}{L_k} \right|, \quad (IV2)$$

$$w_{sk}^{Labor} = \frac{Laborsimilarity_{sk}}{\sum_k Laborsimilarity_{sk}} \quad \text{if } rank \leq 10, \quad (IV3)$$

$$w_{sk}^{Labor} = 0 \quad \text{if } rank > 10, \quad (IV4)$$

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。行业间职业相似性越强, 劳动力在行业间的流动性也越强。式 (IV3) 和式 (IV4) 构建了行业 s 与行业 k 劳动力相似度的权重, $rank$ 表示将行业 s 的相似行业 k 按照相似程度由高到低排序。其中, 与行业 s 相似度较高的前 10 个行业, w_{sk}^{Labor} 为行业 s 与行业 k 劳动力相似度占行业 s 相似度较高的前 10 个行业相似度总和的比重, 而与行业 s 相似度较高的前 10 个行业外的其他行业, 设定 w_{sk}^{Labor} 为 0。^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 年中国行业间投入产出表, 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, 不会带来较大的内生性问题。

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, 指标构建的结果差异不大。

附录 V 稳健性检验

1. 控制遗漏因素

本部分主要从三个方面减轻由遗漏变量带来的回归偏误：(1) 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，在基准回归的基础上添加进口变动以减轻遗漏进口变动带来的回归偏误。(2) 替换省份-时间固定效应为地区-时间固定效应。基准回归中控制了省份-时间固定效应，此处将此替换为地区-时间固定效应进行稳健性检验。(3) 添加地区-行业固定效应。由于本文时间维度较短，基准回归未控制地区-行业固定效应，此处添加地区-行业固定效应进行稳健性检验。回归结果如表V1第(1)－(3)列所示。

2. 更换核心解释变量

本部分更换核心解释变量的稳健性检验主要包括：(1) 采用外部关税变动衡量外需冲击^①。本文理论分析部分以价格形式表示外需冲击，实证检验部分以规模形式衡量外需冲击，这虽然具有其合理性，但出于稳健性考虑，此处使用价格形式的外部关税变动衡量外需冲击进行再检验。(2) 以样本期间之前和样本期间之中就业结构为权重构建外需冲击。基准回归中以期初2000年就业结构为权重构建间接外需冲击指标，此处分别以样本期间之前的1998年和样本期间之中的2005年的就业结构作为权重构建间接外需冲击指标并进行稳健性检验^②。回归结果如表V1第(4)－(6)列所示。

表 V1 稳健性检验

被解释变量：地区—行业就业	控制进口变动	替换为地区—时间固定效应	控制地区—行业固定效应	使用外部关税表示外需冲击	采用样本期间之前权重	采用样本期间之中权重	以2000—2010为样本期间	采用人口普查数据
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(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}	0.420*** (0.055)	0.545*** (0.053)	0.535*** (0.048)	0.626*** (0.079)	0.555*** (0.067)	0.451*** (0.088)	0.650*** (0.071)	0.545*** (0.140)
观测值	59472	59472	59472	59472	59472	59472	59472	59472
R^2	0.320	0.355	0.347	0.415	0.335	0.301	0.346	0.248
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}	0.168*** (0.032)	0.249*** (0.036)	0.249*** (0.036)	0.247*** (0.035)	0.223*** (0.029)	0.210*** (0.026)	0.427*** (0.060)	0.695*** (0.074)
ΔIDT_{srt}^{IO}	0.121** (0.049)	0.173*** (0.062)	0.178*** (0.063)	0.177*** (0.062)	0.151*** (0.049)	0.138*** (0.042)	0.303*** (0.097)	0.289* (0.147)
观测值	59472	59472	59472	59472	59472	59472	59472	59472
R^2	0.306	0.331	0.323	0.432	0.320	0.319	0.331	0.259

注：回归中均已添加控制变量，控制省份—时间、行业—时间固定效应。

3. 更换样本

本文更换样本的稳健性检验主要包括：(1) 以2000—2010年为样本期间。在基准回归中以2000—2015年为样本期间，此处以2000—2010年为样本期间，并采用2000—2005年和2005—2010年两个时期构建累积长差分模型进行检验。(2) 采用人口普查数据测度地区—行业层面就业规模。基准回归使用工业企业数据测度地区—行业层面就业规模，此处采用

① 外部关税为其他国家对中国进口产品征收的关税。

② 在区分劳动力规模增加效应和行业关联效应的稳健性检验中也分别采用事前和事中的劳动力相似度和产业关联度构建相应间接外需冲击指标进行稳健性检验。

人口普查微观数据测度地区—行业层面就业规模进行稳健性检验。回归结果如表V1 第(7) — (8) 列所示。

综上, 与基准结果相比, 稳健性检验结果未发生明显变化, 说明基准回归结果稳健。

附录VI 区分不同类型劳动力分析的相关补充内容

1. 基于本地农村劳动力与跨地区流入劳动力使用强度的间接外需冲击的指标构建

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(VI1)和式(VI2)^①:

$$\Delta IDT_{asrt} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr,2000}} \left(\frac{L_{akr,2000}}{L_{ak,2000}} \Delta S_{kt} \right), \quad (VI1)$$

$$\Delta IDT_{fsrt} = \sum_{k \neq s} \frac{1}{L_{sr,2000}} \left(\frac{L_{fkr,2000}}{L_{fk,2000}} \Delta S_{kt} \right), \quad (VI2)$$

在式(VI1)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,意味着当面临外需扩张时,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扩张影响就业的正向行业间溢出效应中发挥了重要作用。其逻辑是,期初本地农村劳动力占比更高的行业在面临外需扩张时,更容易吸引农村劳动力进入该行业,因此外需冲击影响就业的行业间溢出效应更可能来源于农村劳动力。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(VI2)的含义与之类似。

2. 制造业中本地农村和跨地区流入劳动力的特征

从制造业部门劳动力规模增加的来源调整看,理论上,中国制造业部门劳动力规模增加的来源有本地农村劳动力、本地城市劳动力和跨地区流入劳动力三种类型。表VI1的结果显示,外需冲击未影响到地区制造业部门本地城市劳动力规模的变动。因此,本部分将主要关注制造业部门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。其中,借鉴Zi(2020)的研究,以农业户籍和非农业户籍作为识别农村劳动力和城市劳动力的标准,借鉴Facchini et al.(2019)的研究,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。

表VI1 外需冲击对制造业部门本地城市劳动力规模的影响

被解释变量:地区制造业 本地城市劳动力规模	累积长差分 (1)	2000—2005年 (2)	2005—2010年 (3)	2010—2015年 (4)
ΔRDT_{it}	0.405 (0.283)	0.023 (0.023)	0.080 (0.059)	-0.031 (0.647)
控制变量	是	是	是	是
省份固定	否	是	是	是
省份—时间固定	是	否	否	否
观测值	765	255	255	255
R^2	0.567	0.643	0.668	0.648

从生产率渠道和劳动力成本渠道的形成机制看,地区劳动力规模增加效应的发挥可能与

^① 式(VI1)、式(VI2)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流入劳动力人均面临的外需冲击水平,面对外需冲击的仍然是全部工人,因此,此处需采用地区-行业层面的工人数取外需冲击的均值。

劳动力自身特征有关。基于此,表VI2展示了制造业部门本地农村劳动力和跨地区流入劳动力的成本特征、技能水平和技能异质性,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更高的技能水平和更大的技能异质性^①。

表VI2 制造业中本地农村和跨地区流入劳动力的成本和技能特征

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	0.455	0.640	0.855	0.914
$\ln wage_{fr}$	跨地区流入劳动力平均工资	0.654	0.771	1.005	1.031
$Skillstr_{ar}$	制造业本地农村劳动力技能结构	0.109	0.112	0.166	0.209
$Skillstr_{fr}$	跨地区流入劳动力技能结构	0.203	0.257	0.348	0.402
$SdSkill_{ar}$	制造业本地农村劳动力的技能异质性	0.699	0.609	0.638	0.865
$SdSkill_{fr}$	跨地区流入劳动力的技能异质性	0.877	0.774	0.834	1.244

3. 区分不同类型劳动力的生产率渠道和劳动力成本渠道检验

区分不同类型劳动力情形下的生产率渠道和劳动力成本渠道的回归结果如表VI3所示。

表VI3 不同类型劳动力的生产率渠道和劳动力成本渠道

被解释变量	累积长差分 (1)	生产率变动			累积长差分 (5)	劳动力成本变动		
		2000-2005年 (2)	2005-2010年 (3)	2010-2015年 (4)		2000-2005年 (6)	2005-2010年 (7)	2010-2015年 (8)
$\Delta IDT_{it} \times$ $Laborsize_{it}$	0.004 (0.003)	-0.018 (0.001)	-0.003 (0.005)	0.018 (0.073)				
$\Delta IDT_{it} \times$ $Laborsize_{fr}$	0.102*** (0.025)	0.007 (0.027)	0.137*** (0.036)	0.164** (0.059)				
$\Delta RDT_{it} \times$ $Laborsize_{it}$					-0.013*** (0.003)	-0.020*** (0.006)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
$\Delta RDT_{it} \times$ $Laborsize_{fr}$					-0.011 (0.047)	-0.006 (0.084)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定	否	是	是	是	否	是	是	是
行业固定	否	是	是	是	否	否	否	否
时间固定	否	否	否	否	否	否	否	否
省份-时间固定	是	否	否	否	是	否	否	否
行业-时间固定	是	否	否	否	否	否	否	否
观测值	59472	19824	19824	19824	368	141	141	86
R^2	0.416	0.058	0.102	0.280	0.495	0.517	0.360	0.562

① 劳动者技能水平采用劳动者受教育程度衡量,地区技能结构采用地区高中及以上受教育人数占总人数的比重衡量,地区技能异质性采用地区劳动者受教育程度的标准差衡量。

附录 VII 量化分析部分的相关回归结果

集聚经济弹性量化分析所需的相关回归如表 VIII 所示。

表 VIII 集聚经济弹性量化分析的相关回归

被解释变量	纳入不可贸易部门的回归		劳动力供给弹性测度
	地区—行业就业 (1)	地区劳动力规模 (2)	地区劳动力工资 (3)
ΔIDT_{srt}	0.049*** (0.005)		
ΔRDT_{rt}		0.129*** (0.024)	
$\Delta \ln \text{Employ}_{rt}$			0.220* (0.104)
样本量	59637	765	368
R^2	0.310	0.800	0.357

注：出于量化集聚经济弹性的需要，未进行标准化处理。同时，在采用地区劳动力规模对地区工资回归时，添加地区外需冲击、房价与产业结构以控制需求层面因素的影响。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., D. Autor, and D. Dorn, “Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s”, *Journal of Labor Economics*, 2016, 34 (S1), S141-S198.
- [2] Autor, D., D. Dorn, and G.H. Hanson, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2121-2168.
- [3] 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。
- [4] Dix-Carneiro, R., and B. K. Kovak, “Trade Liberalization and Regional Dynamic”, *American Economic Review*, 2017, 107 (10), 2908-2946.
- [5] Facchini, G., M. Y. Liu, and A. M. Mayda, “China’s ‘Great Migration’: The Impact of the Reduction in Trade Policy Uncertainty”, *Journal of International Economics*, 2019, (10), 126-144.
- [6] Helm, I., “National Industry Trade Shocks, Local Labor Markets and Agglomeration Spillovers”, *Review of Economic Studies*, 2020, 87, 1399-1431.
- [7] Hsieh, C. T., and E. Moretti, “Housing constraints and spatial misallocation”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11 (2), 1-39.
- [8] Jordi, J. M., M. L. Raquel, and V. M. Elisabet, “The Mechanisms of Agglomeration: Evidence from the Effect of Inter-Industry Relations on the Location of New Firms”, *Journal of Urban Economics*, 2011, 70 (2-3), 61-74.
- [9] Kline, P., and E. Moretti, “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.
- [10] Kovak, B. K., “Regional Effects of Trade Reform: What is the Correct Measure of Liberalization”, *American Economic Review*, 2013, 103 (5), 1960-1976.
- [11] Tombe, T., and X. Zhu, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 2019, 109, 1843-1872.
- [12] 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。
- [13] Zi, Y., “Trade Liberalization and the Great Labor Reallocation”, *CEPR Discussion Papers*, 2020, No.14490.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。