

双循环视角下贸易开放与区域劳动力市场重构

尹靖华¹, 徐 升²

(1. 广东金融学院 保险学院, 广东 广州 510521; 2. 南方医科大学 卫生管理学院, 广东 广州 510515)

摘要:为了解双循环视角下贸易开放与区域劳动力市场重构的关系,文章基于开放的多区域空间一般均衡模型,以中国加入 WTO 作为贸易开放冲击准自然实验,采用三重差分法考察了贸易开放带来的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资调整和就业调整的异质性。研究发现:贸易开放带来的国际需求冲击显著促进了城市工资增长和就业增长;在面临国际需求冲击时,大城市由于较小的劳动力供给弹性表现为更多的工资调整,而小城市则因为较大的劳动力供给弹性表现为更大的就业调整。在国际需求萎缩的大环境下,小城市比大城市需更加重视融入国内大市场以降低劳动力失业风险。

关键词:双循环;贸易开放;区域劳动力市场;城市规模;国际需求冲击;三重差分法

[中图分类号]F740;F126 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2023)02-0101-15

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2023.02.011

Trade Opening and Regional Labor Market Reconstruction from the Perspective of Dual Circulation

Yin Jinghua¹, Xu Sheng²

(1. School of Insurance, Guangdong University of Finance, Guangzhou, Guangdong 510521, China;
2. School of Health Management, Southern Medical University, Guangzhou, Guangdong 510515, China)

Abstract: In order to understand the relationship between trade opening and regional labor market reconstruction from the perspective of dual circulation, and based on the open multi-regional spatial general equilibrium model, this paper takes China's accession into WTO as a quasi-natural experiment of trade opening shocks, and uses the difference-in-difference-in-difference estimation to investigate the heterogeneity of international demand shocks resulting from trade opening on wage and employment adjustment in labor markets of different size's cities. The results show that the above mentioned shocks has significantly promoted urban wage and employment growth, and that facing the shocks, large cities, due to their comparatively less labor supply elasticity, tend to have larger wage and smaller employment responses than small cities do. In the context of shrinking international demand, small cities need to pay more attention to integration into domestic market than big cities do, to reduce the risks of labor unemployment.

Key words: dual circulation; trade opening; regional labour market; city size; international demand shocks; difference-in-difference-in-difference estimation

收稿日期:2022-01-21
基金项目:国家社会科学基金青年项目(21CTJ015)
作者简介:尹靖华(1988—),女,讲师,博士,主要从事城市经济学、劳动经济学研究。
通信作者:徐 升(1990—),男,讲师,博士,主要从事劳动经济学研究。

一、引言

进一步提高就业质量和人民收入水平,促进不同区域、不同规模城市协调发展,是经济高质量发展 and 实现全体人民共同富裕的重要环节。在全球化浪潮下,城市与国际市场的关系变得更加密切,外部的需求环境成为影响国内区域劳动力市场发展的关键因素^[1]。在当前贸易保护主义抬头、世界经济持续低迷的国际环境下,壮大国内市场对实现高质量发展显得尤为重要^[2-3]。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出,要强化就业优先政策,构建国内市场为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。2021 年 8 月,国务院印发的《“十四五”就业促进规划》强调,要提高区域就业承载力,推动区域就业协调发展。如何持续扩大就业容量、提高人民收入水平,并协调不同规模城市实现高质量发展,是新发展格局下构建国内统一大市场、促进区域协调发展的基本要求。现有研究表明,尽管贸易开放在整体层面上改进了社会福利,但也会因城市规模的差异而产生分配效应^[4]。那么,贸易开放带来的需求效应如何影响不同规模城市的劳动力市场? 已有文献并未得到一致性结论。一方面,基于新经济地理理论的研究表明,贸易开放带来的城市拥挤效应和市场竞争效应占据主导力量,使得分散力大于集聚力,从而促使不同规模城市收入差距的收敛。另一方面,关于国际贸易的实证研究发现,贸易自由化导致区域收入差距的扩大^[5-6]。据此,深入剖析双循环新发展格局下中国不同规模城市劳动力市场工资和就业的变化特征,了解双循环视角下贸易开放与区域劳动力市场重构的关系,不仅为更好应对国际需求萎缩提供重要参考,也为构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇化格局提供现实借鉴。

国际贸易与劳动力市场的关系,一直是学界研究的重要课题,而区域劳动力市场是其中

一个越来越引人关注的研究领域^[1]。传统贸易理论基于要素完全自由流动、规模报酬不变和完全竞争假设,把一个国家看作是空间中的一个点,侧重考察行业间或不同类型劳动力间的收入差距,认为国际贸易引起的收入差距会通过要素流动而达到地区均衡,却忽视了国际贸易对一国内部不同地区之间收入差距的影响^[7]。近年来,学者从进口竞争^[8]、贸易自由化^{[1][9-11]}、贸易政策不确定^[12]、出口机会^[13-14]和外部需求^[15-16]等角度探讨了国际贸易对区域劳动力市场的作用。这些研究都强调,不同地区产业结构的差异带来了国际贸易收益在地理上的异质性分布,受国际贸易冲击较大的行业集中地区,其劳动力市场面临的损益更大^{[12][17]}。Dix-Carneiro 等通过研究后发现,进口贸易自由化带来的行业关税削减,会降低区域产品市场价格水平,价格水平下降越多的地区,其劳动力需求下降越多,从而带来平均工资水平或者就业规模更多的下降^[18]。戴觅等的研究显示,进口贸易自由化带来进口竞争效应,导致受关税冲击较大城市的工资增长相对较慢^[1]。赵春明等的研究发现,全球总体贸易需求下降,降低了区域劳动力市场的劳动参与率,且在不同部门产生异质性影响^[19]。已有文献虽然研究了外部关税对中国区域劳动力就业的影响^[20],但却将各个区域当作独立单位,忽视了一国内部区域劳动力市场间的互动^[16],也没有根据城市规模来区分区域劳动力市场的异质性。在双循环新发展格局下,一国在面临开放冲击时,国家内部的调整可通过劳动力区间流动来实现,只是劳动力在区间的流动并非平滑,因而会带来不同规模城市劳动力供给弹性的差异^[16]。这种差异将从劳动供给与贸易需求冲击上产生互动,引起不同规模城市的劳动力市场对贸易开放产生异质性反应,导致不同规模城市劳动力市场收入和就业的不平衡发展^[21-22]。综上所述可知,现有国际贸易与区域劳动力市场的相关文献,鲜有研究贸易开放带来的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资和就业的影响。

本文借鉴 Redding 的量化多区域空间一般均衡模型^[23],尝试打破不同城市间劳动力供给完全弹性或完全非弹性的假设,考察贸易开放如何通过劳动力供给弹性影响我国不同规模城市劳动力市场的工资和就业。在此基础上,以中国 2001 年加入 WTO 作为贸易开放冲击准自然实验,通过不同规模城市加入 WTO 面临的国际市场潜力变动的显著差异构造处理组与控制组,并采用三重差分法(DDD)考察了贸易开放带来的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资调整和就业调整的异质性。

与以往文献相比,本文可能的边际贡献包括:其一,丰富了贸易开放与区域劳动力市场的研究成果。从城市规模角度深入分析国际需求冲击对区域劳动力市场工资和就业的异质性影响,拓展了贸易开放与区域劳动力市场的研究范畴。其二,厘清了双循环视角下贸易开放与区域劳动力市场重构的关系。本文理论框架是在 Redding 量化多区域空间一般均衡模型^[23]基础上进行了拓展,进而解释贸易开放通过劳动力供给弹性差异使我国不同规模城市劳动力市场存在不同的工资调整和就业调整,从而厘清贸易开放影响不同规模城市劳动力市场时为何表现出不同的工资调整和就业调整。其三,运用多种方法验证研究结论的稳健性。在识别策略上,将中国加入 WTO 视作贸易开放冲击准自然实验,采用三重差分法(DDD)考察了贸易开放带来的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资调整和就业调整的异质性,并借助熵平衡法(EB)和广义精确匹配法(CEM)等处理了可能的样本选择偏误,从而确保本文研究结论的稳健性。

二、理论分析

本文构建了开放的多区域空间一般均衡模型,是对 Redding 量化多区域空间一般均衡模型^[23]的拓展。Redding 量化多区域空间一般均衡模型主要考察了国际贸易、地区间国内贸易和区间要素流动如何影响劳动力工资、就业和

贸易福利在空间上的分布。而开放的多区域空间一般均衡模型是在 Redding 量化多区域空间一般均衡模型基础上加入城市规模,并假设劳动力可在区域间自由流动且对每个城市具有特质性偏好,从而推导出不同规模城市的劳动力供给弹性差异,进而探究贸易开放带来的国际需求冲击如何影响不同规模城市劳动力市场的工资调整和就业调整。在开放的多区域空间一般均衡模型中,一个国家在面临国际需求冲击时,国内调整通过劳动力迁移来实现。工人为寻求更高实际工资而迁移,固定住房则是分散力量,同时受劳动力特质性偏好影响,使得不同规模城市存在劳动力供给弹性差异,故在面临国际需求冲击时可能表现出不同的工资调整和就业调整。

假设存在一个开放的经济体,这个经济体包含国内一个城市集合 N 和一个国际市场, o 和 n 为代表性城市,且满足 $o, n \in (0, 1) \subset N$,国内城市与城市之间以及国内城市与国际市场之间均存在贸易,劳动力可以在国内城市间流动但不能在国际间流动。假设在城市 o 工作和生活的劳动力效用函数如下:

$$u_o = b_o [\mu \ln C_o + (1 - \mu) \ln H_o] \quad (1)$$

其中, b_o 为劳动力对城市 o 的特质性偏好,且服从独立 Gumbel 分布,根据 Redding^[23],特质性偏好捕捉了所有形式的城市迁入壁垒。 H_o 为城市 o 拥有的房屋面积。 $C_o = \left[\int_0^1 c_o(j)^\rho dj \right]^{\frac{1}{\rho}}$ 为可贸易商品的消费,且劳动力对差异化产品满足不变弹性 CES 偏好, $c_o(j)$ 表示 j 种类产品的消费数量, ρ 决定了不同种类产品之间的替代弹性,参数 $\sigma = 1/(1 - \rho)$,故价格指数可表示为 $P_o = \left[\int_0^1 p_o(j)^{1-\sigma} dj \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。

假定劳动力和土地是生产所需的两种要素,不同种类产品在 Dixit 等垄断竞争条件下进行生产^[24],城市 o 生产 x 单位 j 种类产品所需劳动力和土地的生产函数为:

$$l_o^{\alpha} k_o^{1-\alpha} = F + \frac{x_o(j)}{A_o} \quad (2)$$

其中, A_o 为城市 o 的平均生产率, F 为固定生产成本, k_o 为城市 o 纳入生产的土地, l_o 为城市 o 纳入生产的劳动力。由厂商利润最大化和零利润条件可得: $x_o(j) = (\sigma - 1)FA_o$ 。

假设土地可以用来建造房屋(H),也可以用作生产要素(K)的一部分,且两者之间的替代弹性为 $\tau(\tau > 1)$,具体关系式如下:

$$H_o^{1-\frac{1}{\tau}} + K_o^{1-\frac{1}{\tau}} = \bar{R}_o^{1-\frac{1}{\tau}} \quad (3)$$

其中, \bar{R}_o 为城市 o 外生的土地储备量。

假设城市 o 劳动力名义收入等于工资收入与土地收入之和,则有:

$$v_o L_o = w_o L_o + r_o H_o + s_o K_o \quad (4)$$

其中, L 为劳动力名义收入, w, r, s 分别是单位劳动力、单位房屋面积和纳入生产单位土地的价格。

在(3)式条件下最大化 $r_o H_o + s_o K_o$ 就可以得到:

$$\begin{cases} K_o = \bar{R}_o \left[\frac{(1-\alpha)\mu}{1-\alpha\mu} \right]^{\frac{\tau}{\tau-1}} \\ H_o = \bar{R}_o \left[\frac{1-\mu}{1-\alpha\mu} \right]^{\frac{\tau}{\tau-1}} \end{cases} \quad (5)$$

然后,结合劳动力效用函数和生产函数可以得到:

$$v_o L_o = \frac{w_o L_o}{\alpha\mu}; \frac{w_o L_o}{\alpha} = \frac{s_o K_o}{1-\alpha} \quad (6)$$

假设每个城市生产一种异质产品,与其他城市开展贸易,且产品从城市 o 运输到城市 n 的成本符合冰山成本假设,由 Redding 等^[25]可知城市 o 的生产商生产一个单位产品需符合以下条件:

$$w_o^{\alpha} s_o^{1-\alpha} = \kappa_1 A_o^{1-\frac{1}{\sigma}} FMA_o^{1-\frac{1}{\sigma}} \quad (7)$$

其中, κ_1 为大于 0 的常数; FMA_o 为城市 o 的生产者市场邻近。

FMA_o 具体计算公式为:

$$FMA_o = \int_{n \in N+1} \tau_{on}^{1-\sigma} P_n^{\sigma-1} v_n L_n dn \quad (8)$$

其中, P_n 为目的地 n 的价格指数。

借鉴 Redding 等的研究思路^[25],目的地价格指数(P)与消费者市场邻近(CMA)之间存在以下关系:

$$P_o^{1-\sigma} = \left[\int_{n \in N+1} M_n \pi_{no}^{1-\sigma} p_n^{\sigma-1} dn \right] = CMA_o \quad (9)$$

由(9)式可知,城市 o 的消费者市场邻近越大,则当地可贸易品价格指数越低。

结合(3)式、(6)式、(8)式、(9)式建立劳动力间接效用函数:

$$\begin{aligned} V_o &= \ln v_o - \mu P_o - (1-\mu)r_o = \\ &= \frac{\sigma-1}{\sigma} \mu \ln A_o + \frac{\mu}{\sigma} \ln FMA_o + \\ &= \frac{\mu}{\sigma-1} \ln CMA_o - (1-\alpha\mu) \ln \frac{L_o}{\bar{R}_o} \end{aligned} \quad (10)$$

由(10)式可知,一个地区劳动力间接效用与该地区外生生产率和市场潜力正相关,与该地区人口规模负相关。这主要是,外生生产率更高的城市能够提供更高水平的工资,而高市场潜力地区不仅具有较高的名义工资水平,也能提供较低价格指数的多样化贸易商品,高名义工资和低商品价格指数都将促进劳动力效用的提高;而人口规模的上升则会带来房屋价格上涨等拥堵效应,由此降低劳动力在该地区的效用。因此,大城市劳动力的边际迁入意愿也较低。

结合(5)式、(6)式、(7)式、(9)式、(10)式可知,城市 o 的工资(w)表达式:

$$\begin{aligned} w_o &= \kappa_2 + \frac{1-\alpha}{1-\alpha\mu} \ln V_o + \frac{(\sigma-1)(1-\mu)}{\sigma(1-\alpha\mu)} \ln A_o + \\ &= \frac{1-\mu}{\sigma(1-\alpha\mu)} \ln FMA_o - \frac{(1-\alpha)\mu}{(\sigma-1)(1-\alpha\mu)} \ln CMA_o \end{aligned} \quad (11)$$

(11)式显示,生产者市场邻近和消费者市场邻近对工资的作用是相反的。生产者市场邻近较大意味着厂商倾向于接近规模更大且竞争力较小的市场,厂商基于扩大生产的考虑增加了劳动力需求,促进了工资提升。而消费者市场邻近意味着更低的产品价格指数,厂商竞争程度更加激烈,对劳动力需求较小,对工资具有负向影响。Redding 在局部均衡框架下证明了

两者对工资的相反作用^[25],现有实证研究大多也表明总的市场潜力对工资存在显著正向作用,故可以推测,通常情况下生产者邻近对劳动力需求的影响占主导地位。

假设区间劳动力市场均衡,则城市 o 需要的劳动力数量等于期望迁入的劳动者数量:

$$\forall o \in [0, 1]: L_o = \Pr(o) \bar{L} = \frac{\int_0^1 U(i) di}{\int_0^1 V(i) di} \bar{L} = \frac{\ln V(o)}{\ln \bar{V}(o)} \bar{L} \quad (12)$$

其中, \bar{L} 为全国总就业人口数, $\ln \bar{V}(o) = \int_0^1 V(i) di$ 为劳动者全国范围内的平均期望效用, i 为全国范围内的任意城市, $i \in (0, 1)$, 劳动力市场均衡时包含了特质性偏好的期望效用在所有地区相等。

(12)式从供给视角表达了劳动力真实收入和人口规模的关系,真实收入水平越高,对劳动力吸引力就越大。由(12)式还可以发现,劳动力供给弹性与城市规模的关系:

$$\eta_o \equiv \frac{\partial \ln L(o)}{\partial \ln V(o)} = \frac{1}{\ln L(o)} \frac{\bar{L}}{\ln \bar{V}(o)} \quad (13)$$

(13)式表明,劳动力供给弹性随着人口规模的增大而减小。这可能是,随着城市规模的增大,城市房价也越来越高且拥堵效应增加,劳动力的边际迁入意愿降低。借鉴 Allen 等的研究思路^[26],假设贸易成本具有准对称结构,则劳动力市场存在且仅存在唯一解。

假设 $\hat{x} = \ln(\hat{x}_t / \hat{x}_0)$ 表示变量 x 从 0 时期到 t 时期国际需求冲击对数的变化, $\Delta \hat{x} = \hat{x}(b) - \hat{x}(c)$ 表示沿海城市 b 国际需求冲击与内陆城市 c 国际需求冲击之差,并且沿海城市 b 相对内陆城市 c 面临更大的国际需求冲击,对(10)式、(11)式、(12)式进行全微分后可得:

$$\Delta \hat{L} = \frac{\mu}{\eta_0^{-1} + (1 - \alpha\mu)} \Delta \hat{m}a \quad (14)$$

$$\Delta \hat{w} = \left[1 - \frac{(1 - \alpha)\mu}{\eta_0^{-1} + (1 - \alpha\mu)} \right] \frac{\Delta FMA}{\sigma} -$$

$$\frac{(1 - \alpha)\mu}{\eta_0^{-1} + (1 - \alpha\mu)} \frac{\Delta CMA}{\sigma - 1} \quad (15)$$

其中, $\Delta \hat{m}a = \sigma^{-1} \Delta FMA + (\sigma - 1)^{-1} \Delta CMA$ 。

根据(14)式可知,相对于内陆城市,如果国际需求冲击对沿海城市有更大国际市场潜力的增加 ($\Delta \hat{m}a > 0$),那么国际需求冲击将使沿海城市比内陆城市有更多的就业调整 ($\Delta \hat{L} > 0$)。

(15)式表明,生产市场邻近和消费者市场邻近对工资的调整作用是相反的,但通常情况下生产者邻近对劳动力需求的影响占主导地位,如果贸易开放带来沿海城市更多国际市场潜力增加,那么国际需求冲击将使沿海城市比内陆城市有更大的工资调整。

结合(14)式和(15)式还可以发现,就业调整和工资调整还受到城市劳动力供给弹性的影响。假设 L_0 为 t 时期之前的城市初始规模,通过对(14)式和(15)式求导可以得到:

$$\frac{\partial \Delta \hat{L}}{\partial \Delta \hat{m}a \partial L_0} < 0, \frac{\partial \Delta \hat{w}}{\partial \Delta FMA \partial L_0} > 0, \quad \frac{\partial \Delta \hat{w}}{\partial \Delta CMA \partial L_0} > 0 \quad (16)$$

因此,在国际需求受到冲击后,由于城市劳动力供给弹性随着城市规模增加而降低,国际市场潜力增加引起的就业增长将随着城市初始规模的增加而减少,国际市场潜力增加引起的城市工资增长将随着城市初始规模的增加而增加。这意味随着城市规模的增加,劳动力边际迁入意愿降低,劳动力需要一定的工资补偿才会迁入。

通过(14)式和(15)式以及国际市场潜力与生产者邻近和消费者邻近的关系式,还可以推导出劳动总收入调整:

$$\Delta \hat{w} \hat{L} = \Delta \hat{w} + \Delta \hat{L} = \frac{\Delta FMA}{\sigma} - \frac{\alpha\mu}{\eta_0^{-1} + (1 - \alpha\mu)} \Delta \hat{m}a \quad (17)$$

通过对(17)式求导可以得到:

$$\frac{\partial \Delta \hat{w} \hat{L}}{\partial \Delta \hat{m} a \partial L_o} < 0 \quad (18)$$

由(18)式可知,随着城市初始规模的增加,国际市场潜力对劳动总收入的影响会降低。也就是说,劳动总收入的调整会随着城市初始规模的增加而降低。

综上,本文理论分析可以得到以下结论:

第一,相对内陆城市,贸易开放带来的国际需求冲击致使沿海城市有更大的国际市场潜力增加,沿海城市可以获得更多的就业调整和更高的工资调整。

第二,贸易开放带来的国际需求冲击致使不同规模城市劳动力市场的就业调整与收入调整存在明显的异质性。在劳动力市场上,大城市表现为更大的工资调整,小城市则表现为更多的就业调整,劳动总收入的调整会随着城市初始规模的增加而降低。

三、模型设定、变量与数据

(一)识别策略与计量模型

由前文理论分析可知,贸易开放带来的国际需求冲击致使不同规模城市劳动力市场的就业调整与收入调整存在明显的异质性。受到国际需求冲击后,劳动力供给弹性随着城市规模增加而降低,故在劳动力市场上,大城市比小城市表现出更高的工资调整,而小城市比大城市表现出更多的就业调整。为有效识别因果效应,本文利用中国加入 WTO 作为贸易开放冲击准自然实验,运用三重差分法(DDD)考察国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场的影响。尽管中国加入 WTO 是全国范围内实施的政策,但不同规模城市的国际市场潜力受该政策影响具有较大的差异。本文以中国加入 WTO 后,不同规模城市国际市场潜力变动的显著差异来构造处理组与控制组,以期厘清加入 WTO 的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资和就业的影响。据此,建立如下 DDD 基准计量模型:

$$\Delta \omega_{ot} \Delta E_{ot} = \alpha_1 (WTO_t \times border_o \times size_o) +$$

$$\alpha_2 (WTO_t \times border_o) + \alpha_3 (border_o \times size_o) + d_o + d_t + \varepsilon_{ot}^{wE} \quad (19)$$

$$\Delta \omega_{ot} = \alpha_1 (WTO_t \times border_o \times size_o) + \alpha_2 (WTO_t \times border_o) + \alpha_3 (border_o \times size_o) + d_o + d_t + \varepsilon_{ot}^w \quad (20)$$

$$\Delta E_{ot} = \alpha_1 (WTO_t \times border_o \times size_o) + \alpha_2 (WTO_t \times border_o) + \alpha_3 (border_o \times size_o) + d_o + d_t + \varepsilon_{ot}^E \quad (21)$$

其中, o 代表城市, t 表示年份。被解释变量 $\Delta \omega_{ot}$ 为城市 o 第 t 年平均工资的年增长率, ΔE_{ot} 为城市 o 第 t 年就业人数的年增长率, $\Delta \omega_{ot} \Delta E_{ot}$ 为城市 o 第 t 年总收入的年增长率。 WTO 为我国是否加入世贸组织的虚拟变量,2001 年以前为 0,2001 年及以后为 1。 $border$ 为虚拟变量, $border$ 等于 1 表示受到国际需求冲击较大的城市(即处理组),其他为控制组。 $size$ 为虚拟变量,如果 1994 年城市规模在 100 万以上的城市为大城市,大城市取值为 1,否则为 0。本文关注的是 WTO 和 $border$ 两个变量的交互项以及 WTO 、 $border$ 和 $size$ 三个变量的交互项, α_2 为加入 WTO 后劳动力市场的平均调整效应, α_1 为加入 WTO 后不同规模城市劳动力市场调整效应的异质性。

由于缺乏 2000 年以前的海关数据,本文以加入 WTO 前后各城市国际市场潜力增加值作为加入 WTO 国际需求冲击的衡量指标,通过计算 2002—2005 年各城市国际市场潜力(FMA)均值与 2000—2001 年各城市国际市场潜力(FMA)均值的差值得到国际市场潜力增加值,选取国际市场潜力增加值在所有城市增加值均值以上的城市作为处理组($border=1$),其他为控制组($border=0$)。同时,还选取了国际市场潜力增加值在所有城市增加值 75 分位以上的城市作为处理组($border=1$)。

加入 WTO 前,控制组和处理组在经济发展水平和人力资本等方面可能存在差异,可能因样本选择问题导致估计结果偏误。故本文利用熵平衡法(EB)和广义精确匹配法(CEM)选择合适

的控制组,使得控制组的变量分配和处理组的变量分配一样或者接近,以减少估计结果偏误。

(二)主要变量及数据来源说明

1. 被解释变量

被解释变量为城市国际需求冲击。城市国际需求冲击用城市层面的国际市场潜力(FMA_i)的增加值来测量。现有关于城市层面国际市场潜力的度量方法,最具代表性的成果有两类:一类是参考 Harris 思路^[27],建立名义市场潜力函数,再利用考虑空间距离权重的所有其他贸易伙伴 GDP 加总来衡量城市层面的市场潜力^[28-29];第二类是参考 Hering 等思路^[30],基于省级投入产出表和各省与伙伴的贸易数据,利用贸易引力模型估计距离弹性系数,并计算得到省级层面的市场潜力,再利用权重拆分至城市层面^[31]。在缺乏价格指数和区间贸易流的情况下,这两类方法各有优点,均可以近似表示真实国际市场潜力。本文借鉴 Redding 等的研究思路^[25],综合考虑双边贸易、地理距离、贸易关系等多重因素对城市国际市场潜力的影响,利用贸易引力模型,将我国城市与世界各国或地区的贸易流分解成供给潜力(S)、需求潜力(M)以及贸易成本函数(ϕ),并使用进出口国(或地区)的固定效应测算真实国际市场潜力。根据贸易引力模型,城市 i 中 s 行业出口至城市 f 的贸易额(EX_{ifs})表示为:

$$EX_{ifs} = S_{is} \phi_{if} M_{fs} = \frac{Y_{is}}{\prod_{is}} \phi_{if} \frac{E_{fs}}{P_{fs}} \quad (22)$$

其中, EX_{ifs} 表示城市 i 中 s 行业出口至城市 f 的贸易额, s 为 hs96 两分位产品代码, ϕ_{if} 为城市 i 和城市 f 之间的贸易成本函数, $S_{is} = Y_{is} / \prod_{is}$ 和 $M_{fs} = E_{fs} / P_{fs}$ 分别为 s 行业出口地的市场供给潜力和 s 行业目的地的市场需求潜力, \prod_{is} 和 P_{fs} 分别表示城市 i 和城市 f 之间 s 产业外向和内向的多边阻力, $Y_{is} = \sum_f EX_{ifs}$ 为城市 i 中 s 行业的总产出, $E_{fs} = \sum_i EX_{ifs}$ 为城市 f 中 s 产业的总支出。

基于以上假设,城市 i 市场潜力 MA_i 可表示为 $MA_i = \sum_f \sum_s \phi_{ifs} M_{fs}$ 。 MA_i 衡量了城市 i 对国内需求市场和国际需求市场的可接近程度,通过剔除国内需求市场后得到国际市场潜力(FMA_i)。 FMA_i 捕捉了国际市场对城市 i 的外部需求,这个外部需求是由世界上其他国家的经济发展水平和技术条件等决定,对城市 i 来说是外生的。

对(25)式取对数,同时借鉴 Hering 等的研究思路^[32],假设双边贸易成本是双边的地理距离(d_{if})、是否具有共同国界(B_{if})、是否签订自由贸易协定(RTA_{if})以及是否均为 WTO 成员国(WTO_{if})^③的函数,从而得到以下计量模型:

$$\ln EX_{ifs} = \delta \ln d_{if} + \lambda_1 B_{if} + \lambda_2 RTA_{if} + \lambda_3 WTO_{if} + FX_{is} + FM_{fs} + v_{ifs} \quad (23)$$

其中, d_{if} 代表城市 i 和城市 f 之间地理距离,^①地理距离为城市与最近港口的距离加上该港口^②与国外贸易伙伴首都的距离; B_{if} 代表是否具有共同国界,如果两国相邻则设为 1,否则为 0; RTA_{if} 代表是否签订自由贸易协定,如果两国签署 FTA 或 RTA 协议设为 1,否则为 0; WTO_{if} 代表是否为 WTO 成员国,如果两国均为 WTO 成员国则设为 1,否则为 0; v_{ifs} 为随机误差项, FX_{is} 和 FM_{fs} 分别代表出口地 i 中 s 产业和进口地 f 中 s 产业的固定效应,表示控制了 s 产业出口地 i 的供给能力(S)和 s 产业进口地 f 的需求能力(M)。

通过匹配 2000—2005 年中国海关数据库和 CEPII 数据库后得到中国各个城市与世界 200 多个国家和地区以及这些国家和地区之间的双边贸易流,对(23)式进行固定效应回归后得到影响贸易成本各因素的系数估计值和进口地的固定效应估计值,通过剔除我国各个城市的进口地固定效应并加总 S 个产业和 F 个进口国,从而得到城市 i 的国际市场潜力(FMA_i):

$$FMA_i = \sum_s \sum_f \hat{\phi}_{ijs} \hat{M}_{js} = \sum_s \sum_f \exp(\delta \ln d_{if} + \hat{\lambda}_1 B_{if} + \hat{\lambda}_2 RTA_{if} + \hat{\lambda}_3 WTO_{if}) \hat{F}M_{fs} \quad (24)$$

首先,通过对(24)式分年份进行回归,分别得到 2000—2005 年和 2000—2001 年各城市分年份的国际市场潜力(*FMA*),再计算 WTO 前后城市国际市场潜力(*FMA*)增加值得到加入 WTO 的国际需求冲击;其次,计算 2002—2005 年各城市国际市场潜力(*FMA*)均值与 2000—2001 年各城市国际市场潜力(*FMA*)均值的差值得到国际市场潜力增加值,并分别将国际市场潜力增加值在均值以上和 75 分位之上的城市作为处理组,*FMA* 增加值在均值以上有 64 个城市,*FMA* 增加值在 75 分位以上有 56 个城市。

2. 解释变量与其他控制变量

本文解释变量包括城市就业人数的年增长率(ΔE),平均工资的年增长率(Δw)以及总收入的年增长率($\Delta W\Delta E$)。

基于现代经济理论,劳动力市场同时受到供给和需求两方面影响。通过整理现有文献,本文选择以下城市控制变量:经济发展水平(*Lngdp*),用地区人均生产总值的对数表示;人力资本水平(*hr*),使用地区高等教育在校学生人数占年末总人口的比重作为人力资本水平的

代理变量;外商直接投资(*fdi*),采用地区外商直接投资额占 GDP 的比重衡量,外商直接投资额根据当年汇率将其换算为人民币;产业结构(*indust*),使用地区第二产业增加值与第三产业增加值的比值衡量;城市卫生医疗公共服务供给(*health*),用地区每万人病床数衡量。

城市层面的就业和工资原始数据来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》。城市国际市场潜力原始数据来自中国海关数据库和 CEPII 数据库。本文选取 1994—2011 年地级及以上城市的面板数据进行实证分析,由于拉萨市的数据在 2010 年之前是缺失的,而巢湖在 2010 年并入合肥市,为保持数据的完整性和一致性,舍弃部分调整较大的城市数据,同时与基于中国海关数据库数据计算的城市国际市场潜力进行匹配,最终样本包含了 236 个地级及以上城市。所有与价格相关的变量均用 2000 年为基期的居民消费价格指数平减为实际值。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量 处理组	1994—2001				2002—2011			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
ΔE	-0.118	0.393	-1.775	1.714	0.032	0.179	-1.631	1.095
Δw	0.110	0.068	-0.188	0.447	0.120	0.143	-1.685	1.680
<i>FMA</i>	0.010	0.003	0.001	0.014	0.011	0.006	0.001	0.027
<i>Lngdp</i>	14.140	1.076	11.682	17.529	15.355	1.260	12.333	19.061
<i>hr</i>	9.685	0.672	7.118	11.494	9.429	1.144	6.711	12.006
<i>fdi</i>	0.133	0.496	0	10.186	0.058	0.069	0	1.346
<i>indust</i>	1.536	1.294	0.340	11.405	1.387	0.816	0.327	10.311
<i>health</i>	16.157	16.083	1.032	91.364	21.276	18.932	1.700	123.452
控制组	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
ΔE	-0.127	0.360	-1.728	1.581	0.006	0.141	-1.739	1.813
Δw	0.108	0.1316	-1.621	1.465	0.137	0.128	-1.598	1.726
<i>FMA</i>	0.013	0.002	0.001	0.014	0.014	0.007	0.002	0.028
<i>Lngdp</i>	13.448	1.005	10.884	16.965	14.511	1.095	11.828	18.892
<i>hr</i>	9.687	0.680	7.280	11.784	9.589	1.153	6.781	13.247
<i>fdi</i>	0.029	0.044	0	0.621	0.024	0.028	0	0.327
<i>indust</i>	1.565	1.0450	0.193	12.644	1.535	1.091	0.198	11.377
<i>health</i>	19.199	15.941	0.281	99.080	18.118	14.735	0	126.527

四、计量结果与分析

(一)贸易开放与区域劳动力市场调整的关系初探

图1表示1994—2011年大城市和小城市就业增长率(ΔE)的差异,图2为1994—2011年大城市和小城市工资增长率(Δw)的差异。从图1、图2结果可以发现,自2001年中国加入WTO后,小城市表现为更多的就业增长,而大城市表现为更高的工资增长,这与前文理论分析的结论一致。为进一步研究中国加入WTO的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场的影响是否具有异质性,本文利用三重差分法(DDD)进行因果关系的识别与检验。

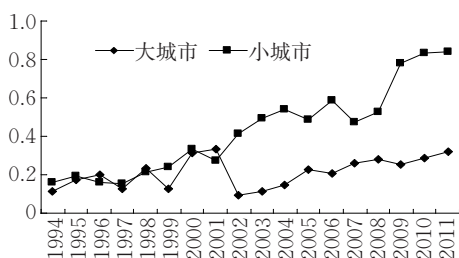


图1 1994—2011年大城市和小城市就业增长率

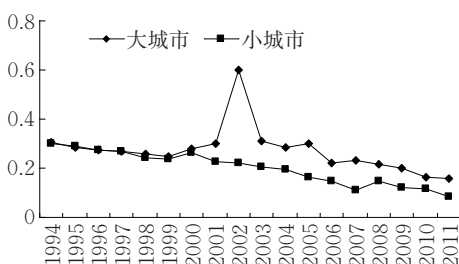


图2 1994—2011年大城市和小城市工资增长率

(二)基准回归结果

表2报告了中国加入WTO的国际需求冲击影响不同规模城市劳动力市场工资调整和就业调整的基准回归结果,包括FMA增加值在均值以上的回归结果和FMA增加值在75分位以上的回归结果。表2列(1)—(3)是没有加入城市控制变量的估计结果,列(4)—(6)是加入了经济发展水平、人力资本、外商直接投资、产业结构和卫生医疗服务水平等城市控制变量的估计结果。分析表2结果后发现,列(4)一

(6)中 $WTO \times size \times border$ 估计系数的显著性水平比列(1)一(3)有所上升, $WTO \times border$ 估计系数均显著为正,说明中国加入WTO之后城市具有更强劲的就业增长、工资增长和劳动总收入增长,但中国加入WTO之后,就业增长、工资增长和劳动总收入增长在不同规模城市存在差异性表现。加入WTO的国际需求冲击估计结果显示, $WTO \times size \times border$ 影响 ΔW 的估计系数为正且在1%水平上显著,而影响 ΔE 的估计系数则均显著为负,说明大城市在面临国际需求冲击时表现为更高的工资增长,而小城市则表现为更多的就业增长。而国际需求冲击对城市劳动力总收入增长的影响在不同规模城市间差异不显著。由此可见,基准回归结果与前文的理论分析相符,在面临国际需求冲击时,不同规模城市表现出的就业调整和工资调整存在差异。

五、稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性,本文从多方面就中国加入WTO的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资和就业的影响进行稳健性检验。

(一)利用熵平衡法与广义精确匹配样本后的三重差分估计

前文针对全部地级及以上城市样本进行了回归,使用DDD方法识别加入WTO对不同规模城市的平均处理效应和异质性效应。为了缓解样本选择问题可能导致的估计结果偏误,本文利用熵平衡法(EB)和广义精确匹配法(CEM)选择合适的控制组,使控制组的变量分配和处理组的变量分配一样或者接近。熵平衡法通过赋予与处理组特征更接近的控制组样本更高权重,从而确保控制组和处理组在样本特征上实现平衡。熵平衡法基本思想如下:首先,对那些有可能导致政策评估有偏的特征变量设定某些矩条件(可选择均值条件),使处理组和控制组实现平衡,从而获得每个样本的一组权重。其次,寻找一组权重,使得处理组和控制组

在所选变量上的加权平均值相同。最后,权重确定后,利用该权重进行 DDD 估计。另外,本文还采用了广义精确匹配法进行样本匹配^[33]。广义精确匹配法是一种非参数估计,其特点是在精确匹配之前先将样本根据不同变量分布进行分组,构建大量的层来全面覆盖各变量联合分布的支集,然后再基于这些层进行匹配。具体来讲,广义精确匹配是在粗糙分组时采用斯特奇斯(Sturge)分组算法,将每个变量分成 5 组,然后根据分组情况进行一对一的匹配,利用完成匹配的样本进行 DDD 估计。广义精确匹

配法的优点是既可以用于连续变量的精确匹配,也可以在事前确保变量平衡程度。经广义精确匹配后,处理组与控制组城市个数均为 48 个。运用熵平衡法与广义精确匹配后的 DDD 的估计结果如表 3 所示,说明运用熵平衡法与广义精确匹配后的 DDD 估计结果均支持基准估计结果,国际需求冲击带来了工资和就业的增长,并且在大城市引发更高的工资增长效应,在小城市产生更多的就业增长效应,而国际需求冲击对不同规模城市劳动力总收入增长的影响不存在显著差异。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta W\Delta E$	ΔW	ΔE	$\Delta W\Delta E$	ΔW	ΔE
处理组	国际市场潜力增加值在均值以上					
$WTO \times size \times border$	-0.759 (0.446)	0.247*** (0.059)	-0.084* (0.047)	-0.087* (0.044)	0.211*** (0.051)	-0.152*** (0.043)
$WTO \times border$	1.942*** (0.276)	0.121*** (0.036)	0.220*** (0.029)	0.077*** (0.028)	0.093*** (0.032)	0.167*** (0.026)
$WTO \times size$	0.524*** (0.241)	1.556*** (0.010)	-0.090*** (0.025)	-0.115*** (0.025)	0.075*** (0.028)	-0.157*** (0.024)
控制变量				控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
处理组城市数						64
R^2	0.894	0.894	0.901	0.937	0.917	0.917
样本数	4 179	4 180	4 188	3 959	3 918	3 927
处理组	国际市场潜力增加值在 75 分位为以上					
$WTO \times size \times border$	0.052 (0.050)	0.317*** (0.061)	-0.035 (0.048)	-0.050 (0.046)	0.254*** (0.053)	-0.127*** (0.044)
$WTO \times border$	0.097*** (0.032)	0.083** (0.038)	0.227*** (0.030)	0.064** (0.029)	0.065* (0.034)	0.177*** (0.028)
$WTO \times size$	-0.075*** (0.026)	0.168*** (0.031)	-0.109*** (0.025)	-0.137*** (0.025)	0.071** (0.028)	-0.179*** (0.024)
控制变量				控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
处理组城市数						56
R^2	0.914	0.886	0.895	0.932	0.917	0.916
样本数	4 179	4 180	4 188	3 896	3 897	3 905

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。下同。

表 3 熵平衡法与广义精确匹配样本后的 DDD 估计结果

	EB			CEM		
	$\Delta W\Delta E$	ΔW	ΔE	$\Delta W\Delta E$	ΔW	ΔE
$WTO \times size \times border$	-0.010 (0.046)	0.101** (0.044)	-0.114** (0.045)	-0.086 (0.063)	0.223** (0.098)	-0.128** (0.061)
$WTO \times border$	0.020 (0.029)	0.173*** (0.028)	0.128*** (0.028)	0.072* (0.040)	0.069*** (0.006)	0.136*** (0.038)
$WTO \times size$	-0.094** (0.037)	0.182*** (0.034)	-0.087** (0.036)	0.007 (0.049)	0.140* (0.077)	-0.027 (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.947	0.931	0.928	0.931	0.930	0.932
样本数	3 948	3 949	3 957	1 672	1 672	1 672

(二)替换样本的稳健性检验

首先,剔除超大城市样本进行稳健性检验。Monte 通过研究后发现,区域中心城市通过城市之间的要素互动和贸易关联对其他城市劳动力市场产生影响^[21]。因此,在稳健性检验时,剔除北京、上海、广州、深圳 4 个一线城市以减轻超大城市的溢出效应可能对估计结果造成的偏误。剔除北京、上海、广州、深圳 4 个一线城市的稳健性检验结果如表 4 第(2)行所示, $WTO \times size \times border$ 估计系数结果与基准估计结果基本保持一致,表明剔除 4 个一线城市影响后,国际需求冲击依旧对不同规模城市劳动力市场的工资增长和就业增长产生异质性影响。其次,剔除城市规模排在最后 10% 的样本进行稳健性检验,结果如表 4 第(3)行所示,结果显示剔除城市规模排在最后 10% 样本后的 $WTO \times size \times border$ 估计系数结果与基准估计结果基本保持一致,说明国际需求冲击依旧带来了工资和就业的增长效应,并在大城市引发更高的工资增长效应,在小城市产生更多的就业增长效应,而国际需求冲击对不同规模城市劳动力总收入增长的影响不存在显著差异,进一步说明基准回归结果的稳健性。

(三)改变城市规模及处理组的定义标准

基准估计结果定义了 1994 年城市规模在 100 万以上的城市为大城市。在稳健性检验

中,考虑到周边城市的通勤人口和城市间的要素互动^[21],故定义 1994—1995 年平均劳动力空间可得性在均值之上的城市为大城市。借鉴 Brühlhart 等的城市劳动力空间可得性(LMA)计算公式^[34]:

$$LMA_o = \sum_{c \in N} \frac{L_c}{d_{oc}^2}$$

(25)

其中, d_{oc} 为城市 c 与城市 o 之间的地理距离, L_c 为城市 c 的总人口, LMA_o 代表了城市 o 从全国其他城市中可以获得的人口总数。以劳动力空间可得性替代人口规模后的估计结果如表 4 第(4)行所示,说明改变城市规模定义标准后 $WTO \times size \times border$ 估计系数结果与基准估计结果相似,加入 WTO 的国际需求冲击对不同规模城市工资增长和就业增长产生异质性影响,而国际需求冲击对不同规模城市劳动力总收入增长的影响不存在显著差异,再次说明了基准估计结果的稳健性。

为进一步体现外生性,本文参考 Brühlhart 等的研究成果^[35],分别将离海岸线 100 公里和 75 公里的沿海城市作为处理组,其他城市为控制组内陆城市。结果表明,以离海岸线 100 公里和 75 公里的沿海城市作为处理组的估计结果如表 4 第(5)行、第(6)行所示, $WTO \times size \times border$ 估计系数结果再一次支持了基准估计结果。

表 4 稳健性检验: $WTO \times size \times border$ 的估计系数

		$\Delta W \Delta E$	ΔW	ΔE	样本量
(1)	基准回归	-0.759 (0.446)	0.298*** (0.061)	-0.149*** (0.048)	4 200
(2)	剔除北上广深	-0.068 (0.045)	0.225*** (0.051)	-0.130*** (0.043)	3 894
(3)	剔除城市规模排在最后 10% 样本	-0.058 (0.045)	0.203*** (0.052)	-0.124*** (0.043)	3 626
(4)	以劳动力空间可得性替代人口规模	0.027 (0.043)	0.262*** (0.050)	-0.109*** (0.042)	3 960
(5)	离海岸线 75 公里的城市为处理组	-0.141 (0.134)	0.177*** (0.047)	-0.129*** (0.039)	3 967
(6)	离海岸线 100 公里的城市为处理组	-0.104 (0.105)	0.153*** (0.040)	-0.093*** (0.033)	3 967

注:基准回归中大城市是 1994 年城市规模在 100 万以上的城市, FMA 增加值在均值以上城市为处理组。

(四)安慰剂检验

本文对政策实施时点选择进行安慰剂检验。具体来讲,在反事实框架下构建新的政策实施时间点,采用与前文相同的方法进行政策评估,若交互项系数仍显著,说明除加入 WTO 之外,还有其他无法观测因素影响城市劳动力市场,从而导致实证结果存在偏误。虽然 WTO 正式实施年份为 2001 年,但各级地方政府为加入 WTO 出台的各类辅助政策很有可能对不同规模城市产生国际需求冲击。因此,设

计两组虚拟政策实施年份以排除随机性,将设定政策实施时间分别提前 2 年和 4 年,安慰剂检验结果如表 5 所示。表 5 结果显示,在新的政策实施年份下,贸易开放对不同规模城市劳动力市场的就业增长和工资增长以及劳动总收入增长的影响不显著,表明该政策实施阶段,其他政策或不可观测的随机因素对不同规模城市劳动力市场就业和工资以及劳动总收入的冲击并不具有统计显著性,说明本文基准估计结果是可靠的。

表 5 稳健性检验:安慰剂检验

	政策实施提前 2 年			政策实施提前 4 年		
	$\Delta W \Delta E$	ΔW	ΔE	$\Delta W \Delta E$	ΔW	ΔE
$T \times size \times border$	-0.629 (0.838)	-0.069 (0.108)	-0.078 (0.091)	-0.923 (0.662)	-0.240*** (0.086)	-0.141** (0.072)
$T \times border$	-0.167 (0.512)	-0.021 (0.066)	-0.016 (0.056)	-0.467 (0.404)	-0.058 (0.052)	-0.049 (0.044)
$T \times size$	-0.819* (0.451)	-0.054 (0.058)	-0.044 (0.049)	2.796*** (0.460)	0.050 (0.060)	0.371*** (0.050)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.921	0.915	0.919	0.926	0.921	0.920
样本数	3 959	3 960	3 968	3 959	3 960	3 968
处理组城市数	64	64	64	64	64	64

(五)同趋势假设检验及动态效应估计

三重差分估计的前提假设为处理组与控制

组除了是否接受政策冲击之外,其他方面都不具有明显差异,即三重差分估计必须满足共同

趋势的前提条件。熵平衡法(EB)和广义精确匹配法(CEM)虽然为三重差分估计准备了数据,但并未考虑共同趋势条件。为检验样本是否满足共同趋势条件,将原模型 *WTO* 变量替换成各个年份的虚拟变量,得到扩展后的 DDD 计量模型:

$$\begin{aligned} \Delta w_{ot} \Delta E_{ot} = & \alpha_1 (Year_t \times border_o \times size_o) + \\ & \alpha_2 (Year_t \times border_o) + \\ & \alpha_3 (border_o \times size_o) + d_o + d_t + \epsilon_{ot}^w \end{aligned} \quad (26)$$

$$\begin{aligned} \Delta w_{ot} = & \alpha_1 (Year_t \times border_o \times size_o) + \\ & \alpha_2 (Year_t \times border_o) + \\ & \alpha_3 (border_o \times size_o) + d_o + d_t + \epsilon_{ot}^w \end{aligned} \quad (27)$$

$$\begin{aligned} \Delta E_{ot} = & \alpha_1 (Year_t \times border_o \times size_o) + \\ & \alpha_2 (Year_t \times border_o) + \\ & \alpha_3 (border_o \times size_o) + d_o + d_t + \epsilon_{ot}^E \end{aligned} \quad (28)$$

其中,*Year_t* 为各年份时间虚拟变量,如果是第 *t* 年,则该变量取值为 1,否则取值为 0。表 6 报告了扩展后 DDD 计量模型的估计结果。从表 6 结果可以看到,在 2002 年之前,*Year* × *Border* 交互项的估计系数除了工资在 2001 年显著以外,其他均不显著,这表明在中国加入 WTO 之前,处理组与控制组的城市劳动力市场在就业增长、工资增长和劳动总收入增长上没有明显差异,即在加入 WTO 之前满足同趋势假设。通过观察加入 WTO 的动态效应后发现,从 2002 年开始工资的 *Year* × *Border* 交互项的估计系数均显著为正,并且估计系数在总体上呈现逐渐增大的趋势,这意味着中国加入 WTO 之后国际市场潜力的增加显著促进了城市工资增长,该效应随着时间的推移在总体上不断增强,持续到 2006 年开始下降。而中国加入 WTO 对就业增长和劳动总收入增长的影响自 2005 年开始才突显,说明贸易开放对城市就业调整和劳动总收入调整存在时滞且明显滞后于工资调整。综上,本研究总体上支持处理组与控制组城市劳动力市场的工资调整和就业调整在入世冲击发生之前是满足同趋势假设。

表 6 稳健性检验:同趋势假设检验

	$\Delta W \Delta E$	ΔW	ΔE
<i>border</i> × 1995	0.091	−0.002	0.015
	(0.556)	(0.072)	(0.061)
<i>border</i> × 1996	−0.372	0.019	−0.027
	(0.554)	(0.072)	(0.060)
<i>border</i> × 1997	0.042	0.035	−0.005
	(0.560)	(0.072)	(0.061)
<i>border</i> × 1998	0.701	0.065	0.109 *
	(0.571)	(0.074)	(0.062)
<i>border</i> × 1999	0.089	0.103	0.035
	(0.553)	(0.071)	(0.060)
<i>border</i> × 2000	0.199	0.109	0.047
	(0.553)	(0.071)	(0.060)
<i>border</i> × 2001	−0.455	0.120 *	−0.017
	(0.551)	(0.071)	(0.060)
<i>border</i> × 2002	−0.295	0.340 ***	−0.008
	(0.552)	(0.071)	(0.060)
<i>border</i> × 2003	−0.047	0.147 **	0.0303
	(0.549)	(0.071)	(0.060)
<i>border</i> × 2004	0.407	0.189 ***	0.075
	(0.555)	(0.072)	(0.061)
<i>border</i> × 2005	0.956 *	0.211 ***	0.130 **
	(0.559)	(0.072)	(0.061)
<i>border</i> × 2006	1.095 **	0.212 ***	0.149 **
	(0.554)	(0.072)	(0.060)
<i>border</i> × 2007	0.783	0.181 **	0.128 **
	(0.559)	(0.072)	(0.061)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.585	0.913	0.700
样本数	3 959	3 960	3 968

六、结论及政策建议

随着我国开放程度的逐步加深,贸易开放影响区域劳动力市场重构不容忽视。本文在 Redding^[23]多区域空间一般均衡模型基础上进行拓展,尝试打破城市间劳动力供给完全弹性的假设,建立基于开放的多区域空间一般均衡模型,理论分析了贸易开放带来的国际需求冲击如何通过劳动力供给弹性影响我国不同规模城市劳动力市场的工资调整和就业调整。理论分析表明,国内应对国际需求冲击的反应是通

过城市之间劳动力迁移来实现的,小城市劳动力供给比大城市供给更具有弹性,故可以预测国际需求冲击将引发大城市更高的工资调整和小城市更多的就业调整,从而直接引出了本文三重差分实证策略。实证上,以中国 2001 年加入 WTO 作为贸易开放冲击准自然实验,通过中国加入 WTO 不同规模城市面临的国际市场潜力变动的显著差异构造处理组与控制组,并采用三重差分法估计贸易开放带来的国际需求冲击对不同规模城市劳动力市场工资调整和就业调整的异质性。运用三重差分法实证后发现,由于城市劳动力供给弹性随着城市规模增加而减少,在面临贸易开放冲击时,不同规模城市劳动力市场的反应具有异质性,大城市劳动力市场反应为更高的工资调整,小城市反应为更多的就业调整。

本文研究结论具有较强的政策启示:其一,持续推进要素市场化配置改革,促进劳动力流动。贸易开放冲击不仅通过产品的贸易关联引起区域劳动力市场的调整,也会通过劳动力的区间流动影响不同规模城市工资和就业的调整。中国加入 WTO 以来,我国东部沿海城市受到国际市场的影响更大,名义工资效应和价格指数效应吸引流动人口从内陆城市向沿海城市集聚,最终带来了更多的工资和就业的增长。为了使贸易开放福利惠及更多人民,政府应进一步推动劳动力市场化改革,消除落户壁垒和制度性迁移摩擦以减小劳动力迁移过程中的障碍,积极促进劳动力自由流动,更好发挥国内国际双循环带来的福利效应。其二,针对不同规模城市制定差异化劳动力市场政策。不同规模城市由于劳动力供给弹性存在差异,在面临贸易开放冲击时,会表现出劳动力市场调节的异质性。大城市劳动力供给弹性较差,这使得大城市在国际需求增加时,面临工资过度上涨,从而降低了企业利润和企业竞争力。因此,在国际需求旺盛时期,地方政府应进一步提高大城市劳动要素的流动性和供给弹性,以增强大城市经济和人口承载能力,更好发挥大城市在推

动城市群高质量发展中的核心作用,提升城市创新能力^[36],更好带动城市群发展^[37]。其三,在外部需求萎缩加剧情形下,小城市更需防范劳动力失业风险。小城市在国际贸易中面临更大的就业调整,这表明在国际需求萎缩大环境下,小城市比大城市可能面临更多的就业减少。这也说明贸易开放更能惠及小城市就业增多。因此,一方面,要积极融入国内市场以防国际需求降低带来的负向冲击影响小城市就业;另一方面,要继续深化改革,促进双循环新发展格局和国内统一大市场的形成,让大城市和小城市在双循环中均能获得更多的发展机会,构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇化格局。

[注释]

- ① 双边的地理距离计算公式为:双边的地理距离 = $6371004 * \text{ACOS}[\text{SIN}(\text{北纬 } 1) * \text{SIN}(\text{北纬 } 2) + \text{COS}(\text{北纬 } 1) * \text{COS}(\text{北纬 } 2) * \text{COS}(\text{东经 } 2 - \text{东经 } 1)]$ 。
- ② 中国主要港口城市包括:丹东、大连、营口、锦州、秦皇岛、唐山、天津、烟台、威海、青岛、连云港、镇江、南通、上海、宁波、福州、厦门、汕头、广州、中山、深圳、珠海、湛江、海口和三亚。主要陆路口岸:凭祥、东兴、喀什、阿拉山口、漠河和满洲里。
- ③ 各个国家之间是否具有共同国界、是否签订自由贸易协定以及是否均为 WTO 成员国的数据均来自 CEPII 数据库。

[参考文献]

- [1] 戴觅,张铁凡,黄炜.贸易自由化如何影响中国区域劳动力市场?[J].管理世界,2019(6):56-69.
- [2] 韩峰,黄敏.数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响研究[J].长沙理工大学学报(社会科学版),2022(4):98-110.
- [3] 陈朴,林垚,刘凯.全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长[J].经济研究,2021(6):40-57.
- [4] Thisse J F, Behrens K, Gaigne C, et al. Countries, regions and trade: on the welfare impacts of economic integration[J]. European Economic Review, 2007, 51(05):1277-1301.
- [5] Krugman P, Elizondo R L. Trade policy and the third world metropolis [J]. Journal of Development Economics, 1996, 49(01): 137-150.
- [6] Monfort P, Nicolini R. Regional convergence and international integration [J]. Journal of Urban Economics, 2000, 48(02):286-306.

- [7] Hernandez E. Trade policy and regional inequalities[J]. *Papers in Regional Science*, 2001, 80(01): 67-85.
- [8] Autor D H, Dorn D, Hanson G H. The China syndrome: local labor market effects of import competition in the United States [J]. *The American Economic Review*, 2013, 103(06): 2121-2168.
- [9] Schott P. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment [J]. *American Economic Review*, 2016, 106(07): 1632-1662.
- [10] Topalova P. Trade liberalization poverty and inequality: evidence from Indian districts [M]. Chicago: The University of Chicago Press, 2007: 291-336.
- [11] Kovak B K. Regional effects of trade reform: what is the correct measure of liberalization? [J]. *American Economic Review*, 2013, 103(05): 1960-1976.
- [12] 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[J]. *世界经济*, 2019(6): 119-142.
- [13] 李胜旗,毛其淋.关税政策不确定性如何影响就业与工资[J]. *世界经济*, 2018(6): 28-52.
- [14] Feenstra R C, Ma H, Xu Y. US exports and employment[J]. *Journal of International Economics*, 2019, 120(09): 46-58.
- [15] 周申,尹靖华.城市国际市场潜力与流动人口的区位选择[J]. *世界经济文汇*, 2021(3): 1-15.
- [16] Tombe T, Zhu X D. Trade, migration and productivity: a quantitative analysis of China [J]. *American Economic Review*, 2019, 109(05): 1843-1872.
- [17] 戴翔,沈佳倩,占丽.扩大服务业开放与制造业全要素生产率提升[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2022(5): 36-48.
- [18] Dix-Carneiro R D, Kovak B K. Trade liberalization and regional dynamics [J]. *The American Economic Review*, 2017, 107(10): 2908-2946.
- [19] 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[J]. *财经研究*, 2021(1): 135-152.
- [20] 张明志,岳帅.外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响[J]. *中国工业经济*, 2022(1): 113-131.
- [21] Monte F, Redding S, Rossi-Hansberg E. Commuting, migration, and local employment elasticities [J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3855-3890.
- [22] Klein P, Ventura G. Productivity differences and dynamic effects of labor movements [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56(08): 1059-1073.
- [23] Redding S J. Goodstrade, factor mobility and welfare [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 101(04): 148-167.
- [24] Dixit A K, Stiglitz J E. Monopolistic competition and optimum product diversity [J]. *The American Economic Review*, 1979, 69(05): 961-963.
- [25] Redding S, Venables A J. Economic geography and international inequality [J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62(01): 53-82.
- [26] Allen T, Arkolakis C. Trade and the topography of the spatial economy [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(03): 1085-1140.
- [27] Harris C D. The market as a factor in the localization of industry in the United States [J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 1954, 44(04): 315-348.
- [28] Hanson G H. Market potential, increasing returns and geographic concentration [J]. *Journal of International Economics*, 2005, 67(01): 1-24.
- [29] 刘修岩,贺小海,殷醒民.市场潜能与地区工资差距:基于中国地级面板数据的实证研究[J]. *管理世界*, 2007(9): 48-55.
- [30] Hering L, Poncet S. Market access impact on individual wages: evidence from China [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(01): 145-159.
- [31] 赵永亮.中国内外需求的市场潜力研究:基于工资方程的边界效应分析[J]. *管理世界*, 2011(1): 20-29.
- [32] Hering L, Paillacar R. Does access to foreign markets shape internal migration? evidence from Brazil [J]. *World Bank Economic Review*, 2016, 30(01): 78-103.
- [33] Iacus S M, King G B, Porro G. Causal inference without balance checking: coarsened exact matching [J]. *Political Analysis*, 2012, 20(01): 1-24.
- [34] Brühlhart M, Carrère C, Trionfetti F. How wages and employment adjust to trade liberalization: quasi-experimental evidence from Austria [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86(01): 68-81.
- [35] Brulhart M, Carrere C, Nicoud F R. Trade and towns: heterogeneous adjustment to a border shock [J]. *Journal of Urban Economics*, 2018, 105(09): 162-175.
- [36] 黄森华,李大元,黄容.城市集群有助于提升城市创新能力吗[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2022(5): 80-94.
- [37] 陈秀英,王梦翠.中国城市群生产性服务业与制造业协同集聚的空间差异及收敛性研究[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2023(1): 105-116.