

出口冲击、技能差异与劳动时间结构

叶迪史青*

摘要: 本文通过构建 Bartik 形式的出口需求冲击, 分析了出口对不同技能工作者劳动时间结构的影响。研究发现: 出口需求冲击使得非技术相对于技术劳动者的工作时长缩短, 夜间劳动强度减小, 因此出口贸易自由化在劳动时间结构上缩小了两类劳动者的福利差距。进一步研究表明, 不同技能劳动者对出口需求冲击反应的不一致是贸易自由化下劳动时间结构变化的重要来源, 且这种不一致可归结为个体劳动者劳动时间供给的差异。

关键词: 出口; 劳动时长; 夜间劳动强度

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.02.08

一、引言

尽管贸易自由化可以提升一国总体的福利水平 (Krugman, 1980; Melitz, 2003), 但贸易的福利分配并不均衡。如斯托尔帕-萨缪尔森定理指出, 发达国家的技术工人在贸易自由化中受益, 非技术工人受损, 贸易导致两类工人工资差距增大, 实际上部分发展中国家也表现出同样的趋势。¹ 这种“技术溢价” (skill premium) 现象受到了国际贸易学者的高度重视, 并被视为阻碍贸易自由化进程的重要原因 (Feenstra and Hanson, 1997; Attanasio et al., 2004)。

目前有关贸易对技术与非技术工人福利分配影响的研究多从就业和实际工资两方面刻画 (Feenstra and Hanson, 1997; Acemoglu, 2003; Attanasio et al., 2004; Hsieh and Woo, 2005; Goldberg and Pavcnik, 2007; Verhoogen, 2008; Chen et al., 2017)。事实上, 福利水平还与劳动时长和劳动时段分布密切相关: 一般而言, 工资水平一定的情况下, 劳动时长与福利负相关, 这在劳动经济学领域特别是以劳动供给弹性为研究目标的文献中经常作为理论模型的基本假设 (Keane, 2011; Fehr and Goette, 2007)。易被忽略的是, 同样的劳动时长, 劳动时段分布, 即“何时”劳动, 特别是在白天或是夜间劳动所产生的福利损失有着较大的差异。有医学研究指出, 夜班工作所造成的生物节律紊乱、睡眠剥夺、家庭与社会家庭角色冲突等问题易使工作者出现适应障碍, 消化、循环系统也可能受损 (Smith and Barton, 1994; Megdal et al., 2005)。遗憾的是, 贸易的福利效应文献忽略了劳动时长和劳动时段分布两个维度。

* 叶迪, 南京财经大学国际经贸学院; 史青, 上海大学经济学院。通信作者及地址: 史青, 上海市宝山区南陈路 333 号上海大学经济学院, 200444; 电话: (021) 66137904; E-mail: echoshiqing@126.com。本文得到国家自然科学基金青年项目 (71903084、71703066) 以及国家社科基金项目 (21ZDA095) 的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性意见。

¹ Goldberg and Pavcnik (2007) 总结了针对发展中国家在全球化中“技术溢价”问题的相关研究。

现实中劳动时间的问题则难以被忽视，如过度劳动致伤、致亡的案例并不少见，“三班倒”已经成为一些企业甚至产业的工作常态，“996”²工作模式也成为社会的热议话题。我们利用中国城镇住户调查数据（UHS）做统计后发现：虽然“8小时工作”人口占总劳动人数的一定比例（约占1/3），但仍有将近2/3的劳动者其日均工作时间超过8小时。较为严峻的劳动时间问题也说明针对贸易影响劳动时间结构的研究具有较强的现实意义。

参考Li（2018）、Feenstra et al.（2019），本文构建了一个Bartik形式的出口需求冲击（export demand shock），用此变量表达劳动者所面临的国际贸易中的外部需求变化所引致的出口扩张（或缩减），将其与UHS数据中的劳动时长结合，并以工业企业地址对应的夜间灯光识别夜间劳动，研究出口对不同类型劳动力的劳动时长和劳动时段分布差异的影响，并对可能的影响机制进行详细的探讨。本文研究发现：首先，出口贸易自由化降低了非技术劳动力相比于技术劳动力的劳动时长和夜间劳动强度，具体而言，非技术劳动者的劳动时长变短、夜间劳动强度变低，而技术劳动者无显著变化。其次，出口需求冲击下劳动时长变化的相对差异可能与非技术工人本身工作时间更长有关，因为工作时间更长的劳动者出于对加班的“厌恶”，在工作时长超过一定程度时劳动供给曲线向左后方弯曲，在面临劳动需求增加时，倾向于减少劳动时间；夜间劳动强度的相对降低则可能源自两类工人对夜间劳动“厌恶”程度的不同，特别是在夜间劳动强度较低时，技术劳动者在面临出口需求增大时倾向于增加夜间劳动强度，这可能出于需要与跨时区的进口商保持密切联系，以保证复杂工作的实时对接。

与前人的文献相比，本文可能的创新点主要体现在：第一，从劳动时间结构的角度切入，从劳动时长和夜间劳动强度两个维度考察了出口贸易自由化下技术劳动者和非技术劳动者的福利变化，在一定程度上补充与完善了贸易自由化福利分配效应的研究。第二，尝试采用企业层面夜间灯光来衡量夜间劳动强度，是一种新的测度方法。第三，通过考察“收入靶”效应以及不同技术劳动者对“加班”和夜间劳动“厌恶”程度的差异，从劳动供给的角度分析了出口需求冲击下两类工作者的不同表现，为贸易影响福利分配的机制提供了新的解读视角。第四，研究中国在贸易自由化下两类工人的劳动时间差异，不仅能够以出口为契机，考察大规模需求冲击下发展中国家劳动市场的表现，还可以充分利用中国劳动力市场更为灵活的特征³（Chi et al., 2012），在更少的约束条件下得到有关劳动供给弹性的结论。

本文接下来的内容安排如下：第二部分对计量模型的设定、数据来源以及主要变量的度量作了交代；第三部分是基本回归结果和稳健性检验；第四部分从劳动供给视角探究贸易自由化下不同技能劳动者劳动时间结构变化产生差异的原因；第五部分考察了不同时差的目的国出口冲击对劳动时间结构的异质性影响；第六部分总结全文。

² 早9点到晚9点，一周工作6天的工作模式。

³ 中国劳动力市场更为灵活体现在：第一，对“加班”和夜间工作的约束不强；第二，工会对劳动时间的约束较弱，劳动时间的表现更多是市场行为。

二、模型设定、数据来源与变量说明

(一) 实证模型的设定

在探讨贸易自由化对劳动市场影响的经典理论模型中,贸易自由化的刻画多以进出口对称开放为标志,但在现实中很难找到一个国家其进出口开放同等的程度,因此在实证研究中,贸易自由化多以进、出口开放分别呈现。本文选择从出口贸易自由化角度去刻画劳动时间结构的变化:一方面,相比于进口,中国在贸易自由化中的出口表现更为突出,也更被关注;另一方面,相比于进口贸易自由化,出口贸易自由化影响劳动时间结构的理论机制复杂度较低,实证研究中更能够对机制进行有效识别。具体来说,可以预计出口贸易冲击提升了劳动力市场上的总需求,劳动力需求曲线向右平移,此时劳动时间结构的变化取决于劳动供给曲线的形状。若劳动力供给曲线向左后方倾斜,劳动需求的正向冲击反而会降低劳动时长或夜间劳动强度;反之,若劳动力供给曲线向右上方倾斜,劳动需求的正向冲击则会提升劳动时长或夜间劳动强度。此时,技术与非技术劳动者在出口贸易冲击时劳动时间变化的差异取决于两个方面:第一,两类劳动者劳动力供给曲线的形状,即对劳动收入的不同态度和对更长劳动时间以及更强夜间劳动强度的厌恶程度差异;第二,出口冲击产生的技术和非技术劳动力相对需求变化。

我们首先针对出口需求冲击中技术、非技术劳动力劳动时间结构变化的差异做出实证分析。与贸易自由化中“技术工资溢价”问题的研究方法类似,首先需要利用个体层面的劳动时间结构得到技术、非技术劳动力之间的劳动时间结构差异,具体参照 Dix-Carneiro and Kovak (2015)、Li (2018) 的做法,利用式(1)进行构造:

$$\ln W_{jit} = \varphi_{it} + \mu_{it} \times Skill_{jt} + character_{jt} + \varepsilon_{jit}, \quad (1)$$

其中 $\ln W_{jit}$ 表示在 i 地区(地级市)的劳动个体 j 在 t 年的劳动时间结构,包括劳动时长与夜间工作强度; φ_{it} 为地区-年份虚拟变量; $Skill_{jt}$ 用以区分个体 j 是否为技术劳动者; $character_{jt}$ 为除技术外的其他个体特征,包括性别、年龄、婚姻状况、所在产业和职位。⁴ 作为 $Skill_{jt}$ 的系数, μ_{it} 即可以表示地区 i 在 t 年技术、非技术劳动力之间的劳动时间结构差异。

以 μ_{it} 的估计值为被解释变量,我们可以进一步用式(2)构建出口冲击对技术、非技术劳动力之间劳动时间结构差异影响的度量:

$$\Delta \hat{\mu}_{it} = \beta \Delta Export_{it} + FE_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中 $\Delta \hat{\mu}_{it}$ 、 $\Delta Export_{it}$ 分别为 μ_{it} 估计值的一阶差分 and i 地区的出口需求冲击。具体来说, $\Delta Export_{it}$ 表达的是 $t-2$ 到 t 年间 i 地区由于贸易自由化等国际贸易中的外部需求变化所引致的出口扩张(或缩减)。考虑到劳动时间结构的调整需要时间,同时也为规避相应变量过度激烈的年度波动对回归造成的影响,我们将差分的步长设定为两年, FE_t

⁴ 当被解释变量为夜间劳动强度时, $character_{jt}$ 则包括企业的工人总数、固定资产总计,以及栅格内的企业个数(以企业为考察个体的原因可见本部分第(二)节“数据来源、描述性统计与变量说明”)。此外,经验证,改变个体特征控制变量的组合不会影响文章的核心结论。

为年份固定效应。 β 为正（负）表明出口冲击导致技术劳动者相对劳动强度增加（减小），从劳动的时间结构角度出发说明出口导致技术和非技术劳动力之间的福利差距缩小（扩大）。

（二）数据来源、描述性统计与变量说明

1. 劳动时间结构及技术、非技术劳动的定义

劳动时长数据来源于2002—2006年中国城镇住户调查数据（UHS），其中记录了16个省份⁵183个地级市240422位劳动者的月劳动小时数以及受教育程度。我们将受教育程度在大学本科（包括本科和专科）及以上的劳动者称为技术劳动者，在式（1）中 $Skill_{jt}$ 取1；反之称为非技术劳动者， $Skill_{jt}$ 取0。除此之外，UHS中还记录了作为式（1）中个体特征控制变量的信息：包括性别、婚姻、年龄和职位。

劳动时间结构中获取难度最大的是夜间工作强度数据。我们的思路是用1998—2012年工业企业所在地的夜间灯光强度对夜间工作强度进行度量。人类夜间活动最为突出的标志便是灯光，近年来美国国家海洋和大气管理局（NOAA）所公布的DMSP/OLS夜间灯光数据逐渐被引入经济学研究，这些应用均以夜间灯光数据能较为客观反映人类社会的生产和生活活动为前提（范子英等，2016；刘修岩等，2016；王贤彬和黄亮雄，2018）。基于此，我们认为夜间灯光数据可作为工人生产活动的有效度量，工业企业的夜间灯光越强，其工人总体的夜间劳动强度越高。⁶

提取工业企业夜间灯光的过程如下。首先，从1998—2012年的工业企业数据库中提取企业地址，利用百度地图“地址解析”功能得到这些企业具体地址所对应的经纬度。在提取经纬度之前我们需要对企业地址数据进行清洗，包括：（1）以2012年为标准统一地级市行政区划；（2）去掉没有具体门牌号的样本；（3）去掉经纬度识别程序无法有效识别的样本；（4）工业企业数据中2010年的样本在数据统计的准确性上尚存争议（陈林，2018），因此将2010年的数据剔除。最终我们得到1998—2009年、2011—2012年涉及276239家企业、332个地级市的1007724个样本。其次，从夜间灯光数据中抓取企业经纬度所对应的灯光亮度。注意在灯光数据抓取过程中需要通过栅格的内部校准、同年度不同卫星的数据合成与不同年份数据的时间序列修正“三步法”（Elvidge et al., 2009；Li et al., 2013；范子英等，2016；刘修岩等，2016）解决DMSP/OLS夜间灯光数据的噪音问题。此外，灯光数据以栅格为单位，空间分辨率为30角秒（"），两个或多个企业落在同一栅格内的情况无法避免，由此带来企业灯光数据的相互混淆。为解决这一问题，我们将参考的个体由企业转换为栅格，此时式（1）中的被解释变量 W_{jt} 为栅格内企业夜间灯光亮度即栅格亮度。

需要解释的是，在以夜间劳动强度为分析对象时，衡量的基本单位是企业，出于数据匹配的可能性考虑，我们将式（1）中的 $Skill_{jt}$ 定义为企业的技术密集度⁷，此时式

⁵ 包括北京、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南、甘肃。

⁶ DMSP/OLS夜间灯光数据所度量的是当地时间20点至22点的平均灯光亮度，因此本文的夜间劳动强度也特指这一时段的劳动强度。

⁷ 工业企业数据库中有关于企业中技术、非技术劳动者相对规模的数据，我们以企业所在产业的技术密集度作为企业技术密集度的考量。产业层面技术密集度取的是美国的产业数据，所需数据来源于NBER-CES制造业数据库。

(1) 中 μ_{it} 表示平均意义上技术、非技术劳动者的相对夜间劳动强度。此外, 由于式 (1) 中的被解释变量 W_{jit} 为栅格内企业夜间灯光亮度, 在进行回归时我们需要以栅格为单位的企业技术密集度与其对应, 因此本文将单个企业“封装”进栅格内, 计算栅格内所有企业的加权平均技术密集度, 权重为企业的劳动人数占比, 带入 $Skill_{jt}$ 中。同时, 式 (1) 中的控制变量也转换成栅格内企业的总体特征, 包括栅格内所有企业的工人总数以及固定资产总计, 我们还控制了栅格内的企业个数。

值得注意的是, 由于灯光数据的较低分辨率, 企业对应经纬度所在栅格的灯光数据可能包括路灯等公共设施灯光以及居民和第三产业所用灯光, 这一度量误差可能影响式 (2) 的回归结果。针对这一问题, 我们在式 (2) 的回归中进一步控制地区政府的基础设施投入、人口规模以及第一、三产业的 GDP, 以控制出口需求通过这三个变量影响夜间灯光差异。除此之外, 我们还将基础回归中的样本限制在那些栅格内有两个以上企业的栅格灯光数据, 通过这种方法降低栅格内非工业企业的土地面积, 以进一步消除工业企业外灯光所产生的干扰。

2. 出口需求冲击的度量

由于其良好的外生性, Bartik 形式的进出口冲击度量被有关贸易对区域劳动力市场影响的文献广泛应用 (Li, 2018; Feenstra et al., 2019; Facchini et al., 2019)。本文中地区层面的出口需求冲击同样也以 Bartik 形式构造, 如式 (3) 所示:

$$\Delta Export_{it} = \sum_k \frac{E_{ki0}}{E_{i0}} \frac{\Delta X_{kt}}{E_{k0}}, \quad (3)$$

其中 ΔX_{kt} 为 k 产业在 $t-1$ 年到 t 年间出口需求变化所引致的出口量的变化。 E_{ki0} 为初期 (1998 年) k 产业在 i 地区的就业人数, E_{i0} 为 i 地区初期的就业人数, E_{k0} 为 k 产业初期的就业人数。如果 k 产业出口增多, 且 i 地区密集生产 k 产业的产品, 那么平均到每个劳动者可能面临更多的出口, 我们可以预期 i 地区受到的出口冲击越大, 按定义 $\Delta Export_{it}$ 也相应会越大, 因此式 (3) 中的 Bartik 形式能够有效反映地区 i 所遭受的出口冲击。另外, 由于 ΔX_{kt} 定义是国家层面的出口变化, $\frac{E_{ki0}}{E_{i0}}$ 是初期的产业结构, 这一形式又可以有效规避逆向因果等内生性问题。 E_{ki0} 、 E_{i0} 、 E_{k0} 所需数据均来自 1998 年工业企业数据库, 通过将企业工人数分别加总到产业-地区、地区、产业层面得到。

ΔX_{kt} 的构建参照 Feenstra et al. (2019): 以 Romalis (2007) 为理论基础, 提取需求因素带来的出口量变化, 以其拟合值度量 ΔX_{kt} 。拟合过程如下。

如 Romalis (2007) 所述, 中国对 j 国的相对出口量可表示为式 (4):

$$\frac{Q_{kvt}^{CHN,j}}{Q_{kvt}^{i,j}} = \left(\frac{c_{kt}^{CHN} d^{CHN,j} \tau_{kt}^{CHN,j}}{c_{kt}^i d^{i,j} \tau_{kt}^{i,j}} \right)^{1-\sigma}, \quad (4)$$

其中 $Q_{kvt}^{CHN,j}$ 、 $Q_{kvt}^{i,j}$ 分别为 t 年中国和 i 国⁸ 在 k 产业中的产品 (varity) v 上对 j 国的出口, σ 为替代弹性。

如式 (4) 所示, 相对出口量由供给和需求两方面因素决定。供给方面有 t 年 k 产业

⁸ 从下文的分解中可以推测出 i 国是与中国的出口有着密切关系的国家——目的国需求的增加能够同时带动中国和这些国家的出口, 目的国针对这些国家关税的变化能够充分影响中国的出口。我们选取马来西亚、印度、韩国、菲律宾、墨西哥、泰国和印度尼西亚 7 国。

中国和 i 国的相对边际成本 $\frac{c_{kt}^{CHN}}{c_{kt}^i}$ ，需求方面包括中国和 i 国的相对贸易距离等不随产业和时间变化的相对贸易成本 $\frac{d^{CHN,j}}{d^{i,j}}$ （以 j 为出口目的国），以及相对进口关税 $\frac{\tau_{kt}^{CHN,j}}{\tau_{kt}^{i,j}}$ 。

假设在产业 k 上 i 国出口 N_{kt}^i 种同质性的产品，对式 (4) 两边同时乘以 N_{kt}^i ，并在 $i \neq CHN$ 国上加总，得到：

$$Q_{kvt}^{CHN,j} \sum_{i \neq CHN} N_{kt}^i (c_{kt}^i d^{i,j})^{1-\sigma} = (c_{kt}^{CHN} d^{CHN,j} \tau_{kt}^{CHN,j})^{1-\sigma} \sum_{i \neq CHN} N_{kt}^i Q_{kvt}^{i,j} (\tau_{kt}^{i,j})^{\sigma-1}. \quad (5)$$

将式 (5) 乘以 N_{kt}^{CHN} ，并将中国和 i 国在 k 产业上对 j 国的出口分别定义为 $Q_{kt}^{CHN,j} = N_{kt}^{CHN} Q_{kvt}^{CHN,j}$ 及 $Q_{kt}^{i,j} = N_{kt}^i Q_{kvt}^{i,j}$ ，经整理可以得到：

$$Q_{kt}^{CHN,j} = \left[\frac{N_{kt}^{CHN} (c_{kt}^{CHN} d^{CHN,j} \tau_{kt}^{CHN,j})^{1-\sigma}}{\sum_{i \neq CHN} N_{kt}^i (c_{kt}^i d^{i,j})^{1-\sigma}} \right] \left(\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j} \right) \sum_{i \neq CHN} \frac{Q_{kt}^{i,j}}{\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j}} (\tau_{kt}^{i,j})^{\sigma-1}. \quad (6)$$

两侧取对数后得到：

$$\begin{aligned} \ln Q_{kt}^{CHN,j} &= \alpha_{kt}^{CHN} + \delta^{CHN,j} + \beta_1 \ln(\tau_{kt}^{CHN,j}) \\ &+ \beta_2 \ln \left[\sum_{i \neq CHN} \frac{Q_{kt}^{i,j}}{\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j}} (\tau_{kt}^{i,j})^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} + \ln \left(\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j} \right) + \varepsilon_{kt}^j, \end{aligned} \quad (7)$$

其中 $\beta_1 = 1 - \sigma < 0$ ， $\beta_2 = \sigma - 1 > 0$ 。 $\alpha_{kt}^{CHN} = \ln(N_{kt}^{CHN} (c_{kt}^{CHN})^{1-\sigma})$ 代表出口变化中供给冲击引致的部分，是我们需要加以控制的，可以用产业-时间层面的固定效应实现控制。式 (7) 中后四项则表现了需求侧变化所引致的出口变化： $\delta^{CHN,j} = (1 - \sigma) \ln(d^{CHN,j})$ 反映了距离等贸易成本变化所引致的部分，可用目的国固定效应反映； $\ln(\tau_{kt}^{CHN,j})$ 反映了目的国 j 对中国的进口关税变化所引致的部分； $\ln \left[\sum_{i \neq CHN} \frac{Q_{kt}^{i,j}}{\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j}} (\tau_{kt}^{i,j})^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}$ 表示 j 国对中国的竞争者 i 国所征收的进口关税的变化所引致的部分， $\ln \left(\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j} \right)$ 为其他国家对 j 国的出口总量，用以反映 j 国购买需求变化带来的总体进口量的提升对中国出口的影响。

因此我们可以用拟合值

$$\widehat{\ln Q_{kt}^{CHN,j}} = \widehat{\delta^{CHN,j}} + \widehat{\beta_1} \ln(\tau_{kt}^{CHN,j}) + \widehat{\beta_2} \ln \left[\sum_{i \neq CHN} \frac{Q_{kt}^{i,j}}{\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j}} (\tau_{kt}^{i,j})^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} + \ln \left(\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j} \right),$$

来度量中国在产业 k 上对 j 国出口中由需求端所引致的部分。最后，在 j 国层面加总得到 $\widehat{\ln Q_{kt}^{CHN}} = \sum_j \widehat{\ln Q_{kt}^{CHN,j}}$ ，得到 k 产业所遭受的需求引致的出口量变化，经差分后形成 $\Delta \widehat{\ln Q_{kt}^{CHN}}$ ，带入 ΔX_{kt} 。

因此我们可以用拟合值

$$\widehat{\ln Q_{kt}^{CHN,j}} = \widehat{\delta^{CHN,j}} + \widehat{\beta_1} \ln(\tau_{kt}^{CHN,j}) + \widehat{\beta_2} \ln \left[\sum_{i \neq CHN} \frac{Q_{kt}^{i,j}}{\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j}} (\tau_{kt}^{i,j})^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} + \ln \left(\sum_{i \neq CHN} Q_{kt}^{i,j} \right),$$

来度量中国在产业 k 上对 j 国出口中由需求端所引致的部分。最后，在 j 国层面加总得到

$$\widehat{\ln Q_{kt}^{CHN}} = \sum_j \widehat{\ln Q_{kt}^{CHN,j}}, \text{ 得到 } k \text{ 产业所遭受的需求引致的出口量变化，经差分后形成}$$

$\Delta \widehat{\ln Q_{kt}^{CHN}}$ ，带入 ΔX_{kt} 。

3. 描述性统计

为了能够更好地理解实证结果，表 1 报告了主要变量的基本统计量：

表1 主要变量的基本统计量

	<i>Working hours</i>	<i>night shift</i>	$Skill_{jt}^{hours}$	$Skill_{jt}^{night}$	$\Delta Export_{it}$	$\Delta \hat{\mu}_{it} = \text{working hours gap}$	$\Delta \hat{\mu}_{it} = \text{night shift gap}$
均值	180.570	43.040	0.340	0.290	0.200	-0.004	-0.020
标准差	40.710	90.070	0.470	0.090	0.150	0.078	1.780
最小值	1	0	0	0.080	-0.180	-0.381	-5.710
最大值	480	395.580	1	0.680	0.880	0.423	6.410
中位数	176	4.200	0	0.280	0.220	-0.008	0

注：*working hours* 表示月平均劳动时长，单位为小时；*night shift* 表示栅格内劳动者的夜间劳动强度，本文中以灯光亮度为度量，单位为灰度，灰度越高，灯光亮度越高。 $Skill_{jt}^{hours}$ 用以在研究劳动时长时区分技术和非技术工人，技术工人取1，非技术工人取0； $Skill_{jt}^{night}$ 为栅格内企业的加权平均技术劳动者密集度； $\Delta Export_{it}$ 为出口需求冲击，其货币单位为美元（取对数）。 $\Delta \hat{\mu}_{it} = \text{working hours gap}$ 表示技术、非技术工人劳动时间差异，单位为小时（取对数）。 $\Delta \hat{\mu}_{it} = \text{night shift gap}$ 表示技术、非技术工人的夜间劳动强度差异，单位为灰度（取对数）；保留3位小数（下同）。

三、实证分析

（一）基本回归结果

表2第(1)列为以劳动时长差异为考察目标的回归结果。可以看出，受需求影响，出口增多的地区，技术劳动者相比于非技术劳动者其工作时长增加。从经济意义上看，出口需求增加1个百分点，技术相比于非技术劳动者的月平均工作时长增加0.091个百分点。第(2)列以夜间劳动强度为考察目标进行回归，结果显示，出口需求提升1个百分点，技术相对于非技术劳动者的夜间工作强度提升2.001个百分点。因此，贸易自由化所带来出口需求的提升在劳动时长与夜间劳动强度两个维度上，缩小了技术与非技术劳动者的福利差距。

表2 出口与技术、非技术劳动者的劳动时间结构差异

被解释变量	$\Delta \hat{\mu}_{it} = \text{working hours gap}$	$\Delta \hat{\mu}_{it} = \text{night shift gap}$
	(1)	(2)
$\Delta Export_{it}$	0.091** (0.045)	2.001** (0.864)
$\Delta expenditure_{it}$		0.784* (0.414)
$\Delta Pdensity_{it}$		-1.235 (0.912)
$\Delta 1st \& 3rd Industry_{it}$		0.504 (0.418)
Year FE	是	是
N	311	529

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。 $\Delta Export_{it}$ 为出口需求冲击； $\Delta expenditure_{it}$ 为*i*地区的基础设施投入变化； $\Delta Pdensity_{it}$ 为人口密度变化； $\Delta 1st \& 3rd Industry_{it}$ 为第一、三产业GDP变动；Year FE为年份的固定效应。聚类在地级市层面，下同。

（二）稳健性检验

1. 控制进口冲击

根据产业内贸易理论，出口更多的产业同时其进口也可能更多，那么式（2）的结果可能只是体现了进口冲击对劳动时间结构的影响。因此我们引入与式（3）类似形式的地级市层面进口冲击 $\Delta Import_{it} = \sum_k \frac{E_{ki0}}{E_{i0}} \frac{\Delta IM_{kt}}{E_{k0}}$ ，其中 ΔIM_{kt} 为 k 产业的进口变化。回归结果中无论被解释变量为劳动时长还是夜间劳动强度，控制进口冲击都不会对结论产生影响。⁹

2. 控制其他城市出口需求冲击

其他城市的出口需求冲击可能通过溢出效应进而对本地区劳动力市场产生影响，为规避这种内生性问题，我们构建接壤城市的加权平均出口需求冲击 $\Delta joint Export_{it} = \sum_{r \in Neighbor_i} \frac{E_{r0}}{\sum_{r \in Neighbor_i} E_{r0}} \Delta Export_{it}$ ，权数为城市 r 的劳动人口占接壤城市总劳动人口比例。 $\Delta Export_{it}$ 的构建与 $\Delta Export_{it}$ 保持一致。回归结果显示，结论并没有发生显著变化（具体结果备案）。

3. 控制最低工资

虽然 Bartik 形式的出口冲击具有较强的外生性，我们还是希望通过在模型中加入对劳动时间可能产生显著影响的相关政策来检验回归结果的稳健性。最低工资可能是较好的检验工具：最低工资的变化会提升部分劳动者的收入水平，特别是非技术劳动者，进而可能对劳动时间结构产生影响。

本文通过浏览地方政府网站、阅读政策法规和统计公告等途径手动搜集相应年份的中国城市最低工资数据。将其取差分后加入式（2）的回归中，结果中核心解释变量依然显著，说明控制最低工资同样不会影响本文的基本结论。

4. 受教育程度与劳动类型的地区差异

本文将受教育程度在大学（包括本科和专科）及以上的劳动者称为技术劳动者，而在北京、上海等平均受教育程度较高的地区，由于受高等教育的人数更多，大学以上的劳动者可能从事的是非技术的劳动，以受教育程度区分技术、非技术劳动者的度量结果可能发生偏差。

为检验上述可能存在的度量偏差对文章的核心结论是否产生显著影响，我们将一线城市从样本中去除，回归结果没有发生显著变化，在一定程度上说明相对于其他地区，大城市中受教育程度与职业间关系的不同不会显著影响文章的结论。¹⁰

⁹ 篇幅所限，具体回归结果未汇报，作者留存备案。

¹⁰ 由于篇幅限制，文中没有报告控制最低工资和去除一线城市的稳健性检验的具体回归结果，作者留存备案。除开以上稳健性检验，为检查 $\Delta \hat{\mu}_{it}$ 估计过程中的度量误差是否影响核心结论，我们还使用陈波和贺超群（2013）的方法重新构建企业层面的技术、非技术劳动力夜间劳动强度差异，并考察出口需求冲击带来的影响。回归结果与文章的核心发现保持一致。

四、劳动供给视角的影响机制分析

上述研究表明,出口需求冲击下非技术劳动力相比于技术劳动力在劳动时长上有所缩短,在夜间工作强度上有所降低。现有文献如 Feenstra and Hanson (1997)、Hsieh and Woo (2005)、Verhoogen (2008) 等所强调的出口冲击下相对需求的变化可能可以提供一定程度的解释——出口冲击带来了更多的技术(非技术)劳动力的需求,相对需求的不同引致了劳动时间变化的差异。本文不对这种机制做更详细的分析,一则因为这一机制在现存文献中已有较为成熟的研究,二则因为相对需求变化难以被刻画,导致这一机制难以被实证验证。

本文将机制探讨的研究视角锁定在技术与非技术劳动者在需求冲击下的不同反应上。这一机制很少被相关研究提及,原因在于,在“工资技术溢价”问题相关研究中,劳动供给曲线经常被外生假定为向右上方倾斜,即更多的需求带来更大的工资增长。在以劳动时间结构为考察对象的研究中,特别是在劳动时长区间中存在大量“加班”时间以及夜间工作时,对需求冲击下不同类型劳动者不同反应的讨论是必要的。此时劳动时间的供给曲线很可能不再向右上方倾斜,而呈现向左后方弯曲——更高的工资可能对应更少的加班或者更低的夜间劳动强度,某种程度上意味着即使不同技术劳动者面临的劳动需求变化一致,出口需求冲击仍能带来劳动时间的不同变化。本文希望通过从劳动供给角度对这一机制展开验证,为相关研究的影响机制提供新的解读视角。

(一) 不同技术劳动者受出口需求影响差异

我们首先对出口需求冲击下不同类型劳动者在劳动时长和夜间劳动强度上的变化分别进行分析,即分别对技术和非技术劳动者进行式(8)的回归:

$$\ln W_{jit} = \beta \text{Export}_{it} + \text{character}_{jt} + \text{character}_{it} + FE_t + FE_i + \epsilon_{it}. \quad (8)$$

与式(1)一样, W_{jit} 为劳动时长或夜间劳动强度, character_{jt} 为除技术外的其他个体特征。当研究对象为夜间劳动强度时,加入 character_{it} ,其包括地区的基础设施投入、人口密度和一、三产业GDP。 FE_t 、 FE_i 分别为时间和地区的固定效应。

表3的第(1)、(2)列以劳动时长为研究对象,第(1)列样本为非技术劳动者,第(2)列样本为技术劳动者。回归结果表明,非技术劳动者出口需求提升1个百分点,劳动时长缩短0.15个百分点,而技术劳动者的劳动时长受出口需求变化的影响不显著¹¹。表3第(3)、(4)列以夜间劳动强度为研究对象,第(3)列样本为技术密集度低于均值的栅格,第(4)列样本为技术密集度高于均值的栅格。回归结果与以劳动时长为研究目标时类似:非技术劳动者在出口需求提升时夜间劳动强度减弱,技术劳动者所受影响不显著。因而出口需求变化下两类劳动者工作时长与夜间劳动强度差距的减小,主要来源于非技术劳动力在劳动时长和夜间劳动强度的缩短。

¹¹ 费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test) P 值足够小,表明技术和非技术组别间的 Export_{it} 系数差异显著。

表 3 技术与非技术劳动者受出口需求影响差异

被解释变量	W_{jit} = working hours		W_{jit} = night shift	
	Unskilled	Skilled	Unskilled	Skilled
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Export_{it}$	-0.150*	-0.132	-0.143**	-0.021
	(0.083)	(0.134)	(0.063)	(0.033)
$sexual_{jit}$	-0.032***	-0.020***		
	(0.003)	(0.003)		
age_{jit}	-0.002***	-0.001**		
	(0.0003)	(0.0003)		
$marriage_{jit}$	0.029***	0.001		
	(0.005)	(0.005)		
$occupy_{jit}$	0.004***	0.003**		
	(0.001)	(0.002)		
$\ln fixasset_{jit}$			0.006***	0.004***
			(0.002)	(0.001)
$\ln Noworkers_{jit}$			0.006	0.001
			(0.004)	(0.002)
$\ln Nofirms_{jit}$			0.002	0.001*
			(0.001)	(0.0004)
$expenditure_{it}$			0.076***	0.055**
			(0.028)	(0.024)
$Pdensity_{it}$			-0.096	-0.088***
			(0.065)	(0.033)
$1st\&.3rdIndustry_{it}$			0.013	-0.035*
			(0.035)	(0.019)
CITY FE	是	是	是	是
YEAR FE	是	是	是	是
经验 P 值	0.048**		0.000***	
N	80 501	40 214	25 110	35 172

注： $sexual_{jit}$ 为性别，男性取0，女性取1； age_{jit} 为年龄； $marriage_{jit}$ 为婚姻状况，未婚取1，已婚取0； $occupy_{jit}$ 为职位； $\ln fixasset_{jit}$ 为栅格内固定资产总额对数； $\ln Noworkers_{jit}$ 为栅格内企业工人数总额对数； $\ln Nofirms_{jit}$ 为栅格内企业数对数；费舍尔组合检验（Fisher's Permutation test）的“经验 P 值”用于检验组间（技术和非技术） $Export_{it}$ 系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）500次得到（下同）。

（二）出口需求冲击下劳动时间变化的基础逻辑分析

1. 出口产品市场扩张与要素市场扩张

上述研究中发现技术劳动者劳动时长与夜间劳动强度不受产品市场出口需求冲击的

影响,非技术劳动者在出口需求增大的情况下劳动时长反而缩短,夜间劳动强度也有所减弱。我们试图对这一看似“反直觉”的实证结果进行解释,一个可能性是:出口产品市场的扩张并不一定带来要素市场的扩张,一方面,出口增加带来了技术进步,企业生产率提升,反而对劳动力要素的需求减少;另一方面,出口规模的增加吸引更多的劳动者到出口地区,从事出口的劳动规模上升也会带来单个劳动力的劳动时间变短或者夜间劳动强度变低。我们在式(8)中分别加入地区全要素生产率和社会从业人员数量,以控制技术进步和劳动力规模的影响。

表4和表5分别呈现了考察对象为劳动时长和夜间劳动强度的回归结果。对比没有对生产率和劳动规模进行控制(第(1)、(2)列)、仅控制生产率(第(3)、(4)列)、同时控制生产率和劳动规模(第(5)、(6)列)时 $Export_{it}$ 的系数,可以看出显著性和符号没有发生变化,且系数大小变化幅度很小,出口需求冲击对劳动时间结构影响的差异仍然显著存在。

表4 技术进步和劳动规模的作用(劳动时长)

被解释变量:	Unskilled	Skilled	Unskilled	Skilled	Unskilled	Skilled
$W_{jit} = \text{working hours}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Export_{it}$	-0.095** (0.042)	-0.056 (0.042)	-0.096** (0.043)	-0.055 (0.042)	-0.087** (0.040)	-0.047 (0.041)
TFP_{it}			-0.090 (0.620)	0.163 (0.569)	-0.250 (0.602)	0.034 (0.580)
$labor_{it}$					0.028* (0.015)	0.026** (0.012)
$character_{jt}$	是	是	是	是	是	是
CITY FE	是	是	是	是	是	是
YEAR FE	是	是	是	是	是	是
经验P值	0.000***		0.000***		0.000***	
N	68 367	34 131	68 367	34 131	68 367	34 131

注:第(1)、(3)、(5)列以非技术劳动者为考察对象,第(2)、(4)、(6)列以技术劳动者为考察对象。 $character_{jt}$ 与式(8)中保持一致,篇幅所限,在此不列举结果。

表5 技术进步和劳动规模的作用(夜间劳动强度)

被解释变量:	Unskilled	Skilled	Unskilled	Skilled	Unskilled	Skilled
$W_{jit} = \text{night shift}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Export_{it}$	-0.170*** (0.064)	-0.037 (0.039)	-0.186*** (0.063)	-0.033 (0.039)	-0.156** (0.066)	-0.013 (0.038)
TFP_{it}			-0.530** (0.218)	0.172 (0.172)	-0.884*** (0.233)	0.006 (0.175)
$labor_{it}$					0.061*** (0.016)	0.036*** (0.013)
$character_{it}$	是	是	是	是	是	是

(续表)

被解释变量： $W_{jit} = \text{night shift}$	Unskilled (1)	Skilled (2)	Unskilled (3)	Skilled (4)	Unskilled (5)	Skilled (6)
$character_{jt}$	是	是	是	是	是	是
CITY FE	是	是	是	是	是	是
YEAR FE	是	是	是	是	是	是
经验 P 值	0.000***		0.000***		0.000***	
N	22 208	30 976	22 208	30 976	22 208	30 976

注： $character_{jt}$ 、 $character_{it}$ 与式(8)保持一致。

2. 劳动供给曲线差异

我们尝试从个体的劳动供给侧给出新解读，即非技术劳动者供给曲线向左上方倾斜，技术劳动者无弹性。尽管这种向左上方弯曲（或垂直）的劳动供给曲线在发达国家已得到证实，但在人均收入较低的发展中国家是否成立存在争议。比如在中国，收入水平特别是非技术劳动者的收入水平较低，似乎无法满足经典理论中收入效应大于替代效应的要求。我们对此的解释为：第一，劳动者对自身收入水平“高低”的判断依赖于“收入靶”，即周围工人的平均收入水平，随着个体收入超越“收入靶”，劳动带来的边际收入效应可能下降，如果在收入靶处边际效应的下降足够大，一天中总体努力水平就会下降。这一点已经被众多行为劳动经济学学者所提出和证实（Camerer et al., 1997 等）。

在表 6 中，我们将工作者区分为低于“收入靶”群体和高于“收入靶”群体。为突出“收入靶”的参考目标是“周围”工作者的平均收入，在以劳动时长为研究目标时，“收入靶”被定义为同一地区、年份、所在产业、职位、受教育水平内劳动者的平均收入；在以夜间劳动强度为研究目标时，“收入靶”被定义为同一地区、年份、所在产业、规模¹²、企业所有制中企业工人的平均工资。回归结果中，不论我们以劳动时长（第(1)、(2)列）还是以夜间劳动强度（第(3)、(4)列）为研究对象，都只有高于“收入靶”的劳动群体会在面临出口需求冲击时降低劳动强度。表明劳动者在选择劳动付出时，会考虑自身收入与“收入靶”之间的关系，如果收入水平已经高于“收入靶”，那么可能考虑降低劳动付出，这与 Camerer et al. (1997) 的研究结论一致。

表 6 “收入靶”与劳动时间

被解释变量	$W_{jit} = \text{working hours}$		$W_{jit} = \text{night shift}$	
	低于“收入靶” (1)	高于“收入靶” (2)	低于“收入靶” (3)	高于“收入靶” (4)
$Export_{it}$	-0.115 (0.088)	-0.186* (0.099)	-0.064 (0.049)	-0.198** (0.096)
$character_{jt}$	是	是	是	是
$character_{it}$			是	是
CITY FE	是	是	是	是

¹² 我们以同一地区、年份、产业内企业的平均销售额为分割点，将企业区分为大型企业和小型企业。

(续表)

被解释变量	W_{jit} = working hours		W_{jit} = night shift	
	低于“收入靶”	高于“收入靶”	低于“收入靶”	高于“收入靶”
	(1)	(2)	(3)	(4)
YEAR FE	是	是	是	是
经验 P 值	0.000***		0.000***	
N	81 623	53 530	195 633	161 742

注：第(1)、(2)列以劳动时长为研究对象；第(3)、(4)列以夜间劳动强度为研究对象。

第二，本文所关注的劳动时间结构包括相当部分“加班”情况的劳动时长以及夜间劳动强度，相比于“正常”的劳动时间，劳动者对这些劳动时间的“厌恶”程度是相当高的，大大增加了替代效应大于收入效应的可能性。

遗憾的是，这一逻辑难以直接验证，我们试图通过讨论出口需求冲击下劳动时间结构的非线性变化对此进行说明：如果出口需求冲击下劳动时长和夜间劳动强度的降低来自向左后方弯曲的劳动供给曲线，即劳动者对“加班”等高劳动强度工作存在“厌恶”，那么我们有理由相信：发生在不同劳动强度区间的出口需求冲击对劳动时间结构的影响将会不同。具体来说，相比于更低劳动强度区间，发生在更高劳动强度区间的冲击可能使得劳动强度减弱更多。下文中我们尝试验证这一猜想。

我们采用分段回归的形式考察出口需求冲击下劳动时间结构的非线性变化。在以劳动时长为考察对象的研究中，我们以日工作8小时为界将劳动者分为较高劳动强度工作者和较低劳动强度工作者。如果上述逻辑成立，那么出口需求冲击下劳动时长的缩短在日工作8小时以上劳动者中应该体现得更明显。

表7中第(1)、(2)列为非技术工人的回归结果，第(3)、(4)列为技术工人的回归结果。可以看出，不论是技术还是非技术工人，当日劳动时长在8小时以上时，需求冲击都会带来劳动时长的缩短，劳动供给曲线向左上方倾斜，但倾斜角度稍有差异：非技术劳动者在面临1个百分点的需求扩张时劳动时长降低0.063个百分点，技术工人降低0.043个百分点，非技术劳动者倾斜角度可能更大一些；而当劳动时长在8小时以下时，需求冲击对劳动时长的影响均不显著。我们注意到，相比于技术劳动者，非技术劳动者的平均劳动时长更长¹³，因此出口需求冲击对非技术劳动者的影响更大。第(5)、(6)列的结果进一步说明，出口需求冲击对劳动时长的非线性影响在整体上也存在。这一结果与上文中猜想一致：相比于较低劳动强度区间，较高劳动强度区间受到冲击可能会使得劳动强度减弱。

表7 冲击的非线性表现：工作时长

被解释变量： W_{jit} = working hours	Unskilled		Skilled		All	
	>=8 hours	<8 hours	>=8 hours	<8 hours	>=8 hours	<8 hours
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Export_{it}$	-0.063** (0.024)	-0.268 (0.183)	-0.043** (0.021)	-0.272 (0.269)	-0.056** (0.022)	-0.272 (0.208)

¹³ 非技术与技术劳动者群体中劳动时长在8小时及以上和8小时以下人员的比例分别为2.17和1.82。

(续表)

被解释变量： $W_{jit} = \text{working hours}$	Unskilled		Skilled		All	
	≥ 8 hours	< 8 hours	≥ 8 hours	< 8 hours	≥ 8 hours	< 8 hours
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$character_{jt}$	是	是	是	是	是	是
CITY FE	是	是	是	是	是	是
YEAR FE	是	是	是	是	是	是
经验 P 值	0.000***		0.000***		0.000***	
N	55 098	25 402	25 990	14 223	81 089	39 625

注： ≥ 8 hours 和 < 8 hours 分别表示劳动时长大于或等于 8 小时的样本及小于 8 小时的样本。

对于夜间劳动强度，我们将栅格以夜间灯光强度均值为分界点分为高夜间劳动强度的栅格和低夜间劳动强度的栅格，考察夜间劳动强度在出口需求冲击下的非线性表现。表 8 第 (1)、(2) 列、第 (3)、(4) 列与第 (5)、(6) 列分别为非技术密集型、技术密集型企业与所有企业的回归结果。可以看出当夜间劳动强度较高时，技术和非技术工人都会随着出口需求的提升而降低夜间劳动强度；当夜间劳动强度较低时，非技术工人对出口需求冲击的反应不显著，而技术工人则会提升夜间劳动强度。

表 8 冲击的非线性表现：夜间劳动强度

被解释变量： $W_{jit} = \text{night shift}$	Unskilled		Skilled		All	
	\geq 均值	$<$ 均值	\geq 均值	$<$ 均值	\geq 均值	$<$ 均值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Export_{it}$	-0.041** (0.016)	-0.133 (0.172)	-0.017* (0.009)	0.191* (0.112)	-0.028** (0.011)	-0.085 (0.087)
$character_{jt}$	是	是	是	是	是	是
$character_{it}$	是	是	是	是	是	是
CITY FE	是	是	是	是	是	是
YEAR FE	是	是	是	是	是	是
经验 P 值	0.012**		0.040**		0.026**	
N	13 882	10 749	24 578	10 107	38 460	20 856

注：“ \geq 均值”为夜间灯光强度高于均值的样本；“ $<$ 均值”为夜间灯光强度低于均值的样本； $character_{jt}$ 、 $character_{it}$ 与式 (8) 保持一致。

这一结果符合上文中的猜想：相比于更低劳动强度区间，发生在更高劳动强度区间的出口需求冲击更可能使得夜间劳动强度减弱。此外，我们还发现，相比于非技术劳动者，技术劳动者对夜间劳动的“厌恶”程度较低，当夜间劳动强度较高时，技术劳动者的供给曲线同样会向左上方弯曲，但倾斜的角度比非技术劳动者小；而当夜间劳动强度较低时，随着出口需求的提升夜间劳动强度也在提升，劳动供给曲线向右上方倾斜。

五、扩展研究：时差与夜间劳动强度

上文结果表明夜间劳动强度较低时，技术劳动者夜间工作供给曲线向右上方倾斜。

我们猜测原因之一是由于技术劳动者所从事的工作复杂度较高,需要时常与客户对接,国际贸易中与客户交流存在时差问题,在我国处于夜间的时间点客户所在国家可能处于正常工作时间,为与客户保持联系,技术劳动者有必要在夜间进行工作,因此对轻度的夜间工作“厌恶”程度较低。我们试图对此进行考察,即时差是否在出口需求冲击对夜间劳动强度的影响中有显著作用。

我们将地区层面所面临的出口需求冲击 $Export_{it}$ 分解为 $Export_{it}^N$ 和 $Export_{it}^D$: $Export_{it}^N$ 来自同样处于非劳动时段的国家,这些国家在北京时间 20—22 点间处于 17 点至第二天的 9 点; $Export_{it}^D$ 来自处于劳动时段的国家,这些国家在北京时间 20—22 点间处于 9—17 点。如果我们的猜测成立,地区所面临的出口冲击中来自劳动时段国家的部分越多,即 $\frac{Export_{it}^D}{Export_{it}^N}$ 越大,则技术劳动者在面临出口需求冲击时夜间劳动强度提升越大,为此我们构造式(9)进行验证。

$$\ln W_{jit} = \beta_0 Export_{it} \times rate_{it} + \beta_1 Export_{it} + \beta_2 rate_{it} + character_{jt} + character_{it} + FE_t + FE_i + \epsilon_{it}, \quad (9)$$

其中 W_{jit} 为夜间劳动强度, $Export_{it}$ 为出口需求冲击,构造方法与上文保持一致。 $rate_{it} = \frac{Export_{it}^D}{Export_{it}^N}$, $Export_{it}^D = \sum_k \frac{E_{ki0}}{E_{i0}} \frac{X_{kt}^D}{E_{k0}}$, $Export_{it}^N = \sum_k \frac{E_{ki0}}{E_{i0}} \frac{X_{kt}^N}{E_{k0}}$, X_{kt}^D 和 X_{kt}^N 分别表示 k 产业在 t 年所面临的出口需求冲击中来自劳动时段国家和非劳动时段国家的部分,对式(9)的回归结果中, $Export_{it} \times rate_{it}$ 的系数正向显著,表明出口需求冲击中来自劳动时段国家的比例越高,技术劳动者在出口需求冲击中夜间劳动强度提升越大,说明时差在出口需求冲击对夜间劳动强度的影响中存在显著作用,验证了我们的猜测。¹⁴

作为安慰剂检验(Placebo test),我们针对非技术劳动者也进行了式(9)的回归,结果显示对于非技术劳动者,出口需求冲击对夜间劳动强度的作用不受时差影响。

六、结 论

本文研究技术与非技术劳动者在出口需求冲击中劳动时间结构变化的差异。通过从出口中分离出需求侧变化所引致的部分,我们构建了一个 Bartik 形式的地区层面所面临的出口需求冲击,用以识别其对劳动时长和劳动时段分布的影响。其中劳动时段分布我们着眼于与劳动者福利相关度较高的夜间劳动强度,并以工业企业地址所对应经纬度上的夜间灯光强度进行测度。本文研究发现,第一,出口需求提升使得非技术相对于技术劳动者的劳动时长缩短,夜间劳动强度减小。第二,不同技能劳动者劳动时长和夜间劳动强度的相对变化的重要原因是两类劳动者对出口需求提升的反应不同,具体表现为非技术劳动者劳动时长缩短,夜间劳动强度降低,而技术劳动者的反应不显著。第三,在控制了技术进步和劳动规模后,出口需求冲击下的两类工人劳动时长和夜间劳动强度的差异及变化可能归结于个体劳动者劳动时间供给曲线的形状及其差异,对“收入靶”效应的验证及非线性回归结果为这一结论提供了支持。第四,相比于非技术劳动者,技术

¹⁴ 篇幅所限,文中没有报告具体回归结果,作者留存备案。

劳动者之所以对轻度夜间劳动接受度较高，可能的原因是他们需要与存在时差的出口目的国客户实时联系。

在“增进民生福祉”的时代背景下，我们的研究为相关部门的政策制定提供了更多的思考依据：与劳动者福利紧密联系的不仅仅是就业和工资水平，还包括劳动时长和劳动时段分布，特别是在贸易形势不断变化的情形下，不仅要关注整个劳动群体的劳动时间结构，还要关注不同要素所有者特别是不同技术能力工作者的劳动时间结构相对变化，以保证福利差距维持在合理区间。尤其是，在出口需求不确定性较强的外部环境中，要注意可能的出口需求下降所造成的非技术劳动者福利在工资和劳动强度方面的“双重恶化”，因为根据现有文献，出口需求不足将带来工资下降，而本文的研究结论指出，出口需求的下降会带来非技术劳动者劳动强度的增加。

参考文献

- [1] Attanasio, O., K. G. Pinelopi, and P. Nina, “Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia”, *Journal of Development Economics*, 2004, 74 (2), 331-366.
- [2] Acemoglu, D., “Patterns of Skill Premia”, *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2), 199-230.
- [3] Camerer, C., L. Babcock, G. Loewenstein, and R. Thaler, “Labor Supply of New York City Cab Drivers: One Day at a Time”, *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (2), 123-145.
- [4] 陈波、贺超群, “出口与工资差距：基于我国工业企业的理论与实证分析”, 《管理世界》, 2013年第8期, 第6—15页。
- [5] Chen, B., M. J. Yu, and Z. H. Yu, “Measured Skill Premia and Input Trade Liberalization: Evidence from Chinese Firms”, *Journal of International Economics*, 2017, 109 (11), 31-42.
- [6] 陈林, “中国工业企业数据库的使用问题再探”, 《经济评论》, 2018年第6期, 第140—153页。
- [7] Chi, W., R. Freeman, and H. Li, “Adjusting to Really Big Changes: The Labor Market in China 1989-2009”, 2012, *NBER Working Paper*, No. 17721.
- [8] Dix-Carneiro, R., and B. K. Kovak, “Trade Liberalization and the Skill Premium: A Local Labor Markets Approach”, *American Economic Review Pap. Proc.*, 2015, 105 (5), 551-557.
- [9] Elvidge, C. D., P. C. Sutton, T. B. Ghosh, T. K. Tuttle, E. Baugh, B. Bhaduri, and E. Bright, “A Global Poverty Map Derived from Satellite Data”, *Remote Sensing*, 2009, 35 (8), 418-444.
- [10] 范子英、彭飞、刘冲, “政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究”, 《经济研究》, 2016年第1期, 第114—126页。
- [11] Feenstra, R. C., and G. H. Hanson, “Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico’s Maquiladoras”, *Journal of International Economics*, 1997, 42 (3), 371-93.
- [12] Feenstra, R. C., H. Ma, and Y. Xu, “US Exports and Employment”, *Journal of International Economics*, 2019, 120 (6), 46-58.
- [13] Facchini, G., M. Y. Liu, A. M. Mayda, and M. H. Zhou, “China’s ‘Great Migration’: The Impact of the Reduction in Trade Policy Uncertainty”, *Journal of International Economics*, 2019, 120 (5), 126-144.
- [14] Fehr, E., and L. Goette, “Do Workers Work More When Wages Are High? Evidence from a Randomized Field Experiment”, *American Economic Review*, 2007, 97 (1), 298-317.
- [15] Goldberg, P. K., and N. Pavcnik, “Distributional Effects of Globalization in Developing Countries”, *Journal of Economic Literature*, 2007, 45 (1), 39-82.
- [16] Hsieh, C. T., and K. T. Woo, “The Impact of Outsourcing to China on Hong Kong’s Labor Market”, *American Economic Review*, 2005, 95 (5), 1673-87.
- [17] Keane, M. P., “Labor Supply and Taxes: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, 2011, 49 (4), 961-1075.

- [18] Krugman, P., "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, 1980, 70 (5), 950-959.
- [19] Li, B. J., "Export Expansion, Skill Acquisition and Industry Specialization: Evidence from China", *Journal of International Economics*, 2018, 114 (9), 346-361.
- [20] Li, X., X. Chen, Y. Zhao, J. Xu, F. Chen, and H. Li, "Automatic Intercalibration of Night-time Light Imagery Using Robust Regression", *Remote Sensing Letters*, 2013, 4 (1), 45-54.
- [21] 刘修岩、李松林、秦蒙, "开发时滞、市场不确定性与城市蔓延", 《经济研究》, 2016年第8期, 第159—171页。
- [22] Melitz, M., "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [23] Megdal, S. P., C. H. Kroenke, F. Laden, E. Pukkala, and E. S. Schernhammer, "Night Work and Breast Cancer Risk: A Systematic Review and Meta-analysis", *European Journal of Cancer*, 2005, 41 (13), 2023-2032.
- [24] Romalis, J., "NAFTA's and CUSFTA's Impact on International Trade", *The Review of Economic Studies*, 2007, 89 (3), 416-435.
- [25] Smith, L., and J. Barton, "Shiftwork and Personal Control: Towards a Conceptual Framework", *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 1994, 4, 101-120.
- [26] 王贤彬、黄亮雄, "夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用", 《经济学动态》, 2018年第10期, 第75—87页。
- [27] Verhoogen, E. A., "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (2), 489-530.

Export Shock, Skill Difference and Working Time

YE Di

(Nanjing University of Finance & Economics)

SHI Qing*

(Shanghai University)

Abstract: This paper investigates the impact of export on the working hours and nightshift with different skills by constructing a Bartik form of export demand shocks. The empirical results show that export shocks make the labor hours and night-shift of non-skilled workers shorter than skilled workers. Therefore, the liberalization of export will shorten the welfare gap between skilled and unskilled labor in terms of working time structure. The follow-up study shows that the change of working time structure mainly comes from inconsistent response to export demand shock, and this inconsistency is more due to the difference of labor time supply of individual workers.

Keywords: export shock; working hours; night shift

JEL Classification: F13, F14, F16

* Corresponding Author: Shi Qing, School of Economics, Shanghai University, No. 333 Nanchen Road, Baoshan District, Shanghai 200444, China; Tel: 86-21-66137904; E-mail: echoshiqing@126.com.