

贸易开放对农民工工时的影响研究

——来自2007年外来务工人员调查数据的经验分析

王小洁¹, 李磊², 刘鹏程²

(1.南开大学 国际经济贸易系, 天津 300071;

2.南开大学 国际经济研究所, 天津 300071)

摘要:文章利用中国家庭收入课题组2007年外来务工人员的个体调查数据,将贸易开放引入工时方程,实证研究贸易开放对农民工工时的影响程度、内在机制以及群体差异。研究发现,总体上贸易开放显著降低了农民工工时,进一步的计量分析确认了技术吸收能力作为贸易开放技术溢出的中间机制引起农民工工时下降。贸易开放对较高技能农民工工时的负向影响显著高于对低技能农民工的影响,这意味着高劳动强度的低技能农民工反而受到了更少的工时下降影响。文章指出,增强城市人力资本水平、提高农民工受教育程度是发挥贸易开放对农民工工时负向效应的关键。

关键词:贸易开放; 农民工工时; 技术吸收能力

中图分类号:F245;F727 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)05-0112-10

一、引言

自改革开放以来,外向型的贸易开放政策打破了原本封闭的经济体内劳动力市场的均衡,伴随着对外贸易的迅速扩张,大量农村剩余劳动力涌入城市和沿海发达地区,这使得我国农民工数量迅猛上升。根据国家人口计生委统计,2008年中国农民工规模为2.01亿;2012年《中国流动人口发展报告》显示,2011年我国流动人口总量接近2.3亿,占全国总人口的17%。受户籍制度所限,农民工往往成为城市中的弱势群体,难以享受与城镇居民平等的就业机会和就业待遇,其中的重要表现就是农民工大多就业于“脏、险、累”的岗位中,其工时之长、劳动强度之大已引起广泛关注。根据2007年中国家庭收入课题组对外来务工人员的调查数据(*Rural-to-Urban Migrants in China*,下文简称RUMIC2007)计算,农民工周工作时间达61小时以上的比例为43.97%,远远大于城镇居民的4.85%。导致农民工工时较长的原因有很多,包括劳动保护机制不健全,尤其是对流动人口的劳动保护不足;由于劳动力市场分割农民工往往受到排斥和歧视,缺乏在工时和劳动保护方面的谈判权(陆康强,2010);普遍较低的受教育程度、职业培训缺失和职业技能不足都显著地与较高的劳动强度相关(谢勇,2008);也有文献指出,农民工短期目标是在短期内尽可能赚取足够多的钱,因此有主动延长工时的需求。农民工工时问题是研究农民工问题、劳动权益保障问题和社会公正问题的重要层面。因此,关注农民工工时过长问题有着重要的现实意义,特别是在贸易开

收稿日期:2014-02-16

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金(71203102);天津市科技战略规划项目(12ZLZLZF03800)

作者简介:王小洁(1988—),女,山东青岛人,南开大学国际经济贸易系博士生;

李磊(1980—),男,安徽宿州人,南开大学国际经济研究所副教授(通讯作者);

刘鹏程(1985—),男,山东潍坊人,南开大学国际经济研究所博士生。

放不断深化的背景下,开放贸易到底对农民工劳动强度产生了怎样的影响,这正是本文所关注的问题。

从目前研究来看,学术界对工时问题特别是农民工劳动强度问题的重视程度还远远不够,相关文献屈指可数,且往往以统计性描述为主,实证分析更是匮乏。进行实证研究的难点在于,我国工时的大规模统计调查尚处于起步阶段,个体工时数据缺乏。幸运的是,中国家庭收入课题组对2007年外来务工人员的调查(RUMIC2007)为本文的研究提供了可用的个体工时及其他个体特征的信息。本文基于该调查数据,通过将贸易开放度引入工时方程,检验贸易开放对我国农民工工时的影响。与以往的研究相比,本文可能的贡献在以下几个方面:1.本文首次采用严谨的计量方法对贸易开放影响农民工工时进行研究,发现贸易开放显著降低了农民工工时,且对不同技能水平农民工工时的影响存在差异,高技能农民工群体享受了更多的工时下降福利。2.虽然以往的文献认为贸易开放引起的工时下降,可能是通过技术溢出效应而获得,但并没有文献对此进行检验,本文同样用严谨的计量方法验证了这一点。3.本文参考了李磊等(2011)的方法将微观个体数据与宏观影响因素结合,这种方法除了能够有效控制个体特征因素,还有效降低了双向因果关系产生的内生性,因为个体工作时间很难对城市贸易开放度产生影响,本文还选取工具变量进一步降低了遗漏变量等因素所带来的内生性,增强了本文结论的可信程度。4.根据被解释变量的特点采用OLS、负二项回归以及截尾回归方法,保证了计量结果的稳健性。

本文余下的内容结构安排如下:第二部分为文献综述及研究命题的提出;第三部分描述了我国农民工工时的基本特征事实;第四部分建立计量模型,并对数据来源及变量处理进行说明;第五部分报告了实证结果及分析;第六部分为结论及政策建议。

二、文献综述及研究命题的提出

在有关贸易开放与工时的研究中,部分学者指出,贸易开放是造成农民工工时过长的重要原因,其中被强调最多的是在过去几十年间经济全球化过程中存在的“强资本、弱劳工”现实。为实现利润最大化的目标,全球制造行业资本迅速而自由地跨越国界流向发展中经济体,面对资本“逐底竞争”(race to the bottom),发展中国家制造业(特别是劳动密集型行业)的工人不得不接受包含超长工时等劳工标准下降问题(钱箭星,2009)。于资方而言,维持高工时的理由在于,缩短工时 would 抬高生产成本进而影响资本的利润率,但这一问题的前提是劳动生产率不变。然而,就现实来看,这个条件是不成立的。随着工业化时代的开启,技术进步促使各国社会生产力得到飞跃发展,工时下降已成为普遍趋势。而贸易开放带来的技术溢出效应也得到了广泛共识,Berger 和 Heylen (2011)指出,技术进步使得生产率提高,现有的经济发展水平具备缩短工时同时不影响生产率和国际贸易中的竞争地位的条件;另外,技术溢出效应不仅包含生产技术的溢出,还包含先进的管理模式、合理的劳动标准与劳工待遇的溢出,例如跨国公司规范其全球供应链中的劳动条件和劳工待遇的“公司行为守则”(corporate codes of conduct)。2005年5月,中国纺织工业协会发布的“中国纺织企业社会责任管理体系(CSC9000T)”对于缩减劳工过长工时有着重要的规范作用。从上述事实 and 观点可见,贸易开放负载的技术溢出效应和劳动标准提升均会对工时有着减低的作用;然而,鲜有文献对此进行严谨的实证的验证。

从理论角度来看,一个经济体对外开放程度越大,就越容易从外部引进先进技术(彭水军等,2005),技术进步能够提高劳动生产率,提高资本的有机构成,进而对劳动投入产生替

代作用。由于劳动投入不仅取决于劳动者数量,还取决于劳动参与者的工时数,而贸易开放所带来的技术进步对劳动者数量的替代作用已得到了学界的广泛认可;那么,贸易开放是否能够发挥降低工时的作用呢?这成为本文第一个待检验的研究命题:

命题 1:在控制了其他因素的前提下,贸易开放对农民工工时具有显著的负向效应。

在命题 1 中,我们暗含的假设是,贸易开放所带来的技术溢出提升了地区的技术水平,从而对工时产生替代作用。那么,贸易开放所负载的技术溢出是如何发挥作用的呢?知识产品的生产存在较强路径依赖性和自我累积性,只有当地区的人力资本存量足够丰裕时,才能充分吸收贸易开放的技术外溢。Abramovitz(1986)也持有相近的观点,即拥有足够的基础设施、技术水平等基本条件是一国或某一企业吸收掌握外界技术成果的重要前提条件。可见,贸易开放的技术溢出能否发挥降低工时的作用与城市的技术吸收能力有着很大关系(赖明勇等,2005)。大多数研究结果表明贸易开放对工时带来了负向影响,但对于其内在影响机制并未给出清晰解答,这对本文的研究提供了激励。由此我们提出第二个待检验的研究命题:

命题 2:地区的技术吸收能力是贸易开放的技术溢出发挥降低工时作用的关键渠道。地区的技术吸收能力越高,那么贸易开放的技术溢出效应对工时的负向影响越大。

以上命题均是针对农民工总体样本进行的考察,假定上述命题是成立的,随之而来的问题是,贸易开放对不同技能水平的农民工影响都是一样的吗?哪部分群体享受了更大的福利呢?潘士远(2007)在研究发展中国家工资差异时指出,贸易开放导致了有偏的学习效应和技能型技术进步,这会使得技术溢出更偏向于技能密集型,往往是技能水平高的个体才能从技术进步中受益。那么对工时的影响是否也如此呢?因此我们提出第三个待检验的命题:

命题 3:贸易开放对不同技能水平农民工群体的工时影响存在差异,高技能农民工群体享受了更多的工时下降福利。

三、我国农民工工时的基本特征事实

中国家庭收入课题组对 2007 年外来务工人员的调查问卷中,关于工时的问题为“在当前主要工作中,您平均每周工作多少小时”,本文基于该问题对农民工工时进行测度。

首先来看农民工工时的分布情况(如表 1 所示)。为便于比较分析,表 1 同时报告了 2007 年城镇居民调查子数据库(CHIP 2007)中城镇居民的工时分布情况。对比周平均工时可见,城镇职工的平均工时仅为 43.47 小时,而农民工平均工时达到 61.10 小时,与《劳动法》规定的“国家实行劳动者每日工作时间不超过八小时、平均每周工作时间不超过四十四

表 1 农民工与城镇职工的周工时分布比较

周工时	农民工(N=6 147)	城镇职工(N=5 111)
不足 20 小时	0.06%	2.35%
21—40 小时	11.50%	61.46%
41—60 小时	44.47%	31.34%
61—80 小时	30.35%	3.70%
80 小时以上	13.62%	1.15%
总计	100.00%	100.00%
周平均工时	61.10	43.47

数据来源:根据 CHIP2007、RUMIC2007 调查数据整理而得。

小时”的工时制度相差甚远。从工时分布来看,农民工工时分布集中于 41—80 小时,超过 40 小时的样本占到总体的 88.44%,远高于城镇职工的 36.20%。可见,农民工的劳动强度大大高于城镇职工。这可能是由以下原因造成的:农民工通常有着非常明确的短期目标,即在他们待在城市的有限时间内,尽可能赚取并储蓄足够多的钱。这一目标促使他们的劳动强度大大高于城镇居民,但代价是什么呢?过高的工时可能接近甚至超过人体承受极限,长此以往会对农民工的身体健康造成不利影响。在 Grossman(1972)的模型中健康被视为人力资本的一部分,那么超长时间工作就会减少健康人力资本和未来收益。因此,降低农民工工时对于维护农民工健康、提高农民工福利和缩小城乡差距均有着重要的意义。

为下文研究的需要,本文按照以往文献的做法,将农民工按照学历水平进行技能水平划分。小学及以下的为低技能样本,初中学历水平为中技能样本,高中、中专及以上的为高技能样本。这一划分的依据在于,贸易开放加剧了企业之间的竞争,各企业为提高劳动生产率,通常对农民工的人力资本水平有门槛要求,外资、合资企业更为明显。由于小学及以下学历劳动者技能水平往往难以达到企业的雇用要求,将其归为低技能劳动力,在总体样本中占比为 13.36%;而初中学历农民工自身具备一定文化水平和技术能力,因此归为中技能劳动力,占总体样本的 56.23%;高中以上学历具备较高的技术水平,将其归为高技能劳动力,占总体样本的 30.40%,而其中,大专以上学历仅占到 4.06%。可见,农民工以初中学历为主,总体来看,农民工学历水平偏低。

表 2 报告了不同技能水平农民工的工时分布。总体来看,近 60%低技能农民工工时超过 60 小时,而随着学历水平的提高,农民工工时分布出现明显变化,过高劳动强度的农民工比例明显降低,且分布更为集中,分布在 41—60 小时的中等技能农民工占 42.15%,相比低技能农民工提高了约 7 个百分点,而该区间高技能农民工占比为 52.94%。21—40 小时的农民工分布占比也随着学历水平的提高而增大。可见,学历水平的提高倾向于降低农民工工时。

表 2 不同技能水平农民工工时分布

单位:%

技能水平 \ 周工时	不足 20 小时	21—40 小时	41—60 小时	61—80 小时	超过 80 小时	合计
低技能	0.36	5.14	35.29	39.00	20.22	100.00
中等技能	0.03	11.40	42.15	32.15	14.27	100.00
高技能	0.00	14.51	52.94	23.08	9.46	100.00

数据来源:根据 RUMIC2007 调查数据整理而得。

以上描述性统计事实表明,农民工劳动强度明显大于城镇职工,且不同技能水平农民工的劳动时间有很大的区别,那么农民工的劳动时间受何种因素影响?贸易开放在其中扮演了何种角色?其影响机制是什么?这有待于下文的实证考察。

四、计量模型的建立和数据说明

(一)计量模型构建。为了考察城市层面的贸易开放度对农民工工时的影响,本文构建计量模型如下:

$$H_{ik} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln open_k + \alpha_2 X_{ik} + \mu_{ik} \tag{1}$$

其中,下标 i 代表个人, k 代表城市;被解释变量城市 k 中农民工个体 i 的工时以 H_{ik} 表示;解释变量包含 $\ln open_k$ 和 X_{ik} ,分别代表城市 k 的贸易开放度和个体特征变量, μ_{ik} 为误差项。

对于贸易开放度的衡量,以城市贸易额与城市 GDP 比值的对数表示(Menon 和 Rodgers, 2007)。个体特征变量包括年龄、性别(女性为 1,男性为 0)、婚姻状况(结婚为 1,其他为 0)和受教育程度。

为下文研究需要,本文引入了城市的人力资本存量作为技术吸收能力的衡量指标,并构建了贸易开放与人力资本存量的交叉项,以检验贸易开放影响农民工工时的作用机制。

$$H_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \ln open_k + \beta_2 \ln eduave_k + \beta_3 open \times eduave_k + \beta_4 X_{ik} + \mu_{ik} \quad (2)$$

其中, $eduave_k$ 代表城市人力资本存量,参考杨胜刚和朱红(2007)的做法,本文选取各城市普通高校在校人数占所在城市总人口的比重作为衡量指标。 $open \times eduave_k$ 为贸易开放与人力资本存量的交叉项。通常,原始变量和交叉项同时引入会出现多重共线性,为解决这一问题,本文对交叉项进行了中心化处理,即对 $\ln open_k$ 和 $\ln eduave_k$ 分别减各自均值,再将所得两项相乘得到交叉项。中心化处理的意義在于,我们不仅可以准确捕获 $\ln open_k$ 和 $\ln eduave_k$ 两项变量的偏效应和标准误^①,同时也很好地解决了多重共线性问题。基于模型(2),下文将从技术吸收能力角度,探讨贸易开放影响农民工工时的作用机制,以期对命题 2 作出验证。

(二)数据来源及处理。本文宏观层面的数据包括城市的贸易额和高等教育人数分别来自 2007 年统计公报和中国经济数据库(CEIC);微观层面数据来自中国家庭收入课题组对 2007 年外来务工人员的调查。RUMIC2007 调查涵盖了 15 个城市 1 976 个家庭的 8 446 个个体。^② 本文首先对样本做了基本处理:删除了丧失劳动能力、离退休人员及在校学生样本;且为了保证主要解释变量不存在缺失,将样本年龄限制在 16—60 岁。同时,考虑到由于党政机关和事业单位人员的工时一般为法定工作时间,受到贸易开放等其他因素的影响不大,因此我们对这部分样本个体予以剔除。最后本文删除了工时明显不符合常识的样本,调查数据中,有一定数量个体工时数不合常理,甚至有 39 个个体工时数大于每周自然小时数(168 小时),这显然会导致回归出现严重偏差。考虑到劳动供给者生理的极限决定了工时的上限,本文设定了工时上限:在每天 24 小时中,除去用于睡眠、吃饭及其他维持生命而不能挪为他用的基本时间需求 8 小时,再减去必不可少的闲暇休息时间为 3 小时,即每天最大工作时间为 13 小时,假定周末无休,得出每周工作时间的上限为 $13 \times 7 = 91$ 小时。在将微观宏观数据结合并删除缺失值之后,本文共得到 6 147 个样本数据。各主要变量的描述性统计如下:

表 3 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
工时	6 147	60.9922	14.6131	3	91
贸易开放度	6 147	-0.7383	1.1903	-2.8294	1.1730
是否为女性	6 147	0.4090	0.4917	0	1
年龄	6 147	30.4758	9.4979	16	59
是否结婚	6 147	0.6024	0.4894	0	1
受教育程度	6 147	9.1640	2.3777	1	20
海外市场接近度	6 147	0.7784	1.1225	0.0600	3.3300
人力资本存量	6 147	0.5989	0.3248	0.1083	1.1197

注:贸易开放度和人力资本存量两项为宏观变量,为克服可能存在的异方差问题,对这两项取对数形式。

① Stock 和 Watson(2005)在《经济计量学(Introduction to Econometrics)》以及 Wooldridge(2010)在《计量经济学导论(Introductory Econometrics: A Modern Approach)》中,均对交互项的引入及中心化处理方法有详细的论述。

② 15 个城市包括:上海、南京、无锡、杭州、宁波、合肥、蚌埠、郑州、洛阳、武汉、广州、深圳、东莞、重庆、成都。

(三)多重共线性分析、计量方法选择及内生性处理。表4报告了各变量的相关系数矩阵。可见,除“年龄”与“是否结婚”的 *Spearman* 相关系数为 0.725 之外^①,各解释变量之间的 *Pearson* 和 *Spearman* 相关系数均低于 0.7,尤其是贸易开放度、人力资本存量及二者的交叉项经过中心化处理后,多重共线性问题得到了很好的解决。通过进一步考察方差膨胀因子(VIF),发现取值介于 1.03—3.40,因此我们不必太在意多重共线性问题。为克服样本间可能存在而又无法识别的异方差,本文所报告的估计系数均经过了 *White* 异方差修正。

表4 主要变量相关系数矩阵

	工时	贸易开放度	人力资本存量	交叉项	是否为女性	年龄	是否结婚	受教育程度
工时	1	-0.1751	-0.0521	0.0665	-0.0266	0.1118	0.1591	-0.2176
贸易开放度	-0.1628	1	0.1042	-0.5547	-0.0061	-0.0238	-0.0722	0.0841
人力资本存量	-0.0543	0.0482	1	-0.3433	-0.0019	-0.0153	-0.0315	0.0884
交叉项	0.0227	-0.3554	-0.1828	1	0.0090	0.0198	0.0261	-0.0921
是否为女性	-0.0275	-0.0079	-0.0015	0.0080	1	-0.0723	0.0362	-0.0684
年龄	0.1135	-0.0227	-0.0214	0.0234	-0.0621	1	0.6677	-0.3175
是否结婚	0.1565	-0.0721	-0.0310	0.0146	0.0362	0.7245	1	-0.2644
受教育程度	-0.2308	0.1121	0.1047	-0.0995	-0.0611	-0.3066	-0.2702	1

注:表中“交叉项”代表的是贸易开放度与人力资本存量中心化处理后的交叉项。表格左下部分为 *Spearman* 相关系数,右上部分为 *Pearson* 相关系数。

由于本文删除了高于工时上限的样本,这一做法保证了数据的合理性,但也有可能造成数据右端断尾的问题,因此本文在计量部分中采用右端断尾回归对样本选择问题进行纠正。另外,考虑到工时变量的分布存在一定计数模型统计特征,不符合传统线性回归所要求的正态分布性,为消除 *OLS* 回归可能存在的偏差,本文进一步采用计数模型进行回归分析。

内生性问题往往是导致计量结果偏差的重要原因,本文中可能引致内生性的原因如下:一是贸易开放与工时水平可能存在双向因果关系;二是难以避免的遗漏变量问题;三是本文的贸易额和 *GDP* 数据均取自各城市统计公报,统计口径不同产生的测量误差也会导致内生性。因此,本文借鉴黄玖立和李坤望(2006)的做法,引入海外市场接近度(以各城市到海岸线的最小距离的倒数来衡量)作为贸易开放的工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。

五、计量结果

(一)总体样本回归结果。考虑到本文被解释变量的分布特征、样本处理中可能存在的断尾问题以及内生性问题,本文分别以负二项回归、右端断尾回归以及 2SLS 回归进行进一步的估计。

(1)*OLS* 估计结果。表5的前两列报告了农民工总体样本的基准 *OLS* 估计结果。式(1)为未加入贸易开放的回归结果。在加入贸易开放之后,式(2)显示贸易开放的系数为 -1.8596,且在 1%显著性水平上显著,这表示在其他变量不变的前提下,贸易开放度增加 1%,会引起农民工工时下降 1.8596 个单位。个体控制变量方面,是否为女性变量的系数显著为负,说明女性农民工的工时相对男性更低,这可能与个体的性别生理特征有关,通常较高劳动强度的工作中男性在体力和精力方面更具优势,因此存在显著的劳动力性别替代效应;年龄系数显著为负,说明工时随年龄增长呈现下降的趋势;婚姻系数显著为正,这可能是

^①这两个变量的多重共线性问题并不影响所关心变量(贸易开放)的显著性,根据陈强在《高级计量经济学及 Stata 应用》中的论述,我们不必太在意多重共线性问题。

由于农民工往往小时工资偏低,婚后生活压力增大导致个体有延长工时的诉求;个体工时与其受教育水平呈负相关关系,即受教育水平越低的农民工工时越长,这也与特征事实部分的描述相符。

(2)负二项回归估计结果。如前文所述,工时变量存在一定计数模型的统计特征,为消除 OLS 回归可能存在的偏差,本文进一步采用计数模型进行分析。式(4)中贸易开放的系数显著为负,即贸易开放降低了农民工的工时水平。个体控制变量方面,是否为女性以及年龄的系数依然显著为负;而婚姻变量的计量结果也很稳健,即已婚个体的工时显著增加;个体受教育水平与工时有着显著的负向关系,上述结果与 OLS 基准回归结果一致。

(3)右端断尾回归估计结果。由于本文对工时变量的处理剔除了工时超过 91 的样本,导致数据只有在某个区间才能被观察到。如果抽样调查的数据缺失非随机,且误差项又是相关的,那么最小二乘法所得回归系数可能会存在偏差。为解决这一问题,本文采用右端断尾模型进行回归。右端断尾回归计量结果如表 5 的式(5)和式(6)所示。结果显示,贸易开放对农民工工时有着显著的负向效应。个体变量的系数及其显著性均与负二项回归结果一致,可见该计量结果是稳健可靠的。

(4)2SLS 回归估计结果。我们首先采用统计检验对工具变量进行评判,Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量均拒绝了工具变量识别不足的零假设,这说明了所选的“海外市场接近度”与内生变量之间具有较强的相关性。在控制了内生性问题之后,式(7)显示,贸易开放的系数为-0.6653,且在 1%的显著性水平上显著。其相应的经济意义是:在其他因素不变的前提下,贸易开放度增加 1%,将引起农民工工时下降 0.6653 个单位。对比 OLS 回归中贸易开放的系数大小,我们发现 OLS 估计值偏高,但系数符号是一致的,均支持贸易开放对工时具有负向效应的结论。

综合上述分析可见,作为本文研究中的主要变量的贸易开放,无论是用 OLS、负二项回归、右端断尾回归,还是用 2SLS 回归,其系数均显著为负,结果相当稳健,即贸易开放显著降低了农民工总体样本的工时水平,这也验证了命题 1 是成立的。

表 5 农民工总体样本估计结果

变量	最小二乘回归		负二项回归		右端断尾回归		2sls
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
贸易开放度		-1.8596*** (-12.6853)		-0.0300*** (-12.6846)		-2.0605*** (-12.4998)	-0.6653*** (-2.7401)
是否为女性	-1.4516*** (-3.8964)	-1.4176*** (-3.8546)	-0.0247*** (-4.0257)	-0.0241*** (-3.9810)	-1.6606*** (-3.9984)	-1.6247*** (-3.9734)	-1.4394*** (-3.8945)
年龄	-0.0755*** (-2.8049)	-0.0602*** (-2.2626)	-0.0013*** (-2.8874)	-0.0010*** (-2.3500)	-0.0783*** (-2.5711)	-0.0623*** (-2.0751)	-0.0700*** (-2.6107)
是否结婚	4.2089*** (8.5243)	3.7783*** (7.7327)	0.0699*** (8.5893)	0.0628*** (7.7777)	4.3750*** (7.9413)	3.8940*** (7.1700)	4.0549*** (8.2085)
受教育程度	-1.2243*** (-15.7780)	-1.1495*** (-14.9466)	-0.0202*** (-15.8328)	-0.0190*** (-15.0628)	-1.3457*** (-15.3487)	-1.2639*** (-14.5800)	-1.1975*** (-15.3938)
常数项	72.5706*** (62.7048)	70.2902*** (60.6128)	4.3003*** (228.4234)	4.2634*** (225.6140)	74.2540*** (56.5687)	71.7536*** (54.7774)	71.7548*** (60.1570)
观测值	6 147	6 147	6 147	6 147	6 060	6 060	6 147

注:括号内为回归系数的 t 统计值;*,**和*** 分别代表 10%,5%和 1%的显著性水平,下同。计数模型选择的 LR 检验显示,lnalpha 显著不为 0,即选择负二项回归模型是合理的;右端断尾回归的 LR 检验显示,标准差 Sigma 满足大于 0 的参数约束,即样本不存在选择性偏差。限于篇幅,表 5 未报告上述检验结果,有兴趣者可向作者索取。

(二)机制验证。接下来我们集中于检验本文的命题 2 是否成立,即技术吸收能力是否是贸易开放发挥降低工时作用的中间渠道,计量结果如表 6 所示。其中,贸易开放度、人力资本存量以及它们的交叉项是本文最感兴趣的变量。负二项回归结果显示,在控制了个体特征变量之后,贸易开放对工时的偏效应为-0.0369,这意味着在人力资本存量的均值处,贸易开放度提高 1%,会带来农民工工时下降 0.0369 个单位;人力资本存量对工时的偏效应亦显著为负;作为技术进步的载体,人力资本存量往往是与贸易开放所带来技术溢出共同结合对工时下降产生作用的,吸收能力大小是技术吸收效果的关键。从城市层面而言,人力资本规模越大,其对贸易开放技术溢出的吸收能力越强,越能促进生产率的提高,进而带来工时的下降。这一交互作用正是通过交叉项来体现的。式(8)显示,“贸易开度 $\times$ 人力资本存量”的系数为-0.0163,且十分显著,这意味着贸易开放与技术吸收能力结合所带来的技术溢出效应对工时产生了显著的负向影响。

我们进一步采用右端断尾回归模型做稳健性检验,如式(9)所示,在控制了个体特征变量后,贸易开放对工时的偏效应及人力资本变量的偏效应均显著为负,二者的交叉项系数为-1.0329,亦在 1%显著性水平上显著。可见,贸易开放与技术吸收能力结合所带来的技术溢出效应会显著降低农民工工时,这一命题得到了充分的证据支持。因此,提升城市对贸易开放技术溢出的吸收能力,贸易开放才能更有效地发挥对农民工工时的降低效应。

表 6 贸易开放影响农民工工时的作用机制

变 量	负二项回归	右端断尾回归
	(8)	(9)
贸易开放度	-0.0369*** (-12.2930)	-2.4947*** (-11.9909)
人力资本存量	-0.0119*** (-2.8998)	-0.9376*** (-3.4896)
贸易开放度 $\times$ 人力资本存量	-0.0163*** (-4.5113)	-1.0329*** (-4.1077)
是否为女性	-0.0238*** (-3.9180)	-1.6032*** (-3.9251)
年龄	-0.0010** (-2.2104)	-0.0581* (-1.9327)
是否结婚	0.0610*** (7.5570)	3.7736*** (6.9456)
受教育程度	-0.0191*** (-15.0797)	-1.2605*** (-14.5127)
常数项	4.2481*** (217.0344)	70.5681*** (52.1404)
观测值	6 147	6 060

(三)不同技能水平样本估计结果。表 7 报告了贸易开放对不同技能农民工的影响结果。其中,式(10)一式(12)为负二项回归计量结果。结果显示,在控制了个体特征变量之后,高技能、中技能和低技能农民工对应的贸易开放系数分别为-0.0387、-0.0302 和-0.0248,且均在 1%显著性水平上显著,而系数绝对值大小依次降低,这说明贸易开放对高技能农民工工时下降效应更大。式(13)一式(15)报告了右端断尾回归的计量结果。可见高技能、中技能农民工样本的贸易开放系数大小相差无几(分别为-2.2587 和-2.2741),但绝对值均高于低技能样本的-1.7215,可见贸易开放的技术溢出效应更多地降低了较高技能农民工群体的工时。

综合上述回归结果可得出的结论为:技能水平越高的农民工在贸易开放中享受了更大的工时下降福利,这一结果也验证了命题 3 的论断,贸易开放带来的技术溢出更偏向于技能密集型。回顾上文提及的不同技能水平农民工工时的分布(见表 2),近 60%低技能农民工工时超过 60 小时,可见低技能农民工群体劳动强度最大,这部分群体对缩短过高工时有着更为迫切的需求,但是,由于贸易开放存在有偏的学习效应,高技能农民工工时显著下降,享受了更多的福利,而低技能农民工并未在贸易开放中获益,依旧从事着过高强度的劳动。

表 7 不同技能水平农民工样本回归结果

变 量	负二项回归			右端断尾回归		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	高技能	中技能	低技能	高技能	中技能	低技能
贸易开放度	-0.0387*** (-9.1580)	-0.0302*** (-9.6682)	-0.0248*** (-3.6583)	-2.2587*** (-8.7634)	-2.2741*** (-9.9662)	-1.7215*** (-2.9295)
是否为女性	-0.0359*** (-3.1612)	-0.0264*** (-3.2449)	0.0173 (1.0602)	-1.9915*** (-2.9775)	-1.9267*** (-3.3974)	0.9496 (0.6741)
年龄	0.0011 (1.2004)	-0.0011*** (-1.9875)	-0.0017* (-1.7211)	0.0935 (1.6197)	-0.0870*** (-2.1585)	-0.1403* (-1.7179)
是否结婚	0.0423*** (2.7972)	0.0678*** (6.2796)	0.0493*** (1.9931)	2.0155*** (2.2182)	4.6243*** (6.1508)	3.6764* (1.8231)
常数项	3.9868*** (174.6051)	4.1035*** (271.0888)	4.1817*** (113.7950)	53.2033*** (37.1824)	61.3184*** (57.0398)	68.2677*** (22.0955)
观测值	1 902	3 518	727	1 887	3 461	712

六、结 论

本文运用中国家庭收入课题组对 2007 年外来务工人员的调查(RUMIC2007),实证检验了贸易开放对农民工工时的影响。总体而言,贸易开放显著降低了农民工的工时水平。本文进一步对贸易开放导致工时下降的影响机制进行验证,结果发现,地区的技术吸收能力是贸易开放的技术溢出发挥降低工时作用的关键渠道。地区的技术吸收能力越高,那么贸易开放的技术溢出效应对工时的负向影响越大。我们的研究还发现,贸易开放对农民工工时的影响是有偏的,具体来说,贸易开放更多地降低了较高技能农民工的工时,而平均劳动强度较高的低技能农民工反而享受了更少的工时下降福利。

因此,在继续深化发展对外贸易的同时,提高城市技术吸收能力是解决农民工劳动强度普遍过高问题的重要途径;考虑到贸易开放有偏学习效应,应着力提高农民工整体的受教育水平,特别是加大对低技能农民工的培训投入,重点培养技术熟练型和技能适用型农民工;最后,应建立健全有关农民工劳动保护的法律法规,强化对用人单位订立和履行合同的指导和监督,加强对农民工工时维权意识的宣传力度,切实维护农民工劳动权益。另外,逐步扫除户籍制度障碍,摒弃在观念上对外来农民工的歧视,积极促进农民工享受包括工时在内的公平待遇,对于降低农民工过高劳动强度、提高农民工福利,以及缩小城乡差距、促进社会和谐健康发展均有着重要的政策意义。

主要参考文献:

[1]程连升.超时加班与就业困难——1991—2005 年中国经济就业弹性下降分析[J].中国经济史研究,2006,(4): 21—29.
[2]黄玖立,李坤望.出口开放、地区市场规模和经济增长[J].经济研究,2006,(6): 27—38.

- [3]赖明勇,包群,彭水军,等.外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究[J].经济研究,2005,(8): 95—105.
- [4]刘斌,李磊.贸易开放与性别工资差距[J].经济学(季刊),2012,(2): 429—460.
- [5]陆康强.特大城市外来农民工的生存状态与融入倾向——基于上海抽样调查的观察和分析[J].财经研究,2010,(5): 65—77.
- [6]潘士远.贸易自由化、有偏的学习效应与发展中国家的工资差异[J].经济研究,2007,(6): 98—105.
- [7]彭水军,包群,赖明勇.技术外溢与吸收能力:基于开放经济下的内生增长模型分析[J].数量经济技术经济研究,2005,(8): 36—47.
- [8]钱箭星.全球化时代发达国家劳资关系的演变及其新动向[J].社会主义研究,2009,(6): 113—116.
- [9]谢勇.农民工劳动权益影响因素的实证研究——以南京市为例[J].中国人口科学,2008,(4): 68—73.
- [10]杨胜刚,朱红.中部塌陷、金融弱化与中部崛起的金融支持[J].经济研究,2007,(5): 55—67.
- [11]Abramovitz M.Catching up, forging ahead, and falling behind[J].Journal of Economic History,1986,46(2): 385—406.
- [12]Berger T, Heylen F.Differences in hours worked in the OECD: Institutions or fiscal policies? [J].Journal of Money, Credit and Banking,2011,43(7): 1333—1369.
- [13]Grossman M.The demand for health: A theoretical and empirical investigation[M].New York:Columbia University Press,1972.
- [14]Menon N,Rodgers Y.International trade and the gender wage gap: New evidence from India's manufacturing sector[J].World Development,2009,37(5): 965—981.

The Effect of Trade Openness on the Working Hours of Migrant Workers: Empirical Analysis Based on the Survey of Rural-to-urban Migrant Workers in 2007

WANG Xiao-jie¹, LI Lei², LIU Peng-cheng²

(1. *Department of International Economics and Trade, Nankai University, Tianjin 300071, China*;

2. *Nankai Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: Based on the individual survey of rural-to-urban migrant workers in China from the Chinese Household Income Project in 2007, this paper introduces trade openness into the working-hour equation and empirically analyzes the level, inherent mechanism and group differences of the effect of trade openness on the working hours of migrant workers. It comes to the results as follows: as a whole, trade openness significantly reduces the working hours of migrant workers; further econometric analysis confirms that technology absorptive capacity as an intermediate mechanism of technology spillover resulting from trade openness gives rise to the decrease in the working hours of migrant workers. The negative effect of trade openness on the working hours of highly skilled migrant workers is significantly higher than the effect on the working hours of migrant workers with low skill levels, showing that low skilled migrant workers with high labor intensity instead enjoy fewer benefits concerning the reduction in working hours. It points out that the increase in urban human capital level and the enhancement of education levels of migrant workers are the key to the exertion of the negative effect of trade openness on the working hours of migrant workers.

Key words: trade openness; working hours of migrant workers; technology absorptive capacity (责任编辑 周一叶)