

贸易开放对城镇居民收入及分配的影响

李 磊 刘 斌 胡 博 谢 璐*

摘 要 本文运用 2002 年中国家庭住户收入调查数据, 检验了贸易开放对收入水平和收入分配的影响。研究发现贸易开放对收入水平具有显著并稳健的正向效应。本文进一步验证了贸易开放对收入分配的影响, 结果显示: 总体来看, 贸易开放对高技能劳动力的影响大于对低技能劳动力的影响; 贸易开放对外资企业职工收入的影响大于对其他企业类型职工收入的影响; 贸易开放对资本报酬者的影响大于对劳动报酬者的影响。因此, 在某种意义上说, 中国国内的收入不平等在很大程度上是由于开放程度不均衡, 一些地区和居民被排除在开放利益之外造成的。

关键词 贸易开放, 居民收入, 收入分配

一、前 言

贸易主要从两个角度影响居民收入, 一是对参与国整体收入水平的影响, 二是对收入差距的影响。对收入水平而言, 无论是古典学说的比较优势论、新古典学说的资源禀赋论, 还是当代的规模经济理论, 都证明自由贸易可以使参与国消费更多产品, 提高其福利水平和收入水平。也正因此, WTO 才会在全球范围内不遗余力地推行自由化。对于收入差距而言, 根据国际贸易中的斯托尔帕-萨缪尔森 (S-S) 定理, 贸易自由化将导致发展中国家非熟练劳动力的收入增加。因此发展中国家的非熟练劳动力将是贸易自由化的最大受益者, 贸易开放将缩小发展中国家的收入差距 (Krueger, 1983; Bhagwati and Srinivasan, 2002; Bhagwati, 2004; Harrison, 2005)。

然而, 许多发展中国家的经验却十分令人失望。在撒哈拉以南的非洲国家, 许多贫困并没有随着贸易自由化的进程而减少 (William, 2001)。Savvides (1998) 对收入不平等和贸易保护之间的关系进行了经验研究, 结论是:

* 李磊、刘斌, 南开大学国际经济研究所; 胡博, 伦敦政治经济学院; 谢璐, 南开大学国际经济研究所。通信作者及地址: 李磊, 天津市南开大学经济学院国际经济研究所, 300071; 电话: 13622072016; E-mail: nk-lilei@gmail.com。本文受到南开大学基本科研业务费专项资金项目“经济全球化时代的贸易、产业结构调整与我国经济增长方式转变”(批准号 NKZXA10004) 资助。作者感谢匿名审稿人的细致审阅与富有建设性的修改意见, 文责自负。

20世纪80年代以来,对不发达国家来说,贸易开放程度高的国家收入分配更不平等。Harrison and Hanson (1999) 研究发现,贸易改革拉大了墨西哥收入差距。他们认为,这是因为在贸易改革之前,墨西哥的关税保护偏向于劳动密集型产业,被保护的部门存在寻租现象。劳动密集型产业的工人从政府的保护政策中额外多获得收入。在取消关税保护后,这些部门利润相对减少,工人收入结构中这种收入趋于消失。Perry and Olarreaga (2006) 采用17个拉美国家在20世纪80年代末90年代初的相关数据,同样验证了贸易开放会导致收入不平等程度的提高。并认为这主要是因为对外贸易的动态效应会加速技术偏向型的技术进步,从而导致绝大多数行业增加对技术工人的需求。

那么中国的情况如何呢?贸易开放是否真能如理论所预期,能够增加我国居民的收入水平,特别是可以增进我国充裕要素——非熟练劳动力的收入水平?如果贸易自由化并未带来非熟练劳动力相对收入的增加,那么是什么因素导致了这一现象的出现?贸易自由化又在其中发挥了怎样的作用?实际上,在贸易自由化进程中,我国劳动者的相对收入并没有如S-S定理所说,出现显著上升。劳动者收入占GDP的比例反而趋于下降(白重恩和钱震杰,2009a,2009b;李稻葵、刘霖林和王红岭,2009;罗长远和张军,2009);不同技能劳动者相对收入的变动也并未表现出熟练劳动相对收入趋于下降,非熟练劳动相对收入趋于上升的特点(滕瑜和朱晶,2011),且各行业间收入差距逐渐拉大(陈怡,2009)。如果贸易开放加剧了这些现象的产生,那么就不符合传统自由贸易理论的结论。

但由于数据所限,研究贸易对我国收入分配及差距影响问题的成果并不丰富,且主要集中在对于总体不平等的研究。大部分研究表明,贸易开放导致了我国不平等的增加。例如,赵莹(2003)首先通过建立简单的模型讨论了“技术偏向性的技术进步”对收入差距的影响。之后的经验分析中,把教育、失业率、经济转型过程中的发展战略等变量同时引入模型,结果显示我国的贸易开放倾向于扩大个人收入差距。戴枫(2005)通过汇总前人研究不平等的时间序列数据,利用Granger因果检验,发现贸易自由化水平是收入不平等的Granger原因。王少瑾(2007)采用我国1994—2004年的省级面板数据,就收入不平等与对外开放之间的关系进行了检验,发现进出口的增加导致了我国收入不平等程度的提高。

由于数据所限,关于贸易对我国高技能和低技能劳动者影响的文献也十分缺乏。Xu and Li (2008) 利用中国1500个企业的微观经济数据研究了经济开放对技能需求的影响。他们发现贸易开放同时具备斯托尔伯-萨缪尔森效应和技术进步效应,并且技术进步效应占据了上风,说明了贸易开放会扩大中国高技能和低技能劳动者的收入差距。Zhao (2001) 则认为即使贸易自由化没有带来过高的技术,由于其对劳动力流动成本的补偿性工资,技能劳动力的相对工资也可能提高。滕瑜和朱晶(2011)也从中间产品贸易的角度,以各

细分行业从事科技活动人员的平均工资表示熟练劳动力的工资、从事非科技活动人员的平均工资代替非熟练劳动力的工资，对我国工业部门熟练和非熟练劳动力收入分配的影响进行研究。结果表明：相对于最终产品，贸易对熟练劳动力相对工资具有负向影响，中间产品贸易对工业行业熟练劳动力的相对工资具有正向影响。随着我国中间产品贸易的发展，中间产品贸易占总体贸易比重的增加会扩大我国熟练劳动力和非熟练劳动力的工资差距。

关于贸易对劳动收入份额影响的文献更为缺乏。肖文和周明海（2010）认为，贸易模式的转变是劳动收入份额下降的主因。在进出口高度相关的珠三角加工贸易时代，进口渗透率促进劳动收入份额上升；而在出口型加工贸易的长三角时代，进口渗透率与劳动收入份额同时下降，这是企业降低原料和劳动成本的结果。周申和杨红彦（2011）分析了国际贸易、技术进步等因素对中国工业部门劳动收入份额的影响。研究显示在 1999—2009 年期间，我国工业部门的劳动收入份额总体上呈现出缓慢下降的趋势，同时，国际贸易具有较为显著地提高我国工业部门行业劳动份额的效应，而技术进步则存在显著降低工业行业劳动份额的效应。

以上大多数论文采用了分地区面板数据或者分行业面板数据，并且引入贸易开放、FDI、失业率、人力资本等宏观因素。但是这些指标无法解释劳动力内部的教育分布，并且分省或者分行业数据不能采集劳动者个体的特点，如工作经验或性别。而劳动经济学家（Mincer, 1974; Willis, 1986）已强调了这些特点的重要性。除了劳动力技能的差距外，Combes, Duranton and Gobillon (2008) 还强调了非人力禀赋和职业特征的差异，对于后一点，分省或者分行业数据同样无法解决。幸运的是，Paillacar (2006) 和 Hering and Poncet (2010) 给我们提供了一个解决方案，他们在研究市场潜力和工资差距的过程中，通过将工资方程和个人数据相结合，较好地解决了这个问题（我们将在后文进一步详细介绍）。这种方法的好处是显而易见的，微观层面的数据允许我们能够控制技能成分、其他个人特征和企业所有制特征对个人收入的影响。此外，某一个人收入的微小变动对于贸易的影响是微乎其微的，因此利用微观层面数据的另一个好处是能够减轻方程的内生性问题（Hering and Poncet, 2010）。鉴于此，本论文借用他们的方法，运用中国家庭住户收入调查 2002 年（CHIP）所调查的 6835 户城镇家庭和 20632 位城镇个人的调查数据，通过将贸易开放引入收入方程，检验贸易开放对城镇居民收入水平和收入分配的影响。

二、数据说明和计量模型

(一) 计量模型

利用 Mincer (1974) 经典的个体劳动收入方程, 并且借鉴 Paillacar (2006) 和 Hering and Poncet (2010) 的方法, 本文使用对数模型估计个体劳动收入决定方程, 那么, 贸易开放对收入水平影响的计量模型为

$$\ln I_{ic} = \alpha + \beta \ln \text{open}_c + \gamma \ln X_c + \tau Z_{ic} + \mu_{ic},$$

其中, i 表示个人; c 表示城市; I_{ic} 代表 c 城市中个人 i 的收入; open_c 代表 c 城市的贸易开放程度; X_c 代表城市变量, 具体包括城市人均 GDP、城市人力资本和城市生活成本; Z_{ic} 为个体变量, 具体包括年龄、年龄的平方、工作经验、性别 (男性为 1, 女性为 0)、婚姻状况 (结婚为 1, 其他为 0)、是否是党员 (中国共产党党员为 1, 其他为 0) 和受教育年限等个人变量; μ_{ic} 为误差项。

贸易开放度 (open_c) 的衡量采用各城市对外贸易总量/各城市 GDP 总量。“城市人力资本”是指调查中每个城市个体调查样本受教育年限的平均值。在 CHIP (2002) 调查中, 有一项为“按照您家的实际情况, 您全家每月维持最低生活水平的费用大约多少元”, 本论文对每个城市个人的最低生活水平加总后进行平均, 定义为“城市生活成本”。

在调查数据中, 5427 名个人未报告目前的收入, 234 名个人报告的收入为 0。为确保结论不受选择偏差的影响, 本文使用 Heckman 程序检验是否报告非零收入的可能性是外生 (Heckman, 1976), 结论显示数据并不存在自选择问题。另外, 在相同省份和产业内的各种个体, 观察到的和未观察到的特点可能是相关的, 即存在聚类误差的问题, 本文使用 Rogers (1993) 方法, 纠正省份和产业内的个人间误差的相关性。

(二) 内生性及其处理

虽然本文所采用的计量方法大大降低了双向因果关系可能导致的内生性, 但是仍然可能因为存在某些遗漏变量而导致内生性。例如珠三角工人的收入状况远不如长三角, 并且差异显著。究其原因, 除了两地工人的人力资本差异之外, 还有由企业结构等因素造成的制度性差异。珠三角企业处理劳资关系的基本模式是“市场型”, 而长三角则是“人情型”和“法治型”。这是两地基本的制度安排和制度差异 (万向东等, 2006; 刘林平等, 2011)。由于不同地区的制度安排同样可能影响当地的贸易开放, 但这种制度因素无法有效度量, 如此就可能产生遗漏变量导致的内生性。此外, 各城市对于贸易量统计口径可能存在的差异, 也会产生测量误差导致的内生性。

控制内生性通常的方法是寻找一个与贸易开放变量关系密切但独立于个体收入水平的变量作为工具变量，进行两阶段最小二乘法估计。本文取各城市到海岸线的最小距离的倒数即国外市场接近度作为工具变量。这主要基于以下两方面考虑：

首先，国外市场接近度与各城市的贸易密切相关。海运是对外贸易运输的主要形式，从节约运输成本的角度看，各城市越接近海岸线就意味着越接近国外市场（黄玖立和李坤望，2006），其贸易开放度越高。其次，无论根据历史还是现实，我们均无法断定地理因素本身决定了个人收入差异。例如，在唐宋以前，中原地区居民的收入高于沿海地区的收入。在 2010 年，内蒙古地区的城镇人均可支配收入为 17 698 元，明显高于海南地区的城镇人均可支配收入 15 623 元。

（三）数据说明

本文使用的数据来自中国社会科学院经济研究所收入分配课题组的 2002 年中国家庭住户收入调查数据（CHIP），该调查分城镇、农村、农村-城镇移民三大类共 10 个子数据库。本文使用的是城镇个人收入、消费和就业数据库与城镇家庭收入、消费和就业数据库。本文将这两个子数据库合并以获得个人及其所在家庭的相关信息。该调查覆盖了 12 个省份¹（直辖市、自治区）、70 个城市、6 835 户城镇家庭和 20 632 位城镇个人。基于该数据集，本文可以定量考察贸易和其他因素对收入水平和收入差距的影响。CHIP 数据提供了城市代码（city code），该城市代码为调查所在区域的行政区划代码。但对于北京和重庆两个城市，CHIP 数据提供的是个体所在区的行政区划代码，考虑到对于各类生产要素来说，其在城市内部的流动是相对自由的。因此将分析限定为区并不合适，本文将北京和重庆各个区合并为一个整体考虑。城市人均 GDP 数据的来源有两个，地级市的人均 GDP 数据来自 2003 年《中国城市统计年鉴》，县级市的人均 GDP 数据来自《中国县市社会经济统计年鉴》。城市贸易额的来源是各地 2002 年、2003 年统计公报。采用统计公报提供的贸易数据的原因是由于地级市和县级市的贸易数据均没有统计年鉴可查。因此，我们查阅了 CHIP 数据所涉及的各城市 2002 年的统计公报，以当年统计公报上所提供的贸易数据为准。有些城市没有 2002 年公报，但提供了 2003 年公报，本文就用 2003 年公报提供的贸易数据和贸易增长率折算为 2002 年数据。

¹ 调查中的 12 个省份（直辖市、自治区）分别为：安徽、北京、甘肃、广东、河南、湖北、江苏、辽宁、山西、四川、云南、重庆。

本文选择男性年龄在16—60周岁,女性年龄在16—55周岁²且劳动收入大于0的个体,经过去除主要变量(包括劳动收入、性别、年龄、工作经验³、受教育年限、婚姻状况、政治面貌和城市控制变量等)的缺失值,获得样本数为8249个,这些劳动者的基本特点均不存在遗漏。对于离群值的处理采用Barnett and Lewis(1994)的方法。⁴每年的居民收入变量,被定义为基本工资、奖金、补贴(住房、医疗、儿童保育和地区补贴)和其他工资(加班工资和特殊情况下工资)的总和。

表1给出了主要变量的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计量

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
收入	8249	9.2276	0.6595	3.8712	10.6281
城市贸易开放度	8249	-4.1566	1.4664	-7.2086	-1.5435
城市人均GDP	8249	1.0147	0.6201	-1.3430	2.5746
城市人力资本	8249	2.2791	0.0820	1.9998	2.4249
城市生活成本	8249	7.0626	0.3738	6.3757	8.7977
性别	8249	0.5568	0.4968	0	1
年龄	8249	40.5750	9.0524	16	60
年龄的平方	8249	1728.2640	717.0859	256	3600
是否党员	8249	0.2786	0.4483	0	1
受教育年限	8249	11.5024	2.9549	0	23
工作经验	8249	20.4306	9.7322	0	43
是否结婚	8249	0.8757	0.3299	0	1

注:收入、贸易开放度、城市人均GDP、城市人力资本和城市生活成本变量取了对数,年龄、年龄的平方、是否党员、受教育年限、工作经验和是否结婚变量没有取对数,统计结果保留四位有效小数。

三、回归结果分析

(一) 贸易开放与收入水平

1. 基准规范分析

表2报告了基准收入模型的估计结果,结果显示:关于收入基本决定因素(性别、年龄、是否是党员、受教育年限、工作经验和是否结婚)的研究结果与以往文献的研究相似,即:男性比女性收入高,性别收入差距明显;年龄与收入待遇呈倒“U”形曲线特征,即收入随年龄先增加后减少;党员收入待遇比非党员收入待遇要高(Li, 2003);受教育年限越长、工作经验越多,

² 通常我国男性退休年龄为60周岁,女性为55周岁。

³ 工作经验指的是被调查者开始工作至2002年底的工作时间,对于缺失经验的个体,使用“经验=年龄-教育-6”代替。

⁴ 通常的去除离群值的方法是以缺失值替代,但Barnett and Lewis(1994)所介绍的方法是:所有离群值均以仅次于(大于或小于)其的非离群值替代。

收入待遇越高；结婚后，收入比婚前高。

表 2 贸易开放对收入的影响：基准回归结果

变量	普通最小二乘						两阶段最小二乘
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
城市贸易开放度		0.1134*** (0.0102)	0.1261*** (0.0095)	0.0717*** (0.0072)	0.0665*** (0.0070)	0.0700*** (0.0070)	0.1126*** (0.0321)
性别	0.1612*** (0.0166)	0.1715*** (0.0155)	0.1569*** (0.0142)	0.1665*** (0.0139)	0.1555*** (0.0133)	0.1348*** (0.0130)	0.1341*** (0.0129)
年龄	0.0366*** (0.0080)	0.0435*** (0.0080)	0.0479*** (0.0077)	0.0438*** (0.0073)	0.0456*** (0.0073)	0.0455*** (0.0072)	0.0461*** (0.0073)
年龄的平方	-0.0004*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)
是否是党员	0.1498*** (0.0163)	0.1694*** (0.0153)	0.1440*** (0.0145)	0.1352*** (0.0140)	0.1238*** (0.0135)	0.0873*** (0.0134)	0.0891*** (0.0137)
受教育年限	0.0704*** (0.0044)	0.0640*** (0.0036)	0.0454*** (0.0034)	0.0477*** (0.0033)	0.0439*** (0.0034)	0.0323*** (0.0032)	0.0309*** (0.0034)
工作经验	0.0150*** (0.0015)	0.0122*** (0.0014)	0.0110*** (0.0014)	0.0098*** (0.0014)	0.0095*** (0.0014)	0.0089*** (0.0013)	0.0087*** (0.0013)
是否结婚	0.0445 (0.0349)	0.1183*** (0.0316)	0.1189*** (0.0305)	0.1281*** (0.0290)	0.1289*** (0.0287)	0.1177*** (0.0282)	0.1257*** (0.0293)
常数项	7.2153*** (0.1786)	7.6290*** (0.1618)	7.8767*** (0.1725)	7.5837*** (0.1704)	7.6415*** (0.1727)	7.9065*** (0.1806)	8.1222*** (0.2387)
职业类别固定效应	无	无	无	无	无	有	有
企业所有权固定效应	无	无	无	无	有	有	有
省份固定效应	无	无	无	有	有	有	有
产业固定效应	无	无	有	有	有	有	有
观测值	8 249	8 249	8 249	8 249	8 249	8 249	8 249
R ²	0.2024	0.2630	0.3253	0.3620	0.3847	0.4064	0.4030

注：括号内为稳健的标准误；*，**，*** 分别代表 10%，5% 和 1% 的显著性水平。

将贸易开放作为独立变量加入方程 (2)，导致 R^2 提高了 6 个百分点，其他变量的估计系数的变动如下：性别、年龄、是否是党员以及是否结婚的系数有了不同程度的提升，而受教育年限和工作经验的系数则有不同程度的下降。可见，贸易开放对解释收入水平的变动有一定作用，但仍需进一步验证。考虑到各省份在政策、要素禀赋和发展水平等方面有着显著不同，且产业特征、公司所有权和职业类别等对收入也会有重要影响，本文采用逐步加入虚拟变量的办法来消除这些因素对收入的影响。方程 (3) 中加入产业固定效应，方程 (4) 加入省份固定效应，方程 (5) 引入企业所有权的固定效应，方程 (6) 继续引入劳动者职业类别的固定效应，本文发现引入固定效应后，贸易开放对个人收入水平仍然存在显著为正的影响。最后方程 (7) 中利用各城市到海岸线的最小距离的倒数作为工具变量，采用两阶段最小二乘法进行估计。估计结果显示，贸易开放度的系数有了较为明显的提高，表明如果不考虑内生性的话，会较大幅度低估贸易开放对个人收入的影响。

值得注意的是，本文估计教育的回报率为 3% 到 7%，略高于 Chen, Demurger and Fournier (2005) 估计的 2% 到 5% 的范围，这是由于本文采用的数

据为CHIP(2002)数据,Chen *et al.* (2005)采用的是CHIP(1995)数据,说明随着时间的推移,我国的教育回报率有了一定程度的升高。不过我国的教育回报率仍然大大低于10.1%的世界平均水平和9.6%的亚洲平均水平,且低于低收入和中等收入国家11.2%到11.7%的水平(Psacharopoulos, 1994)。

2. 贸易开放、城市控制变量和其他因素

Hanson(2003)提出并区分了三种聚集效应影响收入的机制,分别为:非人力要素禀赋(non-human factor endowments)、企业的规模报酬递增(increasing returns external to firms)和人力资本外部化(human capital externalities)。关于第一种机制,非人力要素禀赋(如制度、习俗和公共机构等)的差别更有可能在省级和产业层面发生,无须控制城市间的差异(Hering and Poncet, 2010)。企业规模报酬递增效应和人力资本外部化是地区聚集的两个主要的动态竞争力效应。一方面,更大和更密集的地区聚集,在企业 and 工人间产生更多的知识外溢,导致企业规模报酬递增和工人生产力的提高,因而劳动者具有更高的收入;另一方面,地区聚集导致大量劳动者面临更激烈的竞争,且竞争对市场价格施加向下的压力,劳动者间的竞争效应和较低的市场价格水平驱使工人收入下降。因此,收入暴露在这两种相互矛盾的力量中。本文在借鉴了Hering and Poncet(2010)的研究基础之上,选择城市人均GDP、城市人力资本和城市生活成本代表城市的聚集程度。通常情况下,城市的经济越发达,人力资本存量越多,城市的生活成本越高,该城市的聚集效应体现得越明显。表3报告了引入城市变量(城市人均GDP、城市人力资本和城市生活成本)后的回归结果。结果发现城市人均GDP、城市人力资本和城市生活水平对收入水平有正向效应。城市人均GDP度量的是该城市的发展水平,发展水平越高,人民收入水平也就越高,个人获得高收入的可能性也就越高。城市人力资本这一指标的系数为正,验证了人力资本对收入水平存在正的外部性。生活成本的回归系数显著为正,且导致了贸易开放系数的减小,说明了若不考虑生活成本的增加对收入的影响,将在较大程度上高估贸易开放对收入的正向影响。在方程(11)中,将三种城市变量同时加入方程。结果显示:贸易开放的系数依然在1%显著性水平下保持显著。方程(12)是两阶段最小二乘法的估计结果,城市贸易开放度的系数有了较明显的提高,城市人均GDP由显著变为不显著,城市生活成本仍然显著为正。以上结果说明:(1)城市人均GDP、城市人力资本和城市生活成本等三种城市变量对收入水平有正向效应,特别是城市生活成本,能够解释居民收入增长的较大部分;(2)贸易开放对收入水平的正向影响是稳健的;(3)内生性导致低估了城市贸易开放度的影响。

表 3 贸易开放对收入的影响：加入城市变量

变量	普通最小二乘				两阶段最小二乘
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
城市贸易开放度	0.0626*** (0.0077)	0.0647*** (0.0080)	0.0604*** (0.0067)	0.0481*** (0.0083)	0.0664** (0.0317)
城市人均 GDP	0.0430*** (0.0159)			0.0457*** (0.0159)	0.0345 (0.0211)
城市人力资本		0.2189* (0.1318)		0.1904 (0.1375)	0.0774 (0.2596)
城市生活成本			0.1514*** (0.0254)	0.1471*** (0.0263)	0.1396*** (0.0271)
个人特征控制变量	有	有	有	有	有
常数项	7.8407*** (0.1802)	7.3986*** (0.3610)	6.8414*** (0.2659)	6.3597*** (0.3665)	6.7589*** (0.7991)
职业类别固定效应	有	有	有	有	有
企业所有权固定效应	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有
产业固定效应	有	有	有	有	有
观测值	8 249	8 249	8 249	8 249	8 249
R ²	0.4072	0.4067	0.4100	0.4110	0.4106

注：括号内为稳健的标准误；*，**，*** 分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

(二) 贸易开放与收入差距

1. 贸易开放对高技能和低技能劳动力的影响

根据斯托尔帕-萨缪尔森定理，发展中国家更容易生产具有比较优势的商品（使用非熟练劳动力相对更密集），非熟练劳动力将是贸易自由化的最大受益者，在这些国家贸易改革本质上是有益于穷人的。但事情果真如此吗？本文将全体样本分为高技能劳动力和低技能劳动力两类，如果这个人是初中以上文化程度，那么此人被视为高技能劳动力；否则，这个人被划归为低技能劳动力。估计结果如表 4 所示。在方程（13）和（14）的比较中，低技能劳动者的贸易开放系数大于高技能劳动者的贸易开放系数，两者的系数分别为 0.0724 和 0.0696，且均在 1%统计显著性水平下显著，显示贸易开放对低技能劳动力的促进作用大于对高技能劳动力的促进作用，似乎表明贸易开放缩小了技能收入差距。但加入控制变量后，计量结果却发生了较大程度的改变。

表 4 贸易开放对高技能和低技能劳动力的影响

变量	普通最小二乘				两阶段最小二乘	
	(13)低技能	(14)高技能	(15)低技能	(16)高技能	(17)低技能	(18)高技能
城市贸易开放度	0.0724*** (0.0132)	0.0696*** (0.0083)	0.0303** (0.0145)	0.0572*** (0.0098)	0.0425 (0.0521)	0.0859*** (0.0316)
城市人均 GDP			0.0636** (0.0252)	0.0378** (0.0183)	0.0566 (0.0350)	0.0199 (0.0227)
城市人力资本			0.8780*** (0.2358)	-0.1277 (0.1490)	0.8084** (0.4101)	-0.3081 (0.2519)

(续表)

变量	普通最小二乘				两阶段最小二乘	
	(13)低技能	(14)高技能	(15)低技能	(16)高技能	(17)低技能	(18)高技能
城市生活成本			0.1077** (0.0473)	0.1595*** (0.0295)	0.1002* (0.0517)	0.1497*** (0.0299)
个人特征控制变量	有	有	有	有	有	有
常数项	8.3599*** (0.3503)	7.7937*** (0.2150)	5.5267*** (0.6787)	6.9142*** (0.4249)	5.7939*** (1.3953)	7.5363*** (0.7824)
职业类别固定效应	有	有	有	有	有	有
企业所有权固定效应	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
产业固定效应	有	有	有	有	有	有
观测值	2 157	6 092	2 157	6 092	2 157	6 092
R ²	0.3502	0.3972	0.3594	0.4021	0.3592	0.4010

注:括号内为稳健的标准误;* , ** , *** 分别代表 10% , 5% 和 1% 的显著性水平。

在方程(15)和(16)中,本文引入城市人均GDP、城市人力资本和城市生活成本三个控制变量。可以看到一旦控制了这三者,低技能劳动者贸易开放系数明显低于高技能劳动者贸易开放系数,技能收入差距不是在缩小而是在扩大。这说明尽管对所有劳动者来说,随着贸易开放的增加,收入在增加,但低技能劳动者收入的增加可以更多解释为经济发展、技能水平逐步提高和城市平均生活成本增加的影响,而对高技能劳动者而言,贸易开放度的上升导致了收入更快地增加。在方程(17)和(18)中,本文同样利用各城市到海岸线最小距离的倒数作为工具变量,进一步控制内生性。发现控制了内生性之后,贸易开放对高技能劳动力和低技能劳动力影响的差距进一步拉大。综合来看,贸易开放的确拉大了熟练劳动力与非熟练劳动力的差距。造成这一结果的原因是什么呢?可以从理论和现实两个角度进行解释。

从理论角度,S-S定理要求要素数量不变,但中国尚处于二元经济向一元经济转换的阶段,农业中存在大量的剩余劳动力,劳动力持续从农业部门向现代工业部门转移,使现代工业部门的劳动力供给量持续上升;S-S定理要求要素无摩擦、瞬时流动,而中国要素流动的成本尤其是要素在城乡之间流动的成本非常高,户籍制度的存在成为劳动力在城乡间流动的障碍,由户籍制度引起的城乡劳动力在医疗、保险、教育等方面的不平等,也阻碍了劳动力的自由流动。

从现实角度,第一个原因是贸易产品复杂度逐步增加。贸易开放所实现的技能型技术进步更多地体现在中间产品种类数增加方面。技能密集型部门与低技能劳动密集型部门中间产品的相对种类数的提高,从而拉大了收入不平衡程度(殷德生和唐海燕,2006)。第二个原因是劳动力需求变化。高技能劳动力需求与进口的资本品是互补的,技能收入差距拉大归因于出口引致的劳动力需求变化,进口机器、设备和技术增加了对高技能劳动力的需求。第三个原因是寻租行为的减少。关税保护偏向于劳动密集型产业,被保护的部门存在寻租现象,劳动密集型产业的劳动力从政府的保护政策中额外多获得

收入,在取消关税保护后,这些部门利润相对减少,劳动力收入结构中这种收入趋于消失(Robbins,1996)。第四个原因是有偏的学习效应。贸易开放提高后,企业和劳动者接触和学习到相对多的与熟练劳动力匹配的技术知识,因此,和生产与非熟练劳动力匹配的技术知识相比,生产与熟练劳动力匹配的技术知识的生产力水平上升相对较多。这种有偏的学习效应会使技术进步更偏向于技能密集型,从而进一步导致对熟练劳动力需求的增加,扩大收入差异(潘士远,2007)。

另一个有趣的现象是城市人力资本对低技能劳动者和高技能劳动者影响的差异,城市人力资本对低技能劳动者的影响显著为正,不过对高技能劳动者的影响为负,不显著。这也是容易理解的,因为随着城市人均受教育水平的提高,那么高技能劳动者面临着激烈的竞争,而相对的低技能劳动者就会缺乏,因此城市人力资本对低技能劳动者的收入产生正向影响,而对高技能劳动者收入产生负向影响(虽然这种影响并不显著)。

为了检验本文的结论是否稳健,本文对划分高、低技能的标准进行调整。本文进一步将受过高等教育的居民设定为高技能劳动力,而将未受过高等教育的居民设定为低技能劳动力。结论如表 5 所示。方程(19)~(22)是普通最小二乘的估计结果,方程(23)~(24)是两阶段最小二乘的估计结果。稳健性检验的结论同样表明,贸易开放对于低技能和高技能劳动者的影响存在着显著差异,贸易开放对高技能劳动者收入的促进作用大于对低技能劳动者的促进作用,贸易开放拉大了高技能劳动者和低技能劳动者的收入差距。

表 5 贸易开放对高技能和低技能劳动力的影响:稳健性检验

变量	普通最小二乘				两阶段最小二乘	
	(19)低技能	(20)高技能	(21)低技能	(22)高技能	(23)低技能	(24)高技能
城市贸易开放度	0.0701*** (0.0085)	0.0752*** (0.0109)	0.0408*** (0.0105)	0.0668*** (0.0115)	0.0599* (0.0360)	0.0844* (0.0444)
城市人均 GDP			0.0456** (0.0201)	0.0409** (0.0203)	0.0339 (0.0252)	0.0302 (0.0301)
城市人力资本			0.3999** (0.1762)	-0.2197 (0.2005)	0.2847 (0.2962)	-0.3337 (0.3800)
城市生活成本			0.1572*** (0.0306)	0.1432*** (0.0376)	0.1486*** (0.0326)	0.1373*** (0.0375)
个人特征控制变量	有	有	有	有	有	有
常数项	8.2212*** (0.2311)	7.7029*** (0.2765)	6.1012*** (0.4698)	7.1915*** (0.5812)	6.5209*** (0.9167)	7.5742*** (1.1511)
职业类别固定效应	有	有	有	有	有	有
企业所有权固定效应	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
产业固定效应	有	有	有	有	有	有
观测值	5 513	2 736	5 513	2 736	5 513	2 736
R ²	0.3514	0.3947	0.3577	0.3993	0.3572	0.3988

注:括号内为稳健的标准误;* , ** , *** 分别代表 10% , 5% 和 1% 的显著性水平。

2. 贸易开放对不同企业所有权的影响

根据经验,我们会预期不同所有制类型的收入水平会有差异:私人企业应当在收入上有更大的灵活性,而且贸易开放对其的冲击应当比国有企业更大。为了验证贸易开放对不同的企业类型中劳动者收入影响的差异,我们引入贸易开放度和企业所有权交互项。

如表6中方程(25)–(28)所示,在没有控制城市变量时,贸易开放对于外资企业员工收入影响最大,接下来是城镇私营企业(包括合伙企业)、城镇集体所有制企业、其他所有制企业、其他股份制企业(包括股份合作制企业)、城镇个体企业、(地方)国有独资企业。而国家控股企业、(中央、省)国有独资企业系数不显著,加入控制变量后,排序变化不大。从现实情况看,这种企业等级排序和中国经济结构的运作相一致。

表6 贸易开放对不同所有权企业从业人员收入的影响

变量	(25)	(26)	(27)	(28)
(中央、省)国有独资×贸易开放	0.0072 (0.0108)	0.0010 (0.0106)	-0.0039 (0.0107)	-0.0020 (0.0106)
(地方)国有独资×贸易开放	0.0655*** (0.0098)	0.0605*** (0.0097)	0.0535*** (0.0101)	0.0492*** (0.0100)
城镇集体所有制×贸易开放	0.0772*** (0.0147)	0.0692*** (0.0146)	0.0631*** (0.0147)	0.0590*** (0.0149)
城镇私营(包括合伙企业)×贸易开放	0.1122*** (0.0232)	0.1070*** (0.0233)	0.0977*** (0.0234)	0.0913*** (0.0232)
城镇个体企业×贸易开放	0.0672*** (0.0172)	0.0551*** (0.0174)	0.0474*** (0.0174)	0.0401** (0.0175)
外资企业×贸易开放	0.1866*** (0.0439)	0.1806*** (0.0431)	0.1759*** (0.0426)	0.1715*** (0.0426)
国家控股企业×贸易开放	0.0190 (0.0184)	0.0182 (0.0186)	0.0110 (0.0188)	0.0072 (0.0189)
其他股份制企业(包括股份合作制企业)×贸易开放	0.0719*** (0.0136)	0.0677*** (0.0138)	0.0585*** (0.0140)	0.0539*** (0.0140)
其他所有制企业×贸易开放	0.0751*** (0.0279)	0.0711** (0.0277)	0.0649** (0.0280)	0.0577** (0.0285)
城市人均GDP		0.0636*** (0.0144)	0.0653*** (0.0144)	0.0606*** (0.0144)
城市人力资本			0.4002*** (0.1221)	0.2872** (0.1257)
城市生活成本				0.1482*** (0.0280)
个人特征控制变量	有	有	有	有
常数项	7.6054*** (0.1835)	7.5580*** (0.1842)	6.6729*** (0.3352)	5.9254*** (0.3622)
职业类别固定效应	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
产业固定效应	有	有	有	有

(续表)

变量	(25)	(26)	(27)	(28)
观测值	8 249	8 249	8 249	8 249
R ²	0.4078	0.4098	0.4108	0.4143

注：括号内为稳健的标准误；*，**，*** 分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。中外合资企业(包括中外合作企业)和外商独资企业合并为外资企业。

外资企业和私营企业对贸易开放比其他企业类型反应更强烈，这是因为外资企业和私营企业很多是出口导向型企业，且这些企业绩效工资较高，工资弹性较大，因此受贸易开放影响较大；贸易开放对国有性质企业影响较小，这是由国有企业性质所决定的。国有企业根据中央行政计划运作，且人浮于事(Lin, Cai and Li, 2001)。在国有性质企业中，贸易开放对收入的较低影响可以由国有企业的劳动力剩余和工资刚性来解释，当需求上升时，他们可以求助于国有企业中的半失业劳动力，这项调整属于企业内部调整，无需增加新的就业劳动力或支付高加班工资(Knight and Song, 2005)。

当本文把生活成本引入回归后，几乎所有贸易开放与企业所有权系数都在下降，同样说明在这些企业中，收入增加有很大一部分是为了保持劳动力购买力不变而导致的。

3. 贸易开放对不同职业类别从业人员的影响

虽然迄今为止经济学界已有大量对于收入不平等研究，但是对贸易开放影响劳动收入和资本收入的研究极少。这主要源自于统计数据获得困难，难以严格区分两类报酬。不过根据 CHIP 调查数据的特点，本文将不同职业类别分别与贸易开放度相乘，希望能获得这类收入差距的部分信息。CHIP 调查数据将所有城镇居民的职业分为 10 类。⁵可以认为私营企业主属于资本收入者。⁶各类专业技术人员，机关、企事业单位部门负责人，办事人员，商业和服务业人员，技术工人，非技术工人属于劳动收入者。机关、企事业单位负责人⁷和个体户主⁸较难将其划分为具体类型。

如表 7 中(32)所示：加入控制变量后，城市贸易开放度对所有不同职业类别的从业人员均有显著的正向影响。贸易开放对私营企业主(经理)影响最大，远大于对其他职业类别从业人员的影响，其他的依次是商业和服务业人员，不便分类的其他劳动者，办事人员，机关、企事业单位负责人，个

⁵ CHIP 数据的职业分类如下：1. 私营企业主(经理)；2. 个体户主；3. 各类专业技术人员；4. 机关、企事业单位负责人；5. 机关、企事业单位部门负责人；6. 办事人员；7. 技术工人；8. 非技术工人；9. 商业和服务业人员；10. 农民；11. 不便分类的其他劳动者。由于第 10 类农民并不属于城镇居民，因此本文在数据中已经剔除。

⁶ 当然不排除其收入中有来自个人劳动的部分。

⁷ 机关、企事业单位负责人由于职位的不同，既可能是资本收入者，也可能是劳动收入者。例如在一个企业中，董事长属于资本收入者，经理属于劳动收入者。而在机关和事业单位中，单位负责人属于劳动收入者。

⁸ 个体户主由于经营规模较小，既可能存在资本收入，也可能存在劳动收入。

体户主,非技术工人,机关、企事业单位部门负责人,技术工人,各类专业技术人员。可见,总体上说,贸易开放对资本报酬者的影响大于对劳动报酬者的影响,其原因是显然的,主要原因一是由于当前劳资力量的不对等和劳动力市场的资方相对垄断,资本报酬者更能从贸易开放中得到好处;二是由于技术进步,劳动节约型技术进步提高了资本对生产进行配置的能力,增加了其对劳动力的谈判能力,使劳动收入份额下降,要素偏向的技术进步会导致收入差距拉大(Krugman, 2000)。

表7 贸易开放对不同职业类别从业人员收入的影响

变量	(29)	(30)	(31)	(32)
私营企业主(经理)×贸易开放	0.2610*** (0.0678)	0.2518*** (0.0688)	0.2402*** (0.0695)	0.2286*** (0.0694)
个体户主×贸易开放	0.0832*** (0.0264)	0.0711** (0.0277)	0.0643** (0.0276)	0.0556** (0.0275)
机关、企事业单位负责人×贸易开放	0.0763*** (0.0112)	0.0694*** (0.0120)	0.0625*** (0.0127)	0.0557*** (0.0121)
机关、企事业单位部门负责人×贸易开放	0.0671*** (0.0219)	0.0574** (0.0225)	0.0489** (0.0230)	0.0433* (0.0226)
办事人员×贸易开放	0.0768*** (0.0145)	0.0699*** (0.0157)	0.0626*** (0.0164)	0.0568*** (0.0159)
各类专业技术人员×贸易开放	0.0559*** (0.0100)	0.0487*** (0.0105)	0.0412*** (0.0115)	0.0337*** (0.0111)
技术工人×贸易开放	0.0590*** (0.0105)	0.0518*** (0.0104)	0.0446*** (0.0113)	0.0379*** (0.0111)
非技术工人×贸易开放	0.0685*** (0.0146)	0.0614*** (0.0142)	0.0540*** (0.0149)	0.0481*** (0.0149)
商业和服务业人员×贸易开放	0.0926*** (0.0155)	0.0853*** (0.0151)	0.0776*** (0.0153)	0.0692*** (0.0156)
不便分类的其他劳动者×贸易开放	0.0789*** (0.0283)	0.0715** (0.0282)	0.0645** (0.0284)	0.0609** (0.0282)
城市人均GDP		0.0426*** (0.0162)	0.0468*** (0.0163)	0.0452*** (0.0162)
城市人力资本			0.2694** (0.1328)	0.1835 (0.1373)
城市生活成本				0.1464*** (0.0264)
个人特征控制变量	有	有	有	有
常数项	7.5617*** (0.1861)	7.5320*** (0.1856)	6.9358*** (0.3484)	6.1413*** (0.3588)
企业所有权固定效应	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
产业固定效应	有	有	有	有
观测值	8 249	8 249	8 249	8 249
R ²	0.4078	0.4086	0.4090	0.4124

注:括号内为稳健的标准误;* , ** , *** 分别代表 10% , 5% 和 1% 的显著性水平。

四、结 论

本文运用微观调查数据,检验我国贸易开放对收入水平和收入分配的影响。研究发现:在控制了性别、年龄、政治面貌、受教育程度、工作经验和结婚状况等基本的收入决定要素,并逐步引入产业、省份、企业所有权和职业类别的固定效应后,贸易开放对收入水平具有显著并稳健的正向效应,但影响是不均衡的。这种不均衡除了体现在对不同技能劳动者的影响,还体现在对不同企业类型劳动者和不同职业类型劳动者的影响。具体来看,贸易开放对高技能劳动力的影响大于对低技能劳动力的影响,对外资企业和私营企业职工收入的影响大于对其他企业类型职工收入的影响;贸易开放对资本报酬者的影响大于对劳动报酬者的影响。

鉴于此,第一,针对我国劳动密集型产品附加价值低,对收入的拉动作用有限的特点,应该采取相应的政策措施增加这些产业的技术含量,提高劳动密集型产品的附加价值。第二,企业应当进一步加强自身的技术水平和人力资本投入,可定期组织员工进行学习和技术培训,并通过绩效考核机制鼓励企业员工创新。第三,要继续坚定不移地加强教育事业的发展,改善社会人力资本结构;继续努力发展高等教育,扩大高等教育受教育的规模与范围。⁹第四,政府应当从宏观上对区域发展进行有效的引导,实现区域间的优势互补,消除区域壁垒和市场分割,在全国建立统一的市场,使产品和要素能够自由流动。第五,针对贸易开放对我国的低技能劳动者收入促进作用较低的特点,政府应根据当地的贸易开放程度,划定最低工资,适当调整劳动报酬者的收入水平。

参 考 文 献

- [1] 白重恩、钱震杰(a),“国民收入的要素分配:统计数据背后的故事”,《经济研究》,2009年第3期,第27—41页。
- [2] 白重恩、钱震杰(b),“谁在挤占居民收入:中国国民收入分配格局分析”,《中国社会科学》,2009年第5期,第99—114页。
- [3] Barnett, V., and T. Lewis, *Outliers in Statistical Data*. Chichester: John Wiley, 1994.
- [4] Beaulieu, E., M. Benarrach, and J. Gaisford, “Trade Barriers and Wage Inequality in a North-South Model with Technology-driven Intra-industry Trade”, *Journal of Development Economics*, 2003, 75(1), 113—136.

⁹ Perry and Olarreaga(2006)也认为对外贸易对收入不平等的影响在很大程度上取决于政府同期所采取的其他政策。如果一国政府能够在扩大对外贸易的同时增加对穷人的技术培训,向其提供更多的生产型资产,那么对外贸易对收入不平等的负面影响会被大大抵消。

- [5] Bhagwati, J., and T. Srinivasan, "Trade and Poverty in the Poor Countries", *American Economic Review*, 2002, 92(2), 180—183.
- [6] Bhagwati, J., *In Defense of Globalization*. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- [7] Chen, Y., S. Deamurger, and M. Fournier, "Earnings Differentials and Ownership Structure in Chinese Enterprises", *Economic Development and Cultural Change*, 2005, 53(4), 933—958.
- [8] 陈怡, "国际贸易对我国行业间收入分配的影响——基于制造业面板数据的实证分析", 《国际贸易问题》, 2009年第4期, 第3—10页。
- [9] Combes, P., G. Duranton, and L. Gobillon, "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!" *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(2), 732—742.
- [10] 戴枫, "贸易自由化与收入不平等——基于中国的经验研究", 《世界经济研究》, 2005年第10期, 第39—46页。
- [11] Easterly, W., "The Effect of IMF and World Bank Programmes on Poverty", UNU-WIDER Research Paper, World Institute for Development Economic Research, 2001.
- [12] Fujita, M., P. Krugman, and A. Venables, *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1999.
- [13] Hadi, A., "A Modification of a Method for the Detection of Outliers in Multivariate Samples", *Journal of the Royal Statistics Society*, 1994, 56(2), 393—396.
- [14] Hanson, G., "Firms, Workers, and the Geographic Concentration of Economic Activity", in Clark, G., M. Gertler, and M. Feldman (eds.), *The Oxford Handbook of Economic Geography*. New York: Oxford University Press, 2003.
- [15] Harrison, G., and A. Hanson, "A Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico", *Industrial and Labor Relations Review*, 1999, 52(2), 271—288.
- [16] Harrison, A., "Globalization and Poverty", Mimeo, University of California at Berkeley and NBER, 2005.
- [17] Heckman, J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 1976, 5(4), 475—492.
- [18] Hering, L., and S. Poncet, "Market access and individual wages: evidence from China", *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(1), 145—159.
- [19] 黄玖立、李坤望, "出口开放、地区市场规模和经济增长", 《经济研究》, 2006年第6期, 第27—38页。
- [20] Knight, J., and L. Song, *Towards a Labour Market in China*. New York: Oxford University Press, 2005.
- [21] Krueger, A., *Trade and Employment in Developing Countries. vol. 3: Synthesis and Conclusions*. University of Chicago Press, 1983.
- [22] Krugman, P., "Technology, Trade and Factor Prices", *Journal of International Economics*, 2000, 50(1), 51—71.
- [23] Li, H., "Economic Transition and Returns to Education in China", *Economics of Education Review*, 2003, 22(3), 317—328.
- [24] 李稻葵、刘霖林、王红岭, "GDP中劳动份额演变的U型规律", 《经济研究》, 2009年第1期, 第70—81页。
- [25] Lin, J., F. Cai, and Z. Li, *State-Owned Enterprise Reform in China*. Hong Kong: Chinese University Press, 2001.

- [26] 李树培、高连水、魏下海，“贸易开放与发展中国家收入差距扩大”，《财经研究》，2009 年第 12 期，第 96—106 页。
- [27] 刘林平、雍昕、舒纷纷，“劳动权益的地区差异——基于对珠三角和长三角地区外来工的问卷调查”，《中国社会科学》，2011 年第 2 期，第 107—122 页。
- [28] 罗长远、张军，“经济发展中的劳动收入占比：基于中国产业数据的实证研究”，《中国社会科学》，2009 年第 4 期，第 65—78 页。
- [29] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.
- [30] Paillacar, R., “Market Potential and Worker Heterogeneity as Determinants of Brazilian Wages”, mimeograph, University of Paris 1, 2006.
- [31] 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”，《经济研究》，2007 年第 6 期，第 98—106 页。
- [32] Perry, G., and M. Olarreaga, “Trade Liberalisation, Inequality and Poverty Reduction in Latin America”, Mimeo, World Bank, 2006.
- [33] Psacharopoulos, G., “Returns to Investment in Education: A global Update”, *World Development*, 1994, 22(9), 1325—1343.
- [34] Richardson, J., *Why Exports Really Matter! Why Exports Matter More*. U. S.: Institute for International Economics, 1995.
- [35] Robbins, J., “HOS Hits Facts Win: Evidence on Trade and Wages in the Developing World”, HI-ID Development Discussion Paper, No. 557, 1996.
- [36] Rogers, W., “Regression Standard Errors in Clustered Samples”, *Stata Technical Bulletin*, 1993, 3(13), 19—23.
- [37] Savvides, A. “Trade Policy and Income Inequality: New Evidence”, *Economics Letters*, 1998, 61(1), 365—372.
- [38] 盛斌、牛蕊，“贸易、劳动力需求弹性与就业风险：中国工业的经验研究”，《世界经济》，2009 年第 6 期，第 3—15 页。
- [39] 滕瑜、朱晶，“中间产品贸易对我国熟练和非熟练劳动力收入分配的影响——基于工业部门 31 个细分行业的实证分析”，《国际贸易问题》，2011 年第 5 期，第 3—13 页。
- [40] 王少瑾，“对外开放与我国的收入不平等——基于面板数据的实证研究”，《世界经济研究》，2007 年第 4 期，第 16—20 页。
- [41] 王云飞、朱钟棣，“贸易发展、劳动力市场扭曲与要素收入分配效应：基于特定要素的短期分析”，《世界经济》，2009 年第 1 期，第 3—12 页。
- [42] 万向东、刘林平、张永宏，“工资福利、权益保障与外部环境——珠三角与长三角外来工的比较研究”，《管理世界》，2006 年第 6 期，第 37—45 页。
- [43] Willis, R., “Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions”, in Ashenfelter, O., and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland, 1986.
- [44] Wu, X., “Foreign Direct Investment, Intellectual Property Rights, and Wage Inequality in China”, *China Economics Review*, 2000, 11(4), 361—384.
- [45] 肖文、周明海，“贸易模式转变与劳动收入份额下降——基于中国工业分行业的实证研究”，《浙江大学学报(人文社会科学版)》，2010 年第 3 期，第 154—163 页。
- [46] Xu, B., and W. Li, “Trade, Technology, and China’s Rising Skill Demand”, *Economics of Transition*. 2008, 16(1), 59—84.
- [47] 徐剑明，“对外开放与国内财富分配不均间的传导机制研究”，《国际贸易问题》，2006 年第 8 期，第 18—23 页。

- [48] 殷德生、唐海燕,“技能型技术进步、南北贸易与工资不平衡”,《经济研究》,2006年第5期,第106—144页。
- [49] Zhao, Y., “Foreign Direct Investment and Relative Wages: The Case of China”, *China Economic Review*, 2001, 12(1), 40—57.
- [50] 赵莹,“中国的对外开放和收入差距”,《世界经济文汇》,2003年第4期,第55—70页。
- [51] 周中、杨红彦,“国际贸易、技术变动对我国工业部门劳动收入份额的影响”,《国际经贸探索》,2011年第4期,第40—46页。

The Impacts of Trade Openness on Urban Residents' Income and Its Distribution

LEI LI BIN LIU

(*Nankai University*)

BO HU

(*London School of Economics and Political Science*)

LU XIE

(*Nankai University*)

Abstract Using the 2002 CHIPs data, this paper examines the impact of trade openness on household income and its distribution. We find that trade openness has robustly and significantly positive effects on the level of income. Furthermore, compared with low-skilled workers, high-skilled workers are more influenced by trade openness; compared with employees in other forms of enterprises, employees working in foreign enterprises are more influenced by trade openness; and compared with labor income, capital income are more influenced by trade openness. In some areas, the degrees of trade openness are unbalanced and some residents are excluded from the benefits of trade openness. To some extent, the differential effects of trade openness contribute to China's income inequality.

JEL Classification F11, J31, F41