

中间品贸易自由化与劳动收入份额^{*}

黄玖立¹ 张 龙²

(1. 南开大学跨国公司研究中心 天津 300071)

(2. 南开大学经济学院 天津 300071)

摘 要：基于1998—2007年中国工业企业数据及关税数据，本文采用倍差法(DID)考察了中间品贸易自由化对制造业劳动收入份额的影响。估计结果显示，中间品贸易自由化显著提高了制造业劳动收入份额。这一结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明，中间品贸易自由化对劳动报酬的影响并不明显，但显著降低了劳动生产率。分所有制进行回归发现，中间品贸易自由化对劳动收入份额的影响主要是由私营企业带动的。进一步研究揭示，中间品贸易自由化对劳动生产率的影响主要源于在位企业劳动生产率的下降及低劳动生产率企业的进入。

关键词：中间品贸易自由化 劳动收入份额 劳动报酬 劳动生产率

中图分类号：F7 **JEL 分类号：**C63 F13 F16 E25

一、引 言

劳动收入份额是衡量国民收入是否公平、平等的重要指标之一，而中国的劳动收入份额自1995年开始就不断下降。目前学者们普遍认为中国偏向资本的技术进步是劳动收入份额下降的主要原因（陈宇锋等，2013；李坤望和冯冰，2012；黄先海和徐圣，2009）。资本增强型技术有助于中国产业结构从劳动密集型产业转向资本和技术密集型产业，但这也会导致劳动收入份额下降（白重恩和钱震杰，2009）。从宏观层面来看，资本投入大量增加的经济结构改变也会导致中国劳动收入份额下降（李稻葵，2007）。上述研究均从提高资本回报进而挤压劳动所得展开，而邵敏和黄玖立（2010）则从劳动力流动的视角进行阐述。他们认为外资进入通过降低劳动者报酬来降低劳动收入份额，这种负向作用主要由于外资企业支付的工资较高，高素质人才可能向外资企业流动，从而拉低了内资企业的劳动者报酬。虽然劳动收入份额在总体上呈不断下降的趋势，但也有研究者考察了提升劳动收入份额的渠道。如张晓磊等（2018）认为，企业的空间集聚有利于企业扩张规模，由于空间集聚而形成的劳动力“蓄水池”有利于劳动者找到适合自身的工作，从而提高劳动收入份额。周茂等（2018）发现，产业结构升级增加了对高素质劳动力人才的需求，劳动者自身技能的转变有效地促进了劳动收入份额的提升。

与中国劳动收入份额快速下降时期相对应的，是中国参与贸易自由化的过程。二者

^{*} 本文为国家自然科学基金面上项目“深度贸易开放与国内价值链重塑”（项目编号：71973072）、南开大学文科发展基金重点项目“扩大进口与国内循环：‘双循环’视角的研究”（项目编号：ZB21BZ0104）的阶段性成果。本文也受到南开大学跨国公司研究中心的资助。作者感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

是否具有某种关联？余森杰和梁中华（2014）基于中国工业企业和中国海关企业合并数据考察了贸易自由化与制造业企业劳动收入份额之间的因果关系。他们的研究表明，贸易自由化降低了中国企业的劳动收入份额，且这一影响主要是通过降低资本品成本、中间投入品成本以及企业的技术引进成本实现的。本文的研究主题与余森杰和梁中华（2014）较为类似，但在研究方法、样本类型以及研究结论方面均存在一定差异。第一，在研究方法上，本文与该文均采用倍差法进行研究，但分组方式完全不同。余森杰和梁中华（2014）将一般贸易企业作为实验组，加工贸易企业作为对照组，而本文则依据入世前行业的中间品关税水平进行连续分组。第二，在样本类型上，该文仅针对进口企业而言，而本文在行业层面上进行分析，所有指标均由全样本企业加总而来。这是因为以进口关税减让为核心的贸易自由化对进口和非进口企业均可能产生影响。^①此外，海关数据中的许多企业既从事加工贸易又从事一般贸易，直接以入世前是否从事加工贸易的方式来区分实验组和对照组不仅存在一定的偏差^②，而且忽略了企业在不同贸易模式间的切换效应。因此，本文的样本拓展了结论的外部适用性。第三，依据本文的研究方法与样本，我们的基本结论是中间品贸易自由化显著提高了制造业劳动收入份额，这正好与该文结论完全相反。这是因为，本文在行业层面的研究侧重于对不同状态的企业进行动态分析。第四，依据本文的研究方法与样本，我们发现中间品贸易自由化显著提高了制造业劳动收入份额，与该文结论正好相反。这主要是因为，本文基于行业层面的研究覆盖了各种状态的企业样本，既包括持续经营的企业，也包括进入和退出的企业（毛其淋和方森辉，2020）。

通过将劳动收入份额分解为行业平均劳动报酬与劳动生产率之差，本文发现中间品贸易自由化对行业平均劳动报酬的影响并不显著，但显著降低了劳动生产率，进而提高了劳动收入份额。现有关于中间品贸易自由化与工资的研究多集中于企业层面且并未达成一致意见（邓军和王丽娟，2020；张滕和朱春辉，2019）。本文得出中间品贸易自由化对行业平均报酬的影响并不显著的结论与现有文献虽存在差异，但也较为符合逻辑。一方面，中间品贸易自由化可以使得企业购买更多高质量的进口中间品，进而形成对高技能型雇员的替代，降低高技能工资（Liu 和 Qiu, 2016；Amiti 和 Cameron, 2012）。另一方面，企业规模扩张可以使得企业对从事简单生产活动的低素质劳动力的需求增加，提高低技能工资（盛斌和毛其淋，2015）。目前国内外学者们普遍认为中间品贸易自由化有助于提升企业全要素生产率（Brandt 等，2017；Amit 和 Konings, 2007；毛其淋和许家云，2015），且在文献中存在将全要素生产率与劳动生产率等同的情况（李磊和徐大策，2020）。在考虑多个要素投入的情况下，全要素生产率与劳动生产率并不相同：全要素生产率是产出相对所有要素投入的效率衡量，其增长率通常用产出增长率扣除要素投入增长率之后的“余值”表示。而劳动生产率是产出增加值与雇员数量之比，也可称为人均增加值。本文的研究发现，中间品贸易自由化显著降低了劳动生产率。与王燕武等（2019）的观点类似，本文认为中间品贸易自由化使得制造业劳动力平均技能水平降低是

① 贸易自由化以后，本国的上游供应商迫于竞争压力会降低投入品价格，从而下游非进口企业可以以低价获得国内的中间品（彭书舟等，2020）。因此中间品贸易自由化对企业主要体现为“成本节约效应”。

② 即入世前从事过加工进口的企业为对照组，否则为实验组。

导致劳动生产率下降的主要原因。

本文的主要贡献如下。第一，现有关于贸易自由化的研究多以贸易方式进行分组（余森杰和梁中华，2014；毛其淋和许家云，2015）。正如前文所言，此种方式存在诸多弊端。本文则依据入世前行业的中间品关税水平进行连续分组，针对全样本进行分析，拓展了结论的外部适用性。第二，本文得到了与现有研究不同的结论，为此我们深入探究内在影响机制，这在一定程度上扩展了贸易自由化与收入分配之间分析的维度，丰富了研究视角。第三，本文的研究充分区分了全要素生产率与劳动生产率之间的差异，并揭示了中间品贸易自由化对二者影响的不同之处，这可能对后续研究有一定的启示。本文余下结构安排如下：第二部分是数据、指标和描述性分析，主要是说明中间品关税的计算方法及其在入世前后的变化；第三部分通过倍差法考察中间品贸易自由化是否影响制造业行业劳动收入份额；第四部分分析中间品贸易自由化影响劳动收入份额的机制；最后一部分总结全文。

二、数据、指标和描述性分析

（一）数据说明

本文数据主要来源有两个。第一个是1998—2007年中国工业企业数据库，但是该数据库存在变量值缺失、异常等问题。本文参照Brandt等（2012）的做法进行处理^①，并将行业分类以中国国民经济行业分类（GB/T 2002）为准进行统一。^②第二个是世界银行WITS数据库，该数据库提供海关协调编码（HS）6分位的产品进口关税税率。为了得到行业关税税率，本文先将各个版本的HS编码统一至2002年版本^③，然后通过海关协调编码和国际标准产业分类之间的对应关系（HS-ISC）以及国际标准产业分类与2002年版本的中国国民经济行业分类间的对应关系（ISC-GB/T 2002）将产品进口关税税率转为产业层面的平均进口关税税率。经过上述处理，本文得到了各个制造业行业的最终品关税。

（二）中间品关税的计算

本文立足于实证分析中间品贸易自由化对劳动收入份额的影响。^④有了最终品关税，我们可以根据投入产出关系计算各个行业的中间品关税（Amiti和Konings，2007）。具体地，本文先将国民经济行业代码（GB/T 2002）与投入产出表（2002年版）进行匹配，由投入产出表计算得出各个行业的中间投入系数，然后根据式（1）计算行业加权的中间品进口关税。

$$inputtariff_i = \sum_j \alpha_j \times outputtariff_j \quad (1)$$

其中， α_j 代表行业*i*所使用的来自行业*j*的中间投入占总中间投入的比重， $outputtariff_j$

① 本文删除了资产不等于负债与所有者权益之和、注册年份在公元1600年之前的企业，或全部职工年平均人数小于8人、主营业务收入小于500万元的企业，或工业中间投入、职工福利、企业补贴小于0元的企业，或工业总产值、工业销售产值、工业增加值、工业总产值、应付职工工资、固定资产原值和固定资产年平均净值余额小于等于0元的企业，或本年折旧大于累计折旧、流动资产大于等于总资产、固定资产大于等于总资产的企业以及劳动收入份额大于100%的企业。

② 2002年之前，中国的国民经济行业分类标准为GB/T 1994。我们使用Brandt等（2012）提供的对应关系表进行统一。

③ HS对应表均来自于世界银行WITS数据库。

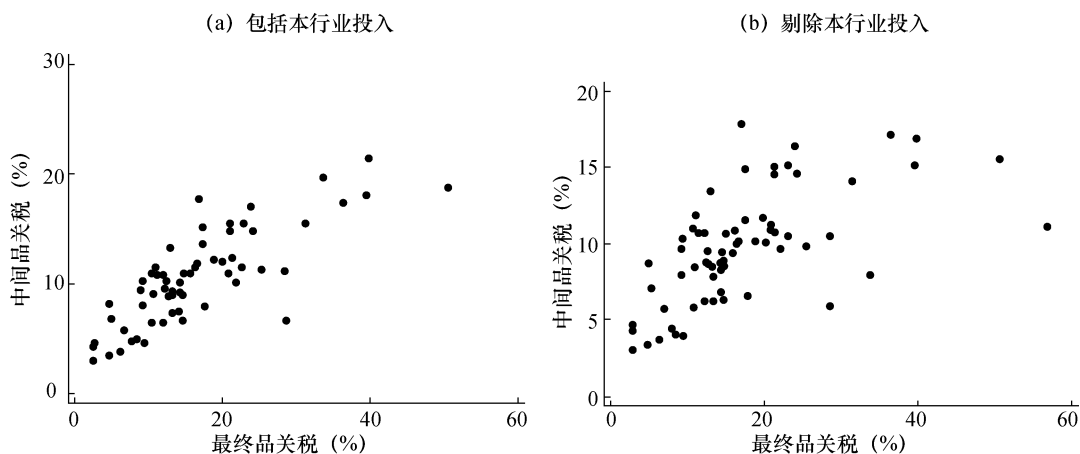
④ 根据毛其淋和许家云（2016）的计算，在2000—2007年间，中国中间品进口占总进口的比例超过70%。

代表行业 j 的最终品关税。

与现有文献计算中间品关税不同的是，本文在核算中间品关税时进行了两种扣除。第一，本文将家用消费品从最终产品中扣除。根据产品大类的 BEC 分类表^①，某些产品会直接进入家庭用于消费，而不会进入生产之中（如家用汽车、某些食物等），因此本文在核算中间品关税时扣除了仅用于家庭消费的最终消费产品。第二，本文将来自本行业的中间投入从总中间投入中扣除。中国的投入产出表行业分类较粗^②，这就使得许多行业的总中间投入中来自本行业的中间投入占比较高。^③中间品关税削减和最终品关税削减对企业的影响截然不同。最终品关税削减能够带来激烈的市场竞争，促使企业优胜劣汰的同时能够提高消费者的福利水平，即主要体现的是“市场竞争效应”。中间品关税削减则主要有利于企业以更低的成本获取更多的优质要素，即主要体现的是“成本节约效应”。如不剔除来自本行业的中间投入，则两种影响无法区别开来。后文将主要使用剔除了家庭消费以及本行业中间投入的中间品关税。

图 1 以散点图的形式报告了 2001 年各行业最终品关税与中间品关税的关系。其中图 1（a）中的中间品关税包括了本行业的中间投入，图 1（b）中的中间品关税则剔除了本行业中间投入。显然，图 1（a）中的散点分布较图 1（b）更接近一条直线。这说明，扣除自身投入后计算中间品关税会使得中间品关税和最终品关税的相关性程度降低。扣除自身投入后进行加权不仅能够有效地将两种影响区别开来，而且能够提高系数估计的精度。根据我们的估算，中间品关税从 1998 年的 10.37% 降低到 2007 年的 5.91%。

图 1 2001 年中间产品关税与最终产品关税关系散点图



在测算中间品关税的基础上，本文得出 2001—2007 年 4 分位制造业行业中间品关税的削减幅度，并将之与 2001 年行业中间品关税进行比较。如图 2 所示，入世前中间品关税越高的行业，入世后关税削减的幅度越大。因此入世前面临高中间品关税的行业作为实

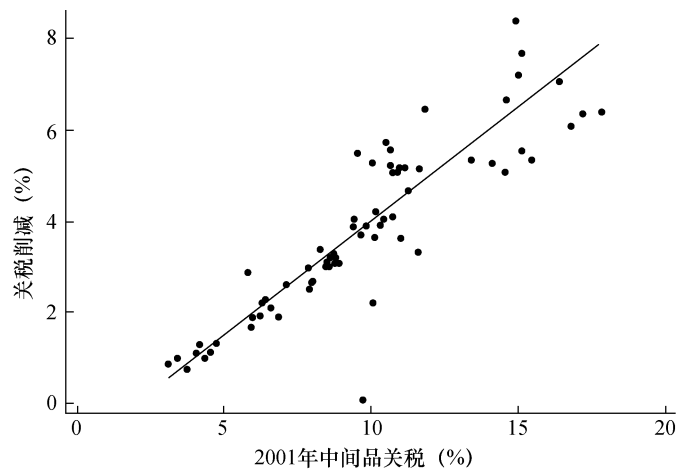
① BEC 是联合国制定的对贸易品的分类，其产品分类可与 HS 6 分位代码相对应。

② 2002 年版的《中国投入产出表》共计 122 个行业，其中制造业行业 72 个。本文依据《国民经济行业分类》（2002）得到的制造业行业个数有 423 个。与之相比，《中国投入产出表》分类较粗。

③ 根据笔者计算，有接近一半的行业自身投入占总中间投入的比例接近 10%，有 1/4 行业自身投入占比超过 20%，棉、化纤纺织及印染精加工业的自身投入占比甚至超过了 38%。

验组，而面临较低中间品关税的行业可以作为对照组。本文依据 2001 年中间品关税的高低进行连续分组，有效避免了按照贸易方式分组存在的问题。

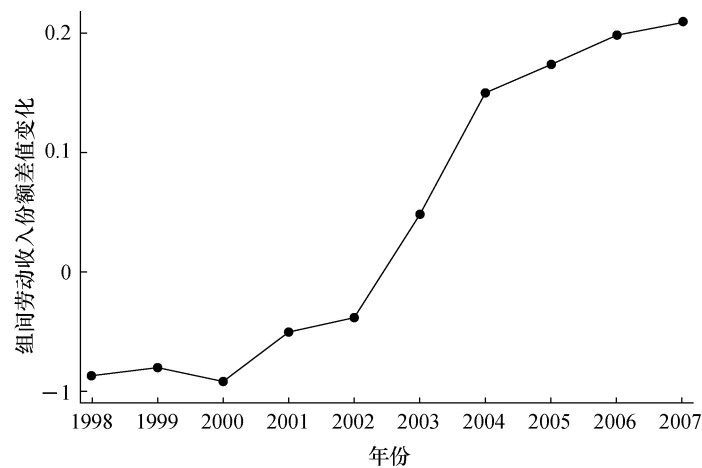
图 2 中间品关税削减的特征事实



（三）组间劳动收入份额差值变化

参照邵敏和黄玖立（2010）的做法，本文用劳动报酬与产出增加值之比衡量劳动收入份额。在进行经验分析之前，本文首先依据关税分组的思路将 2001 年中间品关税高于 75 分位数的行业设置为高关税组，将低于 25 分位数的行业设置为低关税组，并将组间平均劳动收入份额取对数后作差，以此来较为直观地呈现中国入世前后制造业劳动收入份额的变化。如图 3 所示，入世前高关税组的劳动收入份额始终低于低关税组，但这一差距在逐渐缩小，入世后两组对数劳动收入份额的差值以更快的速率缩小，且在 2003 年高关税组的劳动收入份额高出低关税组 4.8%，在此之后一直保持这一趋势，这说明中间品贸易自由化提高了制造业劳动收入份额。当然，这一结论还需更为精确的计量分析。

图 3 组间劳动收入份额差值变化



三、经验分析

(一) 估计模型

本文采用倍差法进行估计模型设定,此种方法可以在很大程度上避免内生性问题,因为政策相对于本文研究对象而言,往往是外生的,即不存在逆向因果以及与随机扰动项相关的问题。本文的估计模型设定如下。

$$\ln ls_{it} = \beta \text{inputtariff}_{i2001} \times \text{Post02}_t + X'_{it} \gamma + \text{Post02}_t \times X'_{i2001} \alpha + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 代表行业, t 代表年份, ls_{it} 代表的是行业 i 的劳动收入份额, 本文取对数进入模型。 $\text{inputtariff}_{i2001}$ 代表行业 i 在 2001 年的中间品关税, Post02_t 是一个虚拟变量, 在本文的样本区间中, 此虚拟变量在 1998—2001 年取值为 0, 在 2002—2007 年取值为 1。 λ_i 代表行业固定效应, λ_t 代表年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

为了得到中间品贸易自由化对行业劳动收入份额的净影响, 本文加入了一些行业层面的控制变量 X_{it} 。第一, 行业资本劳动比, 用以衡量行业层面的资本密集度, 本文取对数进入模型 ($\ln(k/l)$)。第二, 产业聚集度 (EG)。本文采用 Ellison 和 Glaeser (1997) 的方法测算产业聚集度, 该方法能够克服企业规模的影响。第三, 行业负债率 ($debt$) 和行业补贴 ($subsidary$)。参照郑丹青和于津平 (2014) 的做法, 本文用实际得到的补贴占销售收入的比重衡量行业补贴, 用行业负债占行业总资产的比重衡量行业负债率。第四, 最终品关税 ($outputtariff$)。与中间品关税的处理方式相同, 本文对 2001 年的最终品关税采用交乘项的方式进入模型。第五, 参照 Lu 和 Yu (2015) 的做法, 本文考虑了另外三个可能影响 2001 年中间品关税的指标, 即 2001 年行业内国有企业产出占比 ($soeout$)、行业平均工资 ($indwage$) 以及行业出口密集度 ($export$)。上述三项指标均采用与最终品关税相同的方式进入模型。本文相关变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变 量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln ls$	4 236	-1.5608	0.4172	-3.7942	-0.0681
inputtariff	4 237	0.0784	3.1748	0.0214	0.1875
Post02_t	4 237	0.6004	0.4899	0.0000	1.0000
$\ln(k/l)$	4 237	4.1338	0.6364	1.4171	6.7195
EG	4 230	0.0270	0.0516	-0.1184	0.8817
$debt$	4 237	0.5864	0.0873	0.1293	1.4882
$subsidary$	4 236	0.0095	0.0150	0.0000	0.3592
outputtariff	4 237	0.1374	7.8950	0.2500	0.6500
$soeout$	4 237	0.1480	0.1961	0.0000	1.0000
$indwage$	4 237	14.6692	8.0093	3.5410	107.4302
$export$	4 237	0.2234	0.2096	0.0000	0.9798

(二) 基准回归

表 2 报告了本文基于式 (2) 的估计结果, 其中被解释变量为 1998—2007 年行业劳动收入份额的对数 ($\ln ls$)。为了处理可能存在的异方差和自相关问题, 本文采用了行业层面的聚类稳健标准误。

第 (1) 列的估计仅加入 2001 年中间品关税与 Post02_t 交乘项, 并控制了行业固定效

应和年份固定效应。交乘项 ($inputtariff_{i2001} \times Post02_t$) 的回归系数为正, 且通过了 1% 的显著性检验。这印证了前文图 3 揭示出的规律: 中间品贸易自由化显著提高了制造业行业劳动收入份额。第 (2) 列控制了 $\ln(k/l)$ 和 EG , 交乘项的系数仅有微小变化。第 (3) 列加入了 $debtr$ 和 $subsidiary$ 两个指标, 核心变量的估计系数基本不变。第 (4) 列中, 本文加入了最终产品关税与入世虚拟变量的交乘项 $outputtariff_{i2001} \times Post02_t$, 考虑由最终品贸易自由化带来的“市场竞争效应”。核心解释变量的估计结果依然在 1% 的水平上显著为正, 但系数出现较大幅度下降 (从约 2.15 降至约 1.44)。考虑到遗漏与 2001 年中间品关税相关的指标可能会使得估计结果存在偏误, 第 (5) 列加入了三个可能影响 2001 年中间品关税的指标与 $Post02_t$ 的交乘项。核心解释变量的系数进一步减小, 但结论依然不变。

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$inputtariff_{i2001} \times Post02_t$	2.3993 *** (0.4013)	2.1261 *** (0.3633)	2.1464 *** (0.3713)	1.4442 *** (0.4123)	1.0868 *** (0.3940)
$\ln(k/l)$		-0.2752 *** (0.0353)	-0.2728 *** (0.0345)	-0.2697 *** (0.0342)	-0.2317 *** (0.0321)
EG		0.5201 ** (0.2570)	0.5219 ** (0.2484)	0.5130 ** (0.2473)	0.4178 * (0.2505)
$debtr$			0.1269 (0.1317)	0.1575 (0.1279)	0.1701 (0.1251)
$subsidiary$			1.8037 *** (0.4934)	1.7681 *** (0.4993)	1.6122 *** (0.4738)
$outputtariff_{i2001} \times Post02_t$				0.4595 ** (0.1943)	0.4957 ** (0.2003)
$soeout_{i2001} \times Post02_t$					-0.2305 *** (0.0658)
$indwage_{i2001} \times Post02_t$					0.0080 *** (0.0026)
$export_{i2001} \times Post02_t$					0.2799 *** (0.0496)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值个数	4 228	4 222	4 222	4 222	4 222
R^2	0.7655	0.7975	0.7999	0.8012	0.8117

注: 括号内为在 4 分位行业层面聚类标准误, *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平, 后同。

本文在计算中间品关税时, 扣除了用于消费的最终品和来自本行业的中间投入。为保证回归结果的稳健性, 本文将不扣除家庭消费进行加权和包括自身投入计算的中间品关税代入模型进行回归, 结果如表 3 所示。表 3 的回归结果说明中间品贸易自由化提高了制造业行业的劳动收入份额, 且均通过 5% 的显著性检验, 这说明更改中间品关税的计算口径不会影响基准回归的结论。

表3 改变中间品关税计算口径的估计结果

	(1)	(2)	(3)
$inputtariff_{2001} \times Post02_t$	1.1139 ** (0.4434)	1.0407 ** (0.4205)	0.9631 ** (0.4120)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值个数	4 222	4 222	4 222
R^2	0.8115	0.8114	0.8114

注：第（1）列采用扣除家庭消费但不扣除自身投入的最终品关税进行加权，第（2）列采用未扣除家庭消费和自身投入的最终品关税进行加权，第（3）列采用未扣除自身投入但扣除家庭消费的最终品关税进行加权。

（三）识别假设检验

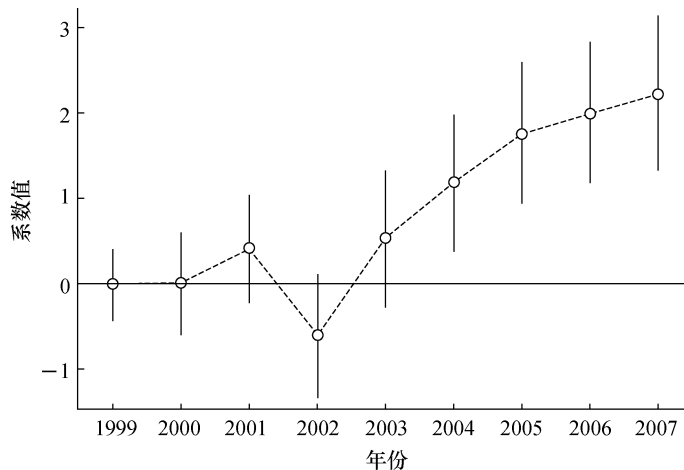
1. 平行趋势检验

倍差法在使用时的一个关键前提条件是实验组和对对照组在政策发生之前有着共同的趋势，否则将导致对政策实施效果的有偏估计，因此使用倍差法之前必须对这一条件进行验证。本文采用如下模型检验平行趋势。

$$\ln l_{it} = \sum_{\kappa=1999}^{2007} (\beta_{\kappa} 1\{\kappa = t\} \times inputtariff_{i2001}) + X'_{it}\gamma + \sum_{\kappa=1999}^{2007} (1\{\kappa = t\} \times X'_{i2001}\theta_{\kappa}) + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

β_{κ} 度量的是每一年的政策效果。如图4所示，虚线捕捉的是实验组和对对照组劳动收入份额差异的时间趋势，而实线代表的是90%的系数置信区间，本文发现在入世前0值均落到90%的系数置信区间。这说明在中国加入WTO以前，实验组和对对照组的劳动收入份额有着较为相同的增长率，即实验组与对照组在中国入世之前满足平行趋势假设，有着较好的可比性。

图4 平行趋势检验：系数置信区间图



2. 预期效应

在分析中间品贸易自由化对劳动收入份额的影响时，可能影响研究结果的一个问题是中国在 2001 年底加入 WTO 是否被企业预期到。若被预期到，企业可能会在 2002 年关税大幅削减之前自行调整生产行为，导致估计结果产生偏误，因此本文需要排除预期效应。如表 4 第（1）列所示，我们在基准模型的基础上加入 2001 年年份虚拟变量与 2001 年关税交乘项（ $year_{2001} \times inputtariff_{i2001}$ ）进行回归，回归结果显示该交乘项系数并不显著，这表明中国加入 WTO 并未被企业预期到。

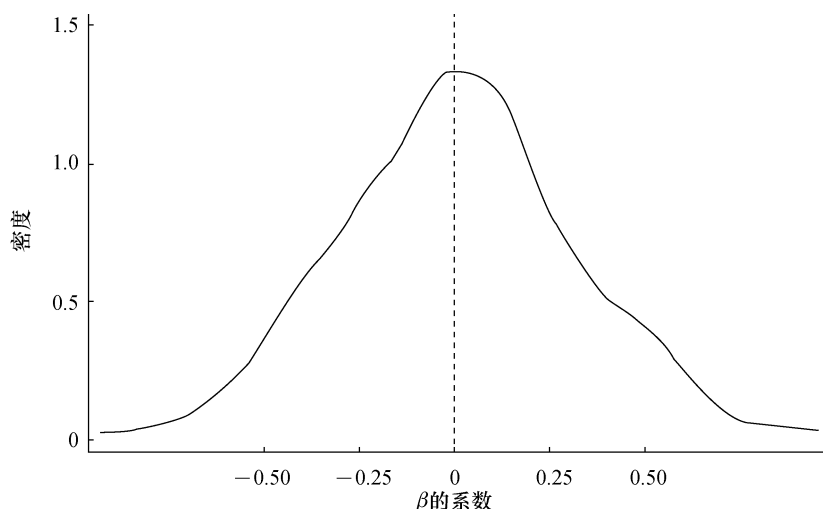
3. 其他政策影响

21 世纪初中国正在进行国企改制且放松了对于外资进入的管制。考虑到这些政策可能对本文估计结果造成影响，参照 Lu 和 Yu（2015）的做法，我们加入了行业内国有企业数量占比（*soeshare*）及取对数的外资企业数量（*lnforeign*）。回归结果如表 4 第（2）列所示，表征中间品贸易自由化的交乘项前的系数依然显著为正，表明本文估计结果受其他政策影响的可能性较小。

4. 非观测因素的影响

考虑到其他未进入模型的非观测因素依然可能带来内生性问题，参照蒋灵多和陆毅（2018）的做法，本文将关税随机分配到不同行业，并将冲击年份在 1999—2006 年随机抽取一年，重复这一过程 300 次可得到随机生成的 300 个交乘项。随机过程产生的交乘项在理论上不会对劳动收入份额产生影响，即随机生成的交乘项的系数应该为 0。将随机生成的交乘项代入模型进行 300 次回归，得到 β 的 300 个估计值。图 5 展示了 β 的 300 个估计值的分布情况，300 次随机抽样中 β 估计值的均值为 0.0098，标准差为 0.31，不能拒绝系数为 0 的原假设，表明估计结果受非观测因素影响的可能性较小。

图 5 随机处理后 $\hat{\beta}$ 的分布



此外，本文参照 Lu 和 Yu（2015）的做法，截取入世前的样本数据，将中间品关税直接代入模型进行回归，如表 4 第（3）列所示，中间品关税（*inputtariff*）前的系数并不显著，说明非观测因素对本文估计结果的影响较小。

表 4 识别假设检验

	(1)	(2)	(3)
$inputtariff_{2001} \times Post02_t$	1.0573 *** (0.3863)	1.4671 *** (0.3905)	
$year_{2001} \times inputtariff_{2001}$	-0.1179 (0.2545)		
$inputtariff$			0.0031 (0.0049)
$soeshare$		0.6015 *** (0.1101)	
$lnforeign$		-0.0195 (0.0151)	
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值个数	4 222	4 222	1 684
R^2	0.8117	0.8176	0.9060

(四) 其他稳健性检验

1. 直接加入关税进行回归

直接采用各年度中间品关税进行估计亦是现有文献中研究贸易自由化的常用方法。为保证估计结果的稳健性，本文将中间品关税替换交乘项进入模型进行回归。如表 5 第 (1) 列所示，中间品关税对劳动收入份额有负向影响，表明随着关税的降低，行业劳动收入份额在上升，这与本文基准回归的结论一致。

2. 改变分组方式

参照 Liu 和 Qiu (2016) 的做法，本文分别计算行业入世前 (1998—2001 年) 和入世后 (2001—2007 年) 的平均关税然后作差，通过差值来衡量行业中间品贸易自由化的程度，并以此来区分实验组和对照组。如表 5 第 (2) 列所示，当改变分组依据时，本文依然发现中间品贸易自由化显著提高了制造业行业劳动收入份额。

3. 非关税壁垒的影响

贸易自由化不仅包括关税的降低，还包括非关税壁垒的减少。中国为了加入 WTO，承诺减少非关税壁垒，且非关税壁垒减少的时间区间在 2001—2005 年，与中国入世所处阶段重合。如不排除非关税壁垒的影响，那么入世后控制组和实验组可能会受到多重影响，使得两组无法进行比较，导致本文无法厘清关税降低所带来的影响。非关税壁垒较难量化，但鉴于纺织业的非关税壁垒最多，因此本文借鉴余森杰和梁中华 (2014) 的做法，删除样本中的纺织业后再进行回归，如表 5 第 (3) 列所示，我们依然发现中间品贸易自由化显著提高了制造业行业劳动收入份额。

4. 两期倍差法

参照 Bertrand 等 (2004) 的做法，本文将样本分为两个阶段，一个阶段是入世前 (1998—2001 年)，另一个阶段为入世后 (2002—2007 年)，对表 5 第 (5) 列所示的模型采用两期倍差法进行回归分析，估计结果如表 5 第 (4) 列所示。本文发现中间品贸易

自由化依然显著促进了制造业行业劳动收入份额的提升。作为稳健性分析的一种方式，两期倍差法的估计结果也表明了中间品贸易自由化影响劳动收入份额的长期平均效应。

表 5 其他稳健性检验

	直接加入关税 (1)	关税差分组 (2)	非关税壁垒 (3)	两期倍差法 (4)
$inputtariff_{2001} \times Post02_t$		0.0425 *** (0.0083)	1.1484 *** (0.4206)	0.9917 ** (0.3895)
$inputtariff$	-0.0368 *** (0.0067)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值个数	4 229	4 229	4 022	846
R^2	0.8298	0.8124	0.8116	0.9308

(五) 不同所有制回归结果

中间品贸易自由化对劳动收入份额的影响可能会因为企业所有制的不同而存在差别。本文参照蒋灵多和陆毅（2018）的做法，按注册类型和实收占比区分企业所有制。参照 Lu 和 Yu（2015）的做法，本文将三类企业相关指标分别汇总到行业层面进行回归，以探究中间品贸易自由化对劳动收入份额影响的异质性。如表 6 所示，我们发现中间品贸易自由化对国有企业和外资企业劳动收入份额影响并不显著，但显著提高了私营企业劳动收入份额。国有企业往往承担一些非营利性目标，因此并不完全按照市场机制运行。外资企业多以加工贸易为主，受关税影响较小。因此中间品贸易自由化对这两类企业影响并不显著。私营企业的运营较为灵活，面对进口冲击时会更多地遵循市场机制进行生产调整。因此中间品贸易自由化对劳动收入份额的影响主要是由私营企业驱动的。这也与赵灿和刘啟仁（2019）的研究较为类似。

表 6 不同所有制回归结果

	国有企业 (1)	外资企业 (2)	私营企业 (3)
$inputtariff_{2001} \times Post02_t$	0.9480 (0.6629)	0.9837 (0.6499)	1.4606 *** (0.5361)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值个数	4 036	4 134	4 210
R^2	0.564	0.625	0.744

四、机制分析

(一) 分解估计

本文参照邵敏和黄玖立（2010）的做法，对劳动收入份额做如下的分解。

$$\ln ls_{it} = \ln\left(\frac{wl}{y}\right)_{it} = \ln\left(\frac{w}{y/l}\right)_{it} = \ln(w)_{it} - \ln(y/l)_{it} \quad (4)$$

其中, i 代表行业, t 代表年份, w 代表行业的平均劳动报酬, 即劳均工资与福利费之和, y 为行业工业增加值总额, y/l 是行业的劳动生产率。式 (4) 表示取对数的劳动收入份额可被分解为行业人均报酬 (取对数) 与行业劳动生产率 (取对数) 之差。如表 7 所示, 在不加入控制变量时, 中间品贸易自由化对行业的人均报酬和劳动生产率均产生负向影响。在加入其他控制变量以后, 中间品贸易自由化对行业人均报酬的影响不再显著。可能的原因在于, 一方面, 中间品贸易自由化使得企业购买更多高质量的进口中间品, 进而形成对高技能型雇员的替代, 高技能工资会降低 (Liu 和 Qiu, 2016; Amiti 和 Cameron, 2012); 另一方面, 企业规模扩张会使得企业对从事简单生产活动的低素质劳动力的需求增加, 低技能工资会上升 (盛斌和毛其淋, 2015)。加入控制变量后, 中间品关税降低对行业平均劳动生产率的影响仍显著为负。根据劳动收入份额的分解式可知, 中间品贸易自由化会提高制造业行业的劳动收入份额。

表 7 分解估计

	$\ln w$		$\ln (y/l)$	
	平均劳动生产率	劳动报酬	劳动报酬	平均劳动生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)
$inputtariff_{2001} \times Post02_t$	-0.5558 *** (0.1667)	-0.2472 (0.2266)	-2.5205 *** (0.3912)	-1.3340 *** (0.4443)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值个数	4 222	4 222	4 222	4 222
R^2	0.9300	0.9317	0.9086	0.9174

(二) 行业劳动生产率的动态分解

这一部分主要探讨中间品贸易自由化为何降低了行业劳动生产率。借鉴 Melitz 和 Polanec (2015) 的做法, 本文对行业劳动生产率进行分解。具体做法如下:

$$\varphi_i = \frac{Y_i}{L_i} \quad (5)$$

其中, φ_i 代表行业层面的劳动生产率。 Y_i 和 L_i 分别代表行业层面的产出增加值和就业人数, 均由行业内的企业层面相应指标加总而来。行业层面的劳动生产率可以改写为:

$$\varphi_i = \frac{\sum y_j}{\sum l_j} = \frac{\sum \left(\frac{y_j}{l_j}\right) \times l_j}{\sum l_j} = \sum \left(\frac{y_j}{l_j}\right) \times \frac{l_j}{\sum l_j} = \sum \phi_j \times \theta_j \quad (6)$$

其中, y_j 和 l_j 分别代表企业层面的产出增加值和就业人数, ϕ_j 代表企业劳动生产率, θ_j 代表企业就业人数占所在行业总就业人数的比重。式 (6) 说明行业层面劳动生产率是由企业层面劳动生产率加总而来, 按照 Melitz 和 Polanec (2015) 的分解思路, 本文将行业层面总的劳动生产率变动用式 (7) 表示:

$$\Delta \varphi_{it} = \Delta \overline{\varphi_{it}^S} + \Delta cov_s + \beta_{it}^N (\varphi_{it}^N - \varphi_{it}^S) + \beta_{it-1}^X (\varphi_{it-1}^S - \varphi_{it-1}^X) \quad (7)$$

其中, $\Delta\varphi_{it}$ 表示行业劳动生产率在 t 期和 $t-1$ 期之差, 代表行业劳动生产率的总变动。 $\overline{\Delta\varphi_{it}^s}$ 代表水平变动, 是 t 期和 $t-1$ 期行业内存活企业非加权劳动生产率之差。 Δcov_s 为资源再配置效应, 用行业内 t 期和 $t-1$ 期存活企业的就业比重和劳动生产率的协方差的差值刻画。第三项为进入效应, β_{it}^N 为 t 期行业新进入企业就业比重之和, 当新进入企业的总行业劳动生产率较高, 超过在位企业总行业劳动生产率时, 这一项取值为正。第四项则表示退出效应, β_{it-1}^X 是 $t-1$ 期退出企业就业份额的加总, 当退出企业总行业劳动生产率低于在位企业总行业劳动生产率时, 这一项取值为正。

基于以上分析, 本文将样本分为入世前 ($t-1$ 期) 和入世后 (t 期) 两个阶段, 进而区分在位企业、进入企业和退出企业。接着, 本文将所选取的解释变量和控制变量按不同的阶段取平均值, 然后用入世后的取值减去入世前的取值, 构造如下差分模型:

$$D_i = \alpha + \alpha_1 \Delta inputtariff_i + \alpha_2 \Delta lnklr_i + \alpha_3 \Delta EG_i + \alpha_4 \Delta debtr_i + \alpha_5 \Delta subsidiary_i + \alpha_6 \Delta outputtariff_i + \alpha_7 \Delta soeout_i + \alpha_8 \Delta indwage_i + \alpha_9 \Delta export_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中, ΔD_i 代表总劳动生产率变动 ($\Delta\varphi_i$)、在位企业劳动生产率总的水平变动 ($\overline{\Delta\varphi_i^s}$)、行业内在位企业资源再配置效应 (Δcov_s)、进入效应 ($entry$) 和退出效应 ($exit$), 将这几项分别代入模型进行回归。表 8 第 (1) 列的回归结果表明中间品贸易自由化使得行业总的劳动生产率降低, 而第 (2) — (5) 列则表明行业总劳动生产率的下降是由在位企业劳动生产率下降及低劳动生产率企业进入引起的。

表 8 中间品贸易自由化与行业劳动生产率变动

	$\Delta\varphi_i$ 劳动生产率变动	$\overline{\Delta\varphi_i^s}$ 水平变动	Δcov_s 资源再配置效应	$entry$ 进入效应	$exit$ 退出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta inputtariff$	21.2961 *** (5.4169)	4.2846 *** (0.9715)	0.0089 (0.0995)	7.7004 *** (2.5169)	-1.1755 (0.7492)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值个数	424	423	420	423	422
R^2	0.4841	0.2535	0.1111	0.1591	0.3082

(三) 进一步讨论

根据劳动生产率的定义, 本文将再次分解为产出增加值 (取对数) 与雇员人数 (取对数) 之差。

$$\ln\left(\frac{y}{l}\right)_i = \ln y_i - \ln l_i \quad (9)$$

结合对劳动生产率的分解结果, 本文区分了新进入企业和在位企业并进行进一步讨论分析。本文将产出增加值和雇员人数分别作为被解释变量代入模型进行回归^①, 考察中间品贸易自由化对企业增加值和劳动力投入的影响。如表 9 所示, 我们发现中间品贸易自由化显著降低了新进入企业和在位企业的产出增加值, 但对劳动力投入的影响并不显著。正如前文所言, 一方面, 中间品贸易自由化使得企业购买更多高质量的进口中间

① 产出增加值按照 Brandt 等 (2012) 提供的指数进行平减。

品，进而形成对高技能雇员的替代（Liu 和 Qiu, 2016；Amiti 和 Cameron, 2012）；另一方面，企业规模扩张会使得企业对从事简单生产活动的低素质劳动力的需求增加（盛斌和毛其淋, 2015）。这意味着中间品贸易自由化降低了制造业劳动力的技能水平，而对进口中间品的依赖以及劳动力技能水平的下降抑制了产出增加值的增长。中间品贸易自由化会使得企业通过进口中间品对高技能人才进行替代并增加对低技能劳动力的需求，总体而言对劳动力需求的影响并不显著。

表 9 对不同状态企业产出增加值与雇员人数的回归

	新进入企业		在位企业	
	产出增加值	雇员人数	产出增加值	雇员人数
$inputtariff_{2001} \times Post02_t$	-2.5372 *	-0.5522	-3.1728 ***	-0.5501
	(1.3866)	(1.2724)	(1.1629)	(1.0143)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值个数	3 356	3 372	3 362	3 378
R^2	0.888	0.892	0.952	0.951

五、总结性评论

本文基于 1998—2007 年中国工业企业数据以及关税数据，以中国加入 WTO 为外生冲击考察了中间品贸易自由化对中国制造业劳动收入份额的影响。本文的描述分析和估计结果均显示，中间品贸易自由化显著提升了制造业劳动收入份额。这与现有文献得出的结论正好相反（余森杰和梁中华, 2014）。现有文献的研究对象为微观企业，考察一般贸易企业和加工贸易企业间的差异。本文的研究对象为行业，考虑到中间品贸易自由化对进口和非进口企业均可能产生影响，本文所有行业层面指标均由全样本企业数据汇总而来，且本文依据入世前行业的中间品关税水平进行连续分组。这是因为按照中国的入世承诺，入世前关税水平越高的行业后续关税削减幅度越大，从而受中间品贸易自由化的影响越大。本文的分组方式能较好地规避现有文献按照贸易模式进行分组的弊端。机制分析表明，中间品贸易自由化显著降低了行业的劳动生产率，但对行业人均报酬的影响并不明显。异质性分析发现中间品贸易自由化对劳动收入份额的影响主要是由私营企业驱动的。进一步研究揭示，中间品贸易自由化对劳动生产率的影响主要源于在位企业劳动生产率的下降以及低劳动生产率企业的进入。

本文的政策建议有以下几个方面。首先，中国应进一步降低进口中间品关税以帮助越来越多的企业进入国际和国内市场，这有助于构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。其次，本文所提出的对进口中间品过度依赖的问题至今仍未得到有效解决。中美贸易摩擦以及新冠疫情爆发造成的关键零部件供应短缺给中国企业生产活动带来了极为不利的影响。因此国内企业应加大研发力度，主动学习国外先进技术，逐步摆脱对进口中间品的过度依赖，以更好地应对未来不利的贸易冲击。最后，政府应提供更多的培训服务平台，帮助劳动者提高自身技能。这不仅有助于提高劳动生产率，而且有利于企业积累更多的人力资本，提升自身创新能力。

参考文献:

1. 白重恩、钱震杰:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》[J],《经济研究》2009年第3期,第27—41页。
2. 陈宇峰、贵斌威、陈启清:《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》[J],《经济研究》2013年第6期,第113—126页。
3. 邓军、王丽娟:《贸易自由化,中间产品贸易与工资——基于中国微观企业数据的经验研究》[J],《当代财经》2020年第7期,第100—111页。
4. 黄先海、徐圣:《中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角》[J],《经济研究》2009年第7期,第34—44页。
5. 蒋灵多、陆毅:《市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆》[J],《中国工业经济》2018年第11期,第155—173页。
6. 李稻葵:《重视GDP中劳动收入比重的下降》[J],《新财富》2007年第9期,第40—41页。
7. 李坤望、冯冰:《对外贸易与劳动收入占比:基于省际工业面板数据的研究》[J],《国际贸易问题》2012年第1期,第26—37页。
8. 李磊、徐大策:《机器人能否提升企业劳动生产率?——机制与事实》[J],《产业经济研究》2020年第3期,第127—142页。
9. 毛其淋、方森辉:《外资进入自由化如何影响中国制造业生产率》[J],《世界经济》2020年第1期,第143—169页。
10. 毛其淋、许家云:《中间品贸易自由化与制造业就业变动——来自中国加入WTO的微观证据》[J],《经济研究》2016年第1期,第69—83页。
11. 毛其淋、许家云:《中间品贸易自由化的生产率效应——以中国加入WTO为背景的经验研究》[J],《财经研究》2015年第4期,第42—53页。
12. 彭书舟、李小平、牛晓迪:《进口贸易自由化是否影响了企业产出波动?》[J],《财经研究》2020年第4期,第125—139页。
13. 邵敏、黄玖立:《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》[J],《经济学》(季刊)2010年第4期,第131—164页。
14. 盛斌、毛其淋:《贸易自由化、企业成长和规模分布》[J],《世界经济》2015年第2期,第3—30页。
15. 王燕武、李文溥、张自然:《对服务业劳动生产率下降的再解释——TFP还是劳动力异质性》[J],《经济学动态》2019年第4期,第18—32页。
16. 余森杰、梁中华:《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》[J],《管理世界》2014年第7期,第22—31页。
17. 张滕、朱春辉:《贸易自由化对制造业企业工资的影响——基于中国加入WTO的自然实验》[J],《国际经贸探索》2019年第8期,第49—66页。
18. 张晓磊、谢建国、张二震:《企业的空间集聚与劳动收入份额——来自中国微观工业企业的实证》[J],《南开经济研究》2018年第3期,第157—171页。
19. 赵灿、刘啟仁:《进口自由化有利于企业人力资本优化吗?——来自中国微观企业的证据》[J],《经济科学》2019年第6期,第43—55页。
20. 郑丹青、于津平:《中国出口贸易增加值的微观核算及影响因素研究》[J],《国际贸易问题》2014年第8期,第3—13页。
21. 周茂、陆毅、李雨浓:《地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计》[J],《经济研

究》2018 年第 11 期，第 132—147 页。

22. Amiti, M. , Cameron, L. , 2012, “Trade Liberalization and the Wage Skill Premium: Evidence from Indonesia” [J], *Journal of International Trade*, Vol. 87, No. 2: 277-287.
23. Amiti, M. , Konings, J. , 2007, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia” [J], *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5: 1611-1638.
24. Bertrand, M. , Duflo, E. , Mullainathan, S. , 2004, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences?” [J], *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1: 249-275.
25. Brandt, L. , Biesebroeck, J. V. , Zhang, Y. F. , 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2: 339-351.
26. Brandt, L. , Biesebroeck, J. V. , Wang, L. H. , Zhang, Y. F. , 2017, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms” [J], *American Economic Review*, Vol. 109, No. 4: 1616-1621.
27. Ellison, G. , Glaeser, E. L. , 1997, “Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dashboard Approach” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 5: 889-927.
28. Liu, Q. , Qiu, L. D. , 2016, “Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings” [J], *Journal of International Economics*, Vol. 103, No. 11: 166-183.
29. Lu, Y. , Yu, L. H. , 2015, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession” [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 7, No. 4: 221-253.
30. Melitz, M. , Polanec, S. , 2015, “Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit” [J], *Rand Journal of Economics*, Vol. 46, No. 2: 362-375.

Input Trade Liberalization and Labor Share

Huang Jiuli¹, Zhang Long²

(1. Center for Transnationals’ Studies, Nankai University)

(2. School of Economics, Nankai University)

Abstract: Using Chinese Annual Survey of Industrial Firms (CASIF) from 1998 to 2007, this paper analyzes empirically the impact of input trade liberalization on labor share through the difference-in-differences method. The results confirm that input trade liberalization significantly decreases labor share in the manufacturing industry. This conclusion is still true after a series of robustness tests. The mechanism analysis shows that input trade liberalization has no significant influence on labor payment, but tends to lower the labor productivity. It is found through the business ownership-based regression that the impact of input trade liberalization on labor share is mainly driven by private enterprises. Further research reveals that the impact of input trade liberalization on labor productivity is achieved through the decline of incumbent firms’ labor productivity and the entry of low-productivity private enterprises.

Keywords: input trade liberalization; labor share; labor payment; labor productivity

JEL Classification: C63; F13; F16; E25