

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

赵 灿¹ 刘启仁²

(1. 广东财经大学财政税务学院 广东广州 510320)

(2. 暨南大学经济学院 广东广州 510632)

摘 要：进口自由化能否刺激高技能劳动力的需求，从而带来企业人力资本的改善？本文利用 2000—2005 年企业层面详细的微观雇佣数据，基于中国加入 WTO 拟自然实验的倍差法，试图检验以上问题并分析其微观机制。结果表明：(1) 进口自由化具有显著的促进企业人力资本升级效应，即提高了高技能劳动力的相对雇佣比；(2) 该效应主要通过增加高技能劳动者雇佣和降低“生产性”低技能劳动者雇佣两种微观机制来实现，说明进口自由化引致的进口中间品与高技能劳动者之间存在互补关系，而与“生产性”低技能劳动者之间存在替代关系；(3) 该效应仅在低资本密集度、高成长性、民营以及存活期长的企业中显著，体现出较大差异性。总之，进口自由化具有技能偏向性特征，有助于企业摆脱对低技能劳动力的长期依赖，促进中国经济的转型升级。

关键词：进口自由化 行业关税 雇佣结构 高技能劳动力 人力资本

中图分类号：F752 JEL: D21 F16 M51

一、引 言

自 1992 年开始，关税大幅度削减已成为中国对外贸易的一个重要特征，中国关税总水平从 1992 年的 42.9% 降低至 1997 年的 17%。虽然其后关税下降一度停滞，但在加入 WTO 后，中国贸易自由化的进程大步推进。根据加入 WTO 议定书，中国连续大幅度地削减了进口关税，2002 年平均关税锐减至 13% 左右，2004 年则降至 10.4%。进口关税的降低使得国外先进资本品的进口成本不断降低，随着国外先进资本品的采用，一方面由于先进设备或材料的操作培训和技术问题解决等需要，高技能劳动力的需求可能提升；另一方面先进设备的采用也可能对非技术性的重复劳动形成替代。于是，我们不禁要问，随着贸易自由化的深化，中国企业内部人力资本是否也会随之发生变化？进口自由化与企业人力资本二者之间存在何种内在联系？可能囿于数据的可获得性，鲜有文献对二者之间关系进行研究。探讨这些问题的现实意义在于：中国人口红利逐渐消失，面临着“技工荒”和“民工荒”的双重压力，这成为阻碍中国经济进一步快速增长的重要原因；而中国经济能否成功转型，不

^{*} 本文受到国家社会科学基金一般项目“我国企业产品加成率测度与对外贸易的福利分解研究”（17BJL110）的资助支持。感谢匿名评审专家提出的宝贵修改意见，文责自负。

但取决于资本品的升级，更为重要的是企业能否对其人力资本做出相应有效的调整，形成物质资本和人力资本协调升级的局面。鉴于此，本文试图研究进口自由化对企业不同技能劳动力雇佣结构的影响，从而有利于从微观层面理解进口自由化的人力资本升级效应，进而为政策制定者在劳动力变化趋势与供给侧结构性改革方面提供一定的参考与借鉴。

贸易自由化是政企学界一直关注和讨论的话题，因此，基于贸易自由化的实证研究也十分丰富。然而，现有学术文献主要集中于企业出口行为（毛其淋和盛斌，2013，2014；田巍和余淼杰，2013）、企业或行业生产效率（余淼杰，2010；简泽等，2014；刘啟仁 and 黄建忠，2016）、企业利润（Baggs 和 Brander，2006；余淼杰和智琨，2016）、资源配置效率（田荣华，2015；杜艳等，2016）等方面研究贸易自由化的影响效应，却忽略了随之发生的企业内部劳动力的调整。现有针对劳动力的研究主要从工资角度研究贸易自由化的收入分配或技能溢价效应（梁滢和李金玲，2013；余淼杰和梁中华，2014），以及从宏观层面研究贸易自由化对一国劳动力结构的影响（卫瑞和庄宗明，2015），而鲜有文献从微观角度研究贸易自由化对企业内部不同技能劳动力雇佣结构的影响。贸易自由化是中国对外开放的重要内容，企业人力资本升级是当前供给侧结构性改革中的关键问题之一，二者均具有很重要的现实意义而且存在逻辑上的联系，但可能囿于数据的可获得性，鲜有文献对二者之间关系进行研究。因此，本文试图以中国加入 WTO 事件为研究背景，利用 2000—2005 年中国制造业 A 股上市公司的微观层面数据，采用倍差法对二者关系进行探讨。

本文可能的边际贡献与研究意义主要体现在三个方面：首先，本文利用上市公司所披露的员工细分技能和受教育程度信息，从微观层面考察了进口自由化对企业内部不同技能劳动力雇佣量以及雇佣结构的影响，将贸易自由化与企业人力资本之间关系的研究从以往的宏观层面进一步细化至微观企业层面。其次，本文将中国加入 WTO 事件视为一项拟自然实验，以 2001 年高进口关税行业与低进口关税行业分别作为处理组和控制组，采用倍差法考察进口自由化对企业人力资本的影响效应，这样可以有效缓解由于遗漏不可观测影响因素及关税削减的非外生性（简泽等，2014；Lu 和 Yu，2015；杜艳等，2016；刘啟仁 and 黄建忠，2016）所导致的内生性问题。最后，中国正处于经济转型与产业结构升级的关键阶段，提高生产效率是当前供给侧结构性改革的重要内容，而人力资本是影响企业生产效率的重要因素，因此，研究进口自由化对企业不同技能劳动力雇佣结构的影响，有利于从微观层面理解进口自由化的人力资本升级效应，从而促使中国劳动力结构调整与经济转型升级的平稳进行。

本文剩余部分的安排如下：第二部分为理论分析与研究假说；第三部分为制度背景与计量模型；第四部分为实证结果与分析，包括基准回归与稳健性检验；第五部分进一步讨论进口自由化效应的微观影响机制与异质性表现；最后为结论与政策启示。

二、理论分析与研究假说

现有针对劳动力结构的文献大多基于 Berman 等（1994）的劳动需求简约式进行理论分析，遵循以往文献的通常做法（姚先国等，2005；唐东波，2011；Chakraborty 和 Raveh，2018），本文同样借鉴 Berman 等（1994）的劳动需求简约式，采用超越对数成本函数形式（Translog Cost Function，TCF）表示企业的成本函数，该函数通过对投入和产出赋以对数平方形式而使得要素替代弹性可变，因其适用于多投入、多产出的生产而被广泛应用。本

文假设企业生产主要投入三种生产要素：高技能劳动力（ S ）、低技能劳动力（ U ）以及进口资本品（ M ）^①，则超越对数成本函数的具体形式可表示为：

$$\begin{aligned} \ln(c) = & \alpha_s \ln(w_s) + \alpha_u \ln(w_u) + \alpha_M \ln(w_M) + \alpha_y \ln(w_y) + 0.5[\beta_{ss} \ln(w_s)^2 \\ & + \beta_{su} \ln(w_s) \ln(w_u) + \beta_{us} \ln(w_u) \ln(w_s) + \beta_{uu} \ln(w_u)^2 + \beta_{MM} \ln(M)^2 \\ & + \beta_{yy} \ln(y)^2] + \gamma_{sM} \ln(w_s) \ln(M) + \gamma_{sy} \ln(w_s) \ln(y) + \gamma_{uM} \ln(w_u) \ln(M) \\ & + \gamma_{uy} \ln(w_u) \ln(y) + \gamma_{My} \ln(M) \ln(y) \end{aligned} \quad (1)$$

其中， w_s 与 w_u 分别表示高技能劳动力与低技能劳动力的工资， y 表示产出水平以及其他不变生产要素的投入，企业的可变成本可表示为： $c = w_s S + w_u U$ 。根据 Shephard 引理可知， $\partial c / \partial w_s = S$ ，则高技能劳动者的收入份额可表示为：

$$Share_s \equiv \frac{w_s S}{c} = \frac{\partial c}{\partial w_s} \frac{w_s}{c} = \frac{\partial \ln(c)}{\partial \ln(w_s)} = \alpha_s + \beta_{ss} \ln\left(\frac{w_s}{w_u}\right) + \gamma_{sM} \ln(M) + \gamma_{sy} \ln(y) \quad (2)$$

其中，对称性假定满足： $\beta_{su} = \beta_{us}$ ；线性齐次性假定满足： $\beta_{ss} + \beta_{su} = 0$ 。参考唐东波（2011）的做法，本文将高技能劳动者的收入份额分解为高技能劳动力的雇佣比例与相对工资水平两部分，从而可获得高技能劳动力雇佣比例的表达式：

$$\frac{S}{(S+U)} = \alpha_s + \beta_{ss} \ln\left(\frac{w_s}{w_u}\right) + \gamma_{sM} \ln(M) + \gamma_{sy} \ln(y) + \delta_{su} \left(\frac{w_s}{w_u}\right) \quad (3)$$

由于高技能劳动力与低技能劳动力的相对工资水平在产业内趋于稳定，所以相对工资的变化只会影响常数项，可将其从（3）式中忽略（Berman 等，1994；Chakraborty 和 Raveh，2018；唐东波，2011），最终，本文得到高技能劳动力雇佣比例的表达式为：

$$\frac{S}{(S+U)} = \alpha_s + \gamma_{sM} \ln(M) + \gamma_{sy} \ln(y) \quad (4)$$

同理可得，低技能劳动力的雇佣比例可表示为：

$$\frac{U}{(S+U)} = \alpha_u + \gamma_{uM} \ln(M) + \gamma_{uy} \ln(y) \quad (5)$$

由（4）和（5）式可以看出，当贸易自由化实现之后，进口资本品的可获得性提高，表现为 M 的增加，在其他因素保持不变的情况下，高技能劳动力的雇佣比例（ $S/(S+U)$ ）以及低技能劳动力的雇佣比例（ $U/(S+U)$ ）均会发生变化，因此，这里提出本文的第一个假说：

假说 1：在其他条件一定的情况下，中国加入 WTO 所带来的进口自由化会显著影响企业的雇佣结构。

由于进口的设备资本品中蕴含着更为先进的技术或更高质量的中间产品，是发展中国家获得技术进步的重要途径，而高技能劳动力可以更快地学习与利用先进技术，即高技能劳动力与先进技术的适应性与匹配性更好，所以设备资本品增加会提高企业对高技能劳动者的需求，也就是说 $\gamma_{sM} > 0$ ；根据资本—技能互补性假说，资本设备与高技能劳动者的互补性相较于低技能劳动者更强（Krusell 等，2000），说明 $\gamma_{sM} > \gamma_{uM}$ ，这意味着当进口自由化使得资本品的可获得性增加时，高技能劳动力与低技能劳动力的相对雇佣比（ S/U ）也会随之增加。于是，本文可将上述发现总结为以下假说：

① 此处仅指定三种生产要素是做简化处理，考虑其他细化的要素种类并不影响主体结论。

假说 2: 企业人力资本的调整具有技能偏向性特征, 会显著提高高技能劳动力与低技能劳动力的相对雇佣比。

Denny 和 Fuss (1977) 通过使用生产函数和成本函数, 发现资本与技能劳动力之间存在互补性, 而非技能劳动力存在替代性。贸易自由化使得企业进口资本品与中间品的成本下降, 从而使得企业选择生产要素更为灵活, 生产要素之间的替代弹性也会提高 (Marshall 等, 1976)。由于低技能劳动力的技术含量较低, 可替代性比较强, 所以资本品与中间品的进口会降低对低技能劳动者的雇佣, 这十分符合我们的一般直觉。另外, 中国作为世界制造大国, 制造业在国民经济中占有重要份额, 所以生产性低技能劳动者在企业雇佣结构中占绝对主导地位, 而机器设备的引进主要替代的是生产线操作人员, 所以我们推测进口自由化主要降低“生产性”低技能劳动者的雇佣。因此, 本文进一步提出以下假说:

假说 3: 进口自由化会使得低技能劳动者的雇佣减少, 而且这种减少主要体现为“生产性”低技能劳动者的雇佣。

由于不同类型企业之间存在着显著异质性, 进口自由化对不同企业人力资本的影响可能也存在异质性。对于资本密集度较低的企业, 其生产性低技能劳动力的比例较高, 由于国外资本品进口成本的降低, 国外资本品的采用可能对其低技能劳动力产生更多的替代作用, 因此, 其人力资本的改善效应可能更为显著。另外, 对于民营和高成长性的企业, 其受 WTO 的影响更有可能采用国外先进的资本品, 因此进口自由化对这类企业也可能产生更大的作用。总之, 在面对进口自由化的冲击时, 不同特征企业应该也会有不同的反应, 于是, 我们可进一步提出假说检验异质性效应:

假说 4: 进口自由化对企业人力资本的影响在异质性企业之间存在显著差异。

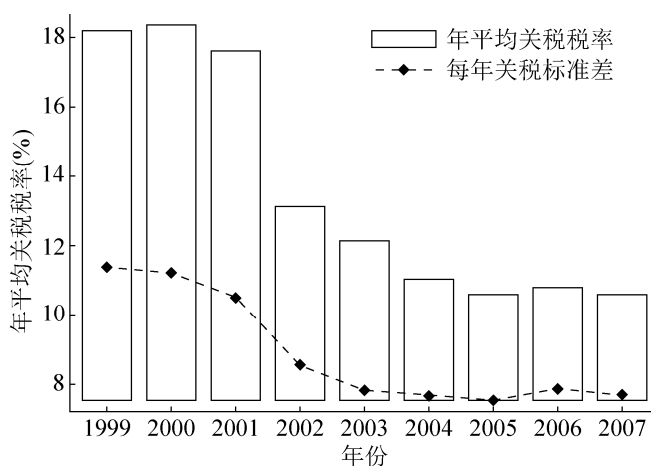
三、制度背景与计量模型

(一) 制度背景

1986 年 7 月, 中国正式申请恢复关贸总协定缔约国地位, 1995 年 1 月 1 日, 世界贸易组织正式成立, 中国复关谈判变为入世谈判, 直到中国与墨西哥于 2001 年 9 月 13 日达成双边协议, 至此, 中国完成了与 WTO 成员的所有双边协议。最终, 在 2001 年 11 月 10 日, 世界贸易组织通过了中国加入世贸组织的议定书, 标志着中国将成为世贸组织正式接纳的第 143 个成员。中国“入世”历时 15 年, 在多边贸易体制史上也极为罕见, 同时涉及中国对外贸易体制由过去奖励出口、限制进口的单向贸易自由化向出口与进口双向贸易自由化的转变 (江小涓, 2008), 而且在很大程度上, 这种外贸体制变化被认为是外生的 (简泽等, 2014), 这为本文考察进口自由化与企业人力资本之间的因果关系提供了一个很好的拟自然实验。

如图 1 所示, 1999 年之后, 中国行业平均关税水平一直处于比较稳定的状态, 直到 2002 年初才开始发生大幅减让, 所以本文将 2002 年及以后视为政策实施年份, 将 2000 年与 2001 年视为政策实施前年份。另外, 在中国加入 WTO 之前, 不同行业的关税水平存在较大差异, 但加入 WTO 之后, 行业间关税水平的标准差骤降, 即大部分行业的关税水平都降至较低的水平, 这表明加入 WTO 之前关税水平较高的行业受到了更大幅度的进口关税减免, 因此, 本文将关税在加入 WTO 之前处于较高水平的行业视为处理组, 而将已处于较低水平的行业视为控制组。

图 1 行业平均进口关税税率与行业间标准差



(二) 计量模型设定

根据上述讨论，加入 WTO 之前关税水平越高的行业，加入 WTO 之后关税下降幅度越大，而且在 1997—2001 年期间，关税水平一直处于比较稳定的状态，所以本文以 2001 年的关税水平构造连续的控制组和处理组，即关税水平越高越有可能进入处理组，越低越有可能进入控制组（Lu 和 Yu，2015；刘啟仁和黄建忠，2016），从而避免人为选择临界值的分组误差。本文的倍差法计量模型如下：

$$S/U_{ijt} = \alpha_1 Tariff_{j2001} \times Post_{2002} + \alpha_2 X_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中， i, j, t 分别表示企业、行业和年份。 S/U_{ijt} 为被解释变量，表示高低技能劳动力的雇佣比，本文将其视为人力资本结构。 $Tariff_{j2001}$ 表示行业 j 在 2001 年的平均关税水平， $Post_{2002}$ 表示加入 WTO 的时间虚拟变量，即 2002 年之前取 0，2002 年及以后取 1，则交互项 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 为本文的核心变量，反映了由于中国加入 WTO 所带来的进口自由化对企业人力资本的影响。 X_{ijt} 为一系列的控制变量，主要包括三类，第一类为可能影响企业人力资本的因素，主要包括企业规模、年龄、固定资产存量、盈利能力、成长性；第二类是控制企业特征的变量，如资产负债率、净资产收益率、前十大股东持股比例；第三类是控制处理组和控制组分组非随机性的行业层面变量，包括国有企业产出份额、人均工资以及出口强度，其原因在于理论和经验证据表明，政治与经济动机是关税水平高低的重要决定因素，加入 WTO 之前行业关税水平越高，政府对该行业的保护意图越强，特殊利益集团的政治游说等原因导致处理组和控制组本身存在着系统性差异（Goldberg 和 Maggi，1999），因此，为了避免处理组和控制组分组的非随机，本文参考 Lu 和 Yu（2015）的做法，控制了关税结构的影响因素。 μ_i 和 λ_t 分别表示企业与时间的固定效应，分别控制不随时间变化的企业特征以及随时间变化的不可观测因素。 ε_{ijt} 表示误差项，为了控制潜在的异方差和序列相关，本文将标准误差聚类至行业层面。

(三) 数据来源

由于本文研究样本为制造业 A 股上市公司^①，因此，本文公司层面的数据主要来源于

① 本文对比了样本期间内工业企业和上市企业员工雇佣数量的变化率，二者具有非常相似的变化趋势，从而缓解了对上市企业样本代表性问题的担忧，非常感谢匿名评审专家的宝贵建议。

同花顺数据库与东方财富数据库，这两个数据库提供了比较详细的企业财务信息，从而有利于本文研究的顺利开展。本文原始样本为 3 513 家公司，剔除了样本期间内处于 ST 和 ST*状态的公司（剩余 3 313 家公司）、上市时间晚于 2002 年的公司（剩余 857 家公司）以及企业雇佣数据严重缺失的公司（剩余 853 家公司）。由于研究样本为制造业公司，所以本文进一步删除了行业代码小于 13 或者大于 43 的非制造业公司样本，从而获得 407 个公司样本。考虑到公司雇佣数据的可获得性，本文将样本期间选取为 2000—2005 年，最终，本文得到 2 442 个“公司—年份”有效观测值。在后续的实证研究部分，由于部分控制变量的数据缺失问题，不同计量回归模型会使得样本量有所变动。^①

关税数据主要来源于 WTO 网站和世界银行数据库，原始数据为 HS 六位码的从价关税。由于上市公司的行业分类为 CIC 二位数，本文首先将 HS 六位码对照为 CIC 四位数，并取简单平均得到 CIC 二位数行业层面的关税数据。

（四）变量说明^②

（1）进口自由化。本文采用 2001 年（加入 WTO 之前）CIC 二位数行业层面的平均进口关税税率（ $Tariff_{j2001}$ ）表示进口自由化，行业平均关税水平在加入 WTO 之前越高，加入 WTO 之后关税削减幅度越大，受进口自由化的影响越大，反之，受进口自由化的影响越小，从而形成政策影响的行业层面差异，有利于采用倍差法识别进口自由化对企业人力资本的影响。

（2）被解释变量。本文采用高技能劳动力与低技能劳动力的雇佣比表示企业人力资本。已有文献通常采用工作性质（姚先国等，2005）或者受教育程度（铁瑛和刘啟仁，2018）划分高、低技能劳动力，本文在基准回归采用工作性质进行划分，将技术人员与研发人员归类为高技能劳动力，生产人员、行政人员与销售人员视为低技能劳动力；在稳健性检验中，本文进一步采用受教育程度划分高、低技能劳动力，将受教育程度为本科及以上的劳动力定义为高技能劳动力，中专及以下的劳动力视为低技能劳动力。

（3）控制变量（ X_{ijt} ）。参考以往文献的通常做法，本文采用企业销售额（*sales*）表示企业规模；固定资产存量（*fixed assets*）采用固定资产期末净值表示；盈利能力（*profitability*）采用“营业利润/营业总收入×100%”表示；成长性（*growth*）采用营业收入同比增长率表示；净资产收益率（*ROE*）根据“归属于上市公司股东的扣除非经常性损益的净利润/期末归属于母公司所有者权益合计×100%”计算而得；资产负债率（*D/A ratio*）采用“负债总额/资产总额×100%”计算而得。除此之外，本文还纳入了企业层面的年龄（*age*）、前十大股东持股比例（*top10*）变量以及行业层面的国有产出份额（*output share of SOEs*）、人均工资（*average wage per worker*）与出口强度（*export intensity*）变量。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 1 报告了基于（6）式检验进口自由化与企业人力资本之间关系的基准回归结果，

① 本文绘制了研究样本的行业分布图，限于篇幅未予以报告，备索，感谢匿名评审专家的宝贵建议。

② 因篇幅所限，本文省略了变量描述性统计结果，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

被解释变量为高技能劳动力与低技能劳动力的雇佣比 (S/U)。列 (1) 仅控制了企业固定效应和时间固定效应而未加入其他控制变量, 从中可以看出, 核心变量 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 的估计系数显著为正, 表明进口自由化显著提高了企业内部高技能劳动力与低技能劳动力的雇佣比。考虑到加入 WTO 之前关税水平的高低不是随机确定的, 在某种程度上反映了事前政府的政治经济动机或特殊利益集团的游说。为了避免由于处理组和控制组分组非随机导致的内生性问题, 本文在列 (2) 加入了影响关税结构因素与时间虚拟变量的交互项, 即国有企业产出份额与时间虚拟变量的交互项 ($SOE\ share_{2001} \times Post_{2002}$)、人均工资与时间虚拟变量的交互项 ($average\ wage_{2001} \times Post_{2002}$) 以及出口强度与时间虚拟变量的交互项 ($export\ intensity_{2001} \times Post_{2002}$) 变量, 结果显示, $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 估计系数依然显著为正。

由于大规模企业可能拥有更为充足的资金以及更为先进的设备, 雇佣结构可能更偏向于技能型; 此外, 不同发展阶段的企业, 员工雇佣结构也存在着较大差异, 于是本文进一步在表 1 列 (3) 加入影响企业人力资本的变量: 企业规模 ($sales$)、企业年龄 (age)、固定资产存量 ($fixed\ assets$)、盈利能力 ($profitability$)、成长性 ($growth$)。列 (4) 在列 (3) 的基础上进一步控制了表征企业层面特征的资产负债率 ($D/A\ ratio$)、净资产收益率 (ROE) 以及前十大股东持股比例 ($top10$)。考虑到控制变量与被解释变量之间可能存在非线性关系, 列 (5) 加入了控制变量的二阶多项式。^①如列 (3) — (5) 所示, 核心交互项 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 的估计系数的大小、显著性与列 (1) 保持高度一致, 这反映了进口自由化对企业人力资本影响的“存在性”较为稳健, 而且显著提高了企业内部高技能劳动者的雇佣比率, 意味着中国加入 WTO 带来的进口自由化更多地表现为技能偏向性, 即假说 1 与 2 成立。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)二项式
	S/U	S/U	S/U	S/U	S/U
$Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
$SOE\ share_{2001} \times Post_{2002}$		-0.028 (0.195)	0.130 (0.259)	0.125 (0.273)	0.196 (0.269)
$Average\ wage_{2001} \times Post_{2002}$		-0.011 (0.023)	-0.004 (0.013)	-0.005 (0.013)	-0.000 (0.014)
$Export\ intensity_{2001} \times Post_{2002}$		0.013 (0.137)	0.006 (0.201)	0.006 (0.212)	0.053 (0.226)
控制变量	No	No	Yes	Yes	Yes
企业/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 396	2 396	2 051	2 040	2 040
R^2	0.384	0.384	0.436	0.437	0.438

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平, 括号内为行业层面的聚类标准误。限于篇幅, 此处未能报告控制变量的结果。

① 以企业年龄为例, 其二阶多项式由以下几项组成: age 与 age^2 。

（二）稳健性检验

为了保持与基准回归的一致性与可比性，表 2 的计量模型采用与表 1 列（4）一致的模型设定。首先，考虑到基准回归采用了 2001 年的关税水平作为连续的处理组和控制组，本文将采用加入 WTO 之前的关税均值表示受进口自由化影响程度差异的连续变量进行重新回归。其次，如上所述，基准回归采用连续的处理组和控制组，本文进一步将采用二元虚拟变量表示处理组和控制组进行稳健性检验。其中，临界值为关税水平的中位数，本文将关税水平处于中位数以上的行业视为处理组，取值为 1；处于中位数以下的行业视为控制组，取值为 0。结果如表 2 列（1）与（2）所示，本文所关注的 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 估计系数为正且高度显著，说明基准回归结果具有一定的稳健性。

倍差法的重要前提条件便是处理组和控制组的共同时间趋势，即在加入 WTO 之前，处理组和控制组的雇佣结构变动趋势不存在系统性差异，如若不存在“共同时间趋势”将导致本文估计结果的偏差。本文虽然在基准回归表 1 列（2）—（5）中加入了影响关税结构因素与时间虚拟变量的交互项，但是，本文需要对其他可能破坏“共同趋势”的情况依次进行检验。首先，企业人力资本的调整可能在中国加入 WTO 之前就已经发生，导致处理组和控制组的雇佣行为在 2001 年之前就存在显著差异，于是本文在表 1 列（4）的基础上纳入关税水平与时间的交互项 $Tariff_{j2001} \times T$ 从而控制事前的时间趋势。如表 2 列（3）的回归结果显示，关键解释变量 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 的估计系数依然显著为正，而控制事前时间趋势的交互项 $Tariff_{j2001} \times T$ 系数并不显著，说明不存在事前时间趋势影响本文的结果。其次，中国加入 WTO 过程历时 15 年，在 2001 年 6 月 9 日，中美两国已就遗留问题达成全面共识，消除了中国入世的最大障碍，所以企业很可能会预期到中国可以成功加入 WTO，进而提前改变企业人力资本，这也会破坏“共同时间趋势”的前提条件。基于此，本文在模型中进一步纳入交互项 $Tariff_{j2001} \times Post_{2001}$ 来检验这种预期效应的影响，其中 $Post_{2001}$ 表示是否为 2001 年以后的时间虚拟变量，可以看出，新交互项的估计系数并不显著，而本文关注的核心解释变量 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$ 的系数仍然显著为正，说明并没有存在预期效应。随后，本文还进行了安慰剂检验，人为地将政策提前一年，即假设中国加入 WTO 发生在 2000 年而非 2001 年，从而生成一个新的交互项 $Tariff_{j2001} \times Post_{2001}$ 进行回归检验，从表 2 列（5）可以看出，新交互项的估计系数并不显著，从侧面证实了企业人力资本优化是受 2001 年中国加入 WTO 所带来的进口自由化的影响。最后，参考 Lu 和 Yu（2015）的做法，本文进一步基于中国加入 WTO 之前的样本进行安慰剂检验，由于关税在 2000—2001 年期间并未发生大幅度削减，预期该阶段应该没有显著影响，否则表明存在一些潜在的混杂因素使得共同时间趋势假说不成立。本文假设 2000 年为中国加入 WTO 的年份并构造一个新交互项 $Tariff_{j2000} \times Post_{2001}$ ，其中 $Tariff_{j2000}$ 表示行业 j 在 2000 年的平均关税水平， $Post_{2001}$ 在 2000 年取值为 0，在 2001 年取值为 1，回归结果如表 2 列（6）所示，新交互项 $Tariff_{j2000} \times Post_{2001}$ 估计系数并不显著，说明在中国加入 WTO 之前，处理组和控制组之间并不存在显著的事前差异趋势，满足共同趋势假设。^①

① 为了排除由于样本量减少导致表 2 列（6）估计系数不显著的可能，本文进一步基于 2001—2002 年样本进行检验，结果显示核心解释变量估计系数显著为正，说明表 2 列（6）的回归结果与样本量无关，限于篇幅未予以报告，备索。

表 2 基准回归结果的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>S/U</i>	<i>S/U</i>	<i>S/U</i>	<i>S/U</i>	<i>S/U</i>	<i>S/U</i>
$Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$	0.005*** (0.001)	0.056* (0.028)	0.008*** (0.002)	0.005*** (0.001)		
$Tariff_{j2001} \times T$			-0.001 (0.001)			
$Tariff_{j2001} \times Post_{2001}$				-0.001 (0.003)	0.003 (0.004)	
$Tariff_{j2000} \times Post_{2001}$						0.003 (0.070)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 040	2 040	2 040	2 040	2 040	419
R^2	0.437	0.436	0.437	0.437	0.435	0.99

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为行业层面的聚类标准误；列（1）采用 WTO 之前（2000—2001 年期间）的关税均值区分处理组与控制组；列（2）则采用 2001 年行业关税水平是否大于中值区分处理组与控制组。

为了保证研究结果的可靠性与稳健性，本文从以下五个方面进行进一步的稳健性检验。^①首先，本文基准回归结果的可靠性依赖于控制组的选择，如若控制组与处理组之间本身存在着较大的差异，则可能存在潜在的样本选择性偏差，本文基准回归结果的可靠性也会受到质疑，为此，本文进一步采用倾向得分匹配的倍差法（PSM-DID）进行检验。其次，在多期倍差法估计中，被解释变量可能存在序列相关问题从而导致标准误估计不一致，进而影响估计结果的显著性水平。虽然本文在基准回归结果中已采用聚类稳健的标准误来缓解这一问题，但是为了稳健起见，本文进一步采用两阶段倍差法（two-period DID）进行稳健性分析。再次，通过简单平均方式求得 CIC 二位码行业层面的关税水平可能会掩盖同一行业内不同产品之间的关税差异，出于稳健性考虑，本文参考 Lu 和 Yu（2015）的做法引入行业内部产品数量（ $Prodnum_{2001}$ ）变量来检验进口自由化对企业雇佣结构的优化效应是否会因行业内部关税的差异而存在差异。从回归结果可以看出，核心交互项系数依然显著为正，说明本文估计结果并不受行业内部关税差异的影响。然后，为了详细分析进口自由化的影响效应，本文根据 2001 年关税水平生成三个虚拟变量 q_1 、 q_2 与 q_3 并与核心解释变量进行交互，其中 q_1 表示关税处于较低水平的一组， q_3 表示关税处于较高水平的一组。回归结果显示， $Tariff_{j2001} \times Post_{2002} \times q_1$ 的系数不显著，表示关税水平在加入 WTO 之前较低的行业，受进口自由化影响的程度也较小，说明控制组对中国加入 WTO 并不敏感，从而使得处理组的效应更可靠、稳健，而 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002} \times q_2$ 与 $Tariff_{j2001} \times Post_{2002} \times q_3$ 的系数均显著反映了进口自由化的影响在关税水平较高的行业中更显著。最后，基准回归结

① 因篇幅所限，本文省略了进一步稳健性检验的回归结果，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

果只是平均意义上的影响效应，为此，本文进一步分析进口自由化对企业雇佣结构的动态效应。从回归结果可以看出，进口自由化对企业人力资本的影响并不存在明显的时滞，而且这种影响效应在 2003 年达到最大，随后开始衰减，直到 2005 年，交互项系数不再显著，说明进口自由化对企业人力资本的影响效果呈现“倒 U 形”趋势。^①

五、进一步讨论

（一）微观机制分析

本文通过细分劳动者类型进一步分析了企业人力资本的内部调整机制，表 3 汇报了进口自由化对不同劳动者影响的估计结果。首先，列（1）与（2）的被解释变量分别为高技能劳动力雇佣量的自然对数与高技能劳动力占员工总数的比重，交互项 $Tariff_{2001} \times Post_{2002}$ 的估计系数显著为正，这表明无论以绝对数值还是相对比率衡量，进口自由化均使得企业增加对高技能劳动者的雇佣。由于低技能劳动力包括生产人员、行政人员与销售人员等，在企业劳动力结构中所占比重较大，为了更加详细地分析低技能劳动力的调整变化，本文进一步将低技能劳动力分为生产性低技能劳动力（生产人员）与非生产性低技能劳动力（包括行政人员与销售人员等）。列（3）与（4）的被解释变量分别为生产性低技能劳动力的自然对数与生产性低技能劳动力占员工总数的比重，可以看出，关键解释变量的估计系数方向变为负，而且统计上显著，说明进口自由化降低了企业对生产性低技能劳动者的需求。

相应地，列（5）与（6）的被解释变量分别为非生产性低技能劳动力的自然对数与非生产性低技能劳动力占员工总数的比重，核心交互项的估计系数方向为正，但列（5）的 DID 交互项 $Tariff_{2001} \times Post_{2002}$ 系数并不显著。综合列（3）—（6）的回归结果，可以看出低技能劳动力的雇佣降低主要是由于生产性低技能劳动者的雇佣量减少引起的。这说明进口自由化对企业内部雇佣结构的影响，主要是通过增加高技能劳动力的雇佣量和减少生产性低技能劳动力雇佣量两个渠道进行的，意味着进口自由化与高技能劳动力存在互补性，而与生产性低技能劳动力存在替代关系。本文研究结果说明进口自由化使得企业人力资本的调整具有技能偏向性的优化特征，假说 3 成立。

表 3 基于不同类型劳动者的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(S)	S/L	Ln(U _P)	U _P /L	Ln(U _{NP})	U _{NP} /L
$Tariff_{2001} \times Post_{2002}$	0.011** (0.005)	0.001* (0.001)	-0.013* (0.007)	-0.002*** (0.001)	0.008 (0.005)	0.001*** (0.000)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 045	2 042	2 045	2 042	2 045	2 042
R^2	0.692	0.655	0.712	0.776	0.751	0.799

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为行业层面的聚类标准误。

① 因篇幅所限，本文省略了以受教育程度划分高、低技能劳动力的回归结果，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

（二）异质性分析

基准回归结果和稳健性检验结果均说明了进口自由化对企业人力资本具有优化效应，接下来，本文将从异质性视角考察这种雇佣结构优化在不同类型企业的差异化表现。

首先，相比民营企业，国有企业通常承担着一定的社会目标和政策责任，其内部雇佣结构的调整往往缺乏一定的灵活性，因此，我们预期进口自由化对民营企业的雇佣结构优化的促进作用要大于国有企业。因此，借鉴已有研究，本文根据企业所有权性质将样本分成两个子样本——国有企业和民营企业分别进行回归检验，回归结果见于表 4 列（1）—（2）。与我们预期相符，进口自由化对国有企业的雇佣结构并没有显著影响，相比之下，对民营企业的影响效应非常显著。

其次，资本作为另一种重要生产要素，在企业生产过程中扮演着不可或缺的作用，根据“资本—技能互补性假说”，资本设备与高技能劳动者的互补性相较于低技能劳动者更强，所以在进口自由化之前高资本密集度企业可能已经雇用相对较高比例的高技能劳动力，进口自由化之后，其雇佣结构优化空间有限，因此，我们猜测企业人力资本的优化主要体现在低资本密集度企业。为了检验这一推断，本文根据要素密集度将企业分为高资本密集度企业与低资本密集度企业两类子样本，其中，以人均资产表示资本密集度，分类临界值为中位数。表 4 列（3）和（4）分别对这两类子样本进行了检验，结果显示，高资本密集度企业的雇佣结构对进口自由化并不敏感，而低资本密集度企业却非常敏感。

另外，根据已有研究可知，企业年龄在其行为决策中具有重要影响，鉴于此，本文基于年龄的异质性，将企业分为成熟企业与年轻企业两类子样本分别进行检验，分类临界值同上。从列（5）和（6）回归结果可以看出，进口自由化对成熟企业的雇佣结构优化具有较明显的促进作用，而对年轻企业没有影响，这可能是因为相比于年轻企业，成熟企业拥有更为充足的资金，在进口自由化之后更有可能引进先进设备与技术，从而更有可能增加对高技能劳动者的需求；另一方面，年轻企业正处于起步阶段，其在生产经营过程中面临着诸多不确定性，所以不会轻易引进设备或者调整雇佣结构，而成熟企业承担风险能力较强，对专业技术具有较高的要求，所以更有可能引进先进设备和高技能劳动者。

最后，成长性衡量企业发展速度的指标，也是最重要的经营绩效指标之一，研究企业成长性的异质性如何影响进口自由化的效应具有很重要的现实意义。通常情况下，成长性较高的企业其发展速度较快，处于规模扩张时期的企业更有可能增加资本品与中间品的进口，从而可能对进口自由化更敏感，因此，我们猜测进口自由化更有可能提高成长性较高企业的高技能劳动者相对雇佣比。为此，本文采用营业收入同比增长率表示成长性并将企业分为高成长性企业与低成长性企业，回归结果报告于表 4 列（7）和（8），可以看出，进口自由化对高成长性企业人力资本的影响效应非常显著，相比之下，对低成长性企业并没有显著影响。

表 4 异质性视角下企业人力资本的再考察

	企业性质		资本密集度		企业年龄		成长性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有	民营	高	低	成熟	年轻	高	低
$Tariff_{j2001} \times Post_{2002}$	0.001	0.007***	0.003	0.008***	0.006***	0.002	0.008***	0.002
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)

续表 4

	企业性质		资本密集度		企业年龄		成长性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有	民营	高	低	成熟	年轻	高	低
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 327	624	1 046	994	1 205	835	1 048	992
R^2	0.482	0.484	0.471	0.389	0.437	0.444	0.436	0.442

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为行业层面的聚类标准误。

六、结论与政策启示

基于中国加入 WTO 的拟自然实验，本文以 2000—2005 年中国制造业 A 股上市公司为研究样本，采用倍差法考察了进口自由化对企业人力资本的影响及微观影响机制。研究发现，进口自由化显著促进了企业人力资本的调整，表现为提高了高技能劳动者的相对雇佣比，从而使得企业人力资本调整具有技能偏向的优化特征，这种影响主要是通过提高高技能劳动者的雇佣与降低生产性低技能劳动者的雇佣两种微观机制来实现的。这说明进口自由化与高技能劳动者之间存在互补关系，而与生产性低技能劳动者之间存在替代关系，这种结果根源于进口自由化有利于企业引进先进设备，而先进设备蕴含着更高的技术，与高技能劳动者的互补性和匹配性更强，所以增加了对高技能劳动者的相对需求。除此之外，进一步分析显示进口自由化对企业人力资本的优化效应在异质性企业间存在着显著差异，具体而言，这种优化效应主要体现在低资本密集度、高成长性、民营以及存活期长的企业。

本文的研究结论具有重要的政策含义：本文研究结果表明进口自由化具有技能偏向性特征，有助于企业摆脱对低技能劳动力的过分依赖，因此，中国应继续扩大对外开放水平，通过开放促进中国经济的转型升级。此外，鉴于当前中国正处于经济转轨的关键阶段，为了满足产业转型升级的物质资本需求，应当鼓励进口技术含量较高的中间品和资本品。然而，由于进口中间品与高技能劳动者之间存在互补关系，而与生产性低技能劳动者之间存在替代关系，意味着贸易自由化的不断推进会进一步加大对高技能劳动力的需求而降低对低技能劳动者的需求。这一方面导致高技能劳动力供不应求的局面进一步恶化，不利于中国经济的转型升级，另一方面可能拉大工资差距，损害低技能劳动者的利益，不利于实现社会公平。因此，改善当前局面的关键在于加大教育和培训的投入力度，通过为低技能劳动力提供更多的技能培训机会来提高低技能劳动者的技术水平与受教育程度，一方面可以缓解中国高技能劳动者稀缺的现状，为中国经济转型提供人才支撑，从而有助于重构经济增长新动力，另一方面也有利于实现社会公平、保证经济安全。

参考文献：

1. 杜艳、周茂、李雨浓：《贸易自由化能否提高中国制造业企业资源再配置效率——基于中国加入WTO的倍差法分析》[J]，《国际贸易问题》2016年第9期。
2. 简泽、张涛、伏玉林：《进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验》[J]，《经济研究》2014年第8期。

3. 江小涓:《中国开放三十年的回顾与展望》[J],《中国社会科学》2008年第6期。
4. 梁滢、李金玲:《贸易开放对我国劳动力工资差距的影响——基于1998—2010年区域面板数据的实证分析》[J],《国际经贸探索》2013年第5期。
5. 刘啟仁、黄建忠:《贸易自由化、企业动态与行业生产率变化——基于我国加入WTO的自然实验》[J],《国际贸易问题》2016年第1期。
6. 毛其淋、盛斌:《贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据》[J],《管理世界》2013年第3期。
7. 毛其淋、盛斌:《贸易自由化与中国制造业企业出口行为:“入世”是否促进了出口参与?》[J],《经济学》(季刊)2014年第2期。
8. 唐东波:《全球化对中国就业结构的影响》[J],《世界经济》2011年第9期。
9. 田荣华:《贸易开放、国内市场化进程与资源误置——基于系统GMM的经验研究》[J],《中南财经政法大学学报》2015年第2期。
10. 田巍、余淼杰:《企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究》[J],《管理世界》2013年第1期。
11. 铁瑛、刘啟仁:《人民币汇率变动与劳动力技能偏向效应——来自中国微观企业的证据》[J],《金融研究》2018年第1期。
12. 卫瑞、庄宗明:《生产国际化与中国就业波动》[J],《世界经济》2015年第1期。
13. 姚先国、周礼、来君:《技术进步、技能需求与就业结构——基于制造业微观数据的技能偏态假说检验》[J],《中国人口科学》2005年第5期。
14. 余淼杰、梁中华:《贸易自由化与中国劳动收入份额》[J],《管理世界》2014年第7期。
15. 余淼杰、智琨:《进口自由化与企业利润率》[J],《经济研究》2016年第8期。
16. 余淼杰:《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》[J],《经济研究》2010年第12期。
17. Baggs, J., Brander, J., 2006, “Trade Liberalization, Profitability, and Financial Leverage” [J], *Journal of International Business Studies*, Vol.37, No.2: 196-211.
18. Berman, E., Bound, J., Griliches, Z., 1994, “Changes in the Demand for Skilled Labor Within US Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers” [J], *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, No.2: 367-397.
19. Chakraborty, P., Raveh, O., 2018, “Input-Trade Liberalization and the Demand for Managers: Evidence from India” [J], *Journal of International Economics*, Vol.111, No.3: 159-176.
20. Denny, M., Fuss, M., 1977, “The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates” [J], *American Economic Review*, Vol.67, No.3: 404-418.
21. Goldberg, P.K., Maggi, G., 1999, “Protection for Sale: An Empirical Investigation” [J], *The American Economic Review*, Vol.89, No.5: 1135-1155.
22. Krusell, P., Ohanian, L.E., Ríos-Rull, J.V., Violante, G.L., 2000, “Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis” [J], *Econometrica*, Vol.68, No.5: 1029-1053.
23. Lu, Y., Yu, L., 2015, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession” [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol.7, No.4: 221-253.
24. Marshall, F.R., Cartter, A.M., King, A.G., 1976, *Labor Economics: Wages, Employment, and Trade Unionism* [M], Homewood, Ill.: Richard D. Irwin.

(R)