

企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜*

□刘启仁 铁 瑛

摘要:近年来,尽管中国企业雇佣大学生的比例在增长,但出口产品质量却没有发生显著提升,形成了所谓的出口产品“质量变动之谜”。本文将企业异质“雇佣结构”引入质量异质性理论框架,探讨劳动投入与出口产品质量之间的关系,并试图结合企业劳动技能投入和中间品投入质量的互补性对“质量变动之谜”进行解释。利用经济普查、中国工业企业数据库和海关数据库匹配数据进行实证检验,发现:(1)企业雇佣结构升级对出口产品质量起到正向促进作用;(2)雇佣结构与企业中间品投入质量具有互补性,中间品质量越高,雇佣结构对出口产品质量的促进作用越强;(3)现实所观察到的出口产品“质量变动之谜”部分源于进口中间品占比的大量下降所导致的中间品投入质量的下降,雇佣结构升级对质量的提升作用受到了中间品质量下降的拖累,未能充分发挥出其应有的质量升级效应。总之,在“贸易大国迈向贸易强国”的攻坚期,虽然高学历劳动力供给的增长有助于中国产品质量的提升,但这一过程亟须匹配相应高质量的中间产品投入。因此,进一步推进中间品贸易自由化、提升国内中间品供给能力是破解质量升级难题的重要手段。

关键词:雇佣结构 中间投入 出口产品质量

一、引言

加入WTO以来,随着贸易自由化的推进和贸易政策不确定性的降低,中国国际贸易发展迅速,总贸易额多年位居全球首位。然而,与贸易大国地位不相称的是,中国出口产品质量总体不高、附加值较低,存在被全球价值链低端锁定的风险。“十三五”规划纲要明确指出了加快贸易强国建设的紧迫性,当前我国正处于“贸易大国迈向贸易强国”的攻坚期,提升出口产品质量是“贸易强国”战略的重要内容。

在众多影响高质量产品生产的因素中,高质量劳动力起到了决定性的作用,而且它并不能简单通过增加从事相对简单劳动的劳动力数量进行替代(Verhoogen, 2008)。为此,1999年,教育部出台《面向21世纪教育振兴行动计划》,开始了全国范围内高等教育不断扩大招生人数的教育改革政策,直至2012年,教育部发布《全面提高高等教育质量的若干意见》才明确指出普通高校本科招生规模将保持相对稳定,高校的全面扩招才告一段落。以4年制本科计算,在2003年第一批高校扩招毕业生进入劳动市场,在之后的每个年度毕业生数量逐步提升,因而劳动市场中的高学历劳动者占比发生了明显的提升。从2004年和2008年经济普查中的企业详细雇佣数据来看,2004年本科以上学历雇员占比为4.3%,而2008年增长至5.6%,企业雇佣结构有了显著优化升级,尤其大专以上学历的雇员占比有了明显提升(12.2%提升至15.6%),更为直接的,高级工程师占比也有了显著上升(具体数据见附表A1)。因此,在用受教育水平衡量的劳动者素质上升的背景下,中国出口产品质量是否随之得到了显著提升

*作者感谢国家自然科学基金青年项目(71903123)、教育部人文社会科学研究青年项目(18YJC790152)和中国社科基金一般项目(17BJL110)的资助。铁瑛为本文通讯作者。

呢?与预期相反的是,近期的一系列研究发现了一个有趣的现象,尽管企业的雇佣结构有所改善,中国出口产品质量却没有发生显著的提升(施炳展等,2013;张杰等,2014;李坤望等,2014),形成所谓的中国出口产品质量变动之谜。我们进一步从微观数据考察也发现(如附表A1),在中国劳动力素质不断提升的背景下,2008年出口产品质量却显著低于2004年。类似的,图1显示,与2004年相比,在相同出口产品质量条件下,2008年需要雇佣更大比例的高学历劳动者。

那么,是什么因素抑制了劳动投入质量对出口产品质量的正面作用呢?考虑到各种生产要素之间的协调性,本文试图从同期中间投入要素的变化情况中探究原因。对于发展中国家而言,进口中间品一般具有相对国内中间品更高的质量(Kugler & Verhoogen, 2012; Fan et al., 2015; Bas & Strauss-Kahn, 2015),因此,进口中间品占比的下降就可能意味着中间投入质量的下降。而Kee和Tang(2016)认为在这一时期中国正好经历国内中间品对进口中间品的替代过程,这直接导致了进口中间品占比的下降。如附表A1所示,如果劳动投入和中间产品投入之间存在互补的协调关系,当劳动投入质量的提升得不到中间投入质量提升的配合,那么,企业产品质量仍然可能得不到显著地提升^①。

基于以上分析,我们迫切需要研究企业雇佣结构影响产品质量的具体机制,并为如何利用高学历劳动力供给的增长来助推中国产品质量提升提供政策参考。因此,本文试图从理论和实证的角度对以上“质量变动之谜”的实质进行剖析。具体而言,我们在Hallak和Sivadasan(2013)的理论框架下,刻画了劳动投入与出口产品质量之间的关系,并阐述了在中间产品投入与劳动投入互补的条件下“质量变动之谜”的产生过程。与Hallak和Sivadasan(2013)不同之处在于,我们引入了异质性的劳动投入,并借鉴Kugler和Verhoogen(2012)关于产品质量构成的思路进行了细化,从而引入劳动投入和中间品投入的影响,并利用常替代弹性(CES)复合形式来说明二者的互补关系对“质量变动之谜”的产生有重要影响。理论分析结果表明,给定其他因素不变,企业雇佣结构的改善有助于企业产品质量的提升;与此同时,劳动投入的升级需要中间投入的互补配合,否则,中间投入品质量下降会限制雇佣结构改善对产品质量的正面作用。这一理论逻辑符合该时期的特征事实,一方面大学扩招带来了大学生劳动力供给的增长,企业雇佣结构得到了显著改善;另一方面,中间品贸易自由化程度有所滞后,加工贸易转型以及用工成本的上升“消灭”了大量加工贸易出口,进口中间品份额降低,造成中间投入质量的下降,而由于劳动投入和中间品投入品质的互补关系,中间品投入质量的下降可能同时限制了劳动投入质量对产品质量的贡献,从而导致即使高学历劳动者供给增加,企业雇佣结构显著提升,依然无法带来产品质量的显著提升,即形成所谓的“质量变动之谜”。

为了检验以上理论命题,我们主要利用了2004年和2008年中国经济普查数据库中企业详细的雇佣结构数据,并配合以相关年份的中国工业企业和海关匹配数据进行实证分析。从实证的角度来看,我们面临3个重要问题,一是劳动投入质量的内生性问题;二是劳动投入质量与中间品投入质量的指标衡量问题;三是劳动投入与中间品投入互补性的证明方法问题。首先,对于第一个问题,考虑到企业调整雇佣结构除了源于劳动市场的变化,也可能来自于产品质量提升的需要(Verhoogen, 2008; Ma & Dei, 2009; Voigtlaender & Saravia, 2015; Brambilla & Porto, 2016),以企业雇佣结构作为解释变量可能面临严重的反向因果问题。为了克服内生性的难题,我们选择滞后3期与滞后5期的地级市最低工资标准作为雇佣结构的工具变量,核心逻辑在于最低工资变动造成

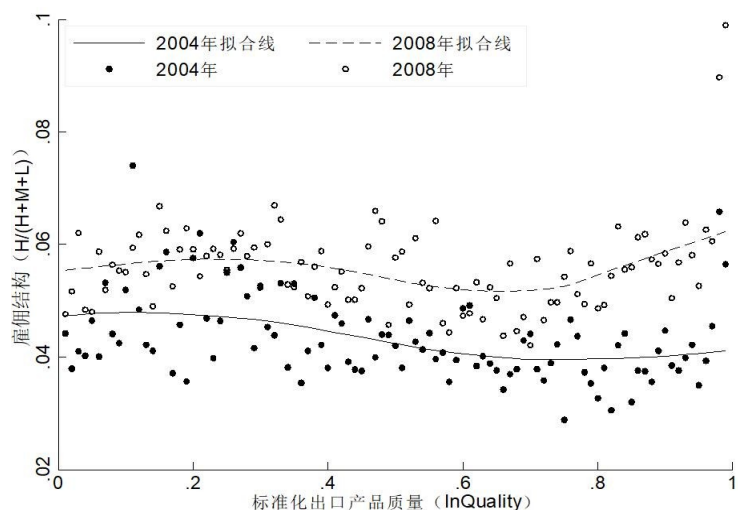


图1 2004年和2008年同样质量条件下所需雇佣结构对比图

投入要素替代,进而影响了企业对技能的需求,同时也促使企业进行人力资本投资(Acemoglu & Pischke, 1999, 2003),从而优化企业的雇佣结构。其次,对于第二个问题,在企业劳动投入质量的指标选择上,我们使用企业雇佣劳动力的学历结构作为主要指标,其原因在于:一方面受教育水平是一种普遍接受的衡量人力资本的指标;另一方面,从实际的数据角度出发,企业雇员的学历水平在统计上最为可靠^②,并且不会存在如高级工程师占比等指标的时滞性问题^③。但考虑到中国的应试教育模式,高学历低技能的现象有可能存在,我们在实证研究中同样在稳健性分析中考察了高级工程师占比等更直接的指标。在中间品投入质量的指标方面,虽然我们同样无法直接观察到企业使用中间品的行为,同时也无法掌握国内中间品质量信息,但本文尝试构建了3种不同的指标来代理企业中间投入品质量:第一,基于Kugler和Verhoogen(2012)及Bas和Strauss-Kahn(2015)所提供的经验判断,以进口中间品占中间投入的比例来反映企业的中间投入品质量;第二,借鉴Khandelwal等(2013)的方法,直接测算进口中间品质量;第三,借鉴Bastos等(2018),以标准化的进口投入品价格反映投入品质量。其中,我们借鉴Upward等(2013)的做法,认为加工贸易企业的进口均为中间品进口,而对于一般贸易企业,我们借鉴Feng等(2016),利用联合国广义经济分类标准(BEC)与海关数据库HS-6位产品代码的进口进行匹配,来识别出中间品进口。最后,在劳动投入与中间品投入互补性的证明方法上,我们选择了两种方式进行交叉印证:其一,使用交互项估计,并借鉴交互系数估计的思想,采用了子样本剥离的方式,考察随着中间品投入质量变化,劳动投入质量对出口产品质量的影响变动;其二,基于理论模型分析,构造出反映劳动投入和中间品投入的结构指标,并验证这一指标对出口产品质量的影响表现为倒“U”型,从而说明劳动投入和中间品投入存在最优的配比。

综上所述,相对于已有研究,本文的边际贡献可能体现在以下几个方面:首先,本文从劳动力投入视角发现并说明了中国的“质量变动之谜”,从理论和实证的角度对其实质进行了剖析,证明了中间产品投入与劳动投入之间的互补性,对“谜”的产生原因进行了理论刻画和实证验证,为如何利用高学历劳动力供给的增长来助推中国产品质量提升提供政策参考;其次,在实证研究方面,我们引入中国地级市最低工资标准作为雇佣结构的工具变量,对雇佣结构的内生性进行了较好地克服,并借此证明了雇佣结构升级与产品质量提升之间的因果关系;最后,我们将加工贸易纳入研究框架,并借此对我国外贸转型战略实际效果进行反思,进一步提出可能的转型方案。

本文其他部分安排如下:第二部分为相关文献综述,第三部分我们构建了相关理论模型,第四部分描述了本文的数据处理和实证策略,第五部分是实证研究部分,第六部分我们从劳动投入和中间品投入质量的互补关系角度尝试对“质量变动之谜”进行解释和证明,最后为结论与启示。

二、相关文献综述

本部分主要围绕中国“质量变动之谜”进行文献回顾,基于学术界研究热点从“出口数量”转到“出口质量”的背景,我们首先对影响出口产品质量的因素进行综述,指出现有文献忽略企业人力资本和雇佣结构的问题,并回顾发现和解释“质量变动之谜”的相关文献。其次,结合本文的研究问题重点关注投入品质量与产品质量关系的相关文献,着重从劳动力投入与中间品投入的作用及其互补性进行阐述,指出企业雇佣结构升级下需同时考察中间投入品质量的协调升级问题。最后,对已有文献进行总结评述。

(一)质量的影响因素与中国出口产品“质量变动之谜”

自从将出口产品质量引入贸易模型以来,学术界研究热点迅速从原有的“出口数量”转到“出口质量”层面,目前出口产品质量问题已经成为新新贸易理论的一个重要分支。伴随而来的是大量研究出口产品质量如何决定的文献,综合来看主要可以分为以下几大类:其一,出口产品质量的目的地因素,具有代表性的如Baldwin和Harrigan(2011)、Brambilla等(2012)、Melitz和Redding(2014)以及韩会朝和徐康宁(2014)等,在企业生产率异质的基础上,他们从出口目的地的收入水平、目的地距离等入手,探讨了出口产品质量的决定;其二,生产率水平、投入结构、企业研发、外资等一系列企业异质性因素,具有代表性的研究如施炳展(2013)、李坤望等

(2014)、施炳展和邵文波(2014)等,以上文献不仅全面地梳理了中国出口产品质量的变动轨迹,而且系统地对企业异质性因素的影响进行了分析;其三,政府干预因素,具有代表性的如张杰等(2015)考察了补贴的影响,并发现政府补贴抑制了企业出口产品质量的提升,许和连和王海成(2016)考察了最低工资标准的作用,并发现最低工资的上升会显著抑制出口产品质量;最后,还有一些文献则突出了影响出口产品质量(价格)的汇率因素,如 Auer 等(2014)、王雅琦等(2015)等,他们的研究表明具有较低质量的产品会表现出较高的汇率传递性;此外, Amiti 和 Khandelwal(2013)还讨论了进口竞争效应的影响。

除了分析出口产品质量的影响因素以外,部分文献还涉及出口产品质量的时间变化问题,试图考察中国出口产品质量是否得到了提升。需特别指出的是,施炳展等(2013)和张杰等(2014)采用中国海关数据均发现中国出口产品质量并没有得到显著提升,形成了所谓的中国出口产品“质量变动之谜”,遗憾的是鲜有文献对其形成机制进行探究,仅有李坤望等(2014)分析认为,大量低品质出口产品以价格竞争的方式进入出口市场,进而造成了入世后中国出口产品品质持续下滑。然而,在产生“质量变动之谜”期间中国正好经历了高校扩招过程,随之而来,企业雇佣结构发生了显著变化。虽然人力资本对企业绩效具有重要作用(Che & Zhang, 2018),而且 Verhoogen(2008)指出劳动技能水平是决定产品质量的关键因素,但是现有文献均忽略了其对出口质量的直接影响,因而,难以得到中国出口产品“质量变动之谜”的全面解释,本文利用经济普查数据中提供的企业详细雇佣结构信息,在控制企业进入退出后,仍然发现雇佣结构对出口质量有显著影响,因此,本文对现有“质量变动之谜”的解释进行了补充。

(二)投入品质量与产品质量关系

在出口产品质量的影响因素研究中,与本文最为直接相关的,是针对投入品质量与产品质量关系的研究。一部分学者认为贸易自由化可以帮助发展中国家获得更高质量的中间投入品,从而促进出口产品质量的提升,具有代表性的如 Kugler 和 Verhoogen(2012)、Fan 等(2015)及 Bas 和 Strauss-Kahn(2015)等。李坤望和王有鑫(2013)立足于中国,认为发展中国家技术进步和质量升级在短时间难以依靠自身来实现,捷径之一就是利用国外的资源。施炳展和张雅睿(2016)从实证角度发现贸易自由化确实促进了中国进口中间品质量的上升。刘海洋等(2017)、马述忠和吴国杰(2016)以及许家云等(2017)直接考察了进口中间品对出口产品质量的影响。此外,汪建新等(2015)从国际生产分割的角度,细化了进口中间投入品的来源,认为来自 OECD 国家的进口中间品是质量更高的,从而对出口产品质量有更大的促进作用,李秀芳和施炳展(2016)从进口中间品多元化的角度同样对这一问题进行了探讨。然而,企业投入品不但包括中间品投入,还应该包括劳动投入的质量。从上述文献可以看到,现有文献忽略了劳动投入质量的影响。

虽然有少量文献探讨了企业劳动投入与产品质量的关系,但这些文献主要关注了产品质量对技能需求的反向影响,例如: Voigtlaender 和 Saravia(2015)、Verhoogen(2008)、Ma 和 Dei(2009)、Brambilla 和 Porto(2016)等。极少文献正面研究了劳动投入对产品质量的影响,其中 Augier 等(2013)和 Foster-McGregor 等(2016)仅指出技能投入影响了中间投入品质量对出口产品质量正向促进作用的发挥。

上述文献反映出,中间投入和劳动投入两者均是影响企业产品质量的重要因素。因此,单独从中间投入或劳动投入角度解释“质量变动之谜”均可能有失偏颇。事实上,高校扩招后企业劳动投入质量显著提升,然而,由于进口替代等影响,企业中间投入质量并不一定得到协调升级,这种错配可能影响到企业最终产品的质量。令人遗憾的是,目前极少有文献结合劳动投入和中间投入质量两者对产品质量进行分析,因此,我们借鉴 Augier 等(2013)和 Foster-McGregor 等(2016),将中间投入品质量和雇佣结构置于同一框架下,对中国出口产品的“质量变动之谜”问题进行了更为全面的补充解释。

为了对“质量变动之谜”问题进行理论阐述,本文借鉴 Hallak 和 Sivadasan(2013)的基本模型框架,基于 Kugler 和 Verhoogen(2012)的质量构成结构细化,理论证明了投入品质量和雇佣结构质量互补性条件下企业的质量提升机制。并在此基础上指出,中国进口中间品占比下降造成中间投入品质量下降,这会与中国雇佣结构升级形成错配,进而限制了雇佣结构升级对出口产品质量的正面作用,因此,本文在中国大学扩招背景下解释

了“质量变动之谜”,并对已有解释文献进行了一次有益的补充。最后,本文还利用了经济普查数据中提供的企业详细雇佣结构信息,以及相应的工业企业和海关匹配数据,对劳动技能投入和中间投入品质量的互补性进行检验,最终验证和解释了中国出口产品的“质量变动之谜”问题。

三、理论阐述与理论假说

(一)模型构建与说明

本文理论模型基于 Hallak 和 Sivadasan(2013)的基本设定框架,但在产品质量的构成上借鉴 Kugler 和 Verhoogen(2012)的思路进行细化,从而引入中间投入品质量与劳动投入质量。

沿用 Dixit 和 Stiglitz(1977)以及 Melitz(2003)中所设定的水平差异化产品的 CES 需求,以 Hallak 和 Sivadasan(2013)的方式将质量引入需求函数,从而可以得到对于产品 i 的需求函数:

$$q_i = p_i^{-\sigma} \lambda_i^{\sigma-1} \frac{E}{P^{1-\sigma}} \quad (1)$$

其中, q 、 p 和 λ 分别为需求量、价格和质量, $\sigma > 1$ 为产品间的替代弹性, E 和 P 分别为支出水平和总价格指数, E 为外生给定, $P = \left[\sum p_i^{1-\sigma} \lambda_i^{\sigma-1} d_i \right]^{1/(1-\sigma)}$ 。

在生产部分,我们借鉴 Hallak 和 Sivadasan(2013)的方式引入质量异质性因素,将质量因素分别引入边际成本与固定成本^④,边际成本沿用与 Melitz(2003)类似的形式:

$$MC_i = \frac{w_i(\lambda_i^l)}{\tilde{\varphi}_i \varphi_i(\lambda_i^l)} \lambda_i^\beta \quad (2)$$

其中, λ_i^l 表示劳动投入质量,进而我们引入异质化的工资 w_i ,它受到 λ_i^l 的影响, $\partial w_i / \partial \lambda_i^l > 0$ 且满足稻田条件,表示技能溢价, $\tilde{\varphi}_i$ 表示纯净劳动生产率,即当企业支付进入固定成本后所随机获得的劳动生产率水平, φ_i 则反映企业依据自己所雇佣的劳动力素质带来的生产率收益, $\partial \varphi_i / \partial \lambda_i^l > 0$ 且满足稻田条件。此外, $0 \leq \beta < 1$, 为外生的参数,用于衡量提升质量对边际成本上升的影响^⑤。固定成本设定为:

$$FC_i = F + \frac{f}{\xi_i} \lambda_i^\alpha \quad (3)$$

其中, F 为常数,表示无条件支付的固定成本, f 为常数, ξ 表示企业的能力(Caliber)^⑥, $\alpha > (1-\beta)(\sigma-1)$ 表示提升质量对固定成本上升的影响^⑦。我们在此借鉴 Kugler 和 Verhoogen(2012)的思路,对产品的质量构成进行进一步细化:

$$\lambda_i = \left[(\xi_i^b)^\theta + (\lambda_i^{l\gamma} + c \lambda_i^{l\gamma})^{b/\gamma} \right]^{1/\theta} \quad (4)$$

其中, λ_i^l 表示中间投入品质量, λ_i^l 表示劳动投入质量,将二者均标准化在 $(0, 1)$ 的连续统上,借鉴 Kugler 和 Verhoogen(2012)的设定, $\theta < 0$ 且有限,这表示企业能力与投入品质量之间存在互补关系,类似地,假设 $\gamma < 0$, 即中间投入品质量和劳动投入质量互补^⑧。 $c > 0$ 为常数,表示劳动投入质量的相对重要性, $b > 0$ 为常数。

(二)均衡求解

借鉴 Brambilla 等(2012)的思路,我们只对重点关注的均衡条件进行分析,而没有进行完整的求解。出于简便的考虑,我们假定信息完全,从而支付的技能溢价与所获得的生产率收益比例为定值,即 $w_i(\lambda_i^l) = a \varphi_i(\lambda_i^l)$, $a > 0$ 为定值。进一步,边际成本可简化为 $MC_i = (a/\tilde{\varphi}_i) \lambda_i^\beta$, 由于市场结构为垄断竞争,因此企业采用成本加成定价:

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{a}{\tilde{\varphi}_i} \lambda_i^\beta \quad (5)$$

企业利润可表达为:

$$\pi_i = \frac{1}{\sigma-1} \frac{E}{P^{1-\sigma}} \frac{a}{\tilde{\varphi}_i} p_i^{-\sigma} \lambda_i^{\beta+\sigma-1} - F - \frac{f}{\xi_i} \lambda_i^\alpha \quad (6)$$

进一步将式(4)、(5)代入式(6),整理可得:

$$\pi_i = \frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma-1)^{1-\sigma}} \frac{E}{P^{1-\sigma}} \frac{a^{1-\sigma}}{\varphi_i^{1-\sigma}} [(\xi_i^b)^\theta + (\lambda_i^{1\gamma} + c\lambda_i^{L\gamma})^{\theta/\gamma}]^{(1-\beta)(\sigma-1)\theta} - F - \frac{f}{\xi_i} [(\xi_i^b)^\theta + (\lambda_i^{1\gamma} + c\lambda_i^{L\gamma})^{\theta/\gamma}]^{\alpha/\theta} \quad (7)$$

进一步,得到利润最大化的一阶条件:

均衡的投入品质量组合 $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 需要满足条件,

$$(\lambda_i^{1\gamma} + c\lambda_i^{L\gamma})^{\theta/\gamma} = D \left(\frac{\tilde{\varphi}_i}{a} \right)^{\frac{(1-\sigma)\theta}{(1-\beta)(\sigma-1)-\alpha}} \xi_i^{\frac{-\theta}{(1-\beta)(\sigma-1)-\alpha}} - \xi_i^{b\theta} \quad (8)$$

其中 $D \equiv \left[\frac{\alpha f}{(1-\beta)(\sigma-1)} \right]^{\frac{\theta}{(1-\beta)(\sigma-1)-\alpha}} \left[\frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma-1)^{1-\sigma}} \frac{E}{P^{1-\sigma}} \right]^{\frac{\theta}{(1-\beta)(\sigma-1)-\alpha}}$, 为常数。

进而,对于任何满足条件的 $(\lambda_i^{l*}, \lambda_i^{t*})$ 组合,均有均衡的质量 $\lambda_i^* = [(\xi_i^b)^\theta + (\lambda_i^{l*\gamma} + c\lambda_i^{t*\gamma})^{\theta/\gamma}]^{1/\theta}$,进一步,我们假定质量的调整具有黏性,企业无法在当期调整其产品质量水平,但在下一期可以调整至最优的质量水平。对于任意有限的 γ ,均有 $\partial \lambda_i^* / \partial \lambda_i^l > 0, \partial \lambda_i^* / \partial \lambda_i^t > 0$,因此,我们可以提出以下命题。

命题1:保持其他条件不变,劳动投入质量的提升正面影响企业产品质量。

(三)比较静态分析

出于分析的简便,定义 $\lambda_i' = (\lambda_i^{1\gamma} + c\lambda_i^{L\gamma})^{1/\gamma}$, λ_i' 代表仅受投入品影响的质量因素,在给定 ξ 的条件下,有 $\partial \lambda_i / \partial \lambda_i' > 0$ 。在上文中,我们假定了中间投入品质量和劳动投入质量之间为互补的,出于分析的简便,我们先讨论二者完全互补情形,即 $\gamma \rightarrow -\infty$,原有的CES结构将退化至里昂惕夫型 $\lambda_i' = \min\{\lambda_i^l, c\lambda_i^t\}$,且满足初始条件下,中间投入质量与劳动投入质量之间配置在效率状态,即 $\bar{\lambda}_i' = c\bar{\lambda}_i^t$ 。

考虑二者同时发生变化 $(\Delta \lambda_i^l, \Delta \lambda_i^t)$,出于简便,假定 $|\Delta \lambda_i^l| = |\Delta \lambda_i^t|$,即二者变化绝对量相同。如果二者同向变化,即 $\Delta \lambda_i^l \Delta \lambda_i^t > 0$,那么,产品质量也会相应地依照短边法则同向变动,给定厂商能力 ξ 以及 θ 取值有限的条件,如果劳动投入质量相对更重要,即 $c > 1$,那么 $\Delta \lambda_i'$ 更受制于 $\Delta \lambda_i^l$ 大小的影响,反之,则更受制于 $\Delta \lambda_i^t$ 的影响。如果二者反向变动,不失一般性,假定 $\Delta \lambda_i^l < 0$,且 $\Delta \lambda_i^t > 0$,这意味着 $\Delta \lambda_i' < 0$ 总是成立,即由于 $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 变动导致错配,致使劳动投入质量的上升变得无效。结合本文的分析情景,中国企业雇佣结构升级,劳动投入质量在改善(即 $\Delta \lambda_i^t > 0$),但是,如果中间投入质量 $\Delta \lambda_i^l$ 提升缓慢,甚至降低,这种错配会导致企业整体质量得不到有效提升甚至会下降,即 $\Delta \lambda_i < 0$ 。

为了对比,我们考察 $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 是替代关系的情况,同样基于一个极端的例子, $\gamma = 1$,即 $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 完全替代,此时 $\lambda_i' = \lambda_i^l + c\lambda_i^t$ 。沿用上文相关假定, $\Delta \lambda_i^l < 0$,且 $\Delta \lambda_i^t > 0$,则 $\Delta \lambda_i' = \Delta \lambda_i^l + c\Delta \lambda_i^t$,如果 $|\Delta \lambda_i^l| < c|\Delta \lambda_i^t|$,则 $\Delta \lambda_i' > 0$ 。即表明,如果 $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 可以相互替代,足够大的 $\Delta \lambda_i^t$ 总可以弥补 $\Delta \lambda_i^l$,即劳动投入质量的上升对于出口产品质量总是有效的。

通过以上两种极端情形的对比,我们可以得出引理。

引理:基于中间投入质量和劳动力质量 $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 之间的互补性关系, $(\lambda_i^l, \lambda_i^t)$ 的反向变动引起两种投入质量的错配,从而劳动投入质量的上升对产品质量提升无效。

在更为一般的条件下,给定一个有限的 γ ,类似于上文的分析,假定二者初始配置是有效的,即 $\bar{\lambda}_i' = c^{1/\gamma} \bar{\lambda}_i^t$,同时二者按有效比例变动,即 $|\Delta \lambda_i^l| = c^{1/\gamma} |\Delta \lambda_i^t|$,这保证了两种投入变动的边际影响相同,而其相对重要程度会依据互补程度 γ 发生变化,对于 $c > 1$,随着 $\gamma \rightarrow -\infty$,原本更为重要的劳动投入,其重要性会逐步降低,而对于 $0 < c < 1$,则恰好相反。同样假定 $\Delta \lambda_i^l < 0$,且 $\Delta \lambda_i^t > 0$ 。 λ_i^l 下降所造成的损害总会超过 λ_i^t 上升所带来的收益,而这一差距与二者的互补程度 γ 有关^⑨。据此,我们得到以下命题。

命题2:如果中间品投入质量与劳动投入质量是互补的,那么中间投入品质量下降对出口产品质量除了直接的负面影响外,还限制了劳动投入质量的正面影响。

我们所分析的上述反向变动的情况正对应于当前中国的特征事实,一方面是大学扩招带来了更多的高学历劳动者,提升了劳动投入质量,另一方面中间品贸易自由化程度滞后,加工贸易转型以及用工成本的上升“消灭”

了大量加工贸易出口,进口中间品所占中间品份额降低,这造成中间投入质量下降^⑩,而基于劳动投入和中间品投入之间的互补关系,中间品投入质量的下降可能同时限制了劳动投入质量对产品质量的贡献,从而导致即使高学历劳动者供给增加,企业雇佣结构显著提升,依然无法带来产品质量的显著提升,形成所谓的“质量变动之谜”。

四、数据、变量与实证策略

(一)数据处理与变量说明

本文利用2004年和2008年经济普查数据来获得细分的劳动力技能数据;并结合2003年、2007年的工业企业数据库获取滞后一期的企业层面的异质性信息;利用2003年、2004年、2007年、2008年4年的海关数据库获得企业层面的进出口信息,借助2000~2008年的海关数据来对企业出口产品质量进行测算;并依据其出(进)口目的(来源)地来构造企业层面的实际有效汇率、人均实际GDP和进口强度;最后,通过IMF并经过笔者整理计算获取所需要的国家层面实际有效汇率以及实际GDP。

我们借鉴Cai和Liu(2009)的方法对经济普查数据与工业企业数据库进行初步处理,首先剔除工业总产值、工业销售额、应付工资、固定资产净值等关键变量存在信息缺失或错误的样本;其次剔除不符合会计规则的样本,如总资产不等于总负债等;再次,我们剔除了从业人员小于8的样本;最后,我们剔除了“研究生及以上学历、本科学历、大专学历、高中学历和初中及以下学历5类雇员之和”不等于“年末从业人员”的样本。并按照CPI对工资、销售总额等进行了平减处理。

关于海关数据库的处理,我们剔除了企业名称等关键指标信息不全的样本,另外,为了避免贸易公司的影响,我们剔除了所有贸易公司样本^⑪。由于汇率指标的构建需要大量目的地(来源地)的信息,我们剔除了目的地(来源地)信息缺失的样本。我们先根据目的地信息所对应的国家匹配年度名义汇率和人均GDP,再将其平减为2000年为基期的实际汇率和实际人均GDP,进而我们按照贸易额作为权重,通过加权得到2003、2004、2007和2008年企业层面的出口实际有效汇率水平和实际人均GDP。

最后,我们借鉴田巍和余森杰(2013)的做法,将工业企业调查数据与海关数据库的信息进行匹配:即首先通过企业名称进行匹配,而后通过邮政编码加电话号码后七位的方法进行再次匹配,并最终按照海关数据中企业的税号将数据匹配到一起。本文将2003年和2007年的数据做成2004年和2008年的滞后,得到跨度为两年,共计52862个观测值的非平衡面板

数据样本。为更加直观地呈现变量说明与相对应的数据来源,我们将其整理成表,具体如表1所示。

(二)出口产品质量的测算

早期文献对企业出口产品质量的测算一般基于单位价值量,如Schott(2004)、Hummels和Klenow(2005)等,但单位价值量不仅反映质量信息,还受成本因素的影响,价值量低可能是由于质量低造成,也可能是成本低的缘故。此外,由于中国出口产品的同质竞争现象较为普遍,以及如施炳展(2013)所述及的,要素投入价格的负向扭曲使得中国存在高质低价的情况,所以用单位价值量来衡量企业出口产品质量并不合适。针对不可观测

表1 变量说明与数据来源

变量名	变量含义	数据来源
<i>Quality</i>	出口产品质量	笔者测算得到,详见核心指标测算部分
<i>H</i>	高学历雇佣量	经济普查数据库,本科学历、研究生以上学历雇佣量之和
<i>L</i>	中低学历雇佣量	经济普查数据库,高中学历、初中及以下学历雇佣量之和
<i>M</i>	中等学历雇佣量	经济普查数据库,大专学历雇佣量
<i>FEM</i>	女性雇员雇佣量	经济普查数据库,女性雇员雇佣量
<i>Engineer</i>	高级工程师雇佣量	经济普查数据库,高级工程师雇佣量
<i>Mwage</i>	城市最低工资水平	笔者搜集得到
<i>Imt</i>	进口中间品占比	海关数据库的进口额换算为人民币除以工业企业数据库的中间投入合计,再除以1000以统一单位
<i>Quality_imt</i>	企业进口中间品质量	海关数据库的企业进口中间品数量和单价,采用类似于出口产品质量测算的方法进行测算,并对不同HS6进口品的质量标准化,按占比加权到企业层面
<i>Price_imt</i>	企业进口中间品的标准化价格	海关数据库的进口中间品单价按HS6产品标准化后,再按照企业进口中间品占比加权
<i>Subsidy</i>	补贴	工业企业数据库,企业补贴收入
<i>Sales</i>	销售规模	工业企业数据库,工业销售总额
<i>Fdiratio</i>	外资占比	工业企业数据库,港澳台资本与外资资本之和除以实收资本
<i>Wage</i>	企业用工成本	工业企业数据库,企业工资总额除以从业人员数
<i>Rec_ratio</i>	企业融资约束	工业企业数据库,企业应收账款占销售总额的比重
<i>Perrgdp</i>	出口目的地人均实际GDP	依据海关数据库的目的国获得该国实际人均GDP,而后按照企业发往不同目的国的贸易额加权
<i>Ecvr</i>	企业出口加权实际有效汇率(间接标价法)	依据海关数据库的目的国获得中国与该国之间的汇率,而后按照企业发往不同目的国的贸易额加权
<i>Dist</i>	企业出口目的国加权距离	基于CEPII数据库的国家间距离,依据海关数据库的目的国匹配中国到相应目的国的距离,再按照出口额进行加权

的质量,少量文献利用已有的权威标准来反映质量信息,如 Crozet 等(2012)将法国红酒作为观察对象所进行的研究。但显而易见的是,这种方法具有很强的局限性,仅能针对部分产品进行研究,对于大多数制造业产品而言,目前还没有广为认可的质量测评体系。

因此本文采用另一种通过需求函数倒推质量的方法,类似的做法可以参见 Hallak(2006)、Hallak 和 Sivadasan(2013)、施炳展(2013)、施炳展和邵文波(2014)、樊海潮和郭光远(2015)、张明志和铁瑛(2016)。该方法有两种不同的做法:其一是用数量对价格进行回归,如施炳展和邵文波(2014),但这种做法存在比较严重的内生性问题,并且对内生性问题的处理比较棘手^⑩;其二是本文所选用的方法,即借鉴 Khandelwal 等(2013),将价格和数量移到方程的左边,对替代弹性 σ 进行赋值,进而控制年份、目的地、产品等进行估计。这种估计方法的难点在于 σ 的取值,本文选用 Broda 等(2006)给出 HS3 位码的 σ 值^⑪。进而,我们根据式(1)构造出本文的质量测算方程^⑫:

$$\ln q_{ijt} + \sigma_h \ln p_{ijt} = x_j + x_{dt} + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中, q 和 p 分别为 t 年企业 i 的 j 产品在目的地 d 的需求量和价格, σ_h 为 HS3 位码上的 σ 取值, x_j 为产品固定效应,控制 HS6 产品间的个体差异, x_{dt} 为目的国一年份联合固定效应,控制目的国偏好变动,需求冲击等。本文所需要的质量对数值就是估计出的残差除以 $\sigma_h - 1$ 。

借鉴施炳展和邵文波(2014),为了使得不同企业、不同产品之间的出口产品质量之间具有可比性,同时也为了能够得到企业层面的出口产品质量^⑬,本文将所得到的产品质量按照 HS6 位码进行标准化,即对每年度的一个 HS6 位码产品 j ,定义出最大的产品质量 $Quality_{j,max}$ 以及最小的产品质量 $Quality_{j,min}$,则企业 i 的 j 产品质量可通过下式被标准化: $Quality_{ij,standard} = (Quality_{ij} - Quality_{j,min}) / (Quality_{j,max} - Quality_{j,min})$ 。

最后按照企业贸易额进行加权,加总到企业层面,获得企业 i 在相应年份的出口产品质量: $Quality_i = \sum_j x_{ij} Quality_{ij,standard}$,其中 x 表示 j 产品出口额占出口总额的比重,进而使得出口产品质量在企业层面可以进行横向对比^⑭。

(三) 企业中间投入品质量的代理变量

由于无法直接观察到企业级的投入产品关系,这导致我们缺少企业具体的中间品投入信息,尤其是国内中间品价格,因此,企业的中间投入品质量很难被直接观测。本文基于 3 种方法尝试得到企业中间投入品质量的代理变量。

首先,基于 Kugler 和 Verhoogen(2012)、Fan 等(2015)及 Bas 和 Strauss-Kahn(2015)的研究,他们均指出发展中国家实现产品质量提升的重要途径之一就是贸易自由化进口国外高质量的中间品,进而可以推论国外投入品质量总体上优于国内投入品,因此,我们使用企业进口强度来表示企业的投入品质量,借鉴戴觅等(2013)的构建方式,使用企业进口占中间投入的比例(Imt)表示。

其次,虽然国内中间品的价格不能被直接观察到,但我们可以通过海关数据库掌握进口中间品的价格信息。与测算出口产品质量类似,本文借鉴 Khandelwal 等(2013)测算了中国的进口产品质量,再通过相同的标准化处理和加总方法,得到企业层面的进口中间品质量($Quality_imt$)。

再次,同样是基于进口中间品信息,本文借鉴 Bastos 等(2018),直接使用中间品价格来表现中间投入质量。但由于我们未能掌握企业中间投入品的数量信息和来自国内的中间品价格信息,这使得我们不能直接利用 Bastos 等(2018)的方法来测算企业的中间投入品价格。尤其是企业的生产流程可能是多样化的,不同的企业可能在不同的流程中需要中间品投入,因此,即便是生产同种产品的企业在进口中间品选择策略方面也可能是完全不同的。因此,为了得到企业层面可比的中间品投入价格,我们首先在企业进口中间品 HS6 位码产品层面得到同一年度同一 HS6 位码产品的最高价格和最低价格,使用与上文质量测算部分相同的标准化方法得到企业对某一 HS6 进口中间产品的标准化价格,进一步按照进口额占比进行加权,得到企业中间品投入价格($Price_imt$)。

上述 3 种代理变量各有优劣,第一种指标即进口中间品占比虽然比较粗糙,未能反映进口中间品之间的质

量差异,但基于它的研究可以涵盖全部样本。而后续两种指标虽然有效反映了进口中间品之间的质量差异,但由于测算的基础是企业必须使用进口中间品,因此基于它们的研究仅能基于存在进口中间品的企业样本展开。在后两类指标之间,中间品价格虽然相对直接,但同样包含了较多的噪音,尤其是针对生产流程较长的产品,虽然标准化处理可以降低不同HS6的投入品价格间的固有差异,但无法规避进口中间品进入的流程所反映出的企业技术路线信息的干扰。综上,本文在基准的结果中仍然以进口中间品占比作为核心指标,但在讨论劳动投入质量和中间品质量互补性的问题时会同时基于3个代理变量展开,以确保本文分析的稳健性。

(四)实证策略

1. 实证模型设定

依据式(4),对企业 i , $\lambda_i = \lambda_i(\lambda_i^l, \lambda_i^t, \xi_i)$,从而得到以下待估方程:

$$\ln Quality_{ijpt} = \alpha + \beta_1 \left(\frac{H}{H+M+L} \right)_{ijpt} + \beta_2 Imt_{ijpt-1} + \delta X + \theta_i + \theta_j + \theta_p + \varepsilon_{ijpt} \quad (10)$$

其中下标 i 、 j 、 p 和 t 分别表示企业、GB2行业、省份和年份。虽然式(4)中的劳动投入质量 λ_i^t 、中间投入品质量 λ_i^l 、企业能力 ξ_i 均无法直接观测,但依据已有研究,劳动投入质量可以借助企业的人力资本表示^①。具体而言,本文使用大专以上学历雇佣量占总雇佣量的比($H/(H+M+L)$)来衡量^②。中间投入品质量使用上文提到的3种代理变量表示。企业质量生产的能力难以观测,并且在现有文献中的说明也并不完全一致^③,因此,我们借鉴已有研究,选择使用获得政府补贴(*Subsidy*)、销售规模(*Sales*)、外资占比(*Fdiratio*)、平均工资(*Wage*)、融资约束(*Rec_ratio*)以及出口目的地选择(即:出口目的地实际人均收入水平*Perrgdp*、出口实际汇率*Ecvr*和目的国距离*Dist*)来进行共同控制^④,组成控制变量向量 X 。

考虑到2005年汇改、2008年全球金融危机爆发等事件的影响,以及行业和地区的固有差异,我们进一步控制了时间、行业和省份的固定效应。本文还同时将除雇佣结构外的所有企业层面解释变量进行一阶滞后以应对潜在的内生性问题。

为了进一步克服雇佣结构的内生性问题,我们选用滞后3期和5期的企业所在城市最低工资水平(*Mwage*)作为工具变量,即相应的第一阶段实证模型如下:

$$\left(\frac{H}{H+M+L} \right)_{ijpt} = \alpha + \alpha_1 Mwage_{c,t-3} + \alpha_2 Mwage_{c,t-5} + \delta X + \theta_i + \theta_j + \theta_p + \varepsilon_{ijpt} \quad (11)$$

其中下标 c 表示城市,其他指标与式(10)相同。进而本文的两个核心命题可以被直观地改写为:

命题1': $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 > 0$ 。

命题2': 随着 Imt_{ijpt-1} 的增加, β_1 逐步变大。

在此给出主要变量的统计性描述,如表2所示。

2. 工具变量的引入与合理性说明

基于对已有研究的回顾,本文实证部分面临的最大问题在于反向因果所带来的内生性,即雇佣结构变化反映的投入质量影响产品质量的同时,产品质量的需求也同时在影响企业对技能的需求(Voigtländer & Saravia, 2015; Verhoogen, 2008; Ma & Dei, 2009; Brambilla & Porto, 2016)。因此,本文实证部分着重克服这一内生性问题的影响。具体来说,本文引入滞后3期与滞后5期的各地市最低工资标准作为企业雇佣结构的工具变量,使用在异方差条件下更为稳健的GMM方法进行估计。

这一工具变量引入的直接逻辑在于,高低技能劳动力受最低工资标准的影响具有差异,最低工资标准往往仅对低技能劳动力的工资水平具有约束力,最低工资标准的改变会影响到高低技能劳动力之间的相对价格,低技能劳动力会变得相对更为昂贵,从而企业会因此改变其雇佣结构,从而最低工资标准具有直观的相关性。同时,最低工资标准源于各地市的最低工资标准规定,而市的最低工资调整具有被动性(马双、邱光前, 2016),并且每年度是否改变以及改变量大小难以预期^⑤,此外,本文所使用的最低工资标准是在城市层面,并

表2 主要变量的统计性描述

变量名	均值	标准差	25%分位	75%分位
<i>Quality</i>	0.566	0.109	0.495	0.639
$H/(H+M+L)$	0.051	0.0933	0.000	0.057
<i>Mwage</i>	602.490	160.698	480	750
<i>Imt</i>	0.206	0.521	0.000	0.202
$\log(\textit{Subsidy})$	1.038	2.159	0.000	0.000
$\log(\textit{Sales})$	10.762	1.293	9.822	11.525
<i>Fdiratio</i>	0.471	0.450	0.000	1.000
$\log(\textit{Wage})$	2.760	0.644	2.386	3.106
<i>Rec_ratio</i>	0.154	0.259	0.039	0.199
$\log(\textit{Perrgdp})$	11.928	0.906	11.678	12.486
$\log(\textit{Ecvr})$	0.327	2.066	-1.464	1.828
$\log(\textit{Dist})$	8.533	0.690	7.832	9.104

不在微观企业层面,这也有助于克服反向因果问题^②,企业的出口产品质量反向影响城市最低工资标准的可能性较小,从而可以有效克服反向因果问题。

难得的是,这一工具变量的引入也在很大程度上满足了严格排他性,从而具备外生性条件。虽然张明志和铁瑛(2016)以及许和连和王海成(2016)均研究表明(最低)工资会影响到出口产品质量,但从机制上而言,却恰恰是通过雇佣结构调整来影响出口产品质量。张明志和铁瑛(2016)将工资上升的影响区分为成本效应和效率工资效应,其中效率工资效应的本质是工资上升推动生产率水平的上升,而工资本身反映了劳动投入品的质量(樊海潮、郭光远,2015),从而工资上升的积极影响表现为雇佣结构变化带来的人力资本积累。许和连和王海成(2016)还指出了要素替代与人力资本投资两大途径,鉴于技能和资本是互补的,要素替代途径的最终表现依然是雇佣结构的升级,并且从中国的现实角度出发,它所带来的要素替代可能同时表现为高低技能劳动力要素的替代,这与本文的雇佣结构是统一的。同时,雇佣结构本身可以反映企业的人力资本水平,因而这两大途径的影响依然是通过雇佣结构来实现。

最低工资作为工具变量的最大瑕疵在于最低工资所造成的直接成本作用,这会对严格排他性形成严重的破坏。但蔡昉(2010)认为,中国的最低工资标准是相对滞后的,这就造成它对于大多数企业来说约束都不是束紧的,如马双等(2012)所述,在2007年仅有6%的企业受到最低工资的约束,这就大大减弱了最低工资标准上升所带来的直接成本效应。当然如Xiao和Xiang(2009)的研究表明,最低工资标准也会从外部性的角度影响到工资水平,但这一效应从经济上来说是非常微弱的。正如马双等(2012)发现,最低工资标准上升10%,制造业平均工资水平仅上升0.4%~0.5%。因此,我们认为最低工资对于产品质量的直接影响是微弱的。

最低工资还会直接影响到出口(Brecher, 1974a, 1974b; 孙楚仁等, 2013a, 2013b),但现有基准模型中均表明出口产品质量决定了出口数量(Brambilla & Porto, 2016; Johnson, 2012; Hallak & Sivadasan, 2013; Verhoogen, 2008),Álvarez和Claro(2007)和李小平等(2015)还为此提供了经验证据。最低工资也可能影响到中间品贸易(Egger et al., 2012),而中间品的质量差异可能会影响到最终出口产品的质量。但一方面,中间品本身就会影响到就业的技能偏向,从而导致雇佣结构改变(Hijzen et al., 2005);另一方面,无论进口品与技能是互补或是替代,雇佣结构都可以充分反映这一变化。本文在实证中也控制了中间品质量因素,并在拓展部分特别对此进行了充分地考察。

此外,可能还会有其他的影响途径存在,比如上文所提到的外部性影响,以及受政策偏向、企业异质性因素的干扰等,因而本文在估计中参考已有研究,对影响企业出口产品质量的其他因素如企业规模,企业所受补贴,企业的所有制形式,企业的出口目的地信息等进行了控制。同时依据笔者所了解的劳动合同签约一般范例与周期,以及宏观变量发挥作用需要一定的时间,我们充分考虑了时滞性的影响,将最低工资进行滞后3期与滞后5期作为工具变量^③。

3. 实证思路与安排

本文依据所发现的特征事实与已有理论的冲突,首先考察雇佣结构与出口产品质量之间的关系,并对此进行全面细致的稳健性考察,以确定是否中国的情况有异于经典理论。进一步,我们尝试从雇佣结构与投入品质量互补性的角度去解释所观察到的“质量变动之谜”,从进口中间品与高技能劳动力的互补性关系入手,基于3种不同的企业中间品投入质量指标进行直观地验证,期望从雇佣结构变动与进口中间品占比变动差异的角度解释所发现的悖论,尝试对中国的“质量变动之谜”进行推断,并从出口产品质量的角度对长期实行的外贸转型战略进行效果判断和反思,进而提出可能的纠偏方案。

五、实证分析

(一)基准估计结果

本文首先进行了基准的回归,重点在于考察雇佣结构对出口产品质量的影响。我们利用城市最低工资标准的滞后3期和滞后5期作为工具变量进行IV-2SLS估计,并将标准误聚类至企业层面,具体结果如表3所示。

前三列基于全部样本,以进口中间投入品占比(*Imt*)表示企业中间投入质量,列(1)为基准结果,列(2)仅保留核心解释变量,列(3)增加了中间投入质量的影响。列(4)和列(5)基于存在进口中间投入品的企业样本,分别以测算的进口中间品质量(*Quality_imt*)和标准化的进口中间品价格(*Price_imt*)表示企业中间投入质量。

表3汇报了不可识别检验(K-P LM stat.)、弱工具变量检验(K-P F stat.)以及过度识别检验(Hansan-J test p-value)的结果^⑧,弱工具变量可以与经验数值10进行对比,一般超过10即认为不存在弱工具变量问题,本文的工具变量均明显超过10;在过度识别检验上,本文的工具变量也表现良好,p值均在0.7以上,可以认为本文所选用的工具变量组合是比较合理的。其次,借鉴Nunn和Wantchekon(2011)的研究,如果核心解释变量对被解释变量的解释是强有力的,那么进一步加入控制变量不应对其造成明显的削弱,对比列(1)和(2)可以看到,加入已有研究中所涉及的因素作为控制变量并没有对雇佣结构的影响产生明显的削弱作用(借鉴Nunn和Wantchekon(2011)中的标准,参数值变动幅度小于其临界值)。进一步对比列(3),我们会发现,企业中间投入质量变量加入的影响几乎等同于其他所有控制变量所产生的影响,这一方面意味着企业中间投入质量对出口产品质量有重要的影响,另一方面也意味着它对于雇佣结构发挥质量改进作用具有一定的影响。

从估计结果来看,我们发现雇佣结构的作用并未违背经典理论,与已有研究关于投入质量对产品质量影响的结论保持一致,即“好的投入带来好的产品”。在控制变量方面,我们发现这些变量对出口产品质量变动同样表现出了重要的解释力作用。

首先,从企业的异质性特征来看,企业销售规模、外资占比等会正向促进企业出口产品质量的提升,而用工成本、融资约束等则表现出负向抑制作用,这些均与既有主流研究结论一致,不再赘述。值得说明的是,我们发现补贴对于出口产品质量的作用显著为负,从学界当前的研究来看,关于补贴的作用是存在分歧的,如张杰等(2015)发现补贴会负向抑制出口产品质量,余娟娟和余东升(2018)也发现补贴会倾向于降低出口产品复杂度,这与本文的结论是一致的;但李秀芳和施炳展(2013)却发现补贴会对出口产品质量产生正向作用,而Shin和Kim(2010)的研究则进一步发现,补贴的作用取决于补贴的形式,质量匹配(Quality-matching)补贴往往是最有效的,由于这并不是我们文章的主题,因此,我们不再进一步展开。

其次,从基于目的国特征构建的企业层面指标来看,我们发现目的国收入水平可以正向促进企业出口产品质量提升,而汇率升值则倾向于抑制出口产品质量提升,同时目的国加权距离也会表现出负向抑制作用。出口产品质量的文献普遍指出目的国收入水平可以反映消费者对于质量的偏好(Bastos & Silva, 2010),高收入地区的消费者会偏好更高质量的产品,因此,目的国收入水平的影响表现为正。而本币汇率升值会导致出口收益下降,降低企业出口利润,而一方面我国企业资金链普遍相对紧张,另一方面我国出口产品同质竞争严重,带来普遍性的“高质低价”问题(施炳展、邵文波, 2014),出口企业往往对汇率波动所带来的损失非常敏感,王雅琦等(2015)还指出,汇率波动所带来的价格变动会受到产品质量因素的调节,高产品质量有助于将汇率风险传递给目的国消费者。这就意味着低产品质量的企业更容易受到汇率波动所带来的损害,这些企业往往同时生产率水平也较低(Bastos & Silva, 2010),因此更难有富余资金用于提升出口产品质量,从而汇率的影

表3 基准估计结果

被解释变量: <i>lnQuality</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业中间投入 质量测度方法		<i>Imt</i>		<i>Quality_imt</i>	<i>Price_imt</i>
<i>H/(H+M+L)</i>	0.6353*** (0.1255)	0.8555*** (0.1131)	0.7315*** (0.1106)	0.9475*** (0.2423)	1.0418*** (0.2476)
企业中间投入质量	0.0133*** (0.0011)		0.0147*** (0.0012)	0.0699*** (0.0067)	0.0692*** (0.0099)
<i>log(Subsidy)</i>	-0.0007** (0.0003)			-0.0020*** (0.0007)	-0.0023*** (0.0007)
<i>log(Sales)</i>	0.0084*** (0.0006)			0.0061*** (0.0009)	0.0073*** (0.0009)
<i>Fdiratio</i>	0.0063*** (0.0013)			0.0081*** (0.0025)	0.0119*** (0.0025)
<i>log(Wage)</i>	-0.0095** (0.0044)			-0.0260*** (0.0103)	-0.0295*** (0.0106)
<i>Rec_ratio</i>	-0.0107*** (0.0026)			-0.0151*** (0.0047)	-0.0154*** (0.0049)
<i>log(Perrgdp)</i>	0.0063*** (0.0009)			0.0150*** (0.0026)	0.0157*** (0.0027)
<i>log(Ecvt)</i>	-0.0015*** (0.0004)			-0.0001 (0.0008)	0.0001 (0.0009)
<i>log(Dist)</i>	-0.0084*** (0.0011)			-0.0098*** (0.0017)	-0.0106*** (0.0017)
Observations	52702	53462	53407	33300	33300
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM stat.	98.85	148.6	139.6	31.64	33.43
K-P F stat.	49.41	74.69	70.13	15.72	16.60
Hansan-J test p-value	0.977	0.947	0.854	0.818	0.792

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为聚类到企业的稳健标准误。

响表现为负。同时,我们发现距离因素也表现为负,其影响在学界也是存在争议的, Melitz (2003) 的经典理论认为只有生产率更高同时价格更低的企业才能出口到更远的市场,而后续出口产品质量的相关研究却发现往往出口到更远距离市场的产品,价格也更高。但 Bastos 和 Silva (2010)、Baldwin 和 Harrigan (2011) 也指出,距离与出口产品质量的正相关性仅是一种现象,其深层逻辑仍然在于目的国的质量需求和高质量产品所表现出的强有力的国际竞争力,较高生产率水平和产品质量才使得企业能够服务于更“困难”的市场,而目的国距离和出口产品质量之间并不必然存在直接的逻辑关系,本文选择控制出口国加权距离主要是为了控制上述自选择问题。有趣的是,施炳展 (2011) 也发现中国的出口产品价格伴随目的国距离增长而下降,他认为其根本原因在于中国出口企业本质上仍是低价竞争策略,为了避免是本文样本的特殊性所导致,笔者也在更加细化的企业—产品—目的国层面进行了再检验,结果同样表明距离的作用显著为负,相关结果备索。

(二)使用工具变量法的必要性

虽然内生性检验证实了内生性的存在,但由于工具变量法相对于 OLS 方法会降低估计量的有效性,假如内生性问题并不严重,那么估计所面临的非一致问题也相对并不严重,进而从均方误差的角度来讲,可能 OLS 估计依然是更好的选择。因此,我们借鉴 Miguel 等 (2004) 与李兵和任远 (2015) 的验证思路,列出 OLS 的估计结果进行对比来对工具变量法使用的必要性加以说明,具体由表 4 所示。列 (1) 为基准的 IV-2SLS 结果(同表 3 列 (1)),列 (2)、(3)、(4) 分别汇报了 GMM 法、有限信息极大似然估计 (LIML) 以及全信息极大似然估计 (FIML) 的结果作为稳健性考察,列 (5) 和 (6) 汇报了 OLS 估计与随机效应面板估计的结果^⑤。

从表 4 中的结果可以看到,列 (1)~(4) 利用工具变量进行的估计均保持了高度的一致性,而如果不使用工具变量则会严重低估雇佣结构对出口产品质量的作用,与此同时,估计的有效性并没有受到严重的削弱。因此,我们认为,使用工具变量法进行估计是适当的,并且是必要的。

出于严谨的考虑,我们进一步考察了不同工具变量组合的合理性,具体结果如表 5 所示。列 (1) 是基准结果,列 (2)、(3) 分别使用滞后 3 期和滞后 5 期的最低工资标准,用以衡量所组成

表 4 不同估计方法间的相互印证及使用 IV 的必要性

被解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnQuality	IV-2SLS	GMM	LIML	FIML	OLS	RE
H/(H+M+L)	0.6353*** (0.1255)	0.6370*** (0.1320)	0.6353*** (0.1254)	0.6282*** (0.1176)	0.0747*** (0.0061)	0.0687*** (0.0057)
lmt	0.0133*** (0.0011)	0.0133*** (0.0011)	0.0133*** (0.0011)	0.0144*** (0.0010)	0.0146*** (0.0010)	0.0126*** (0.0009)
log(Subsidy)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0006 (0.0004)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0003)	0.0004* (0.0002)	0.0004* (0.0002)
log(Sales)	0.0084*** (0.0006)	0.0084*** (0.0008)	0.0084*** (0.0006)	0.0084*** (0.0006)	0.0103*** (0.0004)	0.0099*** (0.0004)
Fdiratio	0.0063*** (0.0013)	0.0064*** (0.0015)	0.0063*** (0.0013)	0.0061*** (0.0013)	0.0059*** (0.0012)	0.0059*** (0.0011)
log(Wage)	-0.0095*** (0.0044)	-0.0097*** (0.0044)	-0.0095*** (0.0044)	-0.0093*** (0.0041)	0.0098*** (0.0009)	0.0073*** (0.0008)
Rec_ratio	-0.0107*** (0.0026)	-0.0107*** (0.0041)	-0.0107*** (0.0026)	-0.0106*** (0.0026)	-0.0056*** (0.0016)	-0.0052*** (0.0015)
log(Perrgdp)	0.0063*** (0.0009)	0.0063*** (0.0011)	0.0063*** (0.0009)	0.0062*** (0.0008)	0.0038*** (0.0006)	0.0033*** (0.0006)
log(Ecvt)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0008)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0023*** (0.0003)	-0.0024*** (0.0003)
log(Dist)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0083*** (0.0027)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0083*** (0.0011)	-0.0081*** (0.0010)	-0.0082*** (0.0009)
Observations	52702	52704	52704	52704	52704	52704
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 置信水平下显著,括号内为聚类到企业的稳健标准误。

表 5 针对工具变量选择的稳健性检验

被解释变量: lnQuality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
采用的工具变量	Mwage _{t-3} Mwage _{t-5}	Mwage _{t-3}	Mwage _{t-5}	Mwage _{t-3} Mwage _{t-5}	Mwage _{t-3} Mwage _{t-1}	Mwage _{t-3} Mwage _{t-1}
H/(H+M+L)	0.6353*** (0.1255)	0.6371*** (0.1451)	0.6348*** (0.1252)	0.6275*** (0.1258)	0.4846*** (0.1294)	0.3728*** (0.1162)
lmt	0.0133*** (0.0011)	0.0133*** (0.0012)	0.0133*** (0.0011)	0.0133*** (0.0011)	0.0136*** (0.0011)	0.0139*** (0.0011)
log(Subsidy)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0004)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0004 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)
log(Sales)	0.0084*** (0.0006)	0.0084*** (0.0007)	0.0084*** (0.0006)	0.0084*** (0.0006)	0.0089*** (0.0006)	0.0093*** (0.0006)
Fdiratio	0.0063*** (0.0013)	0.0063*** (0.0013)	0.0063*** (0.0013)	0.0063*** (0.0013)	0.0062*** (0.0012)	0.0061*** (0.0012)
log(Wage)	-0.0095*** (0.0044)	-0.0095*** (0.0051)	-0.0094*** (0.0044)	-0.0092*** (0.0044)	-0.0043 (0.0045)	-0.0005 (0.0041)
Rec_ratio	-0.0107*** (0.0026)	-0.0107*** (0.0027)	-0.0107*** (0.0026)	-0.0106*** (0.0026)	-0.0093*** (0.0023)	-0.0083*** (0.0021)
log(Perrgdp)	0.0063*** (0.0009)	0.0063*** (0.0009)	0.0063*** (0.0009)	0.0062*** (0.0009)	0.0056*** (0.0009)	0.0051*** (0.0008)
log(Ecvt)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0017*** (0.0004)	-0.0019*** (0.0004)
log(Dist)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0083*** (0.0010)	-0.0083*** (0.0010)
Observations	52702	52702	52702	52702	52702	52702
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM stat.	98.85	77.23	97.71	97.35	90.81	99.08
K-P F stat.	49.41	77.61	97.66	48.62	45.57	49.75
Hansen-J test p-value	0.977			0.916	0.001	0.000

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 置信水平下显著,括号内为聚类到企业的稳健标准误。

的过度拟合结构是否有效,列(4)使用滞后3期和滞后5期的最低小时工资。列(5)和列(6)代表了两种错误实验,将滞后3期的最低工资作为基准^⑤,加入不合适的工具变量,来论证本文工具变量组合选择的合理性,列(5)借鉴 Miguel 等(2004)的验证思路,加入(t+1)期的最低工资,显然未来不可预期的变化不能用来解释当前的雇佣结构变动,因此它应为冗余工具变量,列(6)则是加入滞后1期的最低工资,考虑到宏观变量的时滞和劳动合同签订的时间特点,滞后1期的最低工资应为冗余工具变量^⑥。

列(1)~(3)结果显示,滞后3期与5期的最低工资标准联合作为工具变量虽削弱了工具变量的强度,但仍然明显大于10,但标准误均相对更小,使得估计的精度获得了提升,而且估计值变化较小。列(4)中最低小时工资作为工具变量所得结果与基准结果也基本相同,列(5)和列(6)的错误实验却得到如预期的错误结果,同时借助局部工具变量外生性检验强烈拒绝了加入的后1期最低工资标准与滞后1期的最低工资标准外生的原假设。总之,上述结果表明本文所选取的工具变量组合是合理的。

(三)稳健性考察

虽然基准估计结果符合理论预期,对本文估计的关键环节也进行了细致地考察,但由于估计结果与所观察到的特征事实存在冲突,出于谨慎起见,我们对此进一步设计了严格的稳健性检验,主要包括如下3个方面内容:第一,针对核心解释变量指标的替换;第二,针对样本的敏感性分析;第三,针对企业异质性因素的敏感性分析。

首先我们考察其他一些备用指标,具体如表6所示,列(1)为基准结果,列(2)核心解释变量为高级工程师占比,因为面临弱工具变量的问题,此处采用对弱工具变量更为不敏感的有限信息极大似然估计,列(3)核心解释变量为女工占比,女工往往被认为平均来说技能更低,我们以它作为低技能劳动力占比的代理变量,因此以它作为指标的估计结果应与基准结果相反,列(4)核心解释变量为大专以上学历雇员占比,列(5)核心解释变量为大专以上学历雇员与高中及以下学历雇员的比例。

总体来看,采用替代指标依然能够得到与基准结果相一致的结论。在列(2)我们遇到了弱工具变量问题,这源于职称评定往往具有时滞性,并且职称并不能涵盖所有雇员,在统计上也存在一定的问题^⑦。在列(3)我们则遇到了工具变量外生性不足的问题,我们认为,这是因为虽然女工从平均意义上可以代表低技能劳动力,但这一表达依然是模糊的,并且劳动市场一直存在性别歧视的问题,而最低工资标准作为工具变量其核心逻辑在于通过改变企业雇佣策略而影响产品质量,女工占比则相对不那么直接,这也破坏了工具变量的排他性。列(4)和列(5)仅是对指标构建方法的不同处理,但列(5)的构造方法使得变量大大离散化,从而增加了异常值出现的可能性。综上所述,我们认为基准估计结果是稳健的。

其次,我们针对样本进行敏感性分析,具体结果如表7所示,列(1)我们剔除了北京、上海两大核心城市的样本,它们的最低工资标准相对来说最为先进和完备,这可能导致最低工资变动失去偶然性,从而被

表6 稳健性检验:雇佣结构指标替换

被解释变量:lnQuality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
雇佣结构量化方法:	$H/(H+M+L)$	$Engineer/(H+M+L)$	$Fem/(H+M+L)$	$(H+M)/(H+M+L)$	$(H+M)/L$
雇佣结构	0.6353*** (0.1255)	1.3935* (0.7431)	-0.4111*** (0.1053)	0.3236*** (0.0619)	0.1100*** (0.0363)
<i>lmt</i>	0.0133*** (0.0011)	0.0188*** (0.0036)	0.0249*** (0.0029)	0.0148*** (0.0010)	0.0127*** (0.0021)
$\log(Subsidy)$	-0.0007** (0.0003)	-0.0007 (0.0009)	0.0001 (0.0003)	-0.0007** (0.0003)	-0.0018* (0.0011)
$\log(Sales)$	0.0084*** (0.0006)	0.0077*** (0.0015)	0.0065*** (0.0012)	0.0091*** (0.0005)	0.0090*** (0.0017)
<i>Fdiratio</i>	0.0063*** (0.0013)	0.0240** (0.0101)	0.0166*** (0.0031)	0.0063*** (0.0013)	0.0025 (0.0048)
$\log(Wage)$	-0.0095** (0.0044)	0.0028 (0.0059)	-0.0060 (0.0048)	-0.0061* (0.0036)	-0.0224* (0.0119)
<i>Rec_ratio</i>	-0.0107*** (0.0026)	-0.0233* (0.0122)	-0.0150*** (0.0036)	-0.0114*** (0.0026)	-0.0114*** (0.0037)
$\log(Perrgdp)$	0.0063*** (0.0009)	0.0053*** (0.0017)	0.0116*** (0.0022)	0.0061*** (0.0008)	0.0052*** (0.0021)
$\log(Ecrr)$	-0.0015*** (0.0004)	-0.0031*** (0.0011)	-0.0019*** (0.0004)	-0.0017*** (0.0004)	-0.0020** (0.0010)
$\log(Dist)$	-0.0084*** (0.0011)	-0.0151*** (0.0048)	-0.0056*** (0.0014)	-0.0081*** (0.0011)	-0.0096*** (0.0020)
Observations	52702	36733	52702	52702	52503
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM stat.	98.85	4.132	37.05	131.3	13.57
K-P F stat.	49.41	2.063	18.62	65.85	6.776
Hansen-J test p-value	0.977	0.742	0.0687	0.591	0.707

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为聚类到企业的稳健标准误。

人们充分预期。列(2)我们只保留了2004年和2008年均在进出口的企业,鉴于李坤望等(2014)的结论,我们在此执行了更为严格的措施控制进入退出因素。列(3)我们仅考察出口目的地为发达国家的样本,大量研究表明出口目的地对企业出口产品质量具有重大影响,如Brambilla等(2012)、Brambilla和Porto(2016)、Hallak(2006)、Baldwin和Harrigan(2011)等,鉴于我们的样本区间是2004年和2008年,我们选择2005年的标准,人均GDP不低于10000美元。列(4)我们剔除了出口产品质量在上下5%的样本。进一步考虑到加工贸易的特殊性,Kee和Tang(2016)发现中国加工贸易企业以国内中间品替代国外中间品是中国出口国内附加值上升的重要原因,而施炳展等(2013)也证实加工贸易企业的出口产品质量并未发生明显下降,我们认为,中国投资自由化进程和加工贸易深度嵌入国际分工的特性可能使得它们能够快速匹配到合适的国内中间品替代,因此,列(5)中,我们将从事加工贸易的企业从样本中剔除。估计结果来看,本文的回归保持了很强的稳健性。

最后,我们进一步考察了企业的所有制结构与要素构成结构的影响,结果如表8所示,列(1)为本土企业样本,列(2)为外资企业样本,列(3)则进一步将样本限定为外资占比超过50%的企业样本,我们通过企业的资本劳动比来讨论企业要素构成的影响^⑨,列(4)汇报了资本劳动比上25%分位数的估计结果,即资本相对密集企业的估计结果,列(5)汇报了资本劳动比下75%分位数的估计结果,即劳动相对密集企业的估计结果。

从估计结果来看,雇佣结构对出口产品质量的影响并不会因为企业的所有制和要素投入结构差异而有本质改变,但相对而言,雇佣结构对出口产品质量的正向促进作用在外资企业和资本相对密集的企业更为明显。我们进一步通过提取估计参数值及其标准误,在满足经典假设的条件下,生成估计参数的分布,即均值为参数估计值,标准差为估计标准误的正态分布,并基于KS检验方法,检验各列雇佣结构影响的参数是否同分布,并发现对于前3列,95%置信水平下均拒绝估计参数同分布的零假设,类似地,同样也拒绝列(4)和列(5)雇佣结构的估计参数同分布。

异质性结果分析较为直观,在中国的外资企

表7 稳健性检验:针对样本的敏感性分析

被解释变量:lnQuality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BJ & SH	Continuous	Rich Country	Censor	Processing Trade
H/(H+M+L)	0.5548*** (0.1148)	0.4669** (0.2172)	0.6746*** (0.1406)	0.3885*** (0.0990)	0.4016*** (0.0994)
Imt	0.0147*** (0.0011)	0.0158*** (0.0015)	0.0131*** (0.0012)	0.0094*** (0.0009)	-0.0036 (0.0070)
log(Subsidy)	-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0005)	-0.0007 (0.0004)	-0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0003)
log(Sales)	0.0089*** (0.0006)	0.0112*** (0.0013)	0.0083*** (0.0007)	0.0053*** (0.0005)	0.0055*** (0.0007)
Fdiratio	0.0055*** (0.0013)	0.0075*** (0.0022)	0.0057*** (0.0013)	0.0041*** (0.0010)	0.0064*** (0.0017)
log(Wage)	-0.0027 (0.0032)	-0.0010 (0.0060)	-0.0099** (0.0048)	-0.0040 (0.0033)	-0.0049 (0.0036)
Rec_ratio	-0.0119*** (0.0028)	-0.0086* (0.0049)	-0.0114*** (0.0028)	-0.0072*** (0.0017)	-0.0049** (0.0021)
log(Perrgdp)	0.0048*** (0.0007)	0.0056*** (0.0014)	0.0091*** (0.0012)	0.0038*** (0.0007)	0.0026*** (0.0008)
log(Ecvar)	-0.0021*** (0.0004)	-0.0023*** (0.0008)	-0.0017*** (0.0005)	-0.0009*** (0.0003)	-0.0018*** (0.0004)
log(Dist)	-0.0082*** (0.0011)	-0.0092*** (0.0021)	-0.0089*** (0.0012)	-0.0054*** (0.0008)	-0.0071*** (0.0014)
Observations	46976	14817	50083	47460	29612
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM stat.	117.8	28.82	82.41	93.97	131.1
K-P F stat.	58.94	14.47	41.17	47.03	66.94
Hansen-J test p-value	0.975	0.0904	0.855	0.822	0.674

注:*,**、***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为聚类到企业的稳健标准误。

表8 稳健性检验:企业异质性

被解释变量:lnQuality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Fdiratio=0	Fdiratio>0	Fdiratio>0.5	K intensive	L intensive
H/(H+M+L)	0.4624*** (0.1238)	0.9101*** (0.3034)	1.3774*** (0.5863)	0.4807*** (0.0979)	1.0283*** (0.3033)
Imt	0.0120** (0.0049)	0.0126** (0.0012)	0.0098*** (0.0018)	0.0131*** (0.0017)	0.0162*** (0.0013)
log(Subsidy)	-0.0004 (0.0004)	-0.0011 (0.0007)	-0.0023* (0.0014)	-0.0006* (0.0003)	-0.0010* (0.0005)
log(Sales)	0.0083*** (0.0007)	0.0075*** (0.0015)	0.0058** (0.0026)	0.0086*** (0.0005)	0.0123*** (0.0007)
Fdiratio		0.0079*** (0.0028)	0.0259* (0.0143)	0.0069*** (0.0015)	0.0078*** (0.0016)
log(Wage)	-0.0032 (0.0031)	-0.0215* (0.0118)	-0.0414* (0.0239)	-0.0069* (0.0041)	-0.0025 (0.0041)
Rec_ratio	-0.0068 (0.0046)	-0.0119*** (0.0039)	-0.0130** (0.0059)	-0.0084*** (0.0021)	-0.0114** (0.0035)
log(Perrgdp)	0.0036*** (0.0009)	0.0113*** (0.0023)	0.0150*** (0.0044)	0.0063*** (0.0009)	0.0056*** (0.0009)
log(Ecvar)	-0.0012** (0.0005)	-0.0014 (0.0010)	0.0005 (0.0020)	-0.0011** (0.0004)	-0.0021*** (0.0005)
log(Dist)	-0.0051*** (0.0016)	-0.0107*** (0.0016)	-0.0117*** (0.0023)	-0.0073*** (0.0012)	-0.0101*** (0.0014)
Observations	21426	31272	23666	39635	39537
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM stat.	95.79	21.47	9.093	150.1	28.22
K-P F stat.	48.57	10.68	4.521	75.58	14.08
Hansen-J test p-value	0.569	0.344	0.271	0.993	0.798

注:*,**、***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为聚类到企业的稳健标准误。

业往往具备更高的生产率水平(杨汝岱,2015),而劳动力技能与技术 and 资本互补(Kaiser & Siegenthaler, 2016),更先进的技术路线选择给予了技能劳动力发挥作用的舞台,使得技能劳动力的作用得以更好的发挥,这也正是本文理论部分所刻画的中间投入质量之间的互补性问题,下文将会有更进一步地详细说明。同时,我们也发现,雇佣结构在密集使用劳动力的企业中发挥的作用更大。这是因为这些企业密集使用简单劳动力,而在很长时间内,相比于人力资本投资,我国更关注于物质资本投资(Heckman, 2005),这造成了我国企业存在长时期的技能短缺问题(铁瑛、刘啟仁,2018),基于边际报酬递增的原理,技能在密集使用劳动的企业中发挥出更强的作用。

六、进一步分析

(一)雇佣结构—中间投入品质量互补性证明:调节效应视角

从基准结果来看,雇佣结构对出口产品质量的作用实际上并无悖论存在,那么,在中国企业雇佣结构升级背景下,为什么中国出口企业的产品质量没有显著改善呢?是何种因素拖累了雇佣结构对出口产品质量的正向促进作用?结合中国贸易发展的背景,Kee和Tang(2016)指出,在2000~2007年,中国经历了一次明显的国内中间品对进口中间品的替代,具体如附表A1所示,我们也确实观察到了这一事实。如理论模型部分所述,如果进口中间品占比所反映的中间品质量与雇佣结构所反映的劳动投入质量具有互补性,那么进口中间品比例下降就会削弱雇佣结构升级的质量改善作用。因此,本部分着重针对这一互补性进行证明。如果二者是互补的,那么随着企业进口中间品占比的提升,雇佣结构应该对出口产品质量产生更强的促进作用。

首先,本文通过分样本研究和交互项估计大致分析是否进口中间品的差异,如表9所示,列(1)为基准结果,列(2)为不使用进口中间品的分样本估计结果,列(3)为使用进口中间品的分样本估计结果,列(4)则直接在全样本基础上引入了雇佣结构与企业中间投入品质量的交互项^⑨。虽然由于样本不同,分样本的结果不能直接进行对比,但列(2)和列(3)所使用的样本实际上是列(1)中的子样本,因此它们的结果与列(1)结果是可比的,通过KS检验,雇佣结构对出口产品质量的影响作用(即参数 β_1)均在95%置信条件下拒绝了同分布的零假设,这意味着相对于总体的平均效应,雇佣结构对出口产品质量的促进作用在不使用进口中间品的企业样本中更低,而在使用进口中间品的企业样本中更高,这也与列(4)交互项的估计结果一致。以上均表明,使用进口中间品的企业出口产品质量受到雇佣结构更强的促进作用,与我们的理论预期一致。列(5)和列(6)中进一步分别使用测算的进口中间品质量和标准化的进口中间品价格做分析,

表9 不同进口中间品占比条件下雇佣结构的影响

被解释变量:lnQuality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Benchmark	Imt=0	Imt>0	全样本	Quality_imt>Q(25)	Price_imt>Q(25)
企业中间投入质量		Imt			Quality_imt	Price_imt
H/(H+M+L)	0.6353*** (0.1255)	0.3107** (0.1495)	0.9340*** (0.2348)	0.0272 (0.0205)	1.0221*** (0.2366)	1.7665*** (0.5885)
企业中间投入质量	0.0133*** (0.0011)		0.0111*** (0.0013)	0.0071** (0.0032)	0.0840*** (0.0095)	0.0524*** (0.0130)
H/(H+M+L)×Imt				0.1656** (0.0707)		
log(Subsidy)	-0.0007** (0.0003)	0.0003 (0.0004)	-0.0019*** (0.0007)	0.0005** (0.0002)	-0.0022*** (0.0007)	-0.0037** (0.0015)
log(Sales)	0.0084*** (0.0006)	0.0073*** (0.0007)	0.0082*** (0.0009)	0.0102*** (0.0004)	0.0062*** (0.0010)	0.0040* (0.0021)
Fdiratio	0.0063*** (0.0013)	0.0013 (0.0019)	0.0083*** (0.0024)	0.0060*** (0.0012)	0.0123*** (0.0029)	0.0153*** (0.0041)
log(Wage)	-0.0095** (0.0044)	0.0012 (0.0024)	-0.0254** (0.0101)	0.0095*** (0.0009)	-0.0303*** (0.0109)	-0.0572** (0.0236)
Rec_ratio	-0.0107*** (0.0026)	-0.0030 (0.0035)	-0.0144*** (0.0047)	-0.0055*** (0.0016)	-0.0156*** (0.0060)	-0.0304*** (0.0099)
log(Perrgdp)	0.0063*** (0.0009)	0.0006 (0.0008)	0.0146*** (0.0027)	0.0038*** (0.0006)	0.0155*** (0.0028)	0.0218*** (0.0055)
log(Ecvt)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0027*** (0.0005)	-0.0004 (0.0009)	-0.0022*** (0.0003)	0.0002 (0.0010)	0.0011 (0.0016)
log(Dist)	-0.0084*** (0.0011)	-0.0051*** (0.0016)	-0.0104*** (0.0017)	-0.0080*** (0.0010)	-0.0111*** (0.0020)	-0.0145*** (0.0029)
Observations	52702	20525	32172	52702	25212	25003
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM stat.	98.85	80.34	32.80	15.78	34.39	11.31
K-P F stat.	49.41	40.60	16.28	8.370	17.08	5.615
Hansen-J test p-value	0.977	0.628	0.610	0.366	0.889	0.625

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为按企业聚类的稳健标准误。

选取25%分位数以上的样本进行对比,我们发现,雇佣结构对企业出口产品质量的作用得到了进一步增强。

其次,为了进一步准确考察中间品质量的调节效应,我们基于使用进口中间品的制造业企业,以测算的进口中间品质量和标准化的进口中间品价格作为调节变量,然后进行了交互项估计,估计结果如表10所示。可以看到,雇佣结构和企业中间投入质量的交互项均显著为正,这表明对于中间投入质量越高的企业,雇佣结构对出口产品质量的促进作用越强,这也再次表明了劳动投入质量与中间投入质量之间的互补性。

再次,我们还借鉴Gan等(2016)的做法,将连续型调节变量按分位数分组再进行估计,以进一步缓解连续型调节变量潜在的内生性问题,具体结果如表11所示,我们分别按照25%、50%和75%分位数对中间投入质量进行划分,生成相应分组哑变量(Group),而后估计雇佣结构与它的交互项,同时控制组别水平项,这种引入方式放弃估计平均效应,而直接针对于每一组的结果。结果显示,从各组之间的差异来看,通过F检验,我们发现在95%置信水平下,雇佣结构的作用在(0~25)分位数组都是显著更低的,这也再次印证了表10的发现^⑧。

最后,为了更加清晰地判定雇佣结构对出口产品质量的作用如何因进口中间投入品占比的不同而发生变化,我们借鉴铁瑛等(2019),采用样本切割的方法,进行了更为细化的讨论。以进口中间品占比为例,从 $Imt_{it-1}=0$ 开始,以1%分位数为步长,到50%分位数结束,共计进行51次回归,将回归中所得到的 β_1 值与对应的 Imt_{it-1} 描点绘图,并得到非线性拟合线,第 x 次回归对应 $Imt_{it-1}>x$ 的样本,从而第 $(x+1)$ 次回归相当于第 x 次回归的子样本估计,这样一来,我们虽然无法直接对 $Imt_{it-1}=x\%$ 的分样本进行估计,但通过对比第 x 次和第 $(x+1)$ 次的回归结果,同样可以捕捉到 $Imt_{it-1}=x\%$ 的分样本信息,即如果第 $(x+1)$ 次所得到的 β_1 更大,则说明刚刚剔除的 $Imt_{it-1}=x\%$ 相对于之后的样本,雇佣结构对出口产品质量的正向促进作用相对更小,进而实际上与图形所表示出的信息是一致的。具体结果如图2所示,图中下侧实线表示进口中间投入占比为0的分样本估计结果。我们可以发现使用进口中间品的企业,其雇佣结构升级对出口产品质量的正向影响明显大于不使用进口中间品的企业,并且这一正向影响随着企业进口强度的提升逐步增强,这也从直观上对命题2进行了验证。

我们也分别针对进口中间品质量和进口中间品价格进行了类似的分析,

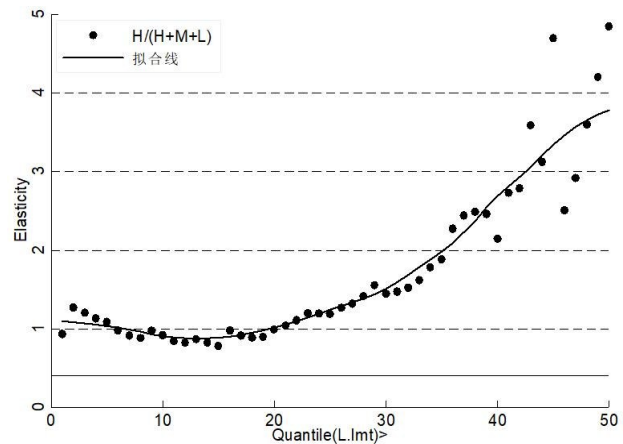


图2 β_1 随进口中间品占比变化图
注:L.Imt表示 Imt_{it-1} 。“L.”的意义同理应用于图3和图4。

表10 企业中间投入质量的调节效应

被解释变量:lnQuality	(1)	(2)
企业中间投入质量: Quality_imt	-0.1814 (0.3961)	0.5323* (0.2725)
企业中间投入质量	-0.0428 (0.0326)	-0.2286 (0.1656)
H/(H+M+L) × 企业中间投入质量	2.0201*** (0.5727)	4.5427* (2.5468)
log(Subsidy)	-0.0021*** (0.0007)	-0.0013** (0.0007)
log(Sales)	0.0046*** (0.0010)	0.0079*** (0.0009)
Fdiratio	0.0088*** (0.0026)	0.0085*** (0.0024)
log(Wage)	-0.0294*** (0.0107)	-0.0142 (0.0107)
Rec_ratio	-0.0154*** (0.0051)	-0.0117*** (0.0038)
log(Perrgdp)	0.0156*** (0.0028)	0.0123*** (0.0028)
log(Ecivr)	0.0002 (0.0009)	-0.0007 (0.0008)
log(Dist)	-0.0098*** (0.0018)	-0.0109*** (0.0016)
Observations	32037	32097
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes
K-P LM stat.	31.90	40.64
K-P F stat.	7.922	9.942
Hansan-J test p-value	0.322	0.442

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为按企业聚类的稳健标准误。

表11 企业中间投入质量调节效应的细化讨论

被解释变量:lnQuality	(1)	(2)
企业中间投入质量: Quality_imt	0.4794* (0.2814)	0.6309*** (0.2005)
H/(H+M+L) × Group(0-25)	1.1852*** (0.2954)	0.7868*** (0.1883)
H/(H+M+L) × Group(25-50)	0.9954*** (0.2485)	0.8478*** (0.1903)
H/(H+M+L) × Group(50-75)	1.3012*** (0.3026)	1.0618*** (0.1983)
企业中间投入质量	0.0791*** (0.0141)	-0.0108 (0.0122)
log(Subsidy)	-0.0022*** (0.0007)	-0.0018*** (0.0006)
log(Sales)	0.0049*** (0.0010)	0.0059*** (0.0008)
Fdiratio	0.0084*** (0.0026)	0.0083*** (0.0023)
log(Wage)	-0.0299*** (0.0107)	-0.0209** (0.0083)
Rec_ratio	-0.0159*** (0.0054)	-0.0137*** (0.0043)
log(Perrgdp)	0.0161*** (0.0029)	0.0135*** (0.0023)
log(Ecivr)	0.0003 (0.0009)	-0.0004 (0.0008)
log(Dist)	-0.0098*** (0.0018)	-0.0100*** (0.0016)
Observations	32037	32097
Group FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes
K-P LM stat.	31.29	42.05
K-P F stat.	3.887	5.235
Hansan-J test p-value	0.423	0.205

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为按企业聚类的稳健标准误。

具体结果如图3和图4所示,图中下方的横线表示没有使用进口中间品的企业样本中,雇佣结构对企业出口产品质量的促进作用。可以看出,雇佣结构的质量改进作用在使用进口中间投入的企业明显更强,并且随着进口中间品品质的上升,雇佣结构的质量改进作用会进一步增强。在图4中,我们发现当进口品价格超过30%分位数后,雇佣结构的作用会发生下降并趋于稳定,这可能是因为在价格中包含了无法观测的技术选择,昂贵的进口中间品除了可能是高质量的中间投入,也可能是关键性的技术引进,而且所处的生产环节也可能不同,这就对估计结果产生一定的噪音。

(二)雇佣结构—中间投入品质互补性证明:最优配比视角

在理论模型分析中,我们曾探讨在里昂惕夫条件下会存在一个最优的配置 $c^*=\lambda_i/\lambda_i^L$,我们据此构建进口中间品—雇佣结构配置 $C_ratio=Imt_{it-1}/[H/(H+M+L)_it+1]^{\otimes}$,通过引入 C_ratio 及其二次项,如果互补性确实成立,那么我们应该得到一条开口向下的抛物线,具体结果如表12所示,本文借鉴已有研究处理交互项内生变量的方法(Ding et al., 2018),以滞后3期的最低工资替代雇佣结构,构造新的工具变量。列(1)为基准结果,由于核心解释变量发生了改变,出于稳健性的考虑,我们同时也保留了稳健性检验的结果。列(2)仅保留了核心变量,列(3)剔除了北京和上海,列(4)仅保留了持续出口的企业,列(5)仅保留出口到发达国家的样本,列(6)剔除了出口产品质量上下5%的样本。估计结果显示,我们确实拟合出了开口向下的抛物线,这意味着存在最优的 C_ratio ,对出口产品质量产生最强的促进作用,这也再次从侧面证明了互补性。

其次,我们分别使用测算的进口中间品质量和标准化的进口中间品价格再次构造配置变量 C_ratio ,并进行回归,结果如表13所示。其中Panel A使用进口中间品质量构造配置变量,Panel B使用进口中间品价格构造配置变量,各列配置与表12相同,不再赘述。结果表明,在对企业中间投入品质进行替换后,我们依然可以得到类似的结果,即雇佣结构与企业中间品品质之间存在互补性,发挥“技能红利”,带动出口产品质量升级和出口竞争新优势培育,提升中间品供给能力是可行的有效举措。

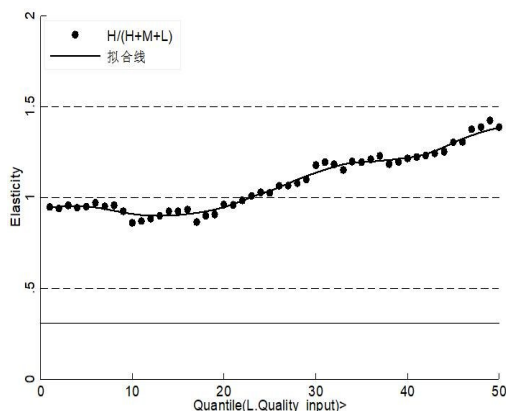


图3 β_1 随进口中间品质量变化图

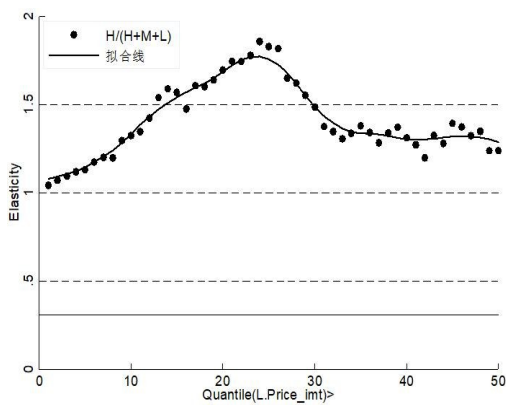


图4 β_1 随进口中间品价格变化图

最后,值得进一步说明的是,在上述分析中虽然可以看到雇

表12 中间品投入质量—雇佣结构配置与出口产品质量

被解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Quality$	Mis-match	basic	Excluding BJ & SH	Continuous	Developed Country	Winsorize
C_ratio	0.0292*** (0.0022)	0.0376*** (0.0022)	0.0290*** (0.0023)	0.0297*** (0.0035)	0.0291*** (0.0022)	0.0220*** (0.0018)
C_ratio^2	-0.0034*** (0.0005)	-0.0052*** (0.0006)	-0.0033*** (0.0006)	-0.0037*** (0.0008)	-0.0034*** (0.0005)	-0.0029*** (0.0004)
$\log(Subsidy)$	0.0005*** (0.0002)		0.0005** (0.0002)	0.0003 (0.0003)	0.0006*** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)
$\log(Sales)$	0.0103*** (0.0004)		0.0105*** (0.0004)	0.0127*** (0.0007)	0.0104*** (0.0004)	0.0066*** (0.0003)
$Fdiratio$	0.0039*** (0.0011)		0.0033*** (0.0012)	0.0056*** (0.0020)	0.0036*** (0.0011)	0.0024*** (0.0009)
$\log(Wage)$	0.0123*** (0.0008)		0.0124*** (0.0009)	0.0118*** (0.0015)	0.0126*** (0.0008)	0.0089*** (0.0007)
Rec_ratio	-0.0052*** (0.0015)		-0.0053*** (0.0021)	-0.0031 (0.0035)	-0.0060*** (0.0016)	-0.0039*** (0.0013)
$\log(Perrgdp)$	0.0032*** (0.0006)		0.0030*** (0.0006)	0.0046*** (0.0011)	0.0052*** (0.0008)	0.0019*** (0.0005)
$\log(Ecivr)$	-0.0025*** (0.0003)		-0.0026*** (0.0003)	-0.0027*** (0.0006)	-0.0027*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0003)
$\log(Dist)$	-0.0076*** (0.0010)		-0.0076*** (0.0010)	-0.0102*** (0.0017)	-0.0080*** (0.0010)	-0.0047*** (0.0008)
Observations	52702	53407	46976	17238	50083	47460
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Underidentification test p-value	0	0	0	0	0	0
K-P F stat.	73.12	75.78	74.30	33.56	72.66	118.4

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为按企业聚类的稳健标准误。

雇佣结构升级对出口产品质量的促进作用取决于企业中间投入品的质量,但雇佣结构升级的净效应总是正向的,这也进一步佐证了基准研究的结论。因此,诸如进口中间品占比明显下降等企业中间投入品质量的下降仅是抑制了雇佣结构对出口产品质量正向促进作用的发挥,在企业雇佣结构确实获得了显著改善的背景下,伴随样本期间内出口产品质量始终未能获得显著提升的事实,表明企业中间投入品质量滞后对雇佣结构的质量升级效应的削弱只能从投入品质量错配的角度部分地解释“出口产品质量变动之谜”。

七、结论与启示

基于中国高学历劳动力供给增长以及“贸易大国迈向贸易强国”进入攻坚期的现实背景,本文探讨了企业劳动投入质量与其出口产品质量关系这一重要问题,并在中国大学扩招背景下尝试从投入要素质量的角度对“质量变动之谜”的形成机制进行理论分析和实证检验。首先,从理论层面上,本文借鉴Hallak和Sivadasan(2013)的基本模型框架,基于Kugler和Verhoogen(2012)的质量构成结构细化,将劳动投入质量和出口产品质量联系起来,理论证明了投入品质量和雇佣结构质量互补性条件下企业的质量提升机制,并对现实所出现的“质量变动之谜”给予了理论解释。其次,在实证检验方面,本文利用了经济普查数据中提供的企业详细雇佣结构信息,以及相应的工业企业和海关匹配数据。为克服雇佣结构的潜在内生性,我们使用最低工资标准的滞后3期与滞后5期作为雇佣结构的工具变量。我们还构建了3种企业中间投入品质量指标,较为全面地考察了雇佣结构与出口产品质量之间的关系。最后,综合理论和实证的研究结果,我们发现:(1)雇佣结构升级正向促进了出口产品质量;(2)雇佣结构与进口中间品质量具有互补性,企业中间品质量越高,雇佣结构对出口产品质量的促进作用也越强;(3)雇佣结构升级对质量的提升作用受到了中间品质量下降的拖累,最终导致中国出口产品质量并没有发生显著地提升,即在中国大学扩招背景下形成了“质量变动之谜”。

基于本文的分析结论,我们发现,在企业雇佣结构升级的背景下,中间投入品质量提升的互补效应并没有得以及时发挥,正是这种错配造成了中国出口企业的“质量变动之谜”。因此,短期来看,降低高质量进口中间品的进入门槛,扩大高质量的中间品进口仍

表 13 中间品投入质量—雇佣结构配置与出口产品质量

被解释变量: lnQuality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mis-match	basic	Excluding BJ & SH	Continuous	Developed Country	Winsorize
Panel A: Quality _{imt}						
<i>C_ratio</i>	0.3588*** (0.0573)	0.4483*** (0.0569)	0.3881*** (0.0588)	0.3924*** (0.1006)	0.3459*** (0.0577)	0.3262*** (0.0479)
<i>C_ratio</i> ²	-0.2711*** (0.0551)	-0.3307*** (0.0546)	-0.2998*** (0.0566)	-0.2990*** (0.0960)	-0.2569*** (0.0554)	-0.2637*** (0.0460)
log(<i>Subsidy</i>)	0.0003 (0.0003)		0.0002 (0.0003)	-0.0001 (0.0004)	0.0003 (0.0003)	0.0003 (0.0002)
log(<i>Sales</i>)	0.0088*** (0.0005)		0.0091*** (0.0005)	0.0116*** (0.0008)	0.0088*** (0.0005)	0.0056*** (0.0004)
<i>Fdiratio</i>	0.0016 (0.0014)		0.0013 (0.0015)	0.0052** (0.0023)	0.0011 (0.0014)	0.0005 (0.0011)
log(<i>Wage</i>)	0.0154*** (0.0010)		0.0158*** (0.0011)	0.0148*** (0.0017)	0.0155*** (0.0011)	0.0109*** (0.0009)
<i>Rec_ratio</i>	-0.0072*** (0.0017)		-0.0081*** (0.0026)	-0.0007 (0.0048)	-0.0074*** (0.0018)	-0.0057*** (0.0013)
log(<i>Perrgdp</i>)	0.0055*** (0.0009)		0.0051*** (0.0009)	0.0067*** (0.0015)	0.0077*** (0.0012)	0.0033*** (0.0007)
log(<i>Ecvr</i>)	-0.0025*** (0.0004)		-0.0027*** (0.0005)	-0.0021*** (0.0008)	-0.0027*** (0.0005)	-0.0020*** (0.0004)
log(<i>Dist</i>)	-0.0094*** (0.0012)		-0.0094*** (0.0013)	-0.0106*** (0.0021)	-0.0098*** (0.0013)	-0.0066*** (0.0010)
Observations	33,300	33,715	28,451	12,239	32,345	29,878
R-squared	0.2142	0.1859	0.2177	0.2513	0.2166	0.2009
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P F stat.	380.8	388.4	362	144.2	376.7	350.8
Panel B: Price _{imt}						
<i>C_ratio</i>	0.1942*** (0.0183)	0.2424*** (0.0181)	0.1989*** (0.0196)	0.1717*** (0.0327)	0.1941*** (0.0190)	0.1363*** (0.0142)
<i>C_ratio</i> ²	-0.2444*** (0.0333)	-0.3064*** (0.0328)	-0.2511*** (0.0349)	-0.1930*** (0.0687)	-0.2409*** (0.0355)	-0.1832*** (0.0247)
log(<i>Subsidy</i>)	0.0002 (0.0003)		0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0004)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0002)
log(<i>Sales</i>)	0.0097*** (0.0005)		0.0099*** (0.0005)	0.0126*** (0.0008)	0.0097*** (0.0005)	0.0061*** (0.0004)
<i>Fdiratio</i>	0.0057*** (0.0014)		0.0054*** (0.0015)	0.0096*** (0.0023)	0.0052*** (0.0014)	0.0033*** (0.0011)
log(<i>Wage</i>)	0.0147*** (0.0010)		0.0154*** (0.0011)	0.0140*** (0.0017)	0.0148*** (0.0011)	0.0106*** (0.0008)
<i>Rec_ratio</i>	-0.0071*** (0.0017)		-0.0082*** (0.0026)	-0.0000 (0.0047)	-0.0073*** (0.0018)	-0.0055*** (0.0014)
log(<i>Perrgdp</i>)	0.0059*** (0.0009)		0.0056*** (0.0009)	0.0077*** (0.0015)	0.0081*** (0.0012)	0.0035*** (0.0007)
log(<i>Ecvr</i>)	-0.0025*** (0.0004)		-0.0027*** (0.0005)	-0.0020*** (0.0008)	-0.0026*** (0.0005)	-0.0020*** (0.0004)
log(<i>Dist</i>)	-0.0100*** (0.0012)		-0.0100*** (0.0013)	-0.0110*** (0.0021)	-0.0104*** (0.0013)	-0.0070*** (0.0010)
Observations	33363	33779	28507	12257	32404	29927
R-squared	0.2170	0.1880	0.2210	0.2545	0.2189	0.2066
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P F stat.	26.07	26.28	25.53	26.55	21.85	23.47

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%置信水平下显著,括号内为按企业聚类的稳健标准误。

然是实现我国出口产品质量提升的一条捷径,这也可以更好地发挥大学扩招以来企业积累的人力资本作用,匹配我国经济增长进入中速换挡期的大背景,将增长的重心转移到“质”的层面上来。

本文的分析结论还反映出,中国进口中间品占比下降造成中间投入品质量下降,这会与中国雇佣结构升级形成错配,因此,随着进口替代的推进,提升中国本土中间投入品的质量迫在眉睫。事实上,推动本国中间品生产企业的自主创新应是我们的长期策略,本文提到的错配现象可能更多地发生在进口替代的初期,从长期的角度来看,一味依赖进口中间品的高质量可能无助于我国出口产品质量的根本提升,国内实现中间品替代才是“核心竞争力”关键所在。因此,应着力培养重点行业的龙头示范性企业,从价值链的角度,鼓励我国核心企业升级整体供应——生产体系。从某种意义上说,实现本国中间品对进口中间品的等质替代是我国达成外贸转型整体战略目标的根本之策。

(作者单位:刘啟仁,广州大学经济与统计学院;铁瑛,上海对外经贸大学国际经贸研究所。责任编辑:李逸飞)

注释

①大量文献也指出了投入质量与最终产品质量存在正相关关系(Kugler & Verhoogen, 2012; Bas & Strauss-Kahn, 2015; 李秀芳、施炳展, 2016; 许家云等, 2017; 刘海洋等, 2017)。

②在统计中,超过50%的企业没有对工程师数量进行统计。

③例如职称评定有明确的时间年限要求,因此,单单从职称角度上来说可能无法精确反映企业雇员的技能状况。此外,这也大大弱化了工具变量的解释力。

④Brambilla和Porto(2016)也进行了类似的设定,虽然他们出于简洁性考虑将固定成本部分标准化了。

⑤虽然很多文献均指出企业在质量和成本间存在权衡(tradeoff),如Baldwin和Harrigan(2011)、Johnson(2012)、Crozet等(2012)等,但对于 β 的取值并没有一个公认的范围,如Crozet等(2012)只是设定为大于0, Brambilla和Porto(2016)则设定为大于1(即边际成本关于质量二阶导大于0),但我们查阅了相关文献,发现大多数文献仍将 β 设定为在0到1之间,并且出于凹性需要,我们沿用了Hallak和Sivadasan(2013)的这一设定。

⑥Hallak和Sivadasan(2013)中将其定义为“企业支付低固定成本进行高质量产品生产的能力”,Johnson(2012)中也提出了企业能力(Ability)这一类似的概念。

⑦关于 α 的设定主要是为了保证均衡求解时最大值的存在。

⑧Augier等(2013)利用西班牙的企业数据以及Foster-McGregor等(2016)基于撒哈拉地区的企业数据均可为此提供经验依据。

⑨具体证明过程可参见附录。

⑩汪建新等(2015)、施炳展和张雅睿(2016)均从不同侧面说明进口中间品质量更高,且加工贸易企业的出口产品质量更好。

⑪剔除企业名称中包含“进出口”、“进口”、“出口”、“贸易”、“外经”、“外贸”等字样的样本。

⑫施炳展和邵文波(2014)选用国内价格作为工具变量来减缓这一内生性问题。

⑬类似的处理也可参见樊海潮和郭光远(2015)、Tang和Zhang(2012)。其中樊海潮和郭光远(2015)对这一做法进行了比较详细的说明。

⑭测算方程的构建与说明,更具体的可以参见Khandelwal等(2013)。

⑮一个企业的出口产品可能不止一种,不同产品之间测算的质量无法直接简单加总。

⑯类似的做法还可参见施炳展(2013)、张明志和铁瑛(2016)。

⑰如樊海潮和郭光远(2015)用平均工资作为人力资本的代理变量来表示劳动投入质量。

⑱我们在此没有选择按照受教育年限加总的方式,是因为Verhoogen(2008)、许和连和王海成(2016)均认为高技能劳动力所发挥的作用并非可通过更多的低技能劳动力来简单实现替代,这就导致按照受教育年限加总可能会对企业的技能雇佣情况做出错误地判断。

⑲Kugler和Verhoogen(2012)借用这一名称,本质上类似于劳动生产率,所刻画的是企业将中间品质量融入最终品质量的能力;而在Hallak和Sivadasan(2013)中则明确区分了劳动生产率与企业能力,并界定企业能力为企业“支付低的固定成本获得高质量产品的能力”。

⑳这些变量在研究出口产品质量也常被用于解释变量,国内的研究如施炳展(2013)、施炳展和邵文波(2014)、樊海潮和郭光远(2015)、许和连和王海成(2016)及张明志和铁瑛(2016)等。

㉑在本文的样本区间内,最低工资的调整具有偶然性,如马双和邱光前(2016)的说明,最低工资的调整在2006年后开始变得频繁,而在2011年后,依据《促进就业规划(2011~2015年)》才有了每年度明确的增长幅度目标。

㉒如张杰等(2011)、Fisman和Svensson(2007)均表明宏观变量引入微观层面的问题不会有严重的反向因果问题。

㉓在具体实证中,我们证实了滞后一期是不合适的,这也再次佐证了上文中关于外生性的判断;同时偶数期滞后也或者造成弱工具变量,或者成为冗余工具变量,佐证了笔者对于滞后期的判断。

㉔本文此处没有同时汇报了Sargan检验与Hansen检验的结果,因为在过度拟合检验上,二者可能存在一定的冲突。一般来说, Sargan检验用于同方差,而Hansen检验用于异方差; Sargan检验不稳健,但效力不会随着工具变量的增多而下降, Hansen检验稳健,但效力会随工具变量增多而下降。由于工具变量个数较少,且短面板下异方差问题较为严重,下文出于简洁,仅汇报Hansen检验的结果,如无特别说明,即表明Sargan检验与Hansen检验结果没有大的差异。

⑤由于本文所使用数据是一个时间跨度仅有两年的面板,因此如果要估计固定效应可能导致估计自由度严重不足,从而仅汇报了面板随机效应的估计结果。

⑥我们也使用了滞后5期最低工资标准作为基底,以及滞后3期与5期联合作为基底,结果基本一致,出于简洁,我们仅汇报了滞后3期作为基底的结果。

⑦我们也检验了滞后2期的最低工资标准,结果与滞后1期基本相同,出于简洁性,结果不再列出,备案。

⑧可以看到样本量出现了较大幅度减少。

⑨之所以没有选择按照行业进行分类是因为中国普遍存在的劳动报酬负向扭曲(Hsieh & Klenow, 2009),这会扭曲企业的投入选择,更多选取价格相对更低的劳动。并且,鉴于我国不平衡的人口分布与人口流动(邹湘江, 2011),区域间劳动力供给差异明显。因此,同一行业的企业会因所处区域不同而在投入结构上出现差异,从而,我们选择按照企业的投入结构区分辅以行业固定效应,充分体现企业间的异质性差异。

⑩借鉴Ding等(2018)构造内生变量交互项工具变量的方法,以滞后3期和5期的最低工资与进口中间品占比的交互项作为雇佣结构和进口中间品交互项的工具变量。下文交互项工具变量如无特别说明,均以类似方法构造。

⑪值得说明的是,表11中出现了弱工具变量问题,其原因很可能在于交互项所反映的是雇佣结构影响在不同组之间的差异性,最低工资固然可以对雇佣结构进行很好的解释,但对于其影响的差异性即便进行相同的交互也可能无法很好的刻画。值得庆幸的是,从Hansen检验的结果来看,本文的工具变量仍然是外生的,而弱工具变量所带来的挑战主要是扭曲了显著性水平,原本应当显著的变量可能会因弱工具变量而不显著。从估计结果来看,我们的核心解释变量仍然保持了显著,这也可以稍稍缓解我们对于弱工具变量的担忧。

⑫分母加1一方面是因为有近50%的企业没有雇佣本科以上学历劳动力,此时就导致分母为0,进而造成样本的损失,另一方面这也可以限制数据的离散程度,降低极端值的影响。

参考文献

- (1)蔡昉:《人口转变,人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》,2010年第4期。
- (2)戴觅、徐建炜、施炳展:《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》,《管理世界》,2013年第11期。
- (3)樊海潮、郭光远:《出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》,2015年第2期。
- (4)韩会朝、徐康宁:《中国产品出口“质量门槛”假说及其检验》,《中国工业经济》,2014年第4期。
- (5)李兵、任远:《人口结构是怎样影响经常账户不平衡的?——以第二次世界大战为工具变量的经验证据》,《经济研究》,2015年第10期。
- (6)李坤望、蒋为、宋立刚:《中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释》,《中国社会科学》,2014年第3期。
- (7)李坤望、王有鑫:《FDI促进了中国出口产品质量升级吗?——基于动态面板系统GMM方法的研究》,《世界经济研究》,2013年第5期。
- (8)李小平、周记顺、卢现祥、胡久凯:《出口的“质”影响了出口的“量”吗?》,《经济研究》,2015年第8期。
- (9)李秀芳、施炳展:《补贴是否提升了企业出口产品质量?》,《中南财经政法大学学报》,2013年第4期。
- (10)李秀芳、施炳展:《中间品进口多元化与中国企业出口产品质量》,《国际贸易问题》,2016年第3期。
- (11)刘海洋、林令涛、高璐:《进口中间品与出口产品质量升级——来自微观企业的证据》,《国际贸易问题》,2017年第2期。
- (12)马述忠、吴国杰:《中间品进口、贸易类型与企业出口产品质量——基于中国企业微观数据的研究》,《数量经济技术经济研究》,2016年第11期。
- (13)马双、邱光前:《最低工资对中国劳动密集型出口产品价格的影响》,《世界经济》,2016年第11期。
- (14)马双、张劼、朱喜:《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》,2012年第5期。
- (15)施炳展:《企业异质性,地理距离与中国出口产品价格的空间分布》,《南方经济》,2011年第2期。
- (16)施炳展、邵文波:《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》,《管理世界》,2014年第9期。
- (17)施炳展、王有鑫、李坤望:《中国出口产品品质测度及其决定因素》,《世界经济》,2013年第9期。
- (18)施炳展、张雅睿:《贸易自由化与中国企业进口中间品质量升级》,《数量经济技术经济研究》,2016年第9期。
- (19)施炳展:《中国企业出口产品质量异质性:测度与事实》,《经济学(季刊)》,2013年第4期。
- (20)孙楚仁、田国强、章韬:《最低工资标准与中国企业的出口行为》,《经济研究》,2013年第2期。
- (21)孙楚仁、张卡、章韬:《最低工资一定会减少企业的出口吗?》,《世界经济》,2013年第8期。
- (22)田巍、余森杰:《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》,《管理世界》,2013年第1期。
- (23)铁瑛、刘启仁:《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》,《金融研究》,2018年第1期。
- (24)铁瑛、张明志、陈榕景:《人口结构转型、人口红利演进与出口增长——来自中国城市层面的经验证据》,《经济研究》,2019年第5期。
- (25)汪建新、贾圆圆、黄鹏:《国际生产分割、中间投入品进口和出口产品质量》,《财经研究》,2015年第4期。
- (26)王雅琦、戴觅、徐建炜:《汇率、产品质量与出口价格》,《世界经济》,2015年第5期。
- (27)许和连、王海成:《最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究》,《世界经济》,2016年第7期。
- (28)许家云、毛其淋、胡鞍钢:《中间品进口与企业出口产品质量升级:来自中国的证据》,《世界经济》,2017年第3期。
- (29)杨汝岱:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》,2015年第2期。
- (30)余娟娟、余东升:《政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度》,《财经研究》,2018年第3期。
- (31)张杰、翟福昕、周晓艳:《政府补贴、市场竞争与出口产品质量》,《数量经济技术经济研究》,2015年第4期。
- (32)张杰、郑文平、翟福昕:《中国出口产品质量得到提升了么?》,《经济研究》,2014年第10期。

- (33)张杰、周晓艳、李勇:《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》,2011年第8期。
- (34)张明志、铁瑛:《工资上升对中国企业出口产品质量的影响研究》,《经济学动态》,2016年第9期。
- (35)邹湘江:《基于“六普”数据的我国人口流动与分布分析》,《人口与经济》,2011年第6期。
- (36)Acemoglu, D. and J. Pischke, 1999, “The Structure of Wages and Investment in General Training”, *Journal of Political Economy*, Vol.107, No.3, pp.539~572.
- (37)Acemoglu, D. and J. Pischke, 2003, “Minimum Wages and On-the-Job Training”, *Worker Well-Being and Public Policy*, Emerald Group Publishing Limited.
- (38)Álvarez, R. and S. Claro, 2007, “The China Phenomenon: Price, Quality or Variety?”, Working Papers of the Central Bank of Chile.
- (39)Amiti, M. and A. Khandelwal, 2013, “Import Competition and Quality Upgrading”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.95, No.2, pp.476~490.
- (40)Auer, R., T. Chaney and P. Sauré, 2014, “Quality Pricing-to-Market”, CEPR Discussing Paper.
- (41)Augier, P., O. Cadot and M. Dovis, 2013, “Imports and TFP at the Firm Level: the Role of Absorptive Capacity”, *Canadian Journal of Economics*, Vol.46, No.3, pp.956~981.
- (42)Baldwin, R. and J. Harrigan, 2011, “Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence”, *American Economic Journal: Microeconomics*, Vol.3, No.2, pp.60~88.
- (43)Bas, M., and V. Strauss-Kahn, 2015, “Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading”, *Journal of International Economics*, Vol.95, No.2, pp.250~262.
- (44)Bastos, P. and J. Silva, 2010, “The Quality of a Firm’s Exports: Where You Export to Matters”, *Journal of International Economics*, Vol.82, No.2, pp.99~111.
- (45)Bastos, P., J. Silva, and E. Verhoogen, 2018, “Export Destinations and Input Prices”, *American Economic Review*, Vol.108, No.2, pp.353~392.
- (46)Brambilla, I., D. Lederman and G. Porto, 2012, “Exports, Export Destinations, and Skills”, *American Economic Review*, Vol.102, No.7, pp.3406~3438.
- (47)Brambilla, I. and G. Porto, 2016, “High-income Export Destinations, Quality and Wages”, *Journal of International Economics*, Vol.98, pp.21~35.
- (48)Brecher, R., 1974, “Minimum Wage Rates and the Pure Theory of International Trade”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.88, No.1, pp.98~116.
- (49)Brecher, R., 1974, “Optimal Commercial Policy for a Minimum-wage Economy”, *Journal of International Economics*, Vol.4, No.2, pp.139~149.
- (50)Broda, C., J. Greenfield and D. Weinstein, 2006, “From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth”, NBER Working Paper, No.12512.
- (51)Cai, H. and Q. Liu, 2009, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *The Economic Journal*, Vol.119, No.537, pp.764~795.
- (52)Che, Y. and L. Zhang, 2018, “Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China’s Higher Education Expansion in the Late 1990s”, *The Economic Journal*, Vol.128, No.614, pp.2282~2320.
- (53)Crozet, M., K. Head and T. Mayer, 2012, “Quality Sorting and Trade: Firm Level Evidence for French Wine”, *Review of Economic Studies*, Vol.79, No.2, pp.609~644.
- (54)Ding, H., Fan, H. and Lin, S., 2018, “Connect to Trade”, *Journal of International Economics*, Vol.110, pp.50~62.
- (55)Dixit, A., and J. Stiglitz, 1977, “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity”, *American Economic Review*, Vol.67, No.3, pp.297~308.
- (56)Egger, H., P. Egger and J. Markusen, 2012, “International Welfare and Employment Linkages Arising from Minimum Wages”, *International Economic Review*, Vol.53, No.3, pp.771~790.
- (57)Fan, H., Y. Li and S. Yeaple, 2015, “Trade Liberalization, Quality, and Export Prices”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.97, No.5, pp.1033~1051.
- (58)Feng, L., Z. Li and D. Swenson, 2016, “The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms”, *Journal of International Economics*, Vol.101, pp.86~101.
- (59)Fisman, R. and J. Svensson, 2007, “Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence”, *Journal of Development Economics*, Vol.83, No.1, pp.63~75.
- (60)Foster-McGregor, N., A. Isaksson and F. Kaulich, 2016, “Importing, Productivity and Absorptive Capacity in Sub-Saharan African Manufacturing and Services Firms”, *Open Economies Review*, Vol.27, No.1, pp.87~117.
- (61)Gan, L., M. Hernandez and S. Ma, 2016, “The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms’ Export Behavior”, *Journal of International Economics*, Vol.100, pp.81~94.
- (62)Hallak, J. and J. Sivadasan, 2013, “Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia”, *Journal of International Economics*, Vol.91, No.1, pp.53~67.
- (63)Hallak, J., 2006, “Product Quality and the Direction of Trade”, *Journal of International Economics*, Vol.68, No.1, pp.238~265.
- (64)Heckman, J., 2005, “China’s Human Capital Investment”, *China Economic Review*, Vol.16, No.1, pp.50~70.

(65) Hijzen, A., H. Görg and R. Hine, 2005, "International Outsourcing and the Skill Structure of Labor Demand in the United Kingdom", *The Economic Journal*, Vol.115, No.506, pp.860~878.

(66) Hsieh, C. and P. Klenow, 2009, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.124, No.4, pp.1403~1448.

(67) Hummels, D. and P. Klenow, 2005, "The Variety and Quality of A Nation's Exports", *American Economic Review*, Vol.95, No.3, pp.704~723.

(68) Johnson, R., 2012, "Trade and Prices with Heterogeneous Firms", *Journal of International Economics*, Vol.86, No.1, pp.43~56.

(69) Kaiser, B., M. Siegenthaler, 2016, "The Skill-biased Effects of Exchange Rate Fluctuations", *The Economic Journal*, Vol.126, No.592, pp.756~780.

(70) Kee, H. and H. Tang, 2016, "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China", *American Economic Review*, Vol.106, No.6, pp.1402~1436.

(71) Khandelwal, A., P. Schott and S. Wei, 2013, "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters", *American Economic Review*, Vol.103, No.6, pp.2169~2195.

(72) Kugler, M. and E. Verhoogen, 2012, "Prices, Plant Size, and Product Quality", *The Review of Economic Studies*, Vol.79, No.1, pp.307~339.

(73) Ma, Y. and F. Dei, 2009, "Product Quality, Wage Inequality and Trade Liberalization", *Review of International Economics*, Vol.17, No.2, pp.244~260.

(74) Melitz, M. and S. Redding, 2014, "Heterogeneous Firms and Trade", *Handbook of International Economics*, Vol.4, pp.1~54.

(75) Melitz, M., 2003, "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, Vol.71, No.6, pp.1695~1725.

(76) Miguel, E., S. Satyanath and E. Sergenti, 2004, "Economic Shocks and Civil Conflict: An Instrumental Variables Approach", *Journal of Political Economy*, Vol.112, No.4, pp.725~753.

(77) Nunn, N. and L. Wantchekon, 2011, "The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa", *American Economic Review*, Vol.101, No.7, pp.3221~3252.

(78) Schott, P., 2004, "Across-Product Versus Within-Product Specialization in International Trade", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.119, No.2, pp.647~678.

(79) Shin, I. and H. Kim, 2010, "The Effect of Subsidy Policies on the Product Quality Improvement", *Economic Modelling*, Vol.27, No.3, pp.687~696.

(80) Tang, H. and Y. Zhang, 2012, "Quality Differentiation and Trade Intermediation", Available at SSRN.

(81) Upward, R., Z. Wang and J. Zheng, 2013, "Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports", *Journal of Comparative Economics*, Vol.41, No.2, pp.527~543.

(82) Verhoogen, E., 2008, "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.123, No.2, pp.489~530.

(83) Voigtlaender, N. and D. Saravia, 2015, "Imported Inputs, Quality Complementarity and Skill Demand", *Meeting Papers. Society for Economic Dynamics*.

(84) Xiao, X. and B. Xiang, 2009, "The Impact of Minimum Wage Policy on Wages and Employment in China", Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering, 2009 International Conference on. IEEE.

附录

一般性情况的证明

将有效配置下的初始值与按有效比例的变动值代入 λ_i' 的表达式, 可得,

$$\lambda_i' = ((\bar{\lambda}_i^t - |\Delta\lambda_i^t|)^\gamma + (\bar{\lambda}_i^t + |\Delta\lambda_i^t|)^\gamma)^{1/\gamma} \quad (A1)$$

由于 $\gamma < 0$, 对于相同的幂函数 x^γ , 在定义域 $(0, +\infty)$ 上均有一阶导小于 0, 而二阶导

大于 0, 表现为加速递减。从而在同样的初始值条件下, 存在以下不等式,

$$|(\bar{\lambda}_i^t + |\Delta\lambda_i^t|)^\gamma - \bar{\lambda}_i^t| > |(\bar{\lambda}_i^t - |\Delta\lambda_i^t|)^\gamma - \bar{\lambda}_i^t| \quad (A2)$$

去掉绝对值, 可得,

$$\lambda_i'^\gamma = (\bar{\lambda}_i^t - |\Delta\lambda_i^t|)^\gamma + (\bar{\lambda}_i^t + |\Delta\lambda_i^t|)^\gamma > 2\bar{\lambda}_i^t{}^\gamma = \bar{\lambda}_i^t{}^\gamma + c\bar{\lambda}_i^t{}^\gamma = \bar{\lambda}_i^t{}^\gamma \quad (A3)$$

附表 A1 中国出口产品质量与雇佣结构的对比性统计描述

变量名	2004年	2008年	K-S 检验
本科以上学历雇员占比	0.043 (0.083)	0.056 (0.099)	0.100***
大专以上学历雇员占比	0.122 (0.151)	0.156 (0.173)	0.123***
高级工程师占比	0.271 (0.292)	0.292 (0.288)	0.058***
出口产品质量	0.577 (0.109)	0.560 (0.108)	0.061***
企业进口强度	0.282 (0.650)	0.160 (0.420)	0.130***
加工贸易占比	0.331 (0.424)	0.260 (0.400)	0.097***

注: 括号内为标准差, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 置信水平下显著, 高级工程师占比是指该企业高级工程师人数占其雇佣的工程师总人数的比例, 数据来源于 2004 年和 2008 年中国经济普查数据库, 指标经作者计算得到。

Employment Structure, Intermediate Inputs and China's "Mystery of Changes in Export Product Quality"

Liu Qiren^a and Tie Ying^b

(a.School of Economics and Statistics, Guangzhou University; b.Institute of International Business, Shanghai University of International Business and Economics)

Summary: Since joining the WTO, China's international trade has developed rapidly, and its total trade volume has ranked first in the world for many years. However, the export product quality is generally low and it has not been significantly improved for a long time, which has formed China's "Mystery of Changes in Export Product Quality". Among the many factors that affect the production of high-quality products, skilled labor plays a key role, and it cannot be simply replaced by increasing the number of unskilled labor. To this end, in 1999, the Ministry of Education issued the "Action Plan for the Revitalization of Education in 21st Century", which began a nationwide education reform policy of increasing enrollment. Therefore, the proportion of highly educated workers in the labor market should have become larger and larger. According to the detailed employment data in the 2004 and 2008 Economic Census, the proportion of employees with a bachelor's degree or above was 4.3% in 2004, and it increased to 5.6% in 2008 and the proportion of employees with a college degree or above has increased significantly (12.2% to 15.6%). The employment structure of firms has been significantly optimized and upgraded. Therefore, against the background of the rising quality of labors as measured by the level of education, has China's export product quality improved significantly? Contrary to expectations, China's export product quality did not improve significantly during this period.

What factors inhibit the positive effect of the quality of labor input on the export product quality? Considering the coordination among various production factors, this paper attempts to explore the reasons from the changes in the intermediate input factors during the same period. If there is a complementary coordination relationship between labor input and intermediate product input, when the quality of intermediate input is not matched with the quality improvement of labor input, the product quality may still not be significantly improved.

Based on the above analysis, we urgently need to study the specific mechanism of the employment structure affecting product quality, and provide policy references for how to use the increase in the supply of highly educated labor to promote the product quality. Therefore, this article introduces the heterogeneous "employment structure" into the quality determination framework, explores the relationship between labor input and export product quality, and attempts to combine the complementarity of the skill input and the intermediate inputs quality to explain the "mystery". The results show that: (1) the employment structure upgrade has a positive effect on the export product quality; (2) the employment structure and the intermediate input quality are complementary, and the higher the quality of intermediate input, the stronger the promotion effect of the employment structure; (3) The "Mystery" of export products observed in practice is partly due to the large decrease in the proportion of imported intermediate products. The decline in intermediate product quality has dragged down the promoting effect of employment structure upgrade.

To sum up, this paper may contribute to the existing literature in the following aspects: First, this paper finds and illustrates China's "Mystery of Changes in Export Product Quality" from the perspective of labor input. The essence has been analyzed, and the complementarity between intermediate input and labor input has been proved. The cause of the "Mystery" has been theoretically described and empirically verified; Secondly, in terms of empirical research, we introduced the minimum wage as an instrumental variable of the employment structure, which overcomes the endogenous of the employment structure changing and proves the causality between employment structure and export product quality.

Keywords: employment structure; intermediate inputs; export product quality

JEL Classification: F10, F16