



Working Paper No.201905

May 25,2019

崔晓敏: cuixiaomin@cass.org.cn

余淼杰: mjyu@nsd.pku.edu.cn

袁东: alfredyuan123@foxmail.com

最低工资和出口的国内附加值

——来自中国企业的证据^①

摘要: 本文从理论和实证层面讨论了最低工资上涨对中国出口企业国内附加值比的影响及其作用机制。理论模型指出最低工资通过要素替代和成本加成两个渠道影响企业出口的国内附加值。前者意味着当部分劳动力成本上涨时,企业可用其他生产要素进行替代,但替代的有效性取决于企业对低技术劳动力的依赖程度;后者则表明最低工资将改变企业的定价决策,进而促使其调整出口的国内附加值比率。本文基于 2000-2007 年中国企业层面微观数据,利用实证方法验证了理论预期,并发现:(1) 最低工资上涨对加工贸易企业、低生产率企业和低资本劳动比企业的负向影响显著小于其他企业;(2) 最低工资上涨使得出口企业的成本加成率下降,进而导致其出口的国内附加值比重降低。

关键词: 最低工资 国内附加值 要素替代 成本加成

^① 崔晓敏,中国社会科学院世界经济与政治研究所,电子邮箱: cuixiaomin@cass.org.cn; 余淼杰(通讯作者),北京大学国家发展研究院,北京市海淀区颐和园路5号北京大学国家发展研究院,100871,电子邮箱: mjyu@nsd.pku.edu.cn; 袁东,天弘基金管理有限公司,电子邮箱: alfredyuan123@foxmail.com。作者感谢国家杰出青年基金(71625007)、国家自然科学基金面上项目(71573006)以及教育部人文社会科学重点研究基地(15JJD780001)的资助,感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。当然,文责自负。本文已发表于《世界经济》,2018年12月。



一、引言

二十世纪九十年代以来，随着科技的进步和贸易自由化的逐步推进，全球化生产分工日渐盛行。发达国家在发展中国家设厂生产以充分利用其在劳动等生产要素上的比较优势，而发展中国家也可通过为外国企业代工，增加就业并促进经济增长。这导致了跨国公司和加工贸易的兴起。2000-2009年，加工贸易占据中国对外贸易的半壁江山，为中国提供了大量的就业机会，并带动了中国的经济增长。然而，生产的全球化使得传统的贸易总量指标难以确切地体现各国在全球贸易中的真实贡献。如果以传统指标来衡量中国的贸易情况，则毫无疑问地将夸大中国出口企业的贡献度（李昕和徐滇庆，2013）。因此，一些文献提出用出口的国内附加值来衡量各国的真实贸易情况，并发现2000至2007年中国一般贸易的国内附加值比重逐步下降，而加工贸易的国内附加值比重显著提升（Kee和Tang，2016；Koopman等，2012，2014）。

如何提升出口的国内附加值，促进出口产品从低附加值、低质量向高附加值、高质量产品转变，是中国当前经济发展和文献研究的重点问题。本文讨论了最低工资上涨对中国企业出口的国内附加值的影响及其作用机制。最低工资作为一项重要的劳动力市场管制措施，对企业的出口表现将产生明显影响。由图1，2000-2007年中国最低工资的平均水平翻了约一番，与此同时加工贸易企业的国内附加值比重显著提升，而一般贸易企业的国内附加值比重则出现小幅下降。本文的研究指出最低工资通过要素替代和成本加成两个渠道对出口企业的国内附加值产生影响。前者意味着最低工资对出口企业的影响取决于他们对低技术劳动力的依赖程度——当非技术工人的可替代性较低时，最低工资上涨可能促使企业出口的国内附加值比重被动提升。后者则表明最低工资将改变企业的定价决策，进而促使其调整出口的国内附加值比率。

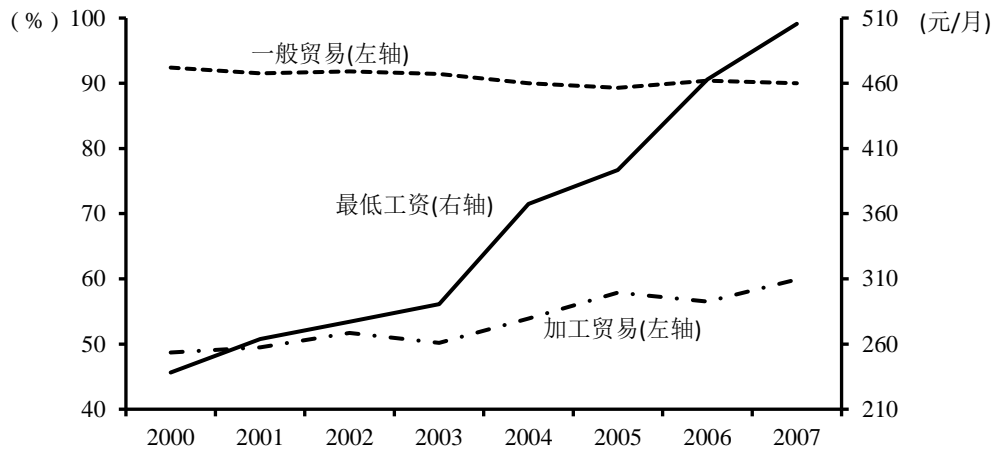


图 1 最低工资和出口的国内附加值比（2000-2007 年）

数据来源：出口的国内附加值比数据来自于 Kee 和 Tang（2016），最低工资数据来自于作者基于政府公告和劳动法宝网的整理。

本文的研究主要和国内附加值和最低工资的经济影响两方面文献相关。

有关国内附加值比的研究可分为两类。第一，理论讨论。Feenstra 和 Hanson（1997）提出的外包理论指出发达国家将一部分劳动密集型的中间投入品外包到发展中国家进行生产。随后，Yi（2003）在动态李嘉图贸易模型的框架下讨论了垂直专业化对二战以来全球贸易增长的重要意义。近期，Grossman 和 Rossi-Hansberg（2008，2012）则将传统的外包理论进一步拓展到服务外包的层面。第二，国内附加值核算。Hummels 等（2001）提出用投入产出表核算出口的垂直专业化程度，这里垂直专业化和国内附加值被看作出口的两个主要部分。Johnson 和 Noguera（2012）进一步将这一方法拓展到双边贸易中国内附加值的核算上。然而，Koopman 等（2012，2014）认为 Hummels 等（2001）的方法将会显著高估那些加工贸易盛行国家出口的国内附加值。他们利用中国海关 HS-8 分位产品贸易信息，将中国的投入产出表进行了加工贸易和一般贸易的分解，并分别计算了这两种贸易方式下行业的国内附加值比情况。苏庆义（2016）进一步核算了中国各省出口的国内附加值。Kee 和 Tang（2016）则基于企业层面生产数据和产品层面贸易数据，提供了各个贸易企业出口国内附加值比的衡量方法。张杰等（2013）基于 Kee 和 Tang（2016）的方法，发现中国出口的国内附加值提升主要来自于民营企业 and 加工贸易企业，且对外直接投资是导致外资和加工贸易企业国内附加值比上升的重要因素。

关于最低工资的经济影响，文献中有诸多讨论（Brown 等，1982；Flinn，2006；Egger 等，2012；马



双等，2012；Stewart，2004；等）。一部分文章强调最低工资上涨对低收入群体（如青少年、女性和年轻人）就业的负向影响（Deere 等，1995；Neumark 和 Wascher，1992）；另一部分研究则指出最低工资对经济发展不存在显著的负向影响，甚至还有边际上的正向作用（Cahuc 和 Michel，1996；Card，1992；Rebitzer 和 Taylor，1995）。随着中国企业层面微观数据的逐步可得，一些文献开始关注最低工资对中国经济发展的影响，如马双和甘犁（2014）、孙楚仁等（2013）和赵瑞丽等（2018），但关于最低工资和国际贸易的分析并不是很多。早期，Brecher（1974）在赫克歇尔-俄林模型的框架下讨论了最低工资对行业间贸易的影响，并认为当最低工资产生约束时赫克歇尔-俄林模型的经典结论可能不再成立。近期，Gan 等（2016）利用中国企业层面数据，研究了最低工资对中国企业出口行为的影响，并发现最低工资上涨 10%，则企业出口的概率平均下降 0.9 个百分点，出口销售额下降 0.9%。

本文构建了最低工资影响企业出口国内附加值比的理论模型，清楚地显示了最低工资通过要素替代效应和成本加成效应影响出口的国内附加值比重，填补了文献研究的缺失。本文还基于 2000-2007 年中国企业层面微观数据，创新性地利用实证方法识别了这两条影响渠道，验证了理论预期。本文利用 Kee 和 Tang（2016）的方法度量了中国出口企业的国内附加值比，通过实证分析发现：（1）最低工资对加工贸易企业、低生产率企业和低资本劳动比企业的负向影响显著小于其他企业；（2）最低工资上涨使得出口企业定价高于边际成本的比率下降，进而导致其出口的国内附加值比重降低。

本文行文结构如下：第二部分提供一个简化的理论框架以指导实证分析；第三部分介绍实证策略、关键变量的构造和数据；第四部分进行实证分析——展示基准回归结果和稳健性检验，探讨最低工资影响出口的国内附加值比的具体机制，并利用工具变量方法解决可能存在的内生性问题；第五部分总结全文。

二、理论框架

本节将基于异质性企业模型来刻画最低工资和出口企业国内附加值之间的关系。为使得理论公式的表述更加简洁，一般情况下本节将略去时间下标 t 。



（一）需求

假设有代表性消费者对异质性产品的需求由超对数支出函数表示，

$$\ln E = \ln U + a + \frac{1}{N} \int_{i \in \Delta} \ln p_i \, di + \frac{\gamma}{2N} \int_{i \in \Delta} \int_{j \in \Delta} \ln p_i (\ln p_j - \ln p_i) \, dj \, di \quad (1)$$

其中 E 表示代表性消费者为实现效用 U 所需支付的最低支出。 N 表示异质性产品集合 Δ 中的产品种类。 p_i 为差异化产品 i 的价格。 α 衡量了支出中只随时间变化的部分。 γ ($\gamma > 0$) 衡量了不同产品间的替代程度， γ 越大替代程度越高。外国代表性消费者的偏好与本国类似，相应变量均以上标*加以区分。与常替代弹性需求函数相比，超对数支出函数的设定使得本文可以研究最低工资变动通过影响企业的定价策略，进而对出口企业国内附加值比的影响。这丰富了最低工资影响出口的国内附加值的渠道，也是本文的研究相对于其他附加值文献研究的贡献所在。

根据谢泼德引理，代表性消费者对异质性产品 i 的需求为：

$$q_i = \gamma \left(\ln \frac{\hat{p}}{p_i} \right) \frac{I}{p_i} \quad (2)$$

其中， $\hat{p} = e^{\frac{1}{N\gamma} \overline{\ln p}}$ ， $\overline{\ln p} = \frac{1}{N} \int_{j \in \Delta} \ln p_j \, dj$ 。 \hat{p} 是市场所能接受的以当地货币表示的最高价格。 I 为以本币表示的本国代表性消费者的总支出。

（二）供给

假设异质性企业利用劳动、资本和复合投入品，并在不变替代弹性（CES）生产技术下生产单一的最终产品。

$$y_i = \varphi_i [\alpha_l l^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + \alpha_h h^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + \alpha_m m^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}, \quad \alpha_l + \alpha_h + \alpha_m = 1 \quad (3)$$

其中 y_i 表示最终产品的数量， φ_i 表示全要素生产率。参考 Melitz (2003)，企业的生产率服从一个外生分布，在支付一个进入成本后得知。 l 、 h 和 m 则分别代表非技术工人、技术工人和复合中间品投入。式 (3) 通过引入非技术工人和技术工人来刻画工人生产效率的异质性。通常来说，非技术工人的工资受到最低



工资的影响较大，而技术工人往往不受最低工资的约束。 γ 反映了三类生产要素间的替代弹性^①。 α_l 、 α_h 、 α_m 反映了生产函数中非技术劳动、技术劳动以及中间品投入的密集度。值得一提的是，式（3）中没有讨论实物资本的作用，是因为在该简化模型中实物资本、人力资本和技术工人的影响机制相同。可以通过将 h 看作人力资本或实物资本来讨论其影响。复合中间品由国内（ m^D ）和进口（ m^I ）中间品通过 CES 函数复合而成。

$$m = \left[(m^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (m^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \quad (4)$$

其中 σ 反映了两类中间品间的替代弹性。

假设对单个企业而言，要素价格外生给定。除中间品外，其他要素不可跨国流动。给定目标产量，企业通过两个阶段最小化其生产成本。

首先，给定要素价格和目标产量，决定技术工人、非技术工人和复合中间品投入量。即

$$\min_{l, h, m} wl + qh + p^M m, \text{ s.t. } \varphi_i [\alpha_l l^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + \alpha_h h^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + \alpha_m m^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \geq y_i \quad (5)$$

其次，给定复合中间品投入量，决定对国内和进口中间品的配置量。即

$$\min_{m^D, m^I} p^{DM} m^D + p^{IM} m^I, \text{ s.t. } \left[(m^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (m^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \geq m \quad (6)$$

其中 q 、 w 、 p^M 、 p^{DM} 和 p^{IM} 依次为技术工人、非技术工人和复合中间投入品、国内中间品和进口中间品的

价格，且 $p^M = \left[(p^{DM})^{1-\sigma} + (p^{IM})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。

由最优化命题（5）-（6）可得，异质性企业边际成本为，

$$mc_i = \frac{\Psi}{\varphi_i}, \Psi = \left[\alpha_l \left(\frac{w}{\alpha_l} \right)^{1-\gamma} + \alpha_h \left(\frac{q}{\alpha_h} \right)^{1-\gamma} + \alpha_m \left(\frac{p^M}{\alpha_m} \right)^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (7)$$

且两类中间品投入满足以下关系，

^① 可证明 $\gamma = \frac{d \ln(h/l)}{d \ln(\frac{\partial y}{\partial l} / \frac{\partial y}{\partial h})} = \frac{d \ln(m/l)}{d \ln(\frac{\partial y}{\partial l} / \frac{\partial y}{\partial m})} = \frac{d \ln(m/h)}{d \ln(\frac{\partial y}{\partial h} / \frac{\partial y}{\partial m})}$ ，即为 Hicks 提出的要素替代弹性。



$$\frac{p^M m^I}{p^M m} = \frac{1}{1 + \left(\frac{p^M}{p^{DM}}\right)^{\sigma-1}} \quad (8)$$

给定需求式 (2) 和边际成本式 (7), 则由利润最大化 ($\text{Max } p_i y_i - mc_i y_i$) 可得企业的成本加成为,

$$\mu_i = \Omega\left(\frac{\hat{p}}{mc_i} e\right) - 1 \quad (9)$$

其中 e 为自然对数的底数。 Ω 为朗伯 W 函数, 是方程 $x=f(\Omega)=\Omega e^\Omega$ 的反函数, 且 $\Omega'(\bullet) = \partial\Omega(x)/\partial x > 0$,

$$\Omega''(\bullet) = \partial^2\Omega(x)/\partial x^2 < 0, \quad \Omega(0) = 0, \Omega(e) = 1。$$

零利润条件。和 Melitz (2003) 一致, 临界企业获得零利润。在超对数支出函数的设定下, 替代弹性可变, 故企业的价格加成也可变。进而当企业的价格加成为零时, 利润也为零。因而不需要通过假设固定成本差异来确定各个市场在位企业生产率的临界值。国内 (记作 D) 和出口 (记作 X) 企业生产率临界值分别为 $\varphi_r = \inf\{\varphi_i : \mu_i^r(\varphi_i) \geq 0\}, r \in \{D, X\}$ 。结合目的国市场的价格上限可得,

$$\varphi_D = \frac{\Psi}{\hat{p}}, \varphi_X = \frac{\tau\Psi}{\varepsilon\hat{p}^*} \quad (10)$$

即当要素成本和运输的冰山成本上涨或者目的地市场的价格上限下降时, 出口企业的生产率临界值上升。

进一步, 联立式 (7)、(9) 和 (10) 可得:

$$\mu^r(\varphi) = \Omega\left(\frac{\varphi}{\varphi_r} e\right) - 1, r \in \{D, X\}; \quad (11)$$

即企业的成本加成随企业生产率效率的增加而增加, 随所在市场生产率下限的上升而下降。

(三) 最低工资和国内附加值

企业的国内附加值定义为其总产出 (或出口) 中扣除进口中间品的部分, 而国内附加值比为其国内附加值占总产出 (或出口) 的份额 (Kee 和 Tang, 2016; Koopman 等, 2012, 2014)。即企业 i 的国内附加值为 $DVA_i = p_i y_i - p^M m^I$, 国内附加值比为 $DVAR_i = DVA_i / p_i y_i$ 。进一步, 将 $FVAR_i = 1 - DVAR_i$ 定义为国外附加



值比。由于企业的国内附加值与其生产规模正相关，因而在随后章节本文主要讨论国内附加值比的变动。此外，需要说明的是，本文关注的焦点是出口部分的国内附加值，受数据限制暂不讨论内销部分的国内附加值。假设企业内部有两个相互独立的部门，分别生产内销和出口的产品。考虑到仅有生产率高于 φ_x 的企业可以同时在本国和国外市场上出口商品，则这些企业出口的国内附加值比为，

$$DVAR_i^X \equiv 1 - \frac{p^{IM} m_i^{IX}}{p_i y_i^X} = 1 - \frac{1}{(1 + \mu_i^X)} \frac{\alpha_m (P^M / \alpha_m)^{1-\gamma}}{\Psi^{1-\gamma}} \frac{1}{1 + \left(\frac{p^{IM}}{p^{DM}}\right)^{\sigma-1}} \quad (12)$$

其中为 m_i^{IX} 为用于生产出口产品的进口中间投入， y_i^X 为出口产品数量， μ_i^X 为出口的价格加成。对式 (12) 进行简单变形可得，

$$\ln(1 - DVAR_i^X) = \ln[\alpha_m (P^M / \alpha_m)^{1-\gamma}] - \ln(1 + \mu_i^X) + (\gamma - 1) \ln \Psi - \ln\left[1 + \left(\frac{p^{IM}}{p^{DM}}\right)^{\sigma-1}\right] \quad (12')$$

假设最低工资仅通过改变非技术工人的劳动成本影响出口的国内附加值。考虑两种情况：第一、对于直接受最低工资约束的企业，最低工资上涨意味非技术工人投入成本的提高，因此将对企业的国内附加值产生直接影响；第二、对于不直接受最低工资约束的企业，最低工资通过改变企业生产率相对市场最低水平的优势，进而对其出口的国内附加值产生影响。

1. 直接受约束的企业

假设要素价格对单个企业而言外生，这意味着最低工资对那些直接受约束企业的影响表现为非技术工人工资成本的上涨。因而可以通过讨论非技术工人工资上涨对企业国内附加值的作用，来分析最低工资的影响。

$$\frac{d \ln(1 - DVAR_i^X)}{d \ln w} = w \left[-\frac{1}{1 + \mu_i^X} \frac{\partial \mu_i^X}{\partial w} + (\gamma - 1) \frac{(w/\alpha_i)^{-\gamma}}{\Psi^{1-\gamma}} \right] \quad (13)$$

成本加成效应(+) 要素替代效应(?)

由式 (13)，非技术工人工资上涨通过成本加成和要素替代两条渠道影响其出口的国内（外）附加值比重。

第一，成本加成效应。一方面，由式 (7) 和 (9)，当非技术工人工资上涨时，在位企业的边际成本



上升，产品的竞争力下降，利润率和成本加成也将降低。另一方面，非技术工人工资上涨使得一部分位于出口生产率临界点附近的企业出口获得的收益小于其生产的固定成本。随着这些企业退出出口市场，出口企业的生产率临界值提高，即 φ_x 增加。由式（11），这使得在位企业的相对市场最低水平的生产率降低，进而使其出口的成本加成率下降。

第二，要素替代效应。由式（13），当 $\gamma > 1$ 时，三种投入要素间的替代程度较高。此时，非技术工人工资上涨将促使企业更多地使用其他生产要素。由于 CES 函数具有“多样性偏好（love of variety）”的特点，当非技术工人工资上涨时，企业对进口中间品的投入也将增多，进而使其出口的国内附加值比重下降。当 $\gamma = 1$ 时，CES 生产函数转变为 Cobb-Douglas 函数的形式，此时三种要素投入成本占总成本的比重为常数，因而不存在要素替代效应。当 $\gamma < 1$ 时，非技术工人的可替代性较低。此时，要素替代效应对出口的国内附加值比的影响为正——非技术工人工资上涨将使得其生产成本中非技术工人投入成本比重上升，进而导致其国内附加值比被动提升。特别地，当 $\gamma = 0$ 和 $\sigma = 0$ 时，CES 生产函数的极限形式为要素投入比例固定的昂惕夫生产函数 ($y_i = \varphi_i \min\{l_i, h_i, m_i\}$, $m_i = \min\{m^D, m^I\}$)。此时，三种投入要素完全互补，且每种要素和最终产品数量之比为常数 ($l_i/y_i = h_i/y_i = m_i/y_i = 1/\varphi_i$)，由式（12）企业的国内附加值比仅与 p^M/p_i 负相关。故若非技术工人的工资上涨，则企业在非技术工人的成本投入增加，进而迫使其出口的国内附加值比被动提升。

2. 间接受影响的企业

本节将进一步讨论最低工资对不直接面临约束企业的影响。考虑一种极端情况——A 类型的企业仅使用非技术工人和中间品进行生产 ($\alpha_h = 0$)，B 类型的企业则使用技术工人和中间品进行生产 ($\alpha_l = 0$)。此时，若非技术工人工资受到最低工资的限制，则 A 类型企业受到最低工资的直接影响，B 类型企业不直接面临最低工资的约束。

最低工资约束依然将通过成本加成渠道对 B 类型企业出口的国内附加值产生影响。首先，由式（10），最低工资通过抬高 A 类型企业的生产成本，进而使得本国出口到目的国市场的企业生产率临界值提高。^①

^① 2000-2009 年，中国出口中约一半为加工贸易出口。文献研究发现，加工贸易企业的生产率相对较低、对非技术工人的依赖度较高，进而很可能受到最低工资的约束。因此，在理论中，本文未讨论所有出口企业工资都高于最低工资的情况。



其次，由式（11）即便 B 类型企业并不直接面临最低工资的约束，但最低工资通过提高出口企业的生产率临界值，降低 B 类型企业生产率的相对优势，进而使其出口产品的成本加成率或利润率降低，最终导致其出口的国内附加值率下降。令 $DVAR_i^{BX}$ 为 B 类型企业出口的国内附加值率，则

$$\frac{d \ln(1 - DVAR_i^{BX})}{d \ln w} = - \frac{w}{1 + \mu_i^X} \frac{\partial \mu^X}{\partial \varphi_X} \frac{\partial \varphi_X}{\partial w} = \frac{w}{1 + \mu_i^X} \Omega'(\bullet) \frac{\varphi e}{(\varphi_X)^2} \frac{\partial \varphi_X}{\partial w} > 0 \quad (13)$$

成本加成效应

对比式（13）和（14），无论是直接还是间接受最低工资影响的企业，最低工资都将通过成本加成效应对出口企业的国内（外）附加值率产生负（正）向影响；而对于直接受最低工资约束的企业，最低工资还通过要素替代渠道对其国内附加值率产生影响，影响方向取决于企业对非技术工人的依赖程度。当企业对非技术工人的依赖度较高（ $\gamma < 1$ ）时，最低工资甚至将通过要素替代渠道对国内附加值率产生正向影响，削弱甚至覆盖成本加成效应产生的负向影响。

综上所述，在本文所建立的异质性企业框架下，可得到如下推断：

命题 1： 最低工资通过影响企业的要素投入配置和定价决策，进而改变其出口的国内附加值。

命题 2： 与其他企业相比，那些对非技术工人依赖程度较高的企业，出口的国内附加值受到最低工资上涨的负向影响较小。

命题 3： 企业的成本加成率和出口的国内附加值比正相关，最低工资上涨使得在位企业的成本加成率平均下降，进而导致其出口的国内附加值比下降。

三、实证策略和变量定义

本节首先介绍本文的实证策略——如何研究最低工资对出口企业国内附加值比的影响；其次，介绍关键变量的度量，包括国内附加值比、成本加成率等；最后介绍数据。

（一）实证策略

根据式(12')，考虑以下回归设定，

$$\ln FVAR_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{ct} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{ct} + \alpha_i + \iota_t + \zeta_{ict} \quad (15)$$



其中 $FVAR_{ict} = 1 - DVAR_{ict}$ ，为出口的国外附加值比^①。 MW_{ct} 为企业 i 所在县 c 的最低工资。 X_{it} 为企业层面其他控制变量，包括劳动生产率、资本劳动比、外资和国有企业虚拟变量等。 Z_{ct} 则表示县级或市级层面控制变量，包括人均地区生产总值、年末城镇单位就业人员数、城镇单位在岗职工平均工资和年末人口数。 α_i 表示企业层面固定效应， ι_t 则为时间层面固定效应。 ζ_{ict} 表示随机误差项。

实证部分首先关注最低工资对企业出口的国内附加值的整体影响，其次验证命题 2 指出的最低工资对不同非技术工人依赖度企业的异质性影响，最后验证命题 3，讨论最低工资通过成本加成渠道对企业出口的国内附加值比产生影响。事实上，对命题 2 和 3 的验证，即是对理论模型提出的两条影响渠道的验证。

由于难以衡量企业层面要素替代弹性，为验证命题 2，本文通过贸易模式虚拟变量、资本劳动比和劳动生产率来识别企业对非技术工人的依赖程度。具体来说，与一般贸易相比，加工贸易生产中非技术工人密集度较高（余淼杰，2011；戴觅等，2014）；与其他企业相比，资本劳动比低于样本资本劳动比 25 分位数、劳动生产率低于样本劳动生产率 25 分位数的企业的劳动密集度较高，对非技术工人的依赖性较强，也最有可能受到最低工资的约束。为验证命题 3，本文测算了中国出口企业的成本加成，进而讨论最低工资上涨对企业成本加成的影响，最终得出最低工资通过成本加成渠道对出口企业国内附加值比的影响。

（二）变量定义

1. 出口的国内附加值

参考 Kee 和 Tang（2016）的方法度量企业出口的国内附加值比，计算公式如下

^① 实证部分仅关注最低工资对出口的国内附加值的影响， $DVAR_{ict}$ 只表示出口的国内附加值比重。



$$DVAR_{it} = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{it1} + \delta_{it1}^F}{Y_{it1}}; l=1 \\ 1 - \frac{IMP_{it2} - \delta_{it2}^K|_{BEC} + \delta_{it2}^F}{Y_{it2}}; l=2 \\ \omega_1(1 - \frac{IMP_{it1} + \delta_{it1}^F}{Y_{it1}}) + \omega_2(1 - \frac{IMP_{it2} - \delta_{it2}^K|_{BEC} + \delta_{it2}^F}{Y_{it2}}); l=3 \end{cases} \quad (14)$$

其中 $l=1$ 、 $l=2$ 、 $l=3$ 分别表示纯加工贸易企业、一般贸易企业和混合贸易企业。 ω_1 和 ω_2 表示混合贸易企业出口中加工贸易和一般贸易的比重。 Y_{itl} 和 IMP_{itl} 表示企业 i 在 t 期以 l 种贸易方式生产的总产值和进口总额。对混合贸易企业而言，将其总产出拆分为两部分， Y_{it1} 表示加工贸易总产出，也即加工出口总额； Y_{it2} 表示扣除加工贸易总产出后的余额，既包含一般贸易出口额也包含内销部分价值。^① δ_{itl}^K 和 δ_{itl}^F 则表示进口资本品价值和出口使用的国内中间品中所包含的国外附加值部分。对加工贸易而言，其进口资本品价值在海关产品贸易数据中有单独统计。对一般贸易而言，本文根据 BEC Rev.4 分类 (Classification by Broad Economic Categories)，将进口产品标记为消费品、中间品和资本品三类，进而计算其进口资本品的价值。最后，由于无法从海关和工业企业数据库中识别出企业出口使用的国内中间品中所包含的国外附加值部分，因此本文采用 Wang 等 (2013) 提供的行业层面变量作为替代。

2. 成本加成率

参考盛丹和王永进 (2012)、赵瑞丽等 (2018)，本文主要采用会计方法计算企业的成本加成率。计算公式如下：

$$\frac{p_{it} - mc_{it}}{p_{it}} = 1 - \frac{1}{1 + \mu_{it}} = \frac{valueadd_{it} - wage_{it}}{valueadd_{it} + midinput_{it}}$$

其中， p_{it} 为企业 i 在 t 年生产的产品价格， mc_{it} 表示边际成本， μ_{it} 表示成本加成， $valueadd_{it}$ 、 $wage_{it}$ 和 $midinput_{it}$ 分别表示企业的工业增加值、应付工资总额和中间投入价值。本文还采用生产函数方法 (De Loecker 和 Warzynsik, 2012; Akerberg 等, 2015) 估计的成本加成率进行了稳健性检验。

^① 这么做的原因是：受国家政策限制，加工贸易生产的产品仅能出口而不能内销，故其出口额和总产值应该相等。而一般贸易进口的产品既能用于出口，也可能用于内销，故参考 Kee 和 Tang (2016)、张杰等 (2013)、李胜旗和毛其淋 (2017)，在估计其出口使用的进口投入品总额时，采用出口与总产出的比值对进口总额进行折减。



3. 其他控制变量

为避免由于企业大量使用中间投入而带来的生产率核算偏差，企业的劳动生产率定义为其工业增加值和从业人数的比值。基于劳动生产率，将回归样本划分为 3 组：1) 低劳动生产率组：劳动生产率低于样本 25 分位数的企业；2) 中等劳动生产率组：劳动生产率介于样本 25 和 75 分位数之间的企业；3) 高劳动生产率组：劳动生产率高于样本 75 的企业。资本劳动比则为固定资产合计和从业人数的比值。类似地，基于资本劳动比，将回归样本划分为 3 组（低资本劳动比组、中等资本劳动比组和高资本劳动比组），并将处于中间水平的企业作为对照组。存货产出比和营业利润产出比则分别为企业存货、营业利润与总产出的比值。当企业以加工贸易方式出口的商品金额不为 0 时，记为加工贸易企业，此时加工贸易虚拟变量取 1，否则取 0。而国有企业和外资企业的识别则依赖于企业的登记注册类型。其中，国有企业为国有资本大于 0 的企业，包括工业企业数据库中的 110 国有企业、141 国有联营企业、143 国有与集体联营企业、151 国有独资公司。外资企业指工业库中注册登记类型为港澳台及其他外商合资的企业。私营企业则作为对照组。赫芬达尔指数定义为地区-行业中所有企业总产出占行业总产出百分比的平方和，衡量了不同行业的集中程度。

（三）数据

本文主要采用四套数据。

第一套数据为国家统计局提供的 2000-2007 年规模以上工业企业生产数据。它囊括了企业资产负债表、利润表及现金流量表中的 80 多个反映企业生产和销售情况的变量，如销售额、出口额、就业人数、中间投入品等。利用工业企业数据，本文将企业分为外资企业、国有企业和其他三类，计算了企业层面基于附加值的劳动生产率、资本劳动比、存货产出比、资产负债比和营业利润产出比以及赫芬达尔指数等。

第二套数据是海关总署统计的 2000-2007 年进出口企业产品层面贸易数据，包含贸易方式、来源地或目的国、额度和价值等。本文利用产品层面的贸易数据和工业企业数据中的总产出数据，估算了所有出口企业的国内附加值比。由于工业企业中总产出数据的单位为千元，而贸易数据中的进出口额单位为美元，本文采用官方公布的人民币兑美元汇率年平均值进行换算。



第三套数据为 CEIC 数据库。它提供了地级市层面的经济指标，如人均国内生产总值、常住人口数、城镇就业人数和在岗职工平均工资。

第四套数据为作者手动收集的县级层面最低工资数据。最低工资数据的收集步骤如下：1) 在劳动法宝网上查找规定最低工资的相应法律法规编号，然后再根据相关法律法规编号通过北大法宝数据库或法律图书馆网站对该原始法律法规内容进行确认，以保证最低工资数据的准确性^①；2) 到各省市县的人力资源和社会保障部官网查找；3) 通过中国知网搜寻有记录最低工资的省市政府公报、报纸以及学术论文；4) 通过搜索引擎（如百度）搜索，再根据当地主流媒体^②的报道记录最低工资数据。在整理各地最低工资数据时，还一并记录了该最低工资开始实施的日期，再根据最低工资在一年中实际使用的天数计算各地的加权平均最低工资。

表 1 提供了实证分析使用的主要变量的统计信息。由表 1，回归样本约包含 19.5 万个观测值，57.2% 为一般贸易企业，11.7% 为纯加工贸易企业，31.1% 为混合贸易企业。2000-2007 年间，出口企业的国内附加值比平均值为 0.80。其中纯加工贸易企业的国内附加值平均为 0.50，与 Kee 和 Tang（2016）估计较为接近。而混合和一般贸易企业的国内附加值比的平均值分别为 0.69、0.92。基于会计方法计算的成本加成率对数均值为 0.20，对应的水平值均值为 1.34，意味着样本企业出口价格平均高出边际成本约 34%。样本期间，中国县级层面的最低工资均值约翻了一番——从 2000 年的 370 元/月迅速增长到 2007 年的 702 元/月。通常而言，最低工资标准不包括特殊津贴、加班工资、社会保险费和住房公积金等^③，但当最低工资上涨时，企业的其他补贴和福利性支出可能也将增加。最低工资的增加一方面反映了中国不断攀升的劳动力成本，另一方面也将对不同技术水平的劳动者产生异质性影响。劳动生产率和资本劳动比的统计情况则反映了不同企业的生产效率和要素投入差异较大。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差
国内附加值比	196 945	0.80	0.23

^① 劳动法宝网、北大法宝数据库和法律图书馆网站网址分别为 <http://hr.51labour.com/data/list-4.html>、<http://www.pkulaw.cn/>、<http://www.law-lib.com/law/>。

^② 地方主流媒体主要指各地的日报、晨报（早报）、晚报等。

^③ 由北京市人力资源和社会保障局，最低工资标准不包括：1) 劳动者在中班、夜班、高温、低温、井下、有毒有害等特殊工作环境、条件下的津贴；2) 劳动者应得的加班、加点工资；3) 劳动者个人应缴纳的各项社会保险费和住房公积金；4) 根据国家和地方规定不计入最低工资标准的其他收入。



国外附加值比	196 945	0.20	0.23
成本加成率对数	196 352	0.20	0.25
最低工资	194 362	547	161
赫芬达尔指数	196 945	0.64	0.35
基于附加值的劳动生产率对数	193 217	3.91	0.97
资本劳动比对数	196 080	3.69	1.23
国有企业虚拟变量	196 945	0.02	0.16
外资企业虚拟变量	196 945	0.61	0.49
企业销售额对数	196 818	10.6	1.19
总资产对数	196 748	10.3	1.30
存货产出比	196 839	0.18	0.17
营业利润产出比	196 839	0.03	0.06
人均地区生产总值	193 945	33 551	18 141
年末城镇单位就业人员数	194 832	1 000	1 006
城镇单位在岗职工平均工资	194 834	1 879	727

注：表中汇报的为国内附加值比介于(0,1)之间、且剔除企业层面特征变量异常值后的回归样本中关键变量的描述性统计值。

四 实证分析

(一) 基准回归

1. 总体影响

本节将探讨最低工资对企业国内附加值比的总体影响，回归结果列示于表 2。回归结果表明：平均而言，最低工资上涨将导致出口企业的国内附加值比显著降低。

列（1）-（5）逐步控制了时间、行业和企业层面固定效应，企业层面特征变量以及市级层面经济变量的影响，并发现最低工资的回归系数始终显著为正，仅数值随控制变量的增多而有所减小。列（1）和（2）依次控制了时间-行业和时间-企业层面固定效应。此时，最低工资对数的回归系数均在 1%水平上显著为正，但列（2）中国外附加值比对最低工资的弹性明显变小。列（3）则进一步控制了企业层面特征变量，以避免由于遗漏变量而导致回归系数有偏。同时，除国有和外资企业虚拟变量外，所有企业层面



特征变量均采用滞后一期的数值，以避免内生性问题。由列（3），国外附加值比对最低工资的弹性依然在 5% 水平上显著为正，但数值减小。列（4）利用劳动生产率和资本劳动比虚拟变量替代了滞后项，得到和列（3）基本一致的结果。列（5）进一步控制了县级层面的主要经济变量，以控制社会平均生产成本提高导致出口企业国内附加值下降的影响。此时，最低工资的回归系数为 0.089，且在 5% 水平上显著。如果最低工资翻一番，则企业出口的国外附加值平均提高 8.9%，对应国内附加值比约降低 2.3%^①。

表 2 基准回归

因变量：国外附加值比对数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
最低工资对数	0.553*** (6.275)	0.122*** (2.962)	0.097** (2.302)	0.102** (2.457)	0.089** (2.191)
纯加工贸易虚拟变量			0.708*** (22.011)	0.711*** (22.182)	0.703*** (22.238)
混合贸易虚拟变量			0.539*** (28.752)	0.539*** (29.045)	0.539*** (28.844)
基于附加值的劳动生产率对数滞后项			-0.007 (-1.122)		
低劳动生产率组虚拟变量				0.001 (0.156)	0.002 (0.266)
高劳动生产率组虚拟变量				-0.005 (-0.587)	-0.008 (-0.970)
资本劳动比对数滞后项			0.021*** (3.446)		
低资本劳动比组虚拟变量				-0.013 (-1.184)	-0.012 (-1.095)
高资本劳动比组虚拟变量				0.029*** (2.671)	0.027** (2.512)
外资企业虚拟变量			0.020 (0.668)	0.028 (0.942)	0.029 (0.982)
国有企业虚拟变量			-0.126*** (-2.619)	-0.140*** (-2.921)	-0.129*** (-2.662)
企业销售额对数滞后项			0.023** (2.413)	0.019** (2.059)	0.016* (1.806)
总资产对数滞后项			0.030***	0.037***	0.038***

^① $\frac{\Delta DVAR}{DVAR} = \frac{\Delta DVAR}{FVAR} \frac{FVAR}{DVAR} = -\frac{\Delta FVAR}{FVAR} \frac{FVAR}{DVAR}$ ，带入样本均值可得 $\Delta DVAR/DVAR = -8.9\% \times 0.2/0.8 \approx -2.3\%$ 。



			(2.906)	(3.830)	(3.872)
存货产出比滞后项			-0.031**	-0.004	-0.004
			(-2.288)	(-0.659)	(-0.543)
营业利润产出比滞后项			0.007	-0.022	-0.018
			(0.263)	(-0.699)	(-0.582)
市级人均 GDP 对数					0.132***
					(4.324)
市级就业人数对数					-0.102**
					(-2.435)
市级平均工资对数					0.029
					(0.291)
常数项	-5.287***	-2.907***	-3.639***	-3.648***	-4.409***
	(-10.656)	(-12.083)	(-13.511)	(-13.906)	(-5.166)
观测值	193 525	193 525	102 910	105 003	104 146
R ²	0.318	0.018	0.109	0.108	0.110

注：回归（1）控制行业和时间层面固定效应，（2）-（5）则控制企业和时间层面固定效应。回归（1）-（5）均采用县级层面聚类稳健的标准误，括号中为 t 统计值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

2. 要素替代效应

命题 2 表明与其他企业相比，非技术工人密集度较高的企业出口的国内附加值比受最低工资上涨的负面影响相对较小。为检验这一推断，表 3 依次通过加工贸易虚拟变量、劳动生产率和资本劳动比来识别企业对非技术工人的依赖程度，并发现最低工资对加工贸易企业、低生产率企业和低资本劳动比企业的负向影响显著小于其他企业。

回归（1）讨论了最低工资对不同贸易方式企业的异质性影响。由回归（1），最低工资对数的回归系数显著为正，而最低工资对数分别和纯加工贸易、混合加工贸易虚拟变量交互项的回归系数均则在 1% 水平上显著为负，且交互项的回归系数还显著大于最低工资对数的回归系数。回归（2）通过劳动生产率来识别企业生产中低技术劳动力的密集度。此时，最低工资与低劳动生产率虚拟变量的交互项回归系数显著为负，而其与高劳动生产率虚拟变量交互项回归系数并不显著。回归（3）则利用资本劳动比将企业进行划分，并发现最低工资与低资本劳动比虚拟变量的交互项也显著为负。回归（4）将 3 种识别方法混合在一起回归，并得到了基本一致的结果。以上结果表明，当最低工资上涨时，加工贸易企业、低劳动生产率企业和低资本劳动比企业出口的国内附加值比受到的负面影响小于其他企业，这间接证明了要素替



代效应的存在。特别地，经统计检验，最低工资对从事加工贸易的企业出口国外附加值的总体影响甚至平均为负。

表 3 最低工资、低技术工人密集度和出口的国内附加值比

因变量：国外附加比对数	(1)	(2)	(3)	(4)
最低工资对数	0.449*** (12.312)	0.133*** (3.647)	0.133*** (3.614)	0.483*** (12.552)
最低工资对数×纯加工贸易虚拟变量	-0.728*** (-16.316)			-0.709*** (-15.619)
最低工资对数×混合贸易虚拟变量	-0.669*** (-21.022)			-0.664*** (-20.836)
最低工资对数×低劳动生产率组虚拟变量		-0.118*** (-4.607)		-0.052** (-2.144)
最低工资对数×高劳动生产率组虚拟变量		0.020 (0.712)		-0.001 (-0.024)
最低工资对数×低资本劳动比组虚拟变量			-0.121*** (-3.871)	-0.072** (-2.481)
最低工资对数×高资本劳动比组虚拟变量			0.002 (0.075)	-0.021 (-0.678)
观测值	104 146	104 146	104 146	104 146
R ²	0.136	0.027	0.027	0.136

注：括号中为对方差稳健的 t 统计值。回归还控制了其他企业和市级层面特征变量，受篇幅影响仅汇报与最低工资相关的回归结果。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

3. 成本加成效应

本节基于会计方法估计的成本加成率验证命题 3。表 4 首先分析了企业的成本加成率和其出口的国内附加比值间的关系。由式 (12')，在控制了要素价格和要素密集度参数后，出口的国外附加比值和成本加成对数呈负相关关系^①。回归 (1) - (3) 依次通过增加时间、行业×时间和企业层面固定效应，来控制时

^① 值得说明的是，在理论模型中成本加成率和国内附加比为企业利润最大化生产决策同时决定的变量，因此在实证中只需验证二者的相关性，而非因果性。



间、行业和企业层面特征变量的影响。尽管随着控制变量数目的增加，成本加成率回归系数的数值逐步减小，但始终都在 1% 水平上显著为负。实证回归结果和理论预期的一致性表明企业的成本加成率越高则其利润率越高，进而出口的国外附加值比重越低、国内附加值比重则越高。

回归（4）-（5）进一步讨论了最低工资上涨对出口企业成本加成率的影响，并分析了这一作用对不同贸易方式、劳动生产率水平和行业集中程度企业的差异。和理论预期一致，最低工资对数的回归系数显著为负，即最低工资上涨使得出口企业定价高于边际成本的比率下降（诸竹君等，2017；赵瑞丽等，2018）。回归结果还表明最低工资上涨对纯加工贸易企业的成本加成率的影响显著小于一般贸易企业。这可能是因为纯加工贸易企业主要为海外企业代工，赚取加工费，成本加成率本身就较低，能被挤压的空间也非常有限。回归（4）-（5）的结果还表明与中等生产率组相比，最低工资上涨对低生产率组和高生产率组成本加成率的负向影响均显著变小。对低生产率组而言，可能是由于这些企业的成本加成率本已较低；而对高生产率组而言，则和赵瑞丽等（2018）的发现相一致——高生产率企业生产的劳动密集度平均较低，因此受最低工资上升的影响应相对较小。回归（5）还考虑了最低工资对处于不同行业集中度企业的影响差异。和文献发现一致，尽管行业集中度较高的行业成本加成率平均也较高，但受到最低工资上涨的负向影响则相对更大。

表 4 最低工资、成本加成率和出口的国内附加值比

因变量	国外附加值比对数			成本加成率对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
成本加成率对数	-0.169*** (-14.608)	-0.090*** (-9.595)	-0.032*** (-3.446)		
最低工资对数				-0.020* (-1.801)	-0.050*** (-3.990)
最低工资对数×行业赫芬达尔指数对数					-0.017*** (-5.472)
最低工资对数×纯加工贸易虚拟变量				0.029*** (2.652)	0.018* (1.671)
最低工资对数×混合贸易虚拟变量				0.014** (1.961)	0.009 (1.208)
最低工资对数×低劳动生产率组虚拟变量				0.030*** (4.913)	0.030*** (4.653)



最低工资对数×高劳动生产率组				0.023**	0.024**
虚拟变量				(2.166)	(2.096)
固定效应			企业、行业×时		
	时间	行业×时间	间	企业、时间	
观测值	196 352	196 352	196 352	204 893	204 889
R ²	0.012	0.377	0.106	0.090	0.091

注：括号中为对异方差稳健的 t 统计值。回归还控制了其他企业和市级层面特征变量，受篇幅影响仅汇报与最低工资相关的回归结果。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

（二）稳健性检验

本节将考虑进口资本品折旧、贸易中介商和间接进口问题，并对回归可能存在的最低工资标准有效性、遗漏变量、关键变量的测量误差等方面问题进行讨论，以检验基准回归结果的稳健性。在无特别说明的情况下，所有稳健性检验均控制了基准回归中相应的企业和行业层面特征变量和固定效应。

1. 进口资本品折旧

本节将讨论进口资本品折旧对回归结果的影响。参考张杰等（2013），本文采用单豪杰（2008）核算的固定资产折旧率（ $\theta=10.96\%$ ）来计算企业在指定年份的累计折旧。假设企业存活了 $T (\geq 1)$ 期，那么企业在时期 $t (\leq T)$ 进口的资本品需要在余下的每期中减去相应的折旧，故 t 期企业的累积折旧为 $D_{it} = \sum_{s=1}^t \theta \cdot \delta_{isl}^K$ ，其 δ_{isl}^K 中为进口资本品。此时，企业在 t 期进口资本品的累积折旧和进口中间品共同构成了其 t 期的总进口投入 IMP_{it} ，进而根据公式（16）得出新的国内附加值比。

表 5 利用扣除进口资本品折旧后的国内附加值比数据重复了表 2-4 中的基准回归，并发现进口资本品折旧问题对基准回归结果影响不大。一方面，最低工资对数的回归系数依然显著为正，但与其他企业相比，加工贸易企业、低劳动生产率和低资本劳动比企业等对非技术工人依赖度较高的企业在面临最低工资上涨时，由于非技术工人的劳动成本可能上涨，导致其出口的国内附加值比下降幅度较小。另一方面，企业的成本加成率和出口的国外附加值比依然呈现显著的负相关关系。最低工资和成本加成率的回归则不涉及资本品折旧问题。综上，在考虑进口资本品折旧问题后，基准回归结果的结论依然成立。



表 5 进口资本品折旧问题和出口的国内附加值比

因变量：国外附加值比对数	(1)	(2)	(3)
成本加成率对数			-0.043*** (-4.751)
最低工资对数	0.089** (2.185)	0.473*** (12.552)	
最低工资对数×纯加工贸易虚拟变量		-0.699*** (-15.750)	
最低工资对数×混合贸易虚拟变量		-0.661*** (-21.165)	
最低工资对数×低劳动生产率组虚拟变量		-0.048** (-1.979)	
最低工资对数×高劳动生产率组虚拟变量		0.010 (0.375)	
最低工资对数×低资本劳动比组虚拟变量		-0.083*** (-2.895)	
最低工资对数×高资本劳动比组虚拟变量		0.000 (0.002)	
观测值	103 629	103 629	195 319
R ²	0.108	0.135	0.106

注：括号中为对异方差稳健的 t 统计值。回归还控制了其他企业和市级层面特征变量，受篇幅影响仅汇报与最低工资相关的回归结果。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

2. 贸易中介商和间接进口问题

根据 Ahn 等（2011）和 Bai 等（2017），中国的出口企业中有一部分为贸易中介商。Ahn 等（2011）表明 2004 年以前贸易中介的名称中要求含有“进出口”、“经贸”、“贸易”、“科贸”和“外经”等字眼。Bai 等（2017）则提出海关贸易数据中记录有出口，而工业企业调查数据中记录的出口交货值为 0 的企业应为贸易中介。本文根据这两篇研究来识别贸易中介商，并将他们从回归样本中剔除。由表 6 回归（1）-（3），最低工资上涨对出口的国内附加值比的总体影响依然为负，而加工贸易企业、低劳动生产率和低资本劳动比企业出口的国内附加值比受到的负向影响依然显著小于其他企业。这意味着对这些类型的企业而言，最低工资通过要素替代效应对其出口的国内附加值比产生了正向影响。回归（3）则表明成本加成率和企业出口的国内附加值比显著正相关。



在采用上述方法剔除贸易中介商的基础上，本文进一步通过两种方法来控制间接进口问题的影响，并发现基准结果依然成立。首先，可通过控制行业×时间层面固定效应来控制行业间接进口比重差异所引起的异质性影响。与文献相比，这一方法可以避免由于贸易中介商识别不准确所导致的行业间接进口比重衡量不准确的问题。其次，参考 Kee 和 Tang（2016）的做法，加工贸易的国内附加值比一般小于同行业一般贸易国内附加值比的 50 分位数，进而将一些通过间接进口的加工贸易企业剔除。由表 6，在通过这两类方法控制间接进口问题后，主要变量的回归系数和基准回归结果基本一致。

表 6 贸易中介商和间接进口问题

因变量：国外附加值比对数	剔除贸易中介商			控制间接进口问题		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
成本加成率对数			-0.031*** (-2.659)			-0.032*** (-2.704)
最低工资对数	0.097** (1.981)	0.460*** (9.577)		0.093* (1.889)	0.457*** (9.557)	
最低工资对数×纯加工贸易虚拟变量		-0.767*** (-12.832)			-0.762*** (-12.786)	
最低工资对数×混合贸易虚拟变量		-0.651*** (-16.124)			-0.652*** (-15.995)	
最低工资对数×低劳动生产率组虚拟变量		-0.059* (-1.880)			-0.063** (-2.018)	
最低工资对数×高劳动生产率组虚拟变量		-0.006 (-0.175)			-0.004 (-0.115)	
最低工资对数×低资本劳动比组虚拟变量		-0.081** (-2.275)			-0.082** (-2.317)	
最低工资对数×高资本劳动比组虚拟变量		-0.046 (-1.129)			-0.053 (-1.318)	
观测值	71 104	71 104	127 142	70 741	70 741	126 413
R ²	0.100	0.123	0.102	0.106	0.129	0.103

注：括号中为对异方差稳健的 t 统计值。回归还控制了其他企业和市级层面特征变量，受篇幅影响仅汇报与最低工资相关的回归结果。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。



3. 其他稳健性检验

本文还针对最低工资标准执行的有效性、遗漏变量、测量误差等方面问题进行了稳健性检验^①。

首先，最低工资标准执行的有效性。一些文章指出尽管在 2003 年以前中国有最低工资的规定，但事实上执行力度较差。直到《最低工资规定》通过后，最低工资标准才在法律的保障下得到有效的实施。因此，本文基于 2004-2007 年子样本重复基准回归，以确保最低工资标准执行的有效性，并发现最低工资上涨对不同劳动密集度企业的异质性影响和最低工资通过成本加成率影响出口国内附加值比的基本结论依然成立。

其次，遗漏变量问题。本文考虑了：1) 参考余淼杰和崔晓敏（2018），控制企业层面名义有效汇率对数，以讨论汇率变动对回归结果的影响；2) 控制最低工资和行业集中度的交互项，以讨论最低工资对处于不同竞争程度的行业中的企业出口国内附加值比的影响差异；3) 控制企业所处县层面固定效应，以讨论行政区划变动对回归结果的影响；4) 控制企业进入和退出虚拟变量，以讨论企业进入、退出的影响；5) 控制城镇在岗职工平均工资与企业层面特征变量的交互项，以从劳动力平均成本上涨中分离最低工资上涨的影响。在这五种情况下，基准回归结果的发现依然稳健成立。

最后，测量误差问题。针对出口的国内附加值测量误差问题，除前文重点讨论的进口资本品折旧、贸易中间商和间接进口问题，本文还将按照 Kee 和 Tang（2016）方法估计的国内附加值比为负的企业纳入回归样本，并发现基准回归结果依然成立。针对成本加成率的测量问题，本文还采用 De Loecker 和 Warzynski (2012) 和 Akerberg 等（2015）方法^②估计的成本加成率对最低工资和企业层面特征变量进行回归，并得到和表 4 回归（5）-（6）基本一致的结果。此外，本文还基于这一方法估计的全要素生产率讨论了劳动生产率的测量误差问题，并发现基准结果依然成立。

针对企业生产对非技术工人的依赖度识别问题，除采用加工贸易虚拟变量、劳动生产率和资本劳动比指标外，本文还基于 2004 年工业企业普查数据中雇工的受教育水平和技能水平进行识别。具体而言，首先，根据企业代码将普查数据的雇工技能信息与规模以上企业数据进行匹配；其次，计算企业各年非

^① 受篇幅限制，不逐一列示回归结果。如有需要，请联系作者索取。

^② 赵瑞丽等（2018）指出 De Loecker 和 Warzynsik（2012）和 Akerberg 等（2015）方法对数据质量要求比较高，得到的价格加成值较多为负值，导致数据缺失比较严重。毛日昇等（2017）指出用产出价格指数平减名义产出（Brandt 等，2012），由此估计的企业成本加成及其离散度误差较大，相关经验结果与理论分析结论偏差较大。因此，本文将基于生产函数方法估计的成本加成率作为稳健性检验。



技术工人占比与技术工人占比的比值；最后，令比值小于当年样本 25 分位数的企业为技术工人密集型企业，比值大于当年样本 75 分位数的企业为非技术工人密集型企业，重复基准回归。回归结果表明：最低工资对非技术工人密集度较高的出口企业国内附加值比的负向影响显著减小。无论是采用教育水平、技术职称还是技术等级构建指标，这一结论均成立。

（三）内生性问题

地方的最低工资一般由政府决定，和企业的生产行为并不直接相关。特别地，政府出于地方保护和民族团结的考虑往往会给经济发展较为落后的西部边远地区制定较高水平的最低工资。2007 年中国最低工资较高的地区主要为东南沿海、新疆和西藏地区的部分城市，而低点则为中部和部分西北地区的城市。最低工资和地区发展水平的不完全匹配性，也反应了最低工资相对外生的特点。当然，最低工资标准的制定在一定程度上还是会参考当地经济的发展情况，因而可能存在一定的内生性。Autor 等（2013）在估计中国进口竞争对美国劳动力市场的影响时，采用中国对除美国以外的发达国家进口渗透度作为中国对美国进口渗透度的工具变量。参考他们的做法，本节考虑采用同省份（或直辖市）除 A 县以外的其他地方的最低工资的平均值作为 A 县最低工资的工具变量，并进行面板工具变量回归。^①

表 7 列示了要素替代效应和成本加成效应的工具变量回归结果。除在成本加成率的回归中，最低工资和贸易方式的交互项不太显著外，其他回归结果均和基准回归结果一致。首先，最低工资上涨对加工贸易、低劳动生产率和低资本劳动比企业出口的国内附加值比的影响显著小于其他企业。其次，最低工资上涨将使得出口企业的成本加成率平均下降，但与中等劳动生产率的企业相比较低和较高生产率的企业面临的负向影响均将减小。最后，表 7 还汇报了识别不足检验和弱工具变量检验的结果。由于 Kleibergen-Paap rank LM Chi2 统计值显著大于 1% 水平上的临界值，Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值远高于 Baum 等（2007）给出的经验临界值 10，故两列回归均不存在识别不足和弱工具变量的问题。由于只有一个内生变量和一个工具变量，故回归恰好识别，无需过度识别检验。此外，本文还采用工具变量

^① 参照 Gan 等（2016）和赵瑞丽等（2018）的做法，本文还利用 2006-2007 年广东（除深圳市）和福建两省的最低工资标准的政策差异构造准自然实验，并基于双重差分分析方法检验回归结果的稳健性。研究发现：与位于广东的企业相比，2007 年福建省最低工资标准提升使得当地企业出口的国内附加值比下降，但对劳动要素依赖度较高的加工贸易企业受到的负向影响相对较小；此外，最低工资标准上涨还使得位于福建的出口企业的成本加成率显著下降。



方法重复了上一节稳健性检验部分内容，并得到一致的回归结果。

表 7 工具变量回归结果

因变量	(1)	(2)
	国外附加值比对数	成本加成率对数
最低工资对数	0.445*** (8.100)	-0.043** (-2.230)
最低工资对数×纯加工贸易虚拟变量	-0.913*** (-18.600)	0.013 (0.907)
最低工资对数×混合贸易虚拟变量	-0.804*** (-29.127)	0.004 (0.519)
最低工资对数×低劳动生产率组虚拟变量	-0.049** (-2.128)	0.052*** (8.550)
最低工资对数×高劳动生产率组虚拟变量	-0.029 (-1.106)	0.057*** (5.226)
最低工资对数×低资本劳动比组虚拟变量	-0.079*** (-2.855)	
最低工资对数×高资本劳动比组虚拟变量	-0.004 (-0.141)	
最低工资对数×行业赫芬达尔指数对数		-0.020*** (-6.700)
观测值	101 772	174 396
R^2	0.932	0.502
Kleibergen-Paap rank LM Chi2	5684	10114
Kleibergen-Paap rank Wald F	1427	2452

注：括号中均为对异方差稳健的 t 统计值。回归还控制了其他企业和市级层面特征变量，受篇幅影响仅汇报与最低工资相关的回归结果。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

结论

本文发现最低工资上涨通过要素替代效应和成本加成效应两条渠道影响中国出口企业的国内附加值比。一方面，当要素替代弹性较大时，最低工资上涨促使部分企业用资本、中间品等替代低技术劳动力，导致出口的国内附加值比下降；而当非技术工人和其他要素间的替代弹性较小时，最低工资上涨可能迫



使这些企业的国内附加值比被动上涨。另一方面，最低工资上涨还使得出口企业的成本加成率降低，进而导致其国内附加值比下降。本文采用中国企业层面微观数据验证了理论预期。实证分析表明最低工资对加工贸易企业、低生产率企业和低资本劳动比企业等对非技术工人依赖度较高的企业的影响显著小于其他企业。

大规模、廉价的劳动力是过去三十年中国经济腾飞的重要基础之一。然而，随着中国经济规模的逐步扩大，国内的工资水平也逐步提升，作为劳动力市场重要管制措施的最低工资标准也不断上涨。在这一现实背景下，本文的研究清晰地揭示了最低工资变动影响出口的国内附加值比的逻辑链条，有助于全面地理解加入 WTO 以来中国一般贸易企业国内附加值比下降，而加工贸易企业的国内附加值比上升的特殊现象，同时也为政府在考虑相关政策制定的经济影响时提供了参考依据。

参考文献

戴觅、余淼杰、Maitra M. (2014):《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》，《经济学(季刊)》第 2 期。

李胜旗、毛其淋 (2017):《制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据》，《中国工业经济》第 3 期。

李昕、徐滇庆 (2013):《中国外贸依存度和失衡度的重新估算——全球生产链中的增加值贸易》，《中国社会科学》第 1 期。

马双、甘犁 (2014):《最低工资对企业在职培训的影响分析》，《经济学(季刊)》第 1 期。

马双、张劼、朱喜 (2012):《最低工资对中国就业和工资水平的影响》，《经济研究》第 5 期。

毛日昇、余林徽、武岩 (2017):《人民币实际汇率变动对资源配置效率影响的研究》，《世界经济》第 4 期。

单豪杰 (2008):《中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年》，《数量经济技术经济研究》第 10 期。

盛丹、王永进 (2012):《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》，《管理世界》第 5 期。

苏庆义 (2016):《中国省级出口的增加值分解及其应用》，《经济研究》第 1 期。

孙楚仁、田国强、章韬 (2013):《最低工资标准与中国企业的出口行为》，《经济研究》第 2 期。



余森杰 (2011):《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》第4期。

余森杰、崔晓敏 (2018):《人民币汇率和加工出口的国内附加值:理论及实证研究》,《经济学(季刊)》第3期。

张杰、陈志远、刘元春 (2013):《中国出口国内附加值的测算与变化机制》,《经济研究》第10期。

赵瑞丽、孙楚仁、陈勇兵 (2018):《最低工资与企业价格加成》,《世界经济》第2期。

诸竹君、黄先海、宋学印、胡馨月、王煌 (2017):《劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态》,《世界经济》第8期。

Akerberg, D. A.; Caves, K. and Frazer, G. "Identification Properties of Recent Production Function Estimators." *Econometrica*, 2015, 83(6), pp.2411-2451.

Ahn, J.; Khandelwal, A. K. and Wei, S.-J. "The Role of Intermediaries in Facilitating Trade." *Journal of International Economics*, 2011, 84(1), pp.73-85.

Autor, D.; Dorn, D. and Hanson, G. H. "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in The US." *American Economic Review*, 2013, 103(6), pp.2121-2168.

Bai, X.; Krishna, K. and Ma, H. "How You Export Matters: Export Mode, Learning and Productivity in China." *Journal of International Economics*, 2017, 104, pp.122-137.

Baum, C. F.; Schaffer, M. E. and Stillman, S. "Enhanced Routines for Instrumental Variables/GMM Estimation and Testing." *Stata Journal*, 2007, 7(4), pp.465-506.

Brandt, L.; Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp.339-351.

Brecher, R. A. "Minimum Wage Rates and The Pure Theory of International Trade." *Quarterly Journal of Economics*, 1974, pp.98-116.

Brown, C.; Gilroy, C. and Kohen, A. "The Effect of The Minimum Wage on Employment and Unemployment." *Journal of Economic Literature*, 1982, 20(2), pp.487-528.

Cahuc, P. and Michel, P. "Minimum Wage Unemployment and Growth." *European Economic Review*, 1996, 40(7), pp.1463-1482.



- Card, D. "Using Regional Variation in Wages to Measure The Effects of The Federal Minimum Wage." *Industrial & Labor Relations Review*, 1992, 46(1), pp.22-37.
- De Loecker, J. and Warzynski, F. "Markups and Firm-Level Export Status." *American Economic Review*, 2012, 102(6), pp.2437-2471.
- Deere, D.; Murphy, K. M. and Welch, F. "Employment and The 1990-1991 Minimum-Wage Hike." *American Economic Review*, 1995, 85(2), pp.232-237.
- Egger, H.; Egger, P. and Markusen, J. R. "International Welfare and Employment Linkages Arising from Minimum Wages." *International Economic Review*, 2012, 53(3), pp.771-790.
- Feenstra, R. C. and Hanson, G. H. "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras." *Journal of International Economics*, 1997, 42(3-4), pp.371-393.
- Flinn, C. J. "Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search, Matching, and Endogenous Contact Rates." *Econometrica*, 2006, 74(4), pp.1013-1062.
- Gan, L.; Hernandez, M. A. and Ma, S. "The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms' Export Behavior." *Journal of International Economics*, 2016, 100, pp.81-94.
- Grossman, G. M. and Rossi-Hansberg, E. "Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring." *American Economic Review*, 2008, 98(5), pp.1978-1997.
- Grossman, G. M. and Rossi-Hansberg, E. "Task Trade between Similar Countries." *Econometrica*, 2012, 80(2), pp.593-629.
- Hummels, D.; Ishii, J. and Yi, K.-M. "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade." *Journal of International Economics*, 2001, 54(1), pp.75-96.
- Johnson, R. C. and Noguera, G. "Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added." *Journal of International Economics*, 2012, 86(2), pp.224-236.
- Kee, H. L. and Tang, H. "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China." *American Economic Review*, 2016, 106(6), pp.1402-1436.
- Koopman, R.; Wang, Z. and Wei, S.-J. "Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade Is Pervasive.", *Journal of Development Economics*, 2012, 99(1), pp.178-189.



Koopman, R.; Wang, Z. and Wei, S.-J. "Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports." *American Economic Review*, 2014, 104(2), pp.459-494.

Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp.1695-1725.

Neumark, D. and Wascher, W. "Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws.", *ILR Review*, 1992, 46(1), pp.55-81.

Rebitzer, J. B. and Taylor, L. J. "The Consequences of Minimum Wage Laws Some New Theoretical Ideas." *Journal of Public Economics*, 1995, 56(2), pp.245-255.

Stewart, M. B. "The Employment Effects of The National Minimum Wage." *Economic Journal*, 2004, 114(494), pp.C110-C116.

Wang, Z.; Wei, S.-J. and Zhu, K. "Quantifying International Production Sharing at The Bilateral and Sector Levels." NBER working paper No. 19677, 2013.

Yi, K.-M. "Can Vertical Specialization Explain The Growth of World Trade?" *Journal of Political Economy*, 2003, 111(1), pp.52-102.

Minimum Wage and Domestic Value-added in Exports:

Evidence from Chinese Firms

Abstract: This paper discusses the impact of increasing minimum wage on the domestic value-added ratios (DVARs hereafter) of exporting enterprises in China, with theoretical and empirical methods. The theoretical framework shows that an increase in the minimum wage will influence DVARs through factor substitution channel and price markup channel. The former means that when the cost of certain unskilled labor rises, exporters will use more capital or intermediate goods in place of these workers, but the effectiveness of these alternative



options depends on the unskilled labor intensity of the production function. The latter emphasizes that minimum wage would lead to an adjustment of DVARS through affecting firms' pricing decisions. This paper uses China's micro-enterprise data during the period 2000 to 2007 in empirical analysis to prove theoretical expectations. We find that, first, compared with others, the negative effects of increasing minimum wage on processing exporters, firms with low productivity efficiency or low capital-labor ratios tend to be weakened; second, an increase in minimum wage will result in a significant decrease in firms' price markups, which will further bring about decreasing DVARS.

Key words: minimum wage, domestic value-added ratios, factor substitution, price markup

IGT 简介: 国际贸易研究系列 (Inside Global Trade) 是由中国社会科学院世界经济与政治研究所国际贸易研究室组织和发布的。该系列涉及的研究领域主要为国际经济与贸易; 主要成员包括余永定研究员、宋泓研究员、姚枝仲研究员、倪月菊研究员、田丰研究员、东艳研究员、李春顶教授、高凌云研究员、马涛副研究员、张琳博士和苏庆义副研究员。

声明: 本报告为非成熟稿件, 仅供内部讨论。报告版权为中国社会科学院世界经济与政治研究所国际贸易研究室所有, 未经许可, 不得以任何形式翻版、复制、上网和刊登。本报告仅代表作者的个人观点, 并不代表所在单位的观点。

欢迎通过扫描下面的二维码订阅和关注我们的微信公众平台 (微信号: iwep_ite, 名称: 社科国贸)

