

出口贸易、技术进步的 偏向性与我国工资不平等

邵敏 刘重力*

摘要: 本文对 2002—2007 年我国工业行业工资不平等的变化进行分解,并将出口贸易的影响纳入分解框架,结果表明,我国工业行业工资不平等程度的变化主要由行业内变化即技术进步引致,而行业出口贸易密集度的提高会使该行业发生相对地更偏向技能劳动力的技术进步,从而提高行业内的工资不平等程度。计量模型的估计结果也表明行业出口贸易密集度与工资不平等存在着显著的正相关关系,且这种显著的正相关关系并非由二者间的反向因果关系所致。样本期间内,出口贸易密集度的变化对我国工业行业工资不平等变化的实际贡献约为 17.32%~22.51%。而综合来看,行业技术进步偏向对其工资不平等的实际解释力约为 51.13%。因此,应注重提高我国出口商品的技术含量,同时应创造条件强化出口行为的“干中学”效应。

关键词: 出口贸易 偏向技能型技术进步 工资不平等

一、问题的提出

根据 H-O 定理和斯托珀-萨缪尔森定理,国际贸易会提高一国丰裕要素所有者的实际收入,而降低稀缺要素所有者的实际收入。因此,随着各国贸易规模的不断扩大,发达国家的工资不平等^①程度会不断上升,而发展中国家的工资不平等程度会不断下降。但在过去的二十多年中,工资不平等程度上升的现象却在许多发达国家和发展中国家均有不同程度的体现,即贸易自由化进程中工资不平等程度的变化在发达国家与发展中国家呈现出了相同的时间趋势。许多学者将这一相同变化趋势的原因归结于全球范围的偏向技能型技术进步^②(如 Berman, et al, 1998)。

从现有文献来看,经济学家们大都把发展中国家贸易自由化与工资不平等上升同时出现的现象归因于贸易自由化所导致的偏向技能型技术进步。Wood(1994)提出了“防御性技术创新”概念,认为贸易开放度的提高所引起的激烈竞争会促使企业更多地创新技术来应对,从而使技术进步更偏向于技能劳动力,增加对技能劳动力的需求。Thoenig 和 Verdier(2003)对“防御性技术创新”建立了理论模型。Acemoglu(2003)构建了一个理论模型将贸易开放与技术进步的偏向性联系起来,并得出结论认为贸易开放会引致偏向技能劳动力的技术进步,从而提高发达国家与发展中国家的工资不平等。

上述文献都主要集中于研究“进口渗透率的提高”或“关税水平的下降”这两个指标所刻画的贸易自由化对国内工资不平等的影响,却忽略了以出口贸易度量的贸易自由化进程。而另一方面,虽然大量经验文献都验证了出口贸易对技术进步的正向促进作用,如 Delgado 等(2002)、Loecker(2007)等,但这类文献并没有

* 邵敏,南开大学国际经济与贸易系,邮政编码:300071,电子信箱:shaominyaya@126.com;刘重力,南开大学国际经济与贸易系,邮政编码:300071,电子信箱:luz@nankai.edu.cn

感谢匿名审稿人的有益建议,当然文责自负。

① 本文所指的“工资不平等”即为技能劳动力与非技能劳动力的工资差异。

② 偏向技能型技术进步会提高对技能劳动力的相对需求,从而提高其相对工资,使工资不平等程度加深。Aghion 和 Howitt(1998)阐述了偏向技能型技术进步使工资不平等程度加深的机制。

指出这种技术进步的偏向性。因此, 本文选择出口贸易作为主要分析对象。^①

近年来, 中国的工资不平等問題日益受到关注。关于开放经济条件下中国工资不平等的文献主要集中于研究吸引外资与中间投入品贸易对我国工资不平等的作用。(1)研究吸引外资对我国工资不平等影响的文献包括: 包群和邵敏(2008)利用1998–2004年我国36个工业行业的面板数据, 实证考察了外资对我国工资不平等的影响, 并得出结论认为总体而言外资的进入扩大了我国工业行业的工资不平等。Zhao(2001)则认为即使FDI没有带来过高的技术, 由于其对劳动力流动成本的补偿性工资, 技能劳动力的相对工资也可能提高。Wu(2000)通过构建理论模型分析得出贸易自由化与吸引外资会促进中国的技术进步, 提高其国内技能劳动力的相对工资。(2)研究中间投入品贸易对我国工资不平等影响的文献包括高寿华(2008)等, 这类文献得出的基本结论为中间投入品的进口会提高工资不平等。此外, 也有部分文献研究了贸易开放对我国工资不平等的影响。例如, Xu和Li(2007)利用世界银行从中国五大城市抽取的1500家企业的数据(1998–2000年)来研究中国企业对技能劳动力需求上升的原因, 估计结果表明贸易开放对中国工资不平等的直接效应为负。Tsou等(2006)利用中国台湾制造业企业的数据, 分析发现出口会提高工资不平等。

本文将根据Bernard和Jensen(1997)的方法, 将2002–2007年我国工业行业工资不平等的变化分解为两部分: 行业间的变化与行业内的变化。其中, 行业间的变化主要与产品需求变化相关, 行业内的变化主要与行业内技术进步的偏向性相关。在此基础上, 我们再将出口贸易的影响引入分解框架。该分解框架下得出的主要结论为: 我国工业行业工资不平等程度的变化主要由行业内变化即技术进步引致。而行业出口贸易密集度的提高, 会使该行业发生相对地更偏向技能劳动力的技术进步, 从而提高行业内的工资不平等程度。本文接着将建立计量模型对该结论进行检验, 同时考察行业工资不平等的其他影响因素。

文章的结构安排如下: 第二部分对我国工业行业工资不平等的变化进行了分解, 并将出口贸易的影响引入分解框架; 第三部分为计量模型的构建与变量选取, 并对主要变量进行描述性统计分析; 第四部分为计量检验与实证分析; 第五部分为本文的主要结论及政策含义。

二、出口贸易与工资不平等: 一个分解框架

借鉴Bernard和Jensen(1997)的思想, 我们将2002–2007年^②我国工业行业工资不平等的变化进行分解。基本的分解方程为:

$$\Delta P = \sum_i \Delta S_i \bar{P}_i + \sum_i \Delta P_i \bar{S}_i \quad (1)$$

$i = 1, 2, \dots, 36$ 为36个工业行业^③。 ΔP 为样本期间内工业行业技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬比重值的变化; $P_i = WS_i / WUS_i$ 为行业 i 中技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬总额的比值; $S_i = WUS_i / WUS$ 为行业 i 非技能劳动力劳动者报酬总额在整个工业行业非技能劳动力劳动者报酬总额中的占比; \bar{P}_i 和 \bar{S}_i 分别为样本期间内 P_i 和 S_i 的均值。其中, $WS_i = w_{s_i} \times l_{s_i}$ 为行业 i 的技能劳动力的劳动者报酬总额, $WUS_i = w_{us_i} \times l_{us_i}$ 为行业 i 非技能劳动力的劳动者报酬总额, $WUS = w_{us} \times l_{us}$ 为36个行业非技能劳动力劳动者报酬总额。其中, w_{s_i} 和 w_{us_i} 分别为行业 i 中技能与非技能劳动力的人均劳动者报酬, w_{us} 为36个行业非技能劳动力的人均劳动者报酬; l_{s_i} 和 l_{us_i} 分别为行业 i 中技能与非技能劳动力的从业人员数, l_{us} 为36个行业非技能劳动力的从业人员数。

式(1)右边第一项为行业间的变化, 反映了 ΔP 在多大程度上由行业间的劳动力流动引致。右边第二项为行业内的变化, 反映了 ΔP 在多大程度上由行业内技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬总额比重的变化引致。

^①Giliches(1979)将技术外溢划分为两种类型: 纯知识型外溢(pure knowledge spillovers)和物质型外溢(pecuniary spillovers), 其中前者能产生动态的增长效应, 而后者并不能促进长期的经济增长。Funk(2001, p. 733)则指出出口贸易更多地属于纯知识型外溢(干中学), 进口贸易则更多地属于物质型外溢(先进中间产品的进口)。这也是本文选择出口贸易作为分析对象的原因之一。

^②样本期间的确定详见第三部分。

^③“其他采矿业”、“木材及竹材采运业”、“工艺品和其他制造业”、“废弃资源和废旧材料回收加工业”等四个行业由于数据不全不包括在行业样本之内。

注意到, P_i 度量的只是技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬的比值, 而并不是工资不平等程度 $w = w_{s_i} / w_{us_i}$ 。由此考虑另一分解方程:

$$\Delta Q = \sum_i \Delta E_i \bar{Q}_i + \sum_i \Delta Q_i \bar{E}_i \tag{2}$$

ΔQ 为样本期间内工业行业技能劳动力与非技能劳动力从业人员比值的变化; $Q_i = l_{s_i} / l_{us_i}$ 为行业 i 中技能劳动力与非技能劳动力从业人员比值; $E_i = l_{s_i} / l_{us}$ 为行业 i 非技能劳动力从业人员在整个工业行业非技能劳动力从业人员中的占比; \bar{Q}_i 和 \bar{E}_i 分别为样本期间内 Q_i 和 E_i 的均值。式 (2) 右边两项的含义与式 (1) 相似, 这里不再赘述。

由式 (1) 和式 (2) 可得, $w = w_{s_i} / w_{us_i} = P_i / Q_i$ 。由此可知, 当 P_i 的增长速度 g_P 大于 Q_i 的增长速度 g_Q 时, w 会上升, 且二者差距越大, w 的上升幅度越大。

因此, 这里首先运用式 (1) 和式 (2) 对 g_P 和 g_Q 进行分解^①, 得出二者分解后的行业间变化与行业内变化。类似于包群和邵敏 (2008), 本文也将科技活动人员视为技能劳动力 l_{s_i} , 非科技活动人员统一视为非技能劳动力 l_{us_i} 。由于各细分行业科技活动人员的劳动者报酬总额数据不可获得, 因而本文仍然采用“各细分行业科技活动人员劳务费 WS_i ”作为替代指标, 数据来源于《中国科技统计年鉴》相应各期。此外, 由于该年鉴中的这项指标只统计了大中型工业企业的科技数据, 所以本文用“大中型工业企业科技活动人员的人均劳务费”来表示科技活动人员的人均报酬。“非科技活动人员 l_{us_i} ”为“全部从业人员年平均人数”与“科技活动人员数”的差值, 从而“非科技活动人员劳动者报酬总额 WUS_i ”即为“全部从业人员劳动者报酬总额”与“科技活动人员劳务费”的差额, 其中“全部从业人员年平均人数”数据来源于《中国工业经济统计年鉴》相应各期, “全部从业人员劳动者报酬总额”数据来源于《中国劳动统计年鉴》相应各期。

根据 Bemard 和 Jensen (1997) 的观点, 对于分解式 (1) 和式 (2), 行业间变化均主要与产品需求变化相关, 行业内变化则均主要与行业内技术进步的偏向性相关。根据 Acemoglu (2003) 的观点, 技术进步的偏向性由两方面因素决定: 其一是价格效应, 即用于生产价格更高产品的技术进步越快。在价格效应的作用下, 技术进步更易于偏向稀缺要素。其二是市场规模效应, 即使用者越多的技术, 其技术进步的速度也越快。在市场规模效应的作用下, 技术进步更易于偏向丰裕要素。于是, 技术进步的偏向性取决于价格效应和市场规模效应的综合作用。因此, 对于发展中国家而言, 当行业内变化为正值时, 则说明价格效应大于市场规模效应, 技术进步总体偏向技能劳动力; 当行业内变化为负值时, 则说明价格效应小于市场规模效应, 技术进步总体偏向非技能劳动力。式 (1) 和式 (2) 的分解结果见表 1。

表 1		分解结果汇总				
	g_P			g_Q		
	全部	行业间	行业内	全部	行业间	行业内
全部	- 0.031	0.008	- 0.039	- 0.029	0.006	- 0.036
> median	- 0.018	0.009	- 0.027	- 0.021	0.004	- 0.025
< median	- 0.064	- 0.001	- 0.063	- 0.049	0.004	- 0.053

首先看 g_P 的分解结果。样本期间内我国工业行业技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬总额的比值下降了约 3.1%, 其中行业间变化值为 0.8%, 行业内变化值为 - 3.9%。行业间变化值接近于零, 由此可知, 样本期间内我国工业行业技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬总额比值的变化的变化主要由行业内变化即技术进步导致。再看 g_Q 的分解结果。样本期间内我国工业行业技能劳动力与非技能劳动力从业人员的比值平均下降了约 2.9%, 其中行业间变化值为 0.6%, 行业内变化值为 - 3.6%。行业间变化值仍然接近于零, 说明样本期间内我国工业行业技能劳动力与非技能劳动力从业人员比值的变化的变化也主要由行业内变化即技术进步引致。综合上述可知, 2002- 2007 年我国工业行业工资不平等程度的变化也主要由行业内变化即技术进步引致, 这与 Bemman 等 (1998) 等文献的结论一致。

对于 g_P 和 g_Q 的分解, 行业内变化均为负值, 由此说明样本期间内我国工业行业内的技术进步相对地偏

①基于总量的分解方程式并不能应用于基于平均量的分解, 因此我们无法直接对工资不平等进行分解。
© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net> 75

向非技能劳动力^①。 $g_P < g_Q$, 则由前文阐述可知, 样本期间内我国工业行业工资不平等总体呈下降趋势, 且这种下降趋势主要由行业内偏向非技能劳动力的技术进步引致。

为了考察出口贸易对我国工业行业工资不平等的影响及这种影响产生的机制, 我们以行业出口交货值与工业销售产值的比重作为行业出口贸易密集度的度量指标, 计算 2002-2007 年 36 个工业行业的出口贸易密集度的均值的中值, 并以该中值作为划分标准, 将 36 个工业行业划分为两个行业子集合: 出口贸易密集度较高的行业集合和出口贸易密集度较低的行业集合。然后运用分解式 (1) 和式 (2) 分别对这两个行业子集合的 g_P 和 g_Q 进行分解, 分解结果见表 1 的最后两行。

首先看出口贸易密集度较高行业集合的分解结果。样本期间内, 我国出口贸易密集度较高行业技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬比值平均下降了约 1.8%, 技能劳动力与非技能劳动力从业人员比值平均下降了约 2.1%, 二者的差异为 0.3 个百分点。由此可知, 样本期间内我国出口贸易密集度较高行业的工资不平等总体呈上升趋势。再看出口贸易密集度较低行业集合的分解结果。样本期间内, 我国出口贸易密集度较低行业技能劳动力与非技能劳动力劳动者报酬比值平均下降了约 6.4%, 技能劳动力与非技能劳动力从业人员比值平均下降了约 4.9%, 二者的差异为 -1.5 个百分点。由此可知, 样本期间内我国出口贸易密集度较低行业的工资不平等总体呈下降趋势。出口贸易密集度不同的行业, 其工资不平等的变化趋势也存在着一定的差异。如果将出口贸易密集度的变化趋势也考虑进来, 则样本期间内出口贸易密集度较高行业其出口贸易密集度总体呈上升趋势, 而出口贸易密集度较低行业其出口贸易密集度总体呈下降趋势, 即样本期间内我国出口贸易密集度的变化与行业工资不平等变化呈现出相同的变化趋势。

在出口贸易密集度较高与较低这两个行业子集合中, 工资不平等变化均主要由行业内变化引致, 且行业内变化值为负, 与工业行业的总体情况相同。但在出口贸易密集度较高的行业子集合中, g_P 与 g_Q 分解后的行业内变化的绝对值要小于出口贸易密集度较低的行业子集合。这说明, 与出口贸易密集度较低的行业相比, 出口贸易密集度较高的行业其技术进步相对地更偏向于技能劳动力。此外, 这两个行业子集合中工资不平等的行业间变化差异不大, 两个行业子集合中工资不平等的差异主要源于二者的行业内变化差异, 即技术进步的偏向性差异。

综合上述, 本部分得出主要结论为: 2002-2007 年我国工业行业工资不平等程度的变化主要由行业内变化即技术进步引致。而行业出口贸易密集度的提高, 会使该行业发生相对地更偏向技能劳动力的技术进步, 从而提高行业内的工资不平等程度。

三、模型与变量

类似于 Murphy 等 (1998) 的研究, 考察三种要素投入: 资本投入 K_t 、技能劳动力 S_t 和非技能劳动力 U_t 。为了便于分析, 假定劳动力 $L_t = S_t + U_t$ 充分就业。生产函数形式为:

$$Y_t = F(K_t, S_t, U_t) = K_t^\alpha \left[\lambda (A_t \cdot S_t)^\rho + (1-\lambda) (B_t \cdot U_t)^\rho \right]^{\frac{1-\alpha}{\rho}} \quad (\alpha, \rho < 1) \tag{3}$$

λ 为分配参数 ($0 < \lambda < 1$), 度量了生产的要素密集度。 $\sigma = 1 / (1 - \rho)$ 为技能劳动力与非技能劳动力间的替代弹性。当 $\sigma > 1$ 时, 技能劳动力与非技能劳动力为替代关系; 当 $0 < \sigma < 1$ 时, 技能劳动力与非技能劳动力为互补关系。本文假定 $\sigma > 1$ 。参数 A_t 和 B_t 分别为决定技能劳动力与非技能劳动力劳动生产率的技术进步, 因此 A_t, B_t 的提高则代表了偏向技能劳动力的技术进步。

假设劳动力市场完全竞争, 则有工资不平等 w_t 的表达式为:

$$w_t = \frac{w_{S_t}}{w_{U_t}} = \frac{\lambda}{1-\lambda} \left(\frac{A_t}{B_t} \right)^\rho \left(\frac{S_t}{U_t} \right)^{-(1-\rho)} = \frac{\lambda}{1-\lambda} \left(\frac{A_t}{B_t} \right)^{\frac{\rho-1}{\sigma}} \left(\frac{S_t}{U_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}}$$

即有:

$$\ln(w_t) = c + \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln \left(\frac{A_t}{B_t} \right) - \frac{1}{\sigma} \ln \left(\frac{S_t}{U_t} \right) \tag{4}$$

^①Acemoglu (2003) 证明了当技能劳动力与非技能劳动力为替代关系时, 市场规模效应大于价格效应。因此, 对于发展中国家而言, 技术进步会更偏向非技能劳动力。

工资不平等变化取决于技术进步的偏向性 A_i/B_i 和技能劳动力的相对供给 S_i/U_i 变化。^① 当 $\sigma > 1$ 时, $\partial \ln(w_i) / \partial \ln(A_i/B_i) > 0$ $\partial \ln(w_i) / \partial \ln(S_i/U_i) < 0$

由前文分解结果可知, 出口贸易密集度的提高会引致相对地更偏向技能劳动力的技术进步, 因此我们将技术进步偏向性 A_i/B_i 表达成如下形式:

$$\ln(A_i/B_i) = \alpha_1 \ln(rd_i) + \alpha_2 \ln(\text{export}_i) + \sum_j \beta_j CV_j \quad (5)$$

其中, export_i 为出口贸易密集度, rd_i 为本国的自主研发投入。加入 rd_i 变量的原因在于自主研发投入是本国技术进步的重要来源。 CV 为技术进步偏向性的其他影响因素。

将式 (5) 代入式 (4) 得到本文的基本回归方程:

$$\ln(w_{it}) = c + \alpha_1 \ln(rd_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{export}_{it}) + \alpha_3 \ln(S_{it}/U_{it}) + \sum_j \beta_j CV_j + \sum_k \gamma_k \alpha_k + \sum_t \theta_t \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

下标 i 和 t 分别代表行业和估计的样本期间。

由于样本期间内我国工业行业工资不平等变化主要由行业内变化引致, 所以本文接下来主要分析细分行业出口贸易密集度的变化对行业内工资不平等的影响, 同时也考察行业内研发密集度等因素对其的影响。因此, 本文将 36 个工业行业的工资不平等即 $\ln(w_{it})$ 作为被解释变量, 将行业内研发密集度 $\ln(rd_{it})$ 、出口贸易密集度 $\ln(\text{export}_{it})$ 、技能劳动力的相对供给 $\ln(S_{it}/U_{it})$ 作为解释变量, 同时控制行业技术进步偏向性的其他影响因素 CV 、与行业特征相关的行业特定效应 α_k 以及与时间趋势相关的时间特定效应 λ_t 。

各变量的定义及数据来源具体如下: (1) rd 为行业的技术开发投入密集度变量, 计算指标为行业大中型工业企业科技活动经费内部支出与行业产品销售收入之比。由于行业科技活动经费内部支出中包括了科技活动人员的劳动报酬, 因此我们在计算行业研发投入密集度时, 将科技活动人员的劳动报酬从科技活动经费内部支出中剔除了。(2) export 为行业的出口贸易密集度, 计算指标为行业出口交货值与行业工业销售产值之比。(3) S/U 为行业技能劳动力的相对供给指标, 由于缺乏各行业科技活动人员与非科技活动人员的供给数据, 我们以全国层面的科技活动人员相对供给数据作为替代指标。《中国劳动力市场职业供求数据查询系统》中提供了 2001–2005 年我国劳动力市场上按职业分组的供求人数, 而“中国劳动力市场”系统中提供了 2006 年和 2007 年全国部分城市抽样调查的劳动力市场供求状况分析报告^②。我们利用该套数据构建了全国层面科技活动人员相对供给指标, 即劳动力市场上专业技术求职人员与求职人员总数的比重。根据前文的分析, 我们预期 $\alpha_1 > 0$ $\alpha_2 > 0$ $\alpha_3 < 0$

估计式 (6) 中的控制变量 (即 CV) 包括: (1) 资本品的价格变量 $\ln price$, 根据盛仕斌和徐海 (1999) 的观点, 计算指标为行业利息支出与负债合计的比重。由 Griliches (1969) 提出的资本与非技能劳动力的替代弹性要大于资本与熟练劳动力的替代弹性, 意味着资本投入的增加会提高技能劳动力的边际产品, 同时降低非技能劳动力的边际产品, 进而会提高工资不平等。此即“资本–技术互补性”。本文以资本品价格作为资本投入的度量指标。(2) 行业中企业规模变量 $scale$, 计算指标为行业的产品销售收入与工业企业单位数的比重。许多实证研究表明企业生产规模和技术密集度正相关, 即随着企业生产规模的扩大, 它对技能劳动力的相对需求会上升, 从而工资不平等程度也会上升。由于加入的控制变量不能与主要解释变量 export 存在因果关系, 即控制变量本身不能为该解释变量的“果”, 为此我们将上述两个变量的滞后一期值作为控制变量, 数据形式仍然为对数形式。

行业科技活动经费内部支出数据来源于《中国科技统计年鉴》各期, 其他指标构建数据如无特别说明均来源于《中国工业经济统计年鉴》各期。

各变量的基本统计信息见表 2。

这里我们主要关注工业行业工资不平等变量 $\ln(w)$ 的统计信息。通过计算 2002–2007 年 36 个工业行业工资不平等 $\ln(w)$ 的均值发现, 36 个行业中, 只有黑色金属矿采选业、电气蒸汽热水的生产和供应业、煤

①在充分就业的假定条件下, 劳动力供给等于劳动力需求。

②该套数据将我国劳动力市场上的求职人员按职业分组为 7 类: 单位负责人、专业技术人员、办事人员和有关人员、商业和服务业人员、农林牧渔水利生产人员、生产运输设备操作工和其他求职人员。

气生产和供应业三个行业的 $\ln(w)$ 均值均为负, 其他 33 个行业的 $\ln(w)$ 均值均为正。由此说明, 我国工业行业科技活动人员的人均劳动者报酬基本高于同行业内的非科技活动人员。样本期间内, 36 个行业中, $\ln(w)$ 均值最大者为通信设备及其他电子设备制造业, 其工资不平等程度 w 的均值达 2 980 即该行业中科技人员的平均工资约为非科技人员的 2 98 倍; $\ln(w)$ 均值最小者为电气蒸汽热水的生产和供应业, 其工资不平等程度仅为 0 831, 即该行业中科技人员的平均工资低于非科技人员, 仅为非科技人员平均工资的 0 831 倍。

表 2 各变量的基本统计信息							
变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最大值	最小值	符号
$\ln(w)$	工资不平等程度	216	0 417	0 337	1 452	- 0 538	
关键解释变量							
$\ln(rd)$	技术开发投入密集度	216	- 5 324	0 810	- 3 916	- 7 607	+
$\ln(export)$	出口贸易密集度	216	- 2 419	1 375	- 0 362	- 6 493	+
$\ln(S/U)$	技能劳动力的相对供给	216	- 2 055	0 093	- 1 923	- 2 158	-
两个控制变量							
$\ln(kprice)$	资本品的价格	215	- 3 973	0 335	- 2 496	- 5 463	-
$\ln(scale)$	行业中企业规模	216	- 0 256	1 095	3 796	- 2 001	+

以各行业 $\ln(w)$ 的 2007 年值与 2002 年值的差值符号作为其工资不平等变化总体趋势的判断标准, 即如果差为正值, 则说明样本期间内行业工资不平等的总体变化趋势为上升趋势; 反之, 则为总体下降趋势。计算该差值发现, 样本期间内共有 17 个行业的工资不平等总体呈上升趋势, 其中上升幅度最大的行业为家具制造业; 其余 19 个行业的工资不平等则总体呈下降趋势, 其中下降幅度最大的行业为黑色金属矿采选业。

四、计量检验与实证分析

(一) 36 个工业行业面板数据的实证分析

本文采用固定效应模型和可行的广义最小二乘法 (FGLS)^①对式 (6) 进行估计, 且对异方差进行了处理。由于变量 $\ln(S/U)$ 为全国层面的数据, 如果加入时间特定效应虚拟变量, 则会产生完全共线性问题, 因此估计模型中并不加入时间特定效应, 而将时间特定效应的影响纳入变量 $\ln(S/U)$ 的估计系数中。表 3 报告了模型 (6) 的固定效应和 FGLS 估计结果。第 ① 列至第 ③ 列为固定效应模型估计结果。在第 ① 列的估计模型中, 我们不加入 $\ln(kprice)$ 和 $\ln(scale)$ 这两个控制变量。第 ② 列和第 ③ 列估计模型则是分别在第 ① 列估计模型的基础上逐步加入控制变量 $\ln(kprice)$ 和 $\ln(scale)$ 。第 ④ 列至第 ⑥ 列估计模型为 FGLS 估计结果, 各列模型的构建与固定效应模型相同。

表 3 模型 (6) 的主要估计结果						
	固定效应模型			FGLS		
	①	②	③	④	⑤	⑥
$\ln(rd)$	0 139** (0 066)	0 140** (0 068)	0 150** (0 068)	0 094** (0 041)	0 094* (0 042)	0 095** (0 041)
$\ln(export)$	0 060* (0 034)	0 062* (0 038)	0 066** (0 032)	0 078*** (0 023)	0 078*** (0 023)	0 067*** (0 024)
$\ln(S/U)$	- 0 641*** (0 150)	- 0 637*** (0 151)	- 0 627*** (0 147)	- 0 594*** (0 061)	- 0 591*** (0 061)	- 0 574*** (0 067)
$\ln(kprice)$		- 0 015 (0 054)	- 0 145 (0 072)		- 0 027 (0 030)	- 0 092** (0 037)
$\ln(scale)$			- 0 201*** (0 068)			- 0 126*** (0 033)
R^2	0 762	0 762	0 776	-	-	-
observations	216	215	215	216	215	215
cross-sections	36	36	36	36	36	36

注: 括号内为估计系数的标准差。*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

固定效应模型与 FGLS 的估计结果基本相同。首先关注模型 (6) 中影响工资不平等的三个关键变量即 $\ln(export)$ 、 $\ln(rd)$ 和 $\ln(S/U)$ 的估计结果。在六个估计模型中, 变量 $\ln(export)$ 的估计系数基本在大于或等

① FGLS 方法的优点在于其在估计过程中允许面板内存在 | 阶自回归和跨截面的异方差, 而不影响估计结果的稳健性。

78
© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

于 10% 的显著性水平下显著为正, 其大小在区间 $[0.060, 0.078]$ 内波动 (波动幅度较小)。这说明出口贸易密集度的正向变化会提高行业的工资不平等, 这与分解框架下得出的结论一致。由此验证了样本期间内我国工业行业出口贸易密集度的提高会使该行业发生相对地更偏向技能劳动力的技术进步, 这与 Wu (2000)、Tsou 等 (2006) 得出的主要结论基本一致。变量 $\ln(rd)$ 的估计系数均在 5% 的显著性水平下显著为正, 其大小在区间 $[0.094, 0.150]$ 内波动, 由此可知, 技术开发投入密集度变量对工资不平等的边际影响大于出口贸易密集度, 这说明我国工业行业内偏向技能劳动力型技术进步的主要源动力在于自主研发。变量 $\ln(S/U)$ 的估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为负, 其大小在区间 $[-0.614, -0.574]$ 内波动。这三个变量估计系数的符号及其显著性与前文分析一致, 即行业出口贸易密集度和技术开发密集度的提高均会提高行业工资不平等程度, 技能劳动力相对供给的增加则会降低行业工资不平等程度。

参照 Fields (2002) 的分解方法识别出上述三个变量的解释力。Fields 分解的基本方法为: 假定方程共有 J 个解释变量, s_j 表示被解释变量差异中解释变量 j 的贡献:

$$s_j = \frac{\text{cov}(\beta_j x_j, \ln y)}{\text{var}(\ln y)} \tag{7}$$

其中 x_j 和 β_j 分别为因变量 $\ln y$ 的解释因素及其相应的估计系数。
利用该分解式计算上述三个变量对 $\ln(w)$ 变化的贡献, 计算结果见表 4。

表 4	各自变量变化对因变量变化的解释力 (2002– 2007 年)					
	①	②	③	④	⑤	⑥
$\ln(rd)$	7.42%	7.48%	8.01%	5.02%	5.02%	5.07%
$\ln(\text{export})$	17.32%	17.89%	19.05%	22.51%	22.51%	19.34%
$\ln(S/U)$	3.44%	3.42%	3.37%	3.19%	3.17%	3.08%
$\ln(kprice)$						14.13%
$\ln(scale)$			20.08%			12.59%

$\ln(\text{export})$ 变化对 $\ln(w)$ 变化的贡献为 17.32% ~ 22.51%, $\ln(rd)$ 变化对 $\ln(w)$ 变化的贡献为 5.02% ~ 8.01%, 而 $\ln(S/U)$ 变化对 $\ln(w)$ 变化的贡献为 3.08% ~ 3.44%。由此可知, 样本期间内我国工业行业出口贸易密集度的变化对其工资不平等的变化具有相当的解释力, 而行业技术开发密集度的变化及技能劳动力的相对供给变化二者的解释力均较小, 二者解释力之和仍显著小于出口贸易密集度变化的解释力。这说明行业技术开发密集度变量对工资不平等的边际影响大于出口贸易密集度变量, 但由于前者的标准差显著小于后者 (见表 2), 因而技术开发密集度变化的解释力要小于出口贸易密集度变化。而由于 $\ln(S/U)$ 变量的估计系数还度量了其他时间特定效应的影响, 因此这里我们并不能对其实际作用大小作出判断。

(二) 估计结果的稳健性分析

这里主要考虑出口贸易密集度的内生性问题。存在着这样一种可能性: 工资不平等程度较高的行业, 其市场竞争力也较强, 从而出口也会相对较多。在这种情况下, 出口贸易密集度变量显著为正, 但并不能得出“出口贸易密集度的提高会增加行业的工资不平等程度”这一结论, 即出口贸易密集度与工资不平等间可能存在着正的反向因果关系。本文采用两种方法检验这种可能的反向因果关系。

首先, 借鉴 Beck (2002)^① 的方法, 我们计算 2002– 2007 年 36 个细分行业 $\ln(w)$ 的均值, 并将其按降序排列, 以中值作为标准, 将样本划分为两个子样本: $\ln(w)$ 均值大于中值的子样本 1 和 $\ln(w)$ 均值小于中值的子样本 2。如果存在上述正的反向因果关系, 则我们预期子样本 2 中出口贸易密集度变量的估计系数将不显著或为负; 反之, 如果子样本 2 中出口贸易密集度变量的估计系数仍然显著为正, 则可以认为前文结论并非由正的反向因果关系所致。Beck (2002) 对两个子样本分别进行回归, 但由于本文的主要目的是比较全部样本、子样本 1 和子样本 2 下出口贸易密集度变量估计系数大小和符号的差异, 为了克服样本大小不一致对这种差异的影响, 我们借鉴蒋殿春和张宇 (2006) 的方法, 在估计模型中加入交叉乘积项 $dum \times \ln(\text{export})$, 其

①大多数经验文献处理这种可能的“反向因果关系”的通常做法是, 寻找一个与出口贸易密集度变量相关, 但不受当期工资不平等影响的工具变量, 然后运用 2SLS 方法进行估计。但这会遭遇两个问题: 一是工具变量的选取问题, 在行业数据层面上很难找到一个完全外生的工具变量; 二是当寻找的工具变量与内生变量间相关性较低时, 2SLS 估计是强有偏的 (Angrist and Pischke, 2008)。

中 dum 为虚拟变量, 当行业属于子样本 1 时取值为 1, 属于子样本 2 时取值为 0。运用与前文相同的回归方法, 对估计式 (6) 进行重新估计, 估计模型为表 3 中的第 ③列和第 ⑥列模型, 估计结果见表 5。

根据前述, 如果出口贸易密集度与工资不平等间可能存在着正的反向因果关系, 则我们预期变量 $\ln(\text{export})$ 的估计系数不显著或显著为负。但由表 5 可知, 在固定效应模型与 FGLS 的估计结果下, $\ln(\text{export})$ 的估计系数分别在 10% 和 5% 的显著性下显著为正。因此, 我们可以得出结论认为“出口贸易密集度的提高会增加行业的工资不平等程度”这一结论并非由反向因果关系所致。

表 5 稳健性分析

	Beck(2002)		Angrist和 P ischke(2008)	
	固定效应	FGLS	固定效应	FGLS
$\ln(rd)$	0.145 ^{***} (0.066)	0.086 ^{**} (0.042)	0.149 ^{**} (0.068)	0.095 ^{***} (0.042)
$\ln(\text{export})$	0.051 [*] (0.031)	0.057 ^{**} (0.024)	0.061 (0.071)	0.066 [*] (0.039)
$dum \times \ln(\text{export})$	0.278 [*] (0.167)	0.211 [*] (0.117)		
$\ln(\text{export}_{t+1})$			0.007 (0.072)	0.003 (0.037)
$\ln(S/U)$	-0.582 ^{**} (0.146)	-0.555 ^{***} (0.068)	-0.624 ^{***} (0.141)	-0.573 ^{**} (0.068)
$\ln(kprice)$	-0.125 [*] (0.071)	-0.083 ^{**} (0.039)	-0.143 [*] (0.077)	-0.091 ^{**} (0.037)
$\ln(scale)$	-0.193 ^{**} (0.068)	-0.127 ^{***} (0.033)	-0.197 ^{**} (0.081)	-0.124 ^{***} (0.036)
R^2	0.779	-	0.776	-
observations	215	215	215	215
cross-sections	36	36	36	36

注: 括号内为估计系数的标准差。*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

其次, 借鉴 Angrist和 P ischke(2008) 的思想, 考察如下回归式:

$$\ln(w_{it}) = c + \alpha_1 \ln(rd_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{export}_{it}) + \varphi \ln(\text{export}_{it+1}) + \alpha_3 \ln(S_{it}/U_{it}) + \sum_j \beta_j CV_j + \sum_k \gamma_k C_k + \sum_t \theta_t \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

估计式 (8) 中, 如果变量 $\ln(\text{export}_{it+1})$ 的估计系数 φ 通过了显著性检验则说明出口贸易密集度变量与工资不平等存在着反向因果关系, 反之, 则说明二者不存在反向因果关系。仍然采用表 3 的第 ③列和第 ⑥列模型对该式进行估计, 变量 $\ln(\text{export}_{it+1})$ 数据样本期间为 2003–2008 年, 其中 2008 年工业行业细分行业出口交货值数据来源于《中国统计月报数据 (2008)》, 细分行业工业销售产值数据来源于《中国统计年鉴 (2009)》。估计结果见表 5。

在固定效应和 FGLS 估计下, 变量 $\ln(\text{export}_{it+1})$ 的估计系数均未能通过显著性检验, 由此可以判断, “出口贸易密集度的提高会增加行业的工资不平等程度”这一结论并非由反向因果关系所致。

综观表 3 的第 ③列和第 ⑥列以及表 5 的估计结果, 笔者发现在 36 个工业行业样本下, 变量 $\ln(kprice)$ 的估计系数为负, 且基本在 10% 或 5% 的显著性水平下显著。这说明我国工业行业的资本投入也存在着“资本–技术互补性”, 即资本与非技能劳动力的替代弹性要大于资本与熟练劳动力的替代弹性, 该结论支持了 Griliches(1969)、Krusell 等 (2000)、Winchester 和 Greenaway (2005) 等文献的观点。变量 $\ln(scale)$ 的估计系数在 1% 或 5% 的显著性水平下显著为负, 这与前文预期并不一致。主要是因为根据 Dinopoulos, Syropoulos 和 Xu(2001) 的观点, 企业生产规模与技术密集度正相关的前提条件之一为“生产规模经济, 即规模扩大会使单位成本下降”, 而本文变量 $\ln(scale)$ 显著为负的估计系数说明我国大多数工业行业并不存在着规模经济, 甚至还可能存在着规模不经济, 即生产方式仍为粗放型。

仍然运用式 (7) 计算变量 $\ln(kprice)$ 和变量 $\ln(scale)$ 二者的变化对 $\ln(w)$ 的变化的贡献, 计算结果见表 4 的最后两行。结果表明, 样本期间内变量 $\ln(kprice)$ 变化对 $\ln(w)$ 变化的解释力为 14.13%, 而 $\ln(scale)$ 变化对 $\ln(w)$ 变化的解释力为 12.59% ~ 20.08%。样本期间内, 模型 (4) 中各变量变化对 $\ln(w)$ 变化的解释力之和约为 54.21% (根据第 ⑥列模型的估计结果计算而得), 其中出口贸易密集度变化的解释力最大, 行业生产规模和资本品价格变化的解释力次之, 行业技术开发密集度变化的解释力最小。

综合前述估计结果,并结合式(4)和式(5)可知,样本期间内行业技术进步偏向对其工资不平等的实际解释力约为 51.13% (= 54.21% - 3.08%)。同时结合 $\partial \ln(w_t) / \partial \ln(A_t/B_t) > 0$ 可知, $\partial \ln(A/B) / \partial \ln(rd) > 0$, $\partial \ln(A/B) / \partial \ln(\text{export}) > 0$, $\partial \ln(A/B) / \partial \ln(kprice) > 0$, 即自主研发、出口贸易技术外溢和资本投入均有利于偏向技能劳动力型技术进步。

五、主要结论及政策含义

本文在 Bernard 和 Jensen(1997)的分解框架下,将 2002-2007 年我国工业行业工资不平等的变化分解为两部分:行业间的变化与行业内的变化。分解结果表明我国工业行业工资不平等程度的变化主要由行业内变化即技术进步引致。将出口贸易的影响引入分解框架后,分析发现行业出口贸易密集度的提高,会使该行业发生相对地更偏向技能劳动力的技术进步,从而提高行业内的工资不平等程度。本文通过计量模型的构建对上述结论进行了检验,得出主要结论如下:

行业出口贸易密集度的提高能够显著地提高行业内的工资不平等,且这种显著的正向作用并非由二者间的反向因果关系导致。样本期间内,出口贸易密集度的变化对工资不平等变化的贡献为 17.32% ~ 22.51%,为模型中所有变量解释力最大者。自主研发投入变化、资本品价格变化、行业中企业规模变化等因素对工资不平等的实际解释力分别约为 5.07%、14.13% 和 12.59%,由此得到样本期间内行业技术进步偏向对其工资不平等的实际解释力约为 51.13%。

出口贸易密集度的提高会提高工资不平等,从而出口贸易密集度的提高,尤其是技术密集型行业出口贸易密集度的提高,将为我国的人力资本积累提供激励,这又会通过规模效应使技术进步进一步地更偏向技能劳动力。出口贸易密集度的提高会引致相对更偏向技能劳动力的技术进步,由此提醒我们应该注重提高我国出口商品的技术含量,增加高技术产品的出口比重,通过价格效应使我国的技术进步相对地更偏向技能劳动力。同时,应创造条件强化出口行为的“干中学”效应。此外,自主研发投入对技术进步偏向性的边际影响较大,但其实际作用却很小,由此提醒我们较大幅度地提高自主研发投入力度,会显著促进我国偏向技能型技术进步。目前我国自主研发投入增长较慢,应强化知识产权保护,鼓励企业自主研发,对企业的自主研发活动进行一定程度的补贴。

参考文献:

1. 包群、邵敏, 2008《外商投资与东道国工资差异:基于我国工业行业的经验研究》,《管理世界》第 5 期。
2. 董书礼, 2004《跨国公司在华设立研发机构与我国产业技术进步》,《中国科技论坛》第 2 期。
3. 蒋殿春、张宇, 2006《行业特征与外商直接投资的技术溢出效应:基于高新技术产业的经验分析》,《世界经济》第 10 期。
4. 盛仕斌、徐海, 1999《要素价格扭曲的就业效应研究》,《经济研究》第 5 期。
5. 吴要武、蔡昉, 2006《中国城镇非正规就业:规模与特征》,《中国劳动经济学》第 4 期。
6. Acemoglu Daron 2003 “Patterns of Skill Premium” *Review of Economic Studies* 70(2): 199-230
7. Angrist Joshua D., and Jom-Steffen Pischke 2008 *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton N. J.: Princeton University Press Chapter 5.
8. Beck Thorsten 2002 “Financial Development and International Trade: Is There a Link?” *Journal of International Economics* 57(1): 107-131.
9. Bernard E., J. Bound and S. Machin 1998 “Implications of Skill-biased Technological Change: International Evidence” *Quarterly Journal of Economics* 113(4): 1245-1280
10. Bernard Andrew B., and J. Bradford Jensen 1997. “Exporters, Skill Upgrading and the Wage Gap” *Journal of International Economics* 42(1-2): 3-31.
11. Delgado Miguel A., Jose C. Farinas and Sonia Ruano 2002 “Firm Productivity and Export Markets: A Non-parametric Approach” *Journal of International Economics* 57(2): 397-422.
12. De Loecker Jan 2007 “Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia” *Journal of International Economics* 73(1): 69-98
13. Dinopoulos E., C. Syropoulos and B. Xu 2001. “Intra-industry Trade and Wage Income Inequality” Mimeo University of Florida
14. Fields Gary S 2003 “Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method with Application to the Distribution of Earnings in the United States” *Research in Labor Economics* 22: 1-38
15. Funk Mark 2001 “Trade and International R&D Spillovers among OECD Countries” *Southern Economic Journal* 67(3): 725-736
16. Griliches Zvi 1979. “Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth” *Bell Journal of Economics* 10(1): 92-116

(下转第 89 页)

- Highways ” *International Tax and Public Finance*, 2: 459–468.
24. Munnell A. 1992 “ Infrastructure Investment and Economic Growth ” *Journal of Economic Perspectives*, 6(4): 189–198
25. Pereira A. M., and O. Roca-Sagales 2003 “ Spillovers Effects of Public Capital Formation: Evidence from the Spanish Regions ” *Journal of Urban Economics*, 53: 28–256
26. Rey S., and M. Janikas 2005 “ Regional Convergence, Inequality and Space ” *Journal of Economic Geography*, 5: 155–176

Infrastructure, Spatial Spillover and Regional Economic Growth

Wei Xiaohai

(School of Economics and Management, South China Normal University)

Abstract Based on China's panel data of 29 provinces during 1991–2006, this paper employs spatial econometrics to examine the influence of infrastructure on economic growth. The results show that: (1) Infrastructure and economic growth exhibit a distinct spatial clustering feature, and most provinces belong to high–high or low–low regions; (2) Urbanization, as the comprehensive index to reflect infrastructure conditions, can effectively promote the gathering of population and industries, thus realizing increasing returns effect and economic growth; (3) The development of transportation infrastructure has shortened the spatial distance among regions, lowered transportation and transaction costs, thus facilitating economic transactions among regions and realizing economic growth.

Key Words Infrastructure, Economic Growth, Spatial Spillover, Spatial Econometric Model

JEL Classification C31, H54, R11, R12

(责任编辑: 孙永平、陈永清)

(上接第 81 页)

17. Knusel, Per, Lee E. Ohanian, Jose-Victor Rios-Rull and Giovanni L. Violante 2000 “ Capital–skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis ” *Econometrica*, 68(5): 1029–1053.
18. Murphy, Kevin, Craig Riddell and Paul Romer 1998 “ Wages, Skills, and Technology in the United States and Canada ” NBER Working Paper 6638.
19. Thoenig Mathias and Thierry Verdier 2003 “ A Theory of Defensive Skill–biased Innovation and Globalization ” *American Economic Review*, 93(3): 709–728.
20. Tsou Meng-Wen, Jin-Tan Liu, Cliff J. Huang 2006 “ Export Activity, Firm Size and Wage Structure: Evidence from Taiwanese Manufacturing Firms ” *Asian Economic Journal*, 20(4): 333–354.
21. Winchester Niven, and David Greenaway 2005 “ Rising Wage Inequality and Capital–skill Complementarity. ” University of Otago Economics Discussion Papers 0528.
22. Wood, Adrian 1994 *North–South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill–driven World*. Oxford: Clarendon Press.
23. Wu Xiaodong 2000 “ Foreign Direct Investment, Intellectual Property Rights, and Wage Inequality in China ” *China Economics Review*, 11(4): 361–384.
24. Xu Bin, and Wei Li 2007. “ Trade, Technology, and China's Wage Inequality. ” *Minq China Europe International Business School*.
25. Zhao Yaohui 2001 “ Foreign Direct Investment and Relative Wages: The Case of China ” *China Economic Review*, 12(1): 40–57.

Export, Bias of Technological Change and Wage Inequality in China

Shao Min and Liu Zhongli

(International Economics and Trade Department, Nankai University)

Abstract This paper seeks to identify the causal effect of export on wage inequality. We firstly decompose the changes of the wage inequality in China's industrial sector during the period of 2002–2007, and then introduce the impact of export into the decomposition framework. The main finding is that changes in wage inequality in industrial sector are mainly caused by technological progress within sectors. Increase in the export intensity would cause a relatively more skill–biased technological progress, and then an upward change in the wage inequality. We establish an econometric model and estimate it to test the main decomposition findings with industrial level data. Our estimation results suggest that export intensity is significantly positively related with wage inequality, which is not the result of reverse causality. During the sample period, changes in export intensity account for 17.32% ~ 22.51% of the changes in wage inequality in industrial sector. On the whole, the skill–bias of technological change can actually explain 51.13% of the change in wage inequality. Based on the empirical analysis, this paper suggests that government should focus on improving the technical level of export, and should also create conditions for strengthening the “learning by doing” effect of export behavior.

Key Words Export, Skill–biased Technological Change, Wage Inequality

JEL Classification F23, E25, C23

(责任编辑: 陈永清)