



企业异质性、人力资本质量与全要素生产率

——来自 2015 年广东制造业企业一员工匹配调查的经验证据

李 唐 韩 笑 余 凡

摘 要：通过构建人力资本质量模型，对不同类型企业人力资本质量对于全要素生产率的因果效应进行实证检验，笔者发现：人力资本质量对全要素生产率具有显著的正向因果效应，并且对不同企业分组回归，人力资本质量的影响程度存在异质性。对外资、非出口和非高科技企业，人力资本质量的影响程度更强，而对于加工贸易出口企业则不显著。为促进中国经济转型升级，应重视提高人力资本质量，并通过产业结构调整政策优化人力资本质量在不同类型企业的资源配置。

关键词：人力资本质量；全要素生产率；匹配数据

一、问题的提出

近年来，中国经济正处于“结构性减速”的关键发展期。随着劳动力供给“刘易斯拐点”的到来，中国经济的“人口红利”渐趋消失。提高人力资本质量、改善劳动力要素投入结构已成为“十三五”期间中国经济实现均衡、稳健、有质量的中高速增长的内生要求（胡鞍钢等，2013：72-77；程虹，2014：1-12）。

新增长理论家普遍认为，劳动力生产要素具有显著的个体差异。随着劳动力在健康、教育和技能水平等方面的质量提升，更高水平的人力资本有利于提高知识生产效率、增强创新能力、优化劳动力与物质资本的匹配性，从而避免宏观经济由于单纯依靠生产要素的投入扩张而引致的规模报酬递减效应，使长期经济增长获得内生动力（S71-S102；Lucas，1988：3-42）。基于人力资本的研究视角，许多文献运用跨国宏观经济面板数据分别从健康状况、教育水平、劳动技能等角度实证分析了人力资本质量差异对于人均 GDP、人均工资水平、全要素生产率等经济绩效指标的影响。近年来，考虑到健康、教育和技能等人力资本分项指标在实际经济活动中的交互作用和匹配效应，部分学者从人力资本角度进一步引申出人力资本质量（Human Capital Quality）的理论定义和测算方法，基于投入要素质量（Input Quality）的视角，对人力资本质量从劳动力的体能状况、教育程度和技能水平综合性地进行指标构建。在此基础上，部分文献运用丹麦、挪威等国的企业—员工匹配数据（MEE data），对人力资本质量和企业全要素生产率（TFP）的微观实证关系进行了细致研究（Irrarrazabal et. al, 2010：839-849；Bagger et. al, 2014：1-61），结果发现：人力资本质量对企业的全要素生产率具有显著的影响。考虑到企业异质性因素，这种影响具有较大的差异。对于出口企业和高科技企业，人力资本质量对企业的全要素生产率影响程度更大；而外资与内资之间并不存在明显差异。

然而,中国与丹麦、挪威等北欧小型发达经济体相比存在较大差别。中国经济正处于从技术模仿阶段、投资驱动阶段向全要素生产率驱动阶段转型的关键期;对于现阶段中国企业,其人力资本质量、企业全要素生产率也与技术模仿阶段、投资驱动阶段的历史状况存在一定差异。中国企业当前的人力资本质量与全要素生产率的真实状况究竟如何?考虑中国较强的FDI技术扩散效应(徐舒等,2011:22-31)、加工贸易出口企业占比较大(戴觅等,2014:675-698)、高科技企业研发创新效率不高(李向东等,2011:52-61)等特征性事实,中国不同类型企业的人力资本质量对于全要素生产率的影响具有怎样的差别?研究上述问题对中国经济如何通过提高人力资本质量、改善劳动要素投入结构而加快实现经济的转型升级,具有较强的理论与政策意义。

但是,由于数据限制,国内文献对于上述问题的实证研究与国外相比尚有一定差距。首先,样本信息时效性不强制约了学者对当前中国不同类型企业人力资本质量异质性状况的真实判断。现有文献对于不同类型企业人力资本质量异质性的研究多运用2005年“家庭动态与财富代际流动抽样调查”(PD-FD)(张车伟、薛欣欣等,2008:15-25)、2006年“民营企业竞争力调查”(吴延兵、刘霞辉,2009:1567-1590)、2007年中国居民家庭收入调查(CHIP)和2007年中国工业企业数据库(陈维涛等,2014:83-95)等调查数据,上述研究样本时效性弱。由于经济变量的“渐近独立性”(Asymptomatic Independence)特征^①,基于多年前调查样本的研究结论已难以追踪不同类型企业人力资本质量的最新变化。其次,样本指标多元性不足。现有调查数据多仅包括劳动力教育程度、学历水平等少数指标,较少涉及平均工作时长、教育年限、工龄等全面反映人力资本质量状况的指标。因此,现有文献主要选择教育程度作为企业人力资本质量的代理变量(何亦名,2014:58-69),无法全面反映我国企业劳动力在体能状况、教育程度和技能水平等方面的人力资本质量状况。第三,由于企业一员工匹配样本的缺乏,现有文献就人力资本质量对于企业全要素生产率的影响系数难以从企业层面进行直接的实证检验,多采用行业面板数据回归、省级面板数据回归等方式进行间接的经验判断(袁开洪,2006:60-73),对现有研究结论的精度造成了一定影响。

为解决上述问题,在实证调查的基础上,笔者借鉴现有文献(Jones,2008:1-54;Bagger et. al,2014:1-61)关于人力资本质量的理论定义和测算方法^②,对于企业人力资本质量从体能状况(劳动强度)、文化知 识水平(教育程度)和技术经验(技术熟练程度)等三个角度进行了全面的测算。在此基础上,笔者基于分组回归方式,进一步采用OLS回归、工具变量法(IV)等计量模型,实证分析了不同类型企业人力资本质量对于全要素生产率的影响。通过对合理的工具变量的搜寻,笔者较好地解决了企业人力资本质量与全要素生产率两者之间的内生性问题,从而能够对不同企业类型下二者的关系做出更准确的因果性推断。

二、模型构建

笔者旨在测算不同类型企业人力资本质量、全要素生产率的差异状况,并在此基础上分组检验人力资本质量对于企业全要素生产率的实证关系。

(一)人力资本质量的测算方法

参照现有文献(Jones,2008:1-54;Bagger et. al,2014:1-61)的模型设定方式,采用企业员工平均受教育年限表示的文化知识水平、企业员工平均从业年限表示的技术熟练程度、平均周工作时长表示的劳动强度等三个维度,测算企业的人力资本质量。该测算方法的优点在于能够综合衡量劳动者体能(劳动强度)、文化知识水平(受教育程度)和技术经验(技术熟练程度)对劳动者工作及创新能力的影响。

首先将人力资本质量(Q)变量引入扩展后的C-D生产函数:

①渐近独立性,即指经济变量的历史信息与现实状况的相关性将随着时间跨度的延长而趋近于0。因此,研究结论的现实政策价值将在很大程度上取决于样本信息的时效性。

②部分国内文献采用上述方法对省级人力资本质量的时间序列情况进行了较为详细的统计分析,参见王立军等、胡耀岭、马文秀:《中国劳动质量与投入测算:1982~2050——基于偏好惯性视角的四维测算方法》,载《中国人口科学》,2015年第3期,第55~68页。然而,基于微观企业层面的实证研究则并不多见。

$$Y = A (QN)^{\alpha} K^{\beta}, \alpha + \beta = 1 \quad (1)$$

其中, Y 、 A 、 N 和 K 分别表示产出、生产技术、员工人数和资本存量, α 、 β 分别为劳动投入和资本产出弹性。根据现有文献的思路, 本文在实际测算过程中分别采用各企业的工业总产值、企业员工人数和中间投入作为 Y 、 N 和 K 的代理变量。人力资本质量 Q 的设定形式如下:

$$Q = S e^{\lambda_1 M + \lambda_2 H} \quad (2)$$

其中, S 表示劳动强度(企业员工相对于每周 40 小时的工作时长); M 表示工龄代表的劳动熟练程度(企业员工的平均工作年限)、 H 表示教育形式的一般人力资本水平(企业员工的平均受教育年限)。上述变量均根据本次调查各受访企业随机抽取的员工样本取算术平均值。 λ_1 和 λ_2 分别为劳动熟练程度、人力资本水平系数。将(2)式代入(1)式并对等号两边取自然对数值, 最终可获得(3)式:

$$\ln\left(\frac{Y}{SN}\right) = \ln A + \beta \ln\left(\frac{K}{SN}\right) + \alpha \lambda_1 M + \alpha \lambda_2 H, \alpha + \beta = 1 \quad (3)$$

通过对(3)式进行回归检验, 本文可求出 λ_1 和 λ_2 参数估计值, 并将两者代入(2)式完成人力资本质量(Q)的数值测算。

(二) 全要素生产率(TFP)的测算方法

全要素生产率(TFP)是剔除资本和劳动等投入要素对决策单元产出增长贡献后的残余, 它不仅包含了技术进步对产出增长的贡献, 也包含了许多没有体现在生产函数中但对产出增长有实质性贡献的因素, 如企业规模的优化、管理效率的改善等。考虑到本次调查的企业数据基本为 2013—2014 两年度的短面板信息, 采用参数估计方法难以规避遗漏变量、样本选择性偏差(Selectivity and Attribution Bias)等关键技术性问题, 采用半参数估计方法则由于样本历史信息的缺乏, 会产生难以获得一致性估计、损失期初调查样本等问题。笔者借鉴陆雪琴、文雁兵(陆雪琴、文雁兵, 2013:18-30)的研究思路, 采用修正的时间序列 DEA 方法中 Malmquist 指数方法计算的全要素生产率(TFP)指数作为企业全要素生产率的代理变量, 并选取工业总产值(gross_value)、中间投入(intermediate_good)和年末员工人数(labor)计算样本企业 2013—2014 年度的 TFP 指标。

考虑到企业工业总产值在填报过程中容易存在统计定义不清晰、计算口径不一致的质量问题, 本文采用“工业总产值=主营业务收入+期末存货-期初存货”的会计准则进行数据清理, 主营业务收入、期末存货和期初存货指标本次调查也进行了搜集。对于主营业务收入、期末存货存在缺失的部分企业样本, 工业总产值则采用销售收入与期初存货的差额作为近似替代。

(三) 计量模型

基于此次调查数据的短面板性质, 笔者对人力资本质量(Q)对于全要素生产率(TFP)实证关系的检验首先采用加入行业、地区和时间固定效应的 OLS 模型进行测算。采用分组回归方式, 本文对外资与内资、出口与非出口、高科技与非高科技等不同企业类型的人力资本质量(Q)对于全要素生产率(TFP)的影响系数进行比较, 研究上述影响是否在微观实证关系中呈现出较强的企业异质性。

基本计量模型设定如下:

$$\ln TFP_{ijdt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{ijdt} + \alpha_2 \ln r_d_{ijdt} + \alpha_3 \ln labor_{ijdt} + \alpha_4 \ln state_stake_{ijdt} + \alpha_5 \ln foreign_stake_{ijdt} + X'_{it} \alpha_6 + X'_{dt} \alpha_7 + D_j + D_d + D_t + \varepsilon_{ijdt} \quad (4)$$

(4)式根据稳态条件下长期经济增长模型的一般设定要求, 计量模型中的各种变量除虚拟变量外均取自然对数值。其中, 被解释变量 $\ln TFP_{ijdt}$ 为企业全要素生产率, 核心解释变量 Q_{ijdt} 为人力资本质量。 r_d_{ijdt} 为企业 R&D 强度, 根据企业研发支出除以企业年销售收入总额进行计算。 $labor_{ijdt}$ 、 $state_stake_{ijdt}$ 和 $foreign_stake_{ijdt}$ 分别为企业年末职工人数、国有和集体股权占比、外资股权占比, 前者控制企业规模, 后两个变量则控制了企业的市场化程度。 X'_{it} 为一系列企业所有性质的控制变量, 分别包括是否为国有企业(state_owned)、是否为外资企业(foreign_owned)、是否为出口企业(export_dummy)、是否为加工贸易企业(improv_export)、是否为高科技企业(hightech_dummy), 上述变量均为 0—1 二维虚拟变量。考虑到多重共线性(Multi-Collinearity), 对于不同企业分组的回归而言, X'_{it} 的具体

控制变量组合稍有差异。参照现有经济增长文献的通常做法, X'_{dt} 涵盖了一系列地区控制变量, 包括政府支出规模(government_gdp)、市场化程度(market)、城市化水平(urban)、经济开放度(trade_gdp)、教育经费占政府支出比重(eduex)和社会保障开支占政府支出比重(socialex)等(钞小静、沈坤荣, 2014: 30-42)。上述地区控制变量均整理自《广东省统计年鉴》及各地级市的统计年鉴或统计公报。下文表 1 给出了上述地区控制变量的具体计算方法。 D_j 、 D_d 和 D_t 分别为行业、地区与时期的固定效应, 其中 D_j 基于一维制造业行业代码(GB/4754-2011)对行业固定效应进行控制, D_d 控制了本次调查涉及的全部 19 个县级调查单元的地区固定效应。

表 1 地区控制变量定义及说明

变量符号	变量名称	变量说明
government_gdp	政府支出规模	政府支出占 GDP 比重
market	市场化程度	地区国有经济固定资产投资额占地区经济固定资产投资额比重
urban	城市化水平	第一产业增加值占 GDP 比重
trade_gdp	经济开放度	进出口总额占 GDP 比重
eduex	教育支出	教育支出占公共财政预算支出比重
socialex	社会保障支出	社会保障开支占政府支出比重

现有文献指出, 人力资本质量与企业全要素生产率存在较强的内生性问题(Irarrazabal et. al, 2010: 839-849; Bagger et. al, 2014: 1-61), 即有可能出现人力资本质量与企业全要素生产率相互影响、相互作用的联立性偏误(Simultaneity Bias)问题^①。如果仅采用 OLS 回归, 则很难完整有效的将人力资本质量对于企业全要素生产率的因果效应测度出来。为此, 笔者在 OLS 回归的基础上, 进一步采用工具变量法(IV)的估计策略。根据现有文献(Blackburn & Neumark, 1992: 1421-1436)的做法, 笔者采用衡量企业员工父辈人力资本状况的相关指标作为人力资本质量的工具变量。根据本次调查的数据可获性, 本文选择企业受访员工父亲受教育年限的平均值(Dad)、母亲受教育年限的平均值(Mom)作为工具变量。第一阶段回归, 运用上述两个工具变量的自然对数值(lnDad、lnMom)作为解释变量对 lnQ 进行回归, 获得 lnQ 的估计值并将其代入第二阶段回归方程(4)式对被解释变量 lny 进行实证检验。在稳健性回归条件下, 如果工具变量(lnDad 和 lnMom)满足弱工具变量检验的经验法则(the Rule of Thumb)和过度识别检验 Hansen J 统计量的原假设要求, 同时第二阶段回归结果中 lnQ 对于被解释变量 lny 存在统计显著性的实证影响, 笔者则可推断: 工具变量符合相关性和外生性的理论假定, 同时人力资本质量(lnQ)对于全要素生产率具有因果效应。

此外, 由于本次调查对于员工父亲和母亲的受教育年限并无直接统计, 仅调查了两者的受教育程度, 包括小学 H_{1t} 、初中 H_{2t} 、高中(包括中专) H_{3t} 、大专 H_{4t} 、大学 H_{5t} 、硕士 H_{6t} 和博士 H_{7t} 等 7 类。根据我国现有学制年限, 并借鉴现有文献的通常做法(陈钊等, 2004: 25-31), 本文将父母(Parent)的受教育年限定义为:

$$Parent_{imht} = (6H_{1t}, 9H_{2t}, 12H_{3t}, 15H_{4t}, 16H_{5t}, 19H_{6t}, 22H_{7t}) * D_{imh}$$

(5)

其中, D_{imh} 为一个 7×1 维的向量。对于第 i 个受访企业第 m 个接受调查的员工而言, 如果其父亲(或母亲)的受教育程度为第 h 类($h = 1, 2, \dots, 7$), 则 D_{imh} 在第 h 行记为 1, 其余行记为 0。

三、数据说明

(一) 数据来源

为对不同类型企业人力资本质量(Q)对于全要素生产率(TFP)及其分解指标的差异性影响进行实证研究, 本文作者所在的武汉大学联合香港科技大学、清华大学和中国社科院等其他三家专业机构, 开

^①第四节实证检验部分, 本文将对(4)式全部解释变量进行 Hausman 检验, 即考察全部解释变量是否均满足“所有解释变量均为外生”的原假设。

展了以学术研究为主要目标的大规模一手企业调查。本次调查最初启动于 2012 年,经过 2 年的问卷设计、试调查以及沟通协调,并通过 2014 年 10 月—2015 年 5 月的先后 5 次实地仿真调查及总结试错经验,最终于 2015 年 5—8 月份完成实地调查工作。问卷调查由 300 余名调查员(含辅助人员)通过“直接入户、现场填报”的方式完成,企业问卷覆盖企业基本情况、销售、生产、技术创新与企业转型、质量竞争力、人力资源状况等 6 大维度的 175 项指标;与之匹配的劳动力调查问卷则囊括个人基本信息、当前工作状况、保险与福利、工作历史和个人性格特征等 5 大维度的 262 个问项,有效搜集受访企业在 2013—2014 年度的相关指标。调查指标的及时性和全面性,有效弥补了现有企业-员工数据在样本信息时效性和指标多元性上的缺陷。并且,从企业-员工匹配性来看,本次调查是迄今除丹麦、挪威两国外,全世界范围内关于大型发展中经济体的首个企业-员工匹配研究样本。

本次调查选择我国制造业规模最大、地区经济发展水平差距显著的广东省作为调查区域^①,从而保证调查对象具有较好的样本异质性与代表性。与现有企业-员工数据相比,本次调查采用了严格的随机分层抽样方式,即根据等距抽样原则,从广东省 21 个地级市中随机抽取 13 个地级市,并从 13 个地级市下辖的区(县)中,最终等距抽选出 19 个区(县)作为最终调查单元。为保证研究结论的稳健性,本调查对企业进行按就业人数加权的随机抽样。抽样的总体是广东省第三次经济普查的 30.09 万家制造业企业,发放企业问卷 874 份,员工问卷 5300 份,回收有效企业问卷 570 份,员工问卷 4794 份,共计 5364 份问卷。对于员工的抽样,是根据企业提供的全体员工名单,首先将中高层管理人员和一线员工分类,然后分别在每一类中进行随机数抽样,中高层管理人员占 30%,一线员工占 70%。基于严格的随机分层抽样方式,本次调查企业与员工的概率分布特征和企业与劳动力总体的真实分布较为一致。

根据研究需要,笔者剔除了企业工业总产值、主营业务收入、销售收入、存货市值、中间投入、员工人数、研发支出和企业股权、注册类型等指标存在缺失值的部分企业样本,并对全部财务数据根据会计准则进行清理。对于员工问卷,本文则相应剔除工作时长、工龄和教育年限存在缺失值或有逻辑错误的部分样本。最后,本文构建了包含 467 家企业、完整覆盖 2013—2014 两年度企业全要素生产率及其分解指标、人力资本质量状况的短面板数据,共计 934 份有效样本。本文遵循数据有效性和可靠性检验方法对全部调查数据进行了信度和效度检验,上述数据总体的 Cronbach 系数为 0.875,表明本次调查数据具有良好的内部一致性。

(二) 描述性统计

表 2 给出了不同类型企业全要素生产率(TFP)和人力资本质量(Q)的描述性统计结果^②。首先,不同类型企业的全要素生产率(TFP)存在一定的异质性。与内资企业、非出口企业相比,外资企业和出口企业的全要素生产率(TFP)更高,而加工贸易出口企业的全要素生产率(TFP)则比非出口企业要低 2.1 个百分点。高科技企业的全要素生产率(TFP)要优于非高科技企业。我们对于本次调查样本企业 TFP 的测算结果与现实经验判断基本一致。其次,人力资本质量(Q)在不同企业之间也存在一定程度的异质性。高科技企业的人力资本质量显著优于其他类型企业,与非高科技企业相比,其人力资本质量要高出 89.25%。出口企业的人力资本质量也要优于加工贸易出口企业,但比非出口企业要低 10.9%。此外,本次调查的外资企业人力资本质量略低于内资企业,该统计结果则与经验判断存在一定差异。

最后,在不引入其他控制变量情况下,本部分测算了人力资本质量(Q)对于企业全要素生产率(TFP)的弹性系数。图 1~图 7 给出了不同类型企业两者弹性系数的计算结果。结果发现,对于外资企业而言,TFP 的人力资本质量弹性(0.1899)要大于内资企业(0.1703);出口企业 TFP 的人力资本质量弹性(0.1585)要大于加工贸易出口企业(0.0775),但要小于非出口企业(0.3260);高科技企业 TFP

①根据 2015 年各省统计公报计算,2014 年广东经济总量占全国 10.66%、进出口总额占全国 25.01%、制造业就业人数占全国的 16.4%,均处在所有省份的第一位。并且,通过将广东珠三角地区、粤西地区和粤东地区的经济发展水平与其他各省进行对比,我们发现广东省内的区域经济异质性是十分显著的。2014 年珠三角地区人均 GDP 为 10.03 万元,与上海(9.75)、江苏(8.20)和浙江(7.30)等经济发达省份相近;粤西地区人均 GDP 为 3.66 万元,与中部省份河南(3.71)、安徽(3.45)相似;粤东地区人均 GDP 为 2.93 万元,仅略高于西部云南(2.63)、贵州(2.73)等省份。

②由于篇幅限制,笔者并没有列出员工体能状况(S)、技能水平(M)和受教育程度(H)等人力资本质量分项指标的描述性统计结果。

的人力资本质量弹性(0.1494)要小于非高科技企业(0.2078)。描述性统计结果表明,人力资本质量对企业全要素生产率的影响有可能存在较明显的企业异质性。

表 2 不同类型企业全要素生产率和人力资本质量的描述性统计

	全要素生产率(TFP)			人力资本质量(Q)		
	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差
外资企业	434	0.4634	0.1804	434	433.89	555.00
内资企业	500	0.4601	0.1640	500	489.95	751.17
出口企业	624	0.4632	0.1689	624	445.74	568.03
加工贸易出口企业	272	0.4375	0.1648	272	427.52	519.27
非出口企业	310	0.4585	0.1776	310	500.45	832.26
高科技企业	258	0.5362	0.1668	258	704.29	1033.63
非高科技企业	676	0.4332	0.1650	676	372.15	422.50
样本总体	934	0.4683	0.1699	934	461.92	653.09

注:运用 stata14.0 对不同类型企业的全要素生产率和人力资本质量进行描述性统计。

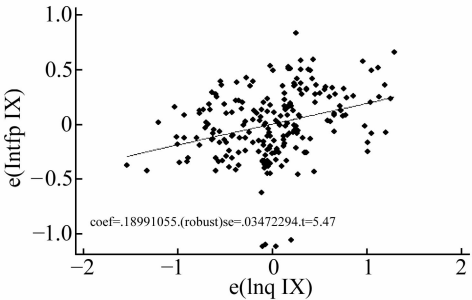


图 1 外资企业 Q 对 TFP 的弹性系数

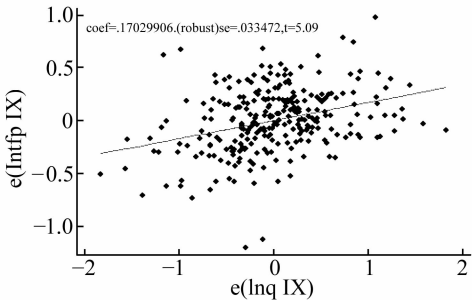


图 2 内资企业 Q 对 TFP 的弹性系数

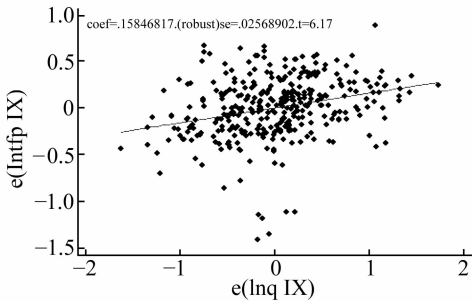


图 3 出口企业 Q 对 TFP 的弹性系数

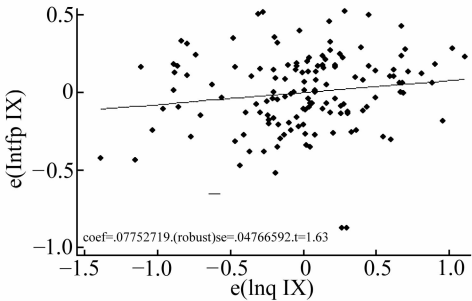


图 4 加工贸易出口企业 Q 对 TFP 的弹性系数

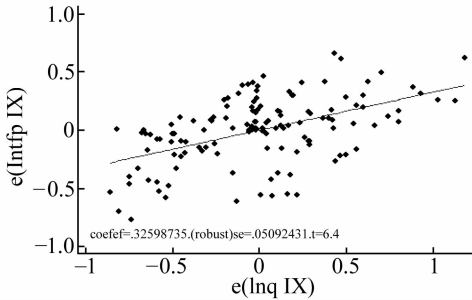


图 5 非出口企业 Q 对 TFP 的弹性系数

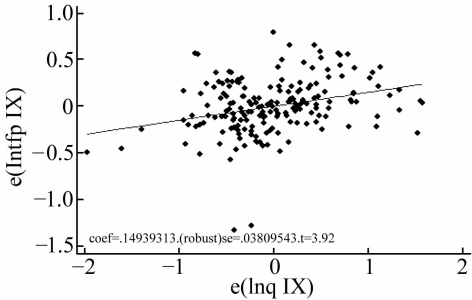


图 6 高科技企业 Q 对 TFP 的弹性系数

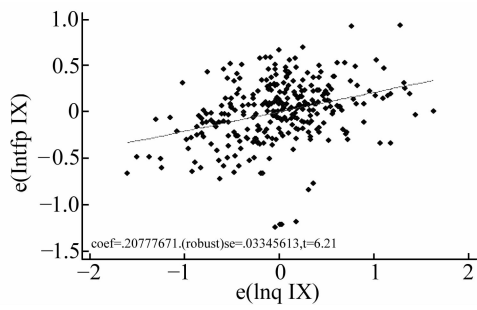


图 7 非高科技企业 Q 对 TFP 的弹性系数

四、实证检验

前文描述性统计结果发现,不同类型企业的人力资本质量对于全要素生产率的影响程度或存在一定的异质性。那么,在大样本的稳健性估计条件下,人力资本质量对于全要素生产率影响程度的企业异质性现象是否仍然存在? 并且,这种异质性的实证关系是否可以通过因果效应统计推断的检验? 为此,本部分基于不同类型的企业分组,分别采用加入行业、地区和时间固定效应的 OLS 回归和工具变量法(IV)等计量模型,对人力资本质量对于全要素生产率影响程度的企业异质性问题进行实证检验。

(一) OLS 估计结果

表 3 给出了外资与内资、出口与非出口、高科技与非高科技等企业分组的 OLS 回归结果,估计模型为(4)式。OLS 估计结果表明,基于本次 2015 广东制造业企业一员工匹配调查数据,人力资本质量对于全要素生产率总体而言存在显著的正向影响,TFP 的人力资本质量弹性基本位于 0.08~0.33 的统计区间内。这说明,对样本企业而言,在其他要素投入、市场环境和制度条件等因素不变的情况下,人力资本质量每提高 1 倍,企业的全要素生产率将平均提高 8%~33%。通过对不同企业分组条件下解释变量 lnq 对于被解释变量 lnTFP、lnTC 和 lnEC 的影响系数的对比分析,我们进一步可获得如下发现:

表 3 人力资本质量与全要素生产率的 OLS 估计结果

解释变量	外资	内资	出口	加工贸易出口	非出口	高科技	非高科技
lnq	0.1899*** (0.0347)	0.1703*** (0.0335)	0.1585*** (0.0257)	0.0775 (0.0477)	0.3260*** (0.0509)	0.1494*** (0.0381)	0.2078*** (0.0335)
lnr_d	-0.0690*** (0.0171)	-0.0875*** (0.0118)	-0.0790*** (0.0132)	-0.1197*** (0.0173)	-0.0831*** (0.0141)	-0.0812*** (0.0209)	-0.0983*** (0.0131)
lnlabor	0.0059 (0.0245)	-0.0534*** (0.0192)	-0.0069 (0.0168)	-0.0146 (0.0226)	-0.0632*** (0.0237)	-0.0526** (0.0250)	-0.0351* (0.0183)
state_stake	0.0287 (0.2104)	-0.0735 (0.0931)	-0.0027 (0.0921)	0.0793 (0.1254)	-0.4625** (0.1948)	-0.1100 (0.1761)	-0.1658** (0.0763)
foreign_stake	0.0470 (0.0874)	0.4447*** (0.1342)	0.0379 (0.0657)	0.1242 (0.0954)	-0.3001 (0.2137)	0.1445 (0.0951)	-0.1460 (0.1089)
state_owned	—	0.0627 (0.0598)	0.0392 (0.0572)	-0.1202 (0.0952)	0.1812 (0.1551)	0.0842 (0.1104)	0.1483* (0.0857)
foreign_owned	—	—	0.0082 (0.0590)	-0.0537 (0.0902)	0.3379* (0.1841)	-0.0773 (0.0862)	0.2217** (0.0900)
export_dummy	-0.1264 (0.0945)	0.1377*** (0.0486)	—	—	—	0.0640 (0.0704)	0.0581 (0.0612)
improv_export	0.0059 (0.0608)	-0.1148** (0.0537)	-0.0071 (0.0409)	—	—	0.0597 (0.0683)	-0.0518 (0.0578)
hightech_dummy	0.0136 (0.0648)	0.2587*** (0.0558)	0.1625*** (0.0475)	0.2807*** (0.0820)	0.1987** (0.0948)	—	—
government_gdp	-5.0138 (8.2638)	-0.2242 (5.1473)	-1.8826 (5.9923)	-0.7901 (8.3615)	-2.5956 (7.6660)	1.6909 (11.7170)	-1.3323 (6.1428)
market	-0.3950 (1.9108)	-0.6147 (1.0507)	-0.7364 (1.2367)	-0.1005 (1.3463)	0.3187 (1.5638)	-0.8770 (1.2500)	-0.2086 (1.3901)
urban	-14.2877 (24.7981)	3.7194 (19.4812)	-5.0932 (20.3103)	-6.1432 (31.6703)	4.9480 (27.8290)	16.8677 (44.1927)	-4.5399 (21.3817)

trade_gdp	0.2062 (0.7679)	0.3119 (0.6215)	0.1832 (0.5923)	-0.1293 (0.7970)	0.6717 (0.7493)	0.3556 (0.8035)	0.0898 (0.6735)
educex	0.6136 (2.2735)	-0.1976 (1.5578)	0.3699 (1.6679)	-0.7719 (2.3409)	-1.4613 (2.1158)	2.1269 (6.0793)	-0.3558 (1.6082)
socialex	-6.0640 (8.0243)	0.7260 (6.4474)	-2.1598 (6.4074)	-2.4351 (12.3085)	-0.1282 (9.4753)	3.9517 (8.7100)	-2.4037 (7.2279)
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
County Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.4536	0.4537	0.3739	0.6137	0.6154	0.3222	0.3931
Observations	209	270	346	139	133	186	293

注:1. 根据 stata14.0 计算结果进行整理。2. 括号内数值为标准差。3. ***表示 1%水平显著,**表示 5%水平显著,*表示 10%水平显著。

第一,人力资本质量对于外资企业绩效的促进作用要普遍大于内资企业。OLS 估计结果表明,对于外资企业而言,人力资本质量对于全要素生产率(TFP)的影响系数要大于内资企业,两者的差距为 0.0196。这表明,在其他生产要素、市场环境和制度条件等因素相同的条件下,人力资本质量每提升 1 倍,外资企业全要素生产率提高程度比内资企业要高出 1.96 个百分点。

第二,人力资本质量对于非出口企业绩效的促进作用要大于出口企业。OLS 估计结果表明,对于非出口企业而言,人力资本质量对于全要素生产率(TFP)的影响系数要大于出口企业,两者的差距为 0.1675。这表明,在其他影响因素相同的条件下,人力资本质量提升对于以内需市场导向为主的非出口企业的生产效率改善作用更为显著。人力资本质量每提升 1 倍,对内需导向的非出口企业生产效率的改善程度整体而言要比外需导向的出口企业高出 16.76%。此外,表 3 回归表明人力资本质量对于加工贸易出口企业绩效的改善作用并不显著。

第三,人力资本质量对非高科技企业绩效的促进作用大于高科技企业。OLS 估计结果表明,人力资本质量的影响系数对非高科技企业而言大于高科技企业,两者的差距为 0.058。对非高科技企业,在其他条件相同情况下,人力资本质量每提高 1 倍对经营绩效的改善程度整体而言要比高科技企业高出 5.8%。根据本次基于完全随机抽样的企业样本,非高科技企业是我国现有企业的主体,数量占全部有效样本企业的 61.2%,工业总产值占 74.8%、工业增加值占 69.2%。因此,提高人力资本质量,能通过更快地提升非高科技企业的全要素生产率水平对中国宏观经济整体绩效起到更积极的影响。

(二) 工具变量法(IV)估计结果

现有文献认为人力资本质量与企业全要素生产率之间存在较强的内生性问题(Irrarrazabal et. al,2010: 839-849;Bagger et. al;2014:1-61),即有可能因为无法有效剥离人力资本质量与企业全要素生产率相互影响、相互作用的潜在关系,而造成 OLS 参数估计值存在有偏性。在此,我们对基于全部 467 家企业、934 个观测样本的 OLS 回归结果进行了解释变量是否存在内生性问题的 Hausman 检验。实证结果表明, Hausman 统计量为 0.0478,即在 5%的显著性水平上可以拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设, OLS 的回归结果存在一定的内生性问题^①。

为解决上述问题,我们参考现有文献(Blackburn &. Neumark,1992:1421-1436)的做法,以接受调查企业受访员工父亲受教育年限的平均值(Dad)、母亲受教育年限的平均值(Mom)作为人力资本质量(Q)的工具变量。根据稳态条件下长期经济增长模型的一般设定要求,所有变量除虚拟变量外均取自然对数值。我们代入工具变量(lnDad、lnMom)进行对于内生变量 lnQ 的第一阶段回归,获得 lnQ 的估计值并将其代入第二阶段回归方程(4)式对被解释变量 lny 进行实证检验。第一阶段回归的估计结果中,计量模型的 F 统计量均显著大于 10,即满足拒绝弱工具变量假定的“经验法则”(the Rule of Thumb)要求。这表明,本文所选取的工具变量(lnDad、lnMom)与内生解释变量(lnQ)具有较强的相关性^②。表 4 报告了采用工具变量法(IV)测算的人力资本质量(lnQ)对于全要素生产率(lnTFP)的全部第二阶段回归结

①由于篇幅限制,笔者没有报告基于全部企业样本 OLS 回归的实证结果以及 Hausman 检验的完整统计表格。有兴趣的读者可以向本文第一作者邮件索取。
②由于篇幅限制,笔者的正文部分略去了第一阶段的实证结果,有兴趣的读者可以向本文第一作者邮件索取。

果。其中,除对于部分回归结果外,稳健性回归条件下的 Hansen J 统计量的 p 值均大于 0.1,即在 10% 的显著性水平上不拒绝工具变量满足外生性的原假设。这表明,本文选取的工具变量基本满足计量模型设定要求。

通过 IV 估计结果,我们发现第二阶段回归结果中人力资本质量(lnq)对于全要素生产率基本存在显著的正向影响。这说明,基于本次调查企业样本,人力资本质量对于企业全要素生产率具有显著为正的因果效应。此外,通过不同企业分组的对比,我们发现工具变量法(IV)的估计结果与前文 OLS 的估计结果基本一致。在考虑到内生性问题的情况下,不同类型企业人力资本质量对于全要素生产率影响程度的异质性现象确实存在。对于外资企业、非出口企业 and 非高科技企业而言,人力资本质量的影响程度更大。对于加工贸易出口企业而言,人力资本质量对于全要素生产率则基本不存在显著的正向效应。

表 4 人力资本质量与全要素生产率的 IV 估计结果

解释变量	外资	内资	出口	加工贸易出口	非出口	高科技	非高科技
lnq	0.4383*** (0.1056)	0.1232 (0.0904)	0.1454** (0.0651)	-0.0443 (0.0922)	0.6250*** (0.1417)	0.2443*** (0.0653)	0.2280** (0.1022)
lnr_d	-0.0816*** (0.0139)	-0.0847*** (0.0111)	-0.0783*** (0.0126)	-0.1259*** (0.0170)	-0.1013*** (0.0190)	-0.0898*** (0.0190)	-0.0992*** (0.0124)
lnlabor	-0.0304 (0.0300)	-0.0514*** (0.0179)	-0.0054 (0.0175)	-0.0023 (0.0237)	-0.0733*** (0.0220)	-0.0656*** (0.0251)	-0.0363** (0.0182)
state_stake	0.1741 (0.2045)	-0.0441 (0.0997)	0.0019 (0.0908)	0.0115 (0.1193)	-0.3883* (0.2013)	-0.1016 (0.1564)	-0.1780* (0.0978)
foreign_stake	0.0619 (0.1028)	0.4401*** (0.1248)	0.0377 (0.0617)	0.1655 (0.1008)	-0.3723** (0.1898)	0.2018** (0.0825)	-0.1520 (0.1077)
state_owned	—	0.0666 (0.0551)	0.0431 (0.0561)	-0.0480 (0.0904)	0.1928 (0.1489)	0.0580 (0.1050)	0.1524* (0.0824)
foreign_owned	—	—	0.0084 (0.0556)	-0.1157 (0.1071)	0.4680*** (0.1576)	-0.1154 (0.0807)	0.2259*** (0.0859)
export_dummy	-0.0819 (0.0968)	0.1189* (0.0638)	—	—	—	0.1159 (0.0819)	0.0616 (0.0614)
improv_export	0.0068 (0.0612)	-0.1088** (0.0533)	-0.0061 (0.0389)	—	—	0.0327 (0.0671)	-0.0515 (0.0541)
hightech_dummy	-0.0502 (0.0648)	0.2803*** (0.0684)	0.1658*** (0.0496)	0.3592*** (0.0857)	0.0068 (0.1250)	—	—
government_gdp	-3.3460 (8.3961)	-0.1055 (4.7949)	-1.8893 (5.6317)	-0.6904 (7.0459)	-3.1797 (6.8256)	1.5389 (11.3483)	-1.3273 (5.7427)
market	-0.5511 (1.7309)	-0.5867 (0.9873)	-0.7306 (1.1699)	-0.0053 (1.2452)	0.0437 (1.6633)	-0.9604 (1.0866)	-0.2108 (1.2989)
urban	-8.5978 (26.8932)	3.9435 (18.1902)	-5.0409 (19.0706)	-4.9162 (27.0265)	8.7187 (24.1418)	17.9811 (42.4294)	-4.5069 (19.9900)
trade_gdp	0.3034 (0.7576)	0.2920 (0.5785)	0.1824 (0.5589)	-0.1464 (0.7216)	1.0562 (0.8282)	0.3260 (0.7261)	0.0989 (0.6333)
educex	0.2542 (2.1852)	-0.0818 (1.4981)	0.3946 (1.5711)	-0.6465 (2.0866)	-2.3034 (2.1420)	1.8784 (5.6758)	-0.4079 (1.5022)
socialex	-3.6344 (8.0756)	0.8748 (6.0558)	-2.1487 (6.0325)	-2.1999 (10.4475)	0.1518 (8.3324)	3.8108 (8.2423)	-2.3674 (6.7509)
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
County Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CenteredR ²	0.3513	0.4486	0.3735	0.5918	0.5045	0.2966	0.3924
Hansen J statistic	0.7898	0.7844	0.5327	0.1543	0.9539	0.0383	0.8712
Observations	209	270	346	139	133	186	293

注:1. 根据 stata14.0 计算结果进行整理。2. 括号内数值为标准差。3. ***表示 1%水平显著,**表示 5%水平显著,*表示 10%水平显著。

五、结 论

通过选择样本信息时段较近、问项指标较为多元的 2015 年“广东制造业企业—员工匹配调查”作为研究样本,笔者较为全面的实证检验了不同类型企业人力资本质量(Q)对于全要素生产率的微观实证关系。与现有国内文献多采用受教育年限(H)作为企业人力资本代理变量不同的是,本文借鉴了国外研究对于丹麦、挪威等国企业—员工匹配数据的使用方式,构建了完整涵盖员工体能状况(S)、技能水

平(M)和受教育程度(H)的人力资本质量指标。因此,笔者对人力资本对于全要素生产率影响程度的企业异质性研究,是在多维度、综合性的质量层面进行的实证考察,一定程度上增进了国内文献对于人力资本微观机理的认知,也为人力资本质量与企业全要素生产率的实证关系研究提供了来自大型发展中经济体的比较结果。

笔者主要有以下三个方面的研究结论:第一,人力资本质量对于企业全要素生产率具有较强的促进作用。笔者分别采用控制行业、地区和时间固定效应的 OLS 估计方法和二阶段最小二乘(2SLS)的工具变量估计方法,实证检验了不同类型企业人力资本质量对于全要素生产率的影响程度。分组回归结果表明,对于外资、内资、出口、非出口、高科技企业和非高科技企业等大多数类型企业而言,人力资本质量对于全要素生产率都有显著为正的影响。工具变量法(IV)的估计结果进一步表明,上述实证关系符合因果效应的统计推断要求。这说明,对于当前中国经济尤其是广大制造业企业而言,提高人力资本质量有助于提高企业的全要素生产率水平,既有利于企业技术条件从现有最优生产前沿边界向外扩张,也有利于企业在现有技术条件下生产效率、资源配置效率的优化。

第二,人力资本质量对于全要素生产率的影响程度具有较强的企业异质性。笔者对计量模型(4)式的 OLS 回归与工具变量回归结果表明,人力资本质量对于企业全要素生产率的正向效应在外资企业、非出口企业与非高科技企业更强,上述企业分组与相对应企业分组在二者弹性系数上的差距基本处于 0.02~0.17 的统计区间内。这表明,人力资本质量对于企业全要素生产率的影响程度在不同企业之间确实存在较大差异。对于主要面向国内需求市场的非出口企业和占据中国制造业企业总数 60%以上、工业总产值 70%以上、工业增加值近 70%的非高科技企业而言,提升人力资本质量对于改善企业绩效、提高全要素生产率具有更大的帮助。此外,本文实证结果进一步表明,由于高科技企业研发创新效率偏低,人力资本质量对于企业绩效的促进作用并未得到充分发挥;人力资本质量对于内资企业绩效的促进作用也显著低于外资企业。因此,为实现企业绩效的提高,应重视人力资本质量在高科技企业、内资企业的有效利用。

第三,人力资本质量在不同类型企业的结构性配置应进一步优化。经济转型升级的整体目标在于推动经济增长方式从技术模仿阶段、投资驱动阶段向全要素生产率驱动阶段转变,而微观企业全要素生产率的普遍提高则是宏观经济转型升级成功的重要基础。对于不同类型企业而言,全要素生产率的改善空间存在较大差异。本文的实证结果表明,对于加工贸易出口企业而言,人力资本质量对于全要素生产率的促进作用并不显著。对于接受国际市场订单外包、仅从事简单来料加工和贴牌生产的加工贸易出口企业而言,其自身通过提高人力资本质量改善全要素生产率的效果并不明显。根据本次基于完全随机抽样的企业样本,加工贸易出口企业的数量仍占全部有效样本企业的近 30%、工业总产值占 28.2%、工业增加值占 23.2%。应允许这一部分类型企业加快退出,或通过合理的产业政策引导其尽快转型为面向国内需求市场、具有自主营销渠道和品牌议价能力的制造业企业。这样,人力资本质量的结构性配置将更为优化,有力推动我国制造业企业的全要素生产率在整体层面进一步提高。

注:本研究使用的数据来自武汉大学质量院等机构开展的“中国企业——雇员匹配调查”(CEES)。

参考文献:

- [1] 程虹(2014).我国经济增长从“速度时代”转向“质量时代”.宏观质量研究,4.
- [2] 程虹、许伟、李唐(2016).企业数据质量对实证研究结论偏差的潜在影响——来自2015年广东制造业企业调查的经验证据.华中科技大学学报(社会科学版),1.
- [3] 钞小静、沈坤荣(2014).城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长.经济研究,6.
- [4] 陈维涛、王永进、李坤望(2014).地区出口企业生产率、二元劳动力市场与中国的人力资本积累.经济研究,1.
- [5] 陈钊、陆铭、金煜(2004).中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算.世界经济,12.
- [6] 戴觅、余森杰、Madhura Maitra(2014).中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用.经济学(季刊),2.
- [7] 何亦名(2014).成长效用视角下新生代农民工的人力资本投资行为研究.中国人口科学,4.
- [8] 胡鞍钢、鄢一龙、杨竺松(2013).关于“十三五”规划基本思路的建议.经济研究参考,55.

- [9] 李向东、李 南、白俊红、谢忠秋(2011). 高技术产业研发创新效率分析. 中国软科学, 2.
- [10] 陆雪琴、文雁兵(2013). 偏向型技术进步、技能结构与溢价逆转——基于中国省级面板数据的经验研究. 中国工业经济, 10.
- [11] 王立军、胡耀岭、马文秀(2015). 中国劳动质量与投入测算: 1982~2050——基于偏好惯性视角的四维测算方法. 中国人口科学, 3.
- [12] 吴延兵、刘霞辉(2009). 人力资本与研发行为——基于民营企业调研数据的分析. 经济学(季刊), 4.
- [13] 徐 舒、左 萌、姜 凌(2011). 技术扩散、内生技术转化与中国经济波动——一个动态随机一般均衡模型. 管理世界, 3.
- [14] 袁开洪(2006). 中国制造业发展与劳动力质量优化配置研究. 华中科技大学: 博士论文.
- [15] 张车伟、薛欣欣(2008). 国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献. 经济研究, 4.
- [16] Blackburn M. K., Neumark D. (1992). Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry Wage Differentials. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4)
- [17] Irarrazabal A., A. Moxnes & K. H. Ulltveit-Moe(2010). Heterogeneous Firms or Heterogeneous Workers? Implications for Exporter Premia and the Gains from Trade. *Review of Economics & Statistics*, 95(3).
- [18] Jesper Bagger, Bent Jesper Christensen & Dale T. Mortensen(2014). “Wage and Labor Productivity Dispersion; the Roles of Total Factor Productivity, Labor Quality, Capital Intensity and Rent Sharing”. *Royal Holloway Discussion Paper*.
- [19] Jones B. F. (2008). The Knowledge Trap: Human Capital and Development Reconsidered. *NBER Working Paper*, No. 14138.
- [20] Lucas Robert E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(88).

Firm Heterogeneity, Human Capital Quality and Total Factor Productivity

——Evidence from 2015 Guangdong Manufacturing Matched
Enterprise—Employee Survey

Li Tang (Wuhan University)

Han Xiao (Wuhan University)

Yu Fan (Wuhan University)

Abstract: By the econometric model of OLS estimation and instrumental variable method (IV), we find a significant positive causal effect of human capital quality on total factor productivity. As for different types of enterprises, the impact of human capital quality on total factor productivity exhibits systemic heterogeneity. Furthermore, the impact of human capital quality on total factor productivity is higher in foreign-capital enterprises, non-export enterprises and non-high-tech enterprises, but insignificant in export enterprises. The empirical results show that in order to promote China's economic transformation from technical imitation stage, factor-driven stage to TFP-driven stage, we should pay full attention to improve the human capital quality of workers and optimize the resources allocation of human capital quality in different types of enterprises through industrial structure adjustment policies.

Key words: human capital quality; total factor productivity; MEE data

■作者地址: 李 唐, 武汉大学质量发展战略研究院、宏观质量管理湖北省协同创新中心; 湖北 武汉 430072。

Email: 948934079@qq.com。

韩 笑, 武汉大学质量发展战略研究院, 宏观质量管理湖北协同创新中心。

余 凡, 武汉大学质量发展战略研究院, 宏观质量管理湖北协同创新中心。

■基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(15JZD023); 国家科技支撑计划课题(2015BAH27F01); 科技部公益性科研专项(201310202)

■责任编辑: 刘金波