

中国区域要素替代弹性变迁及其增长效应 ——基于异质劳动视角的随机前沿生产函数分析

张月玲, 林 锋

(福州外语外贸学院 开放型经济与贸易研究中心, 福建 福州 350202)

摘 要:文章采用1996—2014年省际面板数据构建区域随机前沿生产函数模型,从劳动异质性视角拓展要素替代弹性分析;并首次联合运用协整方程和误差修正模型,从长期均衡和短期波动过程分析来揭示要素替代约束对经济增长的影响。结果发现:尽管三大区域各自的要素替代弹性变化显著不同,但要素替代弹性的增长效应却彼此具有一致性。其中,东部地区的资本—劳动替代弹性明显地存在着0.805的增长门槛,只有西部地区的资本—劳动替代弹性越过了门槛值,与区域增长具有尚不显著的正相关性而支持德拉格兰德维尔假说;三大区域的资本—技能互补性提高对经济增长的推动作用都不明显;劳动—技能替代弹性则表现为显著的正向增长效应,显示出各区域存在着人力资本红利。值得注意的是,与均衡增长路径上“资本—劳动替代弹性提高能够推动经济增长”的德拉格兰德维尔假说不同,在考虑劳动异质性和技术非效率的前提下,中国地区增长更支持“劳动—技能替代弹性提高能够推动经济增长”的结论。文章为甄别新常态下的区域增长潜力转变、剖析要素匹配合理性及产业结构调整可行性奠定基础。

关键词:劳动技能分化;要素替代弹性;随机前沿分析;协整方程;误差修正模型

中图分类号:F061.5;F124.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)06-0118-14

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.06.010

一、引 言

对于经济新常态的认识,尽管学者们强调从供给侧分析增长率出现持续下滑的原因,却更倾向于关注单一要素在生产函数中的主导作用(袁富华,2012;白崇恩和张琼,2014;蔡昉,2015),而忽视不同要素以及同一要素不同因子之间的替代效应对经济增长的影响。在当今技术和生产要素日益交互融合与匹配发展的新经济背景下,如果忽视要素质量演进、结构分化及其动态匹配,尤其是忽视诸生产要素在此消彼长与质量相抵及其匹配过程中实现的替代效应、以及它们之间的相互配合与协同才能共同形成的现实社会生产力对经济增长的影响,那么,对中国经济减速背后深层次原因的解釋就未免有些差强人意。

在任何给定时点,一个经济体的最优产业结构内生决定于该时点上劳动、资本和自然资源的相对丰裕程度(林毅夫,2011)。在经济发展的不同阶段,任何生产要素都有可能处于相

收稿日期:2016-07-12

基金项目:福建省科技厅软科学项目(2017R0061);福州外语外贸学院博士科研启动基金项目(FWB16001)

作者简介:张月玲(1969—),女,河北沧州人,福州外语外贸学院讲师,经济学博士;

林 锋(1978—),男,福建南靖人,福州外语外贸学院讲师。

对过度、短缺或适当状态,在要素组合生产过程中,更需要充分利用不同要素以及同一要素不同因子之间一定程度的互替性,在提高现有要素利用效率的基础上,实现最小成本下最优要素组合的最大产出。然而,要素之间的替代并不是无限制的。一方面,要素之间因质量差异较大而在技术上存在替代困难的“技术约束”效应;另一方面,虽然技术上可行,但由于相关要素供给数量约束导致替代存在困难的“天花板”效应(张月友和刘志彪,2012)。故此,生产要素之间的可替代性决定了产业结构调整的可能性。

改革开放 30 多年来,中国要素禀赋与要素禀赋结构发生了巨大变化,尤其是资本和劳动要素的相对丰裕度渐近逆转。曾经近乎无限供给的劳动力随着 2004 年跨越刘易斯拐点而出现持续短缺(蔡昉,2015);曾经“以市场换技术”鼓励国际生产性资本进口来解决“劳动力丰富但资本与技术稀缺”矛盾(刘霞辉等,2008),如今表现为投资驱动型增长模式下的高投资与资源配置无效率普遍共存。同时,不可否认的是,工业化进程中的“干中学”技术进步、义务教育法、科教兴国战略、教育改革和发展纲要政策都极大地促进了人力资本的多元化发展,劳动力禀赋异质性分化日趋明显,不仅表现为中国技术进步的资本和技能双重偏向性特征(张月玲和叶阿忠,2014),而且资本和技能劳动集聚的非协调演进导致技术结构与人力资本匹配失当,成为我国经济规模扩张与规模经济效率下降共存的关键原因(张月玲等,2016)。因此,劳动技能异质性分化对前沿生产函数、对资本—劳动替代效应的影响不容忽视。

那么,作为劳动资源相对丰裕的发展中大国,在劳动技能异质性分化下,资本、非技能劳动、技能劳动彼此之间能否替代?在多大程度上替代?是否具有显著的区域性差异?要素替代弹性是如何变化的?要素替代约束对经济增长存在着怎样的影响?地区增长果真支持德拉格兰德维尔假说吗?结合我国经济转型期特征,根据增长所依赖的要素禀赋及其结构变化,估算要素替代弹性的动态序列,剖析要素替代约束变迁及其与经济增长之间的相异性,对于认识经济新常态和探讨新常态下产业结构调整的可能性具有重要的现实意义。

二、文献回顾

要素替代弹性是生产函数的一个重要技术参数,它衡量的是,要素投入比例的变化率相对二者边际技术替代率变动的敏感程度,体现的是要素之间相互替代的难易程度,也是产出增长和效率提升的重要影响因素。早在 20 世纪 60 年代,Solow(1956)便认识到要素替代弹性在经济增长中的关键作用。De La Grandville(1989)首先探讨了资本—劳动替代弹性的增长效应。他利用索洛模型在理论上证明,当资本—劳动替代弹性 σ 大于某一临界值时,即使没有技术进步,经济也能实现持续增长,而持续增长的机制就在于,较高的 σ 值降低了资本边际产出的递减速度;并提出“经济增长率与替代弹性正相关”的德拉格兰德维尔假说。之后学者们采用 CES 生产函数模型,以发达国家为实证研究对象,针对资本—劳动替代弹性与经济增长之间关系的研究结果基本支持了这一假说(Sato 和 Morita,2009;Mallick,2012;等)。然而,Miyagiwa 和 Papageorgiou(2003)在离散时间世代交替模型框架内发现,高水平的替代弹性并不意味着经济增长的高速率;Irmén 和 Wigger(2003)利用连续时间下的戴蒙德模型再次验证,拥有较高替代弹性的国家,其人均资本存量和人均产出都较低。他们认为,替代弹性和经济增长之间并非单一的正相关关系,替代弹性具有正或负的增长效应取决于经济增长模型的选择。

针对新兴国家和发展中国家的资本—劳动替代弹性研究还非常有限,而专注于中国要素替代弹性及其增长效应的探索则更为少见。张明海(2002)在 CES 生产函数基础上,对中

国资本—劳动替代弹性的测算表明,20世纪90年代我国经济的快速增长得益于资本—劳动替代弹性的显著提高。陈晓玲和连玉君(2012)采用CES标准化供给面系统方法估算1978—2008年各省区的要素替代弹性和有偏技术进步,发现我国地区经济增长支持德拉格兰德维尔假说。而郑猛和杨先明(2015)放弃CES生产函数的常替代弹性假设,以VES生产函数模型对我国区域要素替代弹性的测算则表明,虽然资本—劳动替代弹性提高对经济增长有明显促进作用,但同时“经济增长率东高西低分布,要素替代水平呈西高东低的相反分布”,并将之简单归结为区域生产函数差异。本人则认为,其实质根源更可能是:不同区域的异质性劳动投入结构的变化主导了资本—劳动替代弹性差异。

纵观上述研究要素替代弹性及其增长效应的既有文献,普遍基于要素同质化假设,更倾向于利用CES生产函数下的标准化供给面系统方法测算资本—劳动替代弹性,这与市场机制相对完善的发达国家的稳定增长较相符合,但不适合受体制影响较大的中国经济增长。基于CES生产函数的标准化供给面方法探讨中国要素替代弹性及其增长效应,将因缺乏时间维度上的二者相关性变化趋势比较、以及囿于各国或地区要素同质化假设而导致它们各自的资本—劳动替代弹性变迁及其增长效应缺乏可比性,其最终结论的可信度不足。

基于异质性劳动视角探讨我国要素替代弹性变迁及其增长效应的文献更为寥寥。事实上,Griliches(1969)强调“物质资本与技能劳动互补性高于其与非技能劳动互补性”的资本—技能互补性假说,就从一个独特视角介入了劳动要素的异质性以及资本要素与不同类型劳动要素之间的替代弹性差异。Growiec等(2011)以超越对数生产函数考察OECD成员国资本与技能劳动、非技能劳动之间的替代弹性时,发现资本与技能劳动呈互补关系、与非技能劳动则呈替代关系,且替代弹性具有明显的异质性和时变性。马红旗和徐植(2016)采用二级嵌套CES生产函数,估算我国物质资本与不同类型劳动力之间的替代参数,以检验资本—技能互补性的存在差异。结果表明,我国物质资本与初中和高中教育水平劳动力的互补性要强于与其他劳动力的互补性。

张月玲和叶阿忠(2013和2014)更为关注我国异质性劳动禀赋结构的动态演变对适宜性技术选择的影响。在宏观层面上,利用要素替代弹性分析考察了中国技术进步方向与技术选择的适配性,发现资本对技能和非技能劳动都富于替代弹性,而且资本对技能劳动的替代始终大于其对非技能劳动的替代,造成劳动力内部结构匹配失当长期存在并陷生产于不经济区域内。更进一步地,在区域空间尺度上,将劳动异质性引入随机前沿分析框架,对比分析了适宜性技术选择差异下的区域全要素生产率变动。因此,我国丰裕劳动要素禀赋的比较优势存在着不容忽视的动态变化,而要素禀赋结构由量到质的积累有可能颠覆相应要素在生产函数中的相对重要性,导致异质劳动下的资本—劳动替代弹性相比于劳动同质假定下的资本—劳动替代弹性有着不一样的变化轨迹,因而经济中可能出现新的增长潜力。

与已有文献相比,本文主要创新有三点:一是在研究视角上,突破劳动同质化假设下的资本—劳动替代弹性估算,基于工业化过程中我国丰裕劳动力资源禀赋快速的劳动技能异质性分化现实,充分考虑劳动投入在质与量及其结构匹配上的动态变化,分别测算资本—劳动替代弹性、资本—技能替代弹性、劳动—技能替代弹性,拓展要素替代弹性分析的深度和广度。二是在计量方法和实证模型选择上,采用面板数据下的随机前沿分析技术建构超越对数生产函数增长模型。不仅能够容纳更多地区禀赋特征和制度因素,还可以充分考虑我国经济转轨期诸如技术非效率和随机扰动因素的影响,由此得到的替代弹性动态序列也就包含了更多要素禀赋在质与量及结构匹配上的信息,能够更为客观地反映现实经济中的要

素禀赋结构变化。尤其是,可避免 CES 生产函数完全技术效率假定下仅以回归参数形式获得资本—劳动替代弹性平均值,我们的要素替代弹性却是与样本点特征息息相关的面板数据动态序列。三是利用协整方程和误差修正模型在长期均衡和短期波动过程分析中的各自优势,将二者联合运用于要素替代弹性与经济增长关系研究,从全程考量角度进一步推进并深化了要素替代弹性的增长效应分析。同时,也分别基于长期均衡和短期波动过程分析,对比并检验劳动异质性视角下的区域增长是否支持德拉格兰德维尔假说。

三、模型设定与研究方法

(一)基于超越对数生产函数的要素替代弹性计算。为充分考虑劳动异质性,将前沿生产函数中的劳动投入规模按受教育学历区分为技能劳动(S)和非技能劳动(L)投入,在生产无效率方程中,按受教育年限划分不同层次人力资本水平为接受过初等教育(P)、中等教育(M)和高等教育(H),细分人力资本技术吸收能力 $P \times FDI$ 、 $P \times TRD$ 、 $M \times FDI$ 、 $M \times TRD$ 、 $H \times FDI$ 、 $H \times TRD$ 及人力资本结构匹配 $P \times M$ 、 $M \times H$ 、 $P \times H$,另外将贸易开放度 TRD 和外资依存度 FDI 作为地区制度变量纳入技术效率影响因素。根据 Battese 和 Coelli(1995)模型,构建区域超越对数生产函数:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_S \ln S_{it} + \beta_t t + \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 / 2 + [\beta_{LL} (\ln L_{it})^2 / 2] \\ & + \beta_{SS} (\ln S_{it})^2 + (\beta_{tt} t^2 / 2) + \beta_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_{KS} \ln K_{it} \ln S_{it} + \beta_{LS} \ln L_{it} \ln S_{it} \\ & + \beta_{tK} t \ln K_{it} + \beta_{tL} t \ln L_{it} + \beta_{tS} t \ln S_{it} + v_{it} - U_{it} \\ & U_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_{U_{it}}^2); v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \\ m_{it} = & \delta_0 + \delta_1 P_{it} + \delta_2 M_{it} + \delta_3 H_{it} + \delta_4 TRD_{it} + \delta_5 P_{it} \times TRD_{it} + \delta_6 M_{it} \times TRD_{it} \\ & + \delta_7 H_{it} \times TRD_{it} + \delta_8 FDI_{it} + \delta_9 P_{it} \times FDI_{it} + \delta_{10} M_{it} \times FDI_{it} + \delta_{11} H_{it} \times FDI_{it} \\ & + \delta_{12} P_{it} \times M_{it} + \delta_{13} P_{it} \times H_{it} + \delta_{14} M_{it} \times H_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中:Y 为各地区的 GDP;K、L 和 S 分别是资本存量、非技能劳动和技能劳动投入数量;时间趋势 $t=1,2,\dots$ 表示技术进步; v_{it} 是随机误差项; $U_{it} > 0$ 表示技术非效率。 β 为前沿生产函数中的待定参数, δ 为技术非效率方程中的待定参数。

根据超越对数前沿生产函数计量回归结果,先计算出各投入要素的产出弹性:

$$\eta_{L_{it}} = \partial \ln Y_{it} / \partial \ln L_{it} = \beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{KL} \ln K_{it} + \beta_{LS} \ln S_{it} + \beta_{tL} t \quad (2)$$

$$\eta_{K_{it}} = \partial \ln Y_{it} / \partial \ln K_{it} = \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{KL} \ln L_{it} + \beta_{KS} \ln S_{it} + \beta_{tK} t \quad (3)$$

$$\eta_{S_{it}} = \partial \ln Y_{it} / \partial \ln S_{it} = \beta_S + \beta_{SS} \ln S_{it} + \beta_{KS} \ln K_{it} + \beta_{LS} \ln L_{it} + \beta_{tS} t \quad (4)$$

为避免引入扭曲的要素价格,本文采用希克斯替代弹性定义,即两种要素投入比例的变化率与其边际技术替代率的变化率之比。

$$\sigma_{KL} = \frac{d(K/L)}{K/L} \cdot \frac{d(MP_L / MP_K)}{MP_L / MP_K} = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(MP_L / MP_K)} \quad (5)$$

$$MRTS_{LK} = -dK/dL = MP_L / MP_K = (\partial Y / \partial L) / (\partial Y / \partial K) = (\eta_L / \eta_K) (K/L) \quad (6)$$

经推导得到两两要素替代弹性计算公式:

$$\sigma_{KL} = [1 + (2\beta_{KL} - (\eta_L / \eta_K) \beta_{KK} - (\eta_K / \eta_L) \beta_{LL}) (\eta_L + \eta_K)^{-1}]^{-1} \quad (7)$$

$$\sigma_{KS} = [1 + (2\beta_{KS} - (\eta_S / \eta_K) \beta_{KK} - (\eta_K / \eta_S) \beta_{SS}) (\eta_S + \eta_K)^{-1}]^{-1} \quad (8)$$

$$\sigma_{LS} = [1 + (2\beta_{LS} - (\eta_L / \eta_S) \beta_{SS} - (\eta_S / \eta_L) \beta_{LL}) (\eta_L + \eta_S)^{-1}]^{-1} \quad (9)$$

当 $0 < \sigma_{ij} < 1$ 时,投入要素 i 和 j 具有互补性, σ_{ij} 的值越小互补性越强;当 $\sigma_{ij} > 1$ 时,要素 i 和 j 具有替代性, σ_{ij} 的值越大替代性越高;当 $\sigma_{ij} < 0$ 时,意味着要素 i 和 j 存在相对拥

挤,生产处于脊线之外的不经济区域。

(二)要素替代弹性的增长效应分析。利用随机前沿生产函数的回归参数,计算出各省区各年度的要素替代弹性。再分别从长期均衡和短期波动的角度,在协整方程和误差修正模型中讨论各要素替代弹性对经济增长的长期和短期影响效应差异,并判断我国区域经济增长在时间维度上是否支持德拉格兰德维尔假说。标准 *Engle-Granger* 误差修正模型建模过程分为两个阶段。首先,建立具有长期均衡关系的协整方程:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j X_{jit} + e_{it} \quad (10)$$

X_{jit} 中包含关键解释变量 σ_{KL} 、 σ_{KS} 和 σ_{LS} 以及其他影响经济增长的控制变量。若经检验 e_{it} 是平稳序列,则继续构建反映短期波动的误差修正模型:

$$\Delta Y_{it} = b_0 + \sum_j b_j \Delta X_{jit} + \lambda_1 \Delta Y_{it-1} + \lambda_2 e_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

其中: e_{it-1} 为误差修正项; ΔX_{jit} 和 ΔY_{it} 分别为原变量的差分变量; ϵ_{it} 是随机误差项。 α_0 和 α_j 为长期参数, b_0 、 b_j 、 λ_1 和 λ_2 是短期参数; λ_2 又称修正系数,表示误差修正项 e_{it-1} 对 ΔY_{it} 的修正速度,误差修正机制应该是一个负反馈过程。

四、数据处理及模型估计

本文以省际面板数据进行分析,因数据缺失或不全而舍弃海南省,将重庆市并入四川。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东 10 省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 省市;西部地区包括广西、内蒙古、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 省市。

(一)指标选择与数据处理。在前沿生产函数中,被解释变量为地区生产总值(Y) (以 1952 年为基期)。数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》。解释变量包括资本存量(K) 和异质性劳动投入(S 和 L)。其中,资本存量的测算采用永续盘存法,数据来自《中国统计年鉴》,这里沿用了单豪杰(2008)计算方法并将其结果扩展到 2014 年。非技能劳动(L) 和技能劳动(S) 以各省就业人员数为据,按《中国劳动统计年鉴》中“各省全国就业人员受教育程度比例”区分为技能和非技能劳动。以就业人员中未上学和小学教育程度二者所占比例之和表示非技能劳动比例,初中、高中、专科、本科、研究生所占比例之和为技能劳动比例。各省就业人员数据来自《中国统计年鉴》“按城乡分就业人员数(年底数)”。

在生产无效率方程中,以外资依存度(FDI)和贸易开放度(TRD)作为地区制度变量。其中: FDI 为实际国外直接投资额占地区 GDP 比例,具体数值为实际利用的国外直接投资额(亿美元)用各年对美元汇率中间价折算成人民币后再除以真实 GDP (亿元);对 TRD 的处理类似。外商直接投资和国际贸易数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》中各省“实际利用外商直接投资”和“进出口总额”。以从业人员平均受教育年限来表示人力资本质量水平,划分人力资本结构为三个档次:基础教育(P)包括未上过学和上过小学;中等教育(M)包括初中和高中;高等教育(H)指大专及以上学历。用《中国劳动统计年鉴》就业人员受教育程度构成比例数据乘相应学历的平均受教育年限得到地区人力资本结构,未上过学、小学、初中、高中、大专及以上学历分别记为 0、6、9、12、16 年。

(二)模型检验与结果估计。为确保回归结果的稳健性,需要对随机前沿生产函数模型形式设定进行严格的假设检验,以避免不正确模型产生误导性结论。在利用三大区域各自数据拟合模型(1)时,需依次进行如下检验:首先,根据 γ 是否等于零来确定随机前沿生产函

数模型选择的有效性。若 $\gamma \neq 0$, 就意味着 $\sigma_U^2 \neq 0$, 表示生产过程中存在技术无效率, 这种情况下适用随机性前沿分析模型; 若 $\gamma = 0$, 则应选择确定性前沿分析技术。其次, 对技术非效率特征信息的检验。若 $\mu = 0$, 那么 U_{it} 服从半

表 1 三大区域前沿生产函数模型适宜性检验结果

检验项目	东部地区	中部地区	西部地区	$\chi_{0.05}^2$
$\gamma = 0$	235.05(拒绝)	298.32(拒绝)	137.00(拒绝)	
$\mu = 0$	374.94(接受)	298.14(接受)	323.95(接受)	3.84
$\eta = 0$	202.56(拒绝)	288.26(拒绝)	135.51(接受)	3.84
$\mu = \eta = 0$	374.88(接受)	298.08(拒绝)	323.11(接受)	5.99
$\beta_5 = \beta_6 = \dots = \beta_{14} = 0$	276.64(拒绝)	248.17(拒绝)	279.88(拒绝)	18.31
$\beta_4 = \beta_8 = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0$	96.71(拒绝)	185.30(拒绝)	61.63(拒绝)	11.07
结论	半正态分布 时变效率	半正态分布 时变效率	半正态分布 非时变效率	

注: 备择假设 H_1 是技术效率均值服从截断分布且具有时变性的随机前沿模型。

正态分布, 否则 U_{it} 服从截断正态分布; 若 $\eta = 0$, 可知 U_{it} 具有非时变性, 否则具有时变性。最后, 对生产函数设定形式的检验。若 $\beta_5 = \beta_6 = \dots = \beta_{14} = 0$ 成立, 说明前沿生产函数为 C-D 形式。若 $\beta_4 = \beta_8 = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0$ 成立, 则表明前沿生产函数中不存在技术进步因素。依据上述步骤, 应用 Front4.1 软件, 对三大区域的随机前沿生产函数模型进行检验与筛选。见表 1。

在筛选三大区域随机前沿生产函数适宜模型的过程中, 利用似然比检验在保证约束模型和非约束模型对数似然函数极大值近似相等的基础上, 删除 t 统计不显著的投入要素项和技术非效率的影响因素; 有的回归参数虽然在统计上不显著, 但若删除却又拒绝整体模型似然比检验的零假设, 在此情况下, 对统计上不显著的参数也予以保留处理。结果见表 2。

表 2 三大区域随机前沿生产函数模型筛选结果

	东部技术效率 0.724		中部技术效率 0.845		西部技术效率 0.778	
截距	18.981***	(12.764)	1.279	(0.943)	12.029***	(17.071)
lnK	-6.400***	(-16.990)	0.811***	(4.819)	-2.375***	(-8.205)
lnL	-0.197***	(-6.141)	0.731**	(2.076)		
lnS	3.776***	(11.336)	0.545*	(1.475)	0.753***	(9.877)
t	0.975***	(16.349)	0.136***	(4.771)	0.374***	(8.226)
$0.5(\ln K)^2$	0.473***	(17.892)			0.286***	(10.805)
$0.5(\ln L)^2$			-0.111***	(-3.224)		
$0.5(\ln S)^2$	-0.227***	(-9.463)				
$0.5t^2$	0.009***	(10.467)			0.007***	(6.7631)
lnK × lnL			0.113***	(3.681)		
lnK × lnS			-0.141***	(-3.328)	-0.081***	(-6.614)
lnL × lnS			0.041	(1.168)	0.013**	(1.948)
$t \times \ln K$	-0.113***	(-14.509)			-0.067***	(-8.185)
$t \times \ln L$			-0.040***	(-8.656)		
$t \times \ln S$	-0.021***	(-5.086)	0.024***	(3.703)		
	生产无效率方程		生产无效率方程		生产无效率方程	
P	-0.109E-02***	(-3.295)	0.040***	(15.490)	0.003***	(6.350)
M					0.002***	(4.199)
H			-0.215***	(-20.104)	0.011***	(7.957)
$P \times FDI$	0.207E-01***	(5.465)			0.065**	(2.187)
$M \times FDI$	-0.166E-02*	(-1.435)			-0.007	(-0.456)
$H \times FDI$					-0.045	(-1.037)
$P \times TRD$					-0.017***	(-11.606)
$M \times TRD$	0.156E-03**	(2.100)				
$H \times TRD$						
$P \times M$			-0.978E-04***	(-15.396)	-0.146E-04***	(-5.439)
$P \times H$			0.524E-03***	(20.405)		
$M \times H$	0.247E-05***	(6.606)	0.255E-03***	(20.355)	-0.181E-04***	(-6.637)
σ^2	0.026***	(8.082)	0.132***	(14.0542)	0.031***	(7.918)
γ	0.971***	(11.916)	0.999***	(0.312E+06)	0.173***	(3.379)
Log	94.458		121.554		59.371	
单边误差检验	71.240		147.808		130.161	

注: 括号内为 t 统计量标准误差; **、* 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

由表2可见, σ^2 和 γ 值都显著不等于0, 表明生产过程中存在着技术无效率; 东、中、西部技术无效率对产出波动的解释力分别达到97.1%、99.9%和17.3%, 因此, 选择随机前沿生产函数模型来分析三大区域的投入产出具有确凿的合理性。另外, 我们注意到, 三大区域的要素投入组合方式和生产无效率的影响因素都存在明显差异, 故进一步可以预见: 基于随机前沿分析技术计量的回归超越对数生产函数, 并由此计算得到的区域要素替代弹性, 更能体现我国经济转轨期普遍存在的资源配置无效率及不可忽略扰动因素的影响, 也易于更客观地揭示新常态背景下经济增长所依赖的要素禀赋结构变动差异。

五、区域要素替代弹性变化差异

根据表2得到的各区域前沿生产函数模型回归参数, 代入式(7)至式(9), 计算出各自的要素替代弹性值, 见表3。

表3 1996—2014年三大区域要素替代弹性的变化差异

东部地区(技术效率 0.724)			中部地区(技术效率 0.845)			西部地区(技术效率 0.778)			
年份	σ_{KL}	σ_{KS}	σ_{LS}	σ_{KL}	σ_{KS}	σ_{LS}	σ_{KL}	σ_{KS}	σ_{LS}
1996	0.705	0.896	0.938	0.432	2.486	-33.95	0.784	0.579	0.945
1997	0.718	0.660	1.627	0.413	2.502	1.402	0.787	0.653	0.943
1998	0.726	0.621	1.425	0.365	2.462	-0.165	0.579	0.647	0.942
1999	0.734	0.543	0.545	0.324	2.453	-0.343	0.515	0.644	0.941
2000	0.738	0.482	2.182	0.300	2.578	1.344	0.599	0.661	0.940
2001	0.739	0.423	-0.075	0.278	2.771	0.357	0.720	0.529	0.938
2002	0.740	0.346	0.459	0.147	2.855	0.362	0.809	0.303	0.937
2003	0.742	0.269	0.829	0.147	2.812	-0.120	0.915	-0.240	0.934
2004	0.743	0.196	1.335	0.070	3.007	0.321	0.941	-0.614	0.932
2005	0.744	0.148	-0.131	-1.544	2.575	0.163	0.954	4.261	0.930
2006	0.740	0.062	-288.0	2.480	2.667	0.853	0.965	3.004	0.927
2007	0.730	-0.015	-1.077	1.199	2.974	1.111	0.978	2.516	0.924
2008	0.709	-0.119	1.059	0.950	3.604	0.835	0.978	2.347	0.921
2009	0.688	-0.272	51.11	0.725	5.098	0.953	0.980	1.521	0.918
2010	0.664	-0.457	-1.350	0.685	2.394	-16.72	0.992	1.236	0.913
2011	0.640	-1.314	1.054	0.781	4.344	0.539	1.014	1.000	0.908
2012	0.620	0.556	1.424	0.569	9.202	3.070	1.476	0.613	0.882
2013	0.604	0.445	-10.69	0.526	7.605	0.778	-0.044	0.415	0.875
2014	0.591	0.406	0.851	0.509	4.458	0.900	0.799	-1.507	0.868
均值	0.701	0.204	0.645	0.492	3.624	0.384	0.828	0.977	0.922

注: 因2006年北京 $\sigma_{LS} = -2431.5$; 2009年上海 $\sigma_{LS} = 512.0$; 2013年北京 $\sigma_{LS} = -115.4$; 1996年江西 $\sigma_{LS} = -274.4$; 2010年湖南 $\sigma_{LS} = -144.9$, 导致区域要素替代弹性平均值在相应年份出现了较大变动。

由表3可见, 要素替代弹性为负值的现象主要存在于东部和中部地区的非技能与技能劳动匹配以及东部和西部地区的资本与技能劳动匹配之中。为便于比较, 我们忽略这种因要素投入出现相对拥挤而致使等产量曲线后弯并落入脊线外的生产不经济区域的情况, 给所有要素替代弹性取绝对值, 即在完全技术效率假设下, 比较各区域要素替代弹性变化趋势的差异。

三大区域的要素替代弹性及其变化存在明显差异。各区域的资本—劳动替代弹性和资本—技能替代弹性的变化相对平稳; 但东、中部的劳动—技能替代弹性负值较多且波动剧烈, 说明这两个地区的劳动力内部结构调整频繁且存在着错配或窖藏现象。从横向比较看, 三大区域的 σ_{KL} 都小于1, 即资本—劳动投入呈互补关系, 弹性值由大到小依次为西部 > 东部 > 中部; 东部的 $|\sigma_{KS}| < 1$, 中部 $\sigma_{KS} > 1$, 西部 σ_{KS} 在样本前期小于1, 在后期大于1。可见, 东部地区无论是资本—劳动还是资本—技能投入都呈互补关系, 而中部的资本—技能之间

则富于替代弹性,西部的资本—劳动替代弹性和资本—技能替代弹性均高于东部。这与陈晓玲和连玉君(2012)仅考虑同质要素规模投入、完全技术效率假定下,利用 CES 供给面系统方法测算的东部要素替代弹性高于中西部的结论不同,本文在考虑劳动异质性后发现,中西部要素替代弹性未必低于东部地区。这与郑猛和杨先明(2015)采用 VES 生产函数下的“地区经济增长呈东高西低分布,要素替代却呈西高东低的相反格局”类似,虽然他们意识到“高要素替代并不意味着高经济增长”,但因劳动要素同质化假定,他们并未给出合理的解释。

从纵向比较看,对东部地区而言,以 2005 年为分界点, σ_{KL} 呈倒 U 形变化但波动幅度很小,即资本—劳动要素投入结构存在一定程度的固化; σ_{KS} 由小于 1 持续递减为负值,即技能对资本的替代弹性越来越小,进而出现相对拥挤; σ_{LS} 则更多地表现为富于替代弹性且在两阶段内有提高趋势。东部资本—技能互补性增强和劳动—技能替代性加大的变化趋势与 Griliches (1969)的解释一致,即资本—技能互补性加速了劳动技能的分化,使得技能对非技能劳动存在着很大的替代性。技能需求旺盛和非技能劳动需求固化加剧了东部异质性劳动分化程度,要素禀赋结构的这种动态变化反映出东部产业结构处于调整转型升级中。可是,为何这种资本—技能互补性加速和劳动—技能替代性提高并未在总量生产函数模型中得到体现呢?东部前沿技术水平落后于要素禀赋结构动态变化水平,造成资本—技能劳动要素闲置或低效配置,正是原有的前沿技术结构制约了高质要素效能的充分发挥。在生产函数模型中(见表 2),虽然非技能劳动数量投入只会降低产出,但由于存在“适用技术”选择上的惰性,因而不可避免地在生产过程中存在着技能劳动的低效配置甚至闲置。再反观生产无效率方程, P 和 $M \times FDI$ 有利于技术效率提升而 $M \times H$ 却抑制技术效率改善,表明东部前沿技术水平更适合中低人力资本。可见,尽管东部劳动资源禀赋的比较优势存在着动态变化—资本—技能互补性增强、劳动—技能替代弹性加大,即人力资本红利已经显现,但因前沿技术选择与要素禀赋结构匹配失当,造成高质要素低效配置乃至闲置,这成为东部增长潜力开发的掣肘因素。

对中部地区而言,以 2005 年为脉冲点, σ_{KL} 基本上小于 1 且分别递减变化,即两阶段内资本与劳动的互补性不断增强; σ_{KS} 值则始终大于 1,即技能对资本富于替代弹性,并总体呈上升趋势; σ_{LS} 绝对值更多地小于 1,即劳动与技能更偏向互补关系,劳动技能分化程度明显低于东部。由资本—劳动互补性提高、资本—技能替代性增强的要素禀赋结构动态变化来判断,中部经济增长处于因缺少资本积累而需要劳动积累的阶段。值得注意的是,上述资本—劳动互补、资本—技能替代以及劳动—技能互补关系都在前沿生产函数模型中得到了明显一致的体现。与东部要素禀赋结构的动态变化不同,中部要素替代弹性变迁对其潜在经济增长又有怎样的影响呢?中部前沿技术水平偏高于其要素禀赋结构变化水平,在资本投入匮乏无法满足技术设备快速更新和对人力资本大量而持续投资需求的情况下,持续偏离要素禀赋比较优势的技术选择,不仅不利于对低素质劳动力的开发和利用,也势必减缓“干中学”技术进步机制对人力资本积累的影响。在生产无效率方程中,中部各级人力资本尚未达到技术吸收门槛,而相对更倾向技能劳动使用的前沿技术选择显然背离其要素禀赋结构低端的现实,不得不依赖于非技能劳动低成本优势,在“干中学”过程中强化不同要素之间的协同增长效应,以降低要素组合生产中短边要素的制约。显然,在劳动力异质性分化尚不明显的情况下,中部地区更应充分开发和利用非技能劳动比较优势以加速资本积累、并在“干中学”中提升劳动素质,达到缓解自身资金投入匮乏和技能偏向型技术选择下的技能劳动供给不足困境,实现比较优势经济向规模经济的过渡。

对西部地区而言, $\sigma_{KL} < 1$ 在波动中呈上升趋势,资本—劳动替代弹性增强,但二者之间

属互补关系;以 2005 年为脉冲点, σ_{KS} 由小于 1 向大于 1 转变,技能对资本由缺乏替代到富于替代弹性; $\sigma_{LS} < 1$ 且递减变化,劳动与技能之间始终为互补关系且互补性不断增加。资本与技能替代、劳动与技能互补关系在西部前沿生产函数模型中得到显著的一致性体现。那么,西部要素禀赋结构的动态变化对其潜在经济增长又意味着什么?不同于东部和中部存在着前沿技术选择与要素结构动态变化失配的情况,西部尚处于需要有效开发和利用低素质劳动力资源,以充分发挥比较优势实现外延型经济增长的阶段。西部初级人力资本占比居三大区域之首,中级人力资本占比则居三大区域之末。但在前沿生产函数中,尽管非技能与技能劳动存在显著的互补关系、技术进步亦不排斥非技能劳动投入,但非技能劳动对经济增长既无要素累积效应也不具备规模报酬效应。由此判断,西部地区丰沛的非技能劳动资源远未得到充分地开发和利用。从生产无效率方程看,一方面,各级人力资本水平都对技术效率表现出显著的抑制作用;另一方面,各级人力资本对 FDI、TRD 技术外溢的吸收能力尚不显著,却能促进生产效率提高。这意味着:尽管西部人力资本整体质量水平都比较低,但只要能真正进入生产过程,通过“干中学”技术进步就能提高人力资本技术积累。这也正是西部非技能和技能劳动替代弹性下降而劳动技能趋于同化的根本原因。

六、要素替代弹性对经济增长的影响

基于异质性劳动视角,我们发现,不仅三大区域各要素替代弹性变化存在着明显差异,而且各区域要素禀赋结构变化与其前沿技术选择之间的适配性也有着显著不同。那么,不同区域各不相同的要素替代弹性变化如何影响各自的经济增长?是否支持“资本—劳动替代弹性的提高能够推动经济增长”的德拉格兰德维尔假说呢?对处在经济转型期的发展中大国,要素替代效应如何约束中国区域要素投入结构的动态变化,并进而影响新常态下的潜在增长率和产业结构调整方向?为此,我们将联合运用协整方程和误差修正模型,从长期均衡和短期波动过程分析的角度讨论要素替代弹性的增长效应差异。

(一)协整方程中的要素替代弹性增长效应。以地区经济增长率 GY 为被解释变量, σ_{KL} 、 σ_{KS} 和 σ_{LS} 为关键解释变量,考虑到既有文献中资本—劳动替代弹性与经济增长率既有正相关亦有负相关的结论,有可能二者之间并非线性关系,在此加入了关键解释变量的二次项。另外,以劳均资本存量 AK 、外资依存度 FDI 、贸易开放度 TRD 、人力资本水平 PMH 和技术效率水平 TE 为控制变量。协整方程计量回归模型设定如下:

$$GY_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(\sigma_{KL})_{it} + \alpha_2(\sigma_{KS})_{it} + \alpha_3(\sigma_{LS})_{it} + \alpha_4(\sigma_{KL})_{it}^2 + \alpha_5(\sigma_{KS})_{it}^2 + \alpha_6(\sigma_{LS})_{it}^2 + \beta_1 AK_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 TRD_{it} + \beta_4 PMH_{it} + \beta_5 TE_{it} + v_{it} \quad (12)$$

我们对三大区域的相关变量进行了平稳性检验,结果发现:东部地区相关数据均为平稳变量,而中部劳均资本 AK 为高阶单整,西部劳动—技能替代弹性为非平稳变量,因此在建立中西部经济增长率模型时,分别剔除劳均资本变量和劳动—技能替代弹性。另外,为比较分析区域要素替代弹性效应差异,在各自回归模型中尽量保留了要素替代弹性作为解释变量,尽管有的参数并未通过统计显著性检验。三大区域协整方程计量回归结果见表 4。

表 4 从协整方程看区域要素替代弹性效应差异

东部地区			中部地区			西部地区		
截距项	0.285***	(8.274)	截距项	0.081***	(4.437)	截距项	0.076***	(4.744)
$(\sigma_{KL})^2$	0.169***	(3.662)						
σ_{KL}	-0.272**	(-4.033)	σ_{KL}	-1.58E-04	(-0.224)	σ_{KL}	2.44E-04	(0.209)
σ_{KS}	-2.45E-06	(-0.016)	σ_{KS}	-1.07E-04	(-1.262)	σ_{KS}	-4.12E-05	(-0.770)

续表4 从协整方程看区域要素替代弹性效应差异

东部地区			中部地区			西部地区		
σ_{LS}	6.81E-04***	(2.910)	σ_{LS}	2.77E-04	(0.610)	AK	-1.25E-03***	(-3.593)
FDI	0.123**	(2.403)				FDI	0.424**	(2.221)
PMH(-1)	-3.70E-05**	(-2.308)				TRD(-1)	-0.103**	(-2.005)
TE(-1)	-0.046***	(-4.357)	TE	0.038*	(1.766)	TE(-1)	0.063***	(2.803)
AdR ²	0.596	含截面 时期双 效应	AdR ²	0.666	含截面 时期双 效应	AdR ²	0.688	含截面 时期双 效应
F	8.324		F	10.728		F	13.034	
DW	2.438		DW	1.104		DW	1.120	
残差协 整检验	LLC -9.148*** IPS -8.339*** ADF-F 95.921***	残差协 整检验	LLC -3.568*** IPS -3.391*** ADF-F 37.673***	残差协 整检验	LLC -4.009*** IPS -3.692*** ADF-F 50.616***	残差协 整检验		

注:括号内为 t 统计量标准误差;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%显著性水平。

由表 4 可见,根据以残差序列为基础的协整检验发现,三大区域计量回归方程的单位根均为平稳序列,故各区域面板数据模型所涉及的变量之间存在协整关系,各区域经济增长率与要素替代弹性关系模型的有效性得以验证。

从关键解释变量的长期增长效应看,只有东部的 σ_{KL} 和 σ_{LS} 对经济增长率具有显著影响。如果忽略替代弹性参数在统计显著性上的差别,那么,各区域要素替代弹性的增长效应具有一致性。具体而言,一是资本—劳动替代弹性和经济增长率之间并非单纯的线性正相关关系。东部 σ_{KL} 的二次函数表明,给定其他条件不变,当 $\sigma_{KL} < -b/(2a) = 0.272/(2 \times 0.169) \approx 0.805$ 时,资本—劳动替代弹性的提高会抑制经济增长率提升;当 $\sigma_{KL} > 0.805$ 时,资本—劳动替代弹性的提高才会推动经济增长率递增。显然,只有西部资本—劳动替代弹性均值超过了 0.805 的门槛值,所以,唯有西部地区的资本—劳动替代弹性与经济增长率之间呈正相关关系。二是三大区域的资本—技能替代弹性与经济增长率之间均为不显著的线性负相关关系;而东部和中部的劳动—技能替代弹性与经济增长率则线性正相关,西部劳动—技能替代弹性因高阶单整未能纳入协整方程。由此可见,在区分劳动异质性并考虑地区要素禀赋质量和体制性差异后,中国三大区域无论是资本—劳动还是资本—技能替代弹性的提高并不能推动地区经济增长,即我国区域经济增长并不支持德拉格兰德维尔假说;反倒更可能是我国相对丰裕的劳动力资源禀赋结构比较优势的动态变化助推了地区经济增长。

从控制变量的长期增长效应看,FDI 促进东部和西部地区经济增长,技术效率水平提高中西部经济增长率。值得注意的是,东部人力资本平均水平 $PMH(-1)$ 和技术效率水平 $TE(-1)$ 对经济增长率具有显著的抑制效应。这再次印证了东部要素禀赋水平高于其前沿技术结构水平,技术选择与人力资本结构匹配失当造成人力资本低效配置或发生贬值,势必削弱人力资本在经济增长中的基础性驱动作用。可见,东部前沿技术创新和产业结构升级迫在眉睫。西部贸易开放度 TRD 和劳均资本 AK 与经济增长率负相关,地方政府尚需针对不同层级人力资本技术吸收能力来调整贸易结构政策,同时控制资本深化速度,以有效开发和利用非技能劳动资源,在干中学过程中提升人力资本技术吸收能力,促进技术效率改善。

(二)误差修正模型中的替代弹性增长效应。根据协整理论,短期波动会对长期趋势发生偏离,通过观察误差修正项可以判断不同影响因素波动对长期均衡的偏离程度。以三大区域协整方程各自的残差序列作为误差修正项,构建反映短期波动的误差修正模型:

$$DGY_{it} = b_0 + \sum_j b_j DX_{jit} + \lambda_1 DGY_{it-1} + \lambda_2 e_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中: DGY_{it} 表示经济增长率的差分变量, DX_{jit} 包含了关键解释变量和控制变量的差分形

式,如果随机误差项 ϵ_{it} 序列相关,可在模型中加入 DGY_{it} 和 DX_{jt} 的足够多滞后项以消除 ϵ_{it} 的序列相关性。三大区域的误差修正模型回归结果见表 5。

表 5 从误差修正模型看区域要素替代弹性效应差异

东部地区			中部地区			西部地区		
$Resid(-1)$	-1.218***	(-12.465)	$Resid(-1)$	-0.582***	(-4.794)	$Resid(-1)$	-0.537***	(-6.428)
$D\sigma_{KL}$	-0.022***	(-3.292)	$D\sigma_{LS}$	8.01E-04**	(2.202)	$D\sigma_{KS}(-1)$	-0.001**	(-2.076)
$D\sigma_{LS}$	7.10E-04***	(4.402)	DAK	-0.001***	(-3.616)	$D\sigma_{LS}$	-0.716***	(-2.477)
DFDI	0.161***	(5.741)	DTRD	0.027*	(1.682)	DAK	-0.002***	(-3.535)
DPMH(-1)	5.67E-05***	(6.509)	DPMH	8.92E-05*	(1.834)	DFDI	0.940***	(3.378)
DTE	0.019***	(3.704)	DTE	0.080*	(1.784)	DTRD(-1)	-0.092**	(-2.084)
AdR^2	0.692		AdR^2	0.246		AdR^2	0.266	
Loglikelihood	402.751		Loglikelihood	332.538		Loglikelihood	449.220	
DW	2.051		DW	1.813		DW	2.097	

在表 5 中,三大区域的误差修正项系数均为负值并通过显著性检验,符合误差修正机制应该是负反馈过程的机理。以东部为例,误差修正项 $Resid(-1)$ 对 DGY 的修正速度是 1.218,其经济含意是当经济增长率偏离均衡状态时,该经济系统将以这种偏离(误差)的 1.218 倍强度在下一期朝着均衡点调整。可见,东部在短期内向均衡点调整的力度远远大于中西部地区,如此强的调整修正速度折射出来的,一方面是东部各种要素投入都非常充裕;另一方面则可能是要素禀赋结构变化早已不适应现有的生产函数。

从关键解释变量的短期增长效应看,东部的 $D\sigma_{KL}$ 与 DGY 显著线性负相关,即资本—劳动替代弹性变化并不利于经济增长率的改善,所以东部在短期增长波动中依然不支持德拉格兰德维尔假说。西部的 $D\sigma_{KS}(-1)$ 与 DGY 显著线性负相关,亦不支持德拉格兰德维尔假说。东部和中部的 $D\sigma_{LS}$ 与各自的 DGY 显著正相关,虽然西部的 $D\sigma_{LS}$ 与其 DGY 显著负相关,但因 σ_{LS} 呈递减变化,这与劳动—技能替代弹性提高推动经济增长并不相悖。所以,三大区域在“劳动—技能替代弹性提高能够推动经济增长”上具有一致性。

从控制变量的短期增长效应看,东部的 FDI 、技术效率 TE 及人力资本 PMH 变化对经济增长率变动都具有显著的正向促进作用;中部的贸易开放度 TRD 、技术效率 TE 和人力资本 PMH 变化与经济增长率变动正相关,劳均资本 AK 的提高抑制经济增长率;西部 FDI 、 TRD 和 AK 的变化的短期增长效应与其长期增长效应雷同。

值得注意的是,在误差修正模型中,东部人力资本水平及技术效率变化对经济增长率变化都具有正向促进作用,但是在协整方程中,则都表现为负向抑制效应。也就是说,尽管人力资本水平及技术效率变化在短期内促进了经济增长率提高,但从长期看,二者又不利于经济增长率的提升。造成这种结果的关键原因就在于,东部前沿生产函数的调整滞后于要素禀赋结构的变化,是技术选择惰性和要素结构升级之间矛盾的激化。正因为如此,与中西部要素替代弹性变化能够在前沿生产函数中得以显著体现不同,东部资本—技能互补性和劳动—技能替代性未得到原有生产函数的佐证,即东部经济更倚恃充裕要素供给,倾向于利用要素投入规模而忽视要素质量演进过程中不同要素之间的协同增长效应之差异。

七、主要结论与启示

突破既有文献普遍基于要素同质化和均衡增长路径假设而局限于中国资本—劳动替代

弹性及其增长效应研究,本文充分考虑到我国劳动技能异质性分化和转型增长期的技术非效率特征,从异质性劳动视角切入,拓展了要素替代弹性分析;并首次联合运用协整方程和误差修正模型,探讨要素替代弹性在长期均衡和短期波动过程中的增长效应差异。结果发现,中西部要素替代弹性并不必然低于东部,虽然三大区域的要素替代弹性变化存在明显差异,但各区域要素替代弹性的增长效应基本具有一致性。尤其是,与均衡增长路径上的“资本—劳动替代弹性提高能够推动经济增长”的德拉格兰德维尔假说不同,在考虑劳动异质性和技术非效率的前提下,中国区域经济更支持“劳动—技能替代弹性提高能够推动经济增长”。主要结论与启示有:

第一,三大区域各要素替代弹性的变化都存在明显差异。首先,各区域的资本与非技能劳动之间基本都呈互补关系。从资本—劳动替代弹性平均值看,西部>东部>中部;从资本—劳动替代弹性变化轨迹看,东部和中部总体呈下降趋势,西部基本为上升走势。其次,东部的资本与技能劳动为互补关系,中部始终富于替代弹性,西部资本与技能更倾向于替代关系。从资本—技能替代弹性平均值看,中部>西部>东部。从资本—技能替代弹性变化轨迹看,东部和西部总体呈下降态势,中部则波动上升。最后,从劳动—技能替代弹性绝对值看,东部>中部>西部,东部劳动—技能富于替代弹性,尤其是随着资本—技能互补性的增加,劳动技能分化加速;中部劳动与技能之间互补多于替代性,因资本投入匮乏及技能偏向性技术进步选择,技能对资本的强势替代迟滞了劳动技能分化;西部劳动—技能替代弹性始终小于1且呈递减趋势,与东部和中部劳动技能分化不同,西部反而有劳动技能同化迹象。

第二,在长期均衡过程中,东部要素替代弹性的增长效应显著,而中西部的这一效应尚不明显。若忽视要素替代在统计显著性上的差异,则三大区域要素替代弹性的增长效应具有一致性。一是东部资本—劳动替代弹性的二次函数型增长效应表明,只有当资本—劳动替代弹性超过0.805的门槛值后,其替代弹性的提高才能够推动经济增长。中部因资本—劳动替代弹性均值未达到门槛值,而在协整方程中该替代弹性与经济增长率负相关。西部的资本—劳动替代弹性均值已超过门槛值,在其协整方程中该替代弹性与经济增长率正相关。二是三大区域资本—技能替代弹性对经济增长都表现为不显著的抑制效应,而且随着东、西、中地区资本—技能替代弹性的依序提高,这种抑制效应依相同顺序呈递增格局,即资本与技能之间的互补性提高更有利于经济增长。三是东中部的劳动—技能替代弹性具有正向增长效应。可见,无论从时间维度还是截面维度,我国的区域经济增长并不完全支持德拉格兰德维尔假说,反倒是各区域的劳动—技能替代弹性的提高能够推动各区域的经济增长。

第三,在短期波动过程中,要素替代弹性变化的显性增长效应存在着区域差异。只有东部资本—劳动替代弹性变化与其经济增长率变动呈线性负相关;唯有西部资本—技能替代弹性变化对其经济增长率变动具有负向影响;虽然西部劳动—技能替代弹性变化与其经济增长率变化负相关,但因其劳动—技能替代弹性呈递减变化,故而西部这种劳动—技能替代弹性变化与其经济增长率变化负相关,与“劳动—技能替代弹性提高能够推动经济增长”的结论并不相悖。所以,三大区域在“劳动—技能替代弹性提高能够推动经济增长”上仍具有一致性。

第四,尽管各区域要素替代弹性的长期增长效应与其短期增长效应基本具有一致性,但各经济系统所属的控制变量的长期与短期增长效应却存在一定差异。首先,东部FDI具有正向的长期和短期增长效应;而人力资本和技术效率水平的短期正效应和长期负效应则意味着,人力资本结构升级过快超过了前沿生产函数所决定的技术结构的调整速度。其次,中部技术效率水平具有正向的长期和短期增长效应;贸易开放度和人力资本存在短期正效应,

劳均资本为短期负效应。最后,西部 FDI、贸易开放度及劳均资本分别具有正向和负向的长短期增长效应,技术效率水平仅有长期增长效应。

要素替代弹性变迁反映了要素禀赋结构的转变,根据经济增长所依赖的要素禀赋结构变化与地区前沿技术选择之间的动态匹配,可以明确经济增长潜力及其开发的制约因素。首先,东部经济增长潜力在于人力资本结构红利的释放,而增长潜力开发的制约因素则在于前沿技术水平的低下。随着东部地区要素禀赋结构变化尤其是劳动力异质性分化加剧,前沿技术水平与劳动力技能结构的非同步提升成为经济增长绩效改善的主要障碍。在技术与要素投入日益交互融合与匹配发展的经济新常态背景下,仅局限于改变要素投入和技术进步本身已经无法实现转变经济发展方式和提升技术效率的目标。加大技术与技能结构动态适配性,切实改善高质要素的低效配置,充分发挥人力资本在可持续增长中的基础性驱动作用,实现东部由规模经济向协调经济转化。其次,不同于东部前沿技术选择滞后于要素禀赋结构转变,中西部各要素替代弹性变迁都在前沿生产函数中得到了一致性体现,即中西部要素禀赋结构变化与其前沿技术选择之间存在着适度匹配。两区域经济增长潜力亦在于劳动—技能替代弹性的提高,但中部更需要强化各级人力资本的技术吸收能力,通过提高资本—劳动替代和资本—技能互补来推动经济增长、加速劳动技能分化;西部则在于有效开发和利用劳动力资源,提高资本投资效率避免资本过度深化,充分发挥比较优势以实现经济增长。

探讨要素替代弹性的长期与短期增长效应,更有助于地方政府认识到在追求经济增长短平快效果的同时,更应着眼于服务可持续发展的长远目标。切实把握经济增长所依赖的要素禀赋结构变化,依据要素替代增长效应差异而因势利导,有区别地对待并调整不同要素的积累速度,有效提升前沿生产函数与其要素投入结构在质与量两方面的动态适配性。自觉地促成和控制要素之间的替代效应,改变要素之间及其内部的联系形式和配比关系,使生产要素组合方式达到动态最优,进一步提高新常态下产业结构调整的可操作性。

主要参考文献:

- [1]蔡昉.认识中国经济减速的供给侧视角[J].经济学动态,2016(4):14—22.
- [2]陈晓玲,连玉君.资本—劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J].经济学季刊,2012,(1):93—118.
- [3]郭晗,任保平.结构变动、要素产出弹性与中国潜在经济增长率[J].数量经济技术经济研究,2014,(12):72—84.
- [4]马红旗,徐植.中国物质资本与异质劳动之间的替代——理论分析与经验估计[J].经济评论,2016,(1):3—12.
- [5]张月玲,叶阿忠.中国区域技术选择与要素结构匹配差异:1996—2010[J].财经研究,2013,(12):100—114.
- [6]张月玲,叶阿忠.中国的技术进步方向与技术选择[J].产业经济研究,2014,(1):92—102.
- [7]张月玲,叶阿忠,陈泓.人力资本结构、适宜技术选择与全要素生产率变动分解[J].财经研究,2015,(6):4—18.
- [8]张月玲,叶阿忠,吴继贵.基于技术选择差异的我国区域全要素生产率分析[J].软科学,2015,(7):12—16.
- [9]张月玲,吴涵,叶阿忠.要素集聚及外溢对中国经济发展效率的影响[J].软科学,2016,(7):24—29.
- [10]Debdulal Mallick. The role of elasticity of substitution in economic growth: A cross-country investigation [J]. Labour Economics, 2012, 19(5):682—694.
- [11]Growiec J, Pajor A, Pelle D, et al. The shape of aggregate production functions: Evidence from estimates of the world technology frontier[J]. National Bank of Poland Working Paper No.102,2011.

China's Regional Factor Substitution Elasticity and Economic Growth: Stochastic Frontier Production Function Analysis from a Perspective of Heterogeneous Labor

Zhang Yueling, Lin Feng

*(Open Economy and Trade Research Center, Fuzhou University of
International Studies and Trade, Fuzhou 350202, China)*

Abstract: This paper employs provincial panel data from 1996 to 2014 to construct regional stochastic frontier production function model, and extends the analysis of factor substitution elasticity from the perspective of labor heterogeneity. And then it combines co-integration model and error correction model for the first time to reveal the effect of factor substitution constraints on economic growth from the perspectives of long-term equilibrium and short-term volatility, and further advance & deepen growth effect study of factor substitution elasticity. It shows that there are significant differences in the changes in substitution elasticity among the three major regions, but the growth effects of factor substitution elasticity are consistent mutually. Among them, the capital-labor substitution elasticity in the eastern region clearly has a growth threshold of 0.805; only the capital-labor substitution elasticity in the western region crosses the threshold value, it does not have significantly positive correlation with regional growth, thus supporting the De La Grandville hypothesis; the promotion roles of the increase in capital-skills complementarity among the three major regions in economic growth are not obvious, but the labor-skills substitution elasticity is manifested as a significant positive growth effect, although its growth coefficient is relatively small, still it shows that there are human capital dividends in these regions. It is worth noting that, different from the De La Grandville hypothesis that "capital-labor substitution elasticity can promote economic growth" in equilibrium growth path, when considering labor heterogeneity and technical inefficiency, China's regional growth is more supportive of the conclusion that "the increase in labor-skills substitution elasticity can improve economic growth". This paper further lays foundation on screening regional growth potential transformation under new normal, and analyzing the rationality of factor matching & the feasibility of industrial structure adjustment.

Key words: labor-skill differentiation; factor substitution elasticity; stochastic frontier analysis; co-integration equation; error correction model

(责任编辑 许 柏)