

人力资本对全要素生产率增长的 门槛效应研究^{*}

魏下海 张建武

【摘 要】文章采用门槛模型方法构造非线性面板数据模型,对中国 29 个省份 1990~2007 年人力资本与全要素生产率增长之间的关系进行了探索研究。实证结果表明,中国人力资本对全要素生产率增长存在明显的门槛特征,当变量跨越相应的高门槛水平时,人力资本的影响系数较大。那些跨越高门槛水平的省份大多位于东部发达地区,尚未跨越门槛水平的省份则主要位于中部和西部不发达地区。

【关键词】人力资本 全要素生产率 门槛效应

【作 者】魏下海 华南师范大学经济与管理学院,博士;张建武 华南师范大学经济与管理学院,教授。

一、引 言

人力资本与全要素生产率和经济增长的关系是 20 世纪 90 年代以来研究的热点问题之一。就理论而言,人力资本促进全要素生产率增长主要是通过两种途径来实现的(Benhbib 等,1994):一是人力资本决定一国技术创新能力而直接影响一国全要素生产率增长(Romer, 1990);二是人力资本水平影响一国技术追赶和技术扩散速度(Nelson 等,1966)。然而从经验文献来看,人力资本的增长效应并不是一个“放之四海而皆准”的定律,基于跨国数据的经验研究所得结论可谓见仁见智。比如,Benhbib 等(1994)利用 1965~1985 年 78 个国家的数据进行研究,结果表明,一国全要素生产率增长依赖于该国的人力资本水平,人力资本对全要素生产率增长具有显著的促进效应;Miller 等(2000)、Aiyar 等(2002)在内生增长理论框架下,实证发现人力资本对全要素生产率增长具有积极影响的证据。然而 Pritchett(2001)却持不同的观点,他认为教育扩展不利于全要素生产率增长。一些学者侧重考察异质型人力资本的生产率增长效应。比如 Vandenbussche 等(2006)研究结果表明,只有高等教育人力资本才对全要素生产率增长有积极作用,而人力资本平均水平对生产率增长无显著促进作用。

^{*} 本文得到国家自然科学基金项目“实施扩大就业的机制与发展战略研究”(批准号:70873044)资助。

用。国内研究而言,华萍(2005)实证发现大学教育对效率改善和技术进步都具有有利影响,而中小学教育对效率改善具有不利影响;彭国华(2007)发现只有接受高等教育的人力资本对全要素生产率有显著的促进作用,中等教育和初等教育人力资本与生产率增长存在显著负相关。

上述文献在研究方法上存在着一个共同缺点,即毫无例外地使用线性模型进行估计,也就说简单地估计出人力资本对全要素生产率的平均影响。事实上,对于本质上具有线性特征的问题或数据而言,使用线性模型是足够的。但如果所研究的对象具有非线性特征,线性模型将由于难以刻画变量间的非线性关系而不再适用(贺胜兵、杨文虎,2008)。由于人力资本效应的发挥是一个极其复杂的动态过程,会受多种条件因素的影响制约。比如,当地区的经济发展相对滞后时,人力资本对生产率增长的影响可能相对有限;而当该地区跨越一定发展水平之后,人力资本效应就更为显著。简言之,人力资本对全要素生产率增长的影响会因为其他因素条件的变化而表现出非线性的“门槛”特征。就现实而言,中国作为一个地域辽阔、人口众多、地区差异明显的发展中国家,人力资本的增长效应很难满足在各区域或省域之间的完全一致性,存在非线性关系是很有可能。因此,如果我们忽略了这种客观存在的区域或省域差异,进而简单地将人力资本与全要素生产率增长的关系视为单一线性的,恐怕难以准确地反映经济变量之间的真实联系,目前国内的多数文献都采取了这一做法。为了克服研究方法上的不足,我们采用门槛模型(Hansen, 1999)实证检验人力资本对全要素生产率增长的门槛效应,这在国内文献研究中尚未发现。

本文运用门槛模型估计方法,综合考虑了经济发展水平、对外开放程度、物质资本积累、基础设施及城市化等因素,估计出各经济变量的门槛值,进而分析不同区制人力资本与全要素生产率增长的关系。

二、模型设定、方法与数据来源

Benhabib 等(1994)认为,一国或地区的人力资本水平及对先进经济体的技术追赶决定了该国或地区全要素生产率增长。此外,在知识经济的时代背景下,一国或地区的研发创新能力对生产率增长乃至经济增长具有不可或缺的作用。Romer(1990)、Grossman 等(1991)从理论分析角度强调了研发创新对于一国或地区生产率增长的关键作用。Griliches(1994)、Coe 等(1995)等学者也从经验研究角度证实了研发创新对生产率增长具有积极促进作用。因此,我们将某一地区全要素生产率增长视为由该地区科技创新活动、人力资本及技术追赶效应共同决定。由于人力资本的生产率增长效应不可避免地受特定经济环境的影响,即地区的经济发展水平、对外开放、资本积累、基础设施和城市化将会影响人力资本效应发挥,从而导致人力资本与全要素生产率增长的关系存在一定的非线性关系。因此,本文将结合这些变量因素分析人力资本增长效应的非线性特征。

基于此,我们借鉴并拓展 Benhabib 等人(1994)的思路,并结合 Hansen(1999)提出的门

槛模型方法,将本研究回归方程设定为:

$$\log TFP_{it} = \eta_i + \theta_1 inno_{it} + \theta_2 Catch_up_{it} + \beta_1 H_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 H_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 $\log TFP$ 表示累积全要素生产率增长率,由数据包络分析方法(DEA)计算得到,数据来源于魏下海(2009)及个别年份的追踪补充; H 表示人力资本水平,用平均受教育年限表示,将小学、初中、高中和大专及以上的受教育年限分别设为 6、9、12 和 16 年,其中 1990~2001 年相关数据来自于陈钊等(2004)的估计,2002~2007 年的数据根据历年《中国人口统计年鉴》计算得到; $Catch_up$ 表示技术追赶项, $Catch_up = H_i(Y_{max} - Y_i)/Y_i$, 其中 Y_i 表示省份 i 的人均收入水平, Y_{max} 则是最发达地区人均收入水平, 以上海人均收入水平来表示; $inno$ 表示某一地区研发创新活动,采用每百万人专利申请授权量来表示,数据来源于历年《中国科技统计年鉴》;变量 q 表示门槛变量,即下文中所要分析的用于反映经济特征的诸多变量; γ 则表示门槛值,通过具体估计得到。

有关门槛模型方法的介绍,参考 Hansen(1999)及连玉君等(2006)。单一门槛模型设定为:

$$y_{it} = \eta_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示省份; t 表示年份; η_i 反映个体未观测特征; q_{it} 门槛变量; γ 为特定的门槛值; $I(q_{it} \leq \gamma)$ 和 $I(q_{it} > \gamma)$ 均为示性函数; $\varepsilon_{it} \sim iid.N(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项。采用矩阵形式可表示为:

$$y_{it} = \eta_i + \beta' x_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{pmatrix}$, $\beta = (\beta'_1 \beta'_2)'$ 。

对式(3)组内去均值,得到:

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

将所有观测值进行堆积,可将式(4)写成矩阵形式:

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (5)$$

对于给定门槛值 γ , 可以通过 OLS 方法估计式(5)以得到 β 的估计值:

$$\hat{\beta}(\gamma) = [X^*(\gamma)' X^*(\gamma)]^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (6)$$

相应残差平方和为:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) = Y^{*'} [1 - X^*(\gamma)]' [X^*(\gamma)' X^*(\gamma)]^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (7)$$

通过最小化式(7)对应的 $S_1(\gamma)$ 来求得 γ , 即 $\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma)$ 。由此可得 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$, 残差向量 $\hat{e}^*(\gamma) = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ 。

得到参数估计值之后,还需进行两方面检验:一是门槛效应是否显著,二是门槛的估计值是否等于真实值。第一个检验的原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$, 对应的备择假设为 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$, 检验统计量为: $F_1 = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$, 其中, S_0 为在原假设 H_0 下得到的残差平方和。第二个检验的原假设为 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$, 其中 γ_0 是 γ 的真实值, 相应的似然比统计量为: $LR_1(\gamma) = (S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$ 。

上述推导过程是在单一门槛模型下进行的,当存在两个或两个以上的门槛值,必须重复上述步骤去搜寻第二个门槛值。

为保持数据口径的相对一致性,本文使用中国 29 个省份,样本期间为 1990~2007 年。其中,西藏自治区不包括在内,重庆市数据则与四川省合并。除非特别指出,样本数据均来自于《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国国内生产总值核算历史资料:1952~1995》、《中国人口统计年鉴》、《中国统计年鉴》及各省《统计年鉴》。

三、实证结果与讨论

针对大多数文献在研究人力资本与全要素生产率增长的关系时往往忽略了地区经济发展特征的影响,我们综合考虑经济发展水平、对外开放、物质资本积累、基础设施和城市化等变量因素,并分别对其影响人力资本门槛效应进行检验与测算(见图 1)。

(一) 经济发展水平

一个地区的经济发展水平无疑是人力资本效应发挥最为基本的外部环境,当某一地区经济发展水平越高,就越有能力进行人力资本投资与积累,同时也越能创造更多的经济机会,为人力资本效应发挥提供广阔空间。从经济现实来看,中国的经济发展水平存在着鲜明地区差异性。从区域来看,2007 年,中国东部地区的实际人均 GDP 为 10 220.81 元(以 1978 年不变价,下同),中部地区为 4 208.41 元,而西部地区仅为 3 281.27 元,西部地区尚未达到东部地区的 1/3;从省际来看,上海市(27 348.04 元)、天津市(13 902.08 元)、北京市(12 419.15 元)分别是中国排名最靠前的 3 个地区,而贵州、云南、广西、青海则是中国人均 GDP 排名最靠后的 4 个省份,分别为 1 633.28 元、2 217.26 元、2 276.77 元、2 906.55 元。其中,贵州省尚不足上海的 6%。中国经济发展的地区差异,势必会对人力资本的生产率增长效应形成重要影响,而且这种影响并不仅仅表现为简单的线性特征,而是更为复杂的非线性特征。我们用人均 GDP 表示经济发展水平。

为了展示门槛模型的整个估计过程,我们首先以经济发展水平作为门槛变量进行估计,其他经济变量与此类似。表 1 显示了对人力资本效应的影响中经济发展水平存在一个门槛值的效果通过了检验,F 值为 20.754,P 值为 0.017,说明在 5%的显著水平上单一门槛值存在,而双重门槛值的假设没有通过检验。单一门槛估计值为 7 071.84,95%置信区间为[6 369.64,7 696.97]。借助于似然比函数图(见图 2),可以更为清晰地理解门槛值的估计和置信区间的构造过程。

从估计结果看(见表 2),创新对全要素生产率增长具有显著促进作用,具

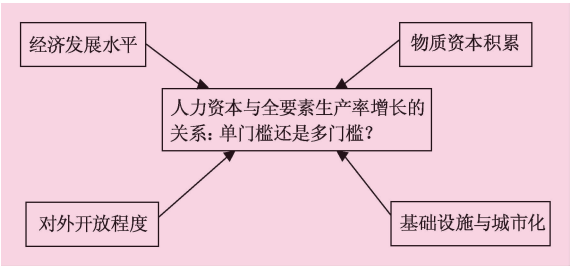


图 1 多变量影响人力资本的门槛效应

表 1 门槛效应检验

| 模 型 | F 值 | P 值 | 临界值 | | |
|------|----------|-------|--------|--------|--------|
| | | | 1% | 5% | 10% |
| 单一门槛 | 20.754** | 0.017 | 25.563 | 14.164 | 10.189 |
| 双重门槛 | 11.354 | 0.233 | 39.823 | 25.116 | 19.536 |
| 三重门槛 | 5.488 | 0.583 | 50.330 | 30.680 | 26.868 |

注：(1)P 值和临界值均采用“自助抽样法”反复抽样 300 次得到的结果；(2)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下统计显著。

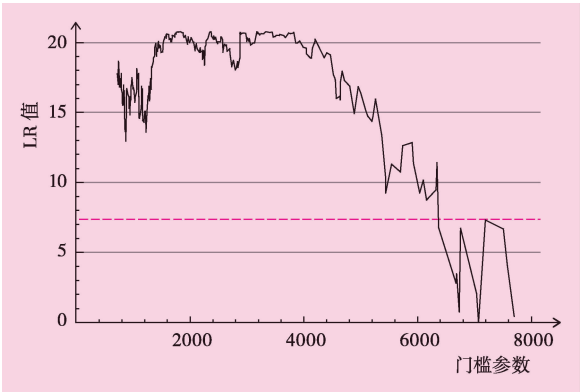


图 2 经济发展水平单一门槛的估计值和置信区间

体而言，每百万人口中专利申请授权量每增加 1 单位，中国全要素生产率增长率就将提高 0.02 个百分点。追赶项估计系数为 -0.006，且达到 1%显著水平，表明全要素生产率增长存在马太效应，落后地区并没有表现出对发达地区生产率增长的追赶。

我们所重点关注的是在不同经济发展水平下，人力资本对全要素生产率增长影响的差异性。从结果看，当人均 GDP 低于门槛值 7 071.84 元时，人力资本边际影响系数为 0.15，而当人均 GDP 跨越 7 071.84 元这一门槛值时，人力资本边际影响系数提高为 0.164。这一估计结果表明，人力资本增长效应的发挥与地区总体经济发展水平密切相关，经济发展水平较高的地区，人力资本的生产率增长效

表 2 门槛模型估计结果

| 单一门槛 | 人均 GDP | 投资率 | 城市化 | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 门槛值 | 7071.84 | 0.591 | 0.52 | |
| inno | 0.020(3.27***) | 0.023(3.76***) | -0.006(-1.23) | |
| Catch_up | -0.006(-5.86***) | -0.006(-7.09***) | -0.005(-5.49***) | |
| H·I(q≤γ) | 0.150(13.25***) | 0.173(15.51***) | 0.141(13.59***) | |
| H·I(q>γ) | 0.164(13.90***) | 0.157(15.09***) | 0.436(13.68***) | |
| 常数项 | -0.679(-11.60***) | -0.796(-13.03***) | -0.888(-14.71***) | |
| 双重门槛 | 贸易开放度 | FDI | 劳均物质资本 | 基础设施 |
| 门槛值 | 0.202、0.784 | 0.004、0.031 | 1.995、3.428 | 0.130、0.803 |
| inno | 0.017(2.88***) | 0.029(4.92***) | 0.023(3.97***) | 0.016(2.53**) |
| Catch_up | -0.006(-6.15***) | -0.006(-6.04***) | -0.007(-6.76***) | -0.006(-6.03***) |
| H·I(q≤γ ₁) | 0.158(13.92***) | 0.127(10.40***) | 0.174(14.63***) | 0.125(10.92***) |
| H·I(γ ₁ <q≤γ ₂) | 0.145(13.24***) | 0.139(11.71***) | 0.160(14.01***) | 0.145(13.31***) |
| H·I(q>γ ₂) | 0.169(14.09***) | 0.148(13.24***) | 0.182(13.73***) | 0.161(14.30***) |
| 常数项 | -0.706(-12.44***) | -0.605(-10.63***) | -0.803(-13.30***) | -0.624(-11.06***) |

注：括号内为异方差假定下的 t 值；*** 表示 1%显著水平。

应越大;经济发展水平低的地区,人力资本增长效应相对较小。由此可见,地区经济发展状况对人力资本增长效应的确存在鲜明的门槛特征。

根据各地区人均 GDP 水平与门槛值大小关系,我们将样本划分为低区制(即人均 GDP 低于门槛值)和高区制(即人均 GDP 高于门槛值)两个部分。从表 3 不难发现,中国大部分省份处于低区制,与此对应的是,这些省份的人力资本增长效应相对较低。在 2007 年,全国仅有 7 个省份位于高区制,分别为北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江和广东,这些省份人力资本对全要素生产率增长的积极影响较大,而多数省份位于低区制,人力资本效应的发挥相对有限。

表 3 按各门槛值划分的省份分布

| 单一门槛 | 人均 GDP(元) | 投资率 | 城市化 |
|------------------------------|---|---|--|
| $q \leq \gamma$ | 河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、海南、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 | 北京、天津、河北、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、四川、贵州、云南、甘肃 | 河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆 |
| $q > \gamma$ | 北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、广东 | 内蒙古、吉林、陕西、青海、宁夏、新疆 | 北京、天津、上海 |
| 双重门槛 | 贸易开放度 | FDI | 劳均资本(万元) |
| $q \leq \gamma_1$ | 河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏 | 甘肃、新疆 | 黑龙江、安徽、福建、河南、湖南、广西、海南、四川、贵州、云南 |
| $\gamma_1 \leq q < \gamma_2$ | 辽宁、浙江、福建、山东、海南、贵州、新疆 | 河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、河南、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、陕西、青海、宁夏 | 河北、山西、辽宁、吉林、浙江、江西、山东、湖北、广东、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 |
| $q > \gamma_2$ | 北京、天津、上海、江苏、广东 | 北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、江西、山东、广东、海南 | 北京、天津、内蒙古、上海、江苏 |

(二) 贸易开放与外商直接投资

从理论上讲,贸易开放不仅为各国经济发展提供了一条相互影响、相互依赖的重要渠道,也是知识产品在国家之间流动传播的重要渠道。当一个国家或地区的贸易开放程度越高,该国家或地区的企业就越容易接触国际市场,越有机会了解新产品和新技术,从而促进

技术创新与模仿。与此同时,较高的贸易开放程度会使国内企业面临更为激烈的外部竞争,而竞争将激励国内企业加大研发创新,重视人员技术培训,提高“干中学”效率,促进人力资本积累水平(Leamer, 1995),进而提升整个社会全要素生产率水平。就此而言,一个地区的贸易开放程度直接关系到该地区人力资本积累,从而决定人力资本效应能否得到有效的发挥。正如 Miller 等(2000)研究所证实,只有贸易开放度达到一定程度,人力资本的生产率增长效应才能显著为正。

与贸易开放的影响类似,外商直接投资(FDI)流入和规模扩大也有助于促进东道国人力资本积累。除了人员培训效应之外,FDI 主要通过劳动力市场的信号效应来影响东道国人力资本积累。由于在劳动力市场上,就业机会与工资报酬具有信号显示功能,能够影响到潜在就业人群的人力资本投资决策。相比于国内企业,外商企业的报酬制度一般更具市场化,能够提供与个人技能水平相匹配的工资报酬(蔡昉、王德文,2004)。FDI 流入恰恰为那些具有较高技能水平的劳动者提供与其相匹配的就业机会和工资报酬,从而提高了专业人力资本的预期收益率,激励人们增加对专业教育的投入,最终促进专业人力资本投资。我们分别将地区当年的进出口总额占 GDP 的比重、FDI 占 GDP 比重作为贸易开放度与外资依存度的衡量标准。

与经济发展水平有所不同的是,贸易开放和 FDI 对人力资本效应的影响不仅仅表现出单一门槛特征,而是呈现出相对复杂的双重门槛特征(见表 2)。具体而言,当一个地区的贸易开放度低于第一门槛值(0.202)时,人力资本的边际影响系数为 0.158;当一个地区的贸易开放度介于 0.202~0.784 之间,人力资本边际影响系数略微有所下降,为 0.145;而当一个地区的贸易开放度跨越 0.784 这一门槛时,人力资本对地区全要素生产率增长的影响系数最大,为 0.169。表 3 显示了按贸易开放度门槛划分的省份分布,从中可知中国大部分省份的贸易开放度低于第一个门槛值(0.202),仅有少数几个省份贸易开放度高于第二个门槛值(0.784)。以 2007 年为例,全国共有 17 个省份贸易开放度低于第一个门槛值 0.202,有 7 个省份贸易开放度介于两个门槛值之间,而仅有 5 个省份贸易开放度跨越第二个门槛值 0.784。与直观判断一致,跨越第二个门槛的省份均位于东部沿海地区。显然,东部发达地区较高的贸易发展水平为人力资本效应的发挥创造了有利的外部条件。

就 FDI 而言,当其比重低于第一门槛水平(0.004),人力资本影响系数为 0.127;当比重介于 0.004~0.031 之间时,人力资本影响系数提高到 0.139;而当 FDI 比重跨越第二个门槛水平(0.031)时,人力资本影响系数进一步提高到 0.148。以此为标准,在 2007 年,北京、上海等省份都跨越第二个门槛水平,而甘肃和新疆这两个西部省份依然低于第一门槛水平,全国多数省份介于两个门槛值之间。以上分析表明,在经济全球化和跨国公司全球战略背景下,FDI 的流入和规模扩大能为地区人力资本效应发挥创造良好的条件,而正由于 FDI 的省际差异性,使中国各地区人力资本的增长效应存在复杂的门槛特征。

（三）物质资本积累

在现代经济增长中,物质资本和人力资本是两个最为基本的要素,它们之间的互补效应的强弱在很大程度上影响一国经济增长进程。一方面,人力资本是“投资吸收能力”的决定性因素,能促使物质资本生产更具效率。另一方面,物质资本能为人力资本效能的有效发挥提供良好平台。如果一国或一地区缺乏必要的诸如先进机器、设备、产品等物质资本积累,纵然该国家或该地区具备一定的初始人力资本积累,也难以实现经济持续增长。因为,如果缺乏与之匹配互补的物质资本积累,人力资本尤其是专用性人力资本将极有可能陷于“英雄无用武之地”的尴尬境地,实现经济起飞及持续增长也就无从谈起。就此而言,物质资本积累也是影响人力资本效应是否有效发挥的重要因素。我们分别选取劳均物质资本(KL)和投资率(inv)来表示物质资本积累。其中,劳均物质资本用于衡量每个劳动者所拥有的物质资本的丰裕程度,是存量数据;投资率则用资本形成总额占 GDP 比重来表示,是流量数据。

就物质资本投资率来看(见表 2),其对人力资本的生产率增长效应的影响呈现单一门槛特征,单一门槛值为 0.591。当物质资本投资率低于 0.591 时,人力资本对生产率增长的影响系数为 0.173,而当物质资本投资率高于这一门槛水平时,人力资本增长效应降低为 0.157。就劳均物质资本对人力资本效应的影响呈现出正向的双门槛特征,两个门槛值分别为 1.995 和 3.428(单位:万元/人,下同)。当劳均物质资本低于 1.995 时,人力资本的影响系数为 0.174,而当劳均物质资本介于 1.995~3.428 之间,人力资本的影响系数最低,仅为 0.16。然而,随着物质资本积累的进一步增加,跨越 3.428 这一门槛值时,人力资本的影响系数跃升到了 0.182。进一步发现,2007 年中国只有 5 个省份跨越第二个门槛值,且这些省份多集中于东部地区,其他位于中西部的省份大都低于这一门槛值。这说明物质资本积累不足仍然是制约中国中西部地区人力资本效应发挥的重要因素。

（四）基础设施与城市化

从现实来看,一定规模的城市往往拥有较为完善的生产、金融、信息与市场,因此,城市便成为人才荟萃、技术创新扩散及产业高度集聚的场所。对于发展中国家而言,城市在孕育马歇尔外部性、培育创新、促使人力资本积累方面尤为重要。随着城市数量增加和规模扩大,集聚经济促进生产效率的提高,加速经济增长(程开明,2009)。正如 Becker 等(1992)及 Yang 等(1991)所强调,城市方便人们之间的劳动分工,使人们专业于一定技能,从而促进人力资本快速积累,实现生产率增长。而基础设施(比如高速公路、通讯设施等)具有极强的网络特征,这些基础设施通常连接于区域之间,而相邻地区之间的经济联系往往较为密切,所以某一地区基础设施的发展能在一定程度上降低相邻地区的运输成本和交易费用,促进区域间要素(包括人力资本)流动。无疑,城市化和基础设施完善程度都能在一定程度上影响人力资本效应的发挥。我们分别用非农人口占总人口比重表示城市化水平^①、用每万平方公

^① 实际上,衡量城市化水平的最直接度量指标是“城镇人口在总人口中所占比重”,但由于该指标历年各省数据缺失严重,难以满足要求。因此,本文参考以往文献的做法(姚先国、张海峰,2008;程开明,2009),选取非农人口占总人口比重来表征各省份的城市化水平。

里的公路里程数来表示基础设施。

从表2可以发现,城市化水平对于人力资本效应的发挥表现出单门槛特征。当城市化水平低于门槛值0.52时,人力资本影响系数仅为0.141,而当跨越这一门槛值时,人力资本的边际影响系数跃升至0.436。就现实而言,在2007年只有北京、上海和天津跨越了0.52门槛水平,其余省份的城市化水平都低于0.52。

人力资本增长效应与基础设施完善程度存在显著的“双门槛”关系。当某地区公路里程占土地面积比重低于0.13时,其人力资本的影响系数最低,仅为0.125,当此指标介于0.13~0.803之间时,人力资本影响系数提高到0.145,而当该指标跨越0.803这一门槛水平时,人力资本影响系数则进一步跃升到0.161。以基础设施作为门槛变量将全国各省份进行划分,可以发现,全国有11个省市跨越第二个门槛值(0.803),其中7个省份位于东部地区,4个省份位于中原地区。尚未跨越第一个门槛值的省份只有3个,分别为内蒙古、青海和新疆。显然基础设施发展的相对滞后,严重影响了当地人力资本增长效应的有效发挥。

四、结 语

本文采用Hansen(1999)提出的门槛模型方法,分别选取地区经济发展水平(以实际人均GDP衡量)、对外开放程度(包括贸易开放度和FDI比重两个指标)、物质资本积累状况(包括劳均物质资本水平和物质资本投资率两个指标)、基础设施及城市化水平等因素作为门槛变量,检验这些变量对人力资本增长效应的影响。实证结果表明,地区经济发展水平、物质资本投资率及城市化水平这3个指标变量与人力资本增长效应呈现出正向的单门槛关系,而贸易开放度、FDI比重、劳均物质资本水平和基础设施这4个指标变量与人力资本增长效应存在非单调的双门槛关系。无论是单门槛模型还是双门槛模型回归结果几乎都一致表明,当指标变量跨越各自相应的高门槛水平时,人力资本对生产率增长的影响系数最大(在物质资本投资率作为门槛变量时,出现相反情况)。如果进一步按照对应变量的门槛水平进行省份划分,不难发现,那些跨越高门槛水平的省份大都位于东部发达地区,而一些位于中部地区尤其是西部地区的省份往往处于低水平状态,大部分尚未跨越相应的门槛水平,从而阻碍了人力资本对全要素生产率增长的促进作用。

基于以上结论,我们认为人力资本投资政策的制定要综合考虑到各地区特定的经济环境。既然人力资本的生产率增长效应对不同地区的影响存在着显著差异,那么为了充分发挥人力资本作用,促进各地区全要素生产率的有效提升,一个行之有效的途径是加快本地区经济发展步伐,努力提高人均收入水平。在此基础上,较为发达的地区应当同时注意基础设施(如高速公路、通讯设施等)链接效应,促进地区经济协调健康的发展,而中西部发展相对落后的地区则需要努力提高对外开放程度,促进外资外贸的发展。与此同时,国家也应当对中西部地区加大扶持力度,给予一定的政策倾斜,鼓励这些地区进行基础设施建设,促进物质资本积累,以促进人力资本效应的有效发挥,最终实现经济发展水平的飞跃。

参考文献:

1. 蔡昉、王德文(2004):《外商直接投资与就业》,《财经论丛》,第1期。
2. 陈钊等(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》,第12期。
3. 程开明(2009):《城市化、技术创新与经济增长》,《统计研究》,第5期。
4. 贺胜兵、杨文虎(2008):《FDI对我国进出口贸易的非线性效应研究》,《数量经济技术经济研究》,第10期。
5. 华萍(2005):《不同教育水平对全要素生产率增长的影响》,《经济学(季刊)》,第5卷第1期。
6. 连玉君、程建(2006):《不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究》,《当代经济科学》,第2期。
7. 彭国华(2007):《我国地区全要素生产率与人力资本构成》,《中国工业经济》,第2期。
8. 魏下海(2009):《贸易开放、人力资本与中国全要素生产率——基于分位数回归方法的经验研究》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
9. 姚先国、张海峰(2008):《教育、人力资本与地区经济差异》,《经济研究》,第5期。
10. Aiyar, S. and Feyrer, J. (2002), A Contribution to the Empirics of Total Factor Productivity. Dartmouth College Working Paper.
11. Becker, S. and Murphy M. (1992), The Division of Labor, Coordination Costs, and Knowledge. *The Quarterly Journal of Economics*. CVII(4):1137-1160.
12. Benhabib, J. and Spiegel, Mark M. (1994), The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics*. 34:143-173.
13. Griliches, Z. (1994), Productivity, R&D, and the Data Constraint. *American Economic Review*. 84:1-23.
14. Grossman, G. and Helpman, E. (1991), Innovation and Growth in the Global Economy. Cambridge: MIT Press. Chp. 3.
15. Hansen, B.E. (1999), Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*. 93(2):345-368.
16. Leamer, E. (1995), Trade Economist's View of U.S. Wage and Globalization. Seminar paper, Department of Agricultural and Resource Economics University of Connecticut
17. Lucas, Robert E. (1990), Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries. *American Economic Review*. 80:92-96.
18. Miller, S. and Upadhyay, M. (2000), The Effect of Openness, Trade Orientation and Human Capital on Total Factor Productivity. *Journal of Development economics*. 63:399-423.
19. Nelson, R. and Phelps, E.S. (1966), Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth. *American Economic Review*. 56: 69-75.
20. Romer, P. (1990), Human Capital and Growth: Theory and Evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 32:251-286.
21. Pritchett, L. (2001), Where has all the Education Gone. *World Bank Economic Review*. 15:367-391.
22. Vandenbussche, J., P., Aghion and Meghir, C. (2006), Growth, Distance to Frontier and Composition of Human Capital. *Journal of Economic Growth*. 11:97-127.
23. Yang, X. and Borland, J. (1991), A Microeconomic Mechanism for Economic Growth. *Journal of Political Economy*. 99:460-482.

(责任编辑:朱 犁)