

互联网应用与我国技术进步的要素偏向

□ 赵伟 赵嘉华

内容提要 互联网的发展和普及极大地改变着我们的生活,也改变着产业与企业层面技术进步的偏向。本文借助已有技术进步偏向模型,分析了互联网应用的技术进步要素偏向效应的作用机理,并做了实证。研究显示:可将互联网应用作为信息中间品纳入现有模型进行拓展;互联网的普及倾向于强化技术进步的劳动要素偏向,弱化资本要素偏向。基于中国省级面板数据的实证结果,也印证了这个理论推断。这个结论的现实意义是:互联网的普及对于就业和劳动者收入的提升具有促进效应,但对于资本效率的提升促进不明显。这一点也印证了学术界如下发现:近年我国投资效率及资本产出率持续下降。研究的政策寓意是,政府政策应当着力于提升资本产出效率,校正技术进步劳动偏向增强所隐含的负面影响。

关键词 互联网 技术进步偏向 要素生产率

作者赵伟,浙江大学经济学院、浙江大学民营经济研究中心教授、博士生导师;赵嘉华,浙江大学经济学院博士生。(杭州 310027)

一、问题的提出

互联网的普及和应用不仅极大地改变了当今每一个人的日常生活,而且对几乎所有产业都产生了或大或小的影响,其中一个重要的影响无疑是技术进步的偏向。我们的问题是直截了当的:互联网的普及何以并怎样影响着中国技术进步的偏向?

技术进步的要害偏向是经济学研究的一个长盛不衰的论题。自 Hicks(1932)的开创性工作以来,这方面的学术探索不断。迄今的研究主要聚焦于三个问题:第一个是要素偏向的界定。三位经济学大家的界定最具影响,分别为希克斯、哈罗德和索罗。其中希克斯的界定从技术进步的要害边际产出效应差异切入,哈罗德(Harrod, 1948)的界定从国民产出之要素分配倾向切入,索罗(Solow, 1970)的界定只盯住劳动要素的边际产出。无论哪一种界定,都聚焦于一个问题上,这便是一种技术

进步究竟会导致三种情形中的哪一种发生:资本效率的提高甚于劳动?劳动效率的提高甚于资本?抑或两者同比例提高?

第二个问题是技术进步偏向的测度。这涉及到测度方法和具体样本选取等技术性问题。流行的方法有三种,分别为单方程法、标准化供给面系统法和 Malmquist 指数法。其中单方程法将生产函数对数线性化或线性近似后进行估计,得出体现技术进步要素偏向的相关参数。标准化供给面系统法是前者的拓展,这种方法首先对生产函数及其一阶条件构成的非线性系统进行拟合,得出相关参数后计算技术进步偏向指数。Malmquist 指数法从 Malmquist 生产率指数中分解出技术进步偏向指数,可以用于分析投入与产出中的要素偏向,从而追踪技术进步偏向的来源。其中,标准化供给面系统法应用最为广泛,Leon 等(2010)使用蒙特卡洛法模拟多种测度方法后,认为此法测度

技术进步偏向的可靠性最高。

第三个问题是技术进步偏向的动态变化及其原因。这实际上是两个问题的合一:一个是具体国家技术进步要素偏向的动态变化。这方面的研究很多,国与国之间、一国不同时期各异。另一个是导致要素偏向变动的原因。迄今的研究大体上可归入三个假说:第一个可称为要素特征假说,即要素的价格、市场规模等特征决定了技术进步偏向。Acemoglu(2002)是这个假说的主要代表。第二个可称为企业选择假说,即认为企业进入和内部研发均倾向于高回报行业,由此改变了要素的相对需求,导致了技术进步偏向变化(Lei,2013)。第三个可称为制度与政策假说,关注最多的包括人口政策和专利制度(Irmen,2013;潘士远,2008)。

值得注意的是,现有关于技术进步偏向改变的原因,几乎全部盯着非技术因素,而忽略了如下情形:基础性行业的重大技术突破对一个经济体整个技术进步偏向的影响。我们所要研究的问题恰恰属于这样的问题。具体而言,就是一项通用型技术进步对一国或者一个地区技术进步偏向的影响。

这样一种研究具有一定开拓性。以往有关技术进步要素偏向的研究,虽与我们的论题有相似的视野,但未有相同的范式。相似的视野在有关IT革命效应的研究中可以看到。其中,Klump等(2007)在比较了美国和技术进步差异后认为信息技术革命对要素偏向可能产生影响,他们认为电脑、半导体等IT产品价格的快速下降意味着IT技术革命是资本节约型的。Ripatti & Vilmunen(2001)认为信息与通讯技术产业与其他产业的经济特征存在差异,在测度技术进步偏向时应当区分对待。诸如此类的研究,与我们的研究视野相似,但要么缺少规范的理论框架,要么缺失实证检验。我们的研究,不仅在理论上理出了一个合乎逻辑的机理,而且直击问题的核心,即互联网应用普及对于整个经济系统技术进步要素偏向的影响。

本文余下的部分安排如下:第二节机理与模型,基于互联网技术进步特征,对这种技术进步及其应用对整个经济系统技术进步要素偏向效应及其发生的机理做了模型刻画;第三、四节,实证分析,首先测度了2003-2014年中国各省的技术进步偏向指数,进而分析互联网对不同地区这一指数的影响;第五节,基于理论与实证的结论提出相

应的政策建议。

二、机理与模型

我们的理论模型将在Acemoglu(2002)的生产函数中加入信息因素。假设最终品的生产需要三种中间产品,分别为劳动力中间品 Y_L 、资本中间品 Y_K 与信息中间品 Y_I ,中间品厂商在生产过程中需要投入两种要素:劳动力 L 与资本 K 。根据劳动力在工作中是否使用了互联网,将劳动力分为联网劳动力与未联网劳动力两种,其中联网劳动力占比为 τ ,可以生产劳动力中间品,也可以生产信息中间品,而未联网劳动力只能生产劳动力中间品。最终品厂商将三种中间产品结合产生最终品,最终品生产函数为:

$$Y = \left[Y_L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + Y_K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + Y_I^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

公式(1)中, σ 为中间品的替代弹性,且 $\sigma \in (1, +\infty)$,中间品之间为替代关系^①。三种中间品的生产函数分别为:

$$Y_L = \left(\int_0^{A_L} x_L(i)^{1-\alpha} di \right) L^\alpha \quad (2)$$

$$Y_K = \left(\int_0^{A_K} x_K(i)^{1-\alpha} di \right) K^\alpha \quad (3)$$

$$Y_I = \left(\int_0^{A_I} x_I(i)^{1-\alpha} di \right) (\tau L)^\alpha \quad (4)$$

公式(1)、公式(2)和公式(3)中, $x_Z(i)$ 表示为生产中间品 Z 需要的技术, $Z=(L,K,I)$, A_Z 代表完成中间品所需技术的范围, α 为劳动力或资本投入的产出弹性,且 $\alpha \in (0,1)$ 。由于生产 Y_L 与 Y_I 需要投入劳动力,所以相关的技术是与劳动力互补的技术,而生产 Y_K 的技术是与资本互补的技术。

先来分析联网劳动力占比外生给定的情形。假设企业联网劳动力的比重 $\tau \in (0,1)$,令最终产品价格 $P=1$,技术生产商的边际成本设为 $\psi \equiv (1-\alpha)^2$,由最终产品厂商利润最大化条件、中间品厂商利润最大化条件、技术生产商的利润最大化条件联立可得:

$$Y_I = \left[\left(\frac{A_I}{A_L} \right)^{\frac{\sigma\alpha}{\sigma\alpha+1-\alpha}} \tau^{\frac{\sigma\alpha}{\sigma\alpha+1-\alpha}} \right] Y_L \quad (5)$$

从公式(5)中可以看出,信息中间品的投入等同于有效劳动力中间品的投入,由于 $\frac{\sigma\alpha}{\sigma\alpha+1-\alpha} > 0$,随着 τ 的增大,信息中间品的产出将增加。将公式(5)代入公式(1),可将最终品生产函数简化为:

$$Y = \left[(1+F(\tau))Y_L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + Y_K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

公式(6)中, $F(\tau) = \left(\frac{A_L}{A_K} \right)^{\frac{\alpha(\sigma-1)}{\sigma\alpha+1-\alpha}} \tau^{\frac{\alpha(\sigma-1)}{\sigma\alpha+1-\alpha}}$,由于 $1+F(\tau) > 1$,联网劳动力的引入将提升劳动中间品在最终品生产过程中的使用效率。对这一简化的生产函数进行利润最大化分析可以得出:

$$p_{LK} \equiv \frac{p_L}{p_K} = (1+F(\tau))^{\frac{\sigma\alpha}{\sigma\alpha+1-\alpha}} \left(\frac{A_L}{A_K} \frac{L}{K} \right)^{\frac{-\alpha}{\sigma\alpha+1-\alpha}} \quad (7)$$

从公式(7)可以看出互联网应用的普及将会提升劳动力中间品的价格。与劳动力和资本互补的技术厂商的利润分别是:

$$\pi_L(i) = (1-\alpha)\alpha p_L^{\frac{1}{\alpha}} L \quad (8)$$

$$\pi_K(i) = (1-\alpha)\alpha p_K^{\frac{1}{\alpha}} K \quad (9)$$

这一利润的净现值 $\dot{V}_L$ 与 $\dot{V}_K$ 满足:

$$\rho V_L - \dot{V}_L = \pi_L(i) \quad (10)$$

$$\rho V_K - \dot{V}_K = \pi_K(i) \quad (11)$$

公式(10)、公式(11)中, $\dot{V}_L$ 与 $\dot{V}_K$ 分别表示两种净现值的增量, ρ 为贴现因子,稳态下 $\dot{V}_L$ 与 $\dot{V}_K$ 为0,则:

$$V_L = \frac{(1-\alpha)\alpha p_L^{\frac{1}{\alpha}} L}{\rho} \quad (12)$$

$$V_K = \frac{(1-\alpha)\alpha p_K^{\frac{1}{\alpha}} K}{\rho} \quad (13)$$

公式(12)、公式(13)相除可得:

$$\frac{V_L}{V_K} = p_{LK}^{\frac{1}{\alpha}} \frac{L}{K} \quad (14)$$

将公式(7)代入公式(14)可得不同类型技术的相对盈利水平:

$$\frac{V_L}{V_K} = (1+F(\tau))^{\frac{\sigma}{1-\alpha+\sigma\alpha}} \left(\frac{A_L}{A_K} \right)^{\frac{1}{-1+\alpha-\sigma\alpha}} \left(\frac{L}{K} \right)^{\frac{\alpha-\sigma\alpha}{-1+\alpha-\sigma\alpha}} \quad (15)$$

V_L 相对于 V_K 越大,发展与劳动力互补的技术的动力就越大,反之 V_L 相对于 V_K 越小,发展与资本互补的技术的动力越大。为了分析联网劳动力占比对两种技术相对盈利水平的影响,我们将公式(15)对 τ 求偏导,可得:

$$\frac{\partial V_L / V_K}{\partial \tau} = \frac{\alpha\sigma(\sigma-1)}{(1-\alpha+\sigma\alpha)^2} [1+F(\tau)]^{\frac{\sigma-1+\alpha-\sigma\alpha}{1-\alpha+\sigma\alpha}} \tau^{\frac{1}{-1+\alpha-\sigma\alpha}} \left(\frac{A_L}{A_K} \right)^{\frac{-\alpha+\sigma\alpha}{1-\alpha+\sigma\alpha}} \left(\frac{A_L}{A_K} \right)^{\frac{1}{-1+\alpha-\sigma\alpha}} \left(\frac{L}{K} \right)^{\frac{\alpha-\sigma\alpha}{-1+\alpha-\sigma\alpha}} > 0 \quad (16)$$

从公式(16)可以看出,企业联网劳动力占比的增大,提升了与劳动力互补型技术厂商的收益,这里的影响渠道可以概括为:联网劳动力增加使得劳动中间品在最终品生产过程中的使用效率提升,价格上升,假定劳动力供给不变,生产劳动中间品的厂商利润将会增加,从而使研发与劳动互补技术的厂商利润也提高,最终导致技术进步偏向劳动力。

如果均衡条件下两种技术都被应用于生产过程,则 V_L 与 V_K 必然相等,否则由于中间品具有替代关系,技术厂商的自由进入将使得均衡中仅有盈利更多的技术存在。由这一均衡条件以及公式(15)可得:

$$\frac{A_L}{A_K} = [1+F(\tau)]^{\sigma} \left(\frac{L}{K} \right)^{\alpha-\sigma\alpha} \quad (17)$$

将公式(17)对 τ 求导可得:

$$\frac{\partial A_L / A_K}{\partial \tau} = \frac{\alpha\sigma(\sigma-1)}{1-\alpha+\sigma\alpha} [1+F(\tau)]^{\sigma-1} \tau^{\frac{1}{-1+\alpha-\sigma\alpha}} \left(\frac{A_L}{A_K} \right)^{\frac{-\alpha+\sigma\alpha}{1-\alpha+\sigma\alpha}} \left(\frac{L}{K} \right)^{\alpha-\sigma\alpha} > 0 \quad (18)$$

由此可就外生情形下互联网发展对于企业技术进步偏向的影响,引出命题1。

命题1:随着企业联网劳动力占比的增加,技术厂商会倾向于更多地研发与劳动力互补的技术,从而导致技术进步的动力偏向相对强化,而导致技术进步的资本偏向相对弱化。

接下来考虑联网劳动力占比内生的情形。在

此情形下,企业联网劳动力的比例 τ 不再是外生变量,而是由企业权衡互联网投资的成本与收益之后决定的最优水平。为分析企业这一决策的过程,先将中间品厂商所用劳动力按其利用互联网信息多寡进行排序,并以下标 $m \in (0,1)$ 表示, m 越接近于0,劳动力 L_m 与互联网连接后所能获取的与工作相关的信息便越多。企业投资 F 后, L_m 可通过互联网进行工作,因此 F 可视为企业网络化的边际成本。

劳动力联网后可以获得的与工作相关的信息量为

$$I_m = G(m)\mu\tau L \quad (19)$$

公式(19)中, $\partial G(m)/\partial m < 0$ 是对劳动力排序后信息函数所具有的特性, $\tau \in (0,1)$ 为企业使用互联网用户占劳动力的比重, $\mu\tau L$ 代表网络外部性效应,这种效应随互联网使用人数因而为网络贡献信息的人数增加而增加,其强度则以互联网用户所能获得的信息量为转移,可以 $\mu \in (0,+\infty)$ 表示。正常情形下,企业先对获取信息量较大的劳动力进行投资,因为这种劳动力所贡献的信息量最大,投资的边际成本 F 要小于从外部信息市场购买等量信息的成本 pI_m (其中 p 为单位信息的外购价格,互联网技术的发展将会降低这一价格),企业将选择进行互联网投资。 m 趋近于1时,劳动力加入互联网所能贡献的信息 I_m 减少,投资的边际成本 F 反而大于从外部信息市场购买等量信息的成本,企业将选择外购信息。显然,存在一个临界点 m^* 使得对于 K_{m^*} 外购信息与内部投资是无差别的,因而 m^* 满足:

$$pG(m^*)\mu\tau L = F \quad (20)$$

由于企业中互联网用户的比例为 m^* ,所以, $\tau = m^*$,公式(20)可以化为:

$$pG(\tau)\mu\tau L = F \quad (21)$$

为简化计算,我们给定 $G(m) = 1 - \frac{m}{2}$,可以求得:

$$\tau = 1 - \sqrt{1 - \frac{2F}{p\mu L}} \quad (22)$$

由于 $\partial\tau/\partial p = -\frac{F}{\mu L} \left(1 - \frac{2F}{p\mu L}\right)^{-\frac{1}{2}} p^{-2} < 0$,所以

随着互联网技术的发展导致信息的市场价格下降,虽然外购信息的成本下降,但是这种成本节约的收益要小于企业内部网络规模扩大带来的收益,因而企业会选择扩大联网劳动力的规模。

将公式(22)代入公式(17)可得:

$$\frac{A_L}{A_K} = [1 + F(p)]^{\tau} \left(\frac{L}{K}\right)^{\alpha - \sigma\alpha} \quad (23)$$

因为 $\frac{\partial A_L/A_K}{\partial p} = \frac{\partial A_L/A_K}{\partial \tau} \times \frac{\partial \tau}{\partial p} < 0$,互联网技

术的发展带来的外购信息成本的下降,同时企业内部网络规模扩大使得互联网带来的效率提升更为显著,因而企业将会选择进一步扩大联网劳动力占比,这将诱使技术厂商更多地去开发与劳动力互补的技术,由此可以得出命题2。

命题2:若劳动力利用互联网程度由企业内生因素决定,则企业倾向于扩大联网劳动力规模,同时更多地投资于劳动力互补型技术,因而会导致企业技术进步的劳动偏向强化,资本偏向弱化。

三、实证模型、指标与数据

(一) 计量模型

本文实证分析以简单的线性模型为起点,采用以下形式:

$$Dbias_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 internet_{it} + X\beta' + \mu_{it} \quad (24)$$

公式(24)中, i 代表地区, t 代表年份。被解释变量 $Dbias_{it}$ 为地区 i 在时间 t 的技术进步偏向指数。 $internet_{it}$ 为核心解释变量,代表各地区在时间 t 的互联网发展程度。 X 代表一系列控制变量。 μ_{it} 为随机干扰项。在对基准模型分析之后,我们将放松线性等式这一假设,以进一步探究互联网的技术进步偏向效应。

(二) 技术进步偏向指数的测度

本文的被解释变量 $Dbias$ 为技术进步偏向指数,采用标准化供给面系统法进行测度。方程系统由公式(25)、公式(26)、公式(27)所示的生产函数、劳动需求方程与资本需求方程组成^②:

$$\log\left(\frac{Y_t}{Y_t}\right) = \log(\zeta_t) + \frac{e_t}{e_t - 1} \log\left((1 - \gamma_t) \left(\frac{L_t}{L_t} \exp\left(\bar{t} \frac{\gamma_{LK}}{\lambda_{LK}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{LK}} - 1\right)\right)\right)^{\frac{e_t - 1}{e_t}} + \gamma_t \left(\frac{K_t}{K_t} \exp\left(\bar{t} \frac{\gamma_{LK}}{\lambda_{LK}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{LK}} - 1\right)\right)\right)^{\frac{e_t - 1}{e_t}}\right) \quad (25)$$

$$\log\left(\frac{w_{it}L_{it}}{Y_{it}}\right) = \log(1-\gamma_i) + \frac{e_i-1}{e_i}\log(\zeta_i) - \frac{e_i-1}{e_i}$$

$$\log\left(\frac{Y_{it}/\bar{Y}_i}{L_{it}/\bar{L}_i}\right) + \frac{e_i-1}{e_i}\bar{t}\frac{\gamma_{iL}}{\lambda_{iL}}\left[\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{iL}} - 1\right] \quad (26)$$

$$\log\left(\frac{r_{it}K_{it}}{Y_{it}}\right) = \log\gamma_i + \frac{e_i-1}{e_i}\log(\zeta_i) - \frac{e_i-1}{e_i}$$

$$\log\left(\frac{Y_{it}/\bar{Y}_i}{K_{it}/\bar{K}_i}\right) + \frac{e_i-1}{e_i}\bar{t}\frac{\gamma_{iK}}{\lambda_{iK}}\left[\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{iK}} - 1\right] \quad (27)$$

公式(25)、公式(26)和公式(27)中, $\bar{Y}_i, \bar{K}_i, \bar{L}_i, \bar{t}$ 分别为各地区相应变量的平均数。估计方法为可行的广义非线性最小二乘法, 根据邓明(2014)参数的初始值分别设为: $\zeta_i(0)=1, \gamma_i(0)=0.01, \gamma_{iK}(0)=\gamma_{iL}(0)=\lambda_{iK}(0)=\lambda_{iL}(0)=0.001$, 由于替代弹性的估计对技术进步偏向的测度有重要意义, 所以在正式对系统进行回归之前, 先以 0.05 为间隔尝试 $e_i(0) \in (0.2, 2.2)$ 内所有取值, 取使得残差平方和最小的值为最终回归使用的初始值。

我们分两个步骤进行测度。首先, 选取 2003-2014 年中国省级宏观数据对系统进行估计, 得出要素替代弹性等参数^③。估计结果显示, 计算技术进步偏向指数所需参数的估计值在 1% 的显著性水平下均是显著的, 所有地区劳动力与资本的替代弹性均值为 0.79, ζ_i 的均值为 1.02, γ_i 的均值为 0.46, 与戴天仕和徐现祥(2010)对于全国的测度

结果均较为接近。

第二步, 将上述参数代入戴天仕和徐现祥(2010)根据希克斯定义推导的测度公式:

$$Dbias_{it} = \frac{e_i-1}{e_i} \left(\frac{A_{it}^L}{A_{it}^K} \right) \frac{d(A_{it}^L/A_{it}^K)}{dt} \quad (28)$$

公式(28)中:

$$A_{it}^L = \frac{Y_{it}}{L_{it}} \left(\frac{w_{it}L_{it}}{(1-\gamma_i)(w_{it}L_{it} + r_{it}K_{it})} \right)^{\frac{e_i}{e_i-1}} \quad (29)$$

$$A_{it}^K = \frac{Y_{it}}{K_{it}} \left(\frac{r_{it}K_{it}}{\gamma_i(w_{it}L_{it} + r_{it}K_{it})} \right)^{\frac{e_i}{e_i-1}} \quad (30)$$

Y_{it} 为地区 i 在时间 t 的产出, L_{it} 与 K_{it} 分别为地区 i 在时间 t 的劳动力与资本投入, γ_i 为地区 i 的资本密集度, e_i 为地区 i 劳动与资本的替代弹性, A_{it}^Z 为 t 时, 地区 i 要素 Z 的效率, w_{it}, γ_{it} 分别为各地区 t 时期的劳动力与资本的价格。若 $Dbias_{it} > 0$ 则这一地区技术进步更多的提高了资本的生产效率, 是偏向资本的; 若 $Dbias_{it} < 0$ 则这一地区的技术进步更多的提高了劳动力的生产效率, 是偏向劳动力的; 若 $Dbias_{it} = 0$ 则这一地区的技术进步同速率的提高了资本与劳动力的生产效率, 是中性的。

图 1 为技术进步偏向指数的测度结果, 箱型图中包含了技术进步偏向指数的最大值、最小值、研究期间初始值与终值, 箱体黑色表明初始值大于终值, 箱体白色表明初始值小于终值。可以看出, 全国大部分省份在大部分年份的技术进步指数都是大于零的, 均值为 0.10, 说明我国技术进步

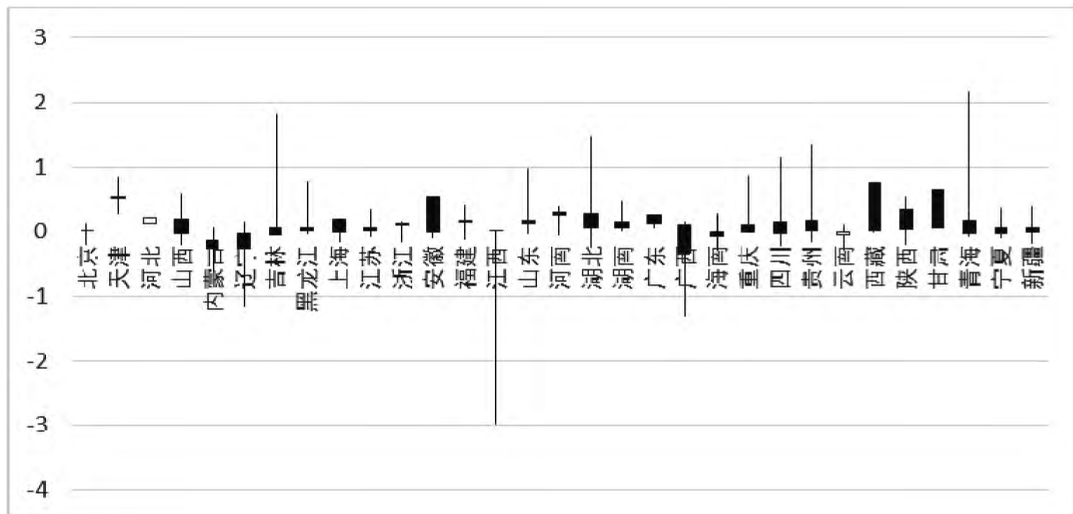


图 1 技术进步偏向指数

总体偏向资本。各省的箱体大部分为黑色,表明2014年较2003年大部分地区的技术进步偏向指数都有所下降,技术进步的资本偏向有所减弱。从具体数据来看^④,大部分省份的技术进步偏向指数在2008年金融危机期间都出现了显著下降,2009年快速反弹,之后则总体处于减弱的趋势。

(三)其他变量测度

核心解释变量 $internet_{it}$ 。本文选取各省(区)当年互联网普及率即互联网用户数/人口来衡量地区互联网发展程度,数据来源于各省统计年鉴。

控制变量 X 。为了将各省宏观经济的一些差异对技术进步偏向的影响同互联网对技术进步偏向的影响剥离,本文根据技术进步偏向领域已有的文献引入下列控制变量:1)是否为2008年; $dum2008_{it}$ 。2)要素替代弹性是否大于1; $edum_{it}$ 。3)要素价格相对扭曲程度 tkl_{it} :资本的价格扭曲效应为资本的边际产出与央行一年期到三年期贷款基准利率之比,劳动力的价格扭曲效应为劳动力的边际产出与人均工资之比,二者相除得到相对扭曲程度指数。将CES生产函数对各要素求导可得出要素边际产出的表达式,代入相关数据及技术进步偏向测度中得出的参数即可得出要素的边际产出^⑤。人均工资为工资总额与就业人数之比,工资总额采用工资价格指数进行平减,数据来源于各省统计年鉴。一年到三年期贷款基准利率来源于中国人民银行网站。4)要素结构的变化 dkl_{it} :资本增量与劳动力增量之比。5)对外开放程度 $trade_{it}$:各省进出口总额占GDP比重。6)人力资本增量 $dhuman_{it}$:按照易信和刘凤良(2013),我们将人均受教育年限

((小学人口数*6+初中人口数*9+高中人口数*12+大专及以上学历人口数*16)/总人口数)作为人力资本的代理变量,引入人力资本的增加量作为控制变量。7)老年人口抚养比:dependency。上述数据均来自各省统计年鉴。

(四)描述性统计

表1给出本文所有变量的描述性统计。核心解释变量与因变量的相关系数为-0.06,可以初步判断二者具有负相关关系,即互联网发展程度越高,技术进步的劳动偏向越强。

四、实证结果与分析

回归分析中,考虑到残差可能由于个体效应和时间效应的存在而不符合独立同分布的假设,导致序列相关和截面相关问题,为避免有偏估计,我们采取了两个措施:1)以Wooldridge方法检验是否存在序列相关性,若不存在则不控制个体效应,反之则加入地区虚拟变量控制个体效应;2)采用Friedman检验方法检验是否存在截面相关,若不存在则不控制时间效应,反之则加入时间虚拟变量控制时间效应。检验结果显示,本文模型均存在序列相关而不存在截面相关,所以下文仅控制个体效应。

此外,数据的异方差性、多重共线性也可能造成有偏估计。为避免这种情形,采用修正瓦尔德检验方法检验组间异方差,发现模型存在组间异方差,所以最终根据聚类稳健标准误判断回归系数的显著性。最后,通过控制加入的变量数量,使得模型最大的方差膨胀因子小于10以避免多重共

表1 变量描述性统计

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$Dbias_{it}$	技术进步偏向指数	372	0.099	0.33	-2.97	2.17
$internet_{it}$	互联网发展程度	372	0.26	0.18	0.02	0.74
$dum2008_{it}$	是否2008年	372	0.08	0.28	0	1
$edum_{it}$	替代弹性是否大于1	372	0.16	0.37	0	1
tkl_{it}	要素价格相对扭曲	372	163.64	70.02	53.17	491.48
dkl_{it}	要素结构变化	372	123.99	889.50	-852.40	15432.35
$trade_{it}$	对外开放程度	372	0.33	0.41	0.04	1.72
$dhuman_{it}$	人力资本增加	372	0.10	0.21	-0.70	0.81
$dependency_{it}$	老年人口抚养比	372	12.28	2.49	6.7	21.9

线性问题。

(一)基准模型

表2模型(1)–(5)是对公式(24)进行逐步回归的结果。第一列为仅考虑核心解释变量的结果;第二列加入2008年虚拟变量以及要素替代弹性虚拟变量;第三列加入要素层面的两个控制变量,即要素价格相对扭曲程度指数及要素结构变化指数;第四列加入对外开放程度控制变量;第五列加入人口结构的两个控制变量,即人力资本与老年人口抚养比。

从表2中不难看出,在所有模型中核心解释变量的回归系数均显著小于零,逐步加入遗漏的控制的变量后,核心解释变量的显著性水平有所提升,说明互联网的普及使得技术进步偏向指数减小,也就是说技术进步的资本偏向减弱而劳动力偏向增强。要素价格相对扭曲程度的回归系数显著大于零,说明资本价格更大的扭曲增强了技术进步的资本偏向。要素结构变化的系数显著小于零,表明我国资本要素存在规模不经济,其投入的相对增加反而降低了资本要素的相对生产效率。人力资本增量的回归系数显著为正,教育水平较高的劳动力同资本之间存在互补关系,其投入的增加更多地促进了资本生产率的提升。

综上实证结果,互联网的普及应用更多地提升了我国劳动力的生产率,技术进步的劳动偏向

增强,而资本偏向减弱。这一效应在控制一系列要素特征与区域特征之后仍是显著的。

(二)影响渠道

逻辑上分析,互联网促使技术进步偏向劳动力的途径可能存在三种情形:其一,互联网既提高了劳动生产率也提高了资本生产率,但劳动生产率提升的幅度更大;其二,互联网提升了劳动生产率而降低了资本生产率;其三,互联网既降低了劳动生产率也降低了资本生产率,但劳动生产率降低的幅度更小。

为具体确定我国的实情,须借助回归方法分析互联网应用对我国劳动和资本的生产率效应。表3回归结果显示,互联网显著提升了我国劳动力的边际生产率而降低了资本的边际生产率,与前面第二种情形一致。这意味着,即便资本的边际生产率不变,互联网应用也具有劳动偏向效应。实际上,随着互联网应用的普及,粗放式“双创”(大众创业、万众创新)方兴未艾,后者对资本产出率具有拖曳效应。

(三)地区差异

上述结论还可通过对地区差异的分析进一步得到印证。地区层面的分析通过样本分类回归实施。表4三个模型分别处理三个被解释变量:模型1以技术进步偏向指数为被解释变量,模型2、3分别以劳动边际生产率和资本边际生产率为被解

表2 基准模型回归结果

变量名	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
internet _{it}	-0.21**(-2.38)	-0.23**(-2.51)	-0.26**(-2.40)	-0.29***(-2.75)	-0.28***(-2.63)
edum _{it}		-0.16***(-5.08)	0.24**(-2.09)	0.01**(-0.05)	0.05(0.15)
dum2008 _{it}		-0.22***(-7.31)	-0.23***(-8.26)	-0.23***(-8.09)	-0.22***(-7.86)
tkl _{it}			0.0016***(-3.60)	0.0015***(-3.45)	0.0016***(-3.26)
dkl _{it}			-1.7e-5***(-3.40)	-2.1e-5***(-2.80)	-1.8e-5***(-2.41)
trade _{it}				-0.17(-0.81)	-0.13(-0.63)
dhuman _{it}					0.14**(-2.50)
dependency _{it}					-0.02(-0.86)
_cons _{it}	0.11**(-2.27)	0.13***(-2.71)	-0.48***(-2.76)	-0.23(-0.67)	-0.12(-0.29)
N	372	372	372	372	372
R ²	0.2328	0.2661	0.2920	0.2937	0.3051
F	6.19	29.97	27.67	21.74	22.18

注:***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号中为 z 统计值, 标准差为聚类稳健标准误。

表 3 影响渠道

因变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	MPL	MPK	MPL	MPK	MPL	MPK
internet _{it}	0.17*** (6.08)	-0.19*** (-14.14)	0.18*** (6.05)	-0.19*** (-13.95)	0.19*** (7.07)	-0.20*** (-14.28)
edum _{it}			-0.81*** (-78.03)	-0.07*** (-13.93)	-0.80*** (-11.61)	-0.016 (-0.63)
dum2008 _{it}			0.03*** (5.99)	-0.0076*** (-3.86)	0.03*** (6.71)	-0.0076*** (-4.29)
tkl _{it}					-3.16e-4*** (-2.64)	2.27e-4*** (3.88)
dkl _{it}					7.61e-6*** (4.48)	-1.12e-6* (-1.66)
trade _{it}					0.06 (1.29)	-0.0023 (-0.13)
dhuman _{it}					0.0043 (0.54)	-0.0015 (-0.46)
dependency _{it}					-1.04e-3 (-0.42)	-0.0030* (-1.87)
_cons _{it}	1.06*** (70.92)	0.19*** (26.86)	1.06*** (68.15)	0.19*** (26.20)	1.10*** (12.45)	0.14*** (3.68)
N	372	372	372	372	372	372
R ²	0.9751	0.8496	0.9766	0.8524	0.9795	0.8989
F	40.18	217.67	25.42	118.57	84.53	231.60

表 4 地区差异

因变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	Dbias		MPL		MPK	
地区	东部	西部	东部	西部	东部	西部
internet _{it}	-0.35** (-1.96)	-0.29* (-1.87)	0.14*** (4.80)	0.26*** (10.18)	-0.21*** (-13.07)	-0.17*** (-9.05)
N	180	192	180	192	180	192
R ²	0.3553	0.2014	0.9813	0.9719	0.9064	0.9123
F	57.75	20.33	124.79	41.38	426.20	62.37

释变量，每个被解释变量下都做了东西部区分^⑥，篇幅所限，这里省略了控制变量的回归结果。这样分地区回归结果不难看出，互联网的发展通过提升劳动生产率、降低资本生产率从而增强了技术进步劳动力偏向。互联网对东部地区劳动效率的提升效应弱于西部地区，对东部地区资本效率的抑制效应强于西部地区。

(四)稳健性检验

对实证结果的稳健性检验可从两个方面切入：其一，我们在基准模型中选择互联网普及率作为一个地区互联网发展程度的测度指标，这是从需求视角来看互联网，如果从供给视角也就是网络资源视角来看，我们的结论是否依然成立？为此在表 5 模型 1 中，我们用表征互联网资源的网站数/规模以上工业企业数量之比（取对数）作为核心解释变量^⑦，可以看出我们的结论依旧成立，网

站数的增加也增强了技术进步劳动力偏向。

其二，放松基准模型中的线性假设，探究互联网对技术进步偏向的影响是否存在门限效应。模型 2 为单门限假设下以互联网普及率为门限变量和门限被解释变量的回归结果，核心解释变量的系数仍显著为负，互联网普及率占比超过 0.2129 后，互联网对于技术进步偏向的边际影响大于占比较小时的边际影响。模型 3 为双门限假设下的回归结果，随着互联网用户占比的增大，互联网对于技术进步偏向的边际影响先增大后减小。这一结论与我们的经济学直觉也是相符的，当互联网用户占比极小时，网络外部性的作用无法显现，因而对于技术进步偏向的边际影响较小。而当互联网用户占比极大时，表明该地区已经完成了网络化进程，网络在重要领域的应用已经普及，边际效应开始减小。因而处于一定区间的互联网用户占

比对于技术进步偏向的边际影响较大。模型 4-6 将门限解释变量与门限被解释变量换为网站数, 结论仍成立。

(五)内生性讨论

导致内生性问题的原因主要有两点, 即遗漏重要解释变量以及双向因果关系。为保证结果的稳健性, 我们对这两个问题分别进行了处理。

首先, 在基准模型分析中发现, 区域 GDP 增速、地方政府 R&D 支出以及固定资产投资中国企占比也会影响技术进步偏向, 但由于三个变量与互联网普及率相关系数较高, 故而未将其纳入基准模型, 这可能会导致遗漏信息, 从而产生内生性问题。本节则对互联网普及率、网站数量与企业数之比(取对数)、GDP 增速、地方政府科技支出以及固定资产投资中国有企业占比进行因子分析, 分出互联网及非互联网两个因子并将其纳入模型, 检验是否遗漏重要解释变量。表 6 中的模型 1 为

分析结果, 互联网因子的系数仍显著为负, 但其他因子的回归系数并不显著, 因此可以证明本文模型没有受到遗漏重要解释变量的影响。

造成内生性的另一个原因是双向因果关系, 即互联网与技术进步偏向存在相互的影响, 我们以互联网普及率的滞后一期作为互联网普及率的工具变量进行进一步分析。在这样的模型中, 即使互联网普及率与技术进步偏向存在双向因果关系也应当是在当期, 互联网普及率的滞后一期这一工具变量是前期决定的, 本期技术进步偏向并不能决定前期变量, 因而可以避免内生性问题, 结果列于表 6 的模型 2, 可以看出我们的结论依然成立。此外在这一模型中 Kleibergen-Paap LM 统计量为 25.023(P 值=0.00), 表明我们选取的工具变量与被解释变量显著相关, Cragg-Donald Wald F 统计值为 8207.606, 表明不存在弱工具变量问题, 进行 DWH 检验时, F 统计值为 8.12 (P 值为

表 5 稳健性检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$internet_{it}-0$		-1.04**(-2.48)	-1.13***(-2.75)			
$internet_{it}-1$		-0.41***(-3.14)	-4.16***(-5.87)			
$internet_{it}-2$			-0.41***(-3.31)			
$lnweb_{it}$	-0.083***(-2.65)					
$lnweb_{it}-0$				-0.26***(-4.18)	-0.21***(-3.34)	-0.21***(-3.52)
$lnweb_{it}-1$				-0.12***(-4.21)	-0.86***(-6.06)	-0.23(-1.20)
$lnweb_{it}-2$					-0.11***(-3.93)	-1.49***(-7.77)
$lnweb_{it}-3$						-0.11***(-3.94)
N	372	372	372	372	372	372
R^2	0.3093	0.0114	0.0521	0.0194	0.0431	0.0736
F	3.94	3.89	7.21	6.13	8.43	10.44

表 6 内生性讨论

变量名	模型 1	模型 2
$internetf_{it}$	-0.09***(-3.23)	
$otherf_{it}$	0.002(0.09)	
$internet_{it-1}$		-0.31***(-2.84)
$_cons_{it}$	-0.40*(-1.92)	-0.05(-0.10)
N	372	341
R^2	0.3296	0.3027
F	19.41	2.93

0.0078),表明内生性问题确实存在,工具变量模型的估计结果更为可靠。

五、结论与政策启示

本文将互联网因素简化为企业生产中所投入的“信息中间品”,借助这个变量将互联网因素纳入传统的技术进步偏向模型之中做了理论拓展并导出相应的实证命题。进而,以我国多地区层面的数据为依据做了实证检验。

理论分析的主要结论是,互联网普及引发的技术进步具有偏向劳动的特征。企业层面上,这个结论及其相应的机理,可以劳动者与互联网结合程度为线索,从外生与内生两个方面切入进行分析与模型化处理。研究显示,若劳动者利用互联网的程度由外生因素决定,则企业内联网劳动力占比的增加将促使厂商更多地研发与劳动力互补的技术;若劳动者利用互联网程度由企业内生因素决定,则随着互联网技术的发展与普及,企业更倾向于扩大联网劳动力的规模。内生与外生两方面因素所引出的技术进步,都具有劳动偏向特征,都导致技术进步的劳动偏向强化,资本偏向弱化。以中国2003-2014年省级面板数据为样本的实证,印证了上述理论推断。

客观地说,劳动力在生产过程中通过互联网可以更便捷地获取信息,从而提高了自身的生产率。互联网平台催生的“双创”型企业,多以粗放式资本投入建立与发展,这无疑拉低了资本的产出率。互联网带来的两种要素生产率的一升一降,最终的效应无疑是技术进步的劳动偏向。

上述结论的影响与政策寓意包括:1)互联网发展导致的技术进步劳动偏向的增强将进一步改变要素的收入分配格局,减缓劳动收入份额的下降趋势,甚至扭转这一趋势,劳动力通过与互联网的简单结合就可以开展丰富多样的创新、创业活动,大幅提升自身的福利水平,这是“工业革命”时代的劳动力无法完成的突破。2)由于互联网技术具有劳动偏向的特征,进一步促进互联网与各行行业的深入结合有利于提升我国的劳动生产率,使我国劳动力要素相对丰裕的优势得以充分发挥。3)互联网技术所呈现的劳动偏向特征也意味着互联网领域的投资孕育着巨大的投资泡沫和风险,同时多半导致了投资效率的下降,因而资本产出

率的下降。面对这种现象,政府政策则应发挥校正作用,在促进资本效率提升上多下功夫。这方面,除了规范以互联网为纽带的资本市场竞争秩序,通过有序竞争提升投资效率而外,最大的着力点当在加大研发投入导向上。无论理论分析还是现实案例都清楚地表明,研发投入与资本产出率直接相关。

注释:

①设定这一假设的理由有两点:第一,在现实经济中,劳动力中间品与资本中间品之间总是可以相互替代,比如在劳动力紧缺的情形下,企业可以投资于自动化设备,从而使得原本由劳动力生产的中间品被资本生产的中间品所替代;第二,我们允许技术生产商完全根据收益选择研发何种技术,不受互补问题的约束而进行不经济的生产,从而使得互联网对技术进步偏向的影响能够更好的展现。

②关于标准化供给面系统方法的推导与说明参见 Klump et al. (2004) 与戴天仕和徐现祥 (2010)。

③数据来源分别为:产出与劳动投入来自各省统计年鉴的国内生产总值与就业人数,其中国内生产总值使用国内生产总值指数平减为1992年价;根据戴天仕和徐现祥 (2010), 劳动所得=劳动者报酬+生产税净额*(劳动者报酬/(劳动者报酬+固定资产折旧+营业盈余)), 资本所得=固定资产折旧+营业盈余+生产税净额*((固定资产折旧+营业盈余)/(劳动者报酬+固定资产折旧+营业盈余)), 劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧、营业盈余数据来自各省统计年鉴;资本投入采用永续盘存法计算,在这种方法下,估计的时间越长,基期数据对于研究的影响就越小,所以本文选取1992年为基期,以单豪杰 (2008) 测算的1992年资本存量作为基期数据,并用其测算的平减指数折算为1992年价,折旧率同样参考单豪杰 (2008) 确定为10.96%,新增投资为固定资本形成总额,并采用固定资产投资价格指数平减为1992年价,数据来源为各省统计年鉴。

④如有需要可向作者索取。

⑤要素边际产出由生产函数分别对两种要素求偏导而得,分别为:

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = (1 - \gamma_i) \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) \left(A_{it}^L \right)^{\frac{e_i-1}{e_i}}$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \gamma_i \left(\frac{Y_{it}}{K_{it}} \right) \left(A_{it}^K \right)^{\frac{e_i-1}{e_i}}$$

⑥由于传统意义上的中部地区只有六个省份,单独分析时样本容量过少,因而我们将中部六省归入与其要素禀赋、经济条件更相似的西部样本。东部省份包括北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、广东、海南,其余省份为西部省份。

⑦数据来源:中国互联网络发展状况统计报告中网站数的年中统计值。(下转第22页)

22. Martins, L. L., Rindova, V. P., Greenbaum, B. E.. Unlocking the hidden value of concepts: A cognitive approach to business model innovation[J]. *Strategic Entrepreneurship Journal*, 2015, 9(1): 99~117.
23. Miller, D.. Configurations revisited[J]. *Strategic Management Journal*, 2015, 17(7): 505~512.
24. Morgan, R. M., Hunt, S. D.. The commitment-trust theory of relationship marketing[J]. *Journal of Marketing*, 1994, 58(3): 20~38.
25. Teece, D. J.. Business models, business strategy and innovation[J]. *Long Range Planning*, 2009, 43(2): 172~194.
26. Tether, B. S.. Who co-operates for innovation, and why: An empirical analysis [J]. *Research Policy*, 2002, 31(6): 947~967.
27. Tomlinson, P. R.. Co-operative ties and innovation: Some new evidence for UK manufacturing [J]. *Research Policy*, 2010, 39(6): 762~775.
28. Wei, Z., Yang, D., Sun, B., Gu, M.. The fit between technological innovation and business model design for firm growth: evidence from China[J]. *R&D Management*, 2014, 44(3): 288~305.
29. Zhang, J., Baden-Fuller, C.. The influence of technological knowledge base and organizational structure on technology collaboration[J]. *Journal of Management Studies*, 2010, 47(4): 679~704.
30. Zott, C., Amit, R.. Business model design and the performance of entrepreneurial firms[J]. *Organization Science*, 2007, 18(2): 181~199.
31. Zott, C., Amit, R.. Business model design: An activity system perspective[J]. *Long Range Planning*, 2009, 43(2): 216~226.
32. Zott, C., Amit, R., Massa, L.. The business model: recent developments and future research[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2011, 37(4): 1019~1042.

责任编辑 郭东杰

(上接第 13 页)

参考文献:

1. 邓明:《人口年龄结构与中国省际技术进步方向》,《经济研究》2014 年第 3 期。
2. 戴天仕、徐现祥:《中国的技术进步方向》,《世界经济》2010 年第 11 期。
3. 潘士远:《最优专利制度、技术进步方向与工资平等》,《经济研究》2008 年第 1 期。
4. 单豪杰:《中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年》,《数量经济技术经济研究》2008 年第 10 期。
5. 易信、刘凤良:《中国技术进步偏向资本的原因探析》,《上海经济研究》2013 年第 10 期。
6. Acemoglu D. "Directed Technical Change" [J], *Review of Economic Studies*, 2002, 69(4):781~809.
7. Harrod, R.F., "Toward a Dynamic Economics" [M], Macmillan, London, 1948: 103~154.
8. Hicks J.R., "John The Theory of Wages" [M], Macmillan, London, 1932: 87~115.
9. Irmen A. "Capital - and Labor - Saving Technical Change in an Aging Economy" [J], *Crea Discussion Paper*, 2013:1~50.
10. Klump R., Willman, A. "Factor substitution and factor augmenting technical progress in the US - a normalized supply-side system approach" [J], *Social Science Electronic Publishing*, 2004, 89(1):183~192.
11. Klump R., Mcadam P., Willman A. "The Long-Term Success of the Neoclassical Growth Model" [J], *Oxford Review of Economic Policy*, 2007, 23(1):94~114.
12. Lei J. "Rethinking directed technical change with endogenous market structure" [J], *International Atlantic Economic Conference*, 2013:1~98.
13. Leon L, Miguel A, Mcadam P, Willman A. "In dubio pro CES -Supply estimation with mis -specified technical change" [J]. *Working Paper*, 2010:225~305.
14. Ripatti A., Vilmunen J. "Declining labourshare : Evidence of a change in the underlying production technology" [J], *Ssm Electronic Journal*, 2001, 22(5-6):20~98.
15. Solow R M., "On the Rate of Return: Reply to Pasinetti" [J]. *Economic Journal*, 1970, 80(318):423~428.

责任编辑 郭东杰