

国际贸易与中国技术进步方向

——基于制造业行业的经验研究

陈欢 王燕*

摘要: 技术进步方向是影响要素收入份额的重要原因,但技术进步方向的影响因素却被忽略了。本文利用1980-2011年中国制造业分行业面板数据,采用标准化供给面系统方法测度了技术进步方向,并考察了技术进步方向的动态演进过程。研究发现:大多数制造业行业技术进步方向都是偏向资本的,1996年是中国制造业技术进步方向的转折点。在此基础上,分析了1996-2011年技术进步偏向资本的原因,并重点考察了国际贸易的作用。结果表明:国际贸易是中国技术进步偏向资本的主要因素,这是因为国际贸易使中国复制了发达国家的技术进步方向。致使中国技术进步方向有偏的影响因素还包括资本深化、国有经济比重降低、研发投入和外商直接投资的增加。

关键词: 国际贸易;技术进步方向;标准化供给面系统方法

一、引言

近年来,关于中国技术进步方向的研究成为学术界研究的热点。原因在于技术进步中性的假设与中国经济发展的现实不符,而有偏的技术进步又是影响要素收入份额的重要因素(Blanchard et al., 1997; Ripatti, 2001; 黄先海、徐圣, 2009; 陈宇峰等, 2013)。经过一系列的研究,学者们已经就中国技术进步偏向资本达成了共识(戴天仕、徐现祥, 2010; 雷钦礼, 2013)。但是,什么原因致使中国技术进步偏向资本? 现有文献却鲜有研究。

当前,关于技术进步方向的研究主要集中在要素收入份额方面,对技术进步方向影响因素的研究还较少。Acemoglu (2002, 2003a, 2007) 在内生技术进步的框架下,通过进一步分析 Hicks 的假设,发现要素相对投入是决定要素技术进步方向的最重要因素。在此基础上,潘士远 (2008) 通过构建一般均衡模型发现,劳动力禀赋结构能够通过影响最优专利制度对技术进步方向产生作用。Ji (2012) 认为,市场结构是技术进步发生偏向的内生因素,并通过实证研究发现,企业的固定运营成本和研发投入效率会对技术进步方向产生重要影响。另一

* 陈欢,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:chhzhjj_2081@163.com;王燕,南开大学经济与社会发展研究院,邮政编码:300071,电子信箱:chh_yjj@163.com。

本文得到了国家社会科学基金重大项目“新产业革命的发展动向、影响与中国的应对战略研究”(项目编号:13&ZD157)和中央高校基本科研业务费专项资金项目“从城乡分割到城乡一体化的转化机制与实现路径研究”(项目编号:NKZXB1432)的资助。感谢匿名审稿人提出的富有建设性的修改建议!当然,文责自负。

方面,Wood(1994)最早从国际贸易的角度对技术进步方向进行了研究;Acemoglu(2003b)进一步分析了国际贸易与技术进步偏向的关系,并通过构造理论模型发现进出口贸易会导致技术进步偏向技能劳动者,进而对收入差距产生影响。Acemoglu和Zilibotti(2001)、Gancia和Zilibotti(2009)认为,国际贸易的技术溢出效应是使发展中国家技术进步偏向资本的重要原因。张莉等(2012)利用1980–2007年的跨国经济数据进行实证研究,也得到了类似的结论。可见,现有文献从理论层面对技术进步有偏的原因进行了多角度的分析,但是这些文献的研究对象要么只关注发达国家,要么就是将发展中国家作为一个整体,鲜有针对某个发展中国家的具体研究。而考察中国的技术进步方向及其发生偏向的原因,对于解释当前劳动收入份额不断降低的现象具有重要意义。国内的相关研究虽然认识到国际贸易、要素相对投入等是中国技术进步偏向资本的重要影响因素,但是只停留在定性分析或者理论论证方面,缺少定量测度国际贸易、要素相对投入等因素作用大小的研究。因此,本文将以中国制造业为研究对象,分析技术进步方向的影响因素,并重点考察国际贸易的作用。

本文的贡献主要体现在以下几个方面:第一,本文构建了中国制造业分行业技术进步方向的面板数据。采用Klump等(2007,2012)提出的三方程标准化供给面系统方法(简称“标准化系统法”),从行业层面测算了中国制造业技术进步的方向,并进一步分析了制造业技术进步偏向的动态演进过程。虽然王林辉和袁礼(2012)也使用标准化系统法测算了中国的技术进步方向,但是他们将中国国民经济划分为八大产业,隐含着各大类产业内部的细分产业间具有相同的要素替代弹性和技术进步方向的假定,因此测算出来的要素替代弹性和技术进步方向只是八大类产业的平均值。第二,本文利用制造业分行业面板数据,在控制资本深化、研发投入、国有经济比重、外商直接投资多种因素的影响下,实证测度了国际贸易对技术进步方向的作用。第三,本文为国际贸易与劳动收入份额之间的关系提供了一个全新的研究视角,为国际贸易总量不断增加和劳动收入份额持续下降这一有悖于经典贸易理论的情形提供了新的解释^①,即国际贸易会通过影响技术进步方向对要素收入份额产生作用。

二、中国制造业分行业技术进步方向指数的估算

(一)技术进步方向指数的估算方法

要研究国际贸易等因素对技术进步方向的影响,必须先估计出研究期间内各年度制造业分行业的技术进步方向指数。本文将首先利用Klump等(2007,2012)提出的标准化系统法估计资本-劳动替代弹性 σ 、资本和劳动的技术进步平均速率 γ_K 和 γ_N ,然后根据Diamond(1965)关于技术进步方向指数的定义推算出技术进步方向指数的计算公式。下面是估算方法的具体介绍。

1. 资本-劳动替代弹性的测算方法

标准化供给系统是通过联立标准化的CES生产函数、资本需求函数及劳动需求函数三个方程,考察要素替代弹性和技术进步速率的相互影响,不仅消除了单一方程的估计误差,而且解决了参数的识别问题,使要素替代弹性、资本和劳动技术进步速率的测算结果具有较

^①根据经典的贸易理论,对于以劳动密集型产业为比较优势的发展中国家,国际贸易将会增加这些国家的劳动需求,并通过提高工资和增加就业等方式提高劳动收入份额。

高的可信度。同时,标准化的 CES 生产函数也能够更好地反映出各参数的经济含义。因此,本文采用标准化系统法进行估计。

要素增强型技术进步 CES 生产函数的形式为:

$$Y_t = [(E_t^K \cdot K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (E_t^N \cdot N_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

(1)式中: Y_t 表示实际产出, K_t 和 N_t 分别表示资本和劳动投入。 E_t^K 和 E_t^N 分别是资本增强型技术进步和劳动增强型技术进步,即代表资本产出效率水平和劳动生产效率水平。

假设 t_0 表示基期, (K_{t_0}, N_{t_0}) 为基期的资本和劳动投入, Y_{t_0} 为基期的产出, $MRS_{t_0} = \frac{\partial Y_{t_0}/\partial K_{t_0}}{\partial Y_{t_0}/\partial N_{t_0}}$ 为基期的边际替代率, $\pi_0 = \frac{r_0 K_{t_0}}{w_0 N_{t_0} + r_0 K_{t_0}} = \frac{r_0 K_{t_0}}{P_0 Y_{t_0}}$ 为基期的资本收入占全部要素收入份额,其中 P_0 、 w_0 和 r_0 分别表示基期的价格水平、劳动者工资率和资本利率。

假定资本和劳动的生产效率呈指数增长,即:

$$E_t^i = E_0^i \cdot e^{\gamma_i(t-t_0)}, i = K, N \quad (2)$$

(2)式中: γ_i 表示要素增强型技术进步的增长率,简称“要素技术进步速率”。当 $\gamma_K = \gamma_N > 0$ 时,表示希克斯中性技术进步;当 $\gamma_K > 0, \gamma_N = 0$ 时,表示索洛中性技术进步;当 $\gamma_K = 0, \gamma_N > 0$ 时,表示哈罗德中性技术进步;当 $\gamma_K > 0 \neq \gamma_N > 0$ 时,表示要素增强型技术进步。 E_0^K 和 E_0^N 分别表示基期的资本产出效率和劳动生产效率水平,由(1)式对 K_t 和 N_t 分别求导可得:

$$\begin{aligned} F_K &= \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \left(\frac{Y_t}{K_t} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (E_t^K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \\ F_N &= \frac{\partial Y_t}{\partial N_t} = \left(\frac{Y_t}{N_t} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (E_t^N)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \end{aligned} \quad (3)$$

由于在 $t=t_0$ 时, $\frac{\partial Y_t/\partial K_{t_0}}{\partial Y_t/\partial N_{t_0}} = \frac{r_0}{w_0}; \frac{r_0 K_{t_0}}{w_0 N_{t_0}} = \frac{\pi_0}{1-\pi_0}$,将(3)式代入并进一步整理得:

$$E_{t_0}^K = \left(\frac{\pi_0}{1-\pi_0} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \frac{E_{t_0}^N N_{t_0}}{K_{t_0}}, E_{t_0}^N = \left(\frac{1-\pi_0}{\pi_0} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \frac{E_{t_0}^K K_{t_0}}{N_{t_0}} \quad (4)$$

将(4)式代入 $t=t_0$ 时 Y_{t_0} 的表达式得:

$$E_{t_0}^K = \frac{Y_{t_0}}{K_{t_0}} \left(\frac{1}{\pi_0} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}, E_{t_0}^N = \frac{Y_{t_0}}{N_{t_0}} \left(\frac{1}{1-\pi_0} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (5)$$

将(5)式代入(2)式,并将结果代入(1)式,就可以得到标准化 CES 生产函数的表达式:

$$Y_t = Y_{t_0} [\pi_0 K_{t_0}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} (K_t \cdot e^{\gamma_K(t-t_0)}) + (1-\pi_0) N_{t_0}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} (N_t \cdot e^{\gamma_N(t-t_0)})]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

由于所设定的估计方程为非线性的 CES 生产函数,因此初始产出水平和初始投入之间的关系具有不确定,为了消除其所带来的问题,尽可能利用更多的数据信息,本文依据 Klump 等(2007,2012)的建议,引入规模因子 ξ ,并选取样本均值作为初始值,即令 $Y_{t_0} = \xi \bar{Y}$, $K_{t_0} = \bar{K}$, $N_{t_0} = \bar{N}$, $\pi_0 = \bar{\pi}$, $t_0 = \bar{t}$ 。其中, $\bar{Y}$ 、 $\bar{K}$ 和 $\bar{N}$ 分别表示产出、资本和劳动的几何平均值, $\bar{\pi}$ 和 $\bar{t}$ 分别为资本收入份额和时间的算数平均值。将这些初始值代入(6)式整理得:

$$Y_t = \xi \bar{Y} \left[\bar{\pi} \left(\frac{e^{\gamma_K(t-t_0)} K_t}{\bar{K}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\bar{\pi}) \left(\frac{e^{\gamma_N(t-t_0)} N_t}{\bar{N}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

对(7)式两边同时取对数可得:

$$\log\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) = \log(\xi) + \frac{\sigma}{\sigma-1} \log\left[\bar{\pi} \left(\frac{e^{\gamma_K(t-t_0)} K_t}{\bar{K}}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\bar{\pi}) \left(\frac{e^{\gamma_N(t-t_0)} N_t}{\bar{N}}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right] \quad (8)$$

再对(7)式分别求利润最大化的一阶条件可得资本和劳动的需求函数:

$$\log(r_t) = \log\left(\bar{\pi} \frac{\xi \bar{Y}}{\bar{K}}\right) + \frac{1}{\sigma} \log\left(\frac{Y_t/(\xi \bar{Y})}{K_t/\bar{K}}\right) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \gamma_K(t-t_0) \quad (9)$$

$$\log(w_t) = \log\left[(1-\bar{\pi}) \frac{\xi \bar{Y}}{\bar{N}}\right] + \frac{1}{\sigma} \log\left(\frac{Y_t/(\xi \bar{Y})}{N_t/\bar{N}}\right) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \gamma_N(t-t_0) \quad (10)$$

公式(8)-(10)即为三方方程联立的标准化系统法模型,运用该模型可以估算出研究期间内资本和劳动技术进步平均速率 γ_K 和 γ_N 以及资本-劳动替代弹性 σ 。当 $\sigma > 1$ 时,表示资本和劳动两种要素在生产过程中可以相互替代,因此企业可以根据二者的相对价格的差异,选择更多地使用相对价格较低要素的技术进行生产;当 $\sigma < 1$ 时,说明资本与劳动之间具有互补关系,在生产过程中这些要素都是不可或缺的,企业可根据资本和劳动相对价格变化,使技术进步朝着提高稀缺要素生产效率水平的方向发展,以弥补稀缺要素的不足。

2. 技术进步方向指数的测算方法

按照 Hicks(1932)关于技术进步方向的定义,并结合 Diamond(1965)给出的技术进步方向指数方程,可以构造出技术进步方向指数的计算公式:

$$D = \frac{F_{K_t}}{F_K} - \frac{F_{L_t}}{F_L} = \frac{\sigma-1}{\sigma} (\gamma_K - \gamma_N) \quad (11)$$

由(11)式可知,根据资本-劳动替代弹性和要素技术进步速率可直接求解出各时期的技术进步方向指数。其中, F_{K_t} 和 F_{L_t} 分别表示由技术进步引起的资本和劳动边际产出的变化量, F_{K_t}/F_K 和 F_{L_t}/F_L 分别表示资本边际产出的增长率和劳动边际产出的增长率。 $D > 0$ 表示技术进步引起的资本边际产出的增长率大于劳动边际产出的增长率,表示资本偏向型技术进步(或称为劳动节约型技术进步)。反之, $D < 0$ 表示劳动偏向型技术进步(或称为资本节约型技术进步)。

进一步,为了得到各年度技术进步方向指数,借鉴 Sato 和 Morita(2009)提出的测度要素技术进步速率的指数方法,可以得到各年度制造业分行业技术进步效率变化率:

$$\frac{\dot{E}^N}{E^N} = \frac{\sigma \dot{w}/w - \dot{q}/q}{\sigma-1}, \sigma \neq 1 \quad (12)$$

$$\frac{\dot{E}^K}{E^K} = \frac{\sigma \dot{r}/r - \dot{v}/v}{\sigma-1}, \sigma \neq 1 \quad (13)$$

(12)、(13)式中: $q = Q/N = E^N \bar{q}$ 表示人均产出, $v = Q/K$ 表示产出-资本比。

将测算出的资本-劳动替代弹性 σ 代入公式(12)和(13),并结合公式(11),就可以计算出每一年度制造业及其细分行业的技术进步方向指数。

(二) 技术进步方向指数的估算结果及分析

1.数据来源及变量说明

资本-劳动替代弹性的测度所采用的数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》,研究期为 1980-2011 年。根据中国 2002 年行业分类标准,制造业共细分为 30 个行业,其中,工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业由于数据缺失较多,在实际研究中将它们剔除,因此本文实际考察的制造业行业为 28 个(见表 1)。

表 1 中国制造业两位数代码及名称

行业名称	两位数代码	编号	行业名称	两位数代码	编号
农副食品加工业	13	1	医药制造业	27	15
食品制造业	14	2	化学纤维制造业	28	16
饮料制造业	15	3	橡胶制品业	29	17
烟草制品业	16	4	塑料制品业	30	18
纺织业	17	5	非金属矿物制品业	31	19
服装业	18	6	黑色金属冶炼及压延加工业	32	20
皮羽制品业	19	7	有色金属冶炼及压延加工业	33	21
木材加工业	20	8	金属制品业	34	22
家具制造业	21	9	通用设备制造业	35	23
造纸及纸制品业	22	10	专用设备制造业	36	24
印刷业	23	11	交通运输设备制造业	37	25
文教体育用品制造业	24	12	电气机械及器材制造业	39	26
石油加工及炼焦业	25	13	计算机、电子与通信设备制造业	40	27
化学原料及化学制品制造业	26	14	仪器仪表制造业	41	28

计算中所涉及的变量包括:(1)产出 Y ,以行业增加值表示。其中 1980-2008 年的产出数据来源于陈诗一(2011)估算结果。由于 2009-2011 年中国没有公布工业分行业增加值数据,因此按照各年度国民经济和社会发展统计公报中的各行业工业值增长率对其进行了估算,且所有数据均用各行业工业生产者出厂价格指数(1990 年=100)进行了平减。(2)劳动力投入数量 N ,即制造业分行业年平均就业人数。由于 1998 年以后只统计了规模以上工业企业就业人员年平均人数,因此本文根据各行业工业总产值比重将就业人数调整为全部工业口径,从而对 1998-2011 年制造业各行业年平均就业人数进行了估计。(3)劳动者平均工资 w ,即城镇单位各行业就业人员平均工资。由于 1989 年以前的数据缺失,本文用分行业就业人员年均工资增长率对其进行了估算,所有数据均用城镇居民消费价格指数(1990 年=100)进行了平减。(4)资本存量 K 。计算公式为:当年资本存量=当年可比价全部口径投资额+ $(1-$ 当年折旧率 $) \times$ 上一年资本存量。其中,可比价投资额=当年价投资额/固定资产投资价格指数,当年价投资额选取城镇固定资产投资中的制造业分行业新增固定资产数据,并用固定资产价格指数进行平减。由于缺少制造业分行业的固定资产投资价格指数,用工业全行业固定资产价格指数进行代替。制造业分行业当年折旧率为当年折旧除以固定资产原值,当年折旧为当年累计折旧与上一年累计折旧之差,当年累计折旧为固定资产原值与固定资产净值之差。(5)资本收益率 R ,由资本收入除以资本存量确定。从会计的角度,劳动报酬以外的所有收入都视为资本收入,将前面估计的制造业分行业劳动年平均就业人数乘以

劳动者平均工资,可以得到各行业劳动者总报酬,即资本收入=工业增加值-劳动者总报酬^①。进一步可得到制造业分行业的资本收益率。

2. 实证结果及分析

运用标准化系统法对中国制造业分行业 1980-2011 年资本-劳动替代弹性和技术进步方向指数进行跨期测算时,其非线性估计初始值设定如下:(1)按照 Klump 等(2007)取产出、资本、劳动的几何平均值以及资本收入份额的算数平均值为初始值;(2)为了能够实现全局收敛, ξ 、 γ_K 、 γ_N 的初始值分别取 1、0.0001、0.002;(3)设定资本-劳动替代弹性初始值 $\sigma \in [0.02;0.05;2.2]$ ^②。

根据初始值的设定,利用非线性似不相关回归(nlsur)估计方程组(8)-(10)以及公式(11),分别对中国制造业 28 个行业在 1980-2011 年期间的资本-劳动替代弹性 σ 、资本技术进步平均速率 γ_K 、劳动技术进步平均速率 γ_N 以及技术进步方向指数 D 进行测算,计算结果见表 2,其中绝大多数结果达到了 1%的显著性水平。

表 2 制造业分行业替代弹性、技术进步率和技术偏向

行业编号	σ	γ_K	γ_N	D	行业编号	σ	γ_K	γ_N	D
1	0.2051 *** (0.243)	0.0875 *** (0.004)	0.1004 *** (0.004)	0.0499	15	0.1703 *** (0.336)	0.0284 *** (0.003)	0.1218 *** (0.004)	0.4552
2	0.1947 *** (0.338)	0.0387 *** (0.004)	0.0988 *** (0.005)	0.2486	16	0.2175 *** (0.204)	0.0570 *** (0.004)	0.1191 *** (0.005)	0.2234
3	0.2213 *** (0.347)	0.0303 *** (0.006)	0.1166 *** (0.005)	0.3037	17	0.1817 *** (0.312)	0.0105 *** (0.003)	0.0675 *** (0.004)	0.2566
4	0.4913 *** (0.161)	0.0380 *** (0.024)	0.1131 *** (0.017)	0.0777	18	0.2481 *** (0.346)	0.0474 *** (0.004)	0.1011 *** (0.008)	0.1626
5	0.2311 *** (0.295)	0.1297 *** (0.006)	0.0645 *** (0.006)	-0.2172	19	0.2624 *** (0.358)	0.0264 *** (0.007)	0.0678 *** (0.009)	0.1165
6	0.4756 *** (0.369)	0.0282 *** (0.052)	0.0739 *** (0.008)	0.0505	20	0.2782 *** (0.282)	0.0464 *** (0.008)	0.0857 *** (0.008)	0.1019
7	0.2502 *** (0.257)	0.1177 *** (0.007)	0.0824 *** (0.003)	-0.1058	21	0.2463 *** (0.227)	0.0438 *** (0.005)	0.0757 *** (0.007)	0.0975
8	0.3075 *** (0.289)	0.0444 *** (0.010)	0.0703 *** (0.010)	0.0581	22	0.3004 *** (0.361)	0.0505 *** (0.012)	0.0774 *** (0.006)	0.0627
9	0.3958 *** (0.322)	0.0614 *** (0.025)	0.0959 *** (0.008)	0.0527	23	0.2302 *** (0.181)	0.0544 *** (0.003)	0.0966 *** (0.004)	0.141
10	0.2265 *** (0.334)	0.0886 *** (0.005)	0.0715 *** (0.006)	-0.0583	24	0.2227 *** (0.230)	0.0457 *** (0.004)	0.0970 *** (0.005)	0.1791
11	0.2089 *** (0.353)	0.0220 *** (0.005)	0.0721 *** (0.005)	0.1895	25	0.2102 *** (0.182)	0.0653 *** (0.003)	0.1415 *** (0.003)	0.2861
12	0.2552 *** (0.237)	0.0199 *** (0.007)	0.0805 *** (0.003)	0.1769	26	0.2107 *** (0.217)	0.0466 *** (0.004)	0.1033 *** (0.004)	0.2124
13	0.8471 *** (0.043)	0.0535 *** (0.138)	0.0780 * (0.072)	0.0044	27	0.2910 *** (0.118)	0.1217 *** (0.004)	0.1870 *** (0.006)	0.1592
14	0.2456 *** (0.304)	0.0322 *** (0.007)	0.0720 *** (0.006)	0.1222	28	0.2782 *** (0.181)	0.0794 *** (0.005)	0.1143 *** (0.006)	0.0905

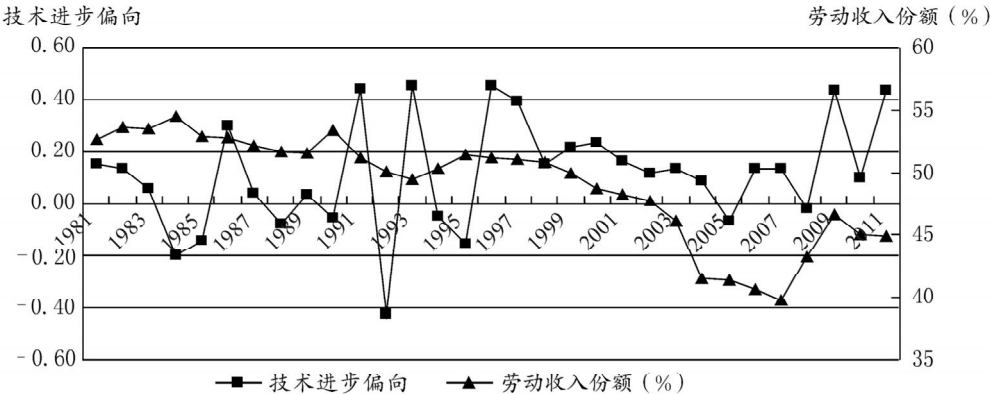
注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著;(2)括号内为标准误差。

①这里使用的是“广义的资本报酬”,与李京文和钟学义(1998)以及樊潇彦(2004)相同。

②表示 σ 在初值为 0.02,终值为 2.2,公差为 0.05 的等差数列中依次取值作为其初始值。

由表2可以看出:(1)在研究期间内制造业所有行业的要素替代弹性 σ 都大于0且小于1,说明资本与劳动之间具有互补性。其中,石油加工及炼焦业的资本-劳动替代弹性最大(0.8471),医药制造业的资本劳动替代弹性最小(0.1703)。(2)制造业所有行业的资本和劳动技术进步的速率都大于0,说明研究期间内资本和劳动的生产效率都得到提升。大多数行业的劳动技术进步的速率高于资本技术进步的速率,说明劳动生产效率提升较快。(3)除纺织业、皮羽制品业以及造纸及纸制品业技术进步偏向劳动外,其他行业均是资本偏向型技术进步,其中医药制造业的技术进步方向指数最大(0.4552),表示技术进步每年将使资本与劳动边际产出比上升45.5%,石油加工及炼焦业的技术进步方向指数最小(0.0044),说明行业技术进步每年将使资本与劳动边际产出比上升0.44%。

图1是研究期间内各年度制造业整体的技术进步方向指数与中国劳动收入份额的动态变化过程对照图,可以看出:(1)中国制造业技术进步方向可以分为两个阶段:1996年以前,技术进步方向指数正负相间,表明制造业技术进步没有明显的要素偏向性;1996年以后,技术进步方向指数基本都大于0,说明制造业技术进步方向明显偏向资本。因此,1996年是中国技术进步方向改变的转折点。(2)中国劳动收入份额与技术进步的资本偏向存在明显的负相关。1996年以来中国技术进步开始偏向资本,而劳动收入份额却不断下降,即便是在1981-1995年期间,技术进步的资本偏向和劳动收入份额也有明显的负相关关系,进一步说明了技术进步方向是影响要素收入份额的重要因素。



数据来源:1981-1992年的劳动收入份额数据来自Hsueh和Li(1999),1993-2011年的数据来自《中国国内生产总值核算历史资料:1952-2004》和《中国统计年鉴》。

图1 1981-2011年制造业技术进步偏向与劳动收入份额

由表2所得到的结果,并根据公式(12)和(13),可以计算出各产业在每个年度的资本和劳动技术进步的速率 γ_K 和 γ_N ,再代入公式(11),就可以得到中国制造业各行业技术进步方向指数。图1表明1996年以后中国制造业技术进步才具有明显的资本偏向,因此,表3只给出1996年以后代表性年份的技术进步方向指数的测算结果^①。可以看出大部分制造业行业技术进步都是偏向资本的,这与制造业整体技术进步偏向资本的结论是一致的。

^①受篇幅所限,仅列出1996年后部分年份的测算结果,完整结果备索。

表 3 制造业各行业技术进步方向指数

行业编号	1996 年	1998 年	2000 年	2001 年	2003 年	2006 年	2008 年	2009 年	2011 年
1	0.1739	-0.0698	0.3406	0.1526	0.2171	0.2394	0.0085	0.3070	0.4640
2	0.3513	0.0187	0.4619	0.2590	0.3155	0.2952	0.1227	0.4523	0.3333
3	0.4190	0.0911	0.1864	0.2585	0.2188	0.1256	0.0173	0.3071	0.2037
4	0.2550	0.0700	0.0179	0.0211	0.1002	0.0666	-0.0152	-0.0182	0.0716
5	-0.2788	-0.1920	0.1484	0.0667	-0.0510	0.0669	-0.0475	-0.3414	0.4520
6	0.1986	0.0691	0.1401	0.0207	0.1068	0.1354	0.0917	0.2482	0.3433
7	-0.2732	-0.2012	0.1066	-0.0063	0.0752	-0.2534	0.2965	-0.6086	0.5454
8	0.5740	-0.0124	0.0990	0.1082	-0.0611	0.2461	0.0670	0.5355	0.3786
9	0.3713	0.0537	0.1631	0.0290	0.0085	0.1417	0.1492	0.5635	0.3093
10	-0.2561	-0.2955	-0.3776	-0.3327	-0.1394	0.0640	-0.0310	-0.3064	-0.2216
11	0.1732	0.3432	0.2189	0.1152	0.0789	0.1731	-0.0764	0.6118	0.8084
12	0.3253	0.1539	0.0454	0.0878	-0.0512	0.3590	0.1639	0.6620	0.7367
13	0.0033	0.0540	-0.0587	0.0305	0.0859	0.0898	0.0696	0.0249	0.0251
14	0.3458	0.1745	0.1816	0.1871	0.0533	0.0302	-0.0989	0.2516	0.2538
15	0.3501	0.2422	0.4376	0.2414	0.3419	0.1625	0.0445	0.3446	0.3271
16	0.4271	0.0455	0.1687	0.2421	0.3500	0.0918	0.2368	0.4377	0.0265
17	0.4654	0.2755	0.2173	0.3282	0.2560	0.1709	-0.0722	0.4100	0.5931
18	0.1661	0.1236	0.2926	0.2344	0.2061	0.2146	0.1105	0.4984	0.5886
19	0.2710	0.1611	0.2223	0.1494	0.1768	0.2208	0.1011	0.5360	0.4277
20	0.2501	0.1182	0.1803	0.1698	0.1078	0.1242	-0.0037	0.1952	0.1645
21	0.5547	0.1050	0.1152	0.1376	0.2595	0.0850	-0.0375	0.4120	0.2267
22	0.3428	0.0225	0.1561	0.1053	0.2605	0.2834	0.0781	0.5385	0.4934
23	0.1651	0.0363	0.1607	0.1083	0.0013	0.1873	0.0653	0.6427	0.5794
24	0.4155	0.1693	0.1781	0.2439	-0.0875	0.1627	-0.0399	0.5911	0.4450
25	0.5476	0.2489	0.1555	0.1819	0.1224	0.0909	-0.0638	0.4235	0.4024
26	0.3606	0.2604	0.1759	0.1425	0.0172	0.1353	0.1013	0.7374	0.3195
27	0.2561	0.1295	0.1274	0.0607	0.0025	0.0023	-0.0759	0.2237	0.1741
28	0.1893	-0.0334	0.2541	0.1419	0.1005	0.0720	0.1790	0.4888	0.3764

三、国际贸易与中国技术进步方向的实证分析

(一) 估计模型设定

根据前面测算出的制造业分行业技术进步方向指数,本文设定如下的面板数据模型考察国际贸易与技术进步方向之间的关系:

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 open_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(14)式中: D_{it} 表示*i*产业在*t*期技术进步方向指数, $open$ 是对外开放度, X 表示一系列可能对技术进步方向产生影响的控制变量,由前文分析可知,对于技术进步方向影响因素的研究还较少,而根据 Acemoglu(2002)给出的技术进步方向指数的公式可知,资本-劳动替代弹性是决定技术进步方向的主要因素,因此,凡是影响替代弹性的因素也会对技术进步方向产生影响。De La Grandville(1989)指出所有影响经济增长效率的因素都会影响替代弹性,从而对技术进步方向产生作用;Klump 和 Preissler(2000)认为影响要素替代弹性的因素包括一国的

对外开放程度、市场开放度、国有经济比重以及研发投入等。因此,结合已有的研究以及替代弹性的影响因素,本文实际选取的控制变量包括:资本深化($\ln capi$)、国有经济比重($state$)、外商直接投资(FDI)以及研发投入($research$)。 ε 为干扰项。

(二) 国际贸易与中国技术进步方向的实证分析

1. 数据来源及变量说明

前文的实证结果表明,1996年中国技术进步开始偏向资本,因此,这部分的研究区间应为1996–2011年。同前文一致,本文实际考察的制造业行业为28个,相关数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。

所涉及的主要变量包括:(1)技术进步方向指数 D 。前文已估算出(如表3所示)。(2)对外开放度($open$)。用分行业进出口总额与各行业工业增加值的比值表示。由于中国并没有公布制造业细分行业的进出口数据,本文按照盛斌(2002)的分类,将联合国Comtrade数据库根据国际贸易标准分类(SITC3.0)的进出口数据与中国制造业分行业的进出口数据相对应,由于SITC3.0将农副食品加工业和食品制造业统称为食品加工和制造业,本文将SITC3.0统计的农副食品加工业和食品制造业按照两行业工业增加值比例对进出口总额进行划分。所有进出口总额数据都按照分行业工业生产者出厂价格指数(1990年=100)进行平减。(3)资本深化 $\ln capi$ 。即取对数的人均资本存量(K/L),使用前面统计的各行业资本存量与劳动就业人数的比值表示。(4)国有经济比重($state$)。借鉴邵敏和黄玖立(2010)的做法,选用国有控股工业企业从业人员年平均人数占全部国有及规模以上非国有工业企业全部从业人员年平均人数的比重表示。(5)外商直接投资(FDI)。用“三资”工业企业增加值占内资工业企业增加值比重衡量,数据主要来自《中国工业经济统计年鉴》。由于在1998年工业统计口径发生了变化,即1996年和1997年的工业企业的统计口径为独立核算工业企业,1998年及以后为全部国有及规模以上工业企业,但因为我们使用的是两类企业增加值的比值,统计口径的变化对本文的研究影响不大。2004年、2008年没有公布“三资”工业企业增加值数据,采用插值法进行处理。(6)研发投入($research$)。用大中型企业分行业科技活动人员占从业人员的比重表示,数据主要来源于《中国科技统计年鉴》。其中,2011年没有公布大中型企业分行业相关指标,用规模以上工业企业数据代替。

2. 实证结果

本文使用固定效应对(14)式进行基本估计(如表4所示)^①。第(1)列是只包含对外开放度的估计结果,可以看出估计系数为0.0996且在1%的显著性水平下显著,说明对外开放度每增加1个单位,技术进步方向指数就上升0.0996个单位,对外开放度的扩大将使中国技术进步偏向资本,这与张莉等(2012)的结论是一致的。原因可能是,从“九五”时期开始中国对外开放水平不断提高,从国外进口的技术、机器设备不断增加,使中国复制了发达国家的技术进步方向。为了进一步考察国际贸易对技术进步方向的影响,本文在第(1)列估计模型的基础上加入控制变量,第(2)、(3)、(4)和(5)列分别是逐步加入资本深化、国有经济比重、研发投入和外商直接投资等控制变量的实证结果,可以看出除对外开放度的系数略有下

^①根据对截面效应的不同假设,可以将面板数据模型分为随机效应模型和固定效应模型,本文采用Hausman检验对模型进行判定,检验结果表明应选择固定效应模型。

降外,国际贸易对技术进步的作用方向和显著性水平均未发生明显变化,说明国际贸易对技术进步方向的作用具有稳健性。另外,各控制变量均在 1% 的显著性水平下显著。其中,资本深化(*ln capi*)的估计系数为正值,说明资本深化程度越深,技术进步越偏向资本,这与我国经济发展过程中资本积累速度明显快于劳动的事实相符。根据引致技术进步文献中的观点,技术进步会偏向要素积累速度较快的方向;国有经济比重(*state*)的系数显著为负值,表明国有经济比重越低,技术进步越倾向于偏向资本;研发投入(*research*)系数为正值,说明研发投入越高,技术进步方向越偏向资本,这可能是因为随着研发投入的提高,中国消化、吸收国外先进技术的能力增强,从而更容易复制发达国家技术进步的方向;外商直接投资(*FDI*)系数也为正值,说明外商直接投资使技术进步偏向资本,这与 FDI 技术溢出效应的理论一致。

表 4 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>open</i>	0.0996*** (0.247)	0.0946*** (0.0243)	0.0717*** (0.024)	0.0739*** (0.0236)	0.0875*** (0.0238)
<i>ln capi</i>		0.1132*** (0.0298)	0.2454*** (0.0383)	0.2446*** (0.0378)	0.1980*** (0.0377)
<i>state</i>		-0.0725*** (0.0138)		-0.0767*** (0.0137)	-0.0483*** (0.143)
<i>research</i>				0.0211*** (0.0058)	0.0224*** (0.0056)
<i>FDI</i>					0.0391*** (0.0074)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>N</i>	448	448	448	448	448
<i>R</i> ²	0.0374	0.0695	0.1272	0.1543	0.2074

注:(1)***表示在 1% 的显著性水平上显著;(2)括号内为标准误差。

由于本文是采用标准化系统法对技术进步方向指数进行估计,而对非线性联立方程组的估计所采用的方法(*nlsur*)是一个迭代的计算过程,因此技术进步方向指数可能具有一定的持续性。为了解决内生性问题,本文在模型(14)中引入被解释变量的滞后项,建立动态面板数据模型。相对于一阶差分 GMM 估计法,系统 GMM 方法不仅可以消除固定效应的影响以及避免小样本估计带来的偏差,而且可以解决动态面板数据中的内生性问题,因此,本文采用系统 GMM 估计方法进行稳健性检验。为了考察工具变量的有效性,本文对估计结果进行了 Sargan 检验,并对残差项进行一阶自相关和二阶自相关检验。表 5 是动态面板数据的估计结果,可以看出 AR(1) 检验的 P 值都小于 0.01,表明残差项存在显著的一阶自相关,AR(2) 的 P 值均大于 0.1,表明残差项不存在二阶自相关,说明模型的设定是合理的。此外, Sargan 检验的 P 值都大于 0.1,说明所有解释变量和残差项均不相关,工具变量是有效的。从各变量的估计结果可知:对外开放度的系数仍显著为正,说明国际贸易使中国技术进步的方向偏向资本;除第(5)列中资本深化不显著以外,其余控制变量的系数符号和显著性水平与表 4 中的估计结果没有明显变化。说明在不同的计量估计方法下,表 4 所得到的结论依然是稳健的。同时,技术进步方向指数的一阶滞后项 $Dtech_{it-1}$ 的系数为正且在 1% 的显著性水平下显著,说明技术进步方向具有持续性。

表 5 动态面板回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dtech_{it-1}</i>	0.2136 *** (0.0209)	0.2423 *** (0.0298)	0.2769 *** (0.0307)	0.2437 *** (0.0321)	0.1881 *** (0.0344)
<i>open</i>	0.1634 *** (0.0073)	0.0772 *** (0.0101)	0.1202 *** (0.0197)	0.1163 *** (0.0188)	0.0725 *** (0.0182)
<i>ln capi</i>		0.2003 *** (0.0133)	0.1248 *** (0.0241)	0.1282 *** (0.0215)	0.0682 (0.0430)
<i>state</i>			-0.0392 *** (0.0131)	-0.0307 *** (0.0113)	-0.0491 *** (0.0154)
<i>research</i>				0.0202 ** (0.0070)	0.0147 *** (0.0057)
<i>FDI</i>					0.0746 *** (0.0107)
<i>N</i>	420	420	420	420	420
AR(1)-P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)-P	0.3202	0.4886	0.6051	0.6190	0.5556
Sargan-P	0.9974	0.9960	0.9966	0.9973	0.9991

注:(1)***、** 分别表示在 1%和 5%的显著性水平上显著;(2)括号内为标准误差。

四、结论及政策建议

技术进步方向是影响要素收入份额的重要因素,大量研究表明,资本偏向型技术进步是中国劳动收入份额不断下降的重要原因。但是,关于中国技术进步方向影响因素的分析却被忽略了。本文首先利用 1980-2011 年中国制造业各行业的面板数据,估算了中国制造业各行业技术进步方向以及整体的技术进步演进特征,并最终构建了中国制造业分行业技术进步方向指数的面板数据。研究表明,除少数行业以外,中国制造业各行业技术进步方向都是偏向资本的;1996 年是中国制造业技术进步方向的转折点,从这一年开始中国制造业明显偏向资本。在此基础上,本文构建了技术进步方向影响因素的回归模型,并通过利用 1996-2011 年中国制造业分行业的面板数据,在控制资本深化、国有经济比重等因素的影响下,重点考察了国际贸易对技术进步方向的作用。研究发现:贸易开放程度越高,技术进步越偏向于资本,这主要是因为国际贸易使中国复制了发达国家的技术进步方向。除此之外,资本深化程度越高,技术进步越偏向资本;国有经济比重越低,技术进步越偏向资本;研发投入和外商直接投资越高,技术进步越偏向资本。

根据上述结论,我们必须重新思考中国制造业技术进步的方式。郭熙保和文礼朋(2008)指出,当发展中国家与发达国家具有较大的技术差距时,发展中国家可以凭借技术引进和模仿迅速缩小与发达国家的技术差距;但是随着技术差距的不断缩小,发展中国家必须从引进、模仿向改进、创新转变,最终走向自主创新的道路。改革开放初期,中国的制造业技术水平与发达国家的差距较大,物质资本和人力资本存量较低,不具备自主创新的条件,只能通过技术引进的方式发展国民经济,虽然这使得中国制造业的技术水平迅速提高,但同时也致使中国复制了发达国家技术进步的方向,违背了自身发展的比较优势,并导致劳动收入份额不断下降。当前,随着中国与发达国家技术水平差距的不断缩小,单纯依靠技术的引进和模仿,已经不足以支撑起现阶段中国制造业转型升级的发展要求,要想实现产业结构不断升级和内生增长,必须依赖自主创新,培育和建立自主创新体系,最终形成以自主创新为导向的技术进步新动力。

参考文献:

- 1.陈诗一,2011:《中国工业分行业统计数据估算:1980-2008》,《经济学(季刊)》第10卷第3期。
- 2.陈晓玲、连玉君,2012:《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》,《经济学(季刊)》第12卷第1期。
- 3.陈宇峰、贵斌威、陈启清,2013:《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》,《经济研究》第6期。
- 4.戴天仕、徐现祥,2010:《中国的技术进步方向》,《世界经济》第11期。
- 5.樊潇彦,2004:《中国工业资本收益率的测算与地区、行业结构分析》,《世界经济》第5期。
- 6.郭熙保、文礼朋,2008:《从技术模仿到自主创新——后发国家的技术成长之路》,《南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学版)》第1期。
- 7.黄先海、徐圣,2009:《中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角》,《经济研究》第7期。
- 8.雷钦礼,2013:《偏向性技术进步的测算与分析》,《统计研究》第4期。
- 9.李京文、钟学义,1998:《中国生产率分析前沿》,社会科学文献出版社。
- 10.潘士远,2008:《最优专利制度、技术进步方向与工资不平等》,《经济研究》第1期。
- 11.邵敏、黄玖立,2010:《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》,《经济学(季刊)》第9卷第4期。
- 12.盛斌,2002:《中国对外贸易政策的政治经济分析》,上海人民出版社。
- 13.王林辉、袁礼,2012:《要素结构变迁对要素生产率的影响——技术进步偏态的视角》,《财经研究》第11期。
- 14.张莉、李捷瑜、徐现祥,2012:《国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
- 15.Acemoglu, D., and F. Zilibotti. 2001. "Productivity Differences." *Quarterly Journal of Economics* 116(2): 563-606.
- 16.Acemoglu, D. 2002. "Directed Technical Change." *The Review of Economic Studies* 69(4): 781-809.
- 17.Acemoglu, D. 2003a. "Patterns of Skill Premia." *The Review of Economic Studies* 70(2): 199-230.
- 18.Acemoglu, D. 2003b. "Labor-and Capital-Augmenting Technical Change." *Journal of the European Economic Association* 1(1): 1-37.
- 19.Acemoglu, D. 2007. "Equilibrium Bias of Technology." *Econometrica* 75(5): 1371-1409.
- 20.Blanchard, O. J., W. D. Nordhaus, and E. S. Phelps. 1997. "The Medium Run." *Brookings Papers on Economic Activity* 4(2): 89-158.
- 21.De La Grandville, O. 1989. "In Quest of the Slutsky Diamond." *The American Economic Review* 79(3): 468-481.
- 22.Diamond, P. A. 1965. "Disembodied Technical Change in a Two-Sector Model." *The Review of Economic Studies* 32(2): 161-168.
- 23.Gancia, G., and F. Zilibotti. 2009. "Technological Change and the Wealth of Nations." *Annual Review of Economics* 1(1): 93-120.
- 24.Hicks, J. R. 1932. *The Theory of Wages*. London: Macmillan.
- 25.Hsueh, T. T., and Q. Li. 1999. *China National Income*. Boulder: Westview Press.
- 26.Ji, L. 2012. "Rethinking Directed Technical Change with Endogenous Market Structure." DEGIT Conference Papers, No. c017_037. http://econpapers.repec.org/paper/degconpap/c017_5f037.htm.
- 27.Klump, R., and H. Preissler. 2000. "CES Production Functions and Economic Growth." *The Scandinavian Journal of Economics* 102(1): 41-56.
- 28.Klump, R., P. McAdam, and A. Willman. 2007. "Factor Substitution and Factor-Augmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-Side System Approach." *The Review of Economics and Statistics* 89(1): 183-192.
- 29.Klump, R., P. McAdam, and A. Willman. 2012. "The Normalized CES Production Function: Theory and Empirics." *Journal of Economic Surveys* 26(5): 769-799.
- 30.León-Ledesma, M. A., P. McAdam, and A. Willman. 2010. "In Dubio Pro CES: Supply Estimation with Mis-Specified Technical Change." European Central Bank Working Paper No. 1175. <http://econpapers.repec.org/paper/ecbebwps/20101175.htm>.
- 31.Ripatti, A. 2001. "Declining Labour Share—Evidence of a Change in Underlying Production Technology?" Bank of Finland Discussion Papers 10. https://www.researchgate.net/publication/5093898_declining_labour_share_evidence_of_a_change_in_underlying_production_technology.
- 32.Sato, R., and T. Morita. 2009. "Quantity or Quality: The Impact of Labour Saving Innovation on US and Japanese Growth Rates, 1960-2004." *Japanese Economic Review* 60(4): 407-434.
- 33.Wood, A. 1994. *North-South Trade, Employment and Inequality*. Oxford: Clarendon Press.

International Trade and Technological Progress Direction in China: An Empirical Study Based on Manufacturing Level Panel Data

Chen Huan¹ and Wang Yan²

(1: School of Economics, Nankai University;

2: Institute of Economic and Social Development, Nankai University)

Abstract: Biased technological progress is an important factor in affecting factor income shares, but the factors influencing the direction of technological progress are ignored. Based on the normalized supply-side system method, this paper measures the direction of technological progress and the dynamic evolution process in China's manufacturing industry during 1980–2011. The results show that technological progress of most manufacturing industries is capital-biased; 1996 is the turning point of China's manufacturing technological progress direction. On this basis, we analyze the reasons of biased technological progress during 1996–2011, focusing on the role of international trade. It is found that international trade has considerable explanatory power for it, because international trade makes our country imitate the direction of technological progress in the developed countries. Such biased technological progress can also be explained by capital deepening, the proportion of state-owned economy, R&D investment and foreign direct investment.

Keywords: International Trade, Direction of Technological Progress, Normalized Supply-Side System Method

JEL Classification: O14, O33

(责任编辑:彭爽)

(上接第 83 页)

Rural Land Contracting Right Mortgage Loan and Credit Access: An Empirical Analysis Based on Cluster Matched Pairs

Huang Huichun¹, Qi Yan¹ and Cheng Lan²

(1: College of Finance, Nanjing Agricultural University; 2: Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Davis)

Abstract: Using cluster matched-pairs of experimental and non-experimental villages to study rural land contracting right mortgage loan in Xinyi in Jiangsu Province, we evaluate the impact of the land loan on farmer credit access. The results show that: First, The demand and loan take-up rate in experimental villages is higher than that in non-experimental villages, but the credit rationing rate is lower in experimental villages. Compared with non-experimental villages, the completed quantity rationing rate of small farmers and the partial quantity rationing rate of big farmers are lower in experimental villages. But the t-test shows that the difference is not significant. Second, The regression result of multiple logit model shows that the experiment has a significantly negative impact on completed quantity rationing rate. Because of the current law, economic and social conditions in rural areas, the land loan take-up rate is low and the experiment is less efficiency.

Keywords: Land Contracting Right Mortgage Loan, Credit Rationing, Cluster Matching, Multiple Logit Model

JEL Classification: G21, G28

(责任编辑:彭爽)