

可变折旧率的另一种估计方法*

——基于中国各省份资本折旧的极大似然估计

陈昌兵

内容提要:本文利用增长率法和计量方法估计1990年起始的我国省份固定资本存量,然后估计由资本折旧构建的可变折旧率计量模型。为了估计更准确,本文采用迭代法估计可变折旧率。由计量模型参数估计值和相关数据得到我国省份可变折旧率,同时测算得到中国各省份1990—2015年间资本体现式技术进步。为了检验小样本极大似然估计的可靠性,采用蒙特卡罗法检验得到可变折旧率模型参数估计是无偏可信的。由初始期资本存量、投资估计可变折旧率,测算得到1990—2015年间我国各省份资本存量介于现有文献测算的资本存量之间。本文采用完整的方法估计我国省份可变折旧率,且可变折旧率中包含了因技术进步引起的经济折旧。

关键词:可变资本折旧率 迭代估计法 资本体现式技术进步 经济折旧

资本存量是一个重要的宏观经济量。估计总量生产函数、测算潜在增长率等均须借助资本存量。尤其是党的十九大提出的提高全要素生产率,测算可靠的全要素生产率需要估计准确可靠的折旧率及资本存量。由于国家统计局没有公布我国省份资本存量,学者利用多种方法测算我国省份资本存量。就目前相关文献看,不同方法测算的资本存量差异较大,并没有得到较为公认的我国省份折旧率和资本存量。如何估计可变折旧率及测算较为准确可靠的我国省份资本存量,对测算出可靠的省份全要素生产率具有非常重要的现实意义。

与现有测算我国省份资本存量文献相比,本文主要创新在于采用另一种方法估计可变折旧率:(1)构建折旧率、经济增长和资本体现式技术进步之间数理模型,从而得到可变折旧率函数式;(2)利用永续盘存法,由资本折旧和折旧率的函数式构建可变折旧率计量模型;(3)利用增长率法和计量方法估计出我国各省份以1990年为初始期的固定资本存量,再由模型参数估计值计算得到可变折旧率,计算得到我国省份1990—2015年间资本存量;(4)本文测算的可变折旧率考虑了技术进步引起的经济折旧对折旧率的影响。

本文可能的创新在于,为可变折旧率的准确估计提供一种新方法,即利用生产函数采用极大似然法估计可变折旧率。本文构建折旧率、增长率和资本体现式技术进步的数理模型,从而构建了一个分析研究折旧率、增长率和资本体现式技术进步三者关系的框架,利用该框架可进行折旧率、技术进步与经济增长之间关系的研究,也可估计可变折旧率。并且利用该框架估计的可变折旧率考虑了技术进步引起的经济折旧对折旧率的影响。

本文首先对有关我国省份资本存量测算的相关文献进行综述。第二部分是理论模型,即构建技术进步、折旧率与经济增长的数理模型,得到可变折旧率函数表达式;第三部分为模型及估计方法,即利用资本折旧构建我国省份折旧率计量模型并设计出估计方法;第四部分为估计及检验。采用增长率法和计量模型估计以1990年为初始期的我国省份资本存量,然后采用极大似然法估计我国

* 陈昌兵,中国社会科学院经济研究所,邮编编码:100836,电子信箱:ccb_ccbp@163.com,感谢两位匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,但文责自负。文中的折旧率指资本折旧率,由于篇幅的限制,文中估计数据没有汇报,可向作者索取。

省份可变折旧率模型;由可变折旧率模型参数估计值,计算得到可变折旧率;同时,计算我国省份资本体现式技术进步,并对它们按大小排序。为检验小样本极大似然估计的可靠性,还采用 Monte Carlo 模拟法检验了我国省份折旧率模型参数估计的可靠性。第五部分是资本存量的测算及比较。由初始期资本存量估计值、投资 and 估计得到的可变折旧率测算我国省份 1990—2015 年间资本存量,并与现有测算我国省份资本存量的文献进行对比。最后,对本文估计进行小结,提出未来可能的研究方向。

一、文献综述

资本存量包括生产性资本存量和资本存量财富,本文的资本存量仅指生产性资本存量(不含土地和人力资本)。就有关我国资本存量文献来看,测算全国资本存量较多,测算我国省份资本存量文献并不多。张军等(2004)、单豪杰(2008)等对我国省份资本存量进行过测算。

测算资本存量主要涉及三个量:初始期资本存量、折旧率和投资。陈昌兵(2014)采用计量等方法测算初始期的我国资本存量,现有文献没有采用计量方法测算初始期我国省份资本存量。国家统计局每年公布我国省份资本投资,并没有公布我国省份折旧率,现有文献采用多种方法确定折旧率,但没有一个公认的结果。因此,确定可靠的折旧率是测算我国省份资本存量的关键。

就目前文献来看,学者们一般将 1952 年和 1978 年设定为测算资本存量初始期。本文将 1990 年设定为我国省份资本存量初始期,原因在于:一是避免固定资产投资价格指数对测算造成不利影响。国家统计局 1991 年开始公布我国省份固定资产投资价格指数;二是利用国家统计局 1994 年开始公布的资本折旧构建折旧率计量模型,得到我国省份可变折旧率;三是便于利用计量方法估计初始期 1990 年资本存量;四是计量方法的需要。本文采用折旧率的复利形式计算资本存量,如起始期为 1978 年,测算 2015 年资本存量将是折旧率的 37 次乘积;如起始期选为 1990 年,测算 2015 年的资本存量将是折旧率的 25 次乘积。

与现有文献一致,我们选择可比价的固定资本形成额作为投资额,国家统计局公布的我国省份固定资产投资价格指数作为固定资产投资价格指数。对于初始期资本存量和折旧率,相关文献综述如下。

1. 初始期资本存量

现有测算我国省份资本存量的文献,初始期一般设定为 1952 年或 1978 年。由文献中我国省份资本存量序列,通过价格指数转化为 1990 年计价的 1990 年省份资本存量。

林毅夫和刘培林(2003)基于 Harberger(1978)的“稳态时物质资本增长速度等于总产出增长速度”的假定,推导初始期为 1978 年的资本存量估算公式,将资本存量数据代入估算公式得到 1978 年我国省份资本存量。胡和阡(Hu & Khan,1997)及宋海岩等(2003)估计我国 1958 年资本存量为 2352 亿元(1978 年价格),利用全国固定资本形成总额等估计初始期 1952 年的资本存量为 509 亿元(1952 年价格),假定初始期 1952 年我国各省份资本存量相同,30 等分后得到 1952 年我国省份资本存量。

张军等(2004)将 1952 年作为测算省份资本存量的初始期,对各年投资流量、投资品价格指数、折旧率及缺失数据进行处理,在此基础上利用补充和调整后的省份数据,将各省份 1952 年固定资本形成除以 10% 作为各省份初始 1952 年的资本存量。再根据永续盘存法测算出 30 个省份 1952—2000 年的资本存量。然后,由投资品价格指数得到 1990 年(张军等,2004)我国省份的资本存量及资本-产出比。

单豪杰(2008)将 1952 年作为测算我国省份资本存量初始期,将我国省份 1953 年实际资本形成额比上平均折旧率 10.96% 与 1953—1957 年间投资增长率均值之和作为我国省份初始资本存量。接着,利用永续盘存法估算 1952—2006 年间省份资本存量,由投资品价格指数得到 1990 年的我国省份资本存量及资本-产出比(单豪杰,2008)。

孙辉和支大林(2010)以 1952 年作为测算我国省份资本存量初始期,采用 1952 年我国省份投

资除以1952—1957年间投资的几何平均增长率与折旧率之和作为初始资本存量。利用永续盘存法测算1952—2008年间我国省份资本存量,通过投资品价格指数得到1990年的我国省份资本存量及资本-产出比。

谢群等(2011)将1952年作为测算我国省份资本存量初始期,将1953年实际资本形成额比1952年折旧率与1953—1957年间GDP增长率均值之和,得出我国省份初始期资本存量,再利用永续盘存法得到我国省份1952—2009年间资本存量。同时,由投资品价格指数得到1990年我国省份资本存量及资本-产出比。

不同学者测算的1990年我国省份资本存量相差较大,很难选择某个测算值作为1990年我国省份资本存量,但其均值可作为我们研究我国省份资本存量的参考值。

2. 折旧率

有关折旧率文献主要是确定全国折旧率,通常全国折旧率可作为我国省份折旧率。有关全国折旧率及我国省份折旧率的文献综述如下。

资本折旧包括物理折旧和经济折旧,不同于现有文献测算资本存量仅考虑物理折旧,本文的资本折旧不仅包括资本品物理效率下降引起折旧,同时也考虑技术进步带来的经济折旧。现有文献主要采取如下方法确定全国折旧率:一是文献中常见的折旧率;二是利用资本品的相对效率和残值率计算全国折旧率;三是采用国民收入核算关系推算资本折旧,再由投资量、资本折旧和固定资本价格指数计算全国折旧率;四是利用生产函数和极大似然法估计折旧率。

一般文献将全国折旧率设定为5%左右(王小鲁和樊纲,2000;郭庆旺和贾俊雪,2004)。现有文献将全国折旧率作为我国省份折旧率。刘明兴(2002)认为我国折旧率为10%,根据现有资料难以推算出我国省份固定资本折旧率。张军等(2004)基于权重计算得到全国折旧率为9.6%,将其值作为我国省份折旧率。通过对比分析现有文献并参考财政部国有企业固定资产分类资本折旧年限,单豪杰(2008)认为建筑和机器设备年限分别为38年和16年,建筑和设备折旧率分别为8.12%和17.08%。再根据《中国统计年鉴》提供的建筑和设备结构比重,对折旧率进行加权平均得出全国折旧率为10.96%,他将我国省份折旧率也设定为10.96%。

孙辉和支大林(2010)根据《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》公布的工业企业固定资产净值和固定资产原值,计算得到全国折旧率均值为5.34%,基于影响折旧率的其他因素,将6%作为我国省份折旧率。

谢群等(2011)将折旧率分为两个时期:第一个时期为1952—1984年,我国省份折旧率统一采用《中国统计年鉴》中给出的国营企业固定资产折旧率;第二个时期为1985—2009年,我国省份折旧率采用国家统计局《中国国内生产总值核算历史资料1952—1995》及《中国统计年鉴》中的我国省份生产总值收入法下资本折旧得到我国省份折旧率。

由上述可知,现有文献主要将全国折旧率作为我国省份折旧率,且这些折旧率是固定不变的。

也有学者由我国省份资本折旧利用统计方法测算折旧率,该方法存在如下缺陷:一是该方法得到的折旧率波动较大,甚至出现一些年份折旧率为负;二是资本折旧缺失年份的省份折旧率无法测算。本文利用可观察的我国省份折旧构建可变折旧率计量模型,估计得到我国省份可变折旧率,并测算我国省份1990—2015年间的资本存量。^①

^① 为了确定折旧率,由资本折旧、投资和初始期资本存量估计折旧率,再由折旧率、初始期资本存量和资本投资量确定资本存量;并不是由初始期资本存量、折旧率和投资测算资本存量。《中国统计年鉴》公布的我国省份资本折旧,是会计核算意义上的资本折旧,并不是真正意义上的资本折旧,两者差距并不大。在没有真实资本折旧情况下,《中国统计年鉴》公布的我国省份资本折旧是较好的实际资本折旧的替代量。

二、数理模型

固定资本存在如下两种损耗:一是固定资本有形损耗(即物理折旧),如设备使用中发生磨损、房屋建筑物受到自然侵蚀等;二是固定资本无形损耗,如技术进步使现有技术水平下资产价值下降。一个国家(或地区)注重技术进步,固定资本无形损耗将会很大。增长处于高涨期时,企业为了利用大好经济形势进行资本折旧更新,增长率与折旧率同方向变化。反之,一个国家(或地区)不注重技术进步,固定资本无形损耗会较小。持有固定资本需要支付维护成本。增长处于高涨期时,企业利用大好经济形势扩大生产,固定资本无形损耗增加将降低其有形损耗,导致固定资本折旧减少,折旧率下降;经济萧条期,企业无法利用大好经济形势扩大生产弥补固定资本无形损耗,企业将增加资本折旧,折旧率增大,增长率与折旧率反向变化。

折旧率与增长率之间可能存在正向关系,也可能存在反向关系,取决于技术进步的大小。下面构建资本体现式技术进步、经济增长率与折旧率的数理模型。

设 t 期资本存量 K_t 分为如下两部分:

$$K_t = D_t + M_{t+1} \quad (1)$$

其中, D_t 和 M_{t+1} 分别为 t 期资本折旧和 t 期留存到 $t+1$ 期资本存量。 t 期资本折旧 D_t 中,有 γD_t 更新形成 $t+1$ 期的资本存量($0 \leq \gamma \leq 1$),可得到 $t+1$ 资本存量为: t 期留存到 $t+1$ 的资本存量 M_{t+1} 、 $t+1$ 期资本折旧更新 γD_t 和 $t+1$ 净投资 I_{t+1}^e 。^① 假定 t 期资本的技术进步水平为 A_t , $t+1$ 期资本的技术进步水平为 A_{t+1} ,可得到如下含有技术进步水平的资本存量关系式:

$$A_{t+1}K_{t+1} = A_t M_{t+1} + A_{t+1} \cdot \gamma D_t + A_{t+1} \cdot I_{t+1}^e \quad (2)$$

(2)式右边为 t 期留存到 $t+1$ 期的资本存量 $A_t M_{t+1}$ 、 $t+1$ 期进行资本更新的资本存量 $A_{t+1} \cdot \gamma D_t$ 和 $t+1$ 净投资量 $A_{t+1} I_{t+1}^e$; (2)式左边为 $t+1$ 期技术进步水平的资本存量 $A_{t+1} K_{t+1}$ 。

(2)式两边同时除以 A_{t+1} ,可得到:

$$K_{t+1} = M_{t+1} \cdot A_t/A_{t+1} + \gamma D_t + I_{t+1}^e \quad (3)$$

假设 $T_{t+1} = A_{t+1}/A_t$ 为资本体现式技术水平比值,即, T_{t+1} 为 $t+1$ 期资本体现式技术进步。由(1)式和(3)式可得到:

$$K_{t+1} = K_t/T_{t+1} + (\gamma - 1/T_{t+1})D_t + I_{t+1}^e \quad (4)$$

为了分析简便,假定如下的 AK 型生产函数:^②

$$Y_t = AK_t \quad (5)$$

由(4)式和(5)式得到:

$$Y_{t+1} = AK_t/T_{t+1} + (\gamma - 1/T_{t+1})AD_t + AI_{t+1}^e \quad (6)$$

由(5)式和(6)式可得到:

$$g_{t+1} = (Y_{t+1} - Y_t)/Y_t = 1/T_{t+1} - 1 + (\gamma - 1/T_{t+1})d_t + m_{t+1} \quad (7)$$

其中, $d_t = D_t/K_t$ 为折旧率, $m_{t+1} = I_{t+1}^e/K_t$ 为 $t+1$ 期净投资与资本存量之比。(7)式反映了技术进步 T_{t+1} 、增长率 g_{t+1} 与折旧率 d_t 之间的关系。由(7)式得到如下折旧率函数关系:

^① $t+1$ 期净投资 I_{t+1}^e 与 $t+1$ 期投资 I_{t+1} 之间的关系为: $I_{t+1} = I_{t+1}^e + \gamma D_t$, 也就是: $I_{t+1}^e = I_{t+1} - \gamma D_t$, 其中 γD_t 为 $t+1$ 期折旧更新资本量,也就是 $t+1$ 期资本折旧更新。

^② 本文采用 AK 型生产函数抽象简化描述现实经济生产,现实经济生产较为复杂,必然涉及技术进步、资本、劳动要素等,我们将劳动要素抽象掉。这是因为,(5)式中的技术进步 A 是外生的,我国经济体中存在大量劳动力,经济增长的主要约束条件仍然为资本;本文主要内容是估计资本折旧率,劳动力虽然对资本折旧率有影响,但其影响小于资本对资本折旧率的影响,因此,抽象掉劳动力因素。

$$d_t = (1 - 1/T_{t+1})\lambda_{t+1} + \lambda_{t+1}(g_{t+1} - m_{t+1}) \quad (8)$$

其中, $\lambda_{t+1} = 1/(\gamma - 1/T_{t+1})$, 该值可能大于0, 此时折旧率与增长率之间存在正向关系; 该值也可能小于0, 此时折旧率与增长率存在反向关系。这与上文理论分析相一致。如采用合适的计量方法估计(8)式, 由折旧率的参数 $g_{t+1} - m_{t+1}$ 、 λ_{t+1} 和常数项之比可得到 $1 - 1/T_{t+1}$, 从而得到资本体现式技术进步 T_{t+1} , 同时可得到可变折旧率。^① 由于折旧率无法直接观察, 下面通过资本折旧等可观察变量构建估计(8)式的计量模型。

三、计量模型及估计方法

(一) 不变折旧率

由资本存量续盘存法可知, 资本存量、投资和折旧率存在如下关系:^②

$$K_t = I_t + (1 - d_t)K_{t-1} \quad (9)$$

其中, K_t 和 I_t 分别为 t 期资本存量和投资, d_t 为折旧率。首先假定折旧率 d_t 为固定不变的 d , 后文将修正该假定。由(9)式可得到 $t=1$ 期资本存量和投资之间存在如下关系:

$$K_1 = I_1 + (1 - d)K_0 \quad (10)$$

其中, δK_0 为 $t=1$ 期资本折旧 D_1 , 即:

$$D_1 = dK_0 \quad (11)$$

由(9)式得到 $t=2$ 期资本存量和投资之间关系为:

$$K_2 = I_2 + (1 - d)K_1 = I_2 + K_1 - dK_1 \quad (12)$$

其中, δK_1 为 $t=2$ 期资本折旧 D_2 , 即:

$$D_2 = dK_1 \quad (13)$$

由(10)式代入(13)式可得到:

$$D_2 = dK_1 = dI_1 + d(1 - d)K_0 \quad (14)$$

同理, 可得到 T 期资本折旧与初始期资本存量 K_0 、 $t=1, t=2 \dots t=T-1$ 期投资 $I_1, I_2 \dots I_{T-1}$ 和折旧率 d 之间存在如下关系:

$$D_t = d \sum_{i=1}^{t-1} (1 - d)^{t-i-1} I_i + (1 - d)^{t-1} \delta K_0 \quad (t \geq 2) \quad (15)$$

由(15)式可知, 资本折旧可表示为初始期资本存量 K_0 、投资 I_1, \dots, I_{T-1} 和折旧率 d 的关系式。资本折旧 $D_1 \dots D_T$ 、投资 I_1, \dots, I_{T-1} 及初始期资本存量 K_0 (前文已测算) 均为已知, 采用极大似然法 (或非线性估计法) 估计模型(15)可得到固定不变折旧率 d 。直接使用标准的计量方法估计模型(15)存在一定困难, 因为模型(15)的变量数目随时期 t 不断变化, 可通过设定虚拟变量改写资本量解决。对于给定的 t , 定义 T 个如下新变量 $I_t^j (j=1, \dots, T)$:

$$I_t^j = I_j D_t^j, D_t^j = \begin{cases} 1 & j \leq t \\ 0 & j > t \end{cases} \quad (16)$$

由(16)式代入(15)式得到:

$$D_t = d \sum_{i=1}^{T-1} (1 - d)^{t-i-1} I_t^i + (1 - d)^{t-1} dK_0 \quad (17)$$

① 一般而言, 生产函数表现三种技术进步: 中性、资本偏向型和劳动偏向型等。本文采用 AK 型生产函数式(5), 抽象掉中性和劳动偏向型技术进步, 这样设定的资本偏向型技术进步可能含有中性和劳动偏向型技术进步, 会影响测算的资本体现式技术进步, 对估计的可变折旧率影响并不大, 这种设定有利于可变折旧率估计。

② (2) 式和(9)式本质上是一致的。区别在于: (2) 式考虑了资本体现式技术进步水平; (9) 式没有考虑资本体现式技术进步水平。

由(17)式可得到资本折旧向量 $D = (D_1, \dots, D_T)'$ 与初始期资本存量 K_0 、投资 I_1, \dots, I_{T-1} 和折旧率 d 存在如下关系:

$$\begin{bmatrix} D_1 \\ D_2 \\ D_3 \\ \vdots \\ \vdots \\ D_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_0 & 0 & & & & & & & \\ I_1 & K_0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 & \\ I_2 & I_1 & K_0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \\ I_{T-1} & I_{T-2} & & & & & I_1 & K_0 & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d \\ d(1-d) \\ d(1-d)^2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ d(1-d)^{T-1} \end{bmatrix} \quad (18)$$

设 $D = (D_1, \dots, D_T)'$, 系数矩阵 $\tilde{d} = (d, d(1-d) \dots d(1-d)^{T-1})'$, 资本形成矩阵 \tilde{I} 为:

$$\tilde{I} = \begin{bmatrix} K_0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \\ I_1 & K_0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 & \\ I_2 & I_1 & K_0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \\ I_{T-1} & I_{T-2} & & & & & I_1 & K_0 & \end{bmatrix} \quad (19)$$

(18)式可采用通常的计量方法估计。由(19)式可将(18)式变型为:

$$D_t = \tilde{I}_t \tilde{d} t = 1, 2 \dots T \quad (20)$$

其中, \tilde{I}_t 为矩阵 \tilde{I} 的第 t 列。由(20)式得到如下计量模型:

$$D_t = \tilde{I}_t \tilde{d} + \mu_t, \mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (21)$$

(21)式中随机误差 μ_t 服从 AR(1), 反映资本折旧存在一定相关性。

(二)可变折旧率

1. 可变折旧率计量模型

将折旧率模型(8)式修正为如下可变折旧率模型:^①

$$d_t = a + \lambda g_{t+1} \quad (22)$$

其中, a 为常数, λ 为折旧率的 GDP 增长率系数, g_{t+1} 为 $t+1$ 期 GDP 增长率。(22)式表示折旧率与 GDP 增长率之间的关系, 由于 GDP 增长率是不断变化的, 因此, 折旧率是可变的。设 $\phi_t = 1 - d_t = 1 - a - \lambda g_{t+1} = f_1 + f_2 \cdot g_{t+1}$, 其中, $f_1 = 1 - a, f_2 = -\lambda$ 。若 g_t 满足 $\bar{g} = \frac{1}{n} \sum g_t = 0$, 可得资本向量 $K = (K_1, \dots, K_T)'$ 与资本增量向量之间的关系为:^②

① 由(8)式可知, 折旧率的 GDP 增长率参数 λ_{t+1} 应为可变的, 估计可变参数非常复杂。为了简化, 将参数 λ_{t+1} 作为常数 λ 。 T_{t+1} 实质上也是变化的, 为了简化, 将 T_{t+1} 作为常数, (8)式右边第一项 $(1 - 1/T_{t+1})\lambda_{t+1}$ 就为常数 a 。第二项解释变量 $g_{t+1} - m_{t+1}$ 较为复杂, g_{t+1} 为 GDP 增长率, $m_{t+1} = I_{t+1}/K_t$ 包含了折旧率, 计量方法难以估计。暂不考虑 m_{t+1} 对折旧率的影响, 折旧率与增长率的关系为(22)式, 估计模型(26)可得到折旧率从而计算得到各期的资本存量, 计算得到 $m_{t+1} = I_{t+1}/K_t$; 然后利用折旧率与增长率的关系(27)式, 估计模型(26)可得到折旧率从而计算出各期资本存量, 采用迭代法估计真实折旧率与 GDP 增长率之间的关系。

② 若 g_t 均值 \bar{g} 不为 0, 可将 g_t 均值零化, 即 $g'_t = g_t - \bar{g}$, 此时 g'_t 的均值 \bar{g}' 为 0。(23) — (26)式中, $x_t = g_t - \bar{g}$ 。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} K_1 \\ K_2 \\ \cdot \\ K_T \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} I_1 & K_0 & \cdot & \cdot & 0 \\ I_2 & I_1 & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_T & I_{T-1} & \cdot & \cdot & K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ f_1 \\ \cdot \\ f_1^T \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} I_1 & x_2 K_0 & \cdot & \cdot & 0 \\ I_2 & x_3 I_1 & (x_3 + x_2) K_0 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_T & x_{T+1} I_{T-1} & (x_T + x_{T-1}) I_{T-1} & \cdot & \sum x_i K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ f_2 \\ \cdot \\ f_1^{T-1} f_2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (23)$$

(23)式进行如下拓展:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} K_1 \\ K_2 \\ \cdot \\ K_T \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} I_1 & K_0 & \cdot & \cdot & 0 \\ I_2 & I_1 & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_T & I_{T-1} & \cdot & \cdot & K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ f_1 \\ \cdot \\ f_1^{T+1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} I_1 & x_2 K_0 & \cdot & \cdot & 0 \\ I_2 & x_3 I_1 & (x_3 + x_2) K_0 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_T & x_{T+1} I_{T-1} & (x_{T+1} + x_T) I_{T-1} & \sum x_i K_0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ f_2 \\ \cdot \\ f_1^T f_2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} K_2 \\ K_3 \\ \cdot \\ K_{T+1} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} I_2 & I_1 & K_0 & \cdot & 0 \\ I_3 & I_2 & I_1 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_{T+1} & I_T & \cdot & \cdot & K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ f_1 \\ \cdot \\ f_1^{T+1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} I_2 & x_3 I_1 & (x_3 + x_2) K_0 & \cdot & 0 \\ I_3 & x_4 I_2 & (x_4 + x_3) I_1 & (x_4 + x_3 + x_2) K_0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_{T+1} & x_{T+2} I_T & (x_{T+2} + x_{T+1}) I_{T-1} & \cdot & \sum x_i K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ f_2 \\ \cdot \\ f_1^T f_2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (25)$$

由 $K_i = I_i + (f_1 + f_2 \cdot x_{i+1}) K_{i-1}$, 则有 $K_i - K_{i-1} = I_i - D_i$, (25)式减去(24)式可得到:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} I_2 - D_2 \\ I_3 - D_3 \\ \cdot \\ I_{T+1} - D_{T+1} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} I_2 - I_1 & I_1 - K_0 & K_0 & \cdot & 0 \\ I_3 - I_2 & I_2 - I_1 & I_1 - K_0 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_{T+1} - I_T & I_T - I_{T-1} & \cdot & I_1 - K_0 & K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ f_1 \\ \cdot \\ f_1^{T+1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} I_2 - I_1 & x_3 I_1 - x_2 K_0 & (x_3 + x_2) K_0 & \cdot & 0 \\ I_3 - I_2 & x_4 I_2 - x_3 I_1 & (x_4 + x_3) I_1 - (x_3 + x_2) K_0 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ I_{T+1} - I_T & x_{T+2} I_T - x_{T+1} I_{T-1} & (x_{T+1} + x_T) I_{T-1} - (x_T + x_{T-1}) I_{T-2} & \cdot & \sum x_i K_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ f_2 \\ \cdot \\ f_1^T f_2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (26)$$

由上可知,模型(26)的被解释变量为 $I_t - D_t$,类似于模型(21),采用极大似然法(或非线性)估计参数 f_1 和 f_2 ,由(22)式可得到可变折旧率。

2. 迭代估计法

为了估计模型(8),首先不考虑 m_{t+1} 对折旧率的影响,折旧率与增长率的关系为式(22),从而估计模型(26)可得到(22)式,由(22)式得到可变折旧率序列为: $d_1^0, d_2^0 \cdots d_{T+1}^0$ 。由这些折旧率、初始期资本存量和资本投资,可得到各期资本存量,再由式 $m_{t+1} = I_{t+1}^e / K_t$ 计算得到各期的 $m_1^0, m_2^0 \cdots m_{T+1}^0$ 。可得到折旧率与增长率之间关系为:^①

$$d_t = a + \lambda(g_{t+1} - m_{t+1}) \quad (27)$$

由(27)式得到各期折旧率序列: $d_1^1, d_2^1 \cdots d_{T+1}^1$ 。再由折旧率、初始期资本存量和各期资本投资,可得到各期的资本存量,由式 $m_{t+1} = I_{t+1}^e / K_t$ 重新计算得到各期的 $m_1^1, m_2^1 \cdots m_{T+1}^1$ 。再利用折旧率与增长率的关系式(27),利用极大似然法估计折旧率模型(26)可得到(27)式。重复上述迭代估计法,得到趋于收敛平稳且非常接近于模型(27)表达的真实资本折旧率。

四、估计及检验

由上述折旧率模型可知,估计折旧率需要初始期资本存量。为此,需要确定初始期1990年我国省份资本存量,然后利用极大似然法估计不变折旧率模型,再利用极大似然法估计可变折旧率模型,由各变量估计值可得到可变折旧率,并对计量模型进行稳健性检验。

(一) 初始期资本存量确定

现有文献采用增长率法和计量法测算初始资本存量,下面我们分别采用这两种方法测算初始期1990年我国的省份资本存量。^②

1. 增长率法

我国省份固定资本形成总额因1990年前后其增长率变化,波动较大。本文采用1980—2000年间省份GDP年增长率几何均值代替增长率法中的 g ,由相关文献可知,中国的全国折旧率在2.5%—11%之间。由省份1990年固定资本形成总额,根据增长率法可得到我国省份1990年资本存量的取值范围。

由折旧率2.5%、省份1980—2000年间GDP年均增长率和1990年固定资本形成总额,根据增长率法可得到我国省份1990年资本存量上限;由折旧率11%,采用同样方法可得到省份1990年资本存量下限。例如,1990年北京资本存量下限为925.10亿元(1990年价),^③资本存量下限—产出比为1.8472;1990年北京资本存量上限为1550.12亿元,资本存量上限—产出比为3.0952。由GDP年均增长率可得到1990年北京资本存量取值范围为925.10亿元—1550.12亿元。以此类推,可得到其他30个省份1990年资本存量取值范围。

2. 计量法

由初始资本存量计量法构建如下计量模型:

$$\ln I(t) = \ln I(0) + \theta t + \mu_t \quad (28)$$

其中,误差项 μ_t 服从AR(1)或AR(2),因为资本投资受到技术创新等因素的冲击。 μ_t 服从如下的方程:

$$\mu_t = \rho \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (29)$$

① 由计算得到的 m_{t+1} 及已知的 g_{t+1} ,得到 $g_{t+1} - m_{t+1}$ 。将(22)式中的 g_{t+1} 变换为 $g_{t+1} - m_{t+1}$,估计模型(26)可得到(27)式。

② 这两种方法的介绍可参见陈昌兵(2014)。

③ 除非专门说明,后文的资本存量、投资量(固定资本形成总额)及资本折旧均以1990年价计。

$$\mu_t = \rho_1 \mu_{t-1} + \rho_2 \mu_{t-2} + \varepsilon_t \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (30)$$

以北京为例,根据1954—1990年固定资本形成总额样本区间估计模型(28)可得:^①

$$\ln I = 4.8918 + 0.1154 * t \quad \mu_t = 0.7983 \mu_{t-1} - 0.3878 \mu_{t-2} \quad (2)$$

$$(4.78) \quad (-2.32) \quad (13.39) \quad (5.53)$$

$$R^2 = 0.8795, \bar{R}^2 = 0.8595, D.W = 2.0013. \quad (31)$$

其中,1990年的 $t=0$,1989年的 $t=-1$,1988年的 $t=-2$,依次得到各年 t 值。由模型(31)可得: $\ln I(0) = 4.8918, \theta = 0.1154$,由(31)式得到初始期1990年北京资本存量为1154.17亿元,该测算值恰在增长率法测算的1990年北京资本存量取值范围925.10—1550.12亿元之内,此时资本存量—产出比为2.3046。现有文献中学者们测算的1990年北京资本存量均值为1162.25亿元,比本文计量法估计的1154.17亿元大8.08亿元,该值仅为1990年北京GDP的0.0161。

和北京计量法得到初始期1990年资本存量类似,还可得到我国其他30个省份初始期1990年的资本存量。我国31省份初始期1990年资本存量均为增长率法估计的初始期资本存量范围内,且与现有文献中测算的1990年资本存量均值较为接近。

(二)折旧率模型估计

由中经网数据得到我国省份当年价的固定资本形成总额和资本折旧,再通过省份固定资本价格指数转化为可比价的固定资本形成总额(投资)和资本折旧。由我国省份初始期1990年的资本存量、投资和资本折旧,对不变折旧率模型(21)和可变折旧率模型(26)进行极大似然估计。^③

1. 不变折旧率模型估计

由于非线性极大似然估计对初始值较为敏感,本文采用Klump et al. (2007)的“全局最优”法。对于不变折旧率模型(21),折旧率 d 和相关系数 ρ 是关键初始值,尝试定义域 $[0.001 < d < 0.9, -0.99 < \rho < 0.99]$ 内各种取值,找到使对数似然值最大的估计即为“全局最优”估计值。

北京的不变折旧率模型参数 d 的估计值为0.061,相关系数 ρ 为0.9744,由T统计量可知,它们均为显著的。由不变折旧率模型得到1991—2015年间北京折旧率均值6.095%。与北京不变折旧率模型估计一样,得到我国其他30个省份不变折旧率。

2. 简单模型估计

对于简单模型(22),常数 a 、增长率系数 λ 和相关系数 ρ 是关键初始值,尝试定义域 $[0.001 < a < 0.9, -10 \leq \lambda \leq 10, -0.99 < \rho < 0.99]$ 内各种取值,找到使对数似然值最大估计,即为“全局最优”简单模型估计。

北京简单模型 a 的估计值为0.0621,折旧率的GDP增长率系数 λ 为0.1404,相关系数 ρ 估计值为0.9762。由T值可知,它们均为显著的。由简单模型参数估计值 a 和 λ ,根据(8)式中参数间的关系,得到 $(1 - 1/T) = a/\lambda$,从而得到 $T = \lambda/(\lambda - a)$,由该式可得到北京资本体现式技术进步为1.7933。由 a 、 λ 估计值及北京1991—2015年间GDP增长率,通过(22)式可得到1991—2015年间北京可变折旧率,它们的均值为6.2108%。由上述折旧率、初始期资本存量和投资得到北京简单模型下的资本存量。

① 1952—1977年固定资本形成总额通过固定资产价格指数(雷辉,2009)转化为1990年可比价。

② 由 $\mu_t = \phi_1 \cdot \mu_{t-1} + \phi_2 \cdot \mu_{t-2}, \phi_1^2 + 4\phi_2 = 0.7983^2 + 4 \times (-0.3878) < 0, \phi_2 = -0.3878 > -1$ 。根据复根特征值的系统收敛性判别法则,该复根特征值的系统是收敛的。

③ 为了叙述方便,本文将不考虑 m_t 对折旧率影响的(22)式作为可变折旧率简单模型,称为简单模型;将考虑 m_t 对折旧率影响的(27)式作为可变折旧率复杂模型,称为复杂模型。

3. 复杂模型的迭代估计

由北京简单模型得到的资本存量和投资,可得各期 $m_1^0, m_2^0 \cdots m_{T+1}^0$ 。^① 由这些数据、资本折旧、初始期资本存量和 GDP 增长率,和简单模型估计方法一样,利用极大似然法估计复杂模型(26),得到复杂模型(27)的参数估计值,不妨将其称为复杂模型 1。

北京复杂模型 1 参数估计值的 T 值均显著,表明估计是有效的。由北京复杂模型 1 参数估计值得到北京 1991—2015 年间体现式技术进步均值为 1.5057。由 a 和 λ 的估计值、北京 1991—2015 年间 GDP 增长率及净投资与资本存量之比,由(27)式得到 1991—2015 年间北京可变折旧率,均值为 6.6403%。由这些折旧率、初始期的资本存量和投资,得到北京复杂模型 1 的资本存量。

由北京复杂模型 1 的资本存量和投资,可得到各期的 $m_1^1, m_2^1 \cdots m_{T+1}^1$ 。同理得到复杂模型 2 的估计值。北京复杂模型 2 参数估计值的 T 值均显著,表明估计是有效的。由复杂模型 2 得到北京资本体现式技术进步为 1.8294,由(27)式得到 1991—2015 年间北京可变折旧率的均值为 6.6507%。由这些折旧率、初始期的资本存量和投资,得到北京复杂模型 2 的资本存量。

由北京复杂模型 2 的资本存量和投资,得到各期的 $m_1^2, m_2^2 \cdots m_{T+1}^2$ 。同理得到复杂模型 3 的估计值,该模型参数估计值的 T 值均为显著的,说明估计有效。由复杂模型 3 可得到北京 1991—2015 年间体现式技术进步为 1.8121,1991—2015 年间北京可变折旧率均值为 6.6506%。由这些折旧率、初始期的资本存量和投资,得到北京复杂模型 3 的资本存量。

由上述可变资本折旧率模型迭代估计可知,经过一次简单模型估计,再经过三次复杂模型估计,复杂模型 3 的估计值趋于平稳收敛,表现在 3 个北京复杂模型参数估计值、资本体现式技术进步和折旧率均值等方面。

a 参数估计值由北京复杂模型 1 到模型 3 逐渐趋于平稳。北京复杂模型 1 的估计值从 0.0664 到复杂模型 2 的估计值 0.0665,再到北京复杂模型 3 的估计值 0.0665,其值与北京复杂模型 2 的估计值相当接近。 λ 参数估计值由北京复杂模型 1 的 0.1977 到复杂模型 2 的 0.1457,再到复杂模型 3 的 0.1484,复杂模型 3 的估计值与模型 2 的估计相当接近。

3 个模型的 ρ 参数估计相同,模型的目标函数值不断增大,表明估计趋于平稳。北京复杂模型 1 和北京复杂模型 2 的资本体现式技术进步分别为 1.5057 和 1.8294,相差 0.3237。北京复杂模型 3 的体现式技术进步为 1.8121,与复杂模型 2 相差 0.0173。表明复杂模型 1 至复杂模型 3,资本体现式技术进步趋于平稳。

北京复杂模型 1 的折旧率均值为 6.6403%,复杂模型 2 的折旧率均值为 6.6507%,相差 0.0104 个百分点。复杂模型 3 的折旧率均值为 6.6506%,与北京复杂模型 2 的折旧率仅相差 0.0001 个百分点,非常接近。

由上述 3 个北京复杂模型参数估计值、体现式技术进步及折旧率均值可知,北京复杂模型 1 到北京复杂模型 3 的折旧率趋于收敛平稳,复杂模型 3 估计的可变折旧率非常接近于模型(27)的真实折旧率。因此,北京复杂模型 3 可作为北京折旧率可变复杂模型,简称为北京复杂模型。

复杂模型(27)是由简单模型(22)通过净投资与资本存量之比修正得到的,其实质在于资本存量(2)式中是否包含新增资本量(投资):简单模型(22)式中不包含投资,复杂模型(27)式中包含投资,这样,复杂模型(27)式更能反映真实资本存量的变化。

北京简单模型(22)与北京复杂模型(27)中,参数 a 的估计值存在差异,相差 0.0044。北京简

^① 由 $m_{t+1} = I_{t+1}/K_t$ 可知, I_{t+1} 为净投资,本文采用当年的投资减去当年的资本折旧为当年的净投资。

单模型(22)参数 λ 的估计值为0.1404,北京复杂模型(27)的估计值为0.1484,它们相差0.008。北京简单模型(22)得到的资本体现式为1.7933,北京复杂模型(27)得到的资本体现式为1.8121。资本体现式技术进步相差0.0188,因为北京复杂模型是在简单模型基础上考虑了投资与资本存量之比。

按照北京简单模型估计同样的方法,可得到其他30个省份1991—2015年简单模型(22)的估计值,进而得到31个省份折旧率的GDP增长率系数 λ ,我国31个省份中,除了山西、内蒙古、黑龙江、广西、海南、西藏、陕西、甘肃、青海、和宁夏等10省份折旧率的GDP增长率系数为负外,其他21个省份折旧率的GDP增长率系数均为正。由折旧率的GDP增长率系数 λ ,可得到我国省份资本体现式技术进步。31个省份中,21个省份资本体现式技术进步大于1,仅有10个省份其值小于1,也就是说,1990—2015年间我国整个资本体现式技术进步状况较好。

估计我国31个省份复杂模型时,有些省份折旧率的GDP增长率系数估计值为正,有些省份的估计值为负。与简单模型(22)估计折旧率的GDP增长率系数符号一致。根据复杂模型(27)参数之间的关系,得到我国省份资本体现式技术进步,并对它们由大到小排序(见表1)。简单模型(22)得到的我国省份资本体现式技术进步与复杂模型(27)得到的资本体现式技术进步较为接近,表明本文两种方法得到的资本体现式技术进步是一致的,同时也表明本文测算的我国资本体现式技术进步是可靠的。

表1 1990—2015年间我国省份资本体现式技术进步及排序

技术进步排序	省份	a 估计值	λ 估计值	资本体现式技术进步均值	技术进步排序	省份	a 估计值	λ 估计值	资本体现式技术进步均值
1	江苏	0.0576	0.1149	2.0068	17	吉林	0.0658	0.1813	1.5693
2	山东	0.0739	0.1483	1.9943	18	贵州	0.0602	0.1735	1.5316
3	天津	0.0521	0.1074	1.9428	19	湖南	0.0717	0.2123	1.5104
4	上海	0.0475	0.0984	1.9346	20	新疆	0.0599	0.2407	1.3315
5	浙江	0.0713	0.1483	1.9258	21	云南	0.0632	0.2988	1.268
6	福建	0.0607	0.1266	1.9204	22	黑龙江	0.0488	-0.3961	0.8903
7	广东	0.0968	0.21	1.8555	23	陕西	0.0555	-0.4351	0.8869
8	北京	0.0665	0.1484	1.8121	24	内蒙古	0.0506	-0.2857	0.8495
9	重庆	0.0779	0.1742	1.8092	25	甘肃	0.0614	-0.3319	0.8439
10	河南	0.0582	0.1374	1.7344	26	西藏	0.0606	-0.3115	0.8372
11	江西	0.0504	0.1216	1.7089	27	青海	0.0524	-0.2288	0.8135
12	安徽	0.0606	0.1503	1.6771	28	山西	0.0575	-0.234	0.8028
13	湖北	0.0691	0.1719	1.6721	29	宁夏	0.0586	-0.2203	0.7899
14	辽宁	0.0576	0.1443	1.6638	30	广西	0.0778	-0.2909	0.7889
15	河北	0.0655	0.1668	1.6464	31	海南	0.0555	-0.2042	0.7864
16	四川	0.0698	0.1836	1.606					

由表1知,我国省份资本体现式技术进步与各省份经济现实是一致的。比如,新疆的资本体现式技术进步为1.3315,因为新疆前期的资本体现式技术进步较低,但近年投资增大,尤其

是在“一带一路”影响下,新疆 1990—2015 年的资本体现式技术进步相对较大。估计复杂模型得到我国 31 省份资本体现式技术进步差距较大,1990—2015 年间资本体现式技术进步均值最大的为江苏 2.0068,第二为山东的 1.9943,最小的为海南的 0.7864,最大的是最小的 2.55 倍多。

资本体现式技术进步大于 1,表明折旧更新的资本是有效的资本补偿,资本存量不仅在数量上增加,在质量效率上也有所提高;反之,资本体现式技术进步小于 1,表明折旧更新的资本是无效资本补偿,资本存量的增加仅是数量增加,没有在质量效率上有所提高。^① 我国 31 省份中,21 个省份 1990—2015 年资本体现式技术进步大于 1,仅有 10 个省份的资本体现式技术进步小于 1(见表 1)。资本体现式技术进步大于 1,折旧率与增长率之间存在正向关系;资本体现式技术进步小于 1,折旧率与增长率之间存在反向关系。

(三) Monte Carlo 模拟检验

为了检验小样本非线性极大似然法估计模型参数的平稳性和可靠性,本文采用 Monte Carlo 模拟方法检验折旧率模型估计的偏向性。在模拟检验中,使用我国省份初始期 1990 年资本存量、可比价的资本增量及不变折旧率模型参数估计值,按照如下方法模拟生成 $S = 500$ 蒙特卡罗资本折旧数据:

$$D_t^s = \bar{I}_t \bar{d} + \mu_t^s, \quad \mu_t^s = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (32)$$

其中, d_t^s 为 t 期我国省份资本折旧, ε_t^s 为标准正态分布生成的随机变量, \bar{I}_t 为矩阵 \bar{I} 的第 t 列向量。由 (32) 式可知,模拟折旧 D_t^s 包括了折旧的随机误差,按 (32) 式模拟得到 $S = 500$ 组折旧 d_t^s 向量,将这些数据与 \bar{I}_t 利用上述极大似然估计,可得到不变折旧率模型 Monte Carlo 模拟检验。

由表 2 可知,北京不变折旧率模型 Monte Carlo 模拟参数为 $\theta_0 = (d, \rho) = (0.06095, 0.9744)$,不变折旧率模型蒙特卡罗模拟参数 d 和 ρ 均值非常接近于不变折旧率模型参数估计值,模拟与真实偏差度分别为 0.0018 和 0.0022,模拟参数均方差较小,蒙特卡罗模拟模型的参数估计均值非常接近于不变折旧率模型真实估计值,表明了不变折旧率模型两个参数估计是无偏可信的。

由表 2 可知,简单模型 Monte Carlo 模拟参数为 $\theta_0 = (a, \lambda, \rho) = (0.062108, 0.1404, 0.9762)$,参数 a, λ 和 ρ 的估计均值接近于简单模型参数估计值,与真实偏差度分别为 0.0024、0.0032 和 0.0024,且均方差较小,蒙特卡罗模拟模型估计均值非常接近于北京简单模型真实估计值,表明北京简单模型参数估计是无偏可信的。

表 2 北京不变和简单模型蒙特卡罗模拟检验

估计参数	不变资本折旧率模型		可变资本折旧率简单模型	
	模拟估计系数均值	模拟与估计系数偏离度	模拟估计系数均值	模拟与估计系数偏离度
d 或 a	0.06095 [0.0301]	0.0018	0.062108 [0.0361]	0.0024
λ			0.1404 [0.0394]	0.0032
ρ	0.9744 [0.0153]	0.0022	0.9762 [0.0291]	0.0024

注:不变资本折旧率模型参数为 $\theta_0 = (d, \rho) = (0.06095, 0.9744)$;可变资本折旧率简单模型参数为 $\theta_0 = (a, \lambda, \rho) = (0.062108, 0.1404, 0.9762)$ 。

① 模型估计的资本体现式技术进步为 $T_{t+1} = A_{t+1}/A_t$,其中, A_{t+1} 为 $t+1$ 期实际发挥作用的总的资本技术进步水平, A_t 的含义如同 A_{t+1} 。如 $t+1$ 期折旧更新和净投资的新资本,由于质量效率不如 t 期,或质量效率好于 t 期,但实际使用率相当低,就可能出现 $t+1$ 期总的资本技术进步水平 A_{t+1} 小于 A_t 。

表2中括号内为模拟参数估计均方差。模拟与真实偏离度是指参数模拟均值与估计值之差的绝对值与参数估计值之比。

如同北京不变折旧率模型和简单模型 Monte Carlo 模拟检验,北京3个复杂模型蒙特卡罗模拟模型参数 α 、 λ 和 ρ 估计均值接近于复杂模型参数估计值,其模拟与真实偏差度均较小,且模拟参数估计方差较小,蒙特卡罗模拟模型参数估计均值非常接近于复杂模型真实估计值,表明北京复杂模型参数估计是无偏可信的。其他30省份不变和可变折旧率模型均通过 Monte Carlo 模拟检验,其估计均可靠。

五、资本存量测算及比较

(一)资本存量的测算

由上述折旧率模型的参数估计值、初始资本存量和投资量,可得到1990—2015年间我国31省份不变折旧率,从而得到相应的资本存量和可变折旧率。

北京简单模型是由不变折旧率模型通过GDP增长率修正得到,估计的折旧率是可变的,其均值与不变折旧率较接近。北京简单模型的折旧率均值为6.2108%,不变折旧率模型估计的折旧率为6.0950%,仅相差0.1158个百分点。北京复杂模型是由简单模型通过投资与资本存量之比修正得到的,北京折旧率与简单模型的折旧率比较接近。北京复杂模型得到的折旧率均值为6.6506%,与北京简单模型得到折旧率均值仅相差0.5556个百分点。由这3个模型可知,北京复杂模型估计得到的折旧率更接近真实的折旧率。

由估计得到的我国31省份1991—2015年间可变折旧率可知,我国31省份折旧率各不相同,且同一省份各年份的折旧率也不相同。如使用全国折旧率替代我国各省份折旧率,不能真实反映我国各省份折旧率,由替代折旧率得到的我国省份资本存量将会偏离真实的资本存量。

(二)与现有文献测算的资本存量比较

下面将本文估计的折旧率测算资本存量与已有文献测算的资本存量进行比较。

张军等(2004)将1952年作为测算我国省份资本存量的初始期,他们以固定资本形成额作为每年实际投资额。在相对效率呈几何递减的模式下,将我国省份折旧率统一为9.6%,计算得到我国30个省份1952—2000年间资本存量(1952年价计)。由投资品价格指数,将1990—2000年间我国省份资本存量转化为1990年价计资本存量。

单豪杰(2008)将1952年作为测算资本存量的初始期,以固定资本形成额作为我国省份投资额,将全国折旧率10.96%作为我国省份折旧率,再根据永续盘存法得到我国30个省份1952—2005年间资本存量(1952年价计)。由投资品价格指数,将1990—2000年间我国省份资本存量转化为1990年价计资本存量。

孙辉和支大林(2010)以1952年为初始期测算我国省份资本存量,根据《中国统计年鉴》相关数据计算得到全国折旧率均值为5.34%,取略高的6%作为我国省份折旧率。由投资品价格指数,将1990—2000年我国省份资本存量转化为1990年价计资本存量。

谢群和潘玉君(2011)将折旧率和折旧分两个时期考虑:第一个时期为1952—1984年,统一采用《中国统计年鉴》给出的国营企业固定资产折旧率作为我国省份折旧率;第二个时期为1985—2009年,利用统计法得到我国省份折旧率,利用永续存盘法测算我国省份1952—2009年间资本存量(1978年价)。由投资品价格指数将他们测算的资本存量转化为1990年价计的省份资本存量。

上述文献计算的我国省份折旧率与本文测算的我国省份折旧率存在差异。张军等(2004)测算的我国省份1990年资本存量比孙辉等(2010)和本文测算的资本存量要大些,但小于谢群等

(2011)的测算,与单豪杰(2008)的测算较为接近。与其他三位学者和本文测算资本存量相比,张军等(2004)的折旧率最大,因此张军等(2004)测算的我国省份资本存量将逐渐变小。由于单豪杰(2008)的折旧率较小,与其他三位学者和本文测算资本存量相比,单豪杰(2008)测算的我国省份1990—2009年间资本存量逐渐增大。

孙辉等(2010)测算的我国省份1990年资本存量最小,他们测算的折旧率与本文估计的折旧率较接近,同时他们测算的我国省份1990—2009年间资本存量与本文测算的资本存量也较为接近;张军(2004)的我国省份折旧率与单豪杰(2008)的折旧率较为接近。

谢群等(2011)测算的我国省份折旧率是现有的文献中最小的。与其他方法测算的资本存量相比,谢群等(2011)测算的北京1990—2012年间资本存量逐渐变大。

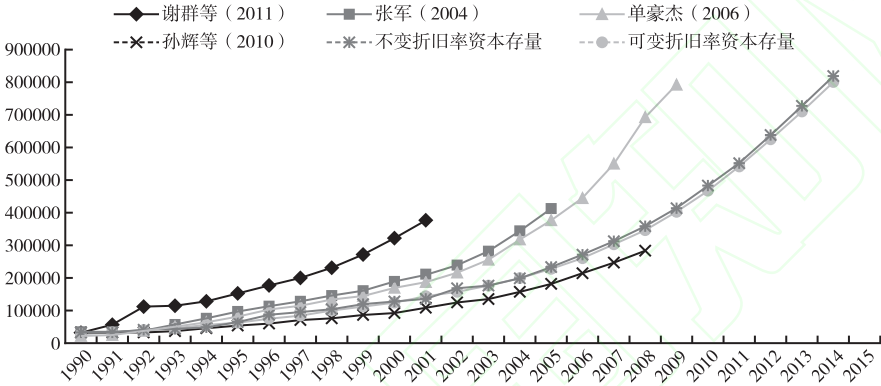


图1 本文折旧率测算的与学者测算的我国省份资本存量比较

注:(1)学者测算的资本存量通过固定资产投资价格指数转化为1990年价的资本存量。1990—2000年间张军(2004)的资本存量来自张军(2004),而2001—2005年间的张军(2004)资本存量是按照张军(2004)测算我国省份资本存量方法得到的。单豪杰(2008)的1990—2005年间我国省份资本存量来自单豪杰(2008),而2006—2009年间的单豪杰(2008)是按照单豪杰(2008)的测算资本存量的方法计算得到的。(2)我国省份资本存量总和是指中国大陆31个省份,不包括香港、澳门和台湾。(3)学者测算的我国省份资本存量通过固定资产投资价格指数转化为1990年价的我国省份资本存量。(4)1990年价计的我国省份资本存量相加可得到1990年价计的我国省份资本存量总和。

由上述比较分析可知,本文估计得到的不变折旧率和可变折旧率从而测算得到的我国省份资本存量,介于其他学者测算的资本存量总和之间(见图1),表明本文估计我国省份折旧率及测算的资本存量是有效可靠的。本文采用了完整的方法估计可变折旧率,并测算得到我国省份资本存量。同时,本文测算的可变折旧率考虑了因技术进步引起的经济折旧,而现有文献主要将全国折旧率作为我国省份折旧率,没有构建估计折旧率的完整方法。

六、结 语

本文利用增长率法和计量模型测算出初始期1990年我国省份资本存量,再由含有资本体现式技术进步水平的永续盘存法构建折旧率、经济增长和资本体现式技术进步的数理模型,然后采用“全局最优”非线性极大似然法估计折旧率模型得到折旧率。为了估计准确,我们采用了可变折旧率模型的迭代估计,由极大似然法估计趋于平稳收敛的我国31省份可变折旧率复杂模型得到:折旧率的GDP增长率系数估计值在有些省份为正,有些省份为负;根据可变折旧率模型参数估计值得到我国省份资本体现式技术进步。为了检验小样本极大似然估计可靠性,采用蒙特卡罗法检验估计参数稳定性,可知,我国31个省份折旧率模型参数估计是无偏可信的。

与现有测算我国省份资本存量文献比较可知,本文估计的不变和可变折旧率测算的我国省份资本存量介于文献测算的资本存量之间。本文估计的我国省份可变折旧率不同于现有文献的原因在于:现有文献对我国省份资本折旧率是人为设定的,具有很大随意性,且其值是固定不变的,或将全国折旧率作为我国省份折旧率;本文构建了估计我国省份可变折旧率的完整方法,且估计的可变折旧率含有技术进步引起的经济折旧。

本文在构建资本折旧率、增长率和资本体现式技术进步的数理模型时,采用AK型生产函数,这种设定有利于资本折旧率的估计。如需要建立分析折旧率、技术进步与经济增长之间关系的框架,生产函数的设定需要进一步完善。

参考文献

- 陈昌兵,2014:《可变折旧率估计及资本存量测算——基于生产函数的极大似然估计》,《经济研究》第12期。
- 郭庆旺、贾俊雪,2004:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》第5期。
- 刘明兴,2002:《1952—1999年中国经济增长数据》,北京大学CCER经济发展论坛。
- 林毅夫、刘培林,2003:《经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究》,《中国社会科学》第4期。
- 宋海岩、刘滔楠、蒋萍,2003:《改革时期中国总投资决定因素的分析》,《世界经济文汇》第1期。
- 孙辉、支大林,2010:《对中国各省资本存量的估计及典型性事实:1978—2008》,《广东金融学院学报》第3期。
- 单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952—2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 王小鲁、樊纲,2000:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
- 谢群、潘玉君,2011:《中国内地各省区1952—2009年实物资本存量估算》,《当代经济》第1期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- Chow, G. C., 1993, “Capital Formation and Economic Growth in China”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 809—842.
- Diewert, W. E., and F. C. Wykoff, 2007. “Depreciation, Deterioration and Obsolescence when there is Embodied or Disembodied Technical Change”, *Economics working papers diewert - 06 - 11 - 23 - 08 - 38 - 56*, Vancouver School of Economics, revised 13 Jul, 2007.
- Hernández, J. A., and I. Mauleón, 2005, “Economic Estimation of a Variable Rate of Depreciation of the Capital Stock”, *Empirical Economics*, 30(3), 575—595.
- Huang, N., and E. Diewert, 2011, “Estimation of R&D Depreciation Rates: a Suggested Methodology and Preliminary Application”, *Canadian Journal of Economics*, 44(2), 387—412.
- Hulten, Charles R., 1992, “Growth Accounting When Technical Change is Embodied in Capital”, *American Economic Review*, 82, 964—980.
- Hu ZuLiu, and Mohsin S. Khan, 1977, “Why is China Growing so Fast?”, IMF Staff Paper, The International Monetary Fund, Washington. D. C.
- Ingmar, R. P., 1995, “On the Econometric Estimation of a Constant Rate of Depreciation”, *Empirical Economics*, 20, 299—302.
- Iwata, S., M. Khan, and H. Murao, 2003, “Sources of Economic Growth in East Asia: A Nonparametric Assessment”, IMF Staff Papers, 50(2).
- Klump, R., P. McAdam, and A. Willm, 2007, “Factor Substitution and Factor-augmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-side System Approach”, *Review of Economics and Statistics*, 89, 183—192.
- Licandro, O., J. Ruiz-Castillo and J. Durán, 2001, “The Measurement of Growth under Embodied Technical Change”, European University Institute, Working Papers.
- Nadiri, M. I., and I. R. Prucha, 1993, “Estimation of the Depreciation Rate of Physical and R&D Capital in the US Total Manufacturing Sector”, National Bureau of Economic Research, WP 4591.
- Oliner, S. D., 1993, “Constant Quality Price Change, Depreciation and the Revised: How Big is the Puzzle?”, *Brooking Papers On Economic Activity*, 2, 73—317.
- Triplett, J. E., 1996, “Depreciation in Production Analysis and in Income and Wealth Accounts: Resolution of an Old Debate”, *Economic Inquiry*, 34, 93—115.

Another Estimation Method for the Variable Capital Depreciation Rate: Based on the Maximum Likelihood Estimation of Chinese Province Capital Depreciation

CHEN Changbing

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: At present, the literature on depreciation rates in China mainly considers the national depreciation rate, which is often used to replace provincial (municipal) rates and is fixed across years. We construct a method to estimate the variable depreciation rates of provinces (municipalities) in China using observable provincial (municipal) depreciation and considering the economic depreciation caused by technological progress. In addition, the capital stock of provinces (municipalities) in China during 1990—2015 is calculated.

We use a different method than the literature to estimate the variable depreciation rates of provinces (municipalities) in China. The relationship between capital stock and the level of capital embodied technological progress is first obtained. Then, a mathematical model of depreciation rate, growth rate, and capital embodied technological progress is constructed using the AK production function, and the variable depreciation rate function is obtained. The variable depreciation rate model with capital depreciation as the explained variable is constructed using the perpetual inventory and matrix operation methods, and the variable depreciation rate is estimated by the maximum likelihood method.

We set 1990 as the initial year of the capital stock of provinces (municipalities) mainly for ease of measurement. The values for the capital stock of provinces (municipalities) in 1990 as calculated by various scholars are quite different, so it is difficult to choose a calculated value, but their mean value can be used as a reference value. Based on the calculated capital stock, investment, and capital depreciation of provinces (municipalities) in 1990, the maximum likelihood estimation of the variable depreciation rate model is carried out. To estimate the variable depreciation rate more accurately, we use an iterative method to estimate the variable depreciation rate model. After one simple and three complex models are estimated, the estimated parameter values of such a complex model tend to converge smoothly. The variable depreciation rates of provinces (municipalities) in China are obtained from the estimated values of the parameters of the econometric model. Capital-embodied technological progress of provinces (municipalities) during 1990—2015 is also calculated. To test the reliability of the maximum likelihood estimation of small samples, the Monte Carlo method is used to test the parameter estimation of the variable depreciation rate model.

According to the complex model of 31 estimated provinces (municipalities), the estimated GDP growth rate coefficients of 21 provinces (municipalities) are positive; those of 10 provinces (municipalities) are negative. Based on the relationship between the parameters of the complex model, we calculate the capital embodied technological progress of provinces (municipalities) and sort them in ascending order, and we find results consistent with the economic reality of provinces (municipalities) in China.

According to our estimation from 1991 to 2015, variable depreciation rates in China differ between provinces (municipalities) and across years. If the national depreciation rate is used to replace the provincial (municipal) depreciation rate in China, it may fail to correctly reflect the depreciation rate of each province (municipality), and capital stock calculated from the national depreciation rate will deviate from the real capital stock of provinces (municipalities). The value of 1990—2015 provincial (municipal) capital stock calculated based on the initial capital stock, investment, and estimated variable depreciation rates using our method falls among the capital stock values calculated in the literature. This shows that the estimated depreciation rates of provinces (municipalities) and the calculated capital stock values in this paper are effective and reliable.

We construct a mathematical model of the capital depreciation rate, growth rate, and capital embodied technological progress, and we adopt the AK production function, which is favorable for estimating capital depreciation rates. To analyze the relationship between the depreciation rate, technological progress, and economic growth, we must further improve the production function.

Keywords: Variable Capital Depreciation Rate; Iterative Estimation; Capital Embodied Technological Progress; Economic Depreciation

JEL Classification: C14, E22, O30

(责任编辑:王利娜)(校对:南山)