

企业生产率的代际效应和年龄效应

周黎安 张维迎 顾全林 汪淼军*

摘要 本文利用1998年到2004年中国制造业企业数据,从企业代际和年龄的角度研究了中国制造业企业的生产率变动,得到三个基本发现:(1)新进入企业总是能够将当时先进的技术知识和组织制度“物化”在企业的物质和组织资本中,存续企业也能通过“干中学”而提升其生产效率;而且只有在改革开始以后成立的企业才显现出显著的日益上升的代际优势;(2)中国制造业企业的代际和年龄优势并没有相应反映在外资企业上,外资企业的代际优势几乎没有,正年龄效应在第6年后也几乎消失;(3)尽管国有企业平均来看较其他所有制企业的生产率低,但在1988年之后新成立的国有企业日益增加的代际优势,表现出了明显的“追赶”效应。

关键词 代际效应, 年龄效应, 企业生产率

一、导 言

改革开放以来,中国企业生产率的变化及其来源一直是国内外学术界关心的热点之一。人们关心这一问题是因为企业生产率是决定一国持续经济增长的重要来源,也是企业在国际市场上是否具有竞争力的基础。这方面的研究文献非常多,比如 Groves *et al.* (1994)、Jefferson *et al.* (1996)、刘小玄和郑京海 (1998)、姚洋 (1998)、姚洋和章奇 (2001) 以及郑京海等 (2002)。

然而,所有这些研究均以存续企业的效率变化为研究对象,忽略了企业生产率变动的另外一个重要来源,那就是不同时间进入的新企业之间效率的变化。¹ 在一个产业的动态演化过程中,每年都有数量不同的企业进入,因此,在任何一个时间点上,一个产业是由不同进入代际的企业构成,这些不同代际的企业之间生产率可能存在事前的、系统的差异,即所谓的代际效应或年轮效应 (cohort or vintage effect)。企业的代际效应反映的是在不同时间点进入市场的企业之间所存在的差异,这种差异反映的是企业在成立时就已经存

* 周黎安,北京大学光华管理学院,浙江大学民营经济研究中心;张维迎,北京大学光华管理学院;顾全林,北京大学工商管理研究所;汪淼军,浙江大学民营经济研究中心。通讯作者及地址:周黎安,北京大学光华管理学院,100871,电话:(010)62750431;E-mail:zhoula@gsm.pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金(70573008)和浙江大学民营经济研究中心、“中国民营经济研究”、国家“985工程”二期资助。

¹ 周黎安等(2006)对中关村科技园区总体生产率的变动进行了分解,发现企业进入退出的动态过程对园区总体生产率的变动影响较大。

在的固有差异。正如 Solow (1960) 所指出的那样, 由于沉没成本阻碍了市场中的企业采用最新的技术, 新技术总是“物化”在新进入企业所采用的新资本之中², 新进入的企业可能拥有更先进的技术、机器、人力和组织资本。

对于处于迅速转型的中国经济来说, 企业不同代际间的差异性尤其值得我们研究和注意。这是因为, 随着改革的不断深入, 新企业不断涌现, 其中民营企业 and 外资企业的比重在不断增加, 而即使是新成立的国有企业, 它们在企业治理结构、应对市场竞争的能力等方面也会有别于老国有企业。另一方面, 随着国外技术的引进、消化和改良以及国内企业的自主创新, 新成立企业所面临的技术知识状态也有别于老企业。因此, 对于中国企业来说, 不同代际之间是否真的存在生产率的差异? 给定所有制改革和技术进步是中国经济转型的一个核心特征, 那么这个特征对企业生产率的代际变化又有何影响? 判别企业的代际效应能够帮助我们从企业代际的角度认识中国经济转型对企业生产率所带来的实质性影响。事实上, 目前所有关于企业所有制改革效果的研究均侧重于检查改制对现存企业生产率或绩效的影响, 而忽略了它对新进入企业生产率状况的影响, 从而可能低估了改制的效果。

企业生产率变动的另一个重要来源是企业的年龄。随着企业经营时间的增加, 企业生产率可能由于“干中学”随年龄增加而增长, 但也能因守旧落后而下降。中国的企业存在这种人们预期的学习效应吗? 对这个问题的经验检查对于我们理解中国企业生产率的动态变化非常重要。但是, 要估计企业生产率的年龄效应并不容易。许多经验研究在分析企业生产率的影响因素时直接在回归方程的右边放入企业年龄。但是, 这种回归分析得出的企业年龄的估计系数并不一定真正反映年龄因素的作用, 因为其间还包含不同企业代际之间的差异。换句话说, 给定一个时间点, 不同年龄的企业的差异, 可能来自于它们年龄(所代表的经验等方面)的差异, 也可能来自于它们代际(成立时便存在)的差异, 这需要在经验研究上加以进一步地甄别。

关于区分企业生产率的代际和年龄效应的意义, 在此我们不妨举一个具体的例子加以说明。张维迎等(2003)在研究中关村科技企业退出因素时发现, 企业年龄越大, 退出风险越大。这和国外的许多同类研究的结论是相反的。一般的发现是企业年龄越大, 企业的退出风险越低。为什么会有这种截然不同的研究结果呢? 一种可能的原因是, 在通常的回归分析中(包括张维迎等, 2003), 所估计的年龄效应其实是真实的年龄效应与代际效应的混合, 即使企业年龄对于退出的真实影响为负, 但由于中国处于经济转型过程, 企业代际间的效率差别很大, 新企业比老企业在治理结构等方面更有优势, 因

² 参见 Cooper *et al.* (1999), Caballero and Hammour (1994), Campbell (1999) 等提出的“技术变化的年轮模型”(the vintage model of technological change)。

而更难退出。所以，张维迎等发现“企业年龄越大，退出风险越高”的现象可能是代际效应超过了年龄效应导致的，这正反映了中国经济迅速变化的事实³，而国外同类研究所发现的“企业年龄越大，退出风险越小”则可能反映了西方发达国家企业的年龄效应超过代际效应的事实。也就是说，如果我们能够准确地区分年龄效应和代际效应，这两种看似截然相反的研究结论就可以很好地统一起来。

虽然区分企业生产率的年龄效应和代际效应在产业组织文献中直到近些年才开始，但从研究方法论上看，它实际上是借用了劳动经济学较为流行的“年龄、年代和代际模型”（Age, Period and Cohort Model, APC 模型）（Hanoch and Honig, 1985; Deaton, 1997; Burbidge *et al.*, 1997）。APC 模型在研究个体收入差异的来源时，将泛泛而论的时间或者年龄上的个体收入差异具体分解为三个效应：年龄效应（age effect）、代际效应（cohort effect）和年代效应（period effect）。年龄效应反映了人随着年龄的变化（如青年、中年、老年）所体现的差异；出生在同一年（或某一个时段）的人们在成长过程中经历了类似的社会环境，这会导致属于不同代际的人们间的差异，这就是所谓的代际效应；而年代效应是由周期性或趋势性的经济、政治或社会因素引起的影响，它对于同一年内所有的年龄组和所有代际的人们都有类似的影响。

对 APC 模型的估计涉及到一个“识别”（identification）问题，即年龄、代际和代际间所存在的完全线性关系使得不可能直接估计出这三种效应。已有研究采用了不同的方法来使得方程估计能够得到识别。本文将 Deaton (1997) 研究个人收入差异的 APC 模型应用到产业组织问题，借鉴 Jensen *et al.* (2001) 的一些研究思路，对中国制造业企业生产率的三种效应进行了分解，并对影响年龄效应和代际效应的具体因素作了进一步的回归分析。

本文的主要发现为：企业的生产率随着年龄的增加而上升（年龄效应），而新进入的企业相对于老企业具有生产率上的优势（代际效应），这两个方向相反的效应共同促进了企业生产率整体上的增长。资本密集度对年龄效应和代际效应都有相当强的解释度：新进入企业生产率的代际优势部分来源于新企业具有更高的资本密集度；而企业随着年龄增加而递增的资本密集度也是企业年龄效应的重要来源。中国的经济改革使得公有资本逐渐退出，非公有资本全面进入制造业并迅速成长。在这一背景下，新代际中非公有制企业比例的上升构成新代际企业生产率较高的一个重要来源。很有意思的一个发现是，当内资企业呈现出显著的代际优势时，外资企业并没有发现类似的代际效应。本文还发现，外资企业生产率的正年龄效应在第六年后便几乎消失，

³ 张维迎等(2003)提出了代际效应可能超过年龄效应的猜想，但因为回归分析模型所限，并没有在实证上验证这一猜想。本文运用中国工业企业的大样本数据系统地区分并验证了两种效应的存在。

而同时期内资企业的年龄效应却能一直稳定持续。关于代际效应的另一个重要发现是,中国制造业新进入企业的代际优势在20世纪80年代改革开放以后才真正系统地体现出来,因为在1980年以前(给定资本密集度)新进入企业相对老企业的生产率优势或者没有,或者不明显,而只有在改革开放以后成立的企业才显现出由人力资源、技术等因素所带来的显著的、日益上升的代际优势。结合代际和年龄效应这两方面的发现,我们可以看出,中国企业确实在进步,相对于外资企业来说这一点更为明显,而这些进步与所有制改革和技术进步紧密联系在一起。

近年来国外文献开始强调技术变动的年轮或代际效应在生产率变化中的决定性作用,并和年龄效应相区别。本文得益于这些文献的进展,但与之相比也有自己独特的贡献。首先,本文在研究方法上有所改进。Jensen *et al.* (2001)着重分析了美国制造业1967—1992年间企业年龄效应和代际效应对生产率的影响。他们发现,新企业的代际效应(原文称为“年轮效应”)和存续企业的年龄效应均构成美国制造业生产率增长的重要源泉,1992年进入的企业比1967年进入的企业在生产率上高出51%,而1967年之前进入的企业存续到1992年,其生产率提高了57%。该文的一个弱点在于处理年代效应时只控制了一些产业层面的特征(如利润率、竞争程度等),其有效性取决于这些产业层面的特征能否能够真正反映年代因素对企业生产率的影响。而我们处理年代效应的方法一方面借鉴了Jensen等人的思路,尽量控制产业层面的特征信息,与此同时还运用Deaton(1997)的方法,去掉年代效应中的非趋势性因素,因而可能是一种更为合理的研究思路。其次,基于发达国家的研 究主要强调新进入企业所具有的先进技术、机器设备等这一类的代际效应。对于中国企业来说,代际效应不仅体现为技术进步的“物化”特征,更重要的还体现为制度变迁的“物化”特征,所以经济转型赋予了中国企业的代际效应更为丰富的含义。本文就试图揭示出中国企业所具有的双重方面的代际效应。

本文以下的结构安排如下:第二部分通过一些统计分析,对不同代际、年龄企业的特征差异作简要的描述,其结果可对后面的回归分析的进行提供一定的线索;第三部分是对回归方法和变量的讨论;第四部分是回归分析的结果和含义;第五部分总结全文。

二、数据描述

本文使用的源数据为1998年到2004年全国规模以上工业企业的年度数据,另外用到了1995年全国工业普查数据做一项数据处理的参考(详见下文)。所谓的工业企业是包括了制造业、采矿业和电力、水等资源生产和提供业在内的企业。考虑到这些行业间有较为根本的差异,且为保持和已有文献

的一致性，本文在统计和回归分析中，只选择制造业企业的数据，而删掉采矿业和电力、水等资源性生产和供给行业，后者所有工业企业数量的比例不到7%。

企业代际是按照企业成立的年份来区分的。由于数据中1949年以前成立的企业数量较少，为简化研究和保证对代际效应估计的准确性，我们忽略掉这一小部分企业的数据。企业的年龄等于样本年份减去企业成立的年份再加1（以使得年龄最小为1）。由于本文的计量回归方法要求一个连续的、整齐的面板数据，因此我们只能从数据中选择1998年到2004年均存在的那部分企业作为我们回归分析所用的样本。

本文所研究的对象是企业的生产率，劳动生产率和全要素生产率（TFP）是常用的两种衡量生产率的指标。其中劳动生产率为人均产出；TFP则需要通过估计生产函数，计算估计方程的余值得到（具体方法见下文）。我们发现以劳动生产率和TFP分析所得到的结果相当接近，由于篇幅所限，本文只报告以TFP进行的统计和回归分析的结果。

如前所述，由于中国经济体制变革使得在不同代际中各种所有制企业所占比例呈现出显著的变化，这是本文关注的重点之一。图1列出的是源数据中截至1998年末各个代际的企业数量。注意这里各个代际的企业数量是在1998年末的情况，部分企业可能在1998年之前就已退出，所以这些数量要小于该代际刚刚成立时的数量（除最新的1998代际外），但这不妨碍我们通过统计分析来观察各个代际间的主要差异。从图1可以看出，不同代际企业数量的涨落基本反映了所对应年份宏观经济形势的基本情况。在改革开放之前几次企业进入高峰发生在1956年、1958年和1970年，1978年之后则主要发生在1984年和1992年、1993年。而1996年到1998年的企业数量有明显的滑落⁴，在此期间，中国政府为对付通货膨胀采取了紧缩性的货币政策，抑制了新企业的创立。

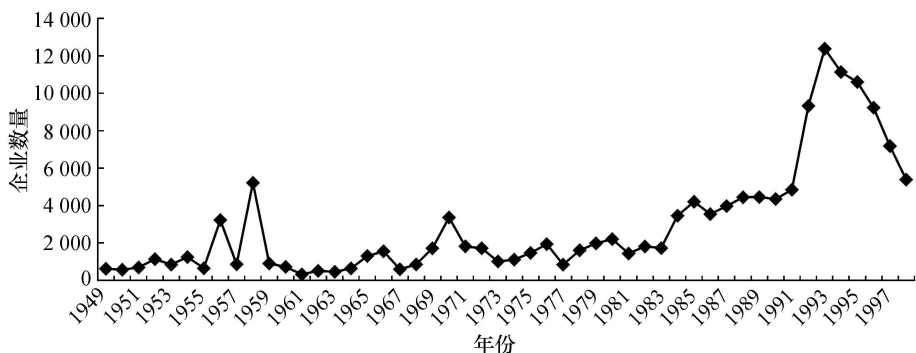


图1 在1998年规模以上制造业企业数据中各代际企业的数目

⁴ 以源数据中任一年的数据做统计，1996年到1998年成立的企业数量均以类似的情况低于1992年到1994年成立的企业数量，因此可排除数据疏漏问题。

图2列出了源数据中截至1998年末各个企业代际中不同所有制所占的比例。我们所定义的所有制包括国有、集体、国内民营、外资和港澳台资。由于港澳台资和外资比例的变化趋势非常类似，为了便于识别，我们在图2中省略了港澳台资在各代际中的比例。和图1类似，这里的所有制比例是各个代际发展到1998年时的情况，它和这些代际刚刚成立时的情况会有差异，因为在1998年之前，这些代际中的一些企业可能进行了改制或者退出了。所幸的是，中国大规模的改制实际上发生在1998年之后，由于改制而影响我们样本的代际结构的情况应该不会太严重。当然，为了更准确地得到代际效应的估计结果，我们将数据中1998年企业的所有制性质与这些企业在1995年工业普查数据中的所有制情况进行核对⁵，将所有制发生变化的企业样本剔除，这样使得在老代际中民营、外资、港澳台资的比例进一步大幅降低，平均比原比例减少了1/2以上，基本消除了上述状况对回归结果的影响，因为在1995年以前发生企业改制的情况是相当少的。在做上述处理之后，并除掉数据缺失或中断的企业样本，最终用于回归的样本企业为37687家，样本包括了这些企业从1998年到2004年的数据。

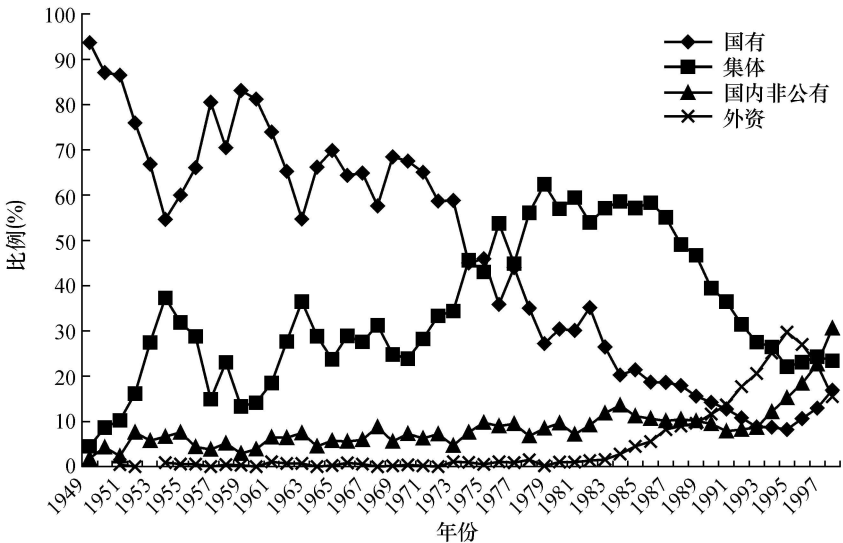


图2 在1998年规模以上制造业企业数据中各代际企业的所有制构成

从图2中我们还可以发现：国有企业的比例一直呈现下降的趋势，尤其是从1987代际后，出现非常明显的下降趋势；而集体企业的比例在1976年及以前代际则有上升的趋势，而在之后的代际中则从高峰大幅下降；国内民

⁵ 尽管1995年统计数据对所有制类型的界定(称为“经济类型”)和1998年(及其后)的界定(称为“登记注册类型”)有变化,后者分得更细,但由于本文所界定的所有制类型比较宽泛,仅分为国有、集体、民营、外资和港澳台资五类,因此不影响本文将1995年和1998年的所有制状况进行比较。

营企业的比例在 20 世纪 80 年代的各个代际中始终徘徊在 10% 左右，而直到 1992 代际之后才出现持续的上升；而相对来说，外资企业和港澳台资企业的比例从 1984 代际起开始从 1% 以下一直上升至 1995 代际，在此之后开始回落。这些所有制构成的变化，体现出中国经济改革过程中不同代际企业所经历的深刻体制变革。⁶

三、回归方法和变量的确定

由于年龄、代际和年代的识别问题是本研究的核心问题，有必要在此对这一问题做详细的阐述。首先让我们以一个“企业年龄—数据年代”表格来具体说明这三种效应的准确含义，如图 3、4、5 所示。对于像本文所使用的面板数据，数据年代是从 1998 年、1999 年直到 2004 年。而在每一年的数据中，均有年龄不等的企业。那么，如果给定其他条件不变，不同年龄的企业在整体上呈现的生产率差异，这便是年龄效应，如图 3 所示。

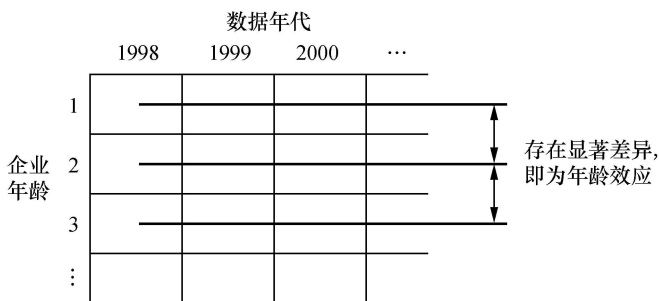


图 3 年龄效应

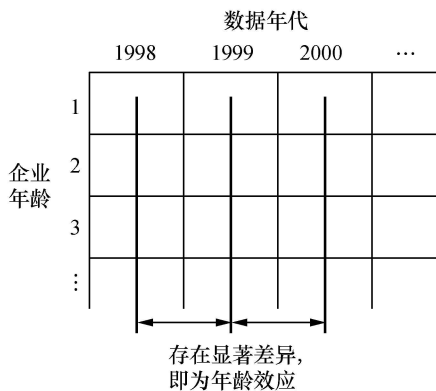


图 4 年代效应

⁶ 如使用用于本文回归的样本进行图 1 和图 2 中所示的统计，会得到与图 1 和图 2 非常一致的变化趋势。

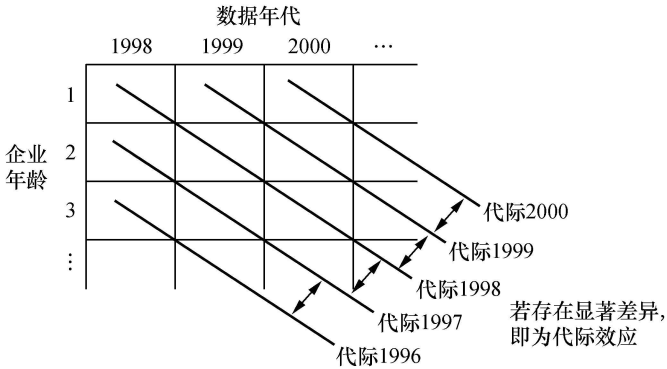


图5 代际效应

同样地,如图4所示,处于不同年代的企业在整体上体现出生产率差异,则为年代效应。

同一个代际(即同一年成立)的企业在这样一个“企业年龄—数据年代”表格中处在同一条45度对角线的各个格中,如图5所示。例如代际1998的企业,在1998年时年龄为1,在1999年时年龄为2,在2000年时年龄为3;而代际2000的企业,在2000年时年龄为1,在2001年时年龄为2;其他代际以此类推。因此,如果不同代际的企业在整体上表现出显著差异,即为代际效应。

对于任何一个时点的企业生产率来说,这三种效应的影响可能是同时存在的。举个例子,假设我们发现在1998年数据中年龄为1企业(即成立于1998年,属于代际1998)的生产率和2004年数据中年龄为3企业(注意这些企业成立于2002年,属于代际2002)的生产率存在显著差异,那么差异可能部分来源于这两组企业所处的年代不同(一个是1998,一个是2004),这是年代效应的表现;也可能部分来源于这两组企业的年龄不同(一个年龄为1,一个为3),这是年龄效应的表现;还可能部分的来源于这两组企业进入时的年份不同(一个是代际1998,一个是代际2002)。比如2002年成立的企业由于受到互联网普遍应用的影响,在成立时便更多地考虑了信息化和网络建设,而与1998年成立的企业有区别,这便是代际效应的表现。

如何区分这三种效应的具体贡献是我们想知道的。但是,这涉及一个回归估计的识别问题。假设一个企业的生产率(Y)受到企业的年龄(A)、企业的代际(进入年份)(C)、观察样本时的年份(P)以及其他一些因素(X)的影响,可以写成函数 $Y=f(A,C,P,X)$ 。以企业年龄、代际和年份本身作为回归变量,或者以它们的一系列虚拟变量作为回归变量,是很自然的处理方法。然而因为 A 、 C 和 P 间存在着线性等价关系,即 $A=P-C$ 。如果知道样本所观察的年代,知道企业是哪年成立的,便自然能推知企业的年龄。因此,年龄、代际和年代这三个变量就不能同时放入回归方程,而只可能放入

三个中的任意两个（回归方程中包含常数项）。例如在方程中放入变量年龄 A 和年代 P ，所得到的估计系数分别为 G_a 和 G_p 。假设年龄效应、代际效应和年代效应的真实估计分别应为 E_a 、 E_c 和 E_p ，那么 G_a 和 G_p 并不分别等于 E_a 和 E_p ，而是存在着以下关系： $G_a = E_a - E_c$ ， $G_p = E_p + E_c$ 。同样的原因，如果以代表年龄、代际和年代的各个系列虚拟变量作为回归变量，即使将这三个系列的虚拟变量各去掉一个，方程也不能被识别。

为了使得方程能够被识别，必须施加一个约束条件，而不同约束条件的选择，对三种效应的估计结果可能会产生显著的影响。而正如 Heckman and Robb (1985) 所指出的，无论施加怎样的约束条件，必然带有或多或少的随意性。实际上研究年龄、代际和年代效应的目的，是为了研究它们背后所代表的（不易被度量到的）因素，然而这些因素本身并不像年龄、代际和年代效应这样是线性相关的。因此，他们推荐的方法是，找到至少一个潜在变量 (latent variable)，它能够代表其中的一个效应而与其他两个效应不相关。在理论上这是一种较理想的方法，然而在实际研究中由于数据的局限性，要找到这样一个潜在变量往往是很困难的。因此，绝大多数现有文献仍只能根据具体情况，采用相对较为合适的约束条件。

可能采取的约束条件通常有以下几类。一类方法是假设年龄、代际和年代效应中的某一个其他一些变量的函数，例如假设年代效应是真实利率、失业率或 GDP 增长率的函数。⁷ 这类方法确实能够“解决”上述的识别问题，但是必须具有充分的根据来证明这种方法的合理性，否则结果并不具有说服力。

另外一类方法是通过改变某一个变量的定义来使得年龄、年代和代际三个变量间不具有完全线性的关系。例如，将每 5 年或 10 年的个体定义为同一个代际，而年龄和年代的定义不变；又例如，在分析个人的时候，以参加工作的时间作为划分代际的标准，而仍以出生年份来计算年龄。这类方法虽然能使得方程得以识别，然而如果缺乏清晰的理论基础，这种处理方法会显得相当的任意。并且，由于定义的不同很可能还会导致结果出现很大的差异，从而偏离了应用此模型的初衷，因此通常也不作为考虑的优先选择。

在年龄、代际和年代这三种效应所代表的背后的因素中，年龄效应所代表的是经济个体（个人或企业）在其生命周期中所出现的变化趋势，代际效应代表的是个体代际间所存在的差异，而年代效应则代表的是宏观经济、社会状况对经济个体的影响。因此，对于某些研究目标来说，年代效应在很多时候可以看作是随机波动的，并不存在趋势性。由于在不少情况下这种假设

⁷ 对代际效应也完全可以做出类似的假设，如 Bahk and Gort (1993) 假设代际效应是（各个代际）企业平均资本存量的函数。由于 Bahk and Gort (1993) 使用的是截面数据，不需要估计年代效应。

较为令人信服,成为了很多文献所采用的思路,包括 Hanoch and Honig (1985), Deaton and Paxson (1994), Baker and Benjamin (1995), Gosling *et al.* (1995)和 Deaton (1997)。这些文献尽管在具体的处理方法上有差异,但本质上均是假设年代效应不存在趋势性的变动,而只是一个围绕趋势波动的扰动项。

本文研究的企业生产率,是对企业生产效率的一个度量和反映。宏观经济、行业上的波动,对企业的产出影响很大,但对企业的生产率影响相对来说却要小得多,或者说很少有趋势性的影响。因此,本文采用 Deaton (1997)的方法进行处理⁸,这需要假定生产率在年代上并不存在趋势性的效应。为保证这一点,本文还额外地采用 Jensen *et al.* (2001)的思想,在回归方程中还控制了行业特征(利润率和竞争程度等)在不同年份间的变动,以消除由于行业整体的因素而可能导致年代效应的趋势性。

在具体的回归模型和变量上,本文所分析的回归方程如下:

$$Y_{it} = \alpha + \sum \beta_{1m} A_m + \sum \beta_{2n} C_n + \sum \beta_{3t} T_t + \delta_{it} X_{it} + \epsilon_{it},$$

其中 Y_{it} 为企业 i 在 t 年的生产率(劳动生产率或 TFP)。其中,劳动生产率的具体定义为人均工业增加值(以不变价格计算)。对于估算 TFP,本文使用了两种方法,一种是常见的“固定效应模型”,另一种是根据 Levinsohn and Petrin (2003)提出的新方法进行估计,此方法的优点在于对生产函数估计方程中投入要素和生产率之间存在的内生性问题进行了有效的控制。回归所涉及的名义变量均通过价格指数换算为真实值,剔除了物价因素的影响。我们发现以劳动生产率和上述两种方法所得到的 TFP 估计结果进行年龄效应和代际效应分析的结果都非常类似,因此,本文将只报告通过 Levinsohn and Petrin (2003)方法估计得到的 TFP 所进行分析的回归结果。⁹ A_m , C_n 和 T_t 分别代表年龄、代际和年代的一系列虚拟变量。 X_{it} 是其他影响决定生产率的变量向量,用作控制变量, ϵ_{it} 是误差项。该方程可用普通的最小二乘法(OLS)进行回归,并按照 White (1980)的方法对异方差进行修正。

为得到对年龄和代际效应更真实的估计,我们在 X 中控制了一些相关变量,包括企业规模(以雇员人数衡量)、资本密集度、所有制虚拟变量和三位数行业虚拟变量,以及各年度各行业的总规模(总销售额)、平均毛利率和集中度(Herfindahl-Hirschman Index,简称 HHI)、平均毛利率、民营企业比

⁸ 具体方法如下,在进行回归之前,对年代效应的各个虚拟变量(设为 $T_i, i=1, 2, \dots, N$, 分别对应于数据中的各个时间点)做如下处理, $T_i = T_i - (i-1)T_2 + (i-2)T_1 (i \geq 3)$, 并将 T_1 和 T_2 从方程中去掉(T_1 和 T_2 的估计值可以在得到其他 T_i 的估计值后得到)。Deaton (1997)证明了这样处理能够使得年代效应“正交”(orthogonal)于年龄和代际效应,使得它不具有趋势性。另外,为使得方程被识别,方程中的年龄虚拟变量和代际虚拟变量中需各去掉一个,在这里我们去掉 A_1 和 C_1 。

⁹ 具体的估计方法请参见 Levinsohn and Petrin (2003)。

例和外资企业比例。其中，行业的总规模（总销售额）、平均毛利率和集中度衡量的是行业整体经营状况的变化；而由于数据是一个平衡的面板数据，因此同一行业的民营企业比例和外资企业比例在不同年份的变化，反映的是该行业在数据所涵盖期间（1998年底到2004年底）国有企业改制和其他所有制变动的情况。¹⁰

由于控制了行业虚拟变量，这便消除了由行业水平上相关因素所可能带来的趋势性的年代效应，从而保证上述回归方法的假设（即年代效应不具有趋势性）的有效性。我们认为，这是我们的研究方法比 Jensen *et al.* (2001) 更为合理的地方。Jensen 等假定年代效应完全被一些行业水平上的特征所控制，而我们在控制了所有这些行业特征之后再进一步消除年代的趋势性影响，以确保对代际和年龄效应的更为准确的估计。

本文通过回归分析，一方面希望揭示出生产率的年龄效应和代际效应的具体特征，另一方面，也是更重要的，是进一步揭示生产率的年龄效应和代际效应背后所代表的影响力量。正如在引言部分所描述的那样，在中国过去二十多年的经济转型过程中，影响企业生产率的年龄和代际效应最大的两种力量是所有制的变化和技术进步。但这些判断只是基于一种粗略的经验观察，它们是否为真，尚有待于严格的统计分析。我们如何来考察这两大力量的影响呢？本文采取的一个分析思路是，如果所有制因素确实是年龄效应的原因之一，这意味着给定同一个代际的企业，在不同年龄时由于所有制的变化（如从国有变为非国有，从内资变为中外合资等）会造成企业的生产率的变化；而如果所有制因素是代际效应的原因之一，即意味着不同代际间由于不同所有制企业比例的差异所造成的代际间生产率差异。验证技术进步的思路也是类似的。这里我们用企业资本密集度来代表其技术水平，给定其他条件不变，资本密集度越高意味着技术水平越高。

具体地说，我们在回归方程中加入资本密集度和所有制变量时，资本密集度和所有制所解释的那部分年龄效应和代际效应，便会被所加入的这些变量所控制。如果所有制和技术进步确实发挥影响的话，那么年龄效应和代际效应的估计系数便会和未加入这些变量时有差别。因此，我们可以通过比较在方程中加入和不加入这些变量时的年龄效应和代际效应，来检验资本密集度和所有制因素对年龄效应和代际效应的解释度。按照以上思路，我们将报告以下三个方程中的年龄效应和代际效应：方程（1）中不包含资本密集度和所有制变量，而包含上面提到的其他控制变量；方程（2）在方程1中加入资本密集度；而方程（3）则在方程（2）中再加入各所有制的虚拟变量。方程（1）和方程（2）的年龄效应和代际效应的差距即为资本密集度分别对年龄效

¹⁰ 国有企业的大规模改制发生在此期间，而其他所有制变动也比1998年之前频繁，这可能会带动行业中企业的生产率。因此，为了消除年代效应中的趋势性，加入这两个变量是有必要的。

应和代际效应的影响;同理,方程(2)和方程(3)的年龄效应和代际效应的差距即为所有制因素分别对年龄效应和代际效应的影响。

表1列出了与回归分析相关的各变量的统计描述。

表1 各变量的统计描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率(对数值)	263 806	0.015	1.112	-3.260	4.885
雇员数(对数值)	263 806	5.260	1.145	2.079	11.579
资本密集度(对数值)	263 806	4.898	1.031	0.122	10.996
行业总销售额(对数值)	263 806	17.050	1.047	10.376	19.864
行业平均毛利率	263 806	0.214	0.069	0.045	0.596
行业 HHI(对数值)	263 806	5.104	0.943	3.215	9.062
行业民营企业比例	263 806	0.204	0.096	0	1
行业外资企业比例	263 806	0.098	0.093	0	0.404
国有企业(虚拟变量)	263 806	0.242	0.428	0	1
集体企业(虚拟变量)	263 806	0.277	0.445	0	1
外资企业(虚拟变量)	263 806	0.134	0.341	0	1
港澳台企业(虚拟变量)	263 806	0.139	0.346	0	1

四、回归分析

根据上一部分所述,我们首先将报告以方程(1)、(2)和(3)对全要素生产率(以下简称生产率或 TFP)进行回归所得到的年龄效应和代际效应。由于约束条件是施加在年代效应上的,年代效应估计结果本身并不具备太多意义,故在此略去不报告。由于年龄和代际的虚拟变量数目都很多,且年龄效应和代际效应是本文分析的重点,因此本文首先以图6和图7来集中汇报各年龄和代际虚拟变量¹¹的估计系数,其他重要变量的估计结果在随后的表2中列出。

图6画出了以全要素生产率为因变量分别估计方程(1)、(2)和(3)所得到的年龄的各个虚拟变量的估计结果。年龄虚拟变量的估计系数意味着所代表年龄企业相对于年龄为1的企业的生产率优势(给定其他条件不变),即年龄效应。从图中可以看到:以方程(1)所估计得到的各个年龄虚拟变量的系数呈稳定的上升趋势,也即是意味着年龄越大的企业,其生

¹¹ 加入回归的代际虚拟变量49个,分别代表代际1950到代际1998,代际1949作为对比组。加入回归的年龄虚拟变量55个,分别代表年龄2到56,年龄1作为对比组。

产率越高。¹²而与方程(1)相比,方程(2)多加入的变量是资本密集度,这样便将它的因素从所估计的年龄效应中剔除掉了,这时候看到年龄效应曲线上升的幅度有显著降低,这说明了资本密集度的差异是企业随着年龄增长而得到的生产率增长的重要来源之一,且对于年龄越大的企业来说越重要,这通过比较方程(1)和(2)同一虚拟变量估计系数的变化程度可以看到。而方程(3)则是在方程(2)的基础上,再加入各个所有制的虚拟变量,这样又将所有制的因素从年龄效应中剔除掉了。通过比较方程(3)和方程(2)可以看到,年龄在35以下的年龄效应的差别很小,年龄在35以上的差别有所增加。这说明不同所有制的企业,尤其是改革开放以后成立的年龄较小的企业,通过经营时间增加而积累到的生产率优势是大致相同的。上述这些结果说明了资本密集度所代表的技术进步在企业“干中学”积累生产率优势的重要作用。另外,观察方程(3)所得到的年龄效应曲线可以看到,尽管在控制了资本密集度和所有制因素后,年龄效应大幅减弱,但仍呈现较强的正效应,这说明我们在回归方程中无法“捕捉”到的因素,如管理、运营水平和经验的增长等,对年龄效应起着非常显著的作用。

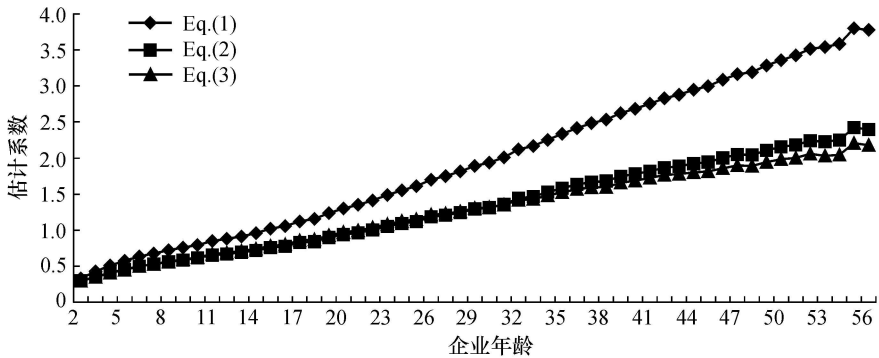


图6 TFP的年龄效应：估计结果

图7对应地画出了方程(1)、(2)和(3)的企业的各个代际虚拟变量的估计系数。企业代际虚拟变量的估计系数衡量的是,给定其他条件不变,该代际企业相对于代际为1949企业的生产率优势,即代际效应。注意在图中,凡是那些在统计上不显著的估计系数均以空心点标出,以示区别。由方程(1)可以看到,代际效应呈上升趋势,即代际越新的企业(即成立时间越晚的企业),生产率越高。类似地,方程(2)在方程(1)的基础上加入了资本密集度,将资本密集度所代表的技术因素从代际效应中剔除掉了,此时

¹² 一个可能的疑问是关于年龄为2虚拟变量(图中最左侧的一点)的估计系数:为什么企业年龄为1(作为比较组,系数可视为0)和2时生产率的差距,比企业年龄为2和3时的差距大这么多?这很可能是因为,年龄为1的企业,实际开业时间均不足1年(参见企业年龄的定义),企业的生产很可能还未完全进入正轨。

企业代际的估计系数出现了较大幅度的下降,可以看到同一代际虚拟变量在方程(2)的估计系数大致相对于方程(1)中的一半。这说明方程(1)所识别的代际效应中有一半左右是由资本密集度的变化导致的,从绝对量上看,技术变化的影响对后来的新进入企业显得越来越大。还有一点值得注意:1960年及以前的代际效应在控制了资本密集度之后基本接近于0,且不显著。也就是说,给定资本密集度和其他控制变量,1960年之前的各个代际间的生产率差异,几乎没有差别。而1960年之后的代际的生产率,在控制了资本密集度后,仍呈稳定上升的趋势。

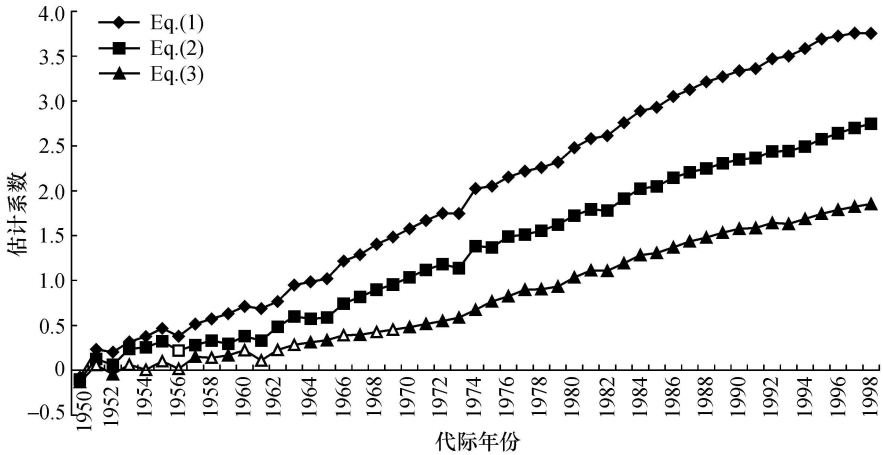


图7 TFP的代际效应:估计结果

方程(3)在方程(2)的基础上再加入了所有制的虚拟变量,进一步地将所有制相关的效应从代际效应中剔除掉。可以发现,方程(3)和方程(2)估计得到的代际效应有显著差异。这意味着不同代际中企业的所有制构成不同,对生产率的代际效应,尤其是1980及以后的代际有较强的解释力。换句话说,在改革开放以后,具有更高生产率的民营资本和外资越来越大规模地进入制造业领域,提高了新代际企业的生产率,促进了整体生产率的增长。另外,观察方程(3)各个代际的系数还可以发现:1970和之前的很多代际的估计系数在10%的水平上不显著;另外,大约在1976代际以后,代际效应逐年上升的趋势变得更为明显。资本密集度和所有制这两大因素在很大程度上解释了改革开放前各个代际间存在的生产率差异,然而在改革开放之后,新代际企业在一些此回归模型未能捕捉、控制的要素上,如人力资源、技术水平等因素上才得到了真正的提高,即新资本、技术如Solow所说的,更多地“物化”在了新进入企业中,从而从另一方面对中国制造业企业生产率的增长提供了支持。

这几个发现很重要,它们至少验证了两点:(1)中国自20世纪80年代以来允许多种所有制并存、尤其鼓励民营和外资企业进入制造业的政策推进了

企业生产率的代际增长；(2) 改革开放还使得新企业相对于老企业，在资本密集度外的一些其他因素，如人力资源、治理结构、技术水平等，得以发挥出优势，这也导致了企业生产率的代际优势。

以上我们着重对回归结果中的各年龄和代际虚拟变量的估计系数进行了讨论。表2列出了其他主要变量的估计系数，各行业、地区、年份的虚拟变量未报告，年龄和代际的虚拟变量在此表中仅选择性地报告。由于已经控制了行业虚拟变量，行业相关的五个变量（行业的规模、平均毛利率、产业密集度、民营企业比例和外资企业比例¹³）的估计系数表明的是这些行业层次上的因素在不同年份间的变动对企业生产率的影响。

表2 回归结果

解释变量	因变量: TFP		
	(1)	(2)	(3)
企业规模(雇员数)	0.063*** (0.004)	0.064*** (0.003)	0.065*** (0.003)
资本密集度		0.388*** (0.004)	0.395*** (0.004)
国有			-0.595*** (0.011)
集体			0.024*** (0.007)
外资			0.052*** (0.011)
港澳台资			-0.007 (0.011)
行业规模(总销售额)	0.123*** (0.014)	0.102*** (0.012)	0.103*** (0.012)
行业平均毛利率	0.331** (0.143)	0.329** (0.135)	0.253** (0.133)
行业密集度(HHI)	-0.015** (0.006)	-0.009* (0.005)	-0.005 (0.005)
行业民营企业比例	0.637*** (0.066)	0.461*** (0.063)	0.287*** (0.063)
行业外资企业比例	0.404*** (0.154)	0.266* (0.144)	0.045 (0.141)
年龄为5	0.574*** (0.033)	0.456*** (0.032)	0.451*** (0.032)

¹³ 这五个变量是以源数据的统计得到,而非以回归的样本得到。

(续表)

解释变量	因变量:TFP		
	(1)	(2)	(3)
年龄为 15	1.021*** (0.050)	0.759*** (0.048)	0.780*** (0.047)
年龄为 25	1.609*** (0.077)	1.117*** (0.073)	1.149*** (0.073)
年龄为 35	2.336*** (0.108)	1.582*** (0.102)	1.525*** (0.101)
年龄为 45	2.997*** (0.141)	1.946*** (0.133)	1.814*** (0.132)
代际为 1955	0.466*** (0.048)	0.320** (0.088)	0.102 (0.086)
代际为 1965	1.021*** (0.068)	0.585* (0.093)	0.335*** (0.092)
代际为 1975	2.052*** (0.093)	1.371*** (0.113)	0.766*** (0.112)
代际为 1985	2.930*** (0.117)	2.050*** (0.120)	1.307*** (0.129)
代际为 1995	3.693*** (0.139)	2.575*** (0.149)	1.742*** (0.148)
样本数	263 806	263 806	263 806
R 平方	0.399	0.475	0.502

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

其中,四个所有制虚拟变量的估计系数表明,给定其他因素,国有企业的生产率最低,且比其他所有制企业的生产率要低得多,而外资企业生产率最高,其次为集体企业和民营企业。如前所述,在(3)式中加入这四个所有制虚拟变量后,各个代际的虚拟变量系数大大降低,再联系这四个所有制虚拟变量的估计系数以及图2所展示的各个代际中所有制比例的变化情况,我们可以得到的结论是:新代际中外资企业和民营企业比例的增加,是新代际生产率优势的重要来源之一。

我们还发现:企业规模越大(雇员数越多)、资本密集度越高,生产率有上升的趋势;整个行业的规模扩大或毛利率上升时,该行业的企业表现出更高的生产率,而行业的垄断程度越高(密集度越大),企业的生产率越低,但并不显著;在数据所涵盖的1999年到2004年所进行的国有企业改制和其他所有制变化,使得行业中民营企业比例上升的话,对企业生产率有显著的提升效果,而行业中外资比例上升也有一定的提升效果(系数相对较小且在方程2、3不够显著)。

上述的回归结果表明了我国制造业企业在整体上确实具有显著的年龄效

应和代际效应。然而，正如本文引言部分所强调的，中国企业的代际效应具有双重性，所有制变革是中国独有的代际特征。因此我们希望进一步分析所有制因素对于生产率的年龄效应和代际效应的影响。在图7所示的代际效应中，我们发现所有制因素是代际生产率增长的一个重要来源，在前面我们将此解释为：民营企业和外资企业在整体上（或说平均来看）比国有企业具有更高的生产率（由方程（3）中各所有制虚拟变量的估计系数得出），因此新代际中民营和外资企业的比例增加，自然会使得新代际的平均生产率增加。然而，这有可能并不是解释的全部，因为假设新旧代际中企业所有制构成不变，如果不同企业所有制的代际效应存在差异，那么新旧代际的平均生产率也会不同。换句话说，我们有必要分别对不同所有制企业的代际效应进行估计，以更全面地解释上述问题。

为此，本文在前面回归所使用的样本中，只保留代际1984到代际1998企业的观测值，并按照所有制（国有、集体、民营、外资、港澳台资）拆分为5个子样本，分别进行回归，回归方程的变量和方法依照前面所述的方程（2）进行。然后将不同类型的企业的年龄效应和代际效应放在一起比较。值得注意的是，由于使用的是不同样本所进行的估计，因此不同样本所得到的估计系数不可直接比较大小。但是，不同所有制企业效应的形状、斜率则是可以比较的。另外，之所以选择1984年作为经济改革后的第一个代际，是基于图2中的统计结果——从这一年起，外资企业和港澳台资企业所占比例开始持续上升。

图8画出的是各所有制的年龄效应的估计结果。由于集体企业的年龄效应估计结果与民营企业的估计结果比较接近，港澳台资的估计结果与外资企业比较接近，为便于辨认，二者未在图中画出。所有的年龄虚拟变量均在0.01水平上显著。如前所述，不同所有制的系数大小是不可比较的，只可比较形状。因此，尽管国有企业年龄效应的系数比民营企业/集体企业的系数大，但年龄效应的形状、斜率基本一致，因此实际上1984年和以后成立的内资企业（无论国有、集体或民营）基本上具有一致的年龄效应曲线。换句话说，随着年龄的增长，不同所有制的内资企业的生产率以基本相同的速率上升。¹⁴而外资和港澳台资企业的年龄效应则完全具有另外一种形状——在成立后的头五年能够实现生产率较快速的增长，但第五年以后生产率的增长几乎停滞，且在约第十年以后甚至出现负增长，这体现出了较早进入中国制造业的外资和港澳台资企业在进入成熟期后所面临的困境。

¹⁴ 由于内资企业的数量占绝大部分，因此这里的回归结果同时也验证了图6中所有制因素对年龄效应只具有很小影响的结果——这些影响基本上是有占少数的外资/港澳台资所带来的。

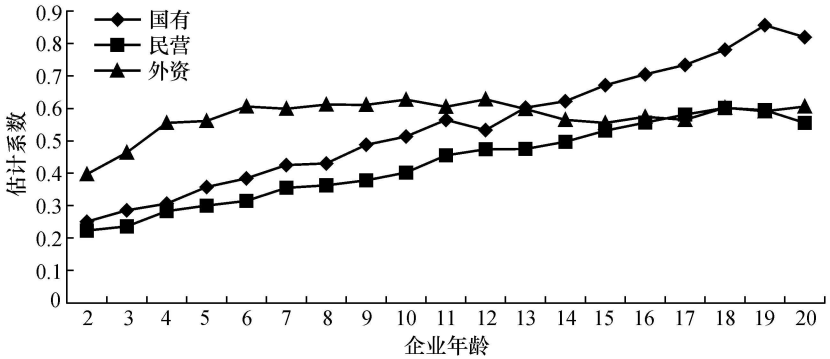


图8 各所有制的年龄效应：代际 1984 至代际 1998

而图9画出的是各所有制的代际效应的估计结果，同样地，由于集体企业的估计结果与民营企业的估计结果比较接近，而港澳台资的估计结果与外资企业的估计结果比较接近，为便于辨认，二者未在图中画出。图中的空心点代表其所对应的估计系数不显著。国有企业样本中，前3个代际虚拟变量的估计系数不显著，民营企业的前2个代际的估计系数不显著，而外资企业样本中，所有的这些虚拟变量均不显著。回归结果显示，港澳台资企业的所有代际虚拟变量除极个别外，也不显著，这说明在不同年代进入的外资和港澳台资企业的生产率没有代际上的显著差异。相比之下，民营企业则具有显著的代际效应，在1987及以后的代际中，新代际相对于老代际具有更高的生产率。因此，民营企业对于新代际生产率增长（代际效应）的贡献不仅在于新代际中民营企业所占比例的增加，还在于新代际中的民营企业比老代际中的民营企业本身就具有更高的生产率；而外资企业对新代际生产率增长的贡献，则仅仅来自于在新代际中的外资企业比例的增加，新代际中的外资和港澳台资企业并不比旧代际具有更高的生产率。

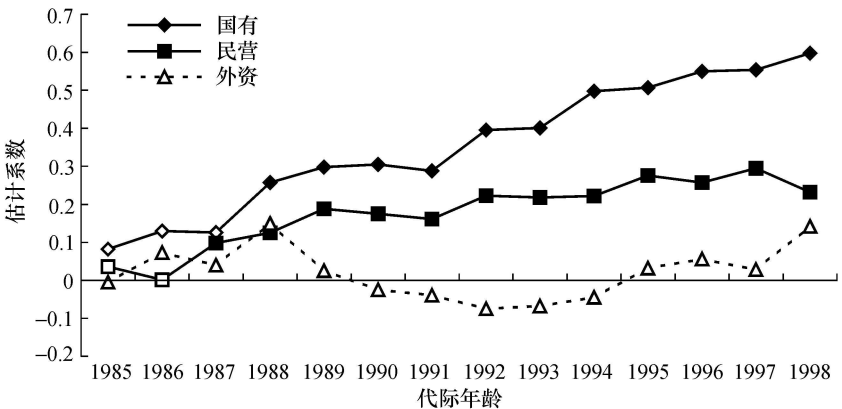


图9 各所有制的代际效应：代际 1984 至代际 1998

最后我们来看一下图9所显示的国有企业的代际效应。值得注意的是，国有企业的代际效应比民营或集体企业的代际效应还要大，这说明了，尽管国有企业平均来看较其他所有制企业的生产率低，但新成立的国有企业显示出了明显的“追赶”效应。仔细观察国有企业代际效应的曲线，我们可以明显地看出是一个台阶式的上升过程。上第一个台阶是在1988年，这恰好和开始推行责任承包制的时间相吻合，在1988年和此后三年新成立的国有企业，部分甚至很多可能采用的是责任承包制，这使得这些企业的生产率相对于在1984年到1987年成立的国有企业的生产率显著提高。而1992年则跃上了第二个台阶，这恰好和邓小平“南巡”以及开始推行公司化改革的时间吻合，在1992年和1993年新成立的国有企业，又比之前四年里成立的国有企业的生产率显著提高，随后在1994年又有了一个显著的增长，并开始出现稳定上涨的趋势。相比之下，民营/集体企业的代际1995到1998的效应出现了轻微下降的趋势。因此我们可以从中推断出，随着国有企业改革的不断推行，新代际国有企业在企业治理结构、应对市场竞争的能力得到了增强，相对于其他所有制企业的生产率劣势得到了有效的缩短。

五、结 论

本文将Deaton(1997)研究个人收入差异的“年龄、年代和代际模型”应用到产业组织问题，借鉴Jensen *et al.* (2001)的一些研究思路，对我国制造业企业的生产率差异的代际和年龄相应进行了系统的分析。

本文从企业代际和年龄两个方面分解生产率变动的来源，有助于我们从一个独特角度更好地评价改革开放以来中国制造业企业所取得的巨大进步。据本文的分析结果，这些巨大进步从几个方面得以体现：首先，新进入企业总是能够将当时先进的技术知识和组织制度“物化”在企业的物质和组织资本中，存续企业也能通过“干中学”而提升其生产效率；而且在给定资本密集度的情况下，只有在改革开始以后成立的企业才显现出由人力资源、技术等因素所带来的显著的日益上升的代际优势。

其次，我们所发现的中国制造业企业的代际和年龄优势并没有相应反映在外资企业上，外资企业的代际优势几乎没有，正年龄效应在第六年后也几乎消失。在相对意义上，这说明了中国制造企业对外资企业的“追赶”，而这正是中国政府大力引进外资所希望实现的结果。

最后，一个同样有意义的发现是，尽管国有企业平均来看较其他所有制企业的生产率低，但在1988年之后新成立的国有企业日益增加的代际优势，表现出了明显的“追赶”效应，这说明自20世纪80年代开始的所有制改革以及后来的改制确实在持续改进国有企业的效率。

虽然我们都承认中国经济增长存在粗放型扩张的特征,许多企业的核心竞争力亟待提高,但我们的研究至少有助于表明一点,那就是中国的制造业部门并非完全是粗放型扩张,而是在改革开放的大背景下经历着持续的生产率的进步。

参 考 文 献

- [1] Bahk, B., and M. Gort, "Decomposing Learning by Doing in New Plants", *American Economic Review*, 1993, 101(4), 561—583.
- [2] Baker, M., and D. Benjamin, "The Receipt of Transfer Payments by Immigrants to Canada" *Journal of Human Resources*, 1995, 30(4), 650—676.
- [3] Burbidge, J., L. Magee, and A. Robb, "Cohort, Year and Age Effects in Canadian Wage Data", Working Paper, McMaster University, 1997.
- [4] Caballero, R., and M. Hammour, "The Cleansing Effect of Recessions", *American Economic Review*, 1994, 84(5), 1350—1368.
- [5] Campbell, J., "Entry, Exit, Embodied Technology and Business Cycles", *Review of Economic Dynamics*, 1998, 1(2), 371—408.
- [6] Cooper, R., J. Haltiwanger, and L. Power, "Machine Replacement and the Business Cycle: Lumps and Bumps", *American Economic Review*, 1999, 89(4), 921—946.
- [7] Deaton, A., and C. Paxson, "Saving, Growth, and Aging in Taiwan", in Wise, D. (ed.), *Studies in the Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press, 1994, 331—357.
- [8] Deaton, A., *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore, MD: The Johns Hopkins University Press, 1997.
- [9] Gosling, A., S. Machin, and C. Meghir, "The changing distribution of male wages in the UK", Working Paper, University College London, 1995.
- [10] Groves, T., Y. Hong, J. McMillan, and B. Naughton, "Autonomy and Incentives in Chinese State Enterprises", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(1), 183—209.
- [11] Hanoch, G., and M. Honig, "'True' Age Profiles of Earnings: Adjusting for Censoring and for Period and Cohort Effects," *Review of Economics and Statistics*, 1985, 67(3), 383—394.
- [12] Heckman, J., and R. Robb, "Using Longitudinal Data to Estimate Age, Period and Cohort Effects in Earning Equations", in Mason, W., and S. Fienberg (eds.), *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem*. New York: Springer, 1985.
- [13] Jefferson, G., T. Rawski, and Y. Zheng, "Chinese Industrial Productivity: Trends, Measurement Issues, and Recent Development", *Journal of Comparative Economics*, 1996, 23(2), 143—196.
- [14] Jensen, J., R. McGuckin, and K. Stiroh, "The Impact of Vintage and Survival on Productivity: Evidence from Cohorts of U. S Manufacturing Plants", *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(2), 323—32.
- [15] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317—342.

- [15] Solow, R., "Investment and Technical Progress", in Arrow, K., S. Karlin, and P. Suppers (eds.), *Mathematical Methods in the Social Sciences*. Stanford, CA: Stanford University Press, 1960.
- [16] White, H., "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 1980, 48(4), 817—839.
- [17] 姚洋, "非国有经济成分与我国工业企业的技术效率", 《经济研究》, 1998年第12期, 第29—35页。
- [18] 姚洋、章奇, "中国工业企业效率分析", 《经济研究》, 2001年第10期, 第13—19页。
- [19] 张维迎、周黎安、顾全林, "经济转型中的企业退出机制——关于北京市中关村科技园区的一项经验研究", 《经济研究》, 2003年第10期, 第3—14页。
- [20] 郑京海、刘小玄, "国有企业的效率的决定因素: 1984—1994", 《经济研究》, 1998年第1期, 第37—46页。
- [21] 郑京海、刘小玄、A. Bigsten, "中国国有企业的效率、技术进步和最佳实践", 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第3期, 第521—540页。
- [22] 周黎安、张维迎、顾全林、姜烨, "中关村科技园区总体生产率的变化及其分解", 《经济学报》, 2006年第2卷第1辑, 第1—14页。

The Effects of Firm Age and Cohort on Productivity

LIAN ZHOU WEIYING ZHANG QUANLIN GU

(Peking University)

MIAOJUN WANG

(Zhejiang University)

Abstract Using a large dataset of China's manufacturing firms over the period 1998—2004, this paper analyzes the sources of productivity changes from the viewpoint of firm age and cohorts. We have three major findings: (1) New entrants enjoy cohort advantage over older incumbents by embodying state-of-the-art technology and institutions in their physical and organizational capitals while the incumbent firms increase their productivity through "learning-by-doing"; and the rising cohort advantages prominently merged only after China's economic reforms. (2) The positive age and cohort effects displaying in Chinese firms are not e-

qually enjoyed by their foreign counterparts which exhibit nearly no cohort advantage and whose age effect generally disappeared after the sixth year. (3) While SOEs are generally inferior in productivity to non-state firms, they began to catch up significantly after 1988.

JEL Classification L11, G33, M13