从业人口年龄结构对中国工业经济增长的贡献度研究

刘传江　黄伊星

【摘　要】文章基于 Lindh 和 Malmberg 的引入年龄结构因子的经济增长模型，分析了 2009～2010 年的中国工业经济各子行业样本。结果显示，若将特定年龄组对经济增长率的贡献度视为一种生产率，那么，在控制行业类型、区域因素后，该生产率随年龄呈现临近两端异常下沉的倒 U 形；在这个形态中，年轻劳动者没有显著的正向经济贡献，而中壮年劳动者具有对工业经济增长最大的贡献率，中壮年劳动力比例较高很可能促进了中西部地区的工业增长率。

【关键词】年龄结构　工业经济增长　贡献度　生产率

【作　者】刘传江　武汉大学人口·资源·环境经济研究中心，教授；黄伊星　武汉大学人口·资源·环境经济研究中心，硕士研究生。

一、引　言

不同年龄劳动者具有不同的生产率进而对经济增长的贡献度不同是一个共识，蕴含在年龄结构中的生产率结构将最终反映在经济增长的表现上，对年龄别生产率的研究将为年龄对经济增长的关系提供一些启示。Skirbekk（2004）将年龄对生产率的影响方式总结为通过生理能力、心智能力、教育和工作经验等因素共同影响人的工作效率。Avolio 等（1994）认为雇员的认知能力在 20～30 岁为最高峰。但这并不意味着更高的年龄就一定伴随着更低的生产率，Bertschek 等（2009）发现德国的制造和服务业中，老员工和年轻员工的生产率都低于中年员工。同样利用雇主雇员匹配数据的许多研究也发现了一个倒 U 形的雇员生产率曲线（Andersson 等，2002；Crepon 等，2002；Ilmakunnas 等，1999；Haltivanger 等，1999），这说明生产率会随年龄变化呈现特定的变化趋势。国内关于生产率的研究大多集中在经济中的全要素生产率，缺少针对人力要素的深入探究；另外，区域间、产业间的生产率或经济增长比较也是国内同一领域研究相对关注的重点，有研究显示，省际或区域间由于各种因素（如就业密度、专业化水平、资源禀赋等）存在明显的差异（刘修岩，2009；陈洁雄，2010），产业间的生产率也存在明显差异（许垚，2005；刘黄金，2006）。尽管年龄结构在经济增长理论中不断

被一些学者强调，但关于生产率与年龄、增长率相关的研究依然很少。徐升艳、周密（2013）将年龄结构因子加入生产函数中研究并比较了中国东、中、西部地区不同年龄劳动者的生产率，并认为 60～64 岁组人口的生产率高于年轻组，高年龄组劳动力存在开发潜力。

改革开放以来，中国经历了快速的工业化，产业结构体量从“一、二、三”已经逐渐变化为“二、一、三”，1993～2011 年，工业行业增加值占国内生产总值都保持在 40%左右，但 2012 年以来，中国经济出现下滑迹象，第二产业对总体经济增长的拉动保持最高的贡献率，尽管如此，第二产业的就业人口却是三次产业中最少的。探究劳动力要素对工业经济增长的贡献率本应该具有一定的研究价值，但相关研究并不多见。劳动力要素细分群体不同的生产率结合在一起贡献出了高速的中国工业经济增长，这样的生产率结构呈现出怎样的形态是一个值得研究的问题。鉴于此，本文尝试对年龄结构、生产率、工业经济增长做初步性的探索，重点关注年龄结构因素是否在中国工业经济中有明显的作用；生产率随年龄的变化路径，以及对中国工业经济的作用。

二、研究设计

（一）理论基础

Mankiw 等（1992）将人力资本作为同等重要的变量加入柯布—道格拉斯（Cobb-Douglas）生产函数中，认为在经典模型中引入人力资本积累因素为经济增长提供了一个绝佳的描述，其基本模型（MRW）为：

$$Y=K(t)^{\alpha}H(t)^{\beta}\left[A(t)L(t)\right]^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中，$H(t)$为人力资本存量，即在索洛增长模型的基础上引入人力资本作为内生变量，其人均形式为：$y=k^{\alpha}h^{\beta}$。其中，$y=Y/AL$，$k=K/AL$，$h=H/AL$。该模型假设人力资本也存在一个资本深化过程，并且与实物资本同步进行，以数学形式描述为：$\dot{k}=s_k y-(l+q+\delta_k)k$；$\dot{h}=s_h y-(l+q+\delta_h)h$。其中，$s_k$ 和 s_h 分别表示实物资本和人力资本储蓄率，l 为劳动力增长率，q 为技术增长率，δ 为折旧率。Mankiw 等（1992）认为人力资本回归元的加入提高了模型的解释能力。然而，Lindh 等（1999）认为这仍不够，在 MRW 中加入了年龄结构因子 $N=\prod_i n_i^{a_i}$，其中，n_i 为特定年龄组人口占全部劳动年龄人口中的比重，a_i 表示教育人力资本和就业以外的因素。年龄结构模型的人均形式为：

$$y=Ak^{\alpha}(h\cdot N)^{\beta} \quad (2)$$

其中，$y=Y/L$，$k=K/L$，$h=H/L$。Lindh 等（1999）考察的数据为 21 个国家（包括部分 OECD国家）8 年的样本，认为在分析期内技术因素以 γ 的速率向技术的世界水平收敛，即$\dot{A}=\gamma(A^{*}-A)$，并认为人力资本和实物资本的折旧率都是外生常量，且 $\delta_k=\delta_h=\delta$。事实上，本文认为这也是一个合理的假设，这样的处理与 MRW 如出一辙。

1. 理论模型的推导。本文参考 Lindh 等（1999）的年龄结构模型，考察对象为中国各地区的工业经济情况，如果把中国工业经济看成是由各地区的各工业子行业组成的一个符合生

产函数的小经济体，那么，进行这样的分析不仅合理，还可以在数据有限的情况下扩大样本数量。受数据可获得性的限制，本文主要基于截面数据进行探索性分析，并视技术因素 A 为外生不变，即 $A=A_0$。

当经济处于稳态时，人均物质资本和人力资本满足：$s_k y^*=(l+q+\delta)\times k^*$；$s_h y^*=(l+q+\delta)\times h^*$。推导可得：$\ln y^*=\frac{1}{1-\alpha-\beta}\ln A_0+\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}\ln s_k+\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}\ln s_h+\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}\ln N-\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}\ln(l+\delta)$。将增长率 g 定义为 $g=\frac{d\ln y}{dt}$，推导可得：$g\approx(1-\alpha-\beta)(l+\delta)(\ln y^*-\ln y)+u$。

这里假设 $s_k=s_h=s$。尽管这是一个严苛的假设，但已有文献提供了依据：瑞典统计局（1991）的估计显示，瑞典公司的无形资本投资率与实物资本处于同一个数量级，Barro等（1995）的研究认为，人力资本积累与实物资本积累对美国经济的贡献相当。在此基础上，将方程两边同时除以 $\theta=l+\delta$，可得：

$$\frac{g}{\theta}=\ln A_0+(\alpha+\beta)\ln s+\beta\ln N-(\alpha+\beta)\ln(l+\delta)-(1-\alpha-\beta)\ln y+\frac{u}{\theta} \qquad (3)$$

2. 对理论模型的解释。该模型的形式表明，经过人口增长调整的增长率主要受技术、投资率、人口年龄结构、人口增长及上一期总收入的共同作用。假设其他变量不变，年龄结构的变化将对经济增长率有一定影响，否则经济将稳定在稳态增长率附近，这与人们的直觉相符。人口增长因子及初始收入因子的系数为负，体现出人口增长的资本稀释作用及收入的收敛效应（Quah，1993）。同时，年龄结构因子的对数形式可以反映出不同年龄组别的劳动生产效率的差异，这里的生产效率以各年龄组对经济增长率的贡献衡量。需要解释的是，直接以年龄因子加入回归将在年龄变量中包含与年龄相关的受教育程度及工作经验等人力资本因素，本文探讨年龄结构对工业经济增长的贡献是将人力资本因素包含在内的考察，我们认为，在当代社会生产中单纯考察生理和认知能力的经济学意义不大，且数据难以获得[①]。不直接对柯布—道格拉斯生产函数形式回归而进行增长率的推导，是由于中国数据是否存在合适的 h 变量指标是一个疑问，受教育年限作为普遍使用的人力资本指标并不容易转换为一个资本存量的量化概念；更重要的是，本文希望考察不同年龄组人口对工业经济的增长的作用，这样的形式能够直观反映年龄结构与增长率之间的关系。尽管直接回归同样可以换算出贡献度，但难免会由于多余的步骤而扩大估计产生的偏差。

（二）实证模型及变量

基于上述理论推导和一些必要的假设，本研究的实证模型设定为：

$$\frac{g_i}{\theta_i}=b_0+b_1\ln s_i-b_2\ln(l_i+\delta)+b_3\ln y_i+b_4\sum_j a_j\ln n_{ij}+b_5\frac{1}{\theta_i}+dummy+\varepsilon \qquad (4)$$

① 这样处理也是为后面的工作做准备。

本文考察各地区各工业子行业的运行状况。需要的变量包括当年特定地区的特定子行业的以下指标：(1)人均工业总产值 y_i；(2)固定资产衡量的投资率 s_i；(3)从业人员数增长率 l_i；(4)折旧率 δ；(5)各年龄组劳动力的比重 n_{ij}。为了与数据相匹配，模型中加入了控制变量。其中，*Heavy* 表示样本点所处的工业子行业属于重工业；*Light* 表示样本点所处的工业子行业属于轻工业，以控制行业分类因素；*E*、*M*、*W* 分别表示样本点所处地区属行政划分的东、中、西部，以控制地域资源等因素。

三、数据来源与样本筛选

(一) 数据来源

本文的年龄结构数据选取自 2010 年中国第六次人口普查的各地区普查资料分册。各省的统计资料提供了按工业子行业分类和按年龄分组的从业人口抽样统计数据，对年龄结构的分组标准保持与普查资料的年龄组最小长度一致，设定为以 5 岁为单个年龄组别的区间长度，以 20 岁起计，共分为 9 组(20～24 岁、25～29 岁、30～34 岁、35～39 岁、40～44 岁、45～49 岁、50～54 岁、55～59 岁和 60～64 岁)构建年龄结构因子。需要解释的是，本文将 20 岁作为生产率考察的起点，但不包含 65 岁以上人口，因为 20 岁以下或 65 岁以上的从业人口份额较小，20～64 岁组已具备足够的代表性。另外，由于抽样原因某些省份的部分行业在这两个组别内的从业人口统计数量为零，将其包含进来可能会对结构因子的构建及方程的估计有较大影响。

增长率 g、投资率 s、从业人数增长率 l 及产值 y 等数据选取自《中国工业经济统计年鉴》，为与年龄结构数据时间相匹配，本文所采用的是 2009 和 2010 年数据。数据包含 30 个省 27 个工业子行业的当年工业总产值、从业人员数、固定资产合计值等统计指标。其中增长率 g 以工业总产值增长率计算，投资率 s 以折旧率 δ=0.03[①]为前提由固定资产计算，前面已提到研究假设人力资本和实物资本有相同的投资率 s。此外，《中国工业经济统计年鉴》中的从业人员统计口径并不太精确，其统计单位为万人，对于统计数值较小的样本，在计算劳均增长率时很可能造成较大偏差，因此在样本筛选时进行了一定的处理。

(二) 样本筛选

由于数据取自两个不同的统计来源，估计结果可能会存在一定的偏差。本文希望通过样本筛选尽可能地减少这种影响，筛选的主要原则是去掉特定变量(包括经济体量、从业人员数等)统计数值过小的样本点，这些过小的样本点可能是由于抽样因素或区域资源禀赋因素造成的，结果会造成样本数据代表性较差。另外，由于部分省份汇编人口普查资料存在差异，吉林省和重庆市的工业子行业年龄结构数据的缺失也减少了样本数量。

① Lindh 等(1999)提到的折旧率 δ=0.03 被认为是一个典型值，而且 Mankiw 等(1992)的研究同样将折旧率设为 0.03。

基于上述原因，本文对数据的筛选条件包括：去除变量统计数据缺失的样本点；去除代表性过低的数据较小、精确度不足的样本点（由抽样及统计单位原因导致）；对于明显呈现异常的样本点进行 winsorize 处理。将特定城市的特定行业作为一个样本点，最终得到的有效样本数为 494 个。尽管剔除了一定数量的样本点，但在保证样本数量的情况下，这样处理对本文所要考察的年龄结构对工业行业经济增长率的作用并没有影响。

四、实证结果及解释

（一）描述统计

1. 非年龄变量。从表 1 可以看出，东、中、西部地区的工业经济在资本结构存在明显的差异。尽管东部地区工业经济体量最大，但中经网统计数据库的数据显示，近 10 年来东部地区的工业经济增量率一直是 3 个区域中最低的，尤其从 2011年开始，西部地区的工业经济增长逐渐超过中部，成为增长率最快的区域。与其他两个地区相比，东部地区有更高的固定资产和教育投资率，但其从业人员数量的增长是最低的。

2. 年龄变量。图 1 显示，东部地区的工业行业中有更高比例的青年和老年从业者，中壮年从业者是 3 个地区中最低的，同时，西部地区具有比例最高的中壮年从业者和比例最低的老年从业者，而中部地区青年从业者比例较低。中、西部地区传统意义上的中壮年从业者比例大，而东部地区年轻人资源丰富，中壮年却较少。总体来说，西部地区的工业经济从业人员结构更为年轻。

（二）对所有年龄组别的联合回归

基于最小二乘法的估计结果如表2 所示。模型推导显示，模型存在一个明显的约束性条件，即投资率因子 $\ln s$ 与从业人口增长因子 $\ln(l+\delta)$ 的系数数值相同而符号相反，因此在添加的受约束方程中引入合并因子 $\ln s - \ln(l+\delta)$，以得到更有经济意义的结果。总体来看，OLS 的检验结果显示年龄变量存在一定的异方差性，但并没有造成太大的影响，对比普通和加权最小二乘法、受约束的普通和加权最小二乘法的结果显示，加权后的模型估计系数并没有发生不可接受的变化。

表 1　各变量均值统计　%

	工业经济增长率 g	从业人口增长率 l	投资率 s
全国	35.50	14.65	45.85
东部	33.11	12.11	60.63
中部	41.90	15.34	31.43
西部	33.38	16.59	41.68

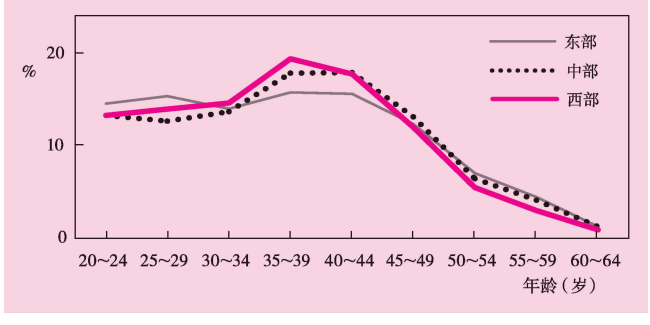

图 1　东、中、西部工业经济从业者平均年龄结构比较

表 2　回归结果

	Base	Age	Restr.	WLS	Restr. WLS
C	240.34***(4.61)	513.35(1.22)	983.82**(2.30)	506.65***(11.12)	907.10***(21.66)
ln$y$	−39.51***(−3.82)	−36.99***(−3.36)	−42.14***(−3.70)	−39.28***(−30.86)	−39.73***(−27.10)
$1/(l+\delta)$	−0.78(−0.52)	−0.53(−0.36)	6.82***(7.85)	−0.44(−0.98)	7.21***(47.17)
ln$s$	21.65***(2.99)	21.80***(2.98)		21.70***(40.19)	
$\ln(l+\delta)$	−139.25***(−7.59)	−130.86***(−7.09)		−130.52***(−40.73)	
$\ln s-\ln(l+\delta)$			27.38***(3.63)		27.65***(24.46)
E	−39.35**(−2.35)	−14.38(−0.78)	−0.02(−0.00)	−16.14***(−13.01)	−2.27(−1.06)
W	−72.71***(−4.52)	−81.07***(−4.63)	−82.10***(−4.52)	−81.13***(−59.23)	−81.88***(−42.22)
$Light$	−46.99***(−3.56)	−37.34***(−2.67)	−35.89**(−2.48)	−37.18***(−34.71)	−36.73***(−24.83)
$\ln n_{20\sim24}$		52.13(1.31)	71.55*(1.74)	46.78***(9.84)	65.83***(14.96)
$\ln n_{25\sim29}$		−80.00(−1.37)	−93.93(−1.55)	−72.58***(−11.87)	−94.14***(−13.54)
$\ln n_{30\sim34}$		85.13(1.27)	159.67**(2.35)	76.73***(11.83)	135.56***(18.36)
$\ln n_{35\sim39}$		6.67(0.09)	11.02(0.14)	4.31(0.43)	36.84***(3.63)
$\ln n_{40\sim44}$		83.76(1.11)	111.39(1.45)	86.02***(9.15)	86.46***(8.22)
$\ln n_{45\sim49}$		75.93(1.11)	90.61(1.28)	68.75***(8.99)	89.82***(13.05)
$\ln n_{50\sim54}$		24.35(0.61)	40.28(0.97)	27.86***(8.40)	35.52***(7.87)
$\ln n_{55\sim59}$		−38.90(−1.36)	−32.70(−1.10)	−38.26***(−13.90)	−34.58***(−11.92)
$\ln n_{60\sim64}$		−20.00(−1.45)	−21.28(−1.49)	−20.58***(−14.58)	−18.08***(−11.42)
Adj.R^2	0.321	0.338	0.288	0.999	0.997
F−stat.	34.29	16.718	14.275	29763.86	12756.98
Wald−Chi^2	—	21.335**	23.453***	6509.746***	5378.086***

注：被解释变量为调整后的工业经济增长率。括号内数据为 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

1. 中国工业经济符合柯布—道格拉斯生产函数形式。表 2 中第 2 列表示的是不考虑年龄因子的经济增长的模型，估计结果显示，中国的各工业子行业经济可以由柯布—道格拉斯生产函数解释。各变量系数非常显著，且符号与其经济意义相符。初始收入因子和从业人口增长因子系数为负，表明收入收敛效应及资本稀释效应存在，并降低了经济的增长；正的投资率系数表明投资对经济增长的正效应。区域方面，中部的工业经济与东部和西部相比增长更高，西部的工业经济增长明显弱于中部。相对于轻工业，重工业对工业经济整体的增长贡献依旧更大。加入年龄结构因子后的模型基本支持了上述观点，尽管之后的模型表明东部的增长率并不显著低于中部地区，其他各变量系数值并没有出现太大变化。因此可以认为，此前关于将中国工业经济视为一个小经济体的假设是合理的。

2. 年龄因素对工业经济增长率影响显著。加入了年龄因子的模型方程整体检验是显著的，这说明在讨论经济增长时，年龄因子的引入具有经济意义。单独对所有的年龄组别变量进行联合检验可以看到，各个模型的年龄因子均通过了 Wald 检验，这证实了年龄结构因素

的确对增长率存在明显的影响，也与 Lindh 等（1999）的结论相符。尽管部分年龄组的系数显著性不高，但各模型依然给出了一致性的结论：中年时期的 40～44 岁组是对工业经济增长的贡献度最大的年龄段之一，中年时期基本达到整个职业周期的顶峰，借此我们初步认为，中年劳动力对工业经济增长率的贡献最大。

此外，所有模型的结果都显示 35～39 岁组对经济增长没有明显的贡献，而一般认为这个年龄组是经济中的中流砥柱；贡献率在 25～29 岁组和 55～59 岁组出现较为明显的下降，并对经济增长呈现负效应，而 20～24 岁组呈现并不十分显著的增长正效应，60～64 岁组的增长负效应弱于 55～59 岁组。尽管出现负的系数值，但 Lindh 等（1999）研究的年轻组系数同样呈现负值。我们没有办法直接增加或减少单一特定年龄组的从业人口比重来调控工业经济增长，上述现象待于对单一年龄组进行考察。

（三）对单一年龄组别的逐个回归

考虑到包含所有年龄组可能存在的共线性而导致部分变量无法正确估计，为了在一定程度上解答上述与直觉相背离的疑惑，尽可能准确地描绘出不同年龄组对工业经济的影响程度，本文尝试对单一年龄组别逐个进行回归，结果如表 3 所示。

表 3　逐一年龄组回归结果

	年　龄（岁）								
	20～24	25～29	30～34	35～39	40～44	45～49	50～54	55～59	60～64
估计值	−41.00**	−74.20***	6.93	111.05**	117.45***	73.65***	21.02	−6.25	−14.93
Adj. R^2	0.267	0.271	0.259	0.266	0.275	0.270	0.261	0.259	0.262
F−stat.	26.640	27.183	25.648	26.585	27.709	27.043	25.885	25.675	26.011

注：省略了控制变量的结果。**、*** 分别表示在 5%、1%水平上显著。

1. 对经济增长贡献度随年龄呈非常规的倒 U 形态。与表 2 相比不难发现，在联合回归中较显著的年龄组变量系数与单个逐一回归中的同一年龄组对应的系数并没有出现不可接受的差异，并且在统计上较为显著（25～29 岁、40～44 岁、45～49 岁、60～64 岁）。因此可以认为，这些年龄组的系数估计值是可靠的；单独对 55～59 岁组回归时，原本显著的系数变得不显著，系数估计值差异较大，我们认为是由于其他影响较大的年龄组变量的缺失导致的，联合回归的系数依旧是可取的；另一方面，在表 2 中显著性不足的年龄组系数在表 3 中出现了较大的变化（30～34 岁、35～39 岁、50～54 岁），甚至改变了符号（20～24 岁）。从变化趋势看，30～34 岁、35～39 岁组之间的生产率应该被认为处于逐步上升的阶段，并且其对经济的贡献是显著的；而 20～24 岁组和 50～54 岁组可以被认为并没有对经济增长具有显著影响。这与 Lindh 等（1999）的部分结论一致，尽管他们对年龄的分组并不够细致（以 15 岁为一组），但也发现年轻组（15～29岁）的人口对经济增长并没有显著的作用。基于上述分析，我们可以大致描绘出年龄结构对工业经济增长的影响（见图 2）。在整个职业生涯

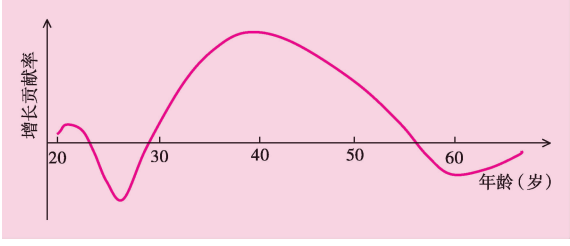

图 2　随年龄变化的工业经济增长贡献率

中，年龄对于工业经济增长率的影响被证实呈现一个非常规的倒 U 形。

2. 职业生涯前期的生产率提升速度快于后期的生产率下降。图 2 曲线显示在职业生涯的两端，即最初进入工作的 10 年和即将退出工作的 10 年，年龄因子反映出对经济增长的负效应，且 20～29 岁组的负效应明显强于 55～64 岁组，入职稳定后的生产率提高要快于职业生涯后期的生产率下降。这很可能是生理能力与经验共同作用的结果。一般而言，年轻人的生理能力处于高峰，教育资本存量比前辈更高，认知潜力大，经验的快速积累能够转化为生产率，而年老者机能缓慢减弱，经验继续积累但潜力逐渐压缩，知识较陈旧，因此其生产率缓慢下降。

3. 中壮年是经济增长贡献的核心力量，年轻组贡献不明显。图 1 表明，从 30 岁开始持续至 55 岁左右，经济增长的年龄贡献率呈现出标准的倒 U 形，并且在 40 岁左右达到生涯的最大贡献度。这基本证实了前面所认为的中年时期对经济增长的贡献最大的观点。对比此前的描述统计可以发现，中西部地区 30～45 岁的工业劳动者对经济增长的贡献明显高于东部，在 45～50 岁差异不大，在 50～59 岁东部劳动者明显多于西部。尽管东部有着最高的投资率，但 20～30 岁的年轻人并没有显著更多地贡献于东部工业经济增长。中西部地区保持更高的工业经济增长，可能是由于中西部地区工业中壮年劳动力比重更高。此外，本研究发现两个与直觉不相符的现象：（1）25～29 岁组对于工业经济增长率的贡献为负，且低于 20～24 岁组；（2）55～59 岁组对工业经济增长率的贡献低于 60～64 岁组。下面我们尝试进一步解释这两个“异象”。

（四）对异常下沉“异象”的解释：心理激励

上述两处“异象”似乎并不能被传统理论所解释。简单认为与年龄相关的个人素质是造成上述形态的原因并不严谨，由于这些个人素质并不应该在进入工作的最初 10 年突然下降，也不应该出现在退休年龄过后生产率上升的情况。

与年龄相关的心理激励因素是被以往研究忽视的一个因素。心理因素是一个贯穿整个职业生涯的时间概念，并不是一个随机性因素，因为在整个职业生涯中激励具有一些重要且较为固定的模式。Lazear（1979）的研究表明，雇主和雇员双方将就延迟支付工资方案达成一致，这个方案在雇员年轻时支付低于其边际产品价值（VMP）的工资，而在年老时支付高于其边际产品价值（VMP）的工资。姚先国、曾国华（2012）的研究提到劳动力成本的激励效应存在区间性，其在分析东、中、西部地区生产率后认为，中国尚处在合理激励的区间，但没有细化到不同年龄组及行业层面。这些研究为生涯周期的第一次下降提供了一定程度的解释依据。最初入职的劳动者具有较高的积极性，但随着经济激励不足和对工作性质的感知

变化，个人可能出现一个“倦怠期”，并且大多发生在开始工作的最初 10 年内，这就解释了 25～29 岁贡献度下降的原因。60 岁前的生产效率低于 60 岁后的现象则更容易直观地通过心理因素解释。中国现行的法定退休年龄为 60 岁，临近退休年龄的员工缺少进一步的上升激励，或者心理的变化使得进一步的激励并不能起到明显的作用（意愿不足），激励效果的缺失使生产率出现显著下降。此外，国内很多企业对员工执行了提前退休或者退居二线的政策，这一方面降低了员工所认知的自身的产出责任；另一方面 60 岁后依然工作的员工一般都表现出更高的工作意愿，同样的激励效果也将因此明显好于意愿不足的员工。

五、结论及政策含义

本文通过分析 2009～2010 年中国工业经济各子行业得出以下结论：（1）年龄因素对中国工业经济有明显影响；（2）以增长率贡献衡量的工业经济劳动生产率随年龄呈现两端下沉的非常规倒 U 形，生产率在 25～29 岁组呈现负贡献效应，随后较快提升，在 40～44 岁组达到最高峰，随后缓慢下降，在 55～59 岁组显著为负，此后又有缓慢回升；（3）中壮年劳动者贡献了最大的工业经济增长率，人力因素很可能是促成中西部工业经济增长高于东部的原因之一，其中中壮年劳动者更高的比重很可能直接贡献了更高的工业增长率，而年轻劳动者的作用并不明显。

本研究发现，中国工业经济的高年龄段从业者存在较大的生产潜力，年轻组同样存在亟待发掘的潜在生产率。在由人口老龄化引致的劳动力供给从过剩向短缺转变的现状下，对生产率的提高将是中国关注的重点。

激活潜在生产率也是突破中国工业经济增长上行压力的解决方法之一。尽管工业经济仍占中国经济总量接近一半的比重，国家统计局的数据显示，工业增加值的增长率近两年开始明显下降，2013 年较上年增长约 5.5%，为过去 10 年的最低值，而 2012 年前这一增长率保持在 10%以上。对资源、资本要素的利用效率是过去政策关注的重点，而事实上人力资本要素还存在较大的开发空间，良好的政策激励能够使该空间的内部效应尽可能地发挥出来，修正特定年龄段的增长贡献的异常，实现更高的生产效率。

本研究显示，进入高年龄段后，生产率并不是绝对下降的，其经济增长贡献潜能很可能促进而不是抑制工业经济增长，延迟退休年龄的方案至少为这样的机会提供一个前提。延退政策同样作为一种激励，可能对高年龄组，甚至其他年龄组的生产率产生影响，进而反映在工业经济的表现上，而这种影响在目前看来是不确定的。

参考文献：

1. 陈洁雄（2010）：《中国城市劳动生产率差异的实证研究：2000～2008》，《经济学家》，第 9 期。
2. 刘黄金（2006）：《地区间生产率差异与收敛——基于中国各产业的分析》，《数量经济技术经济研究》，第 11 期。

3. 刘修岩(2009):《集聚经济与劳动生产率:基于中国城市面板数据的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第 7 期。
4. 徐升艳、周密(2013):《东中西地区城市不同年龄组劳动生产率的比较研究》,《上海经济研究》,第 3 期。
5. 许垚(2005):《中国区域劳动生产率存在趋同吗?——一个基于产业劳动生产率的实证研究》,《南开经济研究》,第 1 期。
6. 姚先国、曾国华(2012):《劳动力成本对地区劳动生产率的影响研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》,第 42 期。
7. Andersson, B., Holmlund B. and Lindh, T.(2002), Labor Productivity, Age and Education in Swedish Mining and Manufacturing 1985–1996, Unpublished Paper, Uppsala, Sweden.
8. Avolio, B. and Waldman, D.(1994), Variations in Cognitive, Perceptual, and Psychomotor Abilities Across the Working Life Span: Examining the Effects of Race, Sex, Experience, Education, and Occupational Type. *Psychology and Aging*. 9(3), 430–442.
9. Barro, J., Mankiw, G. and Sala–i–Martin, X.(1995), Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. *American Economic Review*. 85(1), 103–115.
10. Bertschek, I. and Meyer, J.(2009), Do Older Workers Lower IT–enabled Productivity? Firm–level Evidence from Germany. *Jahrbücher Für Nationalökonomie Und Statistik*. 229, 327–342.
11. Crepon, B., Deniau N. and Perez–Duarte, S.(2002), Wages, Productivity and Worker Characteristics, A French Perspective. Mimeo, INSEE.
12. Haltivanger, J., Lane, J. and Spletze, J.(1999), Productivity Differences Across Employers. The Roles of Employer Size, Age and Human Capital. *American Economic Review*. Papers and Proceedings. 89(2), 94–98.
13. Ilmakunnas, P., Maliranta, M. and Vainiomaki, J.(1999), The Role of Employer and Employee Characteristics for Plant Productivity. WP–223, Helsinki School of Economics and Business Administration.
14. Lazear, E.(1979), Why is There Mandatory Retirement?. *Journal of Political Economy*. 87(6), 1261–1284.
15. Lindh, T. and Malmberg, B.(1999), Age Structure Effects and Growth in the OECD, 1950–1990. *Journal of Population Economics*. 12, 431–449.
16. Mankiw, G., Romer, D. and Weil, D.(1992), A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. 107(2), 407–437.
17. Quah, D.(1993), Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*. 95(4), 427–443.
18. Skirbekk, V.(2004), Age and Individual Productivity: A Literature Survey. *Vienna Yearbook of Population Research*. (2), 133–153.

(责任编辑:朱 犁)