

延迟退休政策对我国劳动力就业的影响研究

于小雨 孙英隽

(上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要: 基于2004—2014年的统计数据,首先从宏观角度分析了延迟退休对我国劳动力就业的影响,其次将我国就业人口分为青年、中年、老年3组,通过对面板数据进行检验并建立多元回归模型来验证老年人对中年、青年劳动力就业是否存在挤出效应.结果显示:延迟退休可以促进经济增长并带动就业岗位增加,但在劳动供给有一定弹性的条件下,延迟退休年龄会对部分潜在的劳动者产生挤出效应;短期内,延迟退休对青年组就业存在某种程度的挤出效应,但影响效果并不明显,延迟退休对中年组就业的影响不显著.因此,总体来看延迟退休对劳动力就业的影响不显著.

关键词: 老年人; 延迟退休年龄; 劳动力就业; 挤出效应

中图分类号: F 24

文献标志码: A

Effects of Delay Retirement Policy on the Labor Employment in Our Country

YU Xiaoyu, SUN Yingjun

(Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: The impact of delay retirement on the labor employment in China was analyzed from a macroscopic angle based on the statistical data of 2004~2014. The employment population of China can be divided into three groups, the elderly group, middle-age group and youth group. A regression model was built to verify whether there is a real crowding-out effect between the elderly labor force and working-age labor force by testing the panel data with unit root tests and cointegration tests. The results show that the delay retirement can promote the economy and increase jobs. But under the condition of certain elasticity of labor supply, delaying the retirement age will have crowding-out effect on some potential workers. In the short term, there is a real crowding-out effect on the youth employment, but the effect is not obvious and the delay retirement has no marked impact on the middle-age group. Therefore, the delay retirement has no marked impact on the employment in general.

Keywords: the old; delay retirement aging; labor employment; crowding-out effect

收稿日期: 2016-04-17

第一作者: 于小雨(1992-),女,硕士研究生.研究方向:国际金融、商业银行经营管理. E-mail: 525975707@qq.com

通信作者: 孙英隽(1962-),女,教授.研究方向:商业银行经营管理. E-mail: syj6677@126.com.

就业是国之根本,是一个国家人民赖以生活和发展的基本前提.在人类社会不断进步的过程中,世界各国的老龄化现象日益严重,我国也于20世纪末步入了老龄化社会,但由于人口基数较大,我国的老龄化问题远比其他国家更加严重.

我国的退休制度形成较早,随着时代的推移和经济社会的发展,针对以往退休制度中的不足,我国虽能及时地进行补充与修改,对一些高级专业人才和某些特殊领域的工作人员的退休政策作出调整,但也仅仅只能缓解问题,没有从根本上改变退休年龄政策框架.然而,近几十年来,由于经济发展和医疗卫生条件的改善,我国死亡率逐渐降低,出生率上升,使得人均寿命延长,老年人口抚养比直线上升,直接影响我国的就业.但现行的退休制度越来越无法适应我国的就业现状,必须进行改革.因此,旨在缓解就业压力的延迟退休制度得以提出.

本文通过分析延迟退休政策对我国劳动力市场及中年、青年劳动力就业的影响,便于政府及时高效地推出解决就业问题的最佳方案,顺利地度过老龄化地艰难时期.

1 文献综述

发达国家由于在20世纪初期便进入老龄化社会,因此,其针对退休制度的研究比较全面.延迟退休问题最早由Chen^[1]提出来,他指出随着人们生活水平的提高,老龄化会使得人们愿意在享受资料上花费更多,因此,必须寻找一个最佳的退休年龄.Gruber等^[2]将就业者按年龄分为青年、中年、老年3组,通过分析3组群体的就业率、失业率以及人均GDP(国民生产总值)等变量的相关数据,得出延迟退休对青年人就业的负面影响极小,甚至可能增加青年人就业机会的结论.Kalwij等^[3]根据22个OECD(经济合作与发展组织)国家的相关数据,以老年就业率作为解释变量,青年就业率作为被解释变量并建立动态模型,结果表明,老年人就业并不会对青年人就业产生显著的挤出作用,而且两者在就业上还存在一定程度的相关关系,即互补关系.

近年来,我国关于延迟退休的研究也逐渐增多,但相对于西方以实证为主要方式的研究,国内的研究大多停留在理论层面,数据分析较少.针对延迟退休政策的影响问题,国内学者也进行了许多分析研究,论证了延迟退休的必要性.金刚^[4]针对我国人口红利逐步消失,养老保险制度不健全等一系列问题,

提出延迟退休年龄的必要性;刘妮娜等^[5]认为延迟退休并不会对青年人的就业产生严重的挤出作用,相反,如果政策实施得当,在某些行业还可能会促进青年劳动者的就业机会;刘琛^[6]认为延迟退休与促进就业并不矛盾,延迟退休如果实施得当可以促进就业,还指出推行延迟退休政策应坚持小步缓进,女性快于男性;范琦等^[7]认为弹性退休政策有利于经济的稳定,其中,延迟时期的选择十分重要,时机定位准确,有利于增加就业岗位,且能够缓解延迟退休后就业压力的上升.但是,也有许多学者对于延迟退休政策持反对观点,他们认为,延迟退休不利于我国劳动力就业市场的稳定.陈李翔^[8]认为虽然延迟退休可以增加劳动力供给,但由于目前我国的劳动力需求小于供给,延迟退休可能会加重青年劳动力的失业程度.陈慧萍^[9]认为延迟退休会加大就业压力,同时我国老年人口的平均余寿并没有延长.

综上所述,国内大多学者认为延迟退休政策可能会对适龄劳动力的就业产生挤出效应,然而这一类研究成立的前提是青年劳动者与老年劳动者是同质的,即两者在工作能力、素质等方面极其相似,但事实表明,我国不同年龄的劳动力水平存在差异,并不同质.并且这类分析主要是从劳动供给方面考虑,忽略了劳动需求,因此,可能夸大了延迟退休年龄对适龄劳动力就业的影响.本文的创新点在于兼顾供给与需求两个角度,并通过模型进一步分析延迟退休对我国适龄劳动者就业的具体影响.

2 延迟退休对就业的作用机制:供需双角度

从宏观角度来分析,劳动力供给曲线具有两种不同的形状,基于此,退休年龄对就业的影响也有所不同,其不同形态的劳动供给曲线下可能会有不同的影响.现以供给曲线的不同形状为依据,利用劳动供需曲线分两种情况分析延迟退休对就业的影响.如图1所示(见下页).已知劳动力市场存在向右下方倾斜的劳动需求曲线 d_0 ,以劳动供给量 L 为横轴,均衡工资 W 为纵轴建立坐标系.开始时市场处于均衡状态 p_0 ,其劳动供给为 L_0 ,均衡工资为 W_0 .现将退休年龄由 T_0 推迟到 T_1 ,则会导致劳动供给增加,使得原来的退休人员将继续从事工作,那么,供给增加究竟会产生什么影响,现进行具体分析.

假设1 劳动供给曲线弹性为0,即短期无弹性,劳动供给曲线弹性 $e_s=0$.

如图1所示^[10],当劳动供给曲线无弹性时,其

是一条垂线. 当退休年龄由 T_0 延迟至 T_1 时, 原本应该退休的 $T_0 - T_1$ 年龄段的劳动者仍要继续工作, 致使劳动供给量由 S_0 增加到 S_1 , 同时, 工资由 W_0 下降到 W_1 , 劳动力市场重新在 p_1 处达到平衡. 但 p_1 点并不是最终的均衡状态, 因为, 劳动力的增加可以提高全社会的生产力, 增加社会总产出, 社会总收入也在一定程度上有所提升. 而一旦总收入增加, 便会刺激全社会的总需求, 进而推动劳动需求曲线由 d_0 向右上方移动到 d_1 , 需求上升会使工资上升到 W_2 , 最终劳动力市场在 p_2 点重新达到均衡.

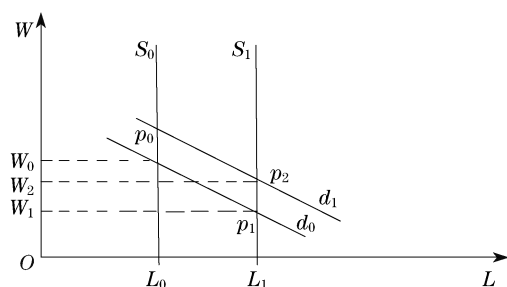


图1 弹性为0时的劳动供给曲线

Fig.1 Labor supply curve when the elasticity is equal to zero

这种情况下, 延迟退休年龄虽然会在一定程度上导致工资水平的下降, 但其下降幅度有限, 更重要的是延迟退休会增加社会总产出, 从而加大社会对劳动力的需求. 因此, 该政策并不会对适龄劳动力的就业产生挤出作用, 甚至可能提高他们的就业率, 最终全社会依然可以达到充分就业水平.

假设2 劳动供给曲线向右上方倾斜, 即有一定的弹性, $e_s \neq 0$

如图2所示^[10], 当劳动供给曲线有弹性时, 其是一条向右上方倾斜的直线, 当退休年龄由 T_0 延迟至 T_1 时, 劳动供给曲线向右下方移动, 由 S_0 移动到 S_1 . 劳动力供给不断增加会产生两方面影响, 首先, 若劳动力需求不变, 则工资应有所下降, 由 W_0 下降到 W_1 . 工资的下降, 削弱了部分劳动者的工作积极性, 他们转而希望消费更多的闲暇而不是努力工作, 表现为在职人员会减少劳动供给量, 而未就业者则会持观望态度, 短期内没有进入劳动市场的想法. 因此, 导致全社会劳动力供给量下降, 就业量由 L_0 减少为 L_1 , 但仍比延迟退休之前的就业量要高, 市场达到均衡点 p_1 , 但 p_1 点并不是最终的均衡状态; 其次, 劳动供给的增加会提高社会总收入与总产出, 从而导致总需求的上升, 进而使劳动力的需求增加, 即需求曲线从 d_0 向右移动到 d_1 , 使得劳动

供给量增至 L_2 , 工资水平也相应地由 W_1 上调至 W_2 , 劳动力市场最终达到均衡点 p_2 .

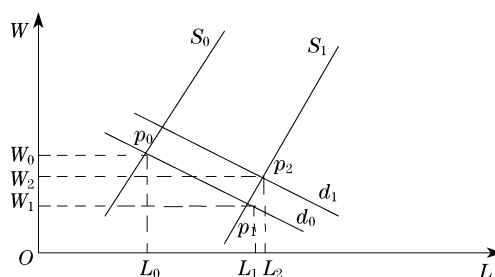


图2 弹性不为零时的劳动供给曲线

Fig.2 Labor supply curve when the elasticity is not equal to zero

在这种情况下, 延迟退休年龄对劳动力的工资有一定的削弱作用, 导致工资下降, 并且会削弱劳动者的工作积极性, 使劳动供给量减少. 同时, 也会对新进入的劳动者产生一定程度的挤出效应, 使其短时间内不想工作, 但总体来看, 仍远远高于没有延迟退休时的就业量.

纵观以上两种假设可以得出: 当劳动供给没有弹性时, 延迟退休可能会提高就业率, 促进经济社会发展, 对劳动力就业没有挤出作用; 当劳动供给有弹性时, 延迟退休年龄可能会使部分新进入的劳动者推迟其入职的时间, 从而对适龄劳动者就业存在一定程度的挤出效应.

另外, 在现实的劳动市场中, 劳动需求并非一成不变, 当需求增加时, 延迟退休对适龄劳动力就业的挤出效应就显得微乎其微, 尤其是当劳动力供不应求时, 这种挤出效应就完全不存在.

3 延迟退休政策对我国就业影响的实证分析

供需理论分析显示, 当劳动供给曲线存在弹性时, 延迟退休年龄可能会延迟部分新进入劳动市场的劳动者就职的时间, 但延长时间的长短并没有具体给出, 延迟退休政策对劳动力就业的影响程度也没有得出详尽的量化指标. 因此, 本文选取我国2004—2014年的有关经济数据, 通过回归分析, 分别研究延迟退休政策对16~24岁青年以及25~54岁中年劳动力就业的影响.

3.1 延迟退休政策对青年劳动力(16~24岁)就业的影响

3.1.1 变量选取及数据来源

a. 借鉴文献[2]的研究方式, 根据年龄将我国

的就业者分成3组:青年组(16~24岁),中年组(25~54岁),老年组(55岁以上).选取2004—2014年3组成员每年的全国就业人口数作为变量,由于此数据无法直接得到,因此,需要进行一定的运算,各组就业人口比和每年就业总数的数据来自《中国劳动统计年鉴》.

$$Q = mn$$

式中: Q 为各组每年就业人口; m 为各组就业人口比; n 为该年的就业总数.

b. GDP:是衡量各国人民生活水平的一个标准,GDP增长率与失业率之间成反比关系,因此,GDP的总量与就业总人数有关,GDP变量的数据可从《中国统计年鉴》中得到.

c. 劳动力参与率(laborpor):指经济活动人口占总劳动年龄人口的比率,常被用于测度人们对社会经济活动的参与度.目前,我国中年、青年劳动者的劳动力参与率逐年下降,而老年人的劳动力参与率却相对稳定,因此,老年人就业率的上升有利于稳定我国的劳动力参与率.表1中的数据来自《世界银行数据库》.

d. 老年抚养比(ODR):是指非劳动年龄人口中

的老年人口对总劳动年龄人口的比例,随着我国老龄化的不断加深,非劳动人口不断增加,我国老年抚养比逐年增加,老年人退休意味着岗位的需求扩大,从而有利于青年人就业.表1中的数据来源于《中国统计年鉴》.

3.1.2 模型的构建

在建立回归模型时,选取青年组(16~24岁)的全国就业人口为被解释变量,解释变量包括:老年组(55岁以上)的就业人数,中年组(25~54岁)的就业人数,国内生产总值GDP,老年抚养比以及劳动力参与率.因各变量在数值上相差比较大,所以,采用对数转换的方式将原数据变形,以尽可能减少实验误差.

根据表1的数据,构建回归模型.

方程一.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \varepsilon \quad (1)$$

式中: Y 为16~24岁青年就业人口的自然对数; X_1 为55岁以上老年就业人口的自然对数; X_2 为25~54岁中年就业人口的自然对数; X_3 为本年GDP的自然对数; X_4 为老年抚养比; X_5 为劳动力参与率; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ 分别为系数; ε 为随机误差项.

表1 2004—2014我国分年龄段就业人口、GDP、老年抚养比、劳动力参与率相关数据

Tab 1 Relevant data with respect to the employment population of different ages, GDP, elderly dependency ratio and labour participation rate in our country in 2004—2014

年份	16~24岁就业人口自然对数	55岁以上就业人口自然对数	25~54岁就业人口自然对数	GDP总量自然对数	老年抚养比/%	15岁以上人口劳动力参与率/%
2004	9.256 385 82	8.998 974 688	10.927 699 52	11.982 168 43	10.7	73.9
2005	9.225 425 024	8.994 902 059	10.940 811 71	12.127 772 51	10.7	73.2
2006	9.169 224 584	9.199 997 064	10.923 844 92	12.284 488 32	11.0	72.6
2007	9.142 040 118	9.345 639 327	10.906 550 37	12.490 538 21	11.1	72.1
2008	9.095 664 379	9.418 730 018	10.902 841 34	12.657 292 94	11.3	71.6
2009	9.124 258 381	9.458 366 176	10.893 732 59	12.739 352 70	11.6	71.2
2010	9.152 395 531	9.479 608 443	10.888 892 32	12.902 994 69	11.9	70.7
2011	9.299 089 072	9.340 190 748	10.898 688 54	13.067 070 62	12.3	71.0
2012	9.370 391 609	9.370 391 609	10.909 435 28	13.160 564 53	12.7	71.0
2013	9.130 998 419	9.443 373 262	10.917 186 84	13.251 363 64	13.1	70.7
2014	8.927 963 243	9.364 365 587	10.969 023 88	13.363 171 90	13.7	71.4

注:表中数据是根据《中国劳动统计年鉴》与《中国统计年鉴》数据统计得出.

3.1.3 模型的估计

在运用OLS法(普通最小二乘法)建立回归模型进行估计之前,必须对各个变量的平稳性进行检验.

a. 通过STATA软件,作出各变量的散点图.

通过分析图3(见下页)可以看出, Y 与每个变量 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 基本上都呈线性相关关系,并

且图3中各变量的取值都有一定的规律可循.由此可以得出,被解释变量 Y 与各解释变量之间存在建立回归方程的可能.现进一步检验是否可以建立回归方程,由于是面板数据,因此,首先进行单位根ADF检验.

b. 单位根检验.

借助STATA软件,对各变量 $Y, X_1, X_2, X_3,$

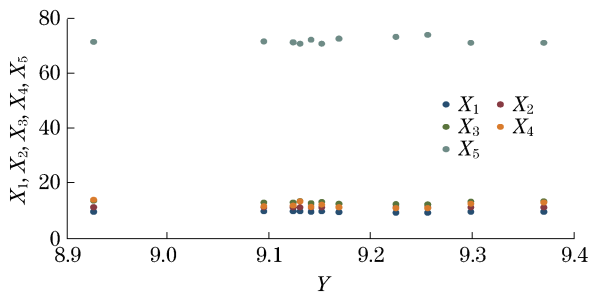


图 3 各变量散点图

Fig.3 Scatter diagram of each variable

X_4, X_5 进行 ADF 单位根检验. 根据表 2 可以看出, 在 1% 的显著性水平下, Y, X_1 两者是一阶单整, X_4 是二阶单整, X_2, X_3, X_5 是非平稳序列. 因此, Y, X_1 这 2 个变量之间有建立协整模型的可能. p 为概率.

c. 运用 OLS 法得到线性回归方程.

回归结果如表 3 所示. C 为系数, t 为时间, F 为固定值, R^2 为方差, c 为相关系数.

表 2 各变量单位根检验结果

Tab.2 Unit root test results of each variable

变量	ADF 检验值	ADF 临界值(1%)	p	平稳性
Y	-1.057	-3.750	0.7321	非平稳
$d(Y, 1)$	-3.946	-3.750	0.001 7	平稳
X_1	-2.093	-3.750	0.247 3	非平稳
$d(X_1, 1)$	-4.185	-3.750	0.000 7	平稳
X_2	-0.359	-3.750	0.916 7	非平稳
$d(X_2, 1)$	-0.912	-3.750	0.783 9	非平稳
$d(X_2, 2)$	0.217	-3.750	0.973 2	非平稳
X_3	-2.006	-3.750	0.283 9	非平稳
$d(X_3, 1)$	-2.024	-3.750	0.276 2	非平稳
$d(X_3, 2)$	-5.570	-3.750	0.000 0	平稳
X_4	4.693	-3.750	1.000 0	非平稳
$d(X_4, 1)$	5.242	-3.750	1.000 0	非平稳
$d(X_4, 2)$	2.809	-3.750	1.000 0	非平稳
X_5	-3.133	-3.750	0.024 2	非平稳
$d(X_5, 1)$	-2.438	-3.750	0.131 4	非平稳
$d(X_5, 2)$	-1.809	-3.750	0.376 1	非平稳

注: $d(X, n)$ 表示滞后 n 期.

表 3 方程(1)回归结果

Tab.3 Regression results of the equation (1)

Obs:11

Y	C	t	$p > t $	F	R^2	AIC 信息准则
X_1	-1.225 662	-3.91	0.011	0.025 1	0.877 1	-28.155 83
X_2	-6.834 004	-3.62	0.015			
X_3	0.444 533 9	0.99	0.369			
X_4	-0.032 940 3	-0.22	0.832			
X_5	0.047 449 6	0.41	0.702			
c	86.510 86	4.22	0.008			

注: Obs:11 表示样本个数为 11.

以 Y 为因变量, X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 为自变量组成的线性回归方程为

$$Y = -1.225\ 662X_1 - 6.834\ 004X_2 + 0.444\ 533\ 9X_3 - 0.032\ 940\ 3X_4 + 0.047\ 449\ 6X_5 + 86.510\ 86 \quad (2)$$

由表 3 可知, 青年就业人数分别与老年就业人数和中年就业人数呈负相关, 即青年就业人数随老年和中年就业人数的上升而逐渐下降; 青年就业人数与当年的国内生产总值 GDP 呈正相关, 即青年就业人数随 GDP 的增长而增加, 以上 2 个结论都与一般事实相符. 但是, 表 3 中显示, 老年抚养比(ODR)与青年就业人数呈反比, 即老年抚养比的增大却导致青年就业人数的缩减, 这似乎与实际不符. 一般而言, 两者应该存在正向的相关关系, 并且其 p 为 0.832, 远大于 0.05, 不显著, 因此, 为得到更好的拟合效果, 应将该变量从方程中剔除. 同理, 劳动力参与率的 p 为 0.702, 因而也应一并剔除. 由此得到

更为简洁的线性回归模型, 即方程二.

方程二.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \epsilon \quad (3)$$

根据方程二得到新的统计指标的回归结果如表 4 所示. 新的线性回归方程为

$$Y = -1.283\ 055 X_1 - 6.557\ 96 X_2 + 0.296\ 719\ 9 X_3 + 88.929\ 09 \quad (4)$$

由表 4 可知, 在剔除变量 X_4, X_5 之后, 其他解释变量的系数比以前更加显著 (p 值更小), 与此同时, AIC 信息准则的数值更小 ($-30.200\ 06 < -25.768\ 46$), 说明新方程中解释变量的个数比原方程中解释变量的个数更准确. 因此, 可以得出结论, 剔除不显著的解释变量可以使模型更加有效.

d. 协整检验.

令残差为 e , 为了检验残差的平稳性, 采用 EG 协整检验, 其 ADF 检验结果如表 5 所示.

由表 5 可知, 残差 e 的 ADF 检验值为 -3.780 ,

表4 方程(4)回归结果

Tab.4 Regression results of the equation (4)

Obs:11

Y	C	t	$p > t $	F	R ²	AIC 信息准则
X ₁	-1.283 055	-5.91	0.001	0.001 6	0.872 9	-31.791 64
X ₂	-6.557 96	-6.50	0.000			
X ₃	0.296 719 9	4.26	0.004			
c	88.929 09	7.42	0.000			

表5 方程(4)中残差e的ADF检验

Tab.5 ADF test of the residual e in equation (4)

变量	t	p	临界值			平稳性
			1%	5%	10%	
z(t)	-3.780	0.0031	-3.750	-3.000	-2.630	平稳

小于临界值-3.750,因此,可拒绝原假设,即认为不存在单位根,方差平稳.因此,新线性回归方程

$$Y = -1.283\,055X_1 - 6.557\,96X_2 + 0.296\,719\,9X_3 + 88.929\,09$$

成立.

回归方程的最终结果表明:

首先,青年就业人数与老年就业人数和中年就业人数都呈负相关,但中年就业人数对青年就业人数的影响比对老年人的影响更为显著(6.557 96 > 1.283 055),其原因可能为25~54岁就业人数较多,占全国就业人口的比重较大,而且相对于老年人,中年就业人口与青年就业人口联系更紧密,两者的岗位替代性更强.老年人一般工龄较长,居于高位,其岗位是大多青年就业者暂时无法胜任的,因此,老年就业人口对青年就业人口的影响不如中年就业人口显著.

其次,人均GDP与青年就业人数呈正相关,即人均GDP的提高可以促进青年人就业,然而GDP对青年就业的正效应远远低于中年、老年就业人数对青年就业人数的负效应.这一结果可能是由于劳动力市场供需不匹配,青年就业者所具备的知识、能力不足以满足新生岗位的需求,导致大量工作岗位空缺,青年劳动者无法找到合适的工作.

3.2 延迟退休对中年劳动力(25~54岁)就业的影响

检验方法与16~24岁青年劳动力就业人数的估计类似,不同的是:选取 $X_2 = \ln m$ 为被解释变量,将前面的被解释变量 $Y = \ln y$ 作为解释变量,其他解释变量仍保持不变. m 为25~54岁中年就业人口, y 为16~24岁青年就业人口.使用与前面同样的方法,通过先进行单位根检验验证其协整的可能性,再进行OLS回归分析,剔除不显著的变量后,最终得到回归模型为

$$X_2 = -0.190\,611\,7X_1 - 0.130\,812\,5Y + 0.0451\,204X_3 + 13.316\,38 \quad (5)$$

回归结果如表6所示.

表6 方程(5)回归结果

Tab.6 Regression results of the equation (5)

Obs:11

X ₂	C	t	$p > t $	F	R ²	AIC 信息准则
X ₁	-0.1906117	-9.09	0.000	0.0001	0.9368	-74.85301
Y	-0.1308125	-6.50	0.000			
X ₃	0.0451204	5.99	0.001			
c	13.31638	50.91	0.000			

由表6可知,各个变量的 p 都远小于0.05,即各变量在5%的显著性水平下都比较显著.

运用EG协整检验,对残差进行平稳性检验,其ADF检验结果如表7所示.

表7 方程(5)中残差e的ADF检验

Tab.7 ADF test of the residual e in equation (5)

变量	t	p	临界值			平稳性
			1%	5%	10%	
z(t)	-3.482	0.0085	-3.750	-3.000	-2.630	平稳

由表7可知,残差 e 的ADF检验值为-3.482,小于临界值-3.000,因此,在5%的置信水平上可拒绝原假设,即可以认为不存在单位根,方差平稳.因此,新线性回归方程

$$X_2 = -0.190\,611\,7X_1 - 0.130\,812\,5Y + 0.045\,120\,4X_3 + 13.316\,38$$

成立.

回归方程的最终结果表明:

首先,中年就业人数与老年就业人数和青年就

业人数都呈负相关,但2个年龄段对中年劳动者就业的负面影响程度均很小,相比较而言,老年就业人数对中年就业人数的影响大于青年就业人数对中年就业人数的影响.原因可能是中年劳动者大多已从事工作数年,具备一定的工作经验和能力,与青年劳动者相比具有极大优势.同理,尽管老年就业人数增加,也不可能将具有阅历和经验的中年劳动者挤出劳动市场.但由于老年人工作经验可能略高于中年劳动者,因此,老年就业人数对中年就业人数的负效应大于青年就业人数对中年就业人数的负效应.

其次,人均GDP对中年就业人数有正效应,但同样地,GDP对中年劳动者就业的正效应远远低于青年、老年就业人数对中年就业人数的负面影响.

3.3 实证结果分析

通过比较最终的方程(4)和方程(5)可以得出:

a. 55岁以上老年就业人数与16~24岁青年就业人数的相关关系(1.283 055)显著大于其对25~54岁中年就业人数的相关系数(0.190 611 7),且两者都是反比关系.由此可以看出:第一,老年人就业人数分别对青年、中年就业人数都存在一定程度的挤出效应,即延迟退休会减少中年、青年就业;第二,老年人就业对青年人就业的挤出效应明显大于对中年人就业的挤出效应,且对中年人的负面作用极小,从长远来看,可以认为这种作用基本不存在,即延迟退休对中年人的就业没有太大的负效应.

究其原因有以下几点:首先,相对于新入职的青年劳动者来说,老年工作者由于工龄较长,积累了丰富的的工作经验,尤其在技术、经验需求较大的工作岗位,老年人比青年人更具优势,因此,会对刚入职或正在寻找工作的适龄青年劳动者的就业存在挤出效应;其次,中年就业者已经在岗位上工作了一段时间,相对于青年就业者,他们已经积累了一定的经验和能力,因此,老年就业者的增加不会对其产生太大的影响,即使短期内会对中年人产生不利,从长期来看这种影响也是极小的,甚至可以忽略.

b. 中年就业人数对青年就业人数的挤占效应(6.557 96)要强于青年就业人数对中年就业人数的挤占效应(0.130 812 5).青年劳动者与中年劳动者占据了全国总就业人数的半数以上,比重较大,并且两者之间存在零基博弈,即一方就业的增加必然会导致另一方就业的减少,两者存在此消彼长的关系.但是,需要指出的是,中年就业者对青年就业者的负面影响远远大于后者对前者的影响,中年劳动者的增加会显著影响青年劳动者的入职率与离职率.然

而青年就业人数的增长不会对中年就业人数产生太大的阻碍,其原因可能是:新就业的青年人缺乏一定的工作经验和阅历,对工作业务和环境都比较陌生,融入工作需要一定的时间,同时还会增加公司的培训成本,从公司角度来看,这些无谓的成本是可以避免的.而对于中年就业者来说,他们已经具备了一定的工作经验,且不需要再加以培训,可以节省公司的成本,因此,相比较之下,若中年就业者增加势必会对青年劳动者的就业产生挤出效应,而青年就业人数的增加却不会对中年就业人数产生过多的负面效应.

c. GDP对就业有正向影响,即随着GDP的增长,我国就业人口也相应增加.这一正向效应更多地体现在16~24岁青年就业人群中(GDP增长对青年就业人群的影响(0.296 719 9)大于对中年就业人群的影响(0.045 120 4)).我国GDP的逐年增长表明经济水平的不断提高,企业生产力扩大,因而为社会提供了更多的就业机会,使得更多的中青年适龄劳动者进入工作岗位,失业率在一定程度上有所下降.同时,由于我国目前新就业者大多数为青年人,因此,工作岗位的增多首先会对青年就业者产生积极影响.中年人大多在岗位中工作了一段时间,外加具备了一定的知识储备和工作经验,失业率和求职意愿相对青年人来说较少,所以,增加就业机会对其的影响要小于青年人.GDP增长在一定程度上可以缓解社会的就业压力,有利于劳动力市场的稳定和经济社会的可持续发展.

综上,通过对3组就业人数、GDP等变量的实证分析可以得出,延迟退休对16~24岁青年就业人数的影响较为显著,两者呈负相关,即延迟退休会对青年劳动者就业产生挤出效应,老年就业人数的增加能够替代部分青年就业者.但其对中年就业者的影响并不显著,即老年就业人数的增加不会对中年就业人数产生太大的负面影响.由于在我国25~54岁中年劳动者在全国总体劳动者中占比最大(远大于青年劳动者),因此,一般而言,延迟退休政策并不会对适龄劳动力产生严重的影响,尽管存在一定的挤出效应,也是在一定条件下(短期,劳动力同质)产生的,且其替代效应并不显著.

4 我国实行延迟退休政策的建议

通过理论与实证分析,延迟退休政策在缓解老龄化危机,弥补养老资金短缺,减轻我国人口红利消

失压力的同时,也为我国带来些许负面影响.延迟退休对我国就业的负效应不能忽视,因为,就业是民生之本,其关系到经济社会的可持续发展以及人民生活水平的提高,是社会安定、人民团结的基础.因此,考虑到我国目前退休制度存在的某些弊端,结合我国关于延迟退休政策的相关内容,建议如下:

a. 延迟退休应配以弹性退休制度.

尽管我国提出实行渐进式的延迟退休政策,但考虑到该政策可能引发一系列的社会问题,因此,必须认真、严谨、全面地规划部署,针对预设政策中的不足,采取切实有效的措施加以解决,争取让延迟退休政策惠及更多劳动者.

为此,我国在实行延迟退休的同时应结合弹性退休制度,让劳动者根据自身情况自由选择各人的退休年龄以及养老金的补助方式和数额.首先,相关部门应对民众进行正向引导,明确养老金与缴费时间长短以及缴费数额多少密切相关,加大养老保险激励力度;其次,弹性应适度,探索性地试行弹性退休制度,逐步降低劳动者对政策的质疑和反对,例如,在50~60岁之间的劳动者可自行选择退休时间.

b. 赋予民企职工提前退休的权利.

由于某种局限,我国目前就职于民营企业特殊工种的众多劳动者无法享有提前退休的权利,这对劳动者和民营企业来说有失公平.因此,国家应加快对工人退休政策的修改力度,坚持同工同对待,公平公正,使民营企业从事特殊工种的职工同样享有提前退休的权利,统一不同所有制职工的退休年龄.

c. 降低养老保险费率.

目前,我国的养老保险费率水平较高,导致一些企业由于用人成本过高而缩减职位,影响社会就业水平.因此,在实行延迟退休政策的同时应配合降低养老保险费率,以此来缓解青年劳动者的社会压力,使其保持足够的工作积极性.

d. 女性延迟速度快于男性.

我国女性退休年龄较男性早,但如果目前只延迟女性退休年龄,可能会引发社会矛盾,阻碍政策的实施.因此,延迟退休应男女同行.不过针对女性退休早这一现象,可以适当采取女性延迟的速度更快

的方式,男性可以相对慢些.如男女按一定比例(1:3)延迟退休时间,若男性每年延迟1个月,女性相应多延迟一些,每年延迟3个月.

e. 实行激励政策.

我国应实行养老金多缴多得、少缴少得的方式,将缴税与退休金取得联系起来,建立缴税和待遇紧密相连的激励政策,对养老金的发放方法进行修改,规定劳动者缴纳保险金的时限与退休后待遇呈正比,以此促使老年人自愿延迟退休,如此,既能增加劳动供给,减轻老龄化带来的负效应,又能确保经济社会的平稳运行,提高人民的生活水平,实现国家与个人的双赢.

参考文献:

- [1] CHEN Y P. "Equivalent Retirement Ages" and their implications for social security and medicare financing[J]. The Gerontologist, 1994, 34(6): 731 - 735.
- [2] GRUBER J, MILLIGAN K, WISE D A. Social security programs and retirement around the world: the relationship to youth employment, introduction and summary[J]. Nber Working Papers, 1997, 74 (99): 904 - 906.
- [3] KALWIJ A, KAPTEYN A, DE VOS K. Retirement of older workers and employment of the young[J]. De Economist, 2010, 158(4): 341 - 359.
- [4] 金刚. 中国退休年龄的现状、问题及实施延迟退休的必要性分析[J]. 社会保障研究, 2010(2): 32 - 38.
- [5] 刘妮娜, 刘诚. 延迟退休对青年人就业的影响分析——基于我国29个省份、18个行业的数据分析[J]. 南方人口, 2014, 29(2): 27 - 35.
- [6] 刘琛. 打破悖论: 延迟退休对就业的影响分析[J]. 社会保障研究, 2015(4): 43 - 49.
- [7] 范琦, 冯经纶. 延迟退休对青年群体就业的挤出效应研究[J]. 上海经济研究, 2015(8): 11 - 19.
- [8] 陈李翔. 推迟退休是一把“双刃剑”[J]. 浙江经济, 2010(12): 4.
- [9] 陈慧萍. 浅谈我国延迟退休年龄问题[J]. 卷宗, 2014(5): 471.
- [10] 高鸿业. 西方经济学[M]. 5版. 北京: 中国人民大学出版社, 2011.

(编辑: 石 瑛)