

企业年金的“生产率效应”

于新亮, 程远, 胡秋阳

[摘要] 企业年金的“生产率效应”研究对于深入认识企业年金的功能和作用,进而审视其在中国经济转型发展进程中的政策内涵具有较高的现实意义。本文首次以处于企业年金普及进程中的中国企业作为政策实验样本,利用2010—2013年上市企业年报数据,实证检验了企业年金是否具有“生产率效应”,并通过建立中介效应模型检验其产生机制,同时结合相关机制考察了这一效应的长期持续性。结果表明,企业年金能够显著提升中国企业的生产率,这一效应通过提高员工素质、增加培训投入和有利于企业财务宽松等机制实现,但没有表现出通过提升高管经营绩效而发挥作用。此外,单一年度的企业年金可持续影响此后的企业生产率,具有“滞后效应”,但会逐渐减弱,原因在于对于单一年度的企业年金而言,其各项作用机制是有时效性的。但是,如果多年连续提供年金计划,则其积极影响在各期的累加会令企业生产率的提高幅度不断加大,形成“叠加效应”,这意味着连续地提供企业年金计划是充分利用其“生产率效应”的关键。本文提供了关于企业年金制度经济后果和生产率影响因素研究的新证据。

[关键词] 企业年金; 企业生产率; 中介效应; 叠加效应

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)01-0155-19

一、问题提出

在讨论企业年金对于中国经济的重要性时,既有研究大多是从完善社会保障制度的角度(郑秉文,2010;朱铭来等,2015)和企业人力资源管理的角度(常莉和鹿峰,2010)进行分析。值得注意的是,基于国外样本的大量实证研究表明,企业年金不单纯是一种补充性的社会保障制度和人力资源管理制度,而且对于宏观总量层面的生产率提高(Holzmann,1997)、微观企业层面的生产率提高(Allen and Clark,1987;Dorsey et al.,1998)以及劳动力等要素层面的生产率提高(Dorsey,1989;Even and Macpherson,1990)均有积极影响,也就是具有“生产率效应”。

提高生产率和完善社会保障制度均是中国经济实现发展转型的题中之义。作为社会保障制度一环的企业年金是否同时也有利于企业生产率的提高,这对于深入认识企业年金的功能和作用进

[收稿日期] 2016-10-13

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“中国发展实体经济的战略、政策和制度研究”(批准号13&ZD018);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国社会发展与民生保障战略研究”(批准号13JJD840004)。

[作者简介] 于新亮(1987—),男,辽宁北票人,山东财经大学保险学院副教授,经济学博士;程远(1987—),男,河北邯郸人,南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心博士研究生;胡秋阳(1969—),男,吉林长春人,南开大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:胡秋阳,电子邮箱:huqiuyang@nankai.edu.cn。感谢泰山学者工程专项经费和中航广义虚拟经济研究专项资助项目的资助,同时感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

而审视其对中国经济发展转型的含义来说,显然有切实的意义。同时,对于提高中国企业为员工提供年金计划的积极性而言,也具有启示性。然而,从既有文献看,企业年金是否有利于中国企业生产率的提高仍有待确认。因此,本文的第一个具体工作是以处于企业年金普及进程之中的中国企业作为政策实验样本,考察企业年金是否具有“生产率效应”。

另外,企业年金如何作用于企业生产率的提高,即企业年金“生产率效应”的微观作用机制在现有研究中始终未能得到系统的实证考察。尽管既有研究表明,企业年金在劳动力甄别、高管激励、保持年轻员工工作状态、增加员工培训投入、获得额外税收补贴、形成企业经济状况信号等方面具有积极作用,而这些作用均可能最终有利于提高企业生产率。目前,将上述因素综合地归结到企业年金的生产率效应问题上,并进行现实考察的工作仍未见完成。因此,本文的第二个具体工作是在中国情形下实证考察企业年金“生产率效应”的微观作用机制。

企业年金一般被视为是一种“长效”制度。这是由于现有研究的各种理论中均共同隐含着企业连续为在职员工建立企业年金的假定。然而,如果企业建立年金计划是不连续的乃至仅是单一年度的,这是否对企业年金“生产率效应”的长期持续性有所影响?换言之,在连续和不连续地建立企业年金这两种情况之间,企业年金的“生产率效应”有何不同?这对于合理建立企业年金,以便有效地发挥企业年金的“生产率效应”而言,有现实的指导意义。因此,本文的第三个具体工作是结合企业年金生产率效应的作用机制,实证考察年金计划的连续性对于企业年金“生产率效应”持续性的意义。

本文重点研究企业年金是否有利于提高中国企业的生产率?具体是通过怎样的机制发挥作用的?这种作用的持续性有赖于什么条件?具体地,利用2010—2013年上市企业年报数据,从中筛选出建立企业年金的企业样本,并利用数据匹配方法为其挑选了可供比较的对照企业样本进行实证分析。本文在企业设立年金制度的经济后果研究领域具有一定的理论意义,为评估中国养老保险制度的政策效果提供了相关证据,同时提供了关于生产率影响因素研究的新证据。

二、企业年金“生产率效应”的形成机制分析

1. 制度背景

企业年金制度在欧美等发达国家应用广泛,而在人口老龄化和经济增速放缓的宏观背景下也成为中国养老保障体系中仅次于基本养老保险的“第二支柱”。因此,企业年金制度在中国的发展受到国家政策的支持和推动。早在1991年,国务院有关规定即允许企业可以根据自身经济能力建立企业补充养老保险,2000年正式更名为“企业年金”。但是,这一期间由于制度政策的不统一,中国企业年金覆盖范围非常有限,基金积累规模也很小。2004年《企业年金试行办法》和《企业年金基金管理试行办法》的正式施行,至2009年出台的企业年金税收优惠政策,对企业年金不超过职工工资总额5%的部分予以税前扣除,标志着中国正式建立了全面统一的企业年金制度。2011年,《企业年金基金管理办法》优化完善了监督管理机制并调整了企业年金的投资范围、投资比例,2013年,借鉴发达国家通行做法实行了企业年金EET递延纳税模式,中国企业年金制度逐渐完善,企业年金市场也出现了一个较快发展时期。根据中国人力资源和社会保障部公布的数据,截至2015年底,企业年金积累基金9525亿元,参保企业数75454个,参加企业年金的职工数2316万人,2009年以来年均复合增长率分别达到24.70%、14.49%和11.91%。

总体上,中国企业年金制度具有以下特征:①由企业或工会或职工代表通过集体协商自愿确立企业年金,制定企业年金方案;②采取完全积累的个人账户形式,由企业和职工共同向个人账户中缴费,所形成的基金及其投资收益归属个人所有;③采取市场化运作,企业年金全部交给具备资格

的企业年金理事会或法人受托机构管理运营;④企业年金费用在工资总额一定比例或标准以内的部分可计入成本,免征企业所得税。这些特征为本文构建企业年金提高企业生产率的作用机制假说提供了事实基础。

2. 理论分析

尽管既有理论及实证研究为认识企业年金“生产率效应”的内在机制提供了有益的线索,但目前并没有系统分析此类机制的既有理论。本文综合企业年金相关研究和我国制度发展实践,构建如下企业年金提高企业生产率的作用机制假说,具体分为五个方面^①:

(1)通过员工“自选择”机制甄别高素质员工,从而有利于提高企业生产率。中国企业提供的年金计划实质上是职工工资在当期和未来的一种分配方案,企业年金在未达到领取条件时不得随意提取,也不能进行交换、转让、抵押、质押等活动。这意味着,在其他因素相同的情况下,提供企业年金的企业更容易吸引低贴现率的员工,因为低贴现率员工会赋予延期的年金计划以及更高的价值,而高贴现率员工赋予较低的价值转而去寻找完全给付现金工资的工作。Ippolito(1999)认为虽然贴现率并不是衡量员工素质的唯一标准,但高素质的显性特征和这一属性高度相关,具有低贴现率的员工能够提高生产率,因为这类员工不太可能突然兴起请假误工,反而重视缺勤对他们可靠性声誉的长期影响;他们也不太可能错误操作机器设备,因为他们能够认识到成为一个“低成本”员工的长期收益,他们能够为获得更多升职机会而努力工作。简言之,低贴现率员工的自我激励能够节约企业的监督成本,而高贴现率员工会不同程度地受到短期收益的影响。故而,企业通过建立企业年金可持续地筛掉高贴现率员工,提升劳动力构成中高素质员工占比,进而提高企业生产率。

(2)通过延期支付、分期归转机制提高年轻员工被辞退的成本,使其达到最佳工作状态,从而有利于提高企业生产率。中国企业年金缴费分为个人缴费和企业匹配两部分。个人缴费主要是指,员工基于自愿原则将当期工资一定比例纳入企业年金个人账户,直至退休才能领取;企业匹配主要是指,企业基于员工的工龄、职务、职称等绩效指标按个人缴费的一定倍数进行匹配,但这部分金额在个人离职时只能根据其为企业服务年限按比例获得(如5年以内为10%,6—10年为20%,以此类推,26年以上才为100%)。而且,对于在劳动合同期内擅自离职或因违法违纪等个人原因被解除劳动合同的职工以及造成重大经济损失尚未挽回的职工,原计入其个人账户中单位缴费部分的积累额也将被全部扣除。这种延期支付、分期归转的机制降低了企业年金的可携带性,使得员工在被辞退时不得不考虑这部分成本(Schiller and Weiss,1979;McCormick and Gordon,1984;Rabe,2007)。Lazear(1981)构建的隐形终身契约模型表明,像企业年金这种向上倾斜的“年龄—收入”组合是一种有效率的补偿计划,能够通过权益积累的后置提高生产率。

(3)提高薪资结构中绩效部分占比,激励高管提升经营绩效,从而有利于提高企业生产率。高管的收入可以被视为一种人力资本组合,由一个固定的薪资收入部分和年金等可变的绩效收入部分组成。固定的薪资收入部分是他们提供人力资本服务所获取的报酬,而可变的绩效收入是对其经营绩效的激励。如果高管在公司加入企业年金,他们的收入就会随着经营绩效的改变而改变,即当经营绩效提高时,企业为其匹配的年金总额会相应增加(Agrawal and Gershon,1987;DeMarzo and Duffie,1995)。而且,中国企业的年金计划中,高管获得企业年金匹配的权重往往比普通员工要更高(如总经理和董事长的分配权重为6,而科员为1.2—3),因而对高管的激励作用相对更强。此外,对于给企业做出突出贡献的人员,企业还会给予绩效缴费,上一年度绩效考核结果越高,绩效缴费比

^① 阳义南(2012)等对国外有关企业年金与生产率关系的理论及实证研究成果进行了较为系统的梳理,为本文的归纳框架提供了有益参考。

例越高。因此,企业年金可以有效激励高管提升其经营绩效,从而提高企业生产率。

(4)增加企业培训投入,提高人力资本投资回报,从而有利于提高企业生产率。企业针对特殊岗位或专业技能的培训投入存在很大风险,在其收回成本之前员工可能已经离职,而员工也可以以离职来威胁雇主以获得培训的全部收益,这样将导致企业对培训的投入不足(Johnson, 1996)。只有当就业关系长期维系时,企业才愿意进行相关人力资本投资,才有可能收回投资的成本甚至获利。目前,中国的企业年金方案中往往将一次企业匹配缴费分3—5年平均划入职工账户,而且即使在全额划入后离职也会面临一定比例的扣除,这种不鼓励转移的条款暗示了改变工作将带来损失,使得持有企业年金的员工倾向更长的工作任期,从而鼓励企业增加培训投入,提高企业生产率(Oi, 1983; Dorsey, 1989; Hutchens, 1987; Macpherson, 1994)。

(5)增加财务宽松,降低企业融资约束,从而有利于提高企业生产率。企业年金增加融资宽松得到国外实践和研究的证实(Friedman, 1984; Bartram, 2012)。而在中国,企业提供年金计划可以从以下三个方面增加企业财务宽松:一是中国的企业年金费用在工资总额一定比例或标准以内的部分可计入成本,免征企业所得税。由于企业边际所得税率递增,通过建立企业年金,企业不仅可以获得税收优惠,而且能够降低企业实际所得税率,获得一部分额外税收补贴(Black, 1980);二是企业的经营状况与是否建立企业年金的决策高度相关(Chen et al., 2013),年金计划的建立可以作为企业生产经营状况良好的信号,进而得到信贷机构较高的信用评价,并以更大的可能性获得融资;三是中国的企业年金采取市场化运作。企业建立年金计划的资金须委托金融机构管理和投资,人力资源和社会保障部批准的26个年金管理机构资格中就有12家商业银行,这使得企业可以通过企业年金业务与金融机构建立长期合作关系。而银行与企业间的长期关系有助于企业获得关系型贷款^①,降低其贷款利率,减少抵押和担保要求(Berger and Gregory, 1995; 邓超等, 2010)。中国各家商业银行一般在信贷投入相对较大的领域获得了企业年金业务的捆绑,如某国有银行在铁路、烟草行业,某股份制银行在石油、汽车行业的年金客户覆盖相对集中,这与其业务投向密不可分。企业年金“生产率效应”的作用机制见图1。

三、模型、变量和数据说明

1. 企业年金的“生产率效应”

(1)企业年金“生产率效应”的基本检验。为了检验企业年金的“生产率效应”,本文构建如下基本模型。

$$TFP_{ijkt} = \beta \times pension_{ijkt} + \sum \theta_n \times X_{ijkt}^n + industry_{ij} + province_{ik} + year_{it} + \xi_{ijkt} \quad (1)$$

其中, i 、 j 、 k 、 t 分别表示企业个体、企业所属行业、企业所在地区和时间;被解释变量 TFP 为企业的全要素生产率;解释变量 $pension$ 为企业是否建立企业年金的虚拟变量,如建立企业年金,则取值为1,否则为0。 $pension$ 的系数 β 是本文的关注核心,该系数显著大于0,意味着企业年金具有促进中国企业生产率提高的“生产率效应”。 X^n 表示其他影响企业生产率的控制变量组。对于中国企业生产率影响因素的既有研究(邵敏和包群, 2012; 孙晓华和王昀, 2014)主要关注了以下几个方面:①市场化及制度和政策环境方面,如市场化改革、贸易自由化、融资约束和政府补贴、产权保护及环

① Berger and Gregory (1995)、邓超等(2010)将关系型贷款界定为银行通过与借款企业长期多种渠道的接触,积累了关于企业真实的财务和经营状况、社会信誉和业主品行等大量的非公开信息,并主要依据这些信息而发放的贷款。

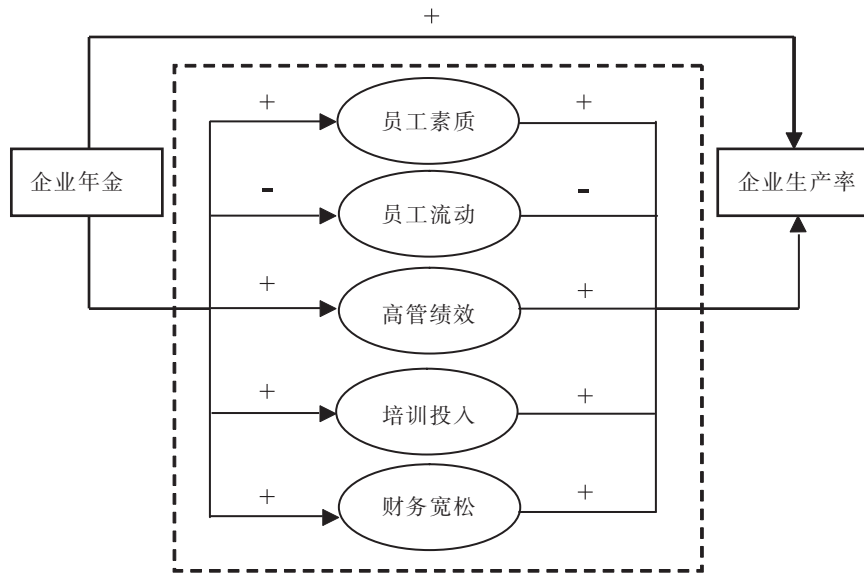


图1 企业年金“生产率效应”的作用机制

注：“+”表示具有正向的促进作用，“-”表示具有反向的抑制作用。

资料来源：作者绘制。

境规制等因素；②企业特征方面，如企业规模、进入退出和存续时间、经验的累积、所有制差异及股份制改造；③企业行为方面，如技术研发和技术引进、国际贸易行为、外商直接投资和对外直接投资等因素。据此，本文的控制变量组 X^n 中包括了企业资本密度、企业规模、研发投入、成立时间、外商直接投资以及企业所有制性质等^①。其中，企业资本密度用企业固定资本存量与员工总数之比表示；企业规模用企业员工总数表示；研发投入根据企业研发投入情况确定，如果企业有研发投入则为1，否则为0；成立时间用财务年报年份与企业成立时年份之差表示；外商直接投资根据企业获得外商直接投资情况确定，如果企业有外商直接投资则为1，否则为0；企业所有制性质根据企业控股资本性质确定，如果企业是国有资本控股则为1，否则为0。 $industry_j$ 、 $province_k$ 和 $year_t$ 分别表示行业、地区和时间固定效应，以控制不可观察因素在行业、地区和时间上对企业生产率的影响。 ξ 为模型误差项，在这里假设 $E(\xi)=0$ 。

(2)企业年金“生产率效应”的机制检验。本文通过中介效应模型，考察企业年金“生产率效应”的作用机制。企业年金“生产率效应”产生机制的五个方面为：①通过员工“自选择”机制甄别出高素质员工，提升劳动力构成中高素质员工占比；②通过延期支付、分期归转机制提高员工离职成本，抑制员工流动的同时保持员工的高效状态；③增加企业培训投入；④激励高管，提升经营绩效；⑤获得财务宽松，降低融资约束。据此，参照 Baron and Kenny(1986)提出的方法，本文建立如下中介效应模型：

$$TFP_{ijkt} = a_0 + a_1 \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{1ijkt} \quad (2)$$

$$education_{ijkt} = b_0 + b_1 \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{2ijkt} \quad (3)$$

① 控制变量中没有考虑融资约束是因为，本文所列企业年金对企业生产率的作用机制中包括有利于企业获取融资在内的财务宽松一项，因此，在这里考虑该因素将会与其中的企业年金变量间存在内生性问题，该因素在后文的中介效应模型中被加以考虑。

$$turnover_{ijkt} = c_0 + c_1 \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{3ijkt} \quad (4)$$

$$train_{ijkt} = d_0 + d_1 \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{4ijkt} \quad (5)$$

$$performance_{ijkt} = e_0 + e_1 \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{5ijkt} \quad (6)$$

$$finance_{ijkt} = f_0 + f_1 \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{6ijkt} \quad (7)$$

$$TFP_{ijkt} = g_0 + g_1 \times pension_{ijkt} + g_2 \times education_{ijkt} + g_3 \times turnover_{ijkt} + g_4 \times train_{ijkt} + g_5 \times performance_{ijkt} + g_6 \times finance_{ijkt} + \varepsilon_{7ijkt} \quad (8)$$

这里,中介变量 *education* 为企业员工素质结构,以企业大专以上学历以上员工数与企业员工总数之比表示;*turnover* 为企业员工流动,以员工流动数与员工总数之比表示;*performance* 为高管绩效,以企业利润总额与营业收入之比表示^①,并选用衡量经理人代理成本的过度投资作为高管绩效的反向代理指标进一步检验结果稳健性^②;*train* 为企业培训投入,以企业培训经费与企业员工总数之比表示;*finance* 为财务宽松,选用衡量企业融资约束的 KZ 指数作为其反向代理指标^③。

式(2)为企业年金对 TFP 的总效应, $a_1 > 0$ 则表示企业年金能够提升生产率;式(3)为企业年金对员工素质结构的影响, $b_1 > 0$ 则表示企业年金能够提升员工总体素质水平;式(4)为企业年金对员工流动的影响, $c_1 < 0$ 则表示企业年金能够抑制员工流动;式(5)为企业年金对培训投入的影响, $d_1 > 0$ 则表示企业年金能够增加企业培训投入;式(6)为企业年金对高管绩效的影响, $e_1 > 0$ 则表示企业年金能够提升高管经营绩效;式(7)为企业年金对财务宽松的影响效应, $f_1 > 0$ 则表示企业年金能够增加企业融资约束;式(8)中, g_1 衡量的是企业年金对生产率的直接影响。将式(2)一式(7)代入式(8),整理得到:

$$TFP_{ijkt} = (g_0 + g_2 b_0 + g_3 c_0 + g_4 d_0 + g_5 e_0 + g_6 f_0) + (g_1 + g_2 b_1 + g_3 c_1 + g_4 d_1 + g_5 e_1 + g_6 f_1) \times pension_{ijkt} + \varepsilon_{8ijkt} \quad (9)$$

其中, g_1 衡量的是企业年金对生产率的直接效应, $g_2 b_1$ 衡量企业年金通过提升员工总体素质水平促进生产率增长的中介效应, $g_3 c_1$ 衡量企业年金通过抑制员工流动促进生产率增长的中介效应, $g_4 d_1$ 衡量企业年金通过增加企业培训投入促进生产率增长的中介效应, $g_5 e_1$ 衡量企业年金通过提升高管经营绩效促进生产率增长的中介效应, $g_6 f_1$ 衡量企业年金通过增加财务宽松促进生产率增长的中介效应。 ε_8 为随机扰动项,且服从均值为零、方差有限的正态分布。上述各方程中均包含行

① 根据经理效用(Managerial Utility)模型、销售最大化假说(Sales Maximization Hypothesis)和增长最大化(Maximizing Growth)模型等委托—代理问题的基础理论,由于管理者的效用包含了除利润以外的多种因素,如销售额和市场份额带来的管理者声誉、辅佐机构提供的管理者待遇等,加之信息不对称,因而管理者有动机和条件将企业的产值、辅佐机构等用于服务于管理者个人效用最大化,从而偏离企业的利润最大化目标。对于本文主题而言,这意味着基于利润最大化目标而提高企业生产率,双方这一密切的正相关关系也会由于上述委托—代理问题而变得相互脱离,而如果年金制度作为一种激励机制发挥作用的话,则应该令两者的关系密切起来。但这里存在两方面问题:一是由于利润率还与市场竞争结构等许多其他因素有关,具有很强的综合性,故作为高管绩效的代理指标来说尚有缺陷。二是由于利润率与企业生产率之间存在互为因果关系,故上述实证工作中存在内生性问题。因此,本文同时选用衡量经理人代理成本的过度投资作为高管绩效的反向代理指标进一步检验结果的稳健性。

② 过度投资的计算方式、模型构建及变量选取详见 Richardson(2006)、刘凤委和李琦(2013)。

③ KZ 指数的计算方式、模型构建及变量选取详见 Kaplan and Zingales(1997)、魏志华等(2014)。

业、地区 and 时间的固定效应,为表达方便而未予列出。此外,由于企业上市年报中并未包含员工流动性的信息且无法找到可替代指标,因此,本文未检验抑制员工流动机制,也就是实证模型中不包括式(4)以及式(8)和式(9)中的 c_1 、 g_3 和 g_3c_1 。

(3)企业年金“生产率效应”的长期持续性检验。企业年金既然作为一种“长效激励”机制,其“生产率效应”显然不应仅局限于建立当年,而是长期持续的。这将表现在两个方面:①前期建立的企业年金对此后若干年的企业生产率仍具有积极作用,本文称之为“滞后效应”,也可称之为时效性;②连续地提供企业年金计划,则在当期年金计划的影响和前期年金计划的“滞后效应”影响下,企业生产率将不断地提高,本文称之为“叠加效应”。为检验企业年金是否具有“滞后效应”,在式(1)基础上建立如下滞后期模型:

$$TFP_{ijkt} = \beta \times pension_{ijk(t-s)} + \sum \theta_n \times X_{ijkt}^n + industry_{ij} + province_{ik} + year_u + \xi_{ijkt} \quad (10)$$

这里, $s(s=1, 2, \dots, t)$ 表示滞后期数。此外,本文将连续建立企业年金计划的企业样本作为处理组,将从未建立企业年金的企业样本作为对照组,通过考察其平均处理效应(ATT)以检验连续建立企业年金是否对生产率产生“叠加效应”:

$$ATT = \frac{1}{N} \sum_{i: pension_i=1} (TFP_{it}^1 - \sum_{j \in C(i)} \gamma_{ij} TFP_{jt}^0) \quad (11)$$

其中, TFP_{it}^1 和 TFP_{jt}^0 分别表示处理组企业 i 和与之匹配的对照组企业 j 的生产率; $C(i)$ 表示与处理组企业 i 匹配的对照组企业集合; γ_{ij} 表示对照组企业 j 在与处理组企业 i 的匹配中所占权重; N 为匹配成功的企业总对数。

如果特征变量较多或样本量不够大,则不容易找到良好的匹配。例如,尽管企业 i 与企业 j 的马氏距离与其他企业相比是最近的,但绝对距离可能依然很远。因此,可使用 Rosenbaum and Rubin (1983)提出的“倾向得分”(Propensity Score)作为度量距离进行匹配^①。本文利用企业建立年金的前一年的特征变量通过 Probit 模型估计企业是否建立企业年金,进而计算企业建立年金计划的概率,即倾向得分:

$$pscore(X_{i(t-1)}^n) = Probit(pension_u = 1 | X_{i(t-1)}^n = X_{i(t-1)}^n) \quad (12)$$

其中, $X_{i(t-1)}^n$ 为企业建立年金计划的前一年影响企业是否建立企业年金的特征变量。综合以往有关企业年金决策影响因素的研究成果 (Francis et al., 1987; Erik et al., 1990; Horiba et al., 2002), 这些变量主要包括:全要素生产率、资本密度、企业规模、所得税率、股权激励、研发投入、成立时间、所有制性质、行业差异和地区差异等。其中,所得税率用企业所得税总额与营业收入金额之比表示,股权激励用高管持股数与企业总股本之比表示,其他变量设定与前文一致。需要说明的是,本文在计算不同年度、不同样本的企业倾向得分时,并未拘泥于加入以上全部特征变量,而遵循以下两个原则进行变量增删以取得最佳匹配效果:①加入该变量使匹配后特征变量的标准化偏差均小于 10%;②加入该变量后使全要素生产率的标准化偏差进一步降低^②。

① 本文将匹配范围限定于与对照组企业的倾向得分在共同取值范围内的处理组企业,以使得影响两组企业建立年金的特征尽可能接近。

② 标准化偏差是衡量匹配前后企业间差异的统计量,匹配后标准偏差的绝对值越小,匹配效果越好。标准化

偏差的计算公式为: $sd = \frac{|\bar{X}_i - \bar{X}_j|}{\sqrt{(s_i^2 + s_j^2)/2}}$, \bar{X}_i 和 \bar{X}_j 分别为处理组与控制组特征变量 X_{i-1} 的样本均值, s_i^2 和 s_j^2 为对应样本方差。

2. 企业全要素生产率的估计

为了获取全要素生产率(TFP),可首先估计(13)式的生产函数,再通过对(14)式的计算得到 TFP 的估计值。

$$y_{it} = \alpha l_{it} + \beta k_{it} + u_{it} \quad (13)$$

$$\hat{TFP}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha} l_{it} - \hat{\beta} k_{it} \quad (14)$$

其中, y_{it} 、 l_{it} 和 k_{it} 分别为企业产出、劳动力投入和资本存量的对数形式, u_{it} 为残差项。由于企业效率是部分可观测的,企业会据此调整其要素投入,因此,企业的要素投入与其全要素生产率之间存在双向因果关系,也就是(13)式的残差项和回归项是相关的(鲁晓东和连玉君,2012)。参考既有研究,同时出于最大限度利用样本的考虑,本文采用以企业中间投入作为代理变量的方法(Levinsohn and Petrin,2003)估计(14)式所需的要素项系数(鲁晓东和连玉君,2012;蒋冠宏等,2014)。其中,产出变量为企业增加值,劳动力投入变量为企业员工总数,资本存量变量为企业固定资产存量。鉴于Levinsohn and Petrin(2003)的方法会显著降低劳动投入弹性,从而会扩大全要素生产率的绝对值(鲁晓东和连玉君,2012),本文采用以企业当期投资作为代理变量的方法(Olley and Pakes,1996)计算了企业全要素生产率,以作为稳健性的检验。其中,企业投资采用企业的固定资产投资。

3. 数据说明、样本选择和描述性统计

(1)数据说明。本文的企业数据均来自上海证券交易所上市企业年报。自2009年起,中国实行统一的企业年金税收优惠政策,而企业年金累积规模自2010年才开始真正连续快速增长,因此,本文选用2010—2013年的数据进行实证分析。

由于上市企业对是否建立企业年金的汇报并无统一规范,因此,首先需要筛查出企业是否建立企业年金。本文的判定方法有三个:①如上市企业的情况为在当年年报的应付职工薪酬备注中明确说明了是否为员工建立了企业年金,则以此为标准判定企业是否建立企业年金,未明确说明的设定为空缺值;②如上市企业的情况为在当年年报的应付职工薪酬明细账目中列明了“年金缴费”、“企业年金”或“补充养老保险”账目,且“本期增加额”大于0,判定为建立企业年金;③如上市企业的情况为在当年年报的应付职工薪酬明细账目中列明了所有保障类账目明细,而不存在上述企业年金账目,也不存在类似“其他”的模糊账目,即判定企业当年并未建立企业年金,如存在类似“其他”的模糊账目且未说明包含项目,设定为空缺值。经本文统计,2010—2013年,上海证券交易所上市企业数分别为895、933、952和959,总量达3739个,而经过以上数据处理和样本筛选,有效样本量分别为598、628、647和645,有效样本总量为2518个,覆盖了67%的上市企业。

关于计算企业全要素生产率所需指标,具体计算公式为:总产值=营业收入+库存-上期库存;增加值=固定资产折旧+税费支出+职工薪酬+营业利润;中间投入=总产值-增加值;固定资产存量=固定资产期初值+固定资产增加额;固定资产投资=固定资产折旧额+固定资产增加额。其中,企业增加值、中间投入以产品出厂价格指数平减,固定资产投资使用固定资产投资价格指数平减。

(2)样本选择。本文首先删除了遗漏重要财务指标(如企业固定资产)以及企业规模较小(即员工总数小于10)的样本。其次,由于企业是否建立企业年金具有“自选择效应”,高生产率的企业更倾向于建立企业年金,建立企业年金的企业在建立企业年金之前就可能比未建立的企业生产率高。因此,如果简单地进行比较,即使发现前者比后者高,也无法区分这一差异是否以及多少,是由建立前的“自选择效应”造成的还是由建立后的“生产率效应”造成的,故而结论将是不可靠的。基于此,本

文需要从没有建立企业年金的企业样本中找到真正可供建立企业年金的企业作为比较对象。蒋冠宏等(2014)在解决相似问题时,通过匹配估计量法(Matching Estimators)对样本进行了筛选。本文参考这一做法,利用马氏距离匹配从企业全要素生产率、资本密度、企业规模、所得税率、股权激励、所有制性质和所属产业等维度为建立企业年金的企业筛选出与其最相近的未建立企业年金的企业。为尽可能保留有效样本,同时保证匹配效果使处理组和对照组在建立企业年金这一“拟自然实验”发生前特征接近,特别是全要素生产率无显著差异,本文的匹配比例设定为1:3,以建立企业年金前一年的特征进行匹配,且在计算马氏距离时增加全要素生产率所占权重。

由表1的匹配结果可知,匹配前处理组企业和对照组企业的平均生产率相差较大,而且t值也高度显著。因此,拒绝两组企业平均生产率相等的原假设。而进行匹配后,对照组企业的平均生产率与处理组的平均生产率已十分接近,且t值也不再显著,接受两组企业的平均生产率相等的原假设。这说明经过匹配后,本文有效剔除了企业年金的“自选择效应”的干扰,可以更为准确地检验企业年金的“生产率效应”。

表1 匹配结果

	匹配前 TFP			匹配后 TFP			处理组 样本数	对照组样本数 (匹配后)
	处理组	对照组	t 值	处理组	对照组	t 值		
2010	10.5180	9.9619	7.40***	10.5180	10.5220	-0.06	264	390
2011	10.5720	9.9690	8.38***	10.5720	10.5730	-0.01	295	390
2012	10.5740	9.9027	8.95***	10.5740	10.5740	0.01	300	401

资料来源:作者整理。

(3)描述性统计。本文根据企业建立年金差异状况报告了样本描述统计特征,包括全体样本、建立企业年金子样本和未建立企业年金子样本的均值及标准差,同时计算了两个子样本各变量的均值差异,见表2。从表2中可以发现,无论是LP法计算的TFP,还是OP法计算的TFP,建立企业年金的子样本均显著高于未建立企业年金的子样本。同时,尽管高管经营绩效在统计学意义上差异不明显,相比于未建立企业年金的子样本,建立企业年金子样本的企业员工素质、培训投入、高管经营绩效和财务宽松平均水平都要更高。此外,建立企业年金的子样本,在资本密度、企业规模、外商直接投资和企业所有制方面均高于未建立企业年金子样本,而在研发投入和经营时间上低于未建立企业年金子样本。

四、实证结果分析

1. 企业年金“生产率效应”的基本检验

企业年金“生产率效应”的基本检验,即式(1)的估计结果见表3。第(1)列为未加入控制变量和固定效应的简单检验,是否建立企业年金的系数在1%水平下显著为正,说明建立企业年金显著提升全要素生产率。进一步加入控制变量和固定效应对其进行稳健性检验。第(2)列是仅加入一系列企业特征控制变量的估计结果,本文发现,虽然是否建立企业年金的系数在大小和显著性上都有一定下降,但依然高度显著,这说明加入企业特征变量进行控制后,本文的结论是稳健的。由于企业生产率存在行业、时间和地区差异,本文在第(3)列到第(5)列中依次加入行业、时间和地区固定效应,

表 2 主要变量统计性描述

变量	(1) 全样本	(2) 建立企业年金子样本	(3) 未建立企业年金子样本	(4) (2)-(3)
关键变量:				
<i>TFP</i> (LP 法)	10.2827 (0.9984)	10.5809 (0.9988)	10.0235 (0.9289)	0.5574*** (0.0389)
<i>TFP</i> (OP 法)	6.8860 (0.8988)	7.1184 (0.9261)	6.6838 (0.8315)	0.4346*** (0.0359)
企业年金	0.4551 (0.4981)			
中介变量:				
企业员工素质	0.4609 (0.2278)	0.5054 (0.2270)	0.4246 (0.2227)	0.0808*** (0.0090)
培训投入	2579.4490 (8269.6640)	3559.6960 (9970.2400)	1794.4750 (6576.8360)	1765.2210*** (333.6071)
高管经营绩效	-0.6429 (54.5347)	0.9250 (26.7251)	-1.9776 (70.4101)	2.9025 (2.2033)
财务宽松	0.0359 (0.0408)	0.0340 (0.0381)	0.0375 (0.0431)	-0.0036** (0.0017)
控制变量:				
资本密度	1729057.0000 (9727168.0000)	2444929.0000 (1.06e+07)	1162539.0000 (9086244.0000)	1282390.0000*** (392369.0000)
企业规模	12499.8700 (42521.6900)	21149.9700 (60141.5200)	5518.0120 (15687.8800)	15631.9500*** (1690.2700)
研发投入	0.4820 (0.4997)	0.4747 (0.4996)	0.4913 (0.5001)	-0.0160 (0.0200)
经营时间	15.0780 (5.0329)	14.3182 (5.3032)	15.6596 (4.6945)	-1.3414*** (0.1994)
外商直接投资	0.1956 (0.3968)	0.2574 (0.4374)	0.1450 (0.3523)	0.1124*** (0.0157)
企业所有制	0.7560 (0.4296)	0.8909 (0.3119)	0.6443 (0.4789)	0.2466*** (0.0165)

注:括号内为标准差;第(4)列用t统计量检验样本差异的显著性;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源:作者整理。

控制不可观测因素在行业、时间和地区因素上对企业生产率的影响,进一步检验结论的稳健性。结果显示,虽然是否建立企业年金的系数在大小和显著性上仍有不同程度的下降,但依然显著为正,说明控制了行业、时间和地区固定效应后,建立企业年金仍然能够显著提高企业生产率。综上,本文认为建立企业年金对中国企业具有明显的“生产率效应”。

本文再来考察控制变量,由于估计结果具有较高的稳健性,暂以第(5)列估计结果这一完整模

表 3 企业年金“生产率效应”的基本检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业年金	0.5574*** (14.36)	0.4634*** (11.87)	0.3216*** (9.05)	0.3198*** (8.99)	0.2604*** (7.16)
资本密度		7.59e-09*** (4.02)	9.82e-09*** (5.86)	9.83e-09 *** (5.86)	9.68e-09 *** (5.82)
企业规模		5.29e-06*** (11.80)	3.27e-06 *** (7.77)	3.27e-06*** (7.78)	2.72e-06*** (6.38)
研发投入		-0.3004*** (-8.26)	0.0840** (2.19)	0.0979** (2.50)	0.0849** (2.16)
经营时间		-0.0123*** (-3.31)	-0.0128*** (-3.73)	-0.0128*** (-3.71)	-0.0147*** (-3.99)
股权激励		0.0001 (0.15)	0.0001 (0.22)	0.0001 (0.21)	0.0001 (0.05)
外商直接投资		0.2906*** (6.06)	0.2102*** (4.84)	0.2101*** (4.84)	0.1648*** (3.75)
企业所有制		-0.2015*** (-4.55)	-0.1355*** (-3.45)	-0.1358*** (-3.46)	-0.1169*** (-2.90)
常数项	10.0235*** (380.00)	10.4129*** (143.17)	9.9675*** (145.09)	9.9552*** (133.53)	10.2780*** (114.98)
观察值	2456	2454	2454	2453	2454
行业固定效应	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	是
adj. R ²	0.0770	0.2050	0.3930	0.3990	0.4150
F 统计量	204.93	90.17	76.61	67.24	33.26

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

型进行分析。企业资本密度系数显著为正,说明企业资本密度越高,生产率越高,原因是资本密度越高表明企业采用更多的机器设备,更有可能采用先进的生产技术。企业规模的系数显著为正,说明企业规模越大生产率越高,原因是企业可以利用规模优势降低平均成本。研发投入的系数显著为正,说明进行研发投入的企业比未投入的企业生产率高。经营时间的系数显著为负,说明企业经营时间越久,生产率越低,原因可能是经营时间较久的企业由于机器设备陈旧和管理制度惯性而很难迅速完成技术革新和制度改革。股权激励系数为正,但在10%水平下仍不显著,说明股权激励提高企业生产率的作用不明显,这与苏冬蔚和林大庞(2010)等研究的结论一致,而股权激励生产率效应

弱化的原因,夏纪军和张晏(2008)认为可能与大股东控制权与管理层激励之间的冲突加强有关。外商直接投资和企业所有制性质也显著影响企业生产率,结果与既有研究一致。

本文对模型进行如下稳健性检验:①将总样本分为工业企业和非工业企业两个子样本分别进行检验;②按照企业年金建立时间,将同年处理组和对照组当年及以后年份的数据筛选出来,分别进行检验;③将被解释变量改为OP法计算的TFP进行检验;④采用匹配回归方法,控制被解释变量和解释变量间的内生性问题。本文已经采用匹配估计量法,为建立企业年金的实验组企业筛选出可供对比的对照组企业后进行回归,从而有效控制了全要素生产率与是否建立企业年金间的互为因果关系。为进一步消除这种“内生性选择偏误”,本文还建立了如下处理效应模型,并使用MLE法同时估计模型参数:

$$Prob(pension_{ijkt}=1)=\sum\theta_n\times Z_{ijkt}^n+industry_{ij}+province_{ik}+year_{it}+\xi_{1ijkt} \quad (15)$$

$$TFP_{ijkt}=\beta\times pension_{ijkt}+\sum\theta_n\times X_{ijkt}^n+industry_{ij}+province_{ik}+year_{it}+\gamma\times\lambda_{ijkt}+\xi_{2ijkt} \quad (16)$$

其中, ξ_1 、 ξ_2 为误差项; λ 表示由 ξ_1 计算出来的逆米尔斯比率; Z^n 为影响企业是否建立企业年金的控制变量组。根据 Z^n 至少应有一个变量不在 X^n 中的模型要求,参照Goldman et al(2001)、秦雪征等(2014)的研究方法,本文选用地区企业年金覆盖率(rate)作为工具变量,用样本所在地区选择建立企业年金的企业数占总企业数的比表示。以上稳健性检验结果均表明,企业年金系数仍显著为正,表明企业年金“生产率效应”的结果是稳健的。

2. 基于中介效应模型的企业年金“生产率效应”机制分析

中介效应模型的估计结果见表4。从关于式(2)的检验结果看,企业年金对生产率的综合效应是显著为正的。从关于式(3)、式(5)和式(7)的检验结果看,员工素质构成、培训投入和财务宽松,这三个中介变量与企业年金的关系符合理论预期,系数均显著,表明企业年金提高了员工素质构成和培训投入并有利于获得财务宽松。但是,关于式(6)的检验结果显示,对于高管经营绩效而言,企业年金的系数不显著,说明建立企业年金并未对高管起到激励作用。在同时加入企业年金和各中介变量之后,关于式(8)的检验结果显示,除了高管经营绩效系数不显著外,企业年金和其他各中介变量的系数均显著,但企业年金直接效应系数比综合效应系数低。上述结果初步表明,企业年金除了直接对企业生产率产生积极影响,还通过各中介变量作用于企业生产率。

在上述初步检验的基础上,本文参考既有研究,基于式(9)对中介变量的作用(中介效应)是否显著进行进一步的检验。现有的检验中介效应的方法根据假设条件不同可分为三类:①检验 $H_0:b_1=0$ 和 $H_0:g_2=0$,但这种方法易犯第二类错误;②检验 $H_0:g_2b_1=0$,可以用Sobel(1987)提出的方法,但该检验易犯第一类错误;③检验 $H_0:a_0-g_1=0$,可以利用Freedman et al.(1992)的方法,但对于多机制中介效应模型,这种方法只能检验整体中介效应是否显著,而不能检验其中某一机制的中介效应是否显著。温忠麟等(2004)基于以上方法总结了一种中介效应检验程序从而提高了检验效率,任曙明和张静(2013)应用其进行了实践。

本文根据以上研究,并结合自身模型特点,按照以下程序进行检验:①检验 $H_0:a_1=0$ 。如果接受原假设,则检验结束,得出不存在中介效应的结论;如果拒绝原假设,程序继续。②检验 $H_0:b_1=0$ 和 $H_0:g_2=0$ 。如果都拒绝原假设,则得到企业员工素质结构存在中介效应的结论,跳至步骤4;如果至少有一个接受原假设,程序继续。③检验 $H_0:g_2b_1=0$ 。如果接受原假设,则得出企业员工素质结构不存在中介效应的结论,程序继续;如果拒绝原假设,则检验结束,得出企业员工素质结构存在中介效

表 4 企业年金“生产率效应”作用机制检验结果

	式(2)	式(3) 员工素质构成	式(5) 培训投入	式(6) 高管经营绩效	式(7) 财务宽松	式(8)
企业年金	0.2274*** (6.29)	0.0226*** (2.58)	1078.0920 *** (3.11)	0.6807 (0.77)	-0.0062*** (-3.27)	0.2058*** (5.92)
员工素质构成						0.8091*** (9.52)
培训投入						1.70e-05*** (7.91)
高管经营绩效						0.0003 (0.34)
财务宽松						-0.4906*** (-6.31)
常数项	10.2405*** (114.20)	0.4938*** (22.77)	1038.8340 (1.21)	1.667 (0.76)	0.0441*** (9.31)	10.0229*** (100.18)
观测值	2275	2275	2275	2275	2275	2275
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
adj. R ²	0.3814	0.3485	0.1498	0.0505	0.0839	0.4361
F 统计量	25.81	22.39	7.37	2.22	3.91	30.04

注:①括号内为 t 值;***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;②由于部分企业报表中缺乏中介效应模型变量的数据,因此样本数较表 4 少;③由于数据限制无法检验企业年金的抑制员工流动机制,因此本表没有考察式(4)。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

应的结论,程序继续。④重复第 2 个步骤和第 3 个步骤,分别检验企业培训投入、高管经营绩效和企业财务宽松是否具有中介效应。按照此程序的检验,结果显示:企业员工素质构成、培训投入和财务宽松,这三个中介变量的相应假设检验的 χ^2 统计量均在 1% 水平下高度显著。因此,强烈拒绝原假设,说明以上三种中介效应全部存在;而高管经营绩效这一中介变量的相应假设检验接受原假设,说明企业年金并未通过提升高管经营绩效这一机制作用于企业生产率。

综合以上结果,企业年金除了直接对中国企业的生产率产生积极影响,还通过提高员工素质构成、增加培训投入和获得财务宽松等机制作用于企业生产率,但没有通过提升高管经营绩效而发挥作用。根据委托—代理理论,管理者有动机和条件将企业的产值、辅佐机构等服务于管理者个人效用最大化,从而偏离利润最大化目标。对于本文主题而言,则意味着基于利润最大化目的而提高生产率这一双方之间的密切的正相关关系,会由于上述委托—代理问题而变得相互脱离,而如果年金制度作为一种激励机制发挥作用的话,则应该令两者的关系密切起来。从本文的实证结果看,首先是表 4 中对公式(8)的检验结果表明,TFP 与高管经营绩效的相关性在统计上不显著,其次是对公

式(6)的检验结果表明,企业年金与高管经营绩效的相关性在统计上也不显著。以过度投资作为反向代理变量时也是同样的结果。从而表明,企业年金制度尚不具有激励高管更多地从企业的角度出发,以提高企业利润为目标改善企业生产率的激励作用。

3. “生产率效应”的长期持续性检验

(1)企业年金的“滞后效应”。企业年金的“滞后效应”,即对式(10)的检验结果见表5—表7。表5、表6、表7分别对应式(10)中滞后期 s 的1、2、3,即企业年金与其建立后的第1年、第2年和第3年的企业生产率的关系。从各表结果看,企业年金的系数均显著为正,说明企业年金对其建立后1—3年的企业生产率仍具有“生产率效应”;企业年金在其建立后各年的“生产率效应”逐渐减弱,且衰减幅度逐年增加,表现为企业年金的系数从滞后1年的0.2512,下降到滞后2年的0.2433,并进一步明显下降到滞后3年的0.1845。本文按照企业年金“生产率效应”的基本检验程序进行了稳健性检验,结果与以上结论一致。

“滞后效应”减弱的结果其实并不难理解。对于仅在单一年度提供年金计划的企业来说,产生企业年金“生产率效应”的各项机制并非都会长期持续,而是有时效的。例如,对于此后年度的拟加入员工来说,仅在此前的单一年度而没有连续提供年金计划的非连续性制度安排,将难以促成其自选择。再如,由于基金规模有限,因此单一年度的企业年金难以与银行间形成有益的银企关系,进而获取融资宽松等有利条件。

基于上述考虑,为进一步考察“滞后效应”减弱中各机制的作用,本文以前述中介效应模型为基础,考察各变量的滞后项,结果如表8所示。可以看出,企业年金对生产率的直接效应虽然始终显著,但呈逐年下降趋势,而在各中介变量中,除高管经营绩效始终不显著以外,企业财务宽松、培训投入和企业员工素质等中介变量,依次从滞后1年、滞后2年和滞后3年开始便不再显著,也就是说,企业年金不再通过这些因素对后期的企业生产率产生积极影响,相关机制是具有时效性的。存在“滞后效应”意味着,如果连续地提供企业年金,则在当期效应和“滞后效应”的协同影响下,企业生产率应是持续增加的。

表5 企业年金“滞后效应”检验结果(滞后1年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业年金(滞后1期)	0.5726*** (12.52)	0.4675*** (10.29)	0.3124*** (7.60)	0.3093*** (7.52)	0.2512*** (5.98)
常数项	10.0295*** (327.81)	10.4302*** (121.84)	9.9706*** (124.32)	9.9106*** (114.03)	10.2429*** (97.85)
观察值	1823	1822	1822	1822	1822
企业特征变量	否	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	是
adj. R ²	0.0790	0.2180	0.4120	0.4120	0.4310
F 统计量	156.78	73.36	61.68	56.51	27.04

注:括号内为t值;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

表 6 企业年金“滞后效应”检验结果(滞后 2 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业年金(滞后 2 期)	0.5680*** (9.89)	0.4391*** (7.73)	0.2880*** (5.59)	0.2830*** (5.49)	0.2433*** (4.60)
常数项	10.0428*** (266.41)	10.5215*** (95.39)	10.0390*** (96.50)	10.0580*** (96.26)	10.3957*** (81.35)
观察值	1193	1193	1193	1193	1193
企业特征变量	否	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	是
adj. R ²	0.0750	0.2200	0.4040	0.4050	0.4190
F 统计量	97.81	48.93	39.48	37.90	17.51

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 7 企业年金“滞后效应”检验结果(滞后 3 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业年金(滞后 3 期)	0.5259*** (6.27)	0.3992*** (4.78)	0.2319*** (2.99)	0.2319*** (2.99)	0.1845** (2.30)
常数项	10.1112*** (188.10)	10.5761*** (63.35)	10.1843*** (64.46)	10.1843*** (64.46)	10.5194*** (54.54)
观察值	577	577	577	577	577
企业特征变量	否	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	是
adj. R ²	0.0620	0.1960	0.3720	0.3720	0.3800
F 统计量	39.31	21.00	17.24	17.24	7.93

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

(2)连续建立企业年金的“叠加效应”。连续建立企业年金的“叠加效应”,即式(11)的实证结果见表 9。结果表明,ATT 显著为正,且呈逐年增加趋势,表明连续建立企业年金具有促进企业生产率逐年递增式增长的“叠加效应”。以第 1 行为例,对于自 2011 年以来连续建立企业年金的处理组企业而言,在此前的 2010 年与从未建立企业年金的对照组企业之间并无显著的生产率差异。但是,自 2011 年处理组开始连续建立企业年金以后,双方的 ATT 由 0.2406 上升到了 2012 年的 0.2560,并进一步上升到 2013 年的 0.2700。表 9 还汇报了基于 OP 法计算的 TFP 进行倾向得分匹配的 ATT,仍然能够表明持续建立企业年金具有“叠加效应”。

表 8 企业年金“滞后效应”的内在机制

	当年	滞后 1 年	滞后 2 年	滞后 3 年
总体效应	0.3037*** (8.06)	0.3023*** (6.81)	0.2697*** (4.88)	0.2213** (2.52)
直接效应	0.2648*** (7.40)	0.2493*** (6.23)	0.2159*** (4.58)	0.1736** (2.33)
企业员工素质	○	○	○	×
培训投入	○	○	×	×
企业财务宽松	○	×	×	×
高管经营绩效	×	×	×	×

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;“○”表示中介效应检验结果显著,存在中介效应;“×”则表示检验结果不显著,不存在中介效应。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 9 企业年金“叠加效应”检验结果

	LP 法				OP 法			
	2010	2011	2012	2013	2010	2011	2012	2013
处理组自 2011 年连续建立年金	0.0080 (0.09)	0.2406* (1.70)	0.2560** (2.29)	0.2700*** (2.53)	0.0416 (0.46)	0.1532* (1.82)	0.2059* (1.95)	0.2496** (1.99)
处理组自 2012 年连续建立年金		0.0000 (0.00)	0.1683* (1.80)	0.1755* (1.93)		0.0573 (0.83)	0.1200* (1.83)	0.1527* (1.75)
处理组自 2013 年连续建立年金			0.0110 (0.14)	0.2211** (2.13)			0.0884 (1.21)	0.1862* (1.95)

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

五、结论和启示

本文利用 2010—2013 年上海证券交易所上市企业年报数据,实证检验了企业年金促进企业生产率提高的“生产率效应”及其时效性,并通过中介效应模型系统检验了其实现路径,得出以下几点结论:①建立企业年金企业的生产率高于未建立企业年金企业的生产率,企业年金具有提高企业生产率的“生产率效应”;②对于中国企业来说,企业年金之所以具有“生产率效应”,是通过提高员工总体素质水平、增加培训投入和增加企业财务宽松等机制实现的,但没有表现出通过提升高管经营绩效而发挥作用;③建立企业年金对此后若干年的企业生产率仍具有促进作用,也就是有“滞后效应”,但会逐渐减弱,原因在于对于单一年度的企业年金而言,其各项作用机制是有时效性的,会随着滞后期的延长而相继失效;④连续建立企业年金会对生产率产生“叠加效应”,也就是在连续建立年金期间,当期效应和“滞后效应”的叠加令企业生产率得到不断地提高。

本文的研究结果表明,企业年金不仅是对中国基本养老保险制度的补充,还具有提高企业生产

率的现实好处,而连续地提供企业年金计划是充分利用这一效应的关键。但是,中国目前的研究、舆论和实践均过分强调甚至夸大了企业年金在合理避税和隐性福利方面的作用,恰恰忽视了企业年金作为一种激励机制,具有投资收益风险低、激励对象范围广、作用时效更持久等其他激励机制(如股权激励)所不具有的特性,并且具备有效提高企业生产率的功能。企业建立任何一种激励机制的目标是提高生产率,因此提高生产率才是企业积极建立年金计划的根本动力。认识到企业年金的“生产率效应”,建立企业年金水到渠成。对此,应着重加强宣传教育力度,提高企业对年金计划的认知水平。

本研究有待进一步完善和深化。①受数据限制,本文未能考察企业年金通过延期支付和分期归转方式提高年轻员工被辞退的成本,使其保持最佳工作状态进而有利于企业生产率提高的作用机制;②从本文的中介效应实证结果看,作为高管经营绩效代理指标的企业利润率与企业生产率的统计关系不显著,但鉴于双方均是综合性指标,其关系较为复杂。因此,本文关于企业年金制度尚不具有激励高管以提高企业利润为目标,改善企业生产效率的解读只能是一个暂定结论,还有必要考虑更为合适的指标来代理高管的经营绩效,以进一步确认该机制;③除了各中介变量外,企业年金对企业生产率有显著的直接效应,这一结果有两种可能:一是的确存在企业年金对企业生产率的直接作用机制,二是仍然存在本文未予考虑的中介变量,而无论是哪种情况,都需要理论分析对此提供见解,以便深化对这一部分的分析;④由于缺乏微观层面的专门的统计调查,与本文相关内容的实证研究在数据可获得性方面存在较大障碍;⑤本文的主要贡献在于提供了关于企业年金制度经济后果和生产率影响因素研究的新证据,而年金制度“生产率效应”的发挥一方面可能会受到企业产权性质、地区经济发展、地区社会保障完善程度、行业成长性等因素的影响,另一方面最终可能将传导为企业价值的提升,这两项预期值得进一步深入探究。

[参考文献]

- [1]常莉,鹿峰. 专用人力资本与年金计划的最优设计[J]. 统计与决策, 2010, (16):164-167.
- [2]邓超,敖宏,胡威,王翔. 基于关系型贷款的大银行对小企业的贷款定价研究[J]. 经济研究, 2010, (2):83-96.
- [3]蒋冠宏,蒋殿春,蒋昕桐. 我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据[J]. 管理世界, 2014, (9):44-54.
- [4]刘凤委,李琦. 市场竞争、EVA 评价与企业过度投资[J]. 会计研究, 2013, (5):54-62.
- [5]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2):541-558.
- [6]秦雪征,周建波,辛奕,庄晨. 城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例[J]. 中国农村经济, 2014, (2):56-68.
- [7]任曙明,张静. 补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013, (10):118-129.
- [8]邵敏,包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012, (7):70-82.
- [9]苏冬蔚,林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 经济研究, 2010, (11):88-100.
- [10]孙晓华,王昀. 企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2014, (5):57-69.
- [11]魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014, (5):73-80.
- [12]温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5):614-620.
- [13]夏纪军,张晏. 控制权与激励的冲突——兼对股权激励有效性的实证分析[J]. 经济研究, 2008, (3):87-98.
- [14]阳义南. 养老金生产率理论:我国发展企业年金的供给边视角[J]. 社会保障研究, 2012, (4):49-55.
- [15]郑秉文. 中国企业年金发展滞后的政策因素分析——兼论“部分 TEE”税优模式的选择[J]. 中国人口科学, 2010,

- (2):2-23.
- [16]朱铭来,于新亮,程远. 企业年金决策影响因素研究[J]. 保险研究, 2015,(1):8-21.
- [17]Agrawal, A., and N. M. Gershon. Managerial Incentives and Corporate Investment and Financing Decisions[J]. *The Journal of Finance*, 1987,(42):823-838.
- [18]Allen, S.G., and R.L. Clark. Pensions and Firm Performance[R]. NBER Working Paper, 1987.
- [19]Baron, M., and D. Kenny. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Consideration [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986,51(6):1173-1182.
- [20]Bartram, S. M. Post-retirement Benefit Plans, Leverage, and Real Investment[R]. SSRN Working Paper, 2012.
- [21]Berger, A. N., and F. U. Gregory. Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance[J]. *Journal of Business*, 1995,68(3):351-381.
- [22]Black, F. The Tax Consequences of Long Run Pension Policy[J]. *Financial Analysts*, 1980,(36):21-28.
- [23]Chen, X., T. Yu, and T. Zhang. What Drives Corporate Pension Plan Contributions: Moral Hazard or Tax Benefits[J]. *Financial Analysts Journal*, 2013,(4):58-72.
- [24]DeMarzo, P. M., and D. Duffie. Corporate Incentives for Hedging and Hedge Accounting [J]. *The Review of Financial Studies*, 1995,8(3):743-771.
- [25]Dorsey, S. A. Test for a Wage-Pension Trade-off with Endogenous Pension Coverage [R]. West Virginia University Working Paper, 1989.
- [26]Dorsey, S., C. Cornwell, and D. Macpherson. Pensions and Productivity [R]. W. E. Upjohn Institute of Employment Research(Michigan), 1998.
- [27]Erik, H., J. Piggott, T. Zhang, and S. Steinar. The Determinants of Occupational Pensions [R]. Memorandum Working Paper, 2006.
- [28]Francis, J. R., and S. A. Reiter. Determinants of Corporate Pension Funding Strategy[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1987,(1):35-59.
- [29]Freedman, L., B. Graubard, and A. Schatzkin. Statistical Validation of Intermediate Endpoints for Chronic Diseases[J]. *Statistics in Medicine*, 1992,11(2):167-178.
- [30]Friedman, B. M. Pension Funding, Pension Asset Allocation, and Corporate Finance: Evidence from Individual Company Data [A]. Bodie Z., and J. Shoven. *Financial Aspects of the U. S. Pension System* [C]. Chicago: University of Chicago Press, 1984.
- [31]Goldman, D. P., J. Bhattacharya, and D. F. McCaffrey. Effect of Insurance on Mortality in an HIV-positive Population in Care[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2001,96(455):883-894.
- [32]Holzmann, R. Pension Reform, Financial Market and Economic Growth, Preliminary Evidence from Chile[R]. *International Monetary Fund Staff Papers*, 1997.
- [33]Horiba, Y., and K. Yoshida. Determinants of Japanese Corporate Pension Coverage [J]. *Journal of Economics and Business*, 2002,(54):537-555.
- [34]Hutchens, R. A. Test of Lazear's Theory of Delayed Payment Contracts[J]. *Journal of Labor Economics*, 1987, 5(4):S153-170.
- [35]Ippolito, R. A. Using Defined Contributions to Sift for Higher Quality Workers [J]. *Benefits Quarterly*, 1999, (3):40-46.
- [36]Johnson, R. W. The Impact of Human Capital Investment on Pension Benefits[J]. *Journal of Labor Economics*, 1996,14(3):520-554.
- [37]Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997,112(1):169-215.

- [38] Lazear, E. P. Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions[J]. *American Economic Review*, 1981, (71):606-620.
- [39] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Function Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2):317-341.
- [40] Macpherson, D. Pensions and Training[R]. Florida State University Working Paper, 1994.
- [41] McCormick, B., and H. Gordon. The Influence of Pensions on Job Mobility [J]. *Journal of Public Economics*, 1984, (23):183-206.
- [42] Oi, W. Heterogeneous Firms and the Organization of Production[J]. *Economic Inquiry*, 1983, 21(2):147-171.
- [43] Olley, S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunication Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64(6):1263-1297.
- [44] Rabe, B. Occupational Pensions, Wages, and Job Mobility in Germany [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2007, 54(4):531-552.
- [45] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, (11):159-189.
- [46] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score[J]. *The American Statistician*, 1983, (39):33-38.
- [47] Schiller, B. R., and R. D. Weiss. The Impact of Private Pensions on Firm Attachment [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1979, (61):369-380.
- [48] Sobel, M. Direct and Indirect Effects in Linear Structural Equation Models [J]. *Sociological Methods Research*, 1987, 16(1):155-176.

The Productivity Effects of Corporate Pension

YU Xin-liang¹, CHENG Yuan^{2,3}, HU Qiu-yang²

- (1. Insurance School SDUFE, Jinan 250014, China;
 2. Economics School of Nankai University, Tianjin 300071, China;
 3. Collaborative Innovation Center for China Economy, Tianjin 300071, China)

Abstract: The study on the productivity effects of corporate pension is of great practical significance to deeply understand the function and role of corporate pension and its policy implications in China's economic transformation and development process. Taking China's companies in the process of corporate pension popularization as policy experiment samples, and using annual report data of listed companies from 2010 to 2013, this paper examines whether corporate pension has productivity effects and their mechanisms, and whether they are long-term for the first time. The results show that corporate pension can obviously improve productivity of China's companies, which is achieved by improving staff quality, increasing training input, and maintaining financial slack, except enhancing executives' performance. Besides, establishing corporate pension for a single year can still improve productivity in the following years, which is called hysteresis effects, but the effects will decrease gradually because the mechanisms mentioned above have timeliness. However, if corporate pension is set up for several years, then the positive effects in the period will accumulate and increase continuously, which is called superposition effects, and this means that providing corporate pension continuously is the key to making full use of its productivity effects. This paper provides new evidence for the study on the economic consequences of corporate pension and the determinants of corporate productivity.

Key Words: corporate pension; total factor productivity; mediating effects; superposition effects

JEL Classification: M52 D24 J24

[责任编辑:马丽梅]