

养老保险制度统一与劳动要素市场化配置

——基于公私部门养老金并轨改革的实证研究

于新亮, 张文瑞, 郭文光, 于文广

[摘要] 中国养老保险制度高度碎片化,造成劳动力市场多重分割,加剧劳动要素配置扭曲,这一问题在公私部门间表现尤为突出。本文基于2015年中国养老金并轨改革,构造了包含公私部门、流动异质性员工和养老保险改革政策在内的世代交叠模型,系统推导了养老金并轨通过提高视同缴费指数增加公共部门员工跨部门流动的养老金净收益、进而提高公共部门员工跨部门流动倾向性的政策效果。本文选取2010—2018年中国家庭追踪调查数据进行实证检验,结果表明:养老金并轨能够促进劳动力跨部门流动,相比于私人部门员工,养老金并轨使公共部门员工跨部门流动概率显著提高了1.38个百分点,且提升效果逐期增加;养老金并轨能够提高劳动要素市场配置效率,具体表现为对过渡期内“中人”、努力程度较高和处于公共部门工资较低地区的员工的流动更为显著;需要关注的是,职业年金的设置导致公共部门员工在跨部门流动时更倾向选择具有企业年金的私人部门,形成定向跨部门流动的企业年金偏好。本文结论为进一步推进中国养老保险制度统一和劳动要素市场化配置联动改革、最终实现以国内大循环为主体的新发展格局提供了重要理论依据。

[关键词] 国内大循环; 养老金制度并轨; 劳动力市场分割; 跨部门流动; 市场配置效率

[中图分类号]F123 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)01-0036-20

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2021.01.003

一、引言

自2012年起,中国劳动年龄人口数量及其比重连年双降,2018年末就业人员总量首次出现下滑。在新冠肺炎疫情全球大流行和国际经济下行双重压力下,劳动力供求结构性矛盾在未来一段时期将进一步加剧,依赖劳动力数量维持经济增长显然不可持续。实现高质量供给和更充分就业,提升劳动要素市场配置效率,已成为中国加快构建以国内大循环为主体的新发展格局进程中必须完成的重点任务之一。然而,作为畅通国内大循环的战略举措,劳动力市场体系改革仍面临一系列结

[收稿日期] 2020-07-08

[基金项目] 国家自然科学基金青年科学基金项目“灾难性卫生支出风险识别、致贫路径与精准保障研究”(批准号71804090);山东省社会科学规划研究专项“精准扶贫视角下医养健康保障机制优化与路径选择”(批准号19CQXJ08);山东省泰山学者工程专项经费“保险风险优化控制策略研究”(批准号tsqn20161041)。

[作者简介] 于新亮,山东财经大学保险学院副教授,经济学博士;张文瑞,山东财经大学保险学院硕士研究生;郭文光,山东财经大学保险学院硕士研究生;于文广,山东财经大学保险学院教授,博士生导师,理学博士。通讯作者:于新亮,电子邮箱:yuxinliang19870906@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

构性和体制性障碍,长久固化的以体制性分割为主导、辅以行业性和地域性分割的劳动力市场多重分割顽疾亟待根治。为此,党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出:“破除妨碍生产要素市场化配置和商品服务流通的体制机制障碍,降低全社会交易成本”。该建议同时强调,“健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一、可持续的多层次社会保障体系”“实现基本养老保险全国统筹”。可见,建立统一的养老保险制度是深化高标准劳动力市场体系改革、促进劳动要素合理有序流动的重要政策工具。

事实上,碎片化的养老保险制度已经成为中国劳动力市场一体化纵深发展的“堵点”。最为典型的就是公共部门和私人部门养老保险双轨制带来的劳动力市场分割问题^①。长期以来,中国城镇养老保险一直处于以身份定待遇的双轨制状态,企业职工参保统账结合的现代保险制度,而公务员则始终以财政供养的传统退休制度为主,从而造成:一是养老金收益歧视,公共部门的员工享有的退休待遇远高于私人部门的员工,“同工不同酬”现象突出;二是流动障碍,横亘在公共部门与私人部门之间森严的体制壁垒严重阻碍了劳动力的自由流动,特别是从公共部门辞职或被除名的员工,其已工作年限无法被企业职工基本养老保险认定或折算为视同缴费工龄,甚至不具备参保资格(杨燕绥和张弛,2015)。因此,即便公共部门内部工作工资低廉且不适合自己,个体也不愿放弃体制内身份到私人部门工作以获得更高工资,这不仅造成了国家行政部门效率低下,而且严重妨碍了全社会人力资源的优化配置(陈纲,2012;Pallares-Miralles et al.,2012;朱恒鹏等,2015)。2015年国务院颁布《关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革决定》(国发〔2015〕2号,简称“2号文”),建立覆盖机关事业单位人员且在缴费和计发办法等方面与城镇企业职工基本养老保险制度几乎完全一致的基本养老保险制度,开始推进养老金并轨改革^②。此次养老金并轨改革能否真正摒除公私部门劳动力市场分割壁垒、激发劳动力跨部门自由流动潜能需要科学论证,而该议题研究对于完善社会保障制度、健全劳动要素市场化配置体制机制、推动劳动力供给侧结构性改革和社会经济高质量发展具有重大现实意义。

为此,本文试图构造世代交叠模型,推导养老金并轨对公共部门员工跨部门流动的养老金净收益进而对跨部门流动倾向性的影响,并选取2010—2018年中国家庭跟踪调查数据(CFPS)系统评估这一政策效果。本文可能的贡献包括:在研究视角上,以往关于城镇养老保险的研究集中在私人部门内部企业间的劳动力流动问题,始终缺乏养老保险对公私部门劳动力市场分割乃至养老保险制度改革对员工跨部门流动的影响研究。“养老金并轨”作为全国统一开展的社会保障体制改革,为本文利用微观数据将养老保险因素内嵌于劳动力市场分割格局并整体纳入内循环系统进而评估养老保险改革促进劳动力跨部门流动和提升劳动要素市场配置效率的政策效果提供了难得的识别机会。在技术路线上,本文通过构造包含公私部门、流动异质性员工和养老保险改革政策在内的世代交叠模型,提出养老金并轨促进公共部门员工跨部门流动的研究假说,随后建立双重差分模型进行实证检验,填补了中国公共部门养老保险改革对劳动力跨部门流动决策进行规范分析和量化研究

① 张成福和党秀云(2001)将公共部门定义为“凡是不以盈利为目的,而是服务社会大众,提高公共利益为宗旨的组织;从狭义看,乃是行使行政权,达成公共目的的组织”。而陈振明(2005)将其定义为“以管理社会公共事务、协调社会公共利益关系为目的的组织,它既包括政府组织,也包括了第三部门组织。而狭义的公共组织指的就是国家机关组织”。本文同时参考了尹志超和甘犁(2009)等研究的界定方法,将机关事业单位界定为公共部门,将企业(包括国有企业和非国有企业)界定为私人部门。除非另外说明,本文中的机关事业单位与公共部门、企业与私人部门一一对应。

② 具体养老金并轨改革细则请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

的空白。需要突出强调的是,在经验启示上,除公私部门养老保险双轨制外,中国仍存在正规与非正规就业、农业与非农业就业等劳动力部门间的养老保险双轨制。各部门养老保险制度间也同样表征为养老金收益的悬殊差异和转移障碍,从而形成养老保险碎片化制度下的劳动力市场多重分割格局。而本文在公私部门养老保险并轨改革有利于提高劳动力跨部门流动方面的发现,为进一步纾解养老保险多轨制和劳动力市场多重分割进而促进养老保险与劳动力市场协同发展提供了可借鉴的模式。

本文剩余部分内容如下:第二部分进行文献回顾;第三部分构建理论框架,提出研究假说;第四部分为实证研究设计;第五部分汇报实证结果;第六部分为进一步讨论;最后为本文主要结论,并提出政策建议。

二、文献回顾

新古典经济学认为,劳动力市场是统一的、竞争性的,劳动力资源配置和工资水平由市场机制决定,最终会实现劳动力供需均衡。这显然无法解释劳动力的分布、工资的分配或失业的影响。Doeringer and Piore(1971)提出二元劳动市场分割理论,认为劳动力市场由首要和次要两部门构成,首要劳动力部门工作环境优越、报酬高、有晋升机会且工作管理制度规范,次要劳动力部门工作条件差、工资低、缺少晋升机会且工作稳定性差,两个部门间缺少流动,并将这种分割归因于制度性、社会性与结构性因素。Spilerman(1977)、Dickens and Lang(1984)进一步认为,在首要劳动力部门中存在一系列内部市场,为了降低雇佣和培训成本,雇主可以在这些内部市场中通过提高工资等激励措施抑制劳动力的流动,而在次要部门中则缺少这样的内部市场。劳动力市场分割理论得到Hudson(2007)等实证研究的证实。大量国内研究发现,中国劳动力市场也存在教育分割、城乡分割及所有制分割^①等多重分割(吴愈晓,2011;孙文凯等,2011;宁光杰,2012;李路路等,2016;马草原等,2020)。此外,虽然公共部门与私人部门的劳动力分割问题并不是以往研究的主要关注点,但这一现象长期存在(尹志超和甘犁,2009)。学术界从不同角度探究劳动力市场分割形成机制,如Günther and Launov(2012)从内生的市场主体行为特征维度揭示劳动力市场流动障碍的形成过程,而Linardi and Camerer(2010)、Altmann et al.(2014)从外生制度变迁角度发现契约的不完全性会导致劳动力市场分割。

随着劳动力市场分割研究的深入,社会保障制度对劳动力市场的分割越发受到学术界的关注。早在20世纪70年代,一些国外研究着手分析养老保险制度带来的劳动力市场分割问题,并着重探讨其锁定效应(Bartel and Borjas,1977),从而形成两大理论观点:一是资本损失理论,即大多数养老保障福利高的工作离职时都会面临着巨大的资本损失,因此那些倾向离职的员工一般不会选择此类工作(McCormick and Hughes,1984;Allen et al.,1991);二是补偿溢价理论,即带有养老保险的工作往往能够给付员工更高的报酬,产生补偿溢价进而降低劳动力流动性(Gustman and Steinmeier,1993)。以上理论均得到了绝大多数实证研究的支持(Tan and Seike,1989;Rabe,2007;Lluberas,2008)。此外,养老保险的劳动力市场分割和锁定效应理论也被扩展到医疗保险领域,医疗保

^① 以往关于国有—非国有企业间员工流动的研究集中分析私人部门内部企业所有制性质带来的劳动力市场分割问题,而本文关注养老保险双轨制带来的公共部门与私人部门(包括国有企业)间的劳动力市场分割问题,此次养老金并轨的政策效果也体现为公私部门间的员工流动。在基本养老保险制度方面,国有企业和非国有企业同属于城镇企业职工基本养老保险项目,两类企业的员工在这一制度层面上的待遇政策是完全一致的,基本养老保险不会造成两类企业间员工流动的制度化障碍。

险的不可携带性特征也对劳动力流动产生锁定效应(Madrian,1994;Buchmueller and Valletta,1996)。

相比于私人部门,公共部门劳动力流动不仅受到养老保障水平的锁定,而且受到由养老保险双轨制带来的公私部门劳动力市场分割的阻碍。虽然已有部分研究证实,包括养老保险和医疗保险在内的社会保险提高了人力资本进而导致劳动力流动性受阻(秦雪征和郑直,2011;贾男和马俊龙,2015;阳义南和连玉君,2015;于新亮等,2019),但关于中国碎片化的养老保障体制造成公私部门劳动力市场分割进而抑制劳动力跨部门流动的研究仍集中在制度探讨阶段,例如,李育(2014)、肖严华(2016)等研究将中国养老金并轨改革步履维艰导致劳动力部门间流动受阻的原因概括为:①长期历史和特定环境下养老保障制度严重碎片化,部门间、地区间和代际间保障水平和运营模式迥异,改革成本沉重;②政府既要做改革“推动者”又要做改革“承受者”,既得利益集团为改革设置较大障碍;③养老金资金依赖财政专项拨付,来源单一且分担机制不明,从而将制度整合、福利分配和财政减负作为中国养老金并轨改革的重点,多重目标任务增加了改革的难度。但随着养老金并轨改革的推进,始终缺乏系统评估养老金并轨可能有利于破除公私部门劳动力市场分割制度性障碍、改善劳动力跨部门流动的政策效果的研究,而本文对这一议题的理论分析和实证检验有望弥补这一研究不足。

三、理论模型和研究假说

本文在 Diamond(1965)理论框架基础上参考江宇源(2014),建立包含公共部门和私人部门、员工流动异质性的世代交叠模型,并引入养老金并轨政策参数,求解劳动力市场公私部门人员配比均衡问题。

1. 模型构建

(1)个体。代表性个体包括两个时期的经济决策,即成年期(t 期)和老年期($t+1$ 期),个体的成年期为工作期,老年期为退休期,每一期的时间均为单位1。个体在成年期选择储蓄率,决定自己成年期和老年期的消费水平,形成一生效用函数:

$$U^i = \ln C_{it}^i + \beta \ln C_{t+1}^i \quad (1)$$

其中, C_{it} 和 C_{t+1} 分别表示成年期和老年期的消费; β 为贴现因子;上角标 i 表示不同工作部门状态的个体类型。在劳动力市场上,个体可以选择在公共部门 G 或私人部门 E (模型中对应为政府或企业)工作,同时也可以选择在两部门间进行流动。为简化研究需要,假设个体在成年期乃至整个生命周期内进行跨部门流动决策的次数有且仅有一次,决策时点为 $m(0 \leq m \leq 1)$,由此个体的工作期又可以进一步细分为跨部门流动决策前和跨部门流动决策后两个阶段。根据个体跨部门流动决策前后工作部门状态,本文将个体划分为以下四种类型,对应 i 的取值为:①个体从公共部门流入私人部门, $i=1$;②个体从私人部门流入公共部门, $i=2$;③个体始终在公共部门, $i=3$;④个体始终在私人部门, $i=4$ 。

在成年期,个体提供1单位时间工作,获得工资,同时向政府缴纳收入税和养老保险费,则个体成年期的预算约束方程表示为:

$$w_t^{i1}(1-\tau-\pi^{i1})m + w_t^{i2}(1-\tau-\pi^{i2})(1-m) - [w_t^{i1}m + w_t^{i2}(1-m)]s_t^i = C_{it}^i \quad (2)$$

其中, τ 为收入税率; π 为养老保险缴费率; w_t 表示工资率,个体在不同部门工作工资率有所不同,假设个体在公共部门和私人部门的工资率分别为 w_t^G 和 w_t^E ,并满足 $w_t^G < w_t^E$; s_t^i 表示储蓄率;上角标数字1和2表示第 i 类个体在 m 时点前后的状态,其中1表示个体处于跨部门流动决策前,2表示

个体处于跨部门流动决策后。

在老年期,个体已经退休,所有收入均来源于成年期的储蓄以及退休后领取的养老金,则个体老年期的预算约束方程表示为:

$$p_{t+1}^i w_{t+1}^i + R_{t+1} s_t^i [w_t^{i1} m + w_t^{i2} (1-m)] = C_{2t+1}^i \quad (3)$$

其中, p_{t+1}^i 表示不同个体领取的养老金替代率; R_{t+1} 为储蓄回报率。

个体在预算约束方程(2)式和(3)式的作用下,通过决策储蓄率 s_t^i 实现自身效用(1)式的最大化,则成年期和老年期的消费关系可表示为:

$$C_{2t+1}^i = \beta R_{t+1} C_{1t}^i \quad (4)$$

(2)企业。假设经济中的私人部门为一个代表性企业,利用资本和劳动力进行生产。该企业的生产函数可以表示为:

$$Y_t = A G_t^\eta K_t^\alpha (L_t^E)^{1-\alpha} \quad (5)$$

其中, Y_t 表示总产出; A 表示技术参数,满足 $A > 0$; G_t 表示公共服务水平; K_t 表示物质资本存量; α 和 η 分别表示公共服务和资本产出的弹性系数,满足 $\eta > 0, 0 < \alpha < 1$; L_t^E 表示私人部门劳动力供给,可具体表示为:

$$L_t^E = N_t^1 (1-m) + N_t^2 m + N_t^4 \quad (6)$$

其中, N_t^1 、 N_t^2 和 N_t^4 分别表示上文设定的第一类、第二类和第四类个体的数量。

假设第 t 期的人口数量为 N_t , 人口增长率 n 为外生给定。记 $k_t = K_t/N_t$ 为劳均资本, $f_t = L_t^E/N_t$ 为第 t 期中受雇于私人部门的劳动力比例。在完全竞争条件下,企业实现利润最大化,本文求解得到:

$$R_t = \alpha A G_t^\eta \left(\frac{k_t}{f_t} \right)^{\alpha-1} \quad (7)$$

$$w_t^E = (1-\alpha) A G_t^\eta \left(\frac{k_t}{f_t} \right)^\alpha \quad (8)$$

(3)政府。在本文构建的模型中,政府发挥如下两方面作用:一是维系公共部门收支平衡,二是保持养老金收支平衡。假定政府在每一期分别实现收支平衡和养老金平衡约束。一方面,政府通过对所有劳动人口征收收入税,支付所有公共部门劳动人口的工资,则公共部门收支预算约束方程表示为:

$$\begin{aligned} & N_t^1 \tau [w_t^G m + w_t^E (1-m)] + N_t^2 \tau [w_t^E m + w_t^G (1-m)] + N_t^3 \tau w_t^G + N_t^4 \tau w_t^E \\ & = w_t^G [N_t^1 m + N_t^2 (1-m) + N_t^3] \end{aligned} \quad (9)$$

其中, N_t^3 表示上文设定的第三类个体的数量。通过对(9)式进行计算可以得出公共部门与私人部门工资率的关系,即:

$$w_t^G (1-f_t) = \frac{\tau}{1-\tau} w_t^E f_t \quad (10)$$

另一方面,政府根据现收现付的养老金支付方式,对成年期工作的个体收取养老保险费,并将这部分收入作为养老金支付给当期退休后的老年人。则养老金预算约束方程表示为:

$$N_t^1 \left[\pi^G w_t^G m + \pi^E w_t^E (1-m) \right] + N_t^2 \left[\pi^E w_t^E m + \pi^G w_t^G (1-m) \right] + N_t^3 \pi^G w_t^G + N_t^4 \pi^E w_t^E = p_t^1 w_t^E N_{t-1}^1 + p_t^2 w_t^G N_{t-1}^2 + p_t^3 w_t^G N_{t-1}^3 + p_t^4 w_t^E N_{t-1}^4 \quad (11)$$

其中, π^G 和 π^E 分别表示公共部门和私人部门养老金缴费率。

(4) 资本市场。在 $t+1$ 期的资本完全由 t 期代表性个体的储蓄构成且在期末完全折旧的假定下, 资本市场均衡路径满足:

$$K_{t+1} = N_t^1 \left[w_t^G m + w_t^E (1-m) \right] s_t^1 + N_t^2 \left[w_t^E m + w_t^G (1-m) \right] s_t^2 + N_t^3 w_t^G s_t^3 + N_t^4 w_t^E s_t^4 \quad (12)$$

2. 模型求解

在上文构建的理论模型框架下, 本文进一步引入养老保险政策, 求得公私部门人员配比等变量的均衡解, 并分析养老金并轨对这一均衡解的影响。由于养老金并轨着眼于个体养老金计发机制改革, 主要体现为四类个体养老金替代率的差异性变化, 为此本文将四类个体养老金替代率关系设定为:

$$p_t^1 = (1-m)p_t^4 + \chi m p_t^3 \quad (13)$$

$$p_t^2 = m p_t^4 + (1-m)p_t^3 \quad (14)$$

$$p_t^3 = \lambda p_t^4 \quad (15)$$

其中, 参数 χ 为视同缴费认可度, 满足 $\chi \geq 0$, 表示个体由公共部门流入私人部门后, 养老保险政策对其在公共部门工作期间养老金权益的认可度, 该参数对应实际政策中视同缴费指数和视同缴费年限两个因素对个体由公共部门流入私人部门后养老金权益变动的影响, 认可度越大, 则个体退休后领取的养老金越多; 参数 λ 为公私部门养老金替代率差异, 表示公共部门与私有部门养老金替代率之比, 满足 $\lambda > 1$, 差异越大, 则公共部门个体退休后领取的养老金比私人部门越丰厚。

此外, 与江宇源(2014)假定公共部门和私人部门工资率相等以实现劳动力跨部门流动自由和劳动力市场均衡不同, 本文假定个体在选择跨部门流动和继续留在原部门工作两种情形下的终身财富(包括工资和养老金)相等, 即第一类和第三类个体、第二类和第四类个体的终身财富相等, 可表示为:

$$w_t^G m + w_t^E (1-m) + p_{t+1}^1 w_{t+1}^E = w_t^G + p_{t+1}^3 w_{t+1}^G \quad (16)$$

$$w_t^E m + w_t^G (1-m) + p_{t+1}^2 w_{t+1}^G = w_t^E + p_{t+1}^4 w_{t+1}^E \quad (17)$$

在以上假定条件下, 本文即可求得劳均资本和公私部门人员配比等变量的均衡解。对(12)式两端同时除以 $t+1$ 期的劳动人口, 并将(2)式—(4)式、(7)式、(8)式、(10)式、(11)式、(13)式—(15)式代入(12)式, 则均衡状态下的劳均资本求解为:

$$k^{\alpha-1} = (1+n) \frac{(1-\alpha) \left(\frac{\tau}{1-\tau} \pi^G + \pi^E \right) + \alpha(1+\beta)}{\beta \alpha (1-\alpha) A G^\eta \left[1 - \left(\frac{\tau}{1-\tau} \pi^G + \pi^E \right) \right]} f^{\alpha-1} \quad (18)$$

通过联立方程(10)式、(11)式、(13)式—(15)式、(16)式、(17)式可得:

$$Q = \frac{(1-\tau)(\lambda\chi-1)}{\tau(\lambda-1)} \quad (19)$$

其中, $Q = f/(1-f) = L^E/L^G$, 表示劳动力市场上私人部门劳动力与公共部门劳动力的比值, Q 越大,

则表明参与私人部门劳动的人数相对越多。

3. 研究假说

由(19)式可知,私人部门相对劳动人口数与视同缴费认可度 χ ,公私部门养老金替代率差异 λ 和收入税率 τ 等均相关。经求导可得, $\frac{\partial Q}{\partial \chi} = \frac{(1-\tau)\lambda}{\tau(\lambda-1)} > 0$,视同缴费认可度 χ 与私人部门相对劳动人口

数 Q 正相关,即视同缴费认可度的提高将带来私人部门相对劳动人口数的增加; $\frac{\partial Q}{\partial \lambda} = \frac{(1-\tau)(1-\chi)}{\tau(\lambda-1)^2}$,

且 $\frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda \partial \chi} = -\frac{1-\tau}{\tau(\lambda-1)^2} < 0$,公私部门养老金替代率差异 λ 与私人部门相对劳动人口数 Q 的关系随视同

缴费认可度 χ 的取值而发生变化,随着视同缴费认可度 χ 的增大,两者由正相关转变为负相关,当 $\chi > 1$ 时, $\frac{\partial Q}{\partial \lambda} < 0$,即公私部门养老金替代率差异的减小将带来私人部门相对劳动人口数的增加;

$\frac{\partial Q}{\partial \tau} = -\frac{\lambda\chi-1}{\tau^2(\lambda-1)} < 0$,收入税率 τ 与私人部门相对劳动人口数 Q 负相关,即收入税率的降低将带来私

人部门相对劳动人口数的增加。

值得注意的是,视同缴费认可度 χ 和公私部门养老金替代率差异 λ 均可作为养老金并轨政策的着力点,但两者的作用范围和作用条件有所差异:在作用范围上,视同缴费认可度 χ 仅通过改变第二类个体,即由公共部门到私人部门的个体流量变化,进而改变私人部门的整体相对规模,而公私部门养老金替代率差异 λ 作用于所有个体,其变化将带来劳动力市场的系统性调整;在作用条件上,视同缴费认可度 χ 对配套举措的依赖度低,只要单独调整就可以实现政策的预期目标,而公私部门养老金替代率差异 λ 严重依赖配套举措,特别是视同缴费认可度 χ ,单独调整公私部门养老金替代率差异 λ 并不一定达到政策的预期目标,甚至产生相反的效果。

结合2015年中国养老金并轨政策实际,一方面,视同缴费认可度 χ 有大幅提升,具体表现在公共部门员工跨部门流动前的工作年限均被认定为视同缴费年限,且绝大多数地区将视同缴费指数设定为1以上,从而提高了公共部门员工跨部门流动的养老金权益;另一方面,虽然在基本养老保险层面,公共部门和私人部门养老金替代率趋于一致,但受到“保低限高”和职业年金的影响,公共部门和私人部门整体养老金替代率差异并未发生实质变化,因此不会对公私部门人员配比产生显著影响。综合以上两点分析,本文提出:

假说1:其他条件不变,养老金并轨增加了公共部门员工跨部门流动倾向。

实际上,各地区在制定视同缴费指数时考虑了级别和工作年限的差异,级别越高,工作年限越长,则视同缴费指数越高,而工作年限越长,级别一般也越高,因此,视同缴费认可度 χ 与跨部门流动时的年龄 m 相关,存在 $\partial \chi / \partial m > 0$ 且 $\partial^2 \chi / \partial m^2 > 0$ 的非线性关系。经求解, $\frac{\partial Q}{\partial m} = \frac{\partial Q}{\partial \chi} \cdot \frac{\partial \chi}{\partial m} = \frac{(1-\tau)\lambda}{\tau(\lambda-1)} \cdot$

$\frac{\partial \chi}{\partial m} > 0$, $\frac{\partial^2 Q}{\partial m^2} = \frac{(1-\tau)\lambda}{\tau(\lambda-1)} \cdot \frac{\partial^2 \chi}{\partial m^2} > 0$,说明个体跨部门流动时年龄越大,养老金并轨带来的跨部门流动净

收益变化越高,跨部门流动倾向性越强。但需要强调的是,此时 m 的取值范围为 $(0,1)$,即养老金并轨促进公共部门员工跨部门流动倾向随年龄递增的命题仅限于“中人”,因此需要对“新人”($m=0$)和“老人”($m=1$)在养老金并轨前后的跨部门流动情况做理论分析。对于“新人”,其并不存在视同缴费情形,养老金给付机制完全参照新办法执行,而对于“老人”,养老金给付机制依旧参照老办法继

续进行,两类员工的养老金权益并不会随养老金并轨政策产生增减,其跨部门流动决策因此也不会受到养老金并轨影响。综上,养老金并轨对公共部门跨部门流动决策存在显著的年龄异质性影响。据此,本文提出:

假说 2:养老金并轨对“中人”跨部门流动倾向的促进效果更显著,且年龄越大,其跨部门流动倾向越强。

四、实证研究设计

1. 数据来源

本文的实证分析选用中国家庭跟踪调查(CFPS)数据。该数据的调查对象为全国 27 个省份(包括省、直辖市和自治区)中具有代表性的家户及其家庭成员,首先于 2010 年进行基线调查,并于 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年四个年度追踪调查,每个调查年度包含约 32669—37147 条个人信息,代表了中国大陆地区 95%的人口。该数据库已广泛应用于劳动经济学与社会人口学领域的科学研究,涵盖劳动力养老保障、工作状态和个人家庭特征等内容,因此能够满足本文研究需要。

2. 估计模型与变量设定

除 2010 年度外^①,CFPS 数据库在每一调查年度均询问受访个体当年度年底前养老保险参保类型,据此可以判断受访个体的工作部门,并根据当年度和上一年度养老保险参保类型的变化判断受访个体期间是否选择跨部门流动。本文可根据 2012—2018 年四个年度的调查数据整合出 2013 年初至 2014 年末、2015 年初至 2016 年末和 2017 年初至 2018 年末三期跨部门流动变动数据。其间,养老金并轨政策于 2015 年年初实施,因此 2013 年初至 2014 年末设定为控制期,而 2015 年初至 2016 年末和 2017 年初至 2018 年末设定为实验期。

在控制期,公共部门和私人部门员工的跨部门流动决策均未受到养老金并轨政策的影响,在实验期,公共部门员工的跨部门流动决策受到养老金并轨政策的影响,而私人部门员工的跨部门流动决策仍然未受到养老金并轨政策的影响,原因是:①按照 2 号文的相关规定,养老金并轨政策的实施对象限于公共部门员工,在并轨过程中并没有改变企业职工基本养老保险的计发方式;②养老金并轨没有改变其他影响私人部门员工跨部门流动的政策,如公务员录取政策;③私人部门员工跨部门流动净收益也不会因养老金并轨产生显著变化,因为那些影响养老金收益变化的关键因素,如私人部门员工跨部门流动后的工龄认定,在养老金并轨前的政策依据《国务院关于工人退休、退职的暂行办法》(国发[1978]104 号)与并轨后规定基本一致。

在假定控制期和实验期之间没有其他外生政策冲击伴随发生,且原本影响两组员工跨部门流动决策的其他因素,无论是单独作用还是共同作用,均未发生系统性结构性变化的情况下^②,本文拟借助差分模型来控制上述其他因素对劳动力跨部门流动的影响。本文将私人部门员工设定为对照组,将公共部门员工设定为处理组,利用处理组和对照组之间的差异可以有效消除其他因素对劳动力跨部门流动的影响,进而有效识别双轨制下的劳动力市场分割,清晰地评估出养老金并轨对劳动力跨部门流动的净效应。劳动力是否发生跨部门流动是一个离散选择模型,本文使用 Probit 模型来

① 由于 2010 年 CFPS 未对养老保险参保类型做明确分类,本文不能准确得知哪些个体参保了事业单位养老保险,而哪些人参保了企业基本养老保险。通过 2012 年 CFPS 追踪数据匹配得到 2010 年参保类型,获得数据样本 1739 个。为谨慎起见,本文仅将其用于平行趋势检验。

② 现实中,本文并不能完全排除伴生政策或以往其他因素的结构变化,为此,本文将在稳健性检验中进行具体的事实和实证分析。

描述这一选择的决策过程,估计模型如下:

$$\text{Probit}(Y_{it}=1)=\alpha_0+\alpha_1 P_i+\alpha_2 P_i \times T_t+\sum_{ii} \delta_{ii} X_{it}+\lambda_i+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中,下角标 i 代表受访劳动力个体,下角标 t 代表受访年限;结果变量 Y_{it} 代表个体是否发生跨部门流动。本文根据个体各期期初和期末养老保险参保类型将个体划分为四个类型:①期初参保机关事业单位养老保险,期末参保企业职工基本养老保险;②期初参保企业职工基本养老保险,期末参保机关事业单位养老保险;③期初与期末都参保机关事业单位养老保险;④期初与期末都参保企业职工基本养老保险。若个体属于前两类,则 $Y_{it}=1$, 否则为 0; P_i 为处理组虚拟变量,根据员工期初参保养老保险类型,对于期初参保机关事业单位养老保险的劳动力,即公共部门员工, $P_i=1$, 而对于期初参保企业职工基本养老保险的劳动力,即私人部门员工, $P_i=0$, α_1 为对应回归系数; T_t 则为实验期虚拟变量,2013 年初至 2014 年末为控制期,即 $T_t=0$,2015 年初至 2016 年末和 2017 年初至 2018 年末为实验期,即 $T_t=1$; $P_i \times T_t$ 是处理组虚拟变量与实验期虚拟变量的交互项,该交互项系数 α_2 为本文关注的核心系数,代表养老金并轨导致公共部门员工在跨部门流动选择上与私人部门员工的差异,据此考察养老金并轨的政策效果; X_{it} 为表示员工其他特征的控制变量组, δ_{ii} 为对应控制变量的估计系数; λ_i 表示地区固定效应,控制随地区变化但不随时间变化的不可观测因素对劳动力跨部门流动的影响; γ_t 表示时间固定效应,控制随时间变化但不随地区变化的不可观测因素对劳动力跨部门流动的影响^①; α_0 为常数项, ε_{it} 表示随机扰动项。本文采用极大似然法(MLE)估计以上参数,且考虑到无法排除随机扰动项在个体和时间层面存在相关性的可能,参照 Cameron and Miller(2015),本文采用个体和时间二维聚类标准误加以调整。另外,Probit 模型回归系数无法确定解释变量对被解释变量的边际影响,本文进一步计算了各解释变量的边际效应。

关于员工其他特征,本文选取以下变量进行控制:①个人特征变量,包括性别、年龄、婚姻状况和受教育水平。其中,性别变量设定为二值虚拟变量,如果性别为男,则取值为 1,否则为 0;年龄变量为员工的实际年龄,此外本文也控制年龄的二次项;将婚姻状况变量设定为二值虚拟变量,如果有偶,包括初婚、再婚和同居,则取值为 1,否则为 0;本文将受教育水平设定为 1—6 的等级变量,分别对应个人最高教育学历的六个等级:没上过学、小学、初中、高中(包括技校、中专)、大学(包括大专)和研究生(硕士、博士)。②工作特征变量,包括工资、工作任期和工作时间。其中,工资用员工平均月工资的自然对数表示;工作任期用最后一份工作起始时间与截止时间月份差的自然对数表示;工作时间用员工每月工作小时数的自然对数表示。③家庭特征变量,包括住房性质、家庭中未成年子女数量和老人数量。本文将住房性质设定为二值虚拟变量,如果有自有房屋,则取值为 1,否则为 0;家庭中未成年子女数及老年人口数分别用家庭 18 周岁以下人口数和 60 周岁以上人口数表示。

3. 数据处理和描述性统计

本文对原始数据做如下处理:①筛除了全日制在校生与没有工作的个体,保留在职劳动力;②保留参保机关事业单位养老保险与企业职工基本养老保险的个体,另外保留参保城镇居民基本养老保险的个体用于安慰剂检验,并删除参加其他养老保险和未参加任何养老保险的个体;③鉴于在 CFPS 中员工是否跨部门流动是一类追踪问题,没有被追踪的样本(如 2018 年新加入问卷的样本)以及被追踪但没有回答养老保险参保类型的样本被删除;④删除其他关键变量为空缺值的个体样

① 本文在模型中加入时间固定效应,而不再加入处理期虚拟变量 T_t ,原因在于时间固定效应包含更多信息,同时加入处理期虚拟变量 T_t 会产生多重共线性问题。

本。经上述处理,本文获得一个有效观测样本共 6297 个的混合截面数据,其中,2013 年初至 2014 年末有效观测样本 2128 个,2015 年初至 2016 年末有效观测样本 2139 个,2017 年初至 2018 年末有效观测样本 2030 个。

本文按照全样本、跨部门流动子样本与未跨部门流动子样本对主要变量的均值和标准差进行样本描述性统计,并用 t 统计量检验子样本差异显著性,见表 1。其中,机关事业单位养老保险参保率,即公共部门员工数占全部员工的比例为 27.16%,且跨部门流动子样本机关事业单位养老保险参保率(37.71%)显著高于未跨部门流动子样本(26.20%),说明公共部门员工跨部门流动倾向性比私人部门员工更强;养老金并轨政策实施后,即 2015 年初至 2016 年末和 2017 年初至 2018 年末两期员工样本占全样本的 66.21%,而跨部门流动子样本中这一比例却显著低于未跨部门流动子样本,说明相比于养老金并轨前,养老金并轨后各期员工跨部门流动倾向性有所降低;人口学特征上,两组子样本在性别、婚姻状况和教育水平上不存在显著差异,但是与未跨部门流动子样本相比,跨部门流动子样本的年龄显著较高;工作特征上,跨部门流动员工的工资与工作时间显著较少,工作

表 1 主要变量描述性统计

变量	(1)	(2)	(3)
	全部样本	跨部门流动子样本	未跨部门流动子样本
机关事业单位养老保险	0.2716 (0.4448)	0.3771*** (0.4851)	0.2620 (0.4397)
并轨	0.6621 (0.4730)	0.5733*** (0.4951)	0.6701 (0.4702)
性别	0.5963 (0.4907)	0.5676 (0.4959)	0.5989 (0.4902)
年龄	38.3905 (9.9991)	39.7333*** (11.2232)	38.2684 (9.8723)
婚姻状况	0.8326 (0.3733)	0.8190 (0.3853)	0.8339 (0.3722)
教育水平	4.0019 (1.0660)	3.9981 (1.0104)	4.0023 (1.0710)
工资	10.1490 (0.8317)	9.9592*** (0.9542)	10.1662 (0.8175)
工作时间	5.1944 (0.3769)	5.1348*** (0.4289)	5.1998 (0.3714)
工作任期	1.4224 (0.8859)	1.5431*** (0.9427)	1.4114 (0.8798)
房屋类型	0.7845 (0.4112)	0.8000 (0.4004)	0.7831 (0.4122)
老年人口数	0.4264 (0.7251)	0.3886 (0.6972)	0.4298 (0.7275)
未成年子女数	0.7054 (0.7700)	0.6648 (0.7452)	0.7091 (0.7721)
样本数	6297	525	5772

注:表中所示统计值为各变量的样本均值及标准差(括号内);***、**、* 分别表示两子样本间相应变量均值在 1%、5%、10% 检验水平上具有显著差异。

任期反而显著较长;家庭特征上,跨部门流动子样本与未跨部门流动子样本在房屋类型、老年人口数及未成年子女数上不存在显著差异。当然,表中结果仅是各变量间的简单关系描述,并不能完整反映各因素对劳动力跨部门流动决策的综合影响,本文将通过计量模型回归进行实证分析。

五、实证结果

1. 基本检验

养老金并轨影响劳动力跨部门流动的回归结果见表2。其中,第(1)列为未加入控制变量和地区固定效应的回归结果,机关事业单位养老保险与并轨交互项(下文简称交互项)的估计系数在1%检验水平上显著为正。而第(2)、(3)列分别为依次加入各类个人特征控制变量和地区固定效应的回归结果,交互项的估计系数分别在1%和5%检验水平上显著为正。综上,本文认为养老金并轨对公共部门员工跨部门流动具有显著的促进作用,结合估计系数边际效应的计算结果,养老金并轨后,参保机关事业单位养老保险的员工跨部门流动概率增加1.29—1.60个百分点,从而验证了假说1。

表2中第(3)列控制变量的估计结果显示,性别的估计系数在5%检验水平上显著为负,表明女性更倾向于跨部门流动,其流动概率比男性高1.52%;年龄的估计系数在1%检验水平上显著为负,年龄的平方项的估计系数在1%检验水平上显著为正,表明年龄与员工跨部门流动之间存在U型关系,即在年龄达到某一数值(约38岁)^①前跨部门流动概率会随年龄的增加而降低,超过这一数值后随年龄的增加而升高;工资的估计系数在1%检验水平上显著为负,边际效应为-0.0196,这表明工资越高,员工跨部门流动概率越低,工资每提升1个百分点,流动性下降1.96个百分点;工作时间的估计系数在1%检验水平上显著为负,本文认为工作时间是员工努力工作的一种表现,工作时间长的员工可能对雇主给予升职加薪抱有更大的希望;工作任期的估计系数在5%检验水平上显著为正,表明工作任期越长,员工跨部门流动概率越高。除此之外,婚姻状况、受教育水平、房屋类型、未成年子女数与老年人口数均对跨部门流动无显著影响。

2. 稳健性检验^②

(1)更换模型。考虑到员工选择跨部门流动仅可能出现在员工选择离职的前提下,单独对员工跨部门流动进行Probit建模可能会产生估计偏差。首先,为了有效规避员工“离职”选择对其“跨部门流动”选择的影响,本文参考Chiappori and Salanie(2000),使用双变量Probit模型重新进行回归。结果显示,在员工跨部门流动方程中,相关系数在1%检验水平上显著为正,证实员工选择离职与跨部门流动之间存在相关性,而控制这一相关性后,交互项的估计系数依然在10%检验水平上显著为正。其次,本文筛选出已经选择离职的个体样本,重新进行Probit回归,但由于员工离职的自选择和人为筛选样本行为产生了样本选择性偏误,本文利用Heckprobit模型加以克服。结果显示,逆米尔斯系数在5%检验水平上显著,存在样本选择性偏误,而克服了估计偏误后,交互项的估计系数依然在1%检验水平上显著为正。

(2)调整样本。为克服非平衡样本可能依据某种特定标准人为导致数据缺失而不满足随机性的问题,本文对平衡样本进行稳健性估计。具体而言,本文在尽可能保留样本量以减少估计效率损失的前提下,保留2013年初至2014年末和2015年初至2016年末两期并删掉了至少有一期缺失数据的样本,并进行个体和时间双固定效应面板模型估计,回归结果显示交互项依然在5%检验水平上显著为正。进一步地,为避免个体在观察期内因非理性因素导致在公共部门和私人部门间频繁流

① 计算方法为年龄变量系数除以平方项系数的2倍,即 $0.012 \div (0.000159 \times 2)$,值约等于38岁。

② 相关稳健性检验回归结果与数据分析请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 2 基本检验回归结果(边际效应)

	(1)	(2)	(3)
机关事业单位养老保险×并轨	0.0129*** (0.0029)	0.0160*** (0.0038)	0.0138** (0.0066)
机关事业单位养老保险	0.0297*** (0.0010)	0.0218*** (0.0033)	0.0255*** (0.0062)
性别		-0.0160*** (0.0057)	-0.0152** (0.0063)
年龄		-0.0106*** (0.0022)	-0.0120*** (0.0022)
年龄的平方		0.0001*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)
婚姻状况		-0.0091 (0.0095)	-0.0076 (0.0101)
受教育水平		0.0028 (0.0037)	0.0037 (0.0033)
工资		-0.0185*** (0.0022)	-0.0196*** (0.0023)
工作时间		-0.0254*** (0.0115)	-0.0245*** (0.0090)
工作任期		0.0088** (0.0039)	0.0088** (0.0037)
房屋类型		0.0025 (0.0115)	0.0018 (0.0127)
老年人口数		-0.0025 (0.0046)	-0.0033 (0.0053)
未成年子女数		0.0004 (0.0064)	0.0026 (0.0058)
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应			控制
常数项	-1.3286*** (0.0065)	1.9632*** (0.3057)	2.1689*** (0.5395)
N	6297	6297	6281
Pseudo R ²	0.0128	0.0328	0.0464
Wald chi ²	46.3375	114.5815	155.5412

注:括号内为二维聚类稳健标准误;***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平,以下各表同。在使用 MLE 迭代过程中,由于完全预测失败(Predicts Failure Perfectly)原因,删除了 16 个样本量,故本文完整模型回归使用的样本量降为 6281。

动对估计结果的干扰,本文剔除了观察期内跨部门流动 2 次及以上的个体数据,发现这部分样本占比仅为 3.04%,且剔除后交互项的回归结果也未发生明显变化。

(3)平行趋势检验与动态效应分析。差分模型的基本前提是满足平行趋势假设,即处理组和对照组在没有受到政策干预的情况下的发展趋势是一致的。传统方法是利用平行趋势图简单比较处理组和对照组跨部门流动变化,但该方法主要依赖观察,而且不能排除其他因素的影响。因此,本文

采用事件分析法,一方面排除其他因素的干扰,客观检验平行趋势,另一方面分析政策效果随时间的动态变化,构建模型如下:

$$\text{Probit}(Y_{it}=1)=\beta_0+\sum_{m=2}^4\beta_m\times P_t\times wave_m+\sum_{it}\delta_{it}X_{it}+\lambda_i+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中, $wave$ 表示各期的虚拟变量, β_m 表示以 2011 年初至 2012 年末这一期虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项作为对照组后,其他三期虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项的估计系数,即政策产生的动态效应。其他变量设定含义与(20)式相同。各时期平均处理效应的点估计和区间估计结果如图 1 所示。结果显示,政策实施前一期的平均处理效应区间经过零刻度线,可认为处理组与对照组的跨部门流动变化趋势基本相同,即满足平行趋势假设;而政策实施后两期的平均处理效应区间均远离零刻度线, β_m 估计值始终大于 0,且逐期变大,说明随着养老金并轨政策的长时间推进,公共部门员工跨部门流动概率有所增强。

鉴于本文进行平行趋势检验时在养老金并轨前时期仅包含两期数据,并不能排除处理组和对照组长期内不满足平行趋势假设的情况。参考 Hirano et al.(2003),本文使用 Abadie SDID 方法对(20)式重新估计。SDID 法通过将与处理组特征相似的对照组观测值赋予更大的权重,使处理组和对照组之间的特征更加均衡,因此使得条件平行趋势假设更加可信。回归结果显示,在重新加权处理满足平行趋势后,交互项的估计系数依然在 1% 检验水平上显著为正。

此外,针对中国实际,私人部门又可进一步细分为国有企业和非国有企业,两类企业存在所有制歧视,在劳动力层面也存在市场分割,从而使得国有企业在私人部门中存在某种特殊性。但需要说明的是,这种特殊性并不体现在基本养老保险制度层面上,而是体现在其他制度以及与其相匹配的员工自身特质上。相比于

非国有企业,在其他制度上,国有企业更接近机关事业单位,而在员工特征上,国有企业与机关事业单位也更为相似。本文采用 DID 方法评估养老金并轨对公共部门员工流动带来的影响时,也考虑到了公共部门员工和私人部门员工在整体特征上的不一致而导致无法通过平行趋势假设,从而带来估计偏误的可能性。而国有企业和机关事业单位在其他制度和员工特征上的相似性,恰好为本文研究这一议题提供了更为理想的对照组,因为两组员工除了在养老保险制度层面显著不同外,其他方面均十分接近。为此,虽然全样本研究也通过了平行趋势检验,但稳健起见,本文在稳健性检验中仅保留国有企业员工作为对照组重新进行 DID 估计。结果显示,交互项的估计系数在 1% 检验水平上依然显著为正。此外,更换对照组后的边际效应为 0.0261,相比基本检验回归结果有所提升,说明控制了公务人员和国有企业员工潜在稳定性特征对其跨部门流动的抑制作用后,养老金并轨对劳动力跨部门流动的实际政策效果要更大。

(4)安慰剂检验。劳动力跨部门流动性的变动可能是由养老金并轨引起的,也有可能是由其他

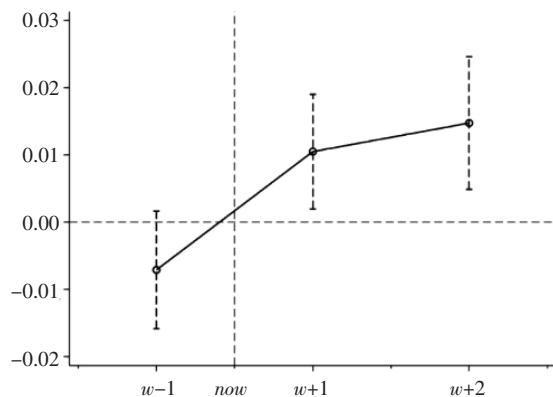


图 1 跨部门流动的平行趋势检验

注:其中 $w-p$ 表示养老金并轨政策实施前的第 p 期, $w+q$ 表示养老金并轨政策实施后的第 q 期, now 表示养老金并轨政策实施当年。

政策引起的,为了排除其他政策的干扰,本文采用以下方法进行安慰剂检验。

对有可能影响私人部门员工跨部门流动的政策因素进行辨析。公共部门员工相比私人部门员工在跨部门流动倾向性的提高,可能并不是养老金并轨对公共部门员工跨部门流动的促进效应带来的,而可能是养老金并轨或者其他政策对私人部门员工跨部门流动的抑制效应带来的。养老金并轨政策可能并未影响公共部门员工跨部门流动,反而降低了私人部门员工跨部门流动。为此,本文以个体期末工作部门为被解释变量,分别将期初参保机关事业单位养老保险、期末参保企业职工基本养老保险的个体和期初参保企业职工基本养老保险、期末参保机关事业单位养老保险的个体作为处理组,将始终参保机关事业单位养老保险或企业职工基本养老保险的个体作为对照组,重新进行双重差分估计。结果表明,交互项的回归系数分别为 1% 检验水平上显著为正和不显著,说明养老金并轨政策在并未显著改变私人部门员工跨部门流动倾向的同时显著提高了公共部门员工跨部门流动倾向。公共部门员工相比私人部门员工在跨部门流动倾向性的提高也有可能是其他政策对私人部门员工跨部门流动的抑制效应带来的。例如,各级公务员和事业单位选拔考试政策变动是劳动力向公共部门流动的最主要外生冲击之一,招聘岗位和人数的压缩、选拔标准的提高都可能抑制私人部门员工跨部门流动倾向性。但从历年具有代表性的国家公务员考试招收人数和报名人数统计数据得出,中国公务员和事业单位选拔规模反而在 2015 年后出现一定幅度上升,理论上应促进、至少不会抑制私人部门员工跨部门流动,而报名规模在 2015 年前后并未发生趋势变化也进一步印证了这一论断。据此,本文可以基本排除劳动力跨部门流动性的变动是由其他政策引起的假设。

对有可能影响员工跨部门流动的伴生政策进行分析。由于“大众创业、万众创新”政策实施时间与养老金并轨政策多有重叠,本文采用如下方案克服这一政策对估计结果的干扰:①剔除期末工作类型为自主经营的个体样本。回归结果显示,交互项仍然在 5% 检验水平上显著为正,说明养老金并轨政策在假设不会产生创业效应的情形下依然促进了公共部门员工的跨部门流动倾向。②保留期初为受雇劳动力的个体样本,若期末选择自主经营则被视为创业,将“大众创业、万众创新”政策作为准自然实验,以公共部门员工为处理组,私人部门员工为对照组,构建双重差分模型检验政策实施前后公共部门员工与私人部门员工辞职创业意愿有无明显区别。估计结果显示,交互项的系数不显著,表明“大众创业、万众创新”政策对于公共部门与私人部门员工离职创业选择并未产生显著的差异性影响。

选取城镇居民基本养老保险参保者作为虚拟处理组。城镇居民基本养老保险参保者的养老金收益在养老金并轨过程中并不会受到明显的政策影响,本文继续将参加企业职工基本养老保险的员工作为对照组,检验虚拟处理组与对照组在养老金并轨期间跨部门流动性的变化,核心解释变量任何显著的发现都表明本文的回归结果有偏差。检验结果显示,交互项的估计系数不显著,因此,可以拒绝劳动力流动性变动是由其他政策所引起的假设。

六、进一步讨论

1. 异质性分析

(1) 年龄异质性。养老金并轨对不同年龄的公共部门员工采取了不同政策,进而产生差异化影响,需要本文进一步加以检验。本文在(20)式的基础上加入处理组虚拟变量、实验期虚拟变量和年龄一次项、二次项的交互项(机关事业单位养老保险 \times 并轨 \times 年龄、机关事业单位养老保险 \times 并轨 \times 年龄平方)重新进行回归,回归结果如表 3 第(1)列所示,年龄一次项交互项的估计系数在 1% 检验水平上显著为负,年龄二次项交互项的估计系数在 1% 检验水平上显著为正,且拐点年龄为 17.46 岁,

与本文个体样本年龄最小值 17 岁接近,说明员工跨部门流动倾向以及边际倾向均随年龄增加而提高。本文继而按照养老金并轨政策标准将公共部门员工分为“新人”“中人”与“老人”,其中“中人”根据是否在十年过渡期内又细分为过渡期内“中人”与过渡期外“中人”,进行分组检验。表 3 第(2)—(5)列为不同人群的分组回归结果,“新人”与“老人”交互项的估计系数均不显著,“中人”交互项的估计系数均在 1%检验水平上显著为正,且过渡期内“中人”交互项的估计系数数值更大。以上回归结果与理论分析一致,同时证实了假说 2。

表 3 年龄异质性回归结果(边际效应)

	(1) 全样本	(2) “新人”	(3) 过渡期外“中人”	(4) 过渡期内“中人”	(5) “老人”
机关事业单位养老保险×并轨×年龄	-0.0893*** (0.0342)				
机关事业单位养老保险×并轨×年龄平方	0.2557*** (0.0329)				
机关事业单位养老保险×并轨		0.1023 (0.0680)	0.0262*** (0.0041)	0.0379*** (0.0121)	-0.0190 (0.0389)
个人特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.0069** (0.3980)	-0.8471 (1.3687)	2.3111*** (0.3749)	0.7482 (4.5666)	2.8014 (3.6775)
N	6281	212	4027	1522	179
Pseudo R ²	0.0392	0.1498	0.0413	0.0685	0.0310
Wald chi2	135.5784	39.2014	84.1485	64.8148	

注:第(1)列中年龄变量为实际年龄除以 100 而得;样本中,“新人”界定为工作年限在 3 个月以内的个体,“老人”界定为 60 岁以上男性和 50 岁以上女性个体,50—60 岁男性与 40—50 岁女性个体界定为过渡期内“中人”,其余个体界定为过渡期外“中人”;限于篇幅,不再汇报控制变量回归结果,下表同。

(2)地区工资水平与努力程度异质性。公共部门员工与私人部门员工的工资差异存在地区上的不平衡性,养老金并轨减少了跨部门流动员工的养老保障损失,对于公共部门工资低于地区平均工资省份的公职人员是个恰当的离职契机,因此与工资高于地区平均工资省份的公职人员相比,此次养老金并轨对工资较低省份的公职人员预期政策效果更大。为此,本文按照公共部门工资和平均工资差异情况重新进行分组回归,回归结果如表 4 第(1)、(2)列所示,对于公共部门工资高于地区平均工资的省份,交互项的估计系数不显著,边际效应为 0.0048;而对于公共部门工资低于平均工资的省份,交互项的估计系数在 1%检验水平上显著为正,边际效应为 0.0345。无论是统计上的显著性还是经济意义上的显著性,养老金并轨促进劳动力跨部门流动的政策效果在公共部门工资低于地区平均工资的省份均更大。

此外,效率越高、工作越努力的员工,其在公共部门的所得越无法弥补其潜在人力资本损失,跨部门流动的倾向性越强,由于流动障碍减少,养老金并轨对此类员工跨部门流动的促进作用预期较大。为此,本文将总样本分为周工作时间 40 小时以上和 40 小时及以下两类人群进行分组回归,回归结果如表 4 第(3)、(4)列所示,对周工作时间 40 小时以上子样本,交互项的估计系数在 1%检验

水平上显著为正,边际效应大小为 0.0129,而对周工作时间 40 小时及以下子样本,交互项估计系数不显著。结果表明,相比于周工作时间 40 小时及以下员工,养老金并轨仅对周工作时间 40 小时以上公共部门员工跨部门流动起促进作用。以上异质性分析表明,养老金并轨不仅能够促进劳动要素跨部门流动,而且能够有效扭转劳动力市场要素错配格局。

表 4 地区工资水平与努力程度异质性回归结果(边际效应)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	公共部门工资高于 当地平均工资省份	公共部门工资低于 当地平均工资省份	工作超过 40 小时 子样本	工作未超过 40 小时 子样本
机关事业单位养老保险×并轨	0.0048 (0.0054)	0.0345*** (0.0097)	0.0129*** (0.0027)	0.0047 (0.0380)
个人特征变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	1.6716*** (0.5175)	3.0154*** (0.3508)	3.7801*** (0.3967)	1.4347** (0.7094)
N	4600	1690	5672	625
Pseudo R ²	0.0375	0.0445	0.0379	0.0332
Wald chi2	99.9208	49.6440	112.6365	17.3685

注:各省份公共部门工资与地区平均工资关系根据《中国统计年鉴》(2016)计算得出。

2. 跨部门流动的企业年金偏好分析

养老金并轨在基本养老保险层面减少公共部门员工跨部门流动成本的同时,职业年金的建立反而进一步增加了员工的离职成本。与职业年金的的功能相类似,中国在私人部门也在推行企业年金作为职工基本养老保险的补充。为了弥补职业年金对跨部门流动带来的损失,本文预期机关事业单位员工可能更倾向选择有企业年金的单位进行跨部门流动。为此,本文从参保机关事业单位养老保险的样本中筛选出跨部门流动的个体,检验具有职业年金的员工是否更加偏好流向有企业年金的私人部门。本文以个体跨部门流动前是否具有职业年金为解释变量,以跨部门流动后是否具有企业年金为被解释变量,进行 Probit 模型回归,回归结果如表 5 第(1)列所示。职业年金的估计系数在 1%检验水平上显著为正,说明有职业年金的公共部门员工在跨部门流动过程中更倾向于流向有企业年金的私人部门,以此来减少因为工作变化而带来的养老金收益损失。

考虑到参保职业年金与参保企业年金可能存在的内生性问题,特别是某些不可观测因素,如较低的风险偏好特征,导致公共部门员工既倾向于在跨部门流动前加入职业年金,同时又倾向于在跨部门流动后加入企业年金,本文将使用工具变量法加以解决。参考贾男和马俊龙(2015),本文选取员工所在省的其他市与所在市其他县的职业年金覆盖率作为工具变量进行 IV-Probit 模型估计,回归结果如表 5 第(2)列所示。职业年金的估计系数在 1%检验水平上显著为正,说明克服内生性后,有职业年金的公共部门员工在跨部门流动时依然更倾向于选择有企业年金的私人部门。但与基准回归结果相比,工具变量回归结果的边际效应有所下降,从 16.85%下降到 13.34%,原因是存在诸如风险偏好等不可观测的个人特征,使得公共部门员工跨部门流动的企业年金偏好被高估了。

七、结论与政策启示

从党的十九大至十九届五中全会,一以贯之地将要素市场制度建设置于经济体制改革的主体

表 5 跨部门流动的企业年金偏好回归结果(边际效应)

	(1)	(2)
	Probit 模型	IV-Probit 模型
职业年金	0.1685*** (0.0328)	0.1334*** (0.2733)
个人特征变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	-7.7785*** (1.8024)	-2.5289 (3.2157)
N	139	134
Pseudo R ²	0.2792	

地位,目标瞄准“要素价格市场决定、流动自主有序、配置高效公平”。2020年4月,中共中央、国务院印发《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,明确提出“引导劳动力要素合理畅通有序流动”。可见,作为要素市场核心构成之一,中国劳动力市场依然受诸多体制性因素掣肘,劳动力流动滞涩,配置低效。而此前中共中央办公厅、国务院办公厅发布的《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》则进一步强调要“加大党政人才、企事业单位管理人才交流力度”。这表明,除了城乡、产业部门间劳动力市场分割问题亟待解决外,清除那些制约公共部门和私人部门间劳动力合理流动的各种障碍和制度藩篱也被提升到国家战略高度。

针对长久以来养老保险双轨制导致公私部门间严重的劳动力市场分割这一典型问题,本文将养老金并轨作为外生冲击引入员工跨部门流动决策框架内,系统分析了养老金并轨可能对员工跨部门流动产生的政策效果,并采用中国家庭跟踪调查数据进行实证分析。本文的主要发现包括:①养老金并轨显著促进了公共部门员工的跨部门流动,并且随着养老金并轨的逐年推行,公共部门内部“新人”占比增多,这种促进作用也会随之增强。②养老金并轨所带来的跨部门流动倾向具有显著的年龄趋势,即随年龄增长,跨部门流动倾向和边际流动倾向增强。具体而言,“新人”与“老人”在养老金并轨政策实施前后跨部门流动倾向并未发生明显变化,“中人”的跨部门流动倾向增强,且过渡期内“中人”跨部门流动倾向比过渡期外“中人”更高。③养老金并轨对公共部门员工跨部门流动的促进效果存在地区差异,养老金并轨仅促进了公共部门工资低于社会平均工资省份的劳动力跨部门流动,而对公共部门本身工资较高的省份而言,这种促进作用并不显著;与此同时,养老金并轨也为努力程度较高的员工提供了一个搜寻更好工作的契机,促进了他们的跨部门流动。④职业年金的设置反而增加了跨部门流动员工的离职成本,为了弥补跨部门流动对养老金财富带来的损失,公共部门员工可能更倾向选择有企业年金的私人部门进行流动。

以上发现说明,养老金并轨能够有效促进劳动力跨部门流动,削弱劳动要素市场配置扭曲程度。这意味着,统一的养老保险制度是实现劳动要素市场配置优质高效从而畅通国内大循环的基础性制度保障。鉴于中国养老保险制度框架内仍需解决正规与非正规就业、农业与非农业就业等部门间多种双轨制遗留问题,而这些双轨制与本文研究的公私部门养老保险双轨制在养老金收益差异和可携带性等特征近乎一致,那么公私部门养老金并轨改革模式以及本文由此得出的发现和启示则能够提供更为普适的借鉴价值。为促进劳动力要素的自由流动和优化配置、实现结构性供给侧改革和经济高质量发展,结合上述分析与中国养老保障制度并轨改革经验,本文提出强化系统思维、

推动养老保险制度与劳动力要素市场化配置联动改革的政策建议,具体包括:

(1)合纵连横、合理分层,稳健推进基本养老保险制度统一进程。中国虽然已经建立了世界上规模最大的养老保障网络,但碎片化严重,具体表现为纵向的低统筹层次和横向的制度性分割,导致各区域间、各类参保人群间养老金待遇差距大、衔接不顺畅,严重阻碍了统一自由的劳动力市场的建立。因此,一方面,应在中央调剂金制度基础上加快全国统筹步伐,尽快实现机关事业单位和企业职工基本养老保险基金在全国行政层面统收统支;另一方面,通过灵活设计缴费方式、增加缴费补贴激励等手段吸纳灵活就业人员、农民工和新业态自雇者完成扩面,从制度全覆盖转变为人人全覆盖。而针对各区域间、各类参保人群间基本养老保险待遇差距过大这一“难点”,可效仿此次养老金并轨“保低限高”做法,在基本养老保险层面统一划定较低标准的养老金替代率参数,并将原本高于这一标准的养老金给付责任交由补充养老保险分担,既可在保障参保者固有权益前提下构建公平统一的基本养老保险制度,也可在明晰权责的基础上减轻政府财政压力、提升市场参与度。

(2)协调企业年金和职业年金共轭共振。企业年金和职业年金共同构成了中国城镇职工补充养老保险制度。此次养老金并轨改革凸显出更为深层次的体制性流动障碍,即公共部门职业年金的广泛设立,相比于私人部门建立企业年金的滞后性和局限性,客观上反而拉大了公私部门员工养老金待遇差距,并且由于企业年金偏好产生了跨部门定向流动。企业年金覆盖仍集中在大型国有垄断性企业,而中小规模非国有企业的企业年金覆盖率极低,因此无法获得养老金并轨引致的人才资源再配置红利,进而演变为企业所有制劳动力市场分割的强化。为此,一方面,应在基本养老保险缴费减负、递延性税收优惠以及集合年金设立上给予更慷慨的支持力度,扩大中小规模非国有企业的企业年金覆盖面,以促进机关事业单位、国有企业人才向非国有企业流动;另一方面,与企业年金灵活的个人缴费和绩效导向型单位匹配缴费机制相比,职业年金的缴费机制固定单一,对公共部门员工激励不足,易产生泛福利化,因此应增加职业年金绩效激励机制设计,如针对超额完成岗位绩效考核标准的机关事业单位人员,可适度提高单位缴费比例。此外,还应完善职业年金和企业年金的制度衔接,在视同缴费年限和工作年限等机制设计中予以更大的兼容度。

(3)完善晋升与绩效激励制度,系统性配合养老保险制度改革。晋升与绩效激励作为劳动力市场内部制度,养老保险作为劳动力市场外部制度,两者在劳动力市场的空间维度上通过用人单位相勾连,在劳动力生命周期的时间维度上通过工资收入相联结,已形成共同影响劳动力个体经济决策和要素市场化配置的制度系统。随着养老保险制度统一,缴费给付机制外生于用人单位和部门,晋升与绩效激励制度将成为用人单位和部门吸引留住人才、提升生产效率的主要工具。特别是公共部门,伴随新人占比逐渐升高,养老保险制度改革将引致离职率攀升、长期维持低效率运作风险,更需要加强以晋升与绩效激励为中心的人事管理制度配套改革。为此,应强化竞争激励,推行岗位竞聘制和选拔录用制,打通灵活上下进出的晋升和退出通道,实现绩效考核常态化,同时实行宽幅浮动和分类管理的薪酬制度,优化薪酬结构,引入并调高绩效工资比重,设置合理的薪酬级差,此外还应强化专业技能、更新知识培训和继续教育,提升专用人力资本和劳动生产率。

〔参考文献〕

- [1]陈纲. 美国州与地方政府公务员养老金系统及其风险管理[J]. 公共行政评论, 2012, (5): 88-115.
- [2]陈振明. 公共管理学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2005.
- [3]贾男, 马俊龙. 非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J]. 管理世界, 2015, (9): 82-91.
- [4]江宇源. 公务员养老金对资本存量的影响——基于两部门 OLG 模型的理论分析[J]. 云南财经大学学报, 2014, (5): 75-84.
- [5]李路路, 朱斌, 王煜. 市场转型、劳动力市场分割与工作组织流动[J]. 中国社会科学, 2016, (9): 126-145.

- [6]李育. 养老保障体系“并轨”改革:美国经验及其启发[J]. 经济学动态, 2014,(10):148-157.
- [7]马草原,程茂勇,侯晓辉. 城市劳动力跨部门流动的制约因素与机制分析——理论解释与经验证据[J]. 经济研究, 2020,(1):99-114.
- [8]宁光杰. 自我雇佣还是成为工资获得者?——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异[J]. 管理世界, 2012,(7):54-66.
- [9]秦雪征,郑直. 新农合对农村劳动力迁移的影响:基于全国性面板数据的分析[J]. 中国农村经济, 2011,(10):52-63.
- [10]孙文凯,白重恩,谢沛初. 户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J]. 经济研究, 2011,(1):28-41.
- [11]吴愈晓. 劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J]. 中国社会科学, 2011,(1):119-137.
- [12]肖严华. 劳动力市场、社会保障制度的多重分割与中国的人口流动[J]. 学术月刊, 2016,(11):95-107.
- [13]杨燕绥,张弛. 养老金并轨促行政体制改革[J]. 中国行政管理, 2015,(2):21-23.
- [14]阳义南,连玉君. 社会保险能降低员工辞职率吗?——中国综合社会调查的双重差分模型估计[J]. 经济管理, 2015,(1):168-179.
- [15]尹志超,甘犁. 公共部门和非公共部门工资差异的实证研究[J]. 经济研究, 2009,(4):129-140.
- [16]于新亮,申宇鹏,李红波. 新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应——兼论对新农合锁定效应的替代[J]. 中国农村观察, 2019,(6):109-126.
- [17]张成福,党秀云. 公共管理学[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2001.
- [18]朱恒鹏,高秋明,陈晓荣. 与国际趋势一致的改革思路——中国机关事业单位养老金制度改革述评[J]. 国际经济评论, 2015,(2):9-28.
- [19]Allen, S. G., R. L. Clark, and A. A. Mcdermed. Pensions, Bonding, and Lifetime Jobs [R]. NBER Working Paper, 1991.
- [20]Altmann, S., A. Falk, A. Grunewald, and D. Huffman. Contractual Incompleteness, Unemployment, and Labour Market Segmentation[J]. Review of Economic Studies, 2014,81(1):30-56.
- [21]Bartel, A. P., and G. J. Borjas. Middle-Age Job Mobility: Its Determinants and Consequences [R]. NBER Working Paper, 1977.
- [22]Buchmueller, T. C., and R. G. Valletta. The Effects of Employer-Provided Health Insurance on Worker Mobility[J]. Industrial and Labor Relations Review, 1996,49(3):439-455.
- [23]Chiappori, P., and B. Salanie. Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets [J]. Journal of Political Economy, 2000,108(1):56-78.
- [24]Cameron, A. C., and D. L. Miller. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference [J]. Journal of Human Resources, 2015,50(2):317-372.
- [25]Diamond, P. A. National Debt in a Neoclassical Growth Model [J]. American Economic Review, 1965,55(5):1126-1150.
- [26]Dickens, W. T., and K. Lang. A Test of Dual Labor Market Theory [J]. American Economic Review, 1984,75(4):792-805.
- [27]Doeringer, P., and M. Piore. Internal Labor Markets and Manpower Analysis[M]. Lexington, MA:Heath, 1971.
- [28]Günther, I., and A. Launov. Informal Employment in Developing Countries: Opportunity or Last Resort[J]. Journal of Development Economics, 2012,97(1):88-98.
- [29]Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier. Pension Portability and Labor Mobility: Evidence from the Survey of Income and Program Participation[J]. Journal of Public Economics, 1993,50(3):299-323.
- [30]Hirano, K., G. W. Imbens, and G. Ridder. Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score[J]. Econometrica, 2003,71(4):1161-1189.
- [31]Hudson, K. The New Labor Market Segmentation: Labor Market Dualism in the New Economy [J]. Social

- Science Research, 2007,36(1):286-312.
- [32]Linardi, S., and C. Camerer. Can Relational Contracts Survive Stochastic Interruptions[R]. California Institute of Technology Working Paper, 2010.
- [33]Lluberas, R. The Effect of Pensions on Job Mobility: Empirical Evidence for the UK [J]. SSRN Electronic Journal, 2008,(12):163-190.
- [34]Madrian, B. C. Employment-Based Health Insurance and Job Mobility: Is There Evidence of Job-Lock[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994,109(1):27-54.
- [35]McCormick, B., and G. Hughes. The Influence of Pensions on Job Mobility [J]. Journal of Public Economics, 1984,23(1-2):183-206.
- [36]Pallares-Miralles, M., C. Romero, and E. Whitehouse. International Patterns of Pension Provision II [R]. World Bank Working Paper, 2012.
- [37]Rabe, B. Occupational Pensions, Wages, and Job Mobility in Germany [J]. Scottish Journal of Political Economy, 2007,54(4):531-552.
- [38]Spilerman, S. Careers, Labor Market Structure, and Socioeconomic Achievement [J]. American Journal of Sociology, 1977,83(3):551-593.
- [39]Tan, H. W., and A. Seike. Pensions and Labor Turnover in Japan [R]. Columbia University Working Paper, 1989.

Pension System Unity and Labor Factor Market Allocation ——Empirical Study on Public-Private Sector Pension Integration

YU Xin-liang, ZHANG Wen-rui, GUO Wen-guang, YU Wen-guang
(School of Insurance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: China's pension insurance system is highly fragmented, resulting in multiple segmentation of the labor market and serious distortion of labor factor allocation, which is particularly prominent between the public and private sectors. Based on China's pension integration policy in 2015, this paper constructed an OLG model including public and private sectors, employees mobility heterogeneity and pension reform policies, and systematically derived the impact of pension integration on the cross-sector mobility of public sector employees by increasing the deemed contribution index and the net pension revenue of public sector employees who choose cross-sector mobility. This paper then selected 2010—2018 CFPS data for an empirical test. The results showed that pension integration can promote labor cross-sector mobility, compared with private sector employees, pension integration has significantly increased the probability of public sector employees' cross-sector mobility by 1.38%, and the promotion effect increased gradually. Pension integration can improve the efficiency of labor market allocation, it specifically has a more significant impact on "middle men" during the transitional period, more hardworking and lower-wage employees in the public sector. But it needs to be noted in particular that setting occupational pension has made public sector employees prefer the private sector with enterprise annuity, which is so-called enterprises annuity preference of directional cross-sector mobility. This paper provided a useful reference for promoting the coordinated reform of China's pension insurance system and market-oriented allocation of labor force and realizing domestic grand circulation.

Key Words: domestic grand circulation; pension integration; labor market segmentation; cross-sector mobility; market allocation efficiency

JEL Classification: H55 J45 J60

〔责任编辑: 覃毅〕