

## 养老金的劳动力市场扭曲

程杰\*

**内容提要** 中国经济体制转轨过程中催生的养老保险制度,对城镇劳动力市场造成了严重的扭曲。利用中国城镇住户调查数据发现,养老金存在两种明显的扭曲效应:一是就业抑制效应,养老金激励使尚处在劳动年龄的人口更早退出劳动力市场,养老金覆盖导致劳动参与率大幅下降,劳动供给时间也有所减少;二是工资抑制效应,养老金作为一种经济补偿干扰了工资形成机制,倾向于压低市场均衡工资,被养老金覆盖使劳动者的小时工资明显下降。规范养老保险制度能够促进劳动力市场发展,矫正劳动力市场扭曲,有助于提高劳动参与率和潜在经济增长率,同时不牺牲甚至提高劳动者的工资福利,养老保险基金平衡也得以改善,一项改革能够获取多重红利。养老保险制度改革关系到劳动力市场和经济的可持续发展,首要任务是消除劳动力市场和经济效率的扭曲,关键目标是要建立与劳动力市场和市场经济相适应的制度体系。

**关键词** 养老金 劳动力市场 就业抑制 工资抑制

### 一 引言

伴随着市场经济体制改革,中国城镇养老保险体系应运而生。该制度设计的初衷较大程度上是服务于20世纪90年代中期开始的国有企业改制,社会养老金肩负起转轨的历史包袱,发挥着保障几千万下岗职工生活的功能。在转轨过程中,由于社会保险

\* 程杰,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,电子邮箱:chengjie@cass.org.cn。本文得到了国家自然科学基金 NSFC-CGIAR 项目“人口变化、城乡人口流动与中国的农业与农村发展”(批准号:71361140370)和国家自然科学基金“养老医疗保障对农村中老年人的劳动供给效应”(批准号:71103198)的资助。本文在第十五届中国青年经济学者论坛和第十五届中国经济学会年会报告交流。

制度改革从属于经济领域的改革，从而丧失了其自身的独立性。不规范的提前退休现象被视为减员增效的一种方式。法定退休年龄从新中国成立初期制定后一直未作大幅调整，男性退休年龄为60岁，女性干部为55岁、普通工人为50岁，特定行业或工种可以提前五年办理退休。很多地方和部门通过提前办理退休的方式（如“内退”最长可以再提前五年办理退休），加快推进国有企事业单位改制。根据人力资源与社会保障部公布的数据，目前中国的平均实际退休年龄只有53岁；中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey, CHNS）数据显示，2000-2006年间女性不满50岁就退休的比例占30%，男性不满55岁就退休的比例占22%（封进、胡岩，2008）。从目前享受养老金人员的年龄分布来看（见图1），在进入老龄阶段（即60岁）前已经享受养老金的人占有较高比例，尤其女性享受养老金的年龄分布峰值几乎不到55岁，不到50岁的人员也占有一定比例，中国实际退休年龄已经严重偏离法定退休年龄。

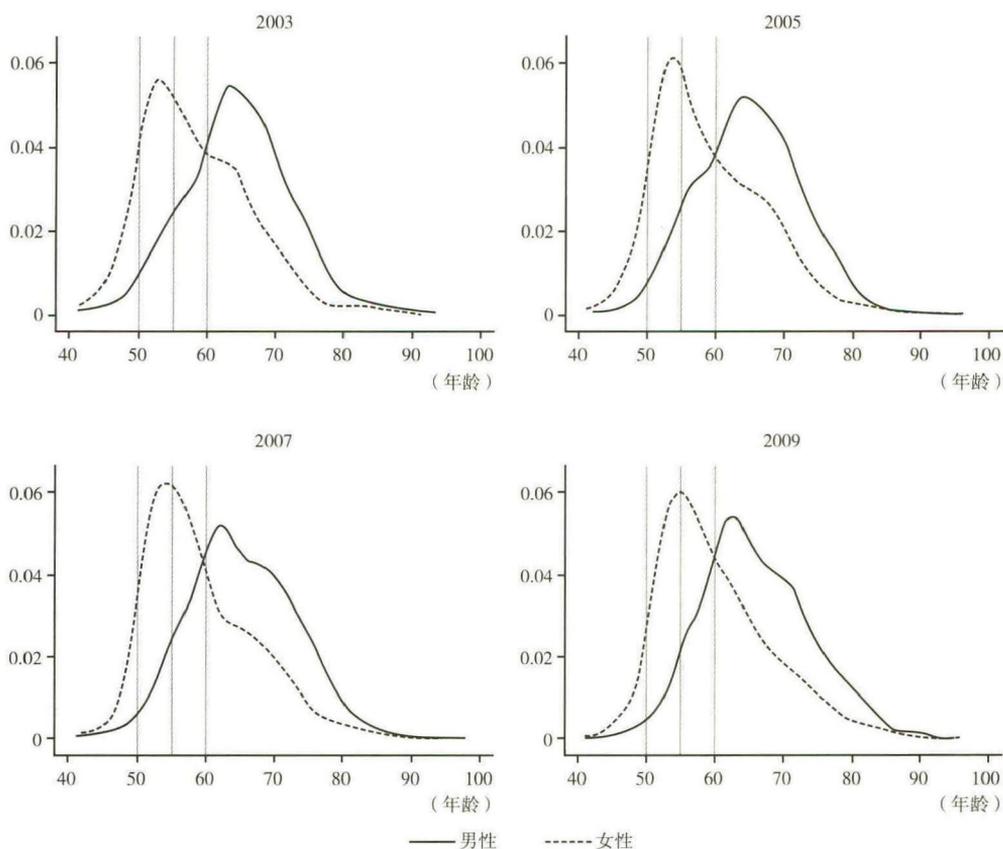


图1 城镇享受养老金待遇人员的年龄分布

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

更为典型的特征是,大量过早退休的4050人员(即40岁以上女性和50岁以上男性,通常所指的城镇就业困难群体)并未真正退出劳动力市场。根据2011年和2012年中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据的估算(程杰,2014a),目前城镇劳动力市场中活跃着一大批“退而不休”的劳动者;一边拿养老金一边继续从事就业活动的人员接近1200万人,其中,尚处在劳动年龄阶段(即60岁以内)的人员接近700万人。张川川(2015)利用2002-2009年的城镇住户调查数据估算发现,大约7.14%的城镇职工在办理退休手续后重新就业,其中,女性退休后重新就业的比重高于男性。城镇4050人员并非完全都是缺乏就业能力的困难群体,他们尚处在年富力强的生命周期阶段。尽管一部分人在享受养老金之后选择退出劳动力市场,但仍然有不少人选择继续工作。特别地,随着劳动力市场的供求结构发生根本性逆转,过早退休人员的劳动参与积极性明显增强。

转轨过程中催生的养老保险制度对于劳动力市场将产生何种影响?目前中国城镇养老保险制度已经超越了生活保障的职能范畴,不规范的制度安排导致养老金某种程度上成为特定群体的经济补偿,由此造成劳动力市场扭曲。一是就业抑制效应,养老金发挥了替代效应,激励尚处在劳动年龄的人口更早退出劳动力市场,劳动供给的负激励使得中国城镇4050人员劳动参与率出现断崖式下降。基于中国城镇住户调查数据的研究发现,养老金存在显著的劳动供给负效应,被养老金覆盖将导致个体劳动参与率下降51.0%,其中,女性和男性的劳动参与率分别下降44.3%和55.4%。二是工资抑制效应,作为一种经济补偿,养老金干扰正常工资形成机制,过早享受养老金的劳动者可以接受更低的保留工资。实证研究表明,养老金对于劳动力市场的工资水平产生了显著的负面影响,被养老金覆盖将使劳动者的工资水平下降47.2%,小时工资下降43.5%,其中,女性和男性的小时工资分别下降36.0%和55.3%。

通过改革养老保险制度消除劳动力市场扭曲,能够在不影响甚至提高工资水平的情况下,显著提高劳动参与率和经济潜在增长率,有效释放出改革红利。中国经济的奇迹离不开大量劳动力从低效率农业部门转移到更高效率的非农部门,也离不开劳动年龄人口快速增长、人口抚养比的逐步下降。但是,前者的“库茨涅茨效应”和后者的“人口红利效应”都已经逐渐消失,人口结构与劳动力市场结构都在发生深刻变革,这已然成为中国经济新常态的基本特征。应对“刘易斯转折点”的到来以及“人口红利”的消失,中国要实现可持续的经济增长及避免中等收入陷阱,只能依靠不断提高

劳动参与率，持续提高城市部门的生产率（蔡昉，2010，2013a）。如何提高劳动参与率，日本近期的经验是瞄准婚育阶段的女性以及年龄偏大的人群，2000-2012年日本25~39岁女性的劳动参与率大幅提高，60岁以上男性的劳动参与率也提高了2.8%，为日本劳动力市场和经济增长做出了积极贡献（青木昌彦，2015）。中国的目标群体应该瞄准4050人员，尤其是过早被养老金覆盖的群体，通过规范养老保险制度能够起到立竿见影的作用。通过粗略的模拟研究发现，若限制劳动年龄人员提前享受养老金，能够使40~59岁人员的劳动参与率提高5.4个百分点，其中，女性和男性分别提高6.2个和4.7个百分点，仅此一项改革就能够提高全社会劳动参与率2.6个百分点，其中，女性和男性分别为3.0个和2.2个百分点。参照Cai & Lu（2013）的研究，劳动参与率提高1个百分点将能够使2016-2020年期间平均潜在产出增长率提高0.86个百分点，据此估算规范养老金制度就能够带来2.2%的潜在产出增长率，改革红利非常可观。

本文的主要目标和创新之处在于观察转型过程中养老保险制度对城镇劳动力市场带来的影响，实证检验养老金造成的工资抑制效应和就业抑制效应，据此提出建立与劳动力市场相协调的养老保险制度，通过改革制度规则促进劳动力市场发展和经济持续增长。

## 二 研究框架、数据与方法

### （一）研究框架

养老保险制度不可避免地影响劳动力市场的运行，养老金作为一种非劳动收入所得，必然会对个体的行为决策尤其是劳动决策产生影响。对于老年阶段的人群，劳动的边际效用开始下降、闲暇的边际效用开始提高，他们的劳动参与率自然开始下降。养老金覆盖对于劳动力市场造成的负面效应相对较弱，作为经济发展与社会公平的体现，这种负面影响也更容易被接受。但是，对于尚处在劳动年龄阶段的人群，养老金覆盖可能会造成较为严重的劳动力市场扭曲，同时也可能带来公平性问题，这种扭曲理应被矫正，本研究聚焦于养老金对于劳动年龄阶段群体带来的负面影响。

养老金究竟通过何种途径扭曲劳动力市场？享受养老金的个体首先要在劳动与闲暇之间进行选择，即进行劳动参与决策，选择退出劳动力市场还是继续留在劳动力市场。若选择退出劳动力市场，养老金对于劳动力市场的影响直接表现为劳动参与率下

降。若选择继续留在劳动力市场，养老金又将产生两种影响：一是继续产生劳动供给效应，表现为劳动供给时间的减少；二是影响市场工资水平，养老金作为一种工资补贴可能降低市场工资水平。养老金的劳动供给效应可以由劳动供给理论来解释，降低劳动参与率和对劳动供给时间的负面影响可以视为“就业抑制效应”，养老金对于市场工资水平的负面影响可以由工资补贴理论来解释，我们将其视为“工资抑制效应”（见图2）。

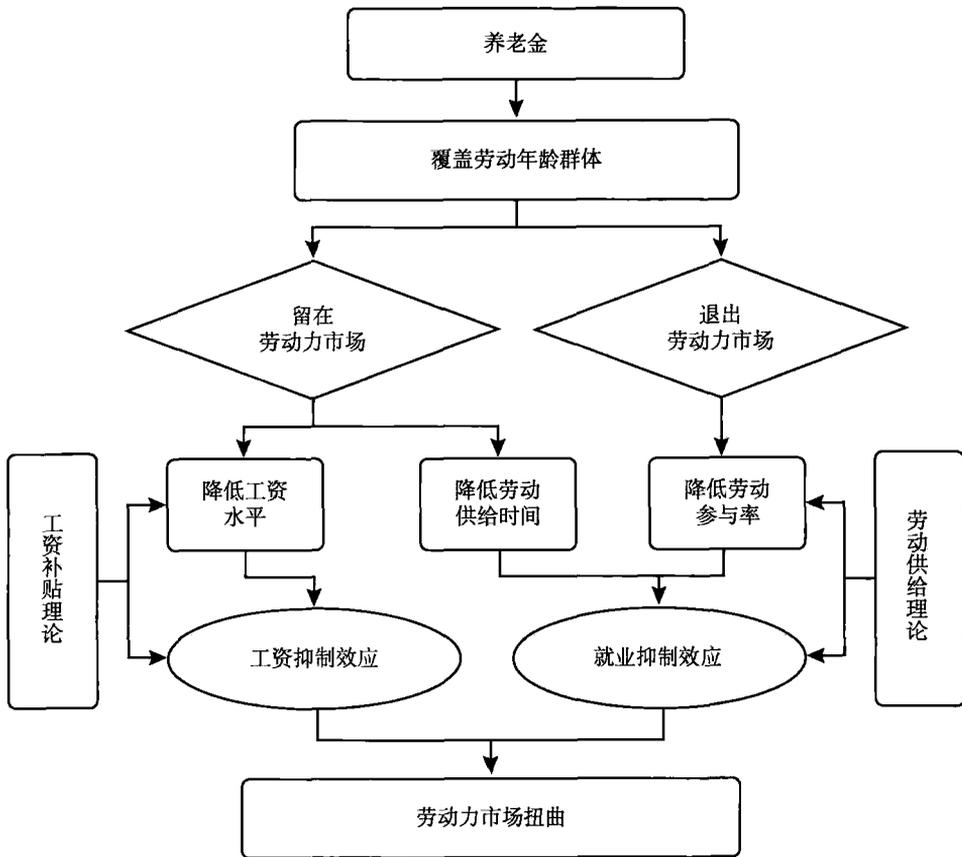


图2 研究思路与分析框架

养老金的就业抑制效应本质上就是劳动供给负效应。按照劳动决策理论或劳动供给理论，作为一种类似于转移支付的养老金可能同时存在收入效应和替代效应。收入效应是指养老金增加了个体的预期收入，在效用最大化原则下个体倾向于降低劳动参与或供给水平，养老保障的劳动供给挤出效应较容易被观察到。从生命周期来看，个

体的终生劳动决策倾向于在工作阶段增加劳动供给，而在接近享受养老金福利的阶段降低劳动供给或完全退出劳动力市场（Schlesinger, 1986）。当然，理论上也存在一种替代效应，养老金可能通过放松个体的预算约束，使劳动者增加人力资本投资、提高劳动的边际报酬以获得更高的劳动收入，从而提高劳动参与或供给水平，发挥了类似于工资率替代效应的作用，这种劳动供给的正面效应并不容易被观察到。通常情况下收入效应会大于替代效应，两者的综合效应更倾向于养老金会降低劳动参与、挤出劳动供给。

养老金的劳动供给负效应在现实中也更多被观察到。社会保障制度被认为是欧美国国家最近几十年劳动参与率持续下降的主要原因之一（Samwick, 1998），英国的职业养老金计划激励中老年人提前退休，显著地降低了劳动参与率（Blundell & Johnson, 1998），而日本推迟享受养老金年龄、削减养老金水平的改革则明显地增加了劳动供给（Oshio et al., 2011）。养老金对劳动力市场的负面影响已经严重拖累了发达国家的经济发展，过早退休趋势不仅加重了财政系统的负担，也成为抑制总体就业的重要因素。因此，养老金改革对劳动力市场的潜在影响成为政策首要关注的问题，对提前退休实施养老金惩罚措施、延迟退休则给予收入补偿成为一种可行的政策选择（Fisher & Keuschnigg, 2010）。社会保险自始至终就存在一个保障与扭曲之间的权衡（Trade-off），劳动者过早退出劳动力市场造成的人力资源浪费是最明显的扭曲效应，这种劳动供给的扭曲效应会直接带来经济损失，因此妥善地弱化扭曲效应也正是各国社会保险改革的重点（Feldstein, 2005）。中国的城乡养老保障制度也在一定程度上反映出其对劳动供给的负面影响（Giles et al., 2012；程杰, 2014b）。

养老金的工资抑制效应本质上就是工资补贴降低了市场的均衡工资水平。养老金可以视为真实工资的组成部分，由政府、雇主或雇员贡献的养老基金可被视为一种延迟支付的工资，对提高养老金的需求也就是对提高工资的需求（DeRoode, 1913）。从劳动者的整个生命周期来看，社会保障福利本质上可被视为一种工资补贴，在工作阶段缴纳的社会保障税费预期能够在退休阶段得到较高回报（Schlesinger, 1986）。选择继续留在劳动力市场中的群体，他们享受的养老金发挥了一种工资补偿或工资替代的作用，尽管名义工资被压低，但包括养老金在内的真实工资才是劳动力市场供求的反映。从雇主的角度来看，养老金发挥了一种劳动力成本补偿的作用，同等情况下有养老金的企业可以用更低的工资水平雇用员工。理论上，如果劳动供给曲线是向上倾斜的，工资补贴将降低市场工资率、提高就业规模或劳动供给时间；如果劳动供给曲线

是向后弯曲的,工资补贴的效应将相反(Barth, 1974)。

现实经验表明,养老金更多地发挥了降低工资水平的作用。近些年发达国家养老金改革与就业的关系备受重视,但福利改革与工资水平关系的研究尚未得到足够关注。实际上福利与工资之间存在替代关系,甚至工资与养老金之间具有完全可替代性(Stern, 1987),削减福利将要求更高的工资水平,相反,更高的福利倾向于降低工资水平。Grogger (2009)利用保留工资数据解决了样本选择问题,以工作时间限制、福利水平约束为主的美国佛罗里达家庭转型计划(Family Transition Program, FTP)为例观察发现,福利水平削减确实使市场工资水平提高约4%。从雇主角度来看,工资补贴降低了新增雇员劳动的边际成本,必然也将反映到市场工资水平中(Kangasharju, 2007)。

但是,从保留工资(reservation wage)理论来看,养老金也可能存在一种提高工资水平的激励。养老金为个体提供了基本的生存保障,他们可能倾向于要求一个更高的工资水平才愿意继续留在工作岗位。发达国家的经验的确观察到这一现象,保留工资与失业保险金存在密切关联,失业金能够发挥降低失业成本和工作搜寻成本的作用,从而提高失业人员的税前保留工资(Burdett, 1979; Shimer & Werning, 2007)。Fishe (1982)和Feldstein & Poterba (1984)分别用真实工资间接推断和直接调查的方法估算救济金对于保留工资水平的边际影响,发现救济金每提高1美元将使税前保留工资提高0.44美元。包括金融资产、养老金资产等的财富与个体的保留工资也存在类似关系,理论模型和实证观察均发现,财富水平倾向于提高保留工资水平、降低就业率(Bloemen & Stancanelli, 2001)。当然,这种保留工资效应首先直接影响劳动参与决策,其次才会作用到市场工资水平,当保留工资水平提高到甚至已经超过他们的边际产出,厂商或雇主也倾向于鼓励他们尽快退休(Stern, 1987)。而且,养老金作为工资补贴对于工资水平的抑制作用,可能通常情况下会超过这种保留工资效应,本文的经验研究将对此进行证实。

按照这一研究思路,本研究关注养老金对于劳动力市场产生的两个关键影响,一是就业抑制效应,二是工资抑制效应。在理论分析上,主要用劳动供给理论解释就业抑制效应,用工资补贴理论解释工资抑制效应;在经验研究上,用劳动参与模型和劳动供给模型实证检验就业抑制效应,用工资决定模型实证检验工资抑制效应。

## (二) 数据说明

本研究使用全国范围的城镇居民住户抽样调查数据。国家统计局城镇住户调查系统覆盖中国所有省(市)和自治区(不包括中国港澳台地区),总样本约为6.5万

户，调查对象为城镇本地地区的常住居民户，采取按规模大小成比例（Probability Proportionate to Size Sampling, PPS）的分层随机抽样方法，调查户每年轮换三分之一，即三年之内所有调查样本全部调整轮换。为保证样本代表性，我们从2003-2009年城镇住户调查系统中，按照随机原则每间隔一年抽取1万家庭户样本，作为本研究的分析样本，个体样本每年大约3万人。四年个体样本共计11.9万人，其中，女性占50.4%，16岁及以上人口占85.7%，40岁及以上人口占51.1%，60岁及以上人口占13.1%<sup>①</sup>。

城镇住户抽样调查的权重以省为单位计算，每一个调查户的权数是该户在省内某一类市县中平均所代表的住户数目，即调查户权数 = 该类市县内所有市区社区/居委会住户总数/该类市县内所有调查户数，同一类市县中各调查户的权数相同。本研究所有实证分析结果均按照此权重进行加权处理。

表1 中国城镇住户抽样调查样本情况

	2003年	2005年	2007年	2009年	合计
家庭户样本(户)	10000	10000	10000	10000	40000
个体样本(人)	30347	29860	29649	29382	119238
性别结构(%)					
女性	50.7	50.2	50.4	50.4	50.4
男性	49.3	49.8	49.6	49.6	49.6
年龄结构(%)					
16岁及以上	85.1	85.6	86.1	85.9	85.7
40岁及以上	49.6	50.5	51.9	52.4	51.1
60岁及以上	12.3	12.7	13.0	14.5	13.1

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

### （三）模型及方法

本研究的主要目标是观察中国养老金制度对于城镇劳动力市场的扭曲，研究方法

<sup>①</sup> 城镇住户调查样本原则上覆盖外地户籍的常住人口，但实际抽样框中主要以本地户籍常住人口为主；调查得到的老龄化水平反映户籍人口的老龄化，比人口抽样调查和人口普查得到的城镇常住人口老龄化水平更高些，后者覆盖了更多的常住流动人口。

选择旨在检验两个关键问题，一是养老金覆盖是否扭曲劳动决策机制，即是否抑制劳动参与和供给水平；二是养老金覆盖是否扭曲工资形成机制，即是否抑制劳动者的市场工资水平。

首先，本研究使用劳动决策模型检验养老金的就业抑制效应。劳动决策模型反映个体的劳动供给行为，可以通过劳动参与率和劳动供给时间来反映，即构建劳动参与模型（Labor Participation Model）和劳动供给模型（Labor Supply Model）。由于劳动时间加总测量不可避免地存在误差，导致劳动时间数据比劳动参与率数据的可靠性更弱（Huffman & El-Osta, 1997），我们以劳动参与模型为基础，将劳动供给模型作为辅助检验方法。个体的劳动决策被视为对于劳动力市场的反应，市场工资率是其决定性因素之一，通常采用的标准模型为：

$$L_i = \alpha + \beta W_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， $L_i$  表示个体的劳动供给行为， $W_i$  表示市场的影子工资水平， $Z_i$  表示个体特征（如性别、教育水平、婚姻状况等）， $\varepsilon_i$  为误差项。经验研究中，影子工资或保留工资信息难以直接获取，以个体的实际工资度量又存在内生性问题，通常用个体所属的特定地区或群体的平均工资代替，以反映市场工资率。我们将养老金因素纳入到扩展的经验模型中：

$$LS_i = \alpha_0 + \beta_1 pension_i + \beta_2 \overline{wage}_i + \beta_3 edu_i + \beta_4 age_i + \beta_5 gender_i + \beta_6 marry_i + \beta_7 year_i + \beta_8 province_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中，被解释变量  $LS$  在劳动参与模型中表示是否从事就业，在劳动供给模型中表示月工作小时数；养老金覆盖  $pension$  是我们最关心的解释变量； $\overline{wage}$  表示个体所属的地区和群体市场工资水平，即特定年份、性别以及所在城市的平均工资；个体特征因素包括受教育年限  $edu$ 、年龄  $age$ 、性别  $gender$  和婚姻状况  $marry$ ，同时也将控制时间（年份）和地区（省份）固定效应<sup>①</sup>。

其次，本研究使用工资决定模型检验养老金的工资抑制效应。利用劳动经济学中经典的明瑟（Mincer）方程（Mincer, 1974）解释工资决定机制，标准的明瑟工资方程采用半对数函数形式：

$$\ln(Y_i) = \alpha + \beta S_i + \gamma_1 E_i + \gamma_2 E_i^2 + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， $Y_i$  表示个体工资， $S_i$  表示受教育程度， $E_i$  表示工作经验， $\varepsilon_i$  为误差项。标准的工资决定模型主要解释劳动力市场对学校教育和在职工作经验两种人力资本投资或积

① 考虑到方程的简洁性，时间、地区维度不在公式（2）和公式（4）的下标中体现。

累的回报水平，经验研究大多在此基础上进行扩展，以更好地解释工资的决定机制或工资差异的来源<sup>①</sup>。我们将养老金因素纳入到扩展的经验模型中：

$$\begin{aligned} \ln(\text{wage}_i) = & \alpha_0 + \beta_1 \text{pension}_i + \beta_2 \text{edu}_i + \beta_3 \text{exp}_i + \beta_4 \text{exp}_i^2 + \beta_5 \text{gender}_i \\ & + \beta_6 \text{marry}_i + \beta_7 \text{industry}_i + \beta_8 \text{occupation}_i + \beta_9 \text{ownership}_i + \beta_{10} \text{year}_i \\ & + \beta_{11} \text{province}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

其中，被解释变量 *wage* 表示工资收入；*pension* 表示是否享受养老金或退休金待遇，反映养老金制度因素的影响；*edu* 和 *exp* 分别表示受教育年限<sup>②</sup>和工作年限<sup>③</sup>，反映个体的人力资本水平，工作年限变量加入二次项；个体特征因素还包括性别 *gender* 和婚姻状况 *marry*。中国作为一个典型的转型经济体，从计划经济向市场经济过渡的过程中，部门之间、行业之间以及区域之间的要素流动仍然受到制度性约束，劳动力市场运行同样受其影响，城镇住户调查系统为更好地观察这些因素提供了条件，*industry* 表示工作单位的所属行业；*occupation* 表示所从事的职业；*ownership* 表示工作单位的所有制性质<sup>④</sup>。实证分析所使用的数据包括 2003 - 2009 年中国 31 个省（市）、自治区（不包括中国港澳台地区），经验模型中将控制年份 *year* 和省份 *province* 变量。

根据中国养老金的制度设计和实际操作办法，一般至少 40 岁及以上的人员才有可

- 
- ① 张珂、赵忠（2013）比较详细地对中国经济转型时期城镇劳动力工资方程进行了文献综述，明瑟工资方程占据核心位置，工资的主要决定因素包括教育、经验、性别、政治身份、所有制、行业、地区等。
- ② 城镇住户调查系统中包含被调查者的文化程度，可据此赋值计算出受教育年限。未上过学的为 0，小学为 6，初中为 9，高中或中专为 12，大学专科为 15，大学本科为 16，研究生（包括硕士和博士研究生）为 20。
- ③ 受限于数据可获得性，经验研究中习惯用年龄或年龄减去受教育年限和学龄前年数（一般为 6 年）作为工作年限的代理变量（王美艳，2009），这种做法存在一定的测量误差；城镇住户调查中包含被调查者参加工作的年份，本研究以调查时点年份减去参加工作年份反映工作年限，这样处理的测量误差相对较小。
- ④ 城镇住户调查系统中的行业分类根据《国民经济行业分类与代码》（GB/T4754 - 2002），包含农林牧渔业、采矿业、制造业、建筑业、金融保险业、社会服务业、国家机关、党政机关和社会团体等 20 个行业门类。职业分类与代码包括国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人、专业技术人员、办事人员和有关人员、商业服务业人员、生产运输设备操作人员等 8 个职业大类。所有制类型由被调查人员的就业情况反映，包括国有单位职工、城镇集体单位职工、股份制和中国港澳台及外资单位、个体或私营业主、个体或私营受雇者以及自雇人员等。

能享受到养老金待遇<sup>①</sup>。为了更准确地观察养老金制度的工资抑制效应,实证分析的基础模型估计样本为40岁及以上人员;在总体样本估计基础上,分别估计男性和女性样本。在基础模型估计之后,我们进一步检验模型估计的稳健性:首先,考虑到工作时间的影响,将被解释变量用小时工资的对数替代,分别利用总体样本和分性别样本进行估计;其次,2007年和2009年的工作时间为估算值,我们再以2003年和2005年的样本(即实际工作时间)进行估计;最后,用法定退休年龄之前(男性年龄在60岁以内、女性年龄在55岁以内)的样本进行估计。

针对本研究的议题,经验上可能存在的质疑主要是自我选择问题(self-selection bias),即是否选择退休并非是一个随机行为,而是个体根据自身的某些特性而做出的一种行为选择,例如更早选择退休是因为自身技能水平低、就业能力差。由此,是否享受养老金可能是一个内生变量。同时,经验上还可能存在样本选择问题(sample selection bias),即并非所有个体都从事劳动并获得工资收入,典型的情形是劳动供给时间变量存在断尾情况:对于那些不工作的人,我们无法观察其劳动时间和工资水平。但是,本文的实证分析将主要基于传统的经典模型估计方法,而不去纠结于内生性检验及其模型处理,主要基于以下四个原因:

首先,转轨过程中城镇劳动者过早退休并非是一个完全自主的决策行为。1990年代中期建立的城镇养老保险制度很大程度上服务于经济体制改革,短时间内大量国有集体企业“关停并转”,提前办理退休成为安置几千万下岗分流人员的应急举措,养老金则发挥着类似于失业保险和提供基本生活保障的功能。在此背景下退休安置成为整个企业、行业甚至国民经济的选择,城镇劳动者并没有太多选择是否办理退休的决策权,而只能被动服从于改制转轨的需要。因此,基于中国特定的转轨特征和制度安排,我们可以将退休安置看成是一个特定环境下的外生政策冲击,这一点与欧美等发达国家的养老金制度有较大差别。

第二,中国的退休制度本身就具有严格的强制性和约束性。对于达到法定退休年龄的城镇劳动者,例如女性工人达到50岁、干部达到55岁,一般情况下必须按照规定办理退休,即使有能力、有意愿继续工作也很难延迟办理退休。中国并没有实施类似于欧美

<sup>①</sup> 当然,理论上存在通过虚报年龄等违规操作,在40岁以前就办理退休手续、享受养老金的情况,现实中也的确存在这种情况。根据城镇住户调查数据,40岁之前领取养老金的特殊样本有203个,占领取养老金全部样本的0.9%;尽管所占比例较小,但也反映出中国退休制度的不规范问题。我们在实证分析中剔除这些样本。

等发达国家的弹性退休制度，即选择更早退休拿到的养老金更少、更迟退休拿到的养老金更多。从这个角度来看，中国的养老金制度安排决定了退休决策具有很强的外生性。

第三，本文更关注转轨过程中养老金制度导致的就业和工资扭曲，至于究竟扭曲程度有多大，弹性值估计有多准确，我们将其放在相对次要的位置。传统研究方法完全能够检验养老金的劳动力市场扭曲是否真实存在。

第四，不可否认的是，自我选择问题和样本选择偏差问题或多或少存在，尤其随着市场经济发展逐渐成熟，养老保险制度规则逐步完善，城镇劳动者有一定的弹性空间根据劳动力市场环境和自身情况选择是否提前退休。对此，在实证分析过程中我们利用倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法（Rosenbaum & Rubin, 1983）和赫克曼（Heckman）样本选择模型（Heckman, 1979）进行辅助性检验<sup>①</sup>，但我们更关心系数的显著性而不是估计值高低。

### 三 养老金的就业抑制效应

养老金作为一种转移性收入，在个体的就业决策中可能存在替代效应，激励他们退出劳动力市场或者减少劳动供给，从而导致整体劳动参与率下降。养老金覆盖与劳动参与率分布显示（见图3），不管是男性还是女性，享受养老金群体的劳动参与率要低于未享受养老金人员，尤其是在40~60岁之间，两个群体的劳动参与率差异非常明显，随着年龄增加劳动参与率的差距逐渐收敛。

经典的劳动参与模型估计显示（见表2），在控制了市场工资水平、个体人力资本水平、性别等因素之后，养老金覆盖显著地降低了劳动参与率，被养老金覆盖将导致个体劳动参与率大幅下降51.0%；分性别样本模型估计显示，养老金覆盖将导致女性和男性的劳动参与率分别下降44.3%和55.4%。男性的边际效应之所以大于女性，主要归因于男性法定退休年龄更迟，而且养老金水平相对更高。即便考虑到可能存在的内生性问题，按照劳动参与模型的基本结构，采用PSM方法估计显示，养老金覆盖同

<sup>①</sup> 我们也可以试图借助工具变量方法或处理效应模型（Treatment Effect Model）处理内生性问题，但一个真正好的工具变量是“可遇而不可求”的。参照通常的处理方式，可以选择城市层面的养老金覆盖率（如2003年城市层面的女性养老金覆盖率）作为工具变量，城市层面变量能够较好地反映个体样本的养老金可获得性，但并不直接影响个体的劳动决策和工资水平。尽管逻辑上说得通，有效性检验也可以通过，但我们并不认为它一定就是很好的工具变量。因此，与其增加不确定性，我们宁愿选择传统但更稳定的模型方法。

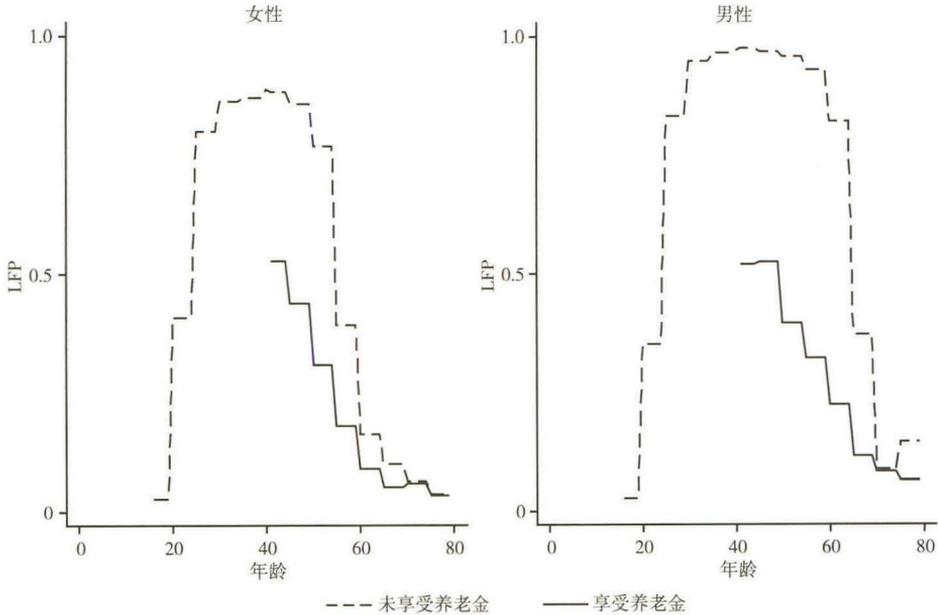


图3 养老金覆盖与劳动参与率

注：图中纵轴表示劳动参与率（Labor Force Participation Rate, LFP）；曲线表示每5岁年龄组的平均劳动参与率。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

样会显著地降低劳动参与率<sup>①</sup>。从更宏观的城市层面视角观察，养老金覆盖与劳动参与率呈现出显著的负向关系（见图4）。根据城镇住户调查个体数据汇总计算出所有地级市的养老金覆盖率（40~59岁人群）以及城市劳动参与率（16~59岁劳动年龄人口），两者的拟合结果显示出高度的负相关关系，进一步反映出养老金覆盖对于城镇劳动力市场产生的就业抑制效应。养老金制度对于城镇劳动力市场产生强烈的影响，激励40岁及以上人员更早地退出劳动力市场，若没有过早享受养老金，他们应该能够继续活跃在劳动力市场，为经济社会发展继续创造价值。

① 匹配方法采用核匹配（kernel matching），根据PSM估计结果，处理组与控制组的平均处理效应（Average Treatment Effect, ATT）的差异为-0.2908，并在1%的显著性水平上通过检验。这意味着在处理后可能存在的自我选择偏差之后，养老金覆盖将导致劳动参与率下降约30%。分性别样本分别估计显示，女性与男性的平均处理效应（ATT）差异分别为-0.2881和-0.3367。对照OLS估计结果来看，即使自我选择产生的内生性问题确实存在，这种偏差仅仅会高估边际效应，并不足以影响显著性。

表2 养老金的就业抑制效应估计结果（劳动参与模型）

解释变量	变量说明	总体	女性	男性
pension	养老金覆盖(是=1,否=0)	-0.5096 *** (0.0112)	-0.4426 *** (0.0148)	-0.5543 *** (0.0177)
wage_m	市场工资水平	0.1293 *** (0.0239)	0.1336 *** (0.0319)	0.0667 ** (0.0301)
edu	受教育年限	0.0322 *** (0.0020)	0.0416 *** (0.0029)	0.0162 *** (0.0021)
age	年龄	-0.0275 *** (0.0009)	-0.0280 *** (0.0012)	-0.0185 *** (0.0010)
gender	性别(男=1,女=0)	0.2095 *** (0.0155)	/	/
marry	婚姻(有配偶=1,无配偶=0)	0.2793 *** (0.0824)	-0.0538 (0.1204)	0.6286 *** (0.0669)
year	年份	√	√	√
province	省份	√	√	√
pseudo R <sup>2</sup>		0.53	0.45	0.60
obs.	样本量	57002	28476	28526

注：√表示该变量已控制；括号里的数值表示稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示模型估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

养老金对于不同年龄组群体的劳动参与决策存在不同程度的影响。根据分年龄组的劳动参与模型估计（见表3），总体上养老金覆盖对劳动参与率的边际效应呈现出倒U型特征。随着年龄逐渐增加，养老金的就业抑制效应越来越强，劳动参与率的边际效应越来越大；但进入到退休年龄或老龄阶段之后，由于就业能力的下降，养老金的就业抑制效应又开始逐渐减弱。以总体模型的估计结果来看，养老金覆盖将使40~44岁人员的劳动参与率下降27.0%，45~49岁人员的劳动参与率下降32.4%，50~54岁和55~59岁人员的劳动参与率下降幅度高达52.9%和54.7%；进入到老龄阶段之后，养老金覆盖的就业抑制效应开始减弱，60~64岁人员的劳动参与率下降31.8%，65岁及以上人员的边际影响仅为6.0%。这种边际效应变化特征符合劳动力市场和生命周期规律，在40~50岁之间大多数劳动者的健康状况较好、就业能力较强，在劳动力市场上仍然受到欢迎，而且他们的养老金水平也相对较低，因此即便享受养老金也更愿意继续活跃在劳动力市场上；随着年龄逐渐增长，他们在劳动力市场上的竞争力趋于下

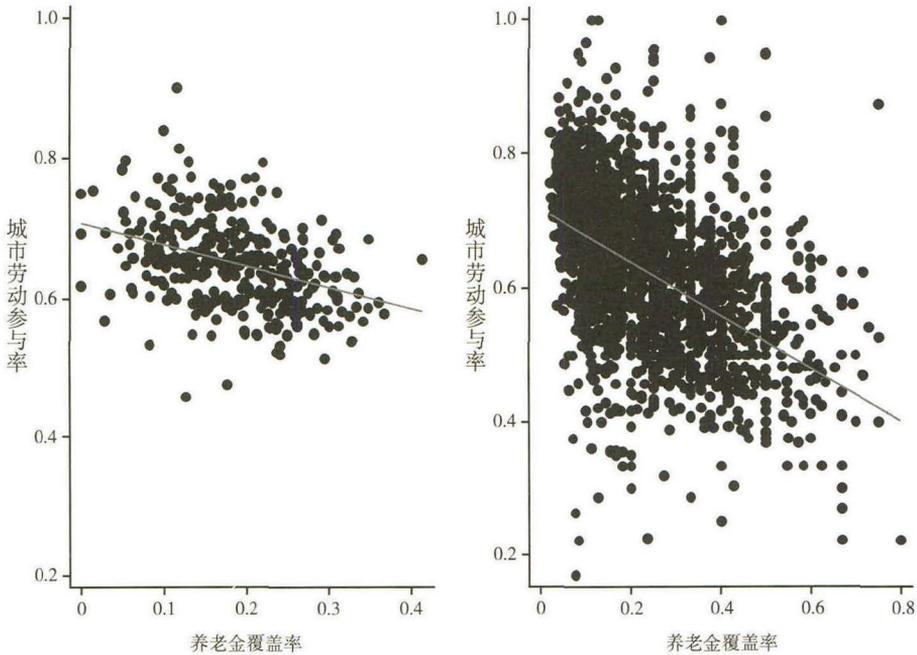


图4 城市层面观察养老金覆盖率与劳动参与率

注：左图数据为2003-2009年地级市层面的总体平均水平，右图数据为2003-2009年分年份、分性别地级市层面的平均水平；养老金覆盖率为城市40~59岁群体中已经享受养老金人员所占比例；劳动参与率为城市16~59岁劳动年龄人口的劳动参与率，若用40~59岁人员的劳动参与率进行拟合，斜率将更大。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

降，与此同时养老金水平趋于上升，因此在被养老金覆盖后更愿意直接退出劳动力市场<sup>①</sup>；进入到老龄阶段之后，受到实际就业能力限制，养老金覆盖对于劳动参与决策影响已经不再那么敏感。这也给我们提示，若寄希望于延迟退休年龄缓解人口老龄化带来的劳动力短缺问题，将法定退休年龄从60岁延长到65岁或者更高，实际效果将是有限的；相对而言，严格规范实际退休年龄，将领取养老金的年龄限定在60周岁，这项改革举措产生的实际效果更强。

根据劳动供给模型估计（见表4），养老金覆盖同样具有显著的劳动供给挤出效应。

<sup>①</sup> 根据张川川（2015）的经验研究，养老金收入上涨是导致退休人口就业率在2002-2009年间出现显著下降的最主要原因，这一期间男性和女性退休人口就业率分别下降19.58%和33.48%。

表3 养老金对不同年龄组群体劳动参与率的边际影响

年龄组	总体	女性	男性
40~44岁	-0.2703 *** (0.0594) [10836]	-0.3027 *** (0.0746) [5449]	-0.4416 *** (0.1232) [5327]
45~49岁	-0.3238 *** (0.0413) [11694]	-0.4034 *** (0.0445) [5872]	-0.3285 *** (0.1080) [5822]
50~54岁	-0.5294 *** (0.0212) [11214]	-0.5439 *** (0.0231) [5708]	-0.6402 *** (0.0434) [5506]
55~59岁	-0.5473 *** (0.0233) [7979]	-0.3399 *** (0.0423) [3942]	-0.6224 *** (0.0297) [4031]
60~64岁	-0.3182 *** (0.0373) [5498]	-0.1213 *** (0.0361) [2808]	-0.5075 *** (0.0535) [2689]
65岁及以上	-0.0604 *** (0.0186) [9763]	-0.0300 *** (0.0136) [4682]	-0.1264 *** (0.0472) [5081]

注：根据劳动参与模型估计得到边际效应，控制变量与前面总体模型一致；由于篇幅限制，只汇报养老金覆盖的估计系数，其他解释变量省略；圆括号里的数值表示稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示模型估计系数在1%、5%和10%的水平上显著；方括号里的数值为样本量；由于模型中存在个别样本缺失的现象，导致55~59岁和60~64岁年龄组中分性别回归的样本量之和与总样本中的样本量不相等。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

表4 养老金的就业抑制效应估计结果（劳动供给模型）

变量	变量说明	OLS	Tobit	Truncated	Heckman
pension	养老金覆盖(是=1,否=0)	-82.0412 *** (1.4284)	-126.1840 *** (2.8345)	-5.3747 *** (0.2358)	-4.1032 *** (1.3855)
wage_m	市场工资水平	12.0980 *** (2.2147)	17.0750 *** (3.6252)	-0.9426 ** (0.4005)	-2.6680 *** (0.6504)
edu	受教育年限	3.0295 *** (0.1576)	4.8454 *** (0.3009)	-0.2003 *** (0.0245)	-0.7756 *** (0.0694)
age	年龄	-2.8262 *** (0.0638)	-5.2868 *** (0.1425)	-0.0670 *** (0.0129)	-0.2248 *** (0.0450)
gender	性别(男=1,女=0)	22.9864 *** (1.3615)	34.5311 *** (2.2462)	4.6665 *** (0.2148)	5.8458 *** (0.4816)

续表

变量	变量说明	OLS	Tobit	Truncated	Heckman
marry	婚姻(有配偶=1,无配偶=0)	25.6303 *** (10.2036)	39.1879 *** (15.5195)	1.9772 ** (0.8256)	8.3883 ** (3.6648)
year	年份	√	√	√	√
province	省份	√	√	√	√
R <sup>2</sup> /pseudo R <sup>2</sup>		0.59	0.11	/	/
censored obs.	截断样本量	/	24511	/	24999
obs.	样本量	57002	57002	32491	58066

注：√表示该变量已控制；括号里的数值表示稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示模型估计系数在1%、5%和10%的水平上显著；Heckman 模型报告第二阶段的估计结果，选择方程估计结果省略。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

不管是最小二乘估计 (OLS)、样本选择 (Tobit) 模型估计，还是截断 (Truncated) 模型及 Heckman 两阶段模型估计，养老金覆盖的边际效应均显著为负，反映出养老金覆盖将导致劳动供给水平显著下降。估计系数值的差距主要由于模型估计方法不同<sup>①</sup>，OLS 和 Tobit 模型的估计结果综合考虑了劳动参与和劳动供给时间，而 Truncated 和 Heckman 两阶段估计剔除了劳动参与的影响，仅考虑劳动供给时间效应，这意味着养老金不仅降低了劳动参与率，同时也减少了继续工作群体的劳动时间。或者说，就业抑制效应不仅在退出劳动力市场的群体中体现，也在继续留在劳动力市场的群体中体现，但后者的劳动供给负面效应相对较弱。养老金水平与劳动供给时间的散点图（见图5）也显示，两者之间存在相对较弱的负相关性<sup>②</sup>。因此，劳动参与模型与劳动供给模型的实证分析结果，符合前面研究设计的基本思路和分析框架，养老金的就业抑制效应同时体现在降低劳动参与率和削减劳动时间两个方面。

① PSM 估计结果显示，处理组与控制组平均处理效应 (ATT) 的差异为 -4.98，且在1%的显著性水平上通过检验。这意味着在处理了可能存在的自我选择偏差之后，养老金覆盖将导致劳动时间减少约5小时，这与 Truncated 和 Heckman 两阶段估计结果接近。根据分性别样本分别估计，女性与男性的平均处理效应 (ATT) 差异分别为 -4.03 和 -7.35。

② 参照劳动供给模型的基本结构，OLS 估计显示，养老金水平的劳动供给弹性仅为 -0.001。更准确地估计养老金水平的劳动供给弹性是有意义的，但是，从劳动力市场的扭曲程度来看，养老金覆盖相对于养老金水平更为重要、影响更大。而且，实证分析中也存在度量问题，通常情况下养老金水平的调查测量偏差要比养老金覆盖率更大，类似于劳动参与率和劳动供给水平的研究。

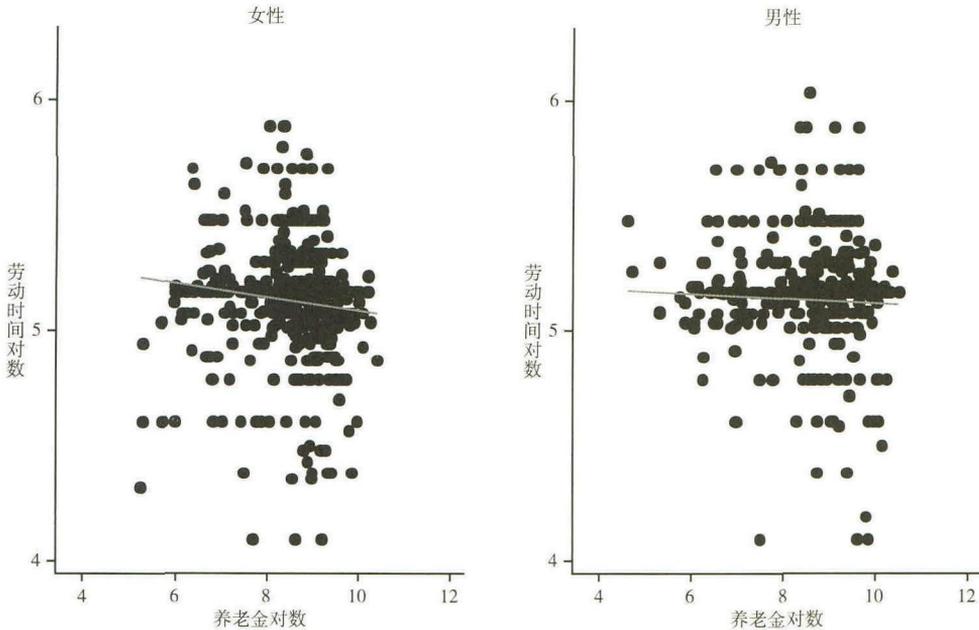


图5 养老金水平与劳动供给水平关系

注：散点图表示2003-2005年所有享受养老金且继续工作的样本中，养老金对数与月工作小时对数之间的关系；2007年和2009年城镇住户调查没有涉及工作时间。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

养老金制度激励4050人员过早退出劳动力市场，严格规范养老金制度，禁止提前办理退休享受养老金，能够有效提高劳动参与率。假定严格规范60周岁的法定退休年龄，在达到此年龄之前禁止提前享受养老金待遇，根据前面实证模型的估计结果，养老金覆盖在不同年龄组中存在不同的劳动参与率边际影响，据此模拟估算规范养老金制度带来的劳动参与率的变化（见图6），可以看出，不管是男性还是女性，40~60岁之间群体的劳动参与率均有显著提高，从而有助于提高全社会的劳动参与率。

根据模拟分析结果（见表5），规范养老金制度后，40~59岁人员的劳动参与率能够提高平均5.4个百分点，其中女性和男性分别提高6.2个和4.7个百分点，养老金改革对于劳动参与率的积极作用是非常可观的。即便是16~59岁劳动年龄人口，改革后也将能够提高全社会劳动参与率2.6个百分点，其中女性和男性分别为3.0个和2.2个百分点。劳动供给是经济增长的核心要素之一，总体劳动参与率提高一个百分点就意味着全社会劳动供给增加1%，假定按照通常认可的劳动产出弹性为0.4，即劳动供给增加1%带来产出增长0.4%；规范养老金制度将能够使总体劳动参与率提高2.6%，由此带来约1%的经济增长。若按照Cai & Lu（2013）对于中国未来潜在经济增长率的

研究，假定每年劳动参与率提高1个百分点，2016-2020年期间平均潜在产出增长率能够提高0.86个百分点，据此规范养老金制度就能够带来2.2%的潜在产出增长率。这项改革不仅能够矫正劳动力市场扭曲，消除收入分配不公，同样也能够带来非常可观的经济增长贡献，养老金改革可以成为挖掘中国经济增长潜力的重要渠道。

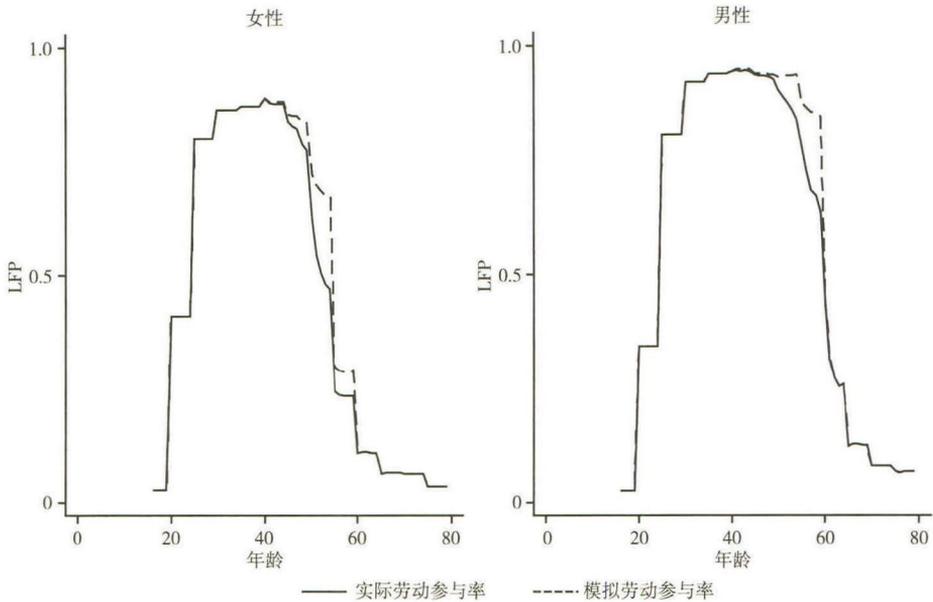


图6 规范养老金制度带来的劳动参与率变化

注：同图3。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

表5 规范养老金制度带来的劳动参与率变化

	年龄组	女性	男性	总体
实际劳动参与率①	40~59岁	0.649	0.906	0.777
	16~59岁	0.667	0.816	0.740
	16岁及以上	0.574	0.709	0.640
模拟劳动参与率②	40~59岁	0.710	0.953	0.831
	16~59岁	0.697	0.838	0.766
	16岁及以上	0.599	0.730	0.664
变动 = ② - ①	40~59岁	0.062	0.047	0.054
	16~59岁	0.030	0.022	0.026
	16岁及以上	0.025	0.021	0.023

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

## 四 养老金的工资抑制效应

养老金覆盖与工资水平分布显示（见图7），享受养老金的劳动者工资水平分布曲线呈现出明显的左偏，相对于未享受养老金的劳动者，工资水平整体上要更低。即便考虑到劳动时间可能存在的差异，从小时工资分布图来看，享受养老金的劳动者同样也呈现出更低的工资水平，被养老金覆盖的群体可能更容易接受较低的工资水平。养老金覆盖与工资水平分布特征，在男性和女性群体中均得以体现。观察2003-2009年不同年份的工资水平分布情况（见图8），工资收入与小时工资分布曲线呈现出向右

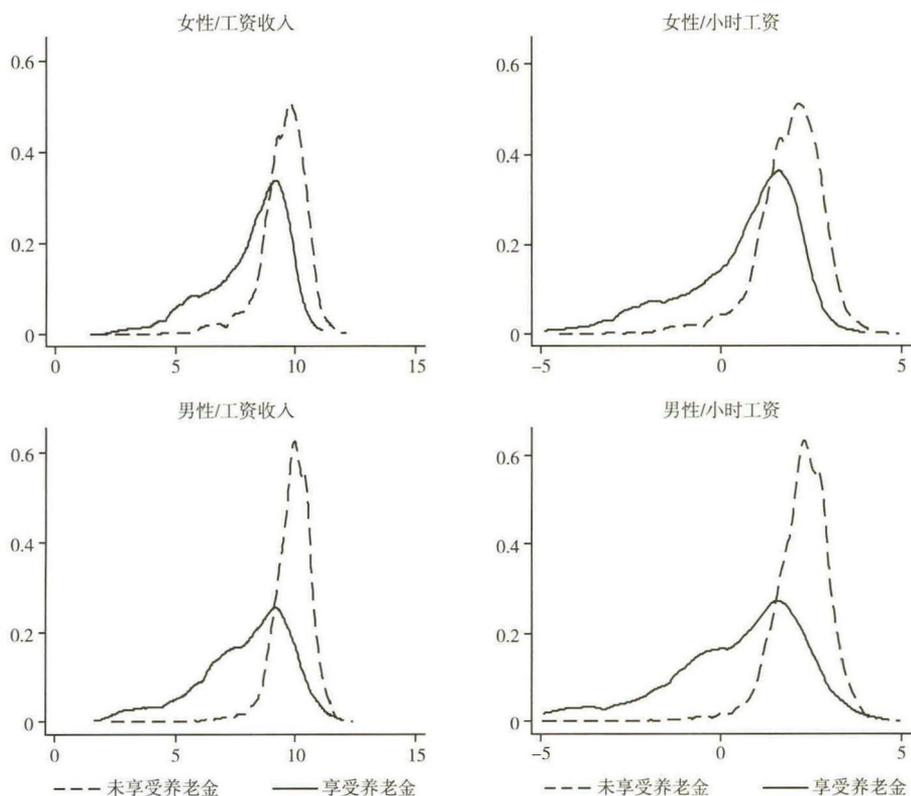


图7 养老金覆盖与工资水平分布

注：纵轴表示核密度分布概率（density），横轴表示工资收入或小时工资的对数；2007年和2009年城镇住户调查没有统计工作时间，我们用2003年和2005年分性别、分养老金覆盖的平均工作时间替代；估计方法采用Kernel核密度估计。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

移动，反映出城镇劳动者工资水平在逐渐提高，不管是工资总额还是小时工资，各年份享受养老金的劳动者工资曲线均呈现左偏，要明显低于未享受养老金的普通劳动者。从工资分布特征来看，被养老金覆盖的群体在劳动力市场中接受了相对更低的工资。

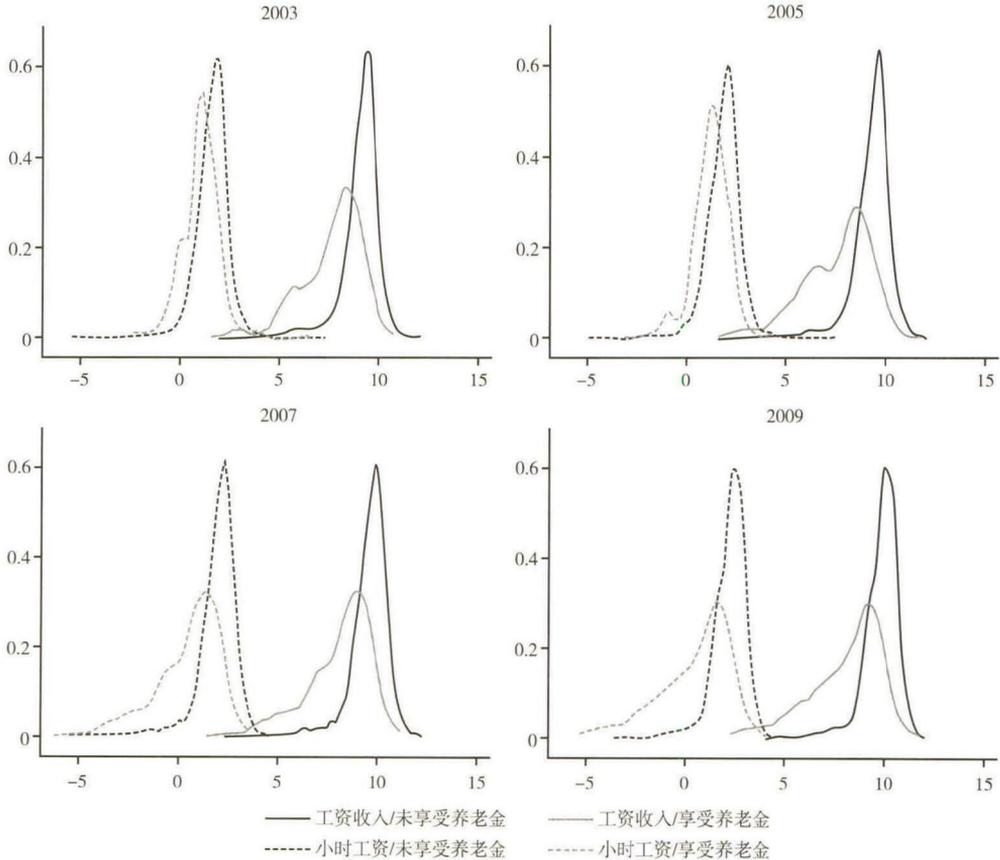


图8 不同年份养老金覆盖与工资水平分布

注：纵轴表示核密度分布概率（density），横轴表示工资总额或小时工资对数；其中，图中右边两条曲线表示为工资总额的对数分布，左边两条曲线表示小时工资的对数分布；2007年和2009年享受养老金的小时工资分布曲线左尾相对更长，主要由于工作时间用2003年和2005年平均工作时间替代处理，少部分样本的实际劳动供给时间被高估，小时工资被低估；估计方法采用Kernel核密度估计。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

从平均工资水平来看（见表6），享受养老金的劳动者平均工资水平仅相当于正常劳动者的33%~38%，2003年享受养老金的劳动者年平均工资为4849元，仅为正常劳动者工资水平的38%，2009年享受养老金的劳动者年工资水平为8887元，仅为正常劳动者工资水平的35%。分性别来看，享受养老金的男性劳动者工资水平仅为正常劳动

者的 35% 左右，女性仅为正常劳动者的 40% 左右。从不同年龄组来看（见表 7），养老金覆盖总体上都对应对着更低的工资水平，例如，2003 - 2009 年 50 ~ 54 岁正常劳动者的年平均工资为 23037 元，而享受养老金的劳动者工资水平仅为 8772 元，相当于正常劳动者的 38%。如此之大的工资差异显然不能够完全由人力资本水平差异来解释。

表 6 养老金覆盖与平均工资水平

单位：元/年

年份	未享受养老金			享受养老金		
	女性	男性	总体	女性	男性	总体
2003	10814	14259	12864	4776	4944	4849
2005	13310	17517	15851	5077	5558	5295
2007	16922	22903	20558	6699	8541	7464
2009	21439	27928	25371	8188	9854	8887

资料来源：根据 2003 年、2005 年、2007 年和 2009 年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

表 7 分年龄组的养老金覆盖与平均工资水平

单位：元/年

年龄组(岁)	未享受养老金			享受养老金		
	女性	男性	总体	女性	男性	总体
40 ~ 44	19629	26090	22939	12637	8981	11372
45 ~ 49	19362	27031	23506	7053	11511	7880
50 ~ 54	21406	23772	23037	8296	11518	8772
55 ~ 59	18831	25089	24319	8657	9598	9046
60 ~ 64	3175	21511	16322	5157	10765	9227
65 ~ 69	4320	13776	7748	2487	5942	4801
70 ~ 74	5183	20999	10594	2805	3934	3603
75 ~ 79	2537	23360	6592	3691	1505	2135

资料来源：根据 2003 年、2005 年、2007 年和 2009 年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

基于明瑟工资方程的模型估计显示（见表 8），在控制了人力资本（受教育水平与工作经验）、性别、行业、职业、单位类型等因素之后，养老金对于劳动力市场的工资水平产生了显著的负面影响，被养老金覆盖将使劳动者的工资水平下降

47.2%。分性别样本的模型估计显示,养老金覆盖将使女性劳动者的工资水平下降39.0%,使男性劳动者的工资水平下降59.5%。即便考虑到可能存在的内生性问题,按照与明瑟工资方程类似的模型结构,采用PSM方法估计显示,养老金覆盖同样显著地降低了工资水平<sup>①</sup>。由此可见,养老金对于劳动力市场产生了显著的工资抑制效应,被养老金覆盖后劳动者的实际工资水平将显著下降;相对来看,养老金覆盖对于男性劳动者的工资抑制效应更强,这可能主要是因为男性的养老金水平更高。

表8 养老金的工资抑制效应估计结果(工资对数)

解释变量	变量说明	总体	女性	男性
pension	养老金覆盖(是=1,否=0)	-0.4715 *** (0.0426)	-0.3903 *** (0.0477)	-0.5951 *** (0.0799)
edu	受教育年限	0.0608 *** (0.0031)	0.0642 *** (0.0053)	0.0590 *** (0.0039)
exp	工作年限	0.0100 *** (0.0038)	0.0008 (0.0047)	0.0111 * (0.0059)
exp <sup>2</sup>	工作年限平方	-0.0001 * (0.0001)	0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)
gender	性别(男=1,女=0)	0.1728 *** (0.0144)	/	/
marry	婚姻(有配偶=1,无配偶=0)	0.2409 (0.1576)	0.0337 (0.1773)	0.6028 * (0.3151)
industry	行业	√	√	√
occupation	职业	√	√	√
ownership	单位类型	√	√	√
year	年份	√	√	√

① 根据PSM估计结果,处理组与控制组的平均处理效应(ATT)的差异为-0.3479,并在1%的显著性水平上通过检验。这意味着在控制了自我选择产生的内生性问题之后,养老金覆盖将导致个体的工资水平下降约35%,工资抑制效应依然很强。分性别样本的估计显示,女性与男性的平均处理效应(ATT)差异分别为-0.1724和-0.4501。对照OLS估计结果来看,若自我选择产生的内生性问题确实存在,那么,这种偏差仅仅会高估边际效应,并不足以影响显著性。

续表

解释变量	变量说明	总体	女性	男性
province	省份	√	√	√
cons	常数项	8.7181 *** (0.1810)	8.9975 *** (0.2283)	8.5060 *** (0.3374)
R <sup>2</sup>		0.46	0.47	0.42
obs.		28117	10957	17160

注：√表示该变量已控制；括号里的数值表示稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示模型估计系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据 2003 年、2005 年、2007 年和 2009 年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

作为模型估计的稳健性检验，我们利用小时工资作为被解释变量，考虑工作时间可能存在差异；同时，在总体样本估计的基础上，利用 2003 - 2005 年子样本（实际调查的工作时间）和处于法定退休年龄之前的样本（即提前退休样本）进行估计，以进一步检验养老金的工资抑制效应。模型估计显示（见表 9），被养老金覆盖将导致劳动者的小时工资下降 43.5%；分性别样本的估计表明，享受养老金将使女性和男性的小时工资分别下降 36.0% 和 55.3%<sup>①</sup>；2003 - 2005 年样本的估计表明，养老金覆盖将导致小时工资下降 36.4%；法定退休年龄之前样本的估计显示，养老金覆盖将导致小时工资下降 41.9%，估计结果与前面工资对数模型的估计结果基本一致。从教育回报率估计结果来看，小时工资模型估计的教育回报率在 6.1% 左右，女性与男性分别约为 6.5% 和 5.9%，这与诸多相关研究基本相近（张珂、赵忠，2013）<sup>②</sup>，也反映出实证模型的稳健性。从更宏观的城市层面视角观察，养老金覆盖与工资水平也呈现出显著的负向关系（见图 9），根据城镇住户调查个体数据汇总计算出所有地级市的养老金覆盖率（40 ~ 59 岁人群）以及平均工资水平（16 岁及以上全部就业人员），两者的拟合结

① 类似地，我们采用 PSM 估计方法观察小时工资对数变化，结果显示，处理组与控制组的平均处理效应（ATT）的差异为 -0.3009，分性别样本估计得到的女性与男性的 ATT 差异分别为 -0.1401 和 -0.3939；这意味着考虑自我选择的内生性问题之后，养老金覆盖将导致个体小时工资下降 30%，女性和男性分别下降 14% 和 39%。

② 根据张珂和赵忠（2013）对于中国城镇劳动力工资决定的文献综述，教育回报率在 20 世纪 80 ~ 90 年代处于相对较低水平，大多数研究结果在 2% ~ 6% 之间，但趋势上呈现稳定增长特征；相关研究表明，2000 年左右教育回报率达到 6% ~ 8%，而且，女性教育收益率持续高于男性。

果显示出高度的负相关关系，进一步反映出养老金覆盖对于城镇劳动力市场产生的工资抑制效应。

表9 养老金的工资抑制效应估计结果（小时工资对数）

解释变量	变量说明	总体	女性	男性	2003-2005 样本	法定退休年龄前
pension	养老金覆盖 (是=1,否=0)	-0.4352 *** (0.0427)	-0.3595 *** (0.0478)	-0.5527 *** (0.0802)	-0.3639 *** (0.0410)	-0.4190 *** (0.0482)
edu	受教育年限	0.0609 *** (0.0031)	0.0646 *** (0.0053)	0.0589 *** (0.0039)	0.0569 *** (0.0033)	0.0610 *** (0.0032)
exp	工作年限	0.0105 *** (0.0038)	0.0016 (0.0048)	0.0119 ** (0.0060)	0.0237 *** (0.0050)	0.0075 ** (0.0038)
exp <sup>2</sup>	工作年限平方	-0.0001 * (0.0001)	0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0003 *** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
gender	性别 (男=1,女=0)	0.1489 *** (0.0145)	/	/	0.1421 *** (0.0166)	0.1534 *** (0.0147)
marry	婚姻(有配偶=1, 无配偶=0)	0.2269 (0.1574)	0.0301 (0.1755)	0.5768 * (0.3147)	0.1256 (0.1527)	0.1895 (0.1599)
industry	行业	√	√	√	√	√
occupation	职业	√	√	√	√	√
ownership	所有制类型	√	√	√	√	√
year	年份	√	√	√	√	√
province	省份	√	√	√	√	√
Cons	常数项	1.1317 *** (0.1813)	1.4002 *** (0.2282)	0.9021 *** (0.3375)	0.9358 *** (0.1858)	1.1951 *** (0.1850)
R <sup>2</sup>		0.43	0.46	0.40	0.36	0.43
obs.		28083	10941	17142	13934	26896

注：√表示该变量已控制；法定退休年龄前样本指男性年龄在60岁以内、女性年龄在55岁以内的样本；括号里的数值表示稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示模型估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

养老金制度覆盖产生的工资扭曲效应是毋庸置疑的，我们自然会追问，养老金水平的变化是否会影响工资扭曲的程度。尤其2005年以来，决策部门为缓解养老金双轨制的矛盾，连续以每年10%的增幅提高城镇企业退休人员养老金，以逐步缩小企业与机关事业单位的养老金差距，政策直接干预养老金水平变化是否会增强工资扭曲效应

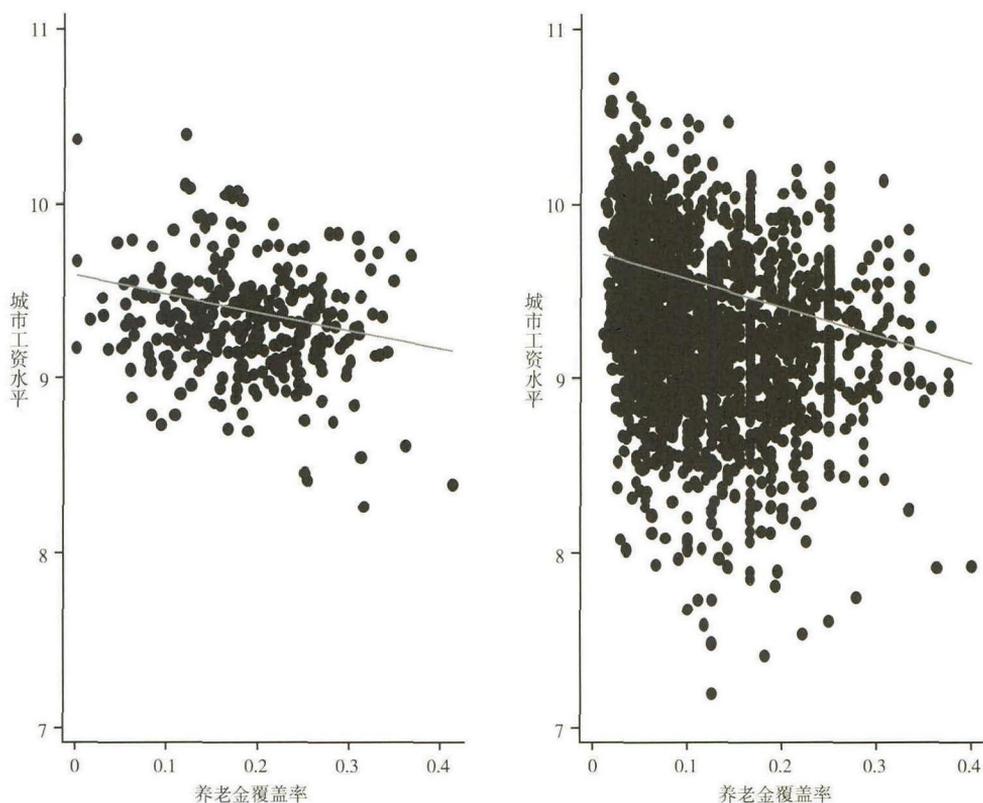


图9 城市层面观察养老金覆盖率与工资水平

注：左图数据为2003-2009年地级市层面的总体平均水平，右图数据为2003-2009年分年份、分性别地级市层面的平均水平；养老金覆盖率为城市40~59岁群体中已经享受养老金人员所占的比例；工资水平为城市16岁及以上全部就业人员的工资水平对数。

资料来源：根据2003年、2005年、2007年和2009年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

呢？准确地估计养老金水平与工资水平之间的替代弹性并不是一件容易的事情。我们在这里简单观察两者之间的关系，根据城镇住户调查个体样本拟合的散点图可以看出（见图10），养老金对数与小时工资对数之间呈现出较为明显的负相关性，养老金水平提高倾向于进一步降低劳动力市场的工资水平。Heckman两阶段估计显示，在控制了个人特征、年份、地区等因素之后，养老金水平的小时工资替代弹性达到 $-0.5158$ ，并在1%的显著性水平上通过检验。这意味着养老金水平提高1%将导致劳动力市场工资水平下降0.52%。即便只考虑“退而不休”的劳动者群体，即目前正在享受养老金并从事就业活动的样本，OLS估计显示，在控制了个人特征、年份、地区等因素之后，养老金水平的小时工资替代弹性也达到 $-0.2449$ ，这意味着养老金水平提高1%将导致

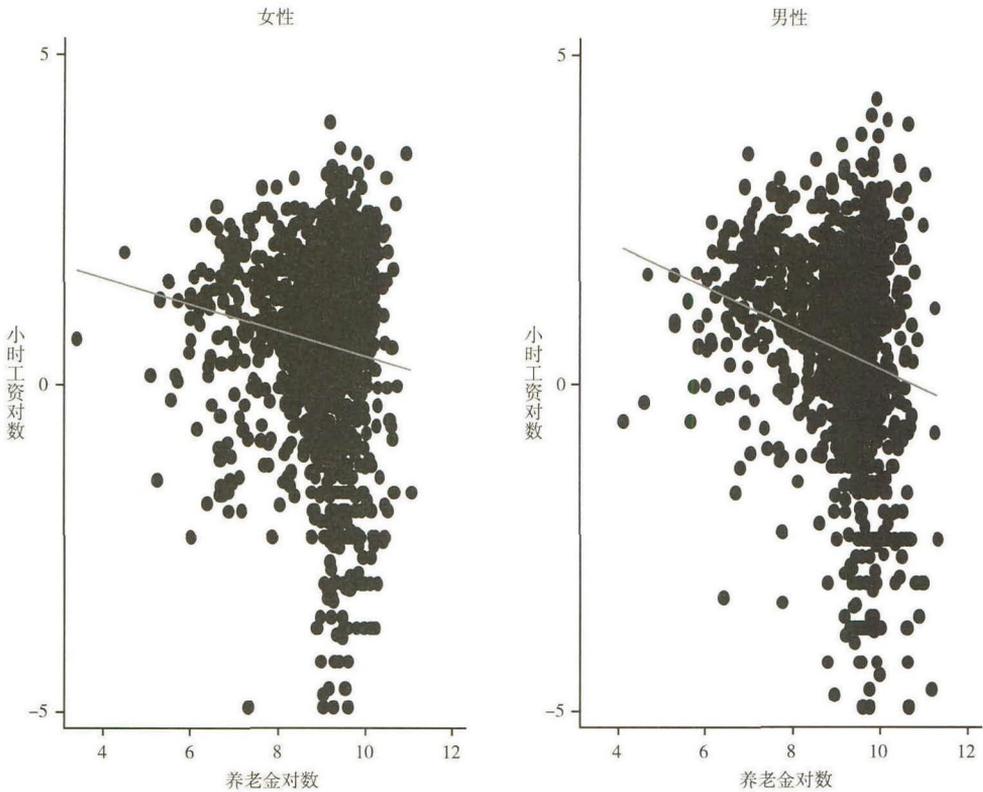


图 10 养老金水平与工资水平关系

注：散点图表示 2003 - 2009 年所有享受养老金且继续工作的样本中，养老金对数与小时工资对数之间的关系；由于 2007 年和 2009 年的工作时间用 2003 年和 2005 年的平均工作时间替代处理，少部分样本的实际劳动供给时间被高估，小时工资被低估；若以 2003 年和 2005 年的样本观察，养老金水平与小时工资的拟合曲线要更平缓些。

资料来源：根据 2003 年、2005 年、2007 年和 2009 年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

“退而不休”劳动者的工资水平下降 0.24%<sup>①</sup>。正因如此，男性对于养老金覆盖的反应更敏感，养老金覆盖对男性的工资抑制效应相对更大，城镇住户调查数据显示，男性养老金水平要高出女性约 30%。

① 养老金水平的工资扭曲效应估计不是本文关注的重点，我们不再列出详细的模型估计结果。与前面养老金覆盖模型类似，模型控制了受教育水平、工作经验、性别、婚姻等个体特征，Heckman 两阶段估计观察值为 17489 个，截断样本与非截断样本分别为 14919 个和 2570 个。OLS 估计观察值为 2487 个，分性别样本估计显示，女性和男性的养老金水平与小时工资替代弹性分别为 -0.1829 和 -0.2523，男性的替代弹性相对更大。总体来看，如此之大的替代弹性值得我们进一步深入研究中国的养老金与工资之间的关系。

养老金制度抑制了城镇就业人员的实际工资，压低了劳动力市场均衡工资水平。若严格规范养老金制度，限制进入老龄阶段之前提前享受养老金，将有助于矫正劳动力市场的工资决定机制，总体上有助于提高市场工资水平。若将法定退休年龄严格控制在60周岁，在达到此年龄之前禁止提前享受养老金待遇，假定劳动力市场供求等条件不变，根据前面工资对数模型的估计结果进行模拟，结果显示，40~59岁之间女性劳动者的平均工资将提高4.2%，男性劳动者的平均工资将提高1.7%，总体劳动者的平均工资将提高2.7%。从整个劳动力市场来看，16岁及以上全体就业人员的平均工资将提高1.5%，其中，女性和男性分别提高2.1%和1.0%。从不同年龄组来看，养老金改革对于接近退休年龄的群体影响更明显，此项改革将使40~44岁劳动者的平均工资提高0.2%，45~49岁、50~54岁以及55~59岁劳动者平均工资分别提高1.0%、5.1%和9.6%。因此，改革和规范养老金制度将明显地影响劳动力市场的工资机制，有助于提高均衡工资水平，全体劳动者都将受益。

规范养老金制度也有助于消除收入分配不公。不规范的退休制度导致养老金发挥了一种经济补偿功能，尽管压低了劳动者的工资水平，但并不因此影响其实际总收入。根据收入与工资水平的分布（见图11），尽管享受养老金的劳动者工资水平明显左偏，但他们的总收入分布曲线基本与正常劳动者一致。正如前面的研究所证实，中国转型过程中的养老金与工资之间存在较强的替代关系，养老金收入足以补偿相对较低的工资水平，这说明享受养老金的劳动者接受了更低的工资，但并非接受了更低的收入。养老金过早地覆盖劳动年龄群体，在造成劳动力市场工资扭曲的同时，也带来了收入分配的不公平。这也意味着，改革养老金制度不仅有助于完善劳动力市场机制，提高均衡工资水平，也有助于完善收入分配秩序，实现效率与公平的兼得。

## 五 养老金改革的多重红利

中国经济体制转轨过程中催生的养老保险制度，对于城镇劳动力市场造成了严重的扭曲。利用中国城镇住户抽样调查数据发现，养老金存在明显的就业抑制效应：不规范的退休制度激励尚处在劳动年龄阶段的群体过早地退出劳动力市场，导致城镇4050人员劳动参与率出现断崖式下降，造成宝贵的劳动力资源闲置。与此同时，养老金也产生了显著的工资抑制效应，不规范的退休制度带来一大批“退而不休”的劳动者，养老金与工资之间存在明显的替代关系，干扰了劳动力市场的工资形成机制，压低了市场均衡工资水平，造成了人力资源配置和劳动力市场的效率损失。中国养老金

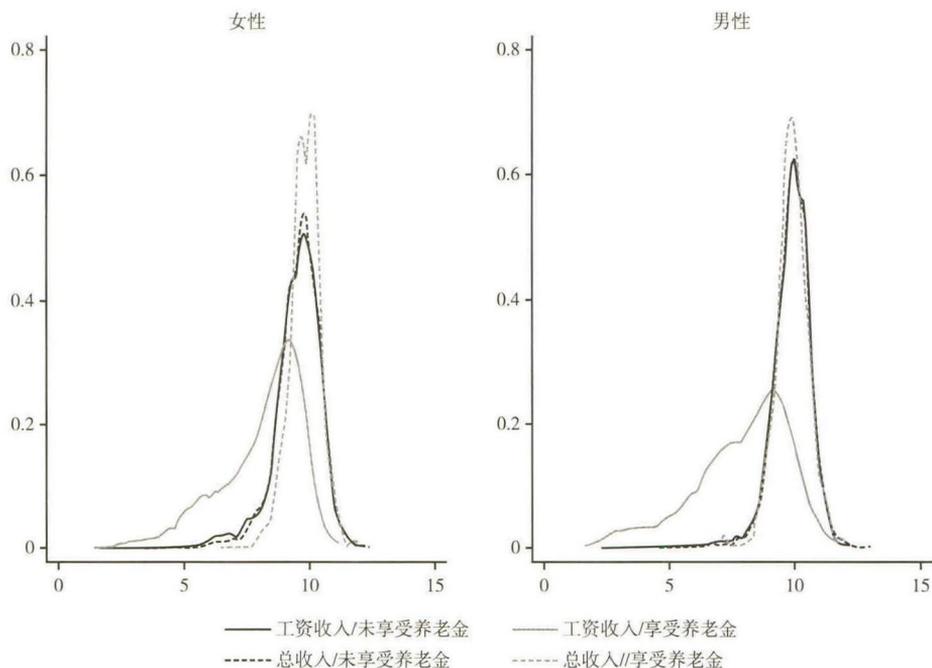


图 11 养老金覆盖与收入和工资水平分布

注：纵轴表示核密度分布概率（density），横轴表示总收入和工资收入的对数；估计方法采用 Kernel 核密度估计。

资料来源：根据 2003 年、2005 年、2007 年和 2009 年国家统计局城镇住户抽样调查数据计算得到。

制度造成的劳动力市场扭曲，归根于中国特有的转型过程，其症结也在于转轨不彻底。养老保险制度从建立之初就丧失了必要的独立性，而从属于经济领域的改革，承担了太多的国企改制包袱和转轨成本。矫正这种扭曲的基本方向是继续深化市场经济体制改革，建立符合现代社会保险理念、原则和功能属性的养老保险制度，改革和矫正扭曲的过程，也就是创造红利的过程。

养老金改革至少可以释放出四重红利。首先是增加劳动供给。通过严格规范退休制度、避免过早地发放养老金，能够显著地提高 4050 人员的劳动参与率，平滑全社会劳动参与率曲线，同时也有助于增加劳动时间。此项改革对于劳动力市场的贡献将是立竿见影的，释放出来的劳动供给潜能有助于缓解当前劳动力成本快速增长的压力，为经济结构转型赢取时间。二是稳定工资增长。按照供求理论的一般逻辑，劳动供给增加势必会带来工资水平的下降，大多数政策很难实现“鱼和熊掌兼得”，而养老金改革恰恰是能够实现劳动供给增加和工资水平增长的双赢举措。通过严格限制劳动年龄

群体过早地享受养老金，矫正劳动力市场的工资形成机制，消除养老金转移支付造成的工资抑制，从而有效释放出均衡工资的增长动力。三是改善收入分配不公。市场机制扭曲造成的初次分配问题带来的负面影响往往更大，理应是收入分配改革需要优先解决的矛盾。不规范的退休制度造成的劳动力市场扭曲，已经明显触及初次分配公平问题，“退而不休”人员在劳动力市场中的竞争力较大程度上来源于养老金转移支付，而并非主要取决于人力资本水平。通过养老金改革将有助于消除这种初次分配扭曲，完善公平竞争的劳动力市场机制，提升人力资源配置效率。四是增强养老保险体系的可持续性。中国“未富先老”的格局对养老保险制度带来重大挑战，2014年中国养老保险基金已经出现当期收不抵支，决策部门改革养老保险制度的首要目标也正是增强它的可持续性。通过严格规范养老金制度显然可以直接产生“开源节流”的效果，既能够大量减少因为过早退休而支付的养老金，又能够激励劳动者继续稳定就业和连续参保，增强基金收入能力。

养老保险制度改革能够成功挖掘潜在经济增长，应该成为供给侧改革的重要举措。中国已经进入到中等收入阶段，从高速增长转向中高速增长是经济新常态的最基本特征，增速放缓并非由于周期性因素，而关键取决于结构性因素，更好地理解新常态下的经济增长不仅应该关注需求因素，更应该关注供给因素，后者是经济长期增长和潜在增长的决定性因素（蔡昉，2013b）。如何从供给方寻找经济增长的源泉是新常态下的关键任务，通过调整人口政策提高生育率水平是有益的，但效果甚微且长期才能见效，依靠人力资本投资和技术进步提高劳动生产率和全要素生产率尤为重要，但同样也非一朝能完成。因此，通过加快关键领域改革“盘活存量”，挖掘现有劳动力等潜在资源便成为短期见效的务实之举，尤其一举多得的改革举措理应成为优先选择的政策工具。例如，通过加快户籍制度改革就能够有效扩大劳动力市场规模，延续中国经济增长的奇迹，“十三五”期间大约每年能够带来1.6%~2.1%的国内生产总值（GDP）增长（都阳等，2014）。通过规范养老金制度带来的改革红利同样非常可观，根据本文估算，即便保持现有制度框架不变，仅仅通过约束养老金过早覆盖劳动年龄人口，就能够使全社会劳动参与率提高2.6个百分点，大约带来2.2%的潜在GDP增长，而且，改革还有助于改善劳动力市场效率，不会牺牲甚至一定程度上会提高全体劳动者的工资福利。

养老保险制度改革不仅关系到保险制度本身的可持续性，也密切关系到劳动力市场和经济的可持续发展。改革的首要任务是消除劳动力市场和经济效率的扭曲，改革的目标是要建立与劳动力市场和市场经济相适应的制度体系，我们可以称之为“就业

友好型”养老保险制度。人口老龄化背景下中国养老保险基金平衡压力巨大，无论选择现收现付制、基金积累制亦或是名义账户制，无论选择何时以及如何延长退休年龄，仅仅依靠制度内部的调整恐将难以从根本上应对可持续性挑战，养老保险体系的长期稳定运行归根于持续不断的生产率提升和经济增长。然而，转轨不彻底带来的历史遗留问题成为养老保险制度改革的桎梏。当前中国养老保险制度的分割加深了多元利益相关群体的分化，他们对制度安排缺少认同并且充满质疑，改革究竟对就业市场和经济增长有何影响，包括决策者在内的绝大多数利益相关者并不深以为意（中国社会科学院经济研究所社会保障课题组，2013）。国际经验提醒我们，养老金体系设计方式会影响经济中的资源配置效率和国民经济增长，这些影响主要是通过对私人 and 公共储蓄以及劳动力供给和需求的影响而产生的。因此，在设计保险体系时，政策目标应该是设计出不牺牲劳动力供给或者促进劳动力供给的保险体系（爱德华·帕尔默，2014）。对于转型中的中国而言，建立适应于劳动力市场和市场经济的养老保险制度是一个重要的改革方向，这样的养老保险制度安排能够兼容优化资源配置和促进就业的目标（朱玲，2014；程杰、高文书，2015）。

世界银行（World Bank，2013）针对2030年中国的发展前景也提出建议，构建一个灵活而有保障的劳动力市场尤为关键。通过加快养老保险制度改革等积极措施，确保中老年人不会过早地退出劳动力市场，可以实现增长、效率与公平之间的平衡。针对目前不规范的养老金制度造成的扭曲，应该果断地改革退休制度，严格规范提前退休行为，加强养老金的支付管理，避免养老保险基金使用过度且超出其职能范围。在全面实施延长退休年龄之前，首先需要完成一项更为紧迫的任务，就是要统一并规范法定退休年龄，以老龄人口界定标准（即60周岁）为法定退休年龄在未来一段时期内应该是适宜的。这一政策调整短期来看对女性影响更大，可以考虑采取一定的弹性措施，如确定一个适当的最低享受养老金待遇的年龄（如55周岁），但在养老金水平上有必要进行约束，可以参照城镇最低生活保障水平确定养老金标准。此项改革举措需要配套其他劳动力市场政策和社会保障政策，社会政策托底同样要坚持就业优先原则，尽可能地将支持对象成功地送回到劳动力市场，而不宜直接兜底养起来、鼓励退出劳动力市场。对于确实存在就业困难的群体，尤其是年龄较大的女性就业人员，在尚未达到退休年龄之前，应该加强就业援助、技能培训等政策支持，辅之有效的失业保险和最低生活保障制度。

中国当前正处在经济结构调整的关键时期，决策部门尤其要警惕再度陷入转轨初期的困境。尽管养老保险制度逐步完善，不规范的提前退休现象有所缓解，但是当前

经济增长放缓、结构调整进入深水区，面对严峻的产能过剩压力，一些地方仍然习惯性地试图直接依靠养老保障制度来应对短期的就业冲击，提前退休安置的方式成为化解产能过剩风险的重要选项。这一方式操作风险较小、更容易被接受，但很可能再次为养老保险体系和劳动力市场留下隐患。决策部门有必要汲取转轨初期的历史教训，明确区分养老保险制度与劳动力市场政策的基本职能，去产能过程中的就业冲击优先采取劳动力市场政策化解，如提供就业培训、失业保险<sup>①</sup>、最低生活保障等政策工具，养老保险政策的目标群体应该瞄准退休的老年人。

## 参考文献：

- 爱德华·帕尔默（2014），《养老、医疗和疾病保险的公共政策：拉美能从瑞典吸取的经验教训》，《比较》第3期，第124-163页。
- 蔡昉（2010），《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》，《经济研究》第4期，第4-13页。
- 蔡昉（2013a），《中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型》，《中国社会科学》第1期，第56-71页。
- 蔡昉（2013b），《认识中国经济的短期和长期视角》，《经济学动态》第5期，第4-9页。
- 程杰（2014a），《“退而不休”的劳动者：转型中国的一个典型现象》，《劳动经济研究》第2卷第5期，第68-103页。
- 程杰（2014b），《养老保障的劳动供给效应》，《经济研究》第10期，第60-73页。
- 程杰、高文书（2015），《“十三五”时期养老保险制度与劳动力市场的适应性》，《改革》第8期，第84-95页。
- 都阳、蔡昉、屈小博、程杰（2014），《延续中国奇迹：从户籍制度改革中收获红利》，《经济研究》第8期，第4-13页。
- 封进、胡岩（2008），《中国城镇劳动力提前退休行为的研究》，《中国人口科学》第4

---

<sup>①</sup> 失业保险政策同样也应该瞄准确实已经下岗失业的群体，旨在化解产能过剩风险直接面向企业提供的补贴（即“援企稳岗”补贴）应该慎重，避免出现补贴僵尸企业、阻碍结构调整步伐的负面效果。类似于养老保险制度，失业保险政策同样不应该超出其职能范围，过多地为企业转型和结构调整买单。

期,第88-94页。

青木昌彦(2015),《对中国经济新常态的比较经济学观察》,《比较》第2期,第1-19页。

王美艳(2009),《教育回报与城乡教育资源配置》,《世界经济》第5期,第3-17页。

张川川(2015),《城镇职工退休后就业行为:基本事实与影响因素》,《劳动经济研究》第3卷第3期,第106-127页。

张珂、赵忠(2013),《我国经济转型时期城镇劳动力的工资与工资方程:文献综述》,《劳动经济研究》第1卷第1期,第142-175页。

中国社会科学院经济研究所社会保障课题组(2013),《多轨制社会养老保障体系的转型路径》,《经济研究》第12期,第4-16页。

朱玲(2014),《建立与市场相适应的社会保障体系》,《劳动经济研究》第2卷第4期,第3-20页。

Barth, Michael (1974). Market Effects of a Wage Subsidy. *Industrial and Labor Relations Review*, 27(4), 572-585.

Bloemen, Hans & Elena Stancanelli (2001). Individual Wealth, Reservation Wages, and Transitions into Employment. *Journal of Labor Economics*, 19(2), 400-439.

Blundell, Richard & Paul Johnson (1998). Pensions and Labor - Market Participation in the United Kingdom. *American Economic Review*, 88(2), 168-172.

Burdett, Kenneth (1979). Unemployment Insurance Payments as a Search Subsidy: A Theoretical Analysis. *Economic Inquiry*, 17(3), 333-343.

Cai, Fang & Yang Lu (2013). Population Change and Resulting Slowdown in Potential GDP Growth in China. *China & World Economy*, 21(2), 1-14.

DeRoode, Alber (1913). Pensions as Wages. *American Economic Review*, 3(2), 287-295.

Feldstein, Martin (2005). Rethinking Social Insurance. *American Economic Review*, 95(1), 1-24.

Feldstein, Martin & James Poterba (1984). Unemployment Insurance and Reservation Wages. *Journal of Public Economics*, 122(3), 1145-1185.

Fishe, Raymond (1982). Unemployment Insurance and the Reservation Wage of the Unemployed. *Review of Economics and Statistics*, 64(1), 12-17.

Fisher, Walter & Christian Keuschnigg (2010). Pension Reform and Labor Market Incentives. *Journal of Population Economics*, 23(2), 769-803.

- Giles, John, Dewen Wang & Wei Cai (2012). The Labor Supply and Retirement Behavior of China's Older Workers and Elderly in Comparative Perspective. In James Smith & Malay Majmundar ( eds. ), *Aging in Asia: Finding from New and Emerging Data Initiatives*. Washington, D. C. : The National Academies Press.
- Grogger, Jeffrey (2009). Welfare Reform, Returns to Experience, and Wages: Using Reservation Wages to Account for Sample Selection Bias. *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 490 – 502.
- Heckman, James (1979). Sample Selection Bias as a Specification Errors. *Econometrica*, 47(1), 153 – 161.
- Huffman, Wallace & Hisham El – Osta (1997). Off – Farm Work Participation, Off – Farm Labor Supply and On – Farm Labor Demand of U. S. Farm Operators. *Iowa State University Staff Paper*, No. 290.
- Kangasharju, Aki (2007). Do Wage Subsidies Increase Employment in Subsidized Firms? *Economica*, 74(293), 51 – 67.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earning*. New York: Columbia University Press.
- Rosenbaum, Paul & Donald Rubin (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41 – 55.
- Samwick, Andrew (1998). New Evidence on Pensions, Social Security, and the Timing of Retirement. *Journal of Public Economics*, 70(2), 207 – 236.
- Schlesinger, Harris (1986). Social Security As a Wage Subsidy Over The Life Cycle. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 11(38), 61 – 76.
- Shimer, Robert & Ivan Werning (2007). Reservation Wages and Unemployment Insurance. *Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1145 – 1185.
- Stern, Steven (1987). Promotion and Optimal Retirement. *Journal of Labor Economics*, 5(4), 107 – 123.
- Oshio, Takashi, Akiko Sato Oishi & Satoshi Shimizutani (2011). Social Security Reforms and Labour Force Participation of the Elderly in Japan. *Japanese Economic Review*, 62(2), 248 – 271.
- World Bank (2013). *China 2030: Building a Modern, Harmonious, and Creative Society*. Washington, D. C. : World Bank.

## Distortion Effects of Pension on Urban Labor Market

Cheng Jie

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

**Abstract:** Pension system under the background of China's economic system transition had severe distorting effects on urban labor market. Using the national urban household survey data, we find that pension has two kinds of obvious distortion effects. One is restraint effect on employment. Pension stimulates the working-age population quitting earlier from labor market, leading to a sharp decline of labor participation rate. The other one is restraint effect on wage. As a kind of compensation income, pension interferes with the wage forming mechanism and drives down the market's equilibrium wage, leading to a remarkable decline of hourly wage. Reforming the pension system will be able to promote the development and eliminate the distortion of labor market, will improve the labor participation rate and potential economic growth rate without sacrificing workers' welfare, and will balance the pension fund. Indeed, the reform of pension system will be able to obtain multiple dividends and it is related to sustainable development of labor market and economy. The primary task of the reform is to eliminate the distortions in labor market and economic efficiency, and its key goal is to build a system compatible to labor market and market-oriented economy.

**Keywords:** pension, labor market, employment restraint, wage restraint

**JEL Classification:** E24, H55, J26

(责任编辑:周敏丹)