

养老保险的劳动力市场效用分析

——劳动时间和工资率变动视角

张行(博士)

【摘要】作为我国社会保障体系重要组成的养老保险,为广大参与者提供了养老保障。除宏观层面的养老保障之外,养老保险对参与者个体的影响还体现在微观层面,即对个体劳动时间和工资率产生影响。通过对1991~2018年我国养老保险、劳动力市场数据进行对比分析之后发现,1995年前和1995年后、公共部门和私人部门、男性劳动力和女性劳动力、劳动力婚否特征差异等不同情况下养老保险对个体劳动时间和工资率的影响具有差异性。为了验证这些差异,首先通过宏观数据的变化来描述这种差异;其次通过差分回归分析来验证这种差异的具体表现;最后提出提高养老保险劳动力市场效用的建议。

【关键词】养老保险;劳动力市场效用;劳动时间;工资率

【中图分类号】F840.67 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1004-0994(2019)16-0143-7

一、问题的提出

养老保险作为我国社会保障的重要支柱,作用毋庸置疑,但在众多作用中,有关劳动力市场效用的研究相对较少,其中以Gruber、Hanratty^[1]的研究为代表,两位学者使用加拿大养老保险数据,分析养老保险对劳动力市场供给的影响,结果显示养老保险能够让工人更有工作“激情”,但并没有对整体劳动力市场的就业率和工资率产生影响。研究养老保险的劳动力市场效用本质上是一种“政策评估”,所以选择一种合适的评估指标和标准至关重要。与国外发达国家相比,我国的社会保障制度多半以“补充式”的形式存在,但这并不影响本文对于养老保险的劳动力市场效用的研究。相关实践表明,养老保险的费率或参与成本在个体收入中的比例直接影响到参与率和劳动力供给决策,这就是典型的劳动力市场

效用的表现。为了深度评价我国养老保险政策的劳动力市场效用,本文使用HB和HN地区的数据分析养老保险对样本地区劳动力工作时间和工资率的影响,并延伸分析养老保险费率对工资变动的影响。

理论上,养老保险可以通过多种方式来影响劳动力市场的供需匹配,但实践并没有完全反映理论的观点。如Chou、Staiger^[2]对我国台湾地区的状况进行了研究,结果发现补充养老保险打击了已婚女性的就业积极性,且补充养老保险是唯一能够影响就业状况的险种。而Gruber、Hanratty^[1]在分析加拿大的数据之后发现养老保险对劳动力的工作时间、工资率和供给行为产生负向影响,即并没有提高劳动者的工作“激情”。至于为何出现负向影响的结果,两位学者的解释是养老保险金的来源特殊性,加拿大的养老保险金主要来源于劳动力的工资,不仅如此,个体还需要缴纳个税,所以养老保险费在家庭收

【基金项目】国家社会科学基金后期资助项目“空间分布理论下区域金融发展与区域经济增长的相互关系研究”(项目编号:15FJL021);湖北省教育厅人文社会科学基金项目“基层公务员薪酬水平评估、调整与廉政激励研究”;湖北省高等学校优秀中青年科技创新计划项目(项目编号:T201722);湖北省科技厅软科学项目“自主研发、协同创新与经济增长——基于湖北省高新技术产业的实证研究”(项目编号:2018ADC161)

入中的占比较高,政府仅对于低收入群体的养老保险参与进行补贴,所以大多数劳动者并不会因为养老保险费率的变动而改变以往的劳动力供给决策和参与形式。

由此可见,个体及其家庭的税收负担(成本考量)对养老保险的劳动力市场效用产生了重要影响。但迄今为止并没有很多的文献直接研究养老保险的劳动力市场效用。虽然 Gruber、Hanratty^[1]的研究为本文提供了一些养老保险劳动力市场效用的信息,但他们研究的对象和制度环境与我国现状差别较大,选择我国养老保险的数据进行实证检验具有非常大的实践价值。

二、养老保险的劳动力市场效用实证分析

(一)样本选择与描述性分析

1. 样本选择。本文选取的数据主要来源于1991~2018年全国劳动力市场的就业数据(《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》)、我国养老保险统计数据(《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》)、补充调查数据。补充调查样本的获取主要有两个阶段:第一阶段为社区调查。社区信息可以展示某个地区的城市化水平、工业结构和居民教育水平等。第二阶段重点落脚于社区内或外的居民个体。调查项目主要包括人口统计学变量(例如年龄、性别和关系角色)、就业状况、职业特征(职业、行业、企业规模等)、收入和工作时间等。选择年龄在26~59周岁的劳动力群体;仅仅关注就职于公共部门或私人部门的劳动力群体;剔除周工作时间小于20小时的样本;选择全职工作群体。最终,分析样本总数为78628份,其中19.49%来源于公共部门,80.31%来自于私人部门。

2. 养老保险对劳动时间的影响分析。据表1可知,在养老保险实施之前,私人部门平均的周工作时间为48.19小时,公共部门则为45.81小时;养老保险实施之后,私人部门平均周工作时间为47.27小时,公共部门平均周工作时间为45.64小时。由此可见,养老保险实施前后私人部门工作时间都多于公共部门。养老保险实施前后,私人部门的工作时间下降了1.91%,而公共部门员工的工作时间并没有发生较大程度的改变。私人部门工作时间在逐渐减少,公共部门工作时间减少幅度较小,可见公共部门工作时间相对稳定,与工作属性直接相关。

据表2可知,公共部门和私人部门中男性和女性员工的工作时间在养老保险实施前后也呈现出差

表1 全样本的描述性统计结果

变量	公共部门		私人部门	
	养老保险实施前 1991~ 1994年	养老保险实施后 1995~ 2018年	养老保险实施前 1991~ 1994年	养老保险实施后 1995~ 2018年
工作时间	45.81 (5.24)	45.64 (5.26)	48.19 (6.59)	47.27 (6.56)
工资率	220.97 (89.22)	233.89 (88.95)	165.44 (83.10)	146.35 (94.96)
观察样本量	9129	6352	37071	26076

注:括号内数据为标准差,下同。

异性。养老保险实施前,与公共部门相比,私人部门的男性员工一周多工作2.26小时,私人部门女性员工一周多工作2.63小时。实施养老保险后,私人部门男性员工比公共部门男性员工一周多工作1.15小时,私人部门女性员工一周多工作2.23小时,表明养老保险的实施对公共部门和私人部门男性与女性员工工作时间的的影响具有差异性。

3. 养老保险对工资率的影响分析。据表1可知,养老保险实施前后公共部门人员小时工资率都高于私人部门,同时公共部门人员小时工资率呈现上涨趋势,从220.97元上升到233.89元;而私人部门人员小时工资率呈现下降趋势,从165.44元下降到146.35元。这种变化则体现了养老保险对调查地区的劳动力工资率影响的差异性,对公共部门是正向影响,对私人部门是负向影响。

据表2可知,公共部门和私人部门中女性的工资率都相对较低。养老保险实施前,私人部门男性员工比公共部门男性员工一周工作净收益少42.52元,女性员工一周工作净收益少58.75元,实施养老保险后,私人部门男性员工比公共部门男性员工一周多工作净收益少43.86元,女性员工一周工作净收益少122.59元。私人部门男性员工工资率在养老保险实施前后呈现上涨趋势,女性员工工资率却呈现下降趋势,男性员工工资率的涨幅远小于女性员工工资率的降幅,所以总体来说私人部门的工资率在养老保险实施后呈现下降趋势。结果显示了养老保险的实施对公共部门和私人部门男性和女性员工的工资率影响的差异性,还可以看出公共部门女性员工在实施养老保险之后的工资率虽然降低,但是由于其他补助的提高,工资率还是比私人部门女性员工的高,体现了部门性质的差异。

(二)回归分析

通过差分和比率两种估计方法可以了解养老保

表 2

基于性别的描述性统计结果

变量	男性				女性			
	公共部门		私人部门		公共部门		私人部门	
	养老保险 实施前 1991~1994年	养老保险 实施后 1995~2018年	养老保险 实施前 1991~1994年	养老保险 实施后 1995~2018年	养老保险 实施前 1991~1994年	养老保险 实施后 1995~2018年	养老保险 实施前 1991~1994年	养老保险 实施后 1995~2018年
工作时间	46.52 (5.94)	46.37 (6.03)	48.78 (6.27)	47.67 (6.33)	44.53 (3.27)	44.40 (3.23)	47.16 (7.02)	46.63 (6.88)
工资率	232.92 (91.12)	246.47 (92.11)	190.40 (84.01)	202.61 (100.57)	199.23 (81.26)	212.68 (78.85)	140.48 (61.76)	90.09 (58.36)
样本观察 数量	5892	4007	23630	16175	3237	2345	13441	9901

险对公共部门和私人部门员工的工作时间和工资率的差异性影响^[3, 4]。本文对样本按照性别和婚姻状态分类。另外,也根据性别来对样本进行分类。还有一个划分依据是“对象是否拥有非工作子女”,主要用于了解养老保险的劳动力市场效用是否呈现扭曲状态,因为个体的独立性程度也影响了养老保险的缴费率。养老保险对劳动力市场的影响主要依赖于员工的工资率和劳动力供给弹性,而供给弹性又受到工资率的影响,因此本文在每一个附属样本的估计中都落脚于工资率及其分配状况的估计。根据员工的工资率分布区间将整个样本划分为四组:工资率低于第一个四分位;工资率在第一和第二个四分位之间;工资率在第二和第三个四分位之间;工资率在第三个四分位之上。具体见表3~表6。

1. 工作时间层面。养老保险对工作时间的的影响主要可以从三个方面来分析:全样本的估计结果、性别与婚姻状况分类样本的估计结果以及性别与非工作子女分类的估计结果。

第一,由表3可知,全样本检验结果中员工工作时间的差分估计值 $\tilde{\Delta}_L = -1.8005$ 。此估计值反映了实施养老保险之后私人部门的工作时间比公共部门的工作时间下降大约2小时,P值和F统计量值都显示了差分估计值与0之间的差异性较大。比率估计修正估计值表明,与公共部门相比,私人部门工作时间下降了3.87%,即 $\tilde{\Pi}_L - 1 = -0.0387$,F统计量值为32.40,处于显著状态。此类结果显示了养老保险的实施对私人部门工作时间有显著影响。

第二,依据性别和婚姻状况来对样本进行估计。据表4所示,已婚和单身男性工作时间的差分 and 比率分别是-2.6253和-0.054与-2.2588和-0.0466,由此可知养老保险对私人部门的两组员工的工作时间有负向作用,且对已婚男性的负向作用表现得更为

表 3 全样本估计结果

养老保险的 劳动力市场效用	内生性修正		未进行内生性修正	
	工作时间	工资率	工作时间	工资率
$\tilde{\Delta}_L$	-1.8005	-2.5192	-1.7031	-1.4005
$\tilde{\Delta}_L$	34.69*** [0.00]	0.35 [0.56]	31.10*** [0.00]	0.10 [0.76]
$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0387	-0.0199	-0.0365	-0.0051
$\tilde{\Pi}_L$	32.40*** [0.00]	0.57 [0.45]	28.95*** [0.00]	0.04 [0.85]
$\hat{\theta}_{lit}$	-0.1328*** (-14.51)	0.2885*** (8.32)	-	-
$\hat{\theta}_{oit}$	-0.0402*** (-4.04)	-0.2635*** (-6.99)	-	-

注: $\tilde{\Delta}_L$ 表示 $\tilde{\Delta}_L$ 的差分估计的F统计量的值; $\tilde{\Pi}_L$ 表示 $\tilde{\Pi}_L$ 的比率估计的F统计量的值; $\tilde{\Delta}_L$ 表示样本均值的差分估计值; $\tilde{\Pi}_L$ 表示样本均值的比率估计值; $\hat{\theta}_{lit}$ 表示估计模型的内生相关部分;中括号内是P值;小括号内是T值;***表示显著性水平为1%、**表示显著性水平为5%、*表示显著性水平为10%。下同。

明显,主要是因为已婚男性的养老保险费用更高,因为其需要考虑其他家庭成员的工作情况,可参考表5所统计的数据。

由表6可知,根据工资率的四分位来进一步分析已婚和单身群体样本数据后发现,对于私人部门的单身男性而言,养老保险对工资率处于第一和第二个四分位的员工的工作时间有显著的影响($\tilde{\Delta}_L = -3.5662$; $\tilde{\Pi}_L - 1 = -0.0723$)。而养老保险对所有工资率区间的已婚男性群体的工作时间有显著影响。养老保险对低工资率的已婚男性的工作时间具有更大的负向作用。对于工资率处于第三个四分位以上的已婚男性群体而言,工作时间的差分和比率估计值分别为-1.7795和-0.0441。养老保险对员工工作时间的的影响主要体现在工资率和劳动供给弹性两个

表 4 基于性别和婚姻状况的估计结果

性别	婚姻状况	养老保险效用	内生性修正		未进行内生性修正	
			工作时间	工资率	工作时间	工资率
男 性 员 工	单 身	$\tilde{\Delta}_L$	-2.2588	0.4881	-2.3996	-4.2678
		Δ τ_L	6.00** [0.01]	0.01 [0.90]	6.98*** [0.01]	0.25 [0.62]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0466	0.0026	-0.0495	-0.0237
		Π τ_L	6.19** [0.01]	0.01 [0.90]	7.26*** [0.01]	0.24 [0.62]
		$\hat{\theta}_{it}$	0.0236 (0.91)	0.2333*** (3.54)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	0.0454 (0.98)	0.3965*** (3.35)	-	-
	已 婚	$\tilde{\Delta}_L$	-2.6253	2.2070	-2.6126	1.7382
		Δ τ_L	40.10*** [0.00]	0.20 [0.66]	39.41*** [0.00]	0.05 [0.85]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0540	0.0128	-0.0537	0.0089
		Π τ_L	42.04*** [0.00]	0.29 [0.59]	41.41*** [0.00]	0.05 [0.82]
		$\hat{\theta}_{it}$	-0.0081 (-0.51)	-0.0820** (-2.07)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	-0.0358* (-1.70)	0.1895*** (3.61)	-	-
女 性 员 工	单 身	$\tilde{\Delta}_L$	-0.8892	-4.0320	-1.1070	0.0755
		Δ τ_L	1.00 [0.32]	0.27 [0.60]	1.64 [0.20]	0.01 [0.90]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0191	-0.0292	-0.0249	0.0011
		Π τ_L	0.98 [0.32]	0.13 [0.72]	1.65 [0.20]	0.04 [0.84]
		$\hat{\theta}_{it}$	-0.0935*** (-5.27)	0.5956*** (12.27)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	0.0356 (1.29)	-0.2170*** (-2.88)	-	-
	已 婚	$\tilde{\Delta}_L$	-0.3032	-1.5429	-0.1071	-0.1653
		Δ τ_L	0.19 [0.66]	0.07 [0.80]	0.03 [0.85]	0.05 [0.81]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0063	-0.0187	-0.0021	-0.0024
		Π τ_L	0.16 [0.69]	0.12 [0.73]	0.03 [0.87]	0.01 [0.94]
		$\hat{\theta}_{it}$	-0.1229*** (-8.98)	0.5212*** (6.98)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	-0.0106 (-0.45)	-0.2928** (-2.29)	-	-

方面。若供给弹性随着工资率的变化而降低,则高工资率员工的工作时间随工资率的弹性变动小于低工资率的群体。

因此,上述按照性别和婚姻状况分类的估计结

表 5 基于性别和家庭中非工作子女特征的估计结果

性别	非工作子女特征	养老保险效用	内生性修正		未进行内生性修正	
			工作时间	工资率	工作时间	工资率
男 性 员 工	已 婚 没 有 非 工 作 子 女	$\tilde{\Delta}_L$	-2.1219	-4.0529	-2.1331	-1.1553
		Δ τ_L	8.30*** [0.00]	0.26 [0.61]	8.70*** [0.00]	0.02 [0.89]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0438	-0.0172	-0.0442	-0.0054
		Π τ_L	8.51*** [0.00]	0.20 [0.65]	8.82*** [0.00]	0.02 [0.89]
		$\hat{\theta}_{it}$	-0.0215 (-0.68)	0.2287*** (2.90)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	0.0595 (1.42)	-0.0983 (-0.94)	-	-
	已 婚 有 非 工 作 子 女	$\tilde{\Delta}_L$	-2.5574	2.4541	-2.5292	-2.6934
		Δ τ_L	14.40*** [0.00]	0.11 [0.75]	14.04*** [0.00]	0.14 [0.71]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0525	0.0107	-0.0518	-0.0135
		Π τ_L	15.20*** [0.00]	0.09 [0.76]	14.84*** [0.00]	0.15 [0.70]
		$\hat{\theta}_{it}$	0.0246 (0.96)	-0.6649*** (-10.60)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	-0.0219 (0.82)	0.2150*** (3.29)	-	-
女 性 员 工	已 婚 没 有 非 工 作 子 女	$\tilde{\Delta}_L$	-1.3601	-4.8969	-1.0037	-3.1785
		Δ τ_L	1.22 [0.27]	0.28 [0.59]	0.71 [0.40]	0.14 [0.71]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0282	-0.0172	-0.0212	-0.0143
		Π τ_L	1.15 [0.28]	0.00 [0.97]	0.67 [0.41]	0.41 [0.52]
		$\hat{\theta}_{it}$	-0.0966*** (-3.82)	0.4406*** (7.11)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	-0.0106 (-0.27)	-0.4235*** (-4.39)	-	-
	已 婚 有 非 工 作 子 女	$\tilde{\Delta}_L$	1.3359	0.8183	1.4003	0.5181
		Δ τ_L	1.95 [0.16]	0.00 [0.97]	2.24 [0.13]	0.08 [0.78]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	0.0296	0.0051	0.0313	0.0047
		Π τ_L	1.81 [0.18]	0.11 [0.74]	2.10 [0.15]	0.01 [0.92]
		$\hat{\theta}_{it}$	-0.1563*** (-6.53)	0.8100*** (4.55)	-	-
		$\hat{\theta}_{oit}$	-0.0063 (-0.17)	-0.3409 (-1.24)	-	-

果显示了私人部门已婚男性并没有对养老保险有很大期待,养老保险对其工作时间没有产生显著的积极影响。此结果显示了男性员工养老保险的缴费比例更高,而女性群体的不显著或是因为组织对于女

表 6

基于工资率四分位的内生性修正估计结果

四分位数值	养老保险 劳动力市 场效用	男性		女性		四分位数值	养老保险 劳动力市 场效用	男性		女性			
		工作 时间	工资率	工作 时间	工资率			工作 时间	工资率	工作 时间	工资率		
单身 群体	第三个四 分位以上	$\tilde{\Delta}_L$	-1.2852 [0.55]	4.4449 [0.37]	-1.9187 [0.11]	2.8398 [0.42]	已 婚 没 有 非 工 作 子 女 群 体	第三个四 分位以上	$\tilde{\Delta}_L$	-1.5428 [0.17]	-26.6877* [0.06]	-2.5908 [0.15]	-16.9062 [0.30]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0292 [0.53]	0.0142 [0.38]	-0.0419 [0.10]	0.0104 [0.42]			$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0326 [0.16]	-0.0768* [0.05]	-0.0546 [0.15]	-0.0578 [0.35]
	第二和第三 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-1.9810 [0.17]	-7.9973 [0.61]	-0.4191 [0.76]	-9.1782 [0.61]	第二和第三 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-2.0971 [0.11]	3.4449 [0.37]	1.2034 [0.62]	-7.2925 [0.19]	
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0423 [0.15]	-0.0486 [0.61]	-0.0096 [0.75]	-0.0785 [0.59]		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0451 [0.10]	0.0156 [0.37]	0.0264 [0.63]	-0.0461 [0.18]	
	第一和第二 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-3.5662** [0.04]	2.6393*** [0.00]	1.0462 [0.65]	4.0494 [0.32]	第一和第二 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-3.2913* [0.05]	1.1750 [0.74]	-1.7694 [0.59]	2.6248 [0.62]	
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0723** [0.03]	0.0223** [0.03]	0.0231 [0.65]	0.0381 [0.32]		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0666** [0.04]	0.0068 [0.74]	-0.0370 [0.59]	0.0237 [0.63]	
	第一个四 分位以下	$\tilde{\Delta}_L$	-3.3084 [0.25]	1.5549 [0.74]	-13.8569 [0.65]	1.8693 [0.37]	第一个四 分位以下	$\tilde{\Delta}_L$	-1.3327 [0.20]	-21.5260 [0.12]	-2.2659* [0.08]	3.4241 [0.77]	
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0662 [0.23]	0.0127 [0.75]	-0.2310 [0.65]	0.0268 [0.46]		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0295 [0.19]	-0.0612 [0.11]	-0.0475* [0.07]	0.0208 [0.68]	
已 婚 群 体	第三个四 分位以上	$\tilde{\Delta}_L$	-1.7795** [0.01]	-4.5751** [0.02]	-0.6350 [0.46]	-3.3112 [0.68]	已 婚 有 非 工 作 子 女 群 体	第三个四 分位以上	$\tilde{\Delta}_L$	-1.1196 [0.29]	-7.7330** [0.02]	1.7238 [0.23]	-5.1222 [0.23]
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0441*** [0.00]	-0.0135* [0.05]	-0.0221 [0.21]	-0.0298 [0.94]			$\tilde{\Pi}_L - 1$	-4.8373*** [0.01]	4.7867 [0.10]	2.0617 [0.62]	5.3334 [0.70]
	第二和第三 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-1.2279 [0.11]	-2.6870*** [0.00]	-0.7308 [0.57]	-9.0195 [0.74]	第二和第三 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-0.0903*** [0.00]	0.0457* [0.06]	0.0118 [0.89]	0.0633 [0.95]	
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0290* [0.05]	-0.0160*** [0.00]	-0.0140 [0.59]	-0.0905 [0.62]		$\tilde{\Pi}_L - 1$	0.0237 [0.28]	-0.0336** [0.02]	0.0392 [0.24]	-0.0316 [0.23]	
	第一和第二 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-3.8388*** [0.00]	6.0166 [0.34]	-0.4463 [0.85]	1.3082 [0.03]	第一和第二 个四分 位之间	$\tilde{\Delta}_L$	-6.5700** [0.00]	3.1189 [0.28]	2.8758 [0.24]	-4.0182 [0.37]	
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0838*** [0.00]	0.0528 [0.12]	-0.0040 [0.92]	0.0171** [0.01]		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.1279*** [0.00]	0.0180 [0.28]	0.0673 [0.27]	-0.0343 [0.35]	
	第一个四 分位以下	$\tilde{\Delta}_L$	-4.8373*** [0.01]	4.7867 [0.10]	2.0617 [0.62]	5.3334 [0.70]	第一个四 分位以下	$\tilde{\Delta}_L$	-3.7857 [0.14]	-0.2102 [0.98]	1.6120 [0.82]	6.9953 [0.72]	
		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0903*** [0.00]	0.0457* [0.06]	0.0118 [0.89]	0.0633 [0.95]		$\tilde{\Pi}_L - 1$	-0.0705 [0.12]	-0.0011 [0.99]	0.0342 [0.84]	0.0718 [0.95]	

性员工的歧视,有些企业不愿意为其购买养老保险,继而产生不显著的估计结果^[5-7]。

第三,分析按照性别和是否有非工作子女分类的数据检验结果。根据样本中家庭户主和子女的相关调查数据,此处检验了非工作子女是否对养老保险的变动与员工工作时间之间的关系产生影响。根据表5的统计结果,家庭中非工作子女的介入提高了养老保险对私人部门已婚男性工作时间的的影响效用。对于没有非工作子女的已婚男性而言,工作时间的差分和比率估计值分别是-2.1219和-0.0438,检验为显著,而拥有非工作子女的男性群体的工作时间的估计值分别为-2.5574和-0.0525,此检验也是

显著的。两类群体的估计值也从侧面验证了养老保险对工作时间存在负向影响的一个重要原因就是家庭中个体对养老保险缴费的敏感程度增大。

表6也展示了样本进一步分类后的估计值,按照工资率的区间和性别来对样本进行分类,结果发现家庭中非工作子女的因素对工资率处于较低四分位区间的已婚男性的工作时间有较大幅度的影响。而对处于其他工资率区间的群体而言,是否有非工作子女基本未对养老保险和工作时间之间的关系产生影响,其他组别的检验结果呈现显著特征^[8-10]。结果还显示了家庭中是否有非工作子女并未对私人部门的已婚女性的养老保险和工作时间之间的关联

性产生显著影响。笔者认为出现该现象的原因是家庭中养老保险缴费压力主要是由男性群体承担,因此不会对女性的工作时间产生影响。

2. 工资率层面。采用与工作时间类似的分析方法,养老保险对工资率的影响效用也可以从三个层面来分析:全样本的估计结果、性别与婚姻状况分类样本的估计结果及性别与是否有非工作子女分类的估计结果。

第一,全样本的数据检验。据表3所示,与公共部门员工相比,私人部门员工的工资率有一个较大幅度的下降,差分和比率估计值分别为-2.5192和-0.35,检验的统计量都是显著的。此养老保险对工资率的影响表明了不管是私人部门还是公共部门,员工都无法将养老保险的缴费负担转移到其他群体身上。

第二,按照性别和婚姻状况分类的样本检验。据表4所示,男性和女性已婚或单身群体的数据检验结果都呈现较低的显著性。进一步按照工资率区间进行分类的样本估计结果表明,单身男性和女性以及已婚女性群体在接受养老保险之后也未发生显著变化,见表6。对单身男性而言,工资率处于第一和第二个四分位时,其工资率会因为养老保险的实施而发生一个正向的变动,差分和比率估计值为2.6393和0.0223。而此区间的已婚女性群体的变动值相对较小,工资率的差分和比率估计值分别为1.3082、0.0171。此结果显示了养老保险的实施并没有对任何工资区域内的单身女性的工资率变动产生影响。

根据已划分的工资率区间,据表6结果所示,养老保险对私人部门的已婚男性的工资率有一定的影响。若其工资率处于第三个四分位以上,或介于第二和第三个四分位之间,其工资率会因为养老保险的实施而下降,这两种情况的差分和比率估计值分别为-4.5751和-0.0135与-2.6870和-0.0160。而与此相对的公共部门处于第一个四分位的员工的工资率则处于上升趋势,差分和比率估计值分别为4.7867和0.0457。表7的结果显示了养老保险是工资率变动的负向函数。对私人部门而言,养老保险对第三个四分位以上的已婚男性的影响最大,对处于第二和第三个四分位群体的影响相对较小,而对于处于第一个四分位或以下群体的影响是正向的。

第三,按照性别和家庭中是否有非工作子女分类的样本估计。表5结果显示,是否有非工作子女并没有影响已发挥养老保险效用的已婚男性样本的估计值。但是当深入分析之后,按照工资率的四分位区

间来进行样本估计,某些组别的养老保险—工资率关联性高于另一些组别,而对于同样工资率的没有非工作子女家庭的影响效用的显著性也较低。对于没有非工作子女的已婚男性,当其工资率处于第二和第三个四分位区间时,养老保险对工资率的影响效用的估计值是显著的,而对于有非工作子女的男性群体而言该影响是不显著的,另外几个工资率区间的工资率与养老保险的关联性并没有受到是否有非工作子女的影响。

三、结论与启示

本文通过数据分析发现公共部门员工和私人部门员工的养老保险收益在养老保险实施前后保持着较大的相似性,与前人的研究较为一致^[11,12]。但是,在统计期间内,私人部门的组织和员工缴纳的养老保险费用几乎同时发生了较大幅度的变动,而公共部门的主体却未发生变化。为了了解导致这种现状的原因,本文进行了实证研究,重点关注养老保险对员工工作时间和工资率的影响,由于工作时间和工资率是影响劳动力市场供给的关键因素,因此此处的实证检验即为检验养老保险对劳动力市场的影响效用。

通过差分和比率估计来测度养老保险对个体劳动力供给的影响,且设置公共部门员工为控制组、私人部门员工为对照组。养老保险缴费金额是根据员工工资的一定比例确定的,对劳动力市场的分割产生了影响。私人部门男性员工的工作时间会因为养老保险的实施而减少,而公共部门男性员工的工作时间未发生较大幅度的变动。已婚男性员工的工作时间处于下降状态,而已婚女性的工作时间则未发生明显变化,这说明了养老保险的缴费责任主要体现在企业组织和家庭中的男性员工方面。而此结果也说明了劳动力市场中组织对于女性劳动者的歧视,未将其与男性员工同等对待,一些企业未为其缴纳养老保险费用。

另外,养老保险对已婚男性工资率产生不同影响的原因是工资率的差异。对处于中等收入区间的已婚男性而言,影响是负向的,且随着工资率的上升负向影响越来越大;而对处于第一个四分位及以下区间的群体来说影响是正向的。养老保险和已婚男性工资率的关系与劳动力供给弹性和工资之间关系保持一致性。对于已婚或单身女性而言,养老保险的影响并没有替代性。

本文未发现养老保险对特殊类型群体的工资率产生了不同的影响,如养老保险对低工资的男性和女性员工的影响也并没有预期那么显著。这表明,养老保险费率的下降仅仅影响了组织的收益,因为组织要为此负担更高的费用^[13,14]。实证结果的一个重要的政策启示是养老保险的缴费方式是工资的比例,这种方式可能导致劳动力市场根据工资率的区间来分类。政府部门也可考虑通过重新设计缴费方式来减少或规避劳动力市场分割情况的出现。一种有效的规避方式是将员工缴纳的养老保险费率和收益进行挂钩,例如通过构建个人储蓄账户的形式。此方法也可以通过提高养老保险的参与收益来消除养老保险对劳动力市场的负向影响。另一种途径是弱化员工缴费与工资收益之间的关系,例如设计一个离散的缴费方式,不同收入区间的群体按照不同的比例进行缴费^[15-18]。

主要参考文献:

- [1] Gruber J., Hanratty M.. The labor market effects of introducing national health insurance: Evidence from Canada[J]. *Journal of Business & Economics Statistics*, 1995(13):N/A.
- [2] Chou Y. J., Staiger D.. Health insurance and female labor supply in Taiwan[J]. *Journal of Health Economics*, 2001(2):187~211.
- [3] 阳义南,才国伟. 推迟退休年龄和延迟领取基本养老金年龄可行吗——来自广东省在职职工预期退休年龄的经验证据[J]. *财贸经济*, 2012(10):111~122.
- [4] 刘苓玲,李培. 养老保险制度收入再分配效应文献综述[J]. *社会保障研究*, 2012(2):58~69.
- [5] 龙朝阳,申曙光. 中国城镇养老保险制度改革方向:基金积累制抑或名义账户制[J]. *学术月刊*, 2011(6):86~93.
- [6] 卢金兰. 我国养老保险制度改革的经济分析——基于经济增长视角[J]. *福建金融*, 2011(1):40~43.
- [7] 韩俊强. 农民工养老保险参保行为与城市融合[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(2):135~142.
- [8] 蒋彧,全梦贞. 中国人口结构、养老保险与居民消费[J]. *经济经纬*, 2018(1):131~137.
- [9] 景鹏,胡秋明. 企业职工基本养老保险统筹账户缴费率潜在下调空间研究[J]. *中国人口科学*, 2017(1):23~35.
- [10] 雷晓燕,谭力,赵耀辉. 退休会影响健康吗?[J]. *经济学(季刊)*, 2010(4):1539~1558.
- [11] Blake C. H., Adolino J. R.. The enactment of national health insurance: A boole-an analysis of twenty advanced industrial countries[J]. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 2001(4):679~708.
- [12] Borjas G. J.. Welfare reform, labor supply, and health insurance in the immigrant population[J]. *Journal of Health Economics*, 2003(22):933~958.
- [13] Bruce D.. Effects of the United States tax system on transitions into self-employment [J]. *Labor Economics*, 2000(7):545~574.
- [14] Cheng S. H.. The impact of a universal health insurance on medical care utilization in Taiwan: Results from a natural experiment [J]. *Journal of the American Medical Association*, 1997(278):89~93.
- [15] Chou S. Y., Liu J. T., Hammitt J. K.. National health insurance and precautionary saving: Evidence from Taiwan [J]. *Journal of Public Economics*, 2003(87):1873~1894.
- [16] Chou S. Y., Liu J. T., Hammitt J. K.. National health insurance and technology adoption: Evidence from Taiwan [J]. *Contemp Economic Policy*, 2004(1):26~38.
- [17] Tae B. S., Balpukov U., Cho S. Y., et al.. Eleven-year cumulative incidence and estimated lifetime prevalence of urolithiasis in Korea: A national health insurance service-national sample cohort based study [J]. *Journal of Korean Medical Science*, 2018(2):1~13.
- [18] Yuniarti E., Prabandari Y. S., Kristin E., et al.. Rationing for medicines by health care providers in Indonesia National Health Insurance System at hospital setting: A qualitative study [J]. *Journal of Pharmaceutical Policy and Practice*, 2019(1):1~7.

作者单位:中南财经政法大学公共管理学院,武汉430073