

中国城镇劳动者退休行为及延迟退休的福利效果

封进 韩旭 何立新*

内容提要 本文采用期权价值考察中国延迟退休政策的福利效果。相同年龄下,当延迟退休增加了期权价值时,劳动者的福利会得到改善。本文利用中国城镇住户调查数据,结合现行养老金政策,计算工作的期权价值,并验证了期权价值对劳动者退休概率的影响。研究发现,期权价值越大,退休概率越小。在此基础上,本文模拟了延迟退休对不同性别和年龄的劳动者期权价值的影响。结果表明,在当前的缴费和待遇规则下,延迟退休对男性期权价值的影响并不大,但显著增加了女性的期权价值。延迟退休对不同工资和失业概率的女性有不同的影响,延迟退休给工资较高和失业概率较低的女性带来的福利改善更为显著。

关键词 期权价值 延迟退休 个体差异

一 引言

在人口老龄化趋势下,中国15~60岁劳动力年龄人口开始下降。国家统计局的统计公报显示,2012年中国15~59岁劳动年龄人口为9.37亿(占总人口的69.2%),比2011年减少345万,劳动力数量首次出现下降;2013年,劳动年龄人口进一步降为9.35亿。这一趋势还将持续,根据联合国的预测,中国60岁以上人口占总人口的比重将从2015年的15%增加到2030年的25%。然而,中国法定退休年龄一直维持在较低的水平:男性为60岁,女性为55岁(其中女性工人为50岁)。延迟退休年龄成为增

* 封进,复旦大学经济学院,电子邮箱:jfeng@fudan.edu.cn;韩旭,国泰君安证券股份有限公司,电子邮箱:14110680008@fudan.edu.cn;何立新,复旦大学经济学院,电子邮箱:lixinhe@fudan.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金(71573052)的资助。作者感谢复旦大学“当代中国经济与社会工作室”及其举办的研讨会参加者对本文的贡献,感谢赵耀辉教授和李实教授的建议和评论。

加老年劳动力供给和缓解养老金体系负担的一项政策选择。

然而，延迟退休能否顺利实施，取决于该政策在多大程度上符合人们的退休意愿。劳动供给受收入和闲暇的影响，从收入方面考虑，退休年龄不同会带来退休后领取的养老金的差异，同时也会影响到工资收入。期权价值模型（Stock & Wise, 1990）是分析养老保险政策对退休行为影响的主要模型，该模型同时考虑了养老金、工资以及闲暇对人们效用的影响。“推后退休”与“立刻退休”可以获得的最大期望效用的差值为继续工作的期权价值，期权价值越大，劳动者就越倾向于推迟退休。这一模型为分析延迟退休对劳动者福利的影响提供了工具，相同年龄下，期权价值越大，劳动者福利越大。

由于强制退休年龄规定，大多数劳动者不能自行选择退休年龄，但是通过期权价值模型，我们得以从理论上计算得到退休激励。现实中有部分劳动者的退休年龄低于法定退休年龄，通过对退休行为的分析，我们可以检验期权价值是否影响人们的退休决策。由国家统计局提供的城镇住户调查数据（UHS）中上海、广东、四川和辽宁4个省市的统计结果显示，55岁男性中有13.8%已经退休，48岁女性中有10.5%已退休。同时中国健康与养老追踪调查（CHARLS）显示，退休的劳动者中，有14%是提前退休的^①。不可否认，在强制退休年龄的情况下，用回归方法得到的期权价值对退休行为的影响是有偏的，可能低估了期权价值的影响^②。这也说明我们的结果是一个保守的估计，我们仍可通过检验这一影响，说明期权价值作为福利分析工具在中国的适用性。此外，为减小这一偏误，我们同时控制法定退休年龄及其他因素的影响。

为此，本文首先采用邻近退休年龄及达到退休年龄的样本来考察期权价值的影响，我们对经典的期权价值模型进行了扩展，计算了包含失业率的期权价值，同时分析了法定退休年龄、教育、配偶工作状态、家庭财富等因素对退休决策的影响。我们发现，期权价值对老年劳动者退休行为有显著影响，期权价值越大，老年劳动者越倾向于推迟退休。在此基础上，我们模拟延迟退休年龄对期权价值及福利的影响。延迟退休年龄改变了劳动者工资和养老金收入，减少了闲暇，从而影响劳动者的最大期望效用和期权价值。模拟表明，延迟退休提高了女性的最大期望效用，但对男性最大期望效用的影响并不大，相应地，对相同年龄的劳动者而言，延迟退休增加了女性劳动者的期

① CHARLS 调查中劳动者的退休类型有4种：正常退休、提前退休、先内退再正常退休、已内退但还未办理正常退休。

② 由于不能观测到那些希望在法定退休年龄前退休的人的真实行为，提前退休的可能性受到限制，期权价值的影响被低估。

权价值,降低了其退休概率。对工资水平较高、失业概率较低的女性而言,最大期望效用和期权价值增加较多,延迟退休带来的福利改善更为显著;而对于工资水平较低、失业概率较高的女性而言,期权价值改变较小,没有明显的福利改善。此外,本文还考察了用金钱即养老金财富加期望工资来度量的期权价值,也得到一致的结论。

本文的安排如下:第二部分为文献综述;第三部分介绍基本的期权价值模型,并对此模型进行扩展;第四部分根据期权价值的计算原理,估计个人的工资和失业率,并根据中国养老金的规定估计养老金,进而计算出劳动者的期权价值;第五部分利用期权价值,并结合法定退休年龄、家庭财富和失业等因素对劳动者的退休选择进行实证分析;第六部分利用实证结果模拟延迟退休政策对劳动供给及劳动者福利的影响,从而为延迟退休政策提供理论依据。

二 文献综述

退休年龄对劳动者福利的影响主要包括收入和闲暇。收入方面主要指由于退休年龄的不同导致的领取养老金的差异及工资和养老金的差异。以往的研究例如 Coile & Gruber (2000) 和 Gruber & Wise (2002), 对于收入的衡量主要有以下几种方法。第一种方法是基于养老金财富 (Social Security Wealth, SSW) 的差值^①, 即算当期退休可以得到的养老金财富 $SSW(t)$ 和推迟一期退休得到的养老金财富 $SSW(t+1)$ 的差值。第二种是找可行的退休年龄中养老金财富的峰值 (Peak Value)。以上两种方法都没有考虑到如果劳动者继续工作可以得到的工资, 在这种情况下, 延迟退休虽然带来了养老金的增加, 但当这种变化较小时, 延迟退休导致养老金财富多余的贴现的影响会大于单期养老金的增加, 最终导致养老金财富的下降。第三种方法同时考虑了推迟退休后的工资及养老金的变化: $-[SSW(t+1) - SSW(t)]/wage(t)$ 。它度量的是劳动者由于延迟退休而导致的养老金财富的下降占其多领取工资的比重, 这个值越大劳动者增加工作时间的净收益就越小, 这相当于政府对劳动者收入征收的税负, 因此, 也称为隐性税。然而, 这3种方法都忽略了劳动者退休后由于享受到更多的闲暇而带来的效用增加。由此, 期权价值模型 (Stock & Wise, 1990) 综合了工资、养老金和闲暇3个因素, 是度量养老金对退休的激励作用的更全面的指标。

国外已有相当一部分研究运用以上几种激励指标, 研究政府养老金政策对劳动者退休行为的影响。Gruber & Wise (2002) 等研究表明, 在比利时、加拿大、日本和美

^① 养老金财富等于从现在到最后每一期领取的期望 (考虑到存活率) 的养老金贴现的和。

国等 12 个国家，用以上几种指标度量的养老金政策对退休的激励很大程度上解释了人们的退休行为，尽管这些国家有着不同的历史和劳动力市场等。Oshio et al. (2011) 对日本的研究表明，老年人的劳动供给受到用养老金财富差值法、峰值法和期权价值 3 种指标度量的养老金制度激励作用的显著影响。Shimizutani et al. (2014) 对日本的研究利用期权价值作为激励指标，在此基础上加入了健康因素，他们发现，无论劳动者的健康水平如何，期权价值对于劳动者退休都有显著的影响。还有一些研究，例如 Shimizutani et al. (2014) 和 Johansson et al. (2014)，对基本的期权价值模型进行扩展，考虑除退休外其他退出劳动力市场的路径（如残疾等），计算每条路径的期权价值并按照权重进行加总，结果表明期权价值对劳动者退出劳动力市场仍有显著影响。Coile et al. (2014) 对关于基本期权模型扩展的研究进行了总结。

当前，国内的研究还尚未利用期权模型度量养老金制度对退休行为的激励作用。彭浩然 (2012) 度量了中国 9 个行业的隐性税，得到 9 个行业的隐性税都为正数，且工资水平低、工资增长慢的行业的隐性税更大，也面临更大提前退休的激励。其他的文章尚没有考虑养老保险对劳动者退休的影响，而主要考虑了年龄、教育、健康和失业率等因素。相关研究发现，退休概率随年龄的增加而增加（廖少宏，2012）；随教育水平的提高而减少（廖少宏，2012；阳义南，2011）；随健康状况的恶化而增加（封进、胡岩，2008；钱锡红、申曙光，2012）；随失业率的增加而增加（封进、胡岩，2008）；同时，退休前工资越高，退休后养老金越低，则退休的概率越小（钱锡红、申曙光，2012；阳义南，2011）。除此之外，家庭财富、配偶的工作状况和收入等也是相关影响因素。

本文将对 Stock & Wise (1990) 的期权价值模型进行两方面扩展：一是构造包含失业率的期权价值，作为养老金对退休激励的度量；二是设定不同的退休年龄限制，以期望效用和期权价值为基础，考察延迟退休年龄对不同个体的福利的影响。

三 模型设定

（一）期权价值模型

Stock & Wise (1990) 的期权价值模型如下：考虑一个劳动者 i 在年龄 t 还没有退休，假定法定退休年龄为 R ， $t \leq R$ 。该劳动者在 r 期将得到收入 y_r ， $t \leq r \leq R$ 。如果在 r 期退休，将得到退休金 B_r ，此时 $y_r = B_r$ ；如果在 r 期继续工作，将得到缴费后工资 w_r ①。该

① 缴费后工资是指扣除了养老保险、医疗保险和失业保险后的工资。

模型假定劳动者单期的间接效用函数如下^①：

$$\begin{aligned} U_{work} &= U_w(w_s) = w_s^\gamma \\ U_{retire} &= U_r(B_s) = (\kappa B_s)^\gamma \end{aligned} \quad (1)$$

其中， κ 反应了劳动者对闲暇的偏好。由于退休后劳动者可以享受多余的闲暇，所以退休前后，相同的单位收入带给劳动者的效用是不同的。理论上讲， $\kappa \geq 1$ ， κ 越大，闲暇给劳动者带来的效用越大^②。 γ 衡量了劳动者的风险厌恶程度，劳动者的相对风险厌恶系数为 $1 - \gamma$ 。 γ 越小，劳动者越厌恶风险。如果该劳动者在 r 岁退休，他将得到的期望效用的贴现为：

$$E_t V_t(r) = E_t \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} U_w(w_s) + E_t \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} U_r(B_s) \quad (2)$$

在传统的基本期权价值模型中，不确定性的考虑通常仅局限于生存概率；而失业是另一个重要的不确定性来源。由此，如果劳动者选择继续工作，他将面临失业和生命终结两个不确定性；而当劳动者退休时，不确定性的来源只有生命结束。所以，我们在原有基本期权模型的基础上加入失业率，分别计算基本的期权价值和包含失业概率的期权价值。在计算包含失业率的期权价值时，由于研究对象为年龄接近法定退休年龄的个体，他们失业后再就业的可能性较小，因而可以进一步假定，一旦劳动者失业，直到退休他将不再进入劳动力市场，收入和效用为 0，同时假定失业当期劳动者的收入为 0。令 μ_j 表示劳动者失业概率（若不考虑失业则令 μ_j 为 0），式（3）为计算基本期权价值的公式， p_i 表示存活率， β 为对时间的贴现， S 为劳动者的预期寿命，可以得到：

$$\begin{aligned} & E_t \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} U_w(w_s) + E_t \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} U_r(B_s) \\ &= E_t \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} \left(\prod_{i=t}^{s-1} p_i \right) \left(\prod_{j=t}^s (1 - \mu_j) \right) U_w(w_s) + E_t \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} \left(\prod_{i=t}^{s-1} p_i \right) U_r(B_s) \quad (3) \\ &= E_t \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} \left(\prod_{i=t}^{s-1} p_i \right) \left(\prod_{j=t}^s (1 - \mu_j) \right) (w_s^\gamma) + E_t \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} \left(\prod_{i=t}^{s-1} p_i \right) [(\kappa B_s)^\gamma] \end{aligned}$$

应注意到 $E_t V_t(r)$ 随 r 的变化并不一定具有单调性：当劳动者推迟退休年龄后，虽然每

① 该效用函数为间接效用函数，该函数可以通过 C-D 效用函数推导而得。

② 现实中，有些人在退休后会选择非正规就业，退休后的实际收入超过养老金收入。这一现象也可以通过改变这一参数刻画。张川川（2015）表明，在 2002 - 2009 年间 7.14% 的劳动者退休后再就业，其中女性高于男性。但退休再就业的比例在这期间发生了显著的下降，主要与养老金的上升有关。程杰（2014）深入地研究了中国劳动力“退而不休”的原因。

月领取的养老金会增加，式 (3) 后半部分养老金带来的效用会增加，但由于当年龄上升到一定的阶段，劳动者的工资会随着年龄的上升而下降，且考虑到如果早退休可以享受的多余的闲暇，以及继续工作的失业的可能，推迟退休带来的总效用并不一定会一直上升，由此 $E_t V_t(r)$ 关于 r 不具有单调性。在 t 时刻，将退休推迟到 r 岁带给劳动者的期望收益为：

$$G_t(r) = E_t V_t(r) - E_t V_t(t)$$

那么，令

$$r^* = \underset{r \in \{t+1, t+2, \dots, R, R+1\}}{\operatorname{argmax}} E_t V_t(r) \quad (4)$$

其中， R 为中国的法定退休年龄，推迟退休的期权价值为：

$$G_t(r^*) = E_t V_t(r^*) - E_t V_t(t) \quad (5)$$

当 $G_t(r^*) \geq 0$ 时，劳动者倾向于推迟退休；当 $G_t(r^*) \leq 0$ 时，劳动者则倾向于在当期退休。

(二) 实证模型

本文将分别计算传统的期权价值，即不考虑失业（令 μ_j 为 0）以及包含了失业概率的期权价值，在此基础上，同时考虑年龄和受教育程度等因素，运用 Probit 模型验证中国养老金制度导致的期权价值的差异对劳动者退休行为的影响：

$$\Pr(\text{retire} = 1) = \Phi(\beta_1 \times \text{optionvalue} + \beta_2 \times X) \quad (6)$$

其中， $\Phi(x)$ 为累计正态分布函数， X 为其他控制变量，包括是否到达法定退休年龄、受教育程度和工作单位等。

四 期权价值计算

(一) 数据说明

本文所使用的中国城镇住户调查数据中的上海、广东、四川和辽宁 4 个省市从 2010 年到 2012 年的数据为月度数据，并不是面板数据，仅有部分样本会多年度出现。通过对个体一年中每个月的“就业情况”这一变量的分析，我们可以看到劳动者在特定年份是否退休及何时退休（不考虑退休再就业的人）^①。例如，一个劳动者在 2011 年

① 对于 55~60 岁男性和 45~50 岁女性而言，不考虑正在找工作及做家务的，仅考虑工作和退休的人群，再就业比例占 2.02%。其中，男性占比为 2.67%，女性占比为 1.43%。正在工作、正在找工作、退休及做家务的人群中（即去掉了上学和不能工作的人群），退休再就业的人群占 1.82%（没有限制年龄范围）。

的年龄为 56 岁，而观察到他选在 2011 年中的某个月份（比如 5 月）退休，那么就认为他的退休年龄为 56 岁，年份为 2011 年。

由式（1）至式（5）可知，计算期权价值还需要知道劳动者的工资、养老金、失业率、存活率以及效用函数中的参数。本文进而利用该数据估计了劳动者的工资方程和失业方程，并结合中国现有的养老金政策，估计和预测了劳动者的养老金。

（二）养老金计算方法

依据国发（2005）38 号文件，养老金主要由个人账户养老金、基础账户养老金和过渡性养老金组成。假定劳动者现在的年龄为 t 岁，法定退休年龄为 R 岁，如果选择在 r 岁退休，劳动者在退休当年可以得到养老金的计算方法如下，而之后每年的养老金我们在此基础上用增长率进行调整。

1. 个人账户养老金

中国从 1997 年建立个人账户养老金，它是由个人账户储蓄额除以计发月数得到的。其中，个人账户储蓄额是由劳动者每个月缴纳的养老保险（工资的 8%），并赋予一定的收益率而累积形成的^①；计发月数是由退休年龄和预期寿命决定的，在给定预期寿命的情况下，退休年龄越大，计发月数越小，个人账户养老金越多。

对于 1997 年之后加入养老保险的劳动者，其个人账户养老金公式如下：

$$\text{个人账户} = \frac{\sum_{s=\text{开始工作年龄}}^{\text{退休年龄}} [(\text{工资}_s \times 8\%) \times (1 + \text{收益率})^{\text{退休年龄}-s}]}{\text{计发月数}} \quad (7)$$

对于 1997 年之后加入养老保险的劳动者，其个人账户养老金公式从 1997 年开始积累，而对于之前没有个人账户的年份，国家将通过过渡账户对其予以补偿。

2. 基础账户养老金

基础账户养老金是由社会统筹支付的养老金，它与劳动者的工资和当地的平均工资以及劳动者的工作年限有关，基础账户养老金计算公式如下：

$$\text{基础账户} = \frac{(1 + \text{个人平均缴费指数})}{2} \times \text{退休前当地平均工资} \times \text{缴费年限} \% \quad (8)$$

而个人平均缴费指数是劳动者工作这些年，每年工资相对于平均工资比率的平均值：

$$\text{个人平均缴费指数} = \frac{\sum_{s=\text{开始工作年龄}}^{\text{退休年龄}-1} \frac{\text{工资}_s}{\text{当地平均工资}_s}}{\text{工作年限}}$$

^① 参考 Feng et al. (2011) 和何立新等 (2008) 的研究，我们取收益率为每年 4%。

3. 过渡账户养老金

过渡账户养老金是针对在 1997 年之前参加工作的劳动者未建立个人账户的年份的补偿；在 1997 年之后参加养老保险的劳动者没有过渡性养老金。它的计发方法如下：

$$\text{过渡账户} = \text{个人指数化平均工资} \times \text{计发系数} \times \text{1997 年之前视同缴费年限} \quad (9)$$

计发系数的取值各省有所不同，一般为 1% 到 1.4%。由此，针对每个劳动者我们需要估计其从开始工作到法定退休年龄中每个年龄的工资，计算其每个可以选择的退休年龄对应的养老金，再计算期权价值。

(三) 工资估计及预测

我们利用中国城镇住户调查中上海、广东、四川和辽宁 4 个省市在 2010 年、2011 年和 2012 年的数据，估计在正规企业单位就业且具有城镇户口的劳动者从现在到法定退休年龄时的工资。首先将 3 年样本的工资利用价格指数调整至 2010 年，再利用如下工资方程进行估计：

$$\begin{aligned} \log(\text{wage}_i) = & \beta_0 + \beta_1 \text{age}_i + \beta_2 \text{age}_i^2 + \beta_3 \text{education} + \beta_4 \text{workstatus} \\ & + \beta_5 \text{occupation} + \beta_6 \text{region} + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

考虑到工资的性别差异，我们按男性和女性分别估计式 (10)。被解释变量 $\log(\text{wage})$ 为劳动者月工资的对数，解释变量包括劳动者的年龄 (age) 及其平方、受教育年限 (education)、就业情况 (work status)、职业 (occupation) 和地区 (region) 等。就业情况衡量的是劳动者工作单位的性质，如城镇集体经济单位、城镇个体和私营企业和其他。职业衡量的是劳动者的工作身份和具体的工作内容，如企业负责人、专业技术人员、商业服务业人员、农林牧渔水利生产人员等分类。工资方程估计结果如表 1 所示，分别对男女进行估计，其中地区的对照组为辽宁省。比较发现，按预测工资和养老金规则计算得到的养老金收入与样本自报的养老金收入有较好的拟合度，相关系数为 0.9。

将劳动者从 1997 年对应的年龄到退休年龄中每一个年龄带入上述估计方程，并用增长率 (birth-cohort 效应) 和残差 (不可观测但影响工资收入的个人特征) 进行调整最终得到劳动者在每个年龄的工资。我们所用增长率来源于世界银行对中国劳动者实际工资增长率的估计：中国在 1995 - 2010 年期间的实际工资增长率为 8.9%，2011 - 2015 年为 8.3%，2016 - 2020 年为 7.1%，2021 - 2025 年为 6.2%，2026 - 2031 年为 5.5% (World Bank & DRC, 2013)。

另外，在计算期权价值中我们需要知道劳动者从退休到生命结束的养老金，而我们只按照中国养老金发放政策对劳动者退休当年的养老金进行估计，之后的养老金在这基础上每年用增长率进行调整。我们取养老金增长率为每年 5.5%，这是由于养老金的增长一般是慢

于工资的增长的,同时我们用4.5%、5%、6%和6.5%做了 κ 取值的敏感性分析,发现期权价值并无明显变化,Probit回归结果及退休概率拟合值在不同的增长率取值下也很接近。

表1 工资方程估计结果

变量名	性别	男性	女性
	年龄	0.0795 *** (0.0030)	0.0393 *** (0.0042)
年龄平方/100	-0.0892 *** (0.0035)	-0.0443 *** (0.0054)	
受教育年限	0.0678 *** (0.0015)	0.0771 *** (0.0018)	
地区变量			
上海	0.5450 *** (0.0126)	0.5790 *** (0.0152)	
广东	0.3680 *** (0.0088)	0.3890 *** (0.0097)	
四川	-0.0570 *** (0.0093)	0.0660 *** (0.0105)	
工作单位性质	控制	控制	
职业	控制	控制	
常数项	5.4780 *** (0.0694)	5.9420 *** (0.0923)	
样本数	23490	18054	
R ²	0.3980	0.4010	

注:括号内为标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源:根据城镇住户调查数据计算得到。

在预测劳动者的工资时,式(10)中除年龄以外的各变量不随时间变化,但如果仅将劳动者对应年龄带入式(10)就忽略了年龄群体效应(何立新,2007;Feng et al.,2011),由此需对其用增长率进行调整^①。另一方面,我们还需要考虑无法观测但影响个人收入的变量,由于式(10)中误差项包含了影响个人收入的随机因素,同时也包含了无法观测的个人能力等因素,因此在估计工资时,将个体误差项的50%计入

① 比如,一个在2010年30岁的劳动者和一个在1997年30岁的劳动者的工资应该不同,即使两者的其他属性(如性别、受教育水平、地点和工作类型等)一样。本文对其进行调整:比如某样本在2010年55岁,为估计其在1997年即42岁时的工资,将42岁带入式(10)后,对估计的工资用增长率进行调整,除以1997年到2010年的社会工资增长率 $\prod_{1997}^{2010}(1+g_s)$;而当预测其未来的工资时,则需乘以工资增长率。

其预测工资（何立新，2007）。

在得到劳动者从1997年到法定退休年龄的工资后，根据前文介绍的养老金核算方法，可以计算出他从现在起到法定退休年龄中任何一年选择退休时，在退休当年可以得到的养老金。

（四）失业率估计和预测

我们采用同样的数据估计失业率。对于已经处于失业状态的劳动者，我们无法观测他们失业前的职业或行业，因此，我们考虑的主要影响因素包括年龄、受教育程度和地区。得到失业概率的估计方程以后，与预测工资相似，将劳动者从现在到法定退休年龄每一年的年龄带入，得到相应的失业概率。对于失业的劳动者，由于我们无法得到他们失业前的工作信息，因此在失业方程中，重点考虑了年龄、教育、地区和婚姻等因素。其中，劳动者的教育被归纳为3个受教育程度：初等教育、中等教育和高等教育。其中，初等教育包括小学及以下；中等教育包括初中、高中和中专教育；而高等教育包括大专、大学及以上。依据Probit模型进行估计，我们得到表2的回归结果。

表2 失业方程估计结果

变量名	性别	
	男性	女性
年龄	-0.1440 *** (0.0100)	-0.0960 *** (0.0122)
年龄平方/100	0.1780 *** (0.0114)	0.1020 *** (0.0155)
教育(中等)	-0.1530 *** (0.0301)	-0.1920 *** (0.0272)
教育(高等)	-0.5990 *** (0.0349)	-0.7000 *** (0.0306)
地区变量		
上海	-0.0396 (0.0434)	0.0472 (0.0410)
广东	-0.0522 * (0.0317)	-0.1890 *** (0.0277)
四川	-0.0718 ** (0.0334)	-0.2240 *** (0.0302)
结婚与否 (结婚=1)	-0.8370 *** (0.0425)	-0.1590 *** (0.0350)
常数	2.0470 *** (0.1930)	1.4110 *** (0.2230)
样本数	29276	23589
伪R ²	0.1234	0.0529

注：括号内为标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

(五) 期权价值的计算

计算期权价值还需要知道效用函数中的参数和每个年龄的存活率。对于效用函数中参数的选取,我们参考之前的文献,例如 Stock & Wise (1990)、Behaghel et al. (2014) 和 Shimizutani et al. (2014) 等,将 β 取 0.95, κ 取 1.5, γ 取 0.75, 后文还将对关键参数进行敏感性分析。存活率的数据来源于中国保监会于 2005 年颁布的中国经验生命表 (2000-2003 年)。

我们选择邻近退休年龄和达到退休年龄的样本,男性为 55~60 岁,女性为 45~50 岁,分别计算了在中国现有的退休年龄政策下不包含失业率的基本期权价值和包含了失业率的期权价值。通过比较在当年选择退休和不退休的两组人的期权价值的均值(图 1 和图 2) 我们发现,无论男性还是女性,选择退休的劳动者的期权价值要小于不退休的劳动者的期权价值,同时由于年龄较低的劳动者比年龄较高的劳动者有更多的选择,他们的期权价值也更大。由此,期权价值随着年龄的上升而下降,其中,含失业率的期权价值变化规律也与此一致。

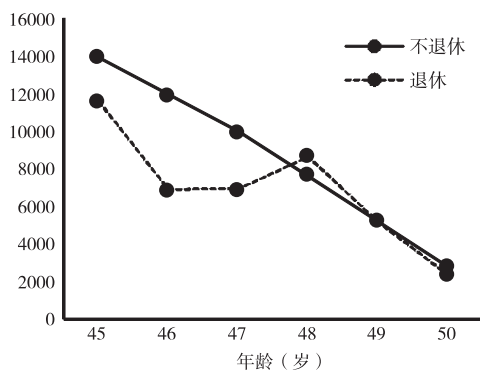


图 1 女性期权价值对比

资料来源:根据城镇住户调查数据计算得到。

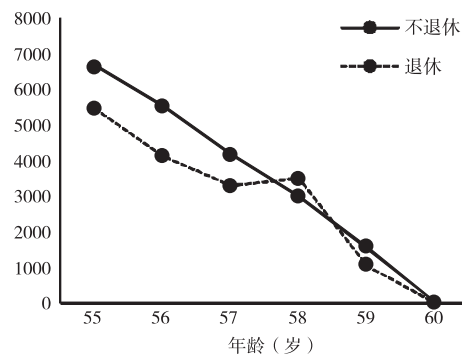


图 2 男性期权价值对比

资料来源:根据城镇住户调查数据计算得到。

五 期权价值对退休行为的影响

(一) 数据描述

我们分年龄考察了男性、女性工人和女性干部这 3 个群体的退休率(如表 3 所示),以及退休状态为已经退休的和在调查当年退休的劳动者占比。我们选取 55~60 岁(小于 61 岁)的男性以及 45~50 岁(小于 51 岁)的女性工人作为研究对象,样本

初始年龄的选择依据是在此年龄之前处于退休状态的概率比较小（表3）。而由于女性干部样本量较小，后文中我们着重分析男性劳动者和女性工人。

表3 分年龄退休状态占比

男性			女性工人			女性干部		
年龄(岁)	退休状态占比(%)	样本数	年龄(岁)	退休状态占比(%)	样本数	年龄(岁)	退休状态占比(%)	样本数
53	6.17	745	43	0.51	591	48	0	152
54	8.23	778	44	0.18	557	49	0.85	117
55	13.88	742	45	2.56	546	50	8.75	80
56	19.90	769	46	5.60	586	51	8.33	48
57	26.09	732	47	5.24	706	52	1.79	56
58	30.04	719	48	9.32	740	53	8.77	57
59	31.96	582	49	13.23	672	54	1.67	60
60	62.31	589	50	36.74	479	55	32.56	43

注：退休状态占比为已经退休的和在调查当年退休的劳动者占比。

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

需要说明的是，检验期权价值的退休激励需要观察该劳动者的退休时间。我们使用的调查数据为以年为调查时长的月度数据，通过比较每个月劳动者的工作状态，可以推断劳动者在调查当年是否已经处于退休状态或在调查的这一年选择了退休。对于已经处于退休状态的劳动者，我们无法进一步推断其退休年龄以及退休时的其他信息，我们将这一部分样本删除，这样造成的问题是利用所选样本计算的在某一年龄退休的人的比例可能低于实际的比例。为此，在回归时对不同的样本给予不同的抽样权重。权重的设置方法为用包含那些无法观测退休时间的样本，估计是否处于退休状态的方程，预测每个个体当期和前期处于退休状态的概率，之后按照年龄平均，计算在各个年龄退休的比例，再与样本当期退休的人的占比进行对比，获得抽样权重。抽样权重调整后分年龄的当年退休率见表4。

表4 当年退休率

单位：%

男性			女性		
年龄(岁)	调整后	调整前	年龄(岁)	调整后	调整前
54	2.88	0.65	44	0.49	0.00
55	4.03	4.56	45	0.91	1.32
56	5.28	3.33	46	1.57	1.23

续表

男性			女性		
年龄(岁)	调整后	调整前	年龄(岁)	调整后	调整前
57	6.56	1.69	47	2.44	0.58
58	7.69	1.28	48	3.57	0.70
59	8.56	2.11	49	5.01	1.38
60	40.98	23.78	50	38.14	18.16

注：女性主要指女性工人群体，由于女性干部在女性劳动者中占比较小，正在工作或退休的样本中（包含所有年龄范围）女干部总体占比为6.77%，因此，此处及后文着重分析男性劳动者和女性工人。

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

实证模型用到的其他变量的统计描述见表5。针对男性和女性，我们分别给出了这些变量的均值、标准差、最大值和最小值。

表5 主要变量统计描述

变量名	男性				女性			
	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值
受教育年限	11.4110	2.8588	19	0	11.6085	2.4455	19	0
失业概率	0.0917	0.0465	0.4312	0.0233	0.0985	0.0415	0.2164	0.0267
期权价值(千元)	0.3809	0.3037	4.1647	0	0.8571	0.4491	2.8717	0
期权价值(含失业)	0.3319	0.2833	4.0260	0	0.8004	0.4312	2.8048	0
国有经济	0.6037	0.4891	1	0	0.3734	0.4837	1	0
城镇集体	0.0400	0.1959	1	0	0.0630	0.2430	1	0
股份制、外资	0.1079	0.3103	1	0	0.1281	0.3342	1	0
城镇个体或私营	0.1499	0.3570	1	0	0.2564	0.4366	1	0
其他经济	0.0985	0.2980	1	0	0.1791	0.3834	1	0
退休与否	0.1273	0.3333	1	0	0.0724	0.2592	1	0

注：本表的统计描述为抽样权重调整后的均值和标准差。

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

(二) 实证结果

按照式(6)，我们分以下3个基本模型对劳动者的退休决策进行Probit回归。模型1：将不考虑失业概率的基本期权价值作为解释变量；模型2：考虑失业概率，但是并没有将它纳入期权价值的计算，而是将其单独作为一个解释变量；模型3：将失业概率纳入期权价值的计算，用含有失业概率的期权价值作为解释变量。除期权价值和失业的考虑外，我们还考虑了是否达到法定退休年龄、受教育年限、工作单位等因素，

其中，工作单位包括国有单位、城镇集体单位、股份制及外资等经济类型单位、城镇个体或私企被雇佣者等几类。

表 6 为各变量对当年是否退休的边际影响，通过表 6，我们得到以下 3 个发现：首先，不考虑失业率的期权价值与考虑了失业率的期权价值对于劳动者退休决策的影响都是显著的。具体来说，对于不考虑失业的期权价值，期权价值增加 1 个单位（1000 元），男性劳动者退休的概率下降约 1.3%，女性劳动者退休的概率下降约 1%；而考虑失业的期权价值的影响与此近似。第二，失业率对于男女退休决策的影响是显著的。失业率越高，劳动者退休的可能性越大，说明失业率较高的群体更希望退休以获得稳定的养老金收入。第三，法定年龄对于男女退休的约束是显著的，达到法定退休年龄后退休概率显著增加。

表 6 退休行为 Probit 回归的边际影响

变量名	性别	男性			女性		
		模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
期权价值		-0.0133 *** (0.0041)	-0.0080 ** (0.0039)		-0.0091 *** (0.0021)	-0.0060 *** (0.0020)	
期权价值(含失业)				-0.0143 *** (0.0044)			-0.0092 *** (0.0023)
失业概率			1.1080 ** (0.5240)			0.7730 *** (0.2570)	
教育		-0.0099 *** (0.0031)	0.0009 (0.0064)	-0.0096 *** (0.0031)	-0.0037 * (0.0022)	0.0061 (0.0044)	-0.0033 (0.0022)
是否到达法定 退休年龄		0.3180 *** (0.0447)	0.2940 *** (0.0464)	0.3260 *** (0.0431)	0.1760 *** (0.0342)	0.2150 *** (0.0374)	0.1850 *** (0.0352)
是否结婚		0.0039 (0.0834)	0.1220 *** (0.0195)	0.0140 (0.0777)	-0.0284 (0.0220)	0.0063 (0.0178)	-0.0267 (0.0217)
城镇集体经济		-0.0343 (0.0307)	-0.0304 (0.0307)	-0.0345 (0.0306)	-0.0390 * (0.0205)	-0.0361 * (0.0202)	-0.0385 * (0.0204)
股份制、外资		-0.0647 *** (0.0209)	-0.0635 *** (0.0206)	-0.0643 *** (0.0209)	-0.0501 *** (0.0178)	-0.0486 *** (0.0174)	-0.0499 *** (0.0177)
城镇个体或私营		-0.0325 (0.0218)	-0.0298 (0.0215)	-0.0314 (0.0218)	-0.0670 *** (0.0149)	-0.0638 *** (0.0147)	-0.0662 *** (0.0148)
其他经济		-0.0134 (0.0280)	-0.00999 (0.0279)	-0.0112 (0.0284)	-0.0145 (0.0203)	-0.0100 (0.0204)	-0.0130 (0.0204)
观测数		3023	3023	3023	3278	3278	3278
伪 R ²		0.2313	0.2356	0.2313	0.3339	0.3460	0.3327

注：该表格报告的为 Probit 模型的边际影响结果。括号内为标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。对于这些结果的解释为，某变量上升 1 个单位使退休概率发生的变化。其中，工作单位性质变量为哑变量，基准组为“国有经济”。

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

影响退休决策的因素还包括家庭财富和配偶工作状态等,为此加入这些变量进行稳健性检验。这里选取的是处于结婚状态的劳动者,因而样本数量略有变化。表7给出了稳健性检验的边际影响结果。首先,表7基本模型是稳健的,关键变量“期权价值”在每一个模型下面对退休决策的影响都是显著的,而且边际效应的大小变化亦不大,它的增加将减少退休概率。其次,其他几个变量的结果也符合预期。通常家庭财富越多,增加收入带来的边际效用越小,闲暇带来的效用越多,劳动者越倾向于选择退休,家庭财富对劳动者的退休行为有促进作用。我们用家庭收入中除去工资收入的部分衡量家庭财富,这一部分主要包括了家庭财产性收入,可以作为家庭财富的代理变量。关于配偶工作状态对退休决策的影响,国外已有的研究发现(Gustman & Steinmeier, 2000),夫妻双方中一方的退休决策对另一方有“溢出效应”(Spillover Effect),夫妻双方的闲暇具有互补性,即当两人都退休时,同样的闲暇可以给两人带来更高的效用,他们将更倾向于选择退休。本文将配偶的工作状态分为了工作、退休和失业3种,并预计相对于配偶工作而言,配偶退休会增加劳动者退休的概率,而配偶失业会减少劳动者退休的概率,因为失业主要的影响是使家庭收入减少。

表7 退休行为边际影响的稳健性检验

变量名	性别	男性		女性	
		模型4	模型5	模型4	模型5
期权价值		-0.0098** (0.0039)	-0.0096*** (0.0037)	-0.0087*** (0.0021)	-0.0085*** (0.0021)
是否到达法定 退休年龄		0.3520*** (0.0469)	0.3080*** (0.0451)	0.1540*** (0.0327)	0.1520*** (0.0322)
配偶工作情况 退休		0.0436*** (0.0160)	0.0359** (0.0161)	0.1140** (0.0489)	0.1050** (0.0477)
失业或在家就业		0.0115 (0.0408)	0.0190 (0.0430)	-0.0193 (0.0182)	-0.0206 (0.0183)
家庭财富			0.0014*** (0.0002)		0.0004*** (0.0001)
观测数		2937	2937	3042	3042
伪R ²		0.2693	0.3059	0.3149	0.3196

注:该表格报告结果为Probit模型的边际影响结果。括号内为标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。此外,还控制了教育程度和工作单位性质,与表6相同。

资料来源:根据城镇住户调查数据计算得到。

(三) 敏感性分析

在期权价值模型下,劳动者主要比较的是退休前后的收入及效用,所以模型中衡

量劳动者闲暇偏好的 κ 值至关重要。另外，劳动者若选择退休再就业，将同时得到工资和养老金，工资与养老金之和与对应时期的养老金的比值可以通过增加 κ 值反映。工资与养老金之和与养老金的比值可以用来衡量劳动者对闲暇的偏好。计算发现，对于男性该比值的均值为 2.03，女性为 2.72，由此，选择 κ 值取 2 和 3 进行稳健性检验。将这两个值分别带入期权价值的计算中，再将新的期权价值作为解释变量进行 Probit 回归，进而得到拟合的退休概率。表 8 列出了不同 κ 值下，每个年龄的劳动者拟合退休概率的均值，Probit 模型拟合概率均十分相近。

表 8 参数敏感性检验

男性				女性			
年龄 (岁)	k = 1.5	k = 2	k = 3	年龄 (岁)	k = 1.5	k = 2	k = 3
55	0.3429	0.3243	0.3051	45	0.3054	0.2559	0.2582
56	0.3429	0.3244	0.3051	46	0.3045	0.2553	0.2574
57	0.3430	0.3244	0.3051	47	0.3049	0.2555	0.2577
58	0.3429	0.3244	0.3051	48	0.3039	0.2548	0.2568
59	0.3430	0.3244	0.3051	49	0.3036	0.2546	0.2566
60	0.3430	0.3244	0.3051	50	0.3046	0.2553	0.2574

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

六 延迟退休政策模拟

（一）不同法定退休年龄下期权价值的比较

将延迟退休政策设定为，法定退休年龄延长，缴费率和待遇领取政策不变。将式 (4) 中的 R 用新的法定退休年龄代替，重新计算最大期望效用和期权价值。法定退休年龄分别延长 1 岁和 5 岁，男性延迟退休年龄对每个年龄上的最大效用影响很小，而女性延迟退休会导致最大效用增加。男性的期权价值在延迟退休年龄后基本无变化 (图 3)，而女性的期权价值在延迟退休年龄后增加较为显著 (图 4)。退休年龄延迟 1 岁使 5.8% 的男性劳动者和 96.2% 的女性劳动者期权价值增加；延迟 5 岁，使得 8.4% 的男性劳动者和 99.76% 的女性劳动者期权价值增加。总体而言，延长退休年龄会提升女性的福利，但并不会改善男性的福利。

延迟退休通过改变劳动者的期权价值，进一步影响劳动者当前的退休决策。我们

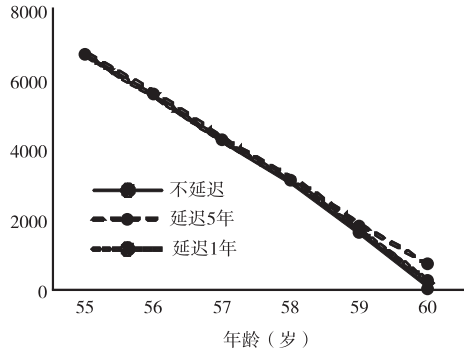


图3 男性期权价值变化

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

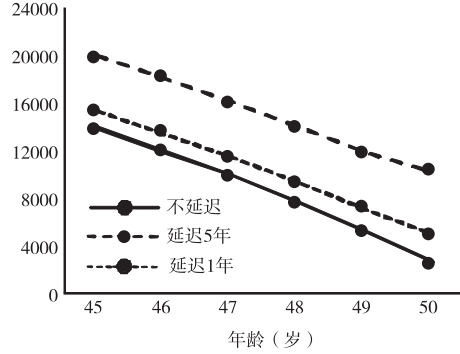


图4 女性期权价值变化

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

将新的期权价值带入到 Probit 方程中，预测劳动者在不同退休年龄下的退休概率。我们发现，在每个年龄上，延迟退休降低了劳动者当前的退休概率，该政策对女性的影响要远大于对男性的影响（图5和图6），这与女性在法定退休年龄延迟后期权价值变化较大，而男性期权价值几乎不变相对应。

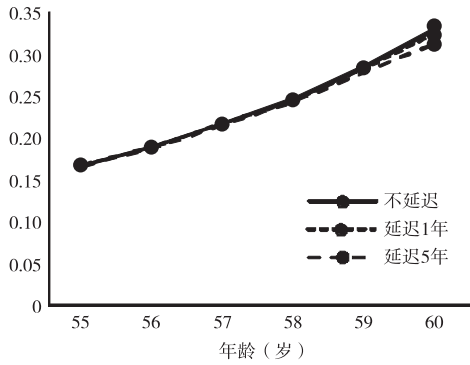


图5 男性退休概率

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

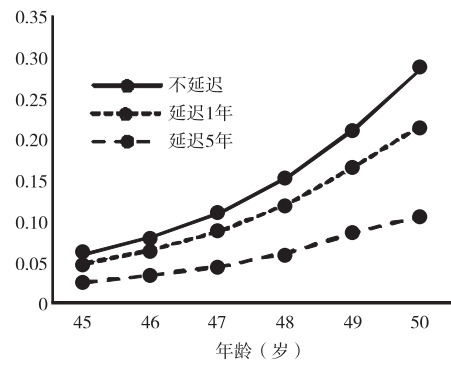


图6 女性退休概率

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

由于延迟退休扩大了劳动者的退休年龄选择范围，延迟退休不仅通过影响劳动者的期权价值而影响其当下的退休决策，还会影响到他们未来的退休行为。我们选取55岁的男性和45岁的女性，在将退休年龄延长5年的情况下，分别计算他们在未来各个年龄的期权价值。由图7可见，男性到60岁时，期权价值已经为0，因而男性并没有

延迟退休的激励。但对于女性而言（图8），即使到了50岁，期权价值仍显著为正，延迟退休对女性的激励即使在较大的年龄仍然显著。

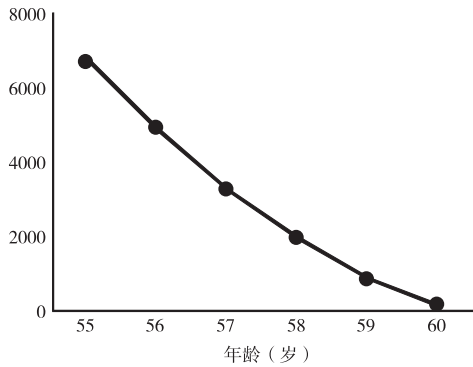


图7 男性各年龄期权价值

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

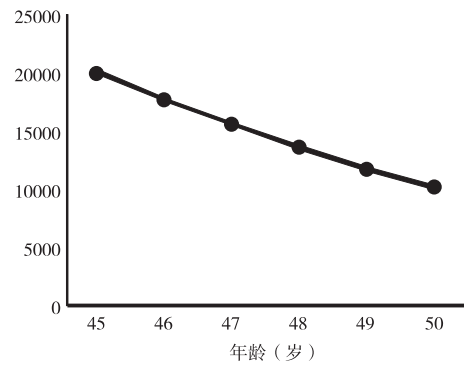


图8 女性各年龄期权价值

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

男性和女性期权价值变化存在差异的原因主要有以下几点。通过工资方程可以看到，男性和女性的工资随着年龄的增加呈现出倒U型，在44岁左右达到最大，之后不断下降。女性原来的法定退休年龄小于男性，因此延迟退休后，劳动者的选择空间扩大了，虽然男性和女性工资都处于下降阶段，但由于女性年龄较小，下降幅度较小，延迟退休继续工作的工资高于养老金的概率较大，期权价值增加得更多。同时，从工资下降速度上看，男性的工资下降速度高于女性，这也导致男性延迟退休期权价值并不增加。

此外，我们采用本文第五部分敏感性分析中的 κ 值，对延迟退休政策效果进行敏感性分析。分析得到，在任何取值下，延迟退休对女性的影响均大于男性。同时， κ 值越大，期权价值越小，延迟退休导致期权价值发生变化的劳动者的比例越小，期权价值变化的程度也越小。 κ 越大意味着闲暇给劳动者带来的效用越高，因此，延迟退休而带来的收入增加的激励作用就越小。但在不同取值下，延迟退休对期权价值影响的总体趋势并无差别，政策模拟结果是稳健的^①。

（二）延迟退休对不同个体的影响

对于女性样本，我们结合前文式（3）可知，工资较低、工资随年龄下降较快或失

^① 由于篇幅限制，本文未列出敏感性检验时不同取值下的期权价值，如需要可以提供。

业概率较大的劳动者的期望效用不一定随着法定退休年龄的增加而增加，延迟退休不一定带来期权价值的上升。因此，我们从工资和失业两个方面来进一步分析女性期权价值变化的特点。以延迟5年退休为例，我们将劳动者分为期权价值增加（记为1）以及期权价值没有变化（记为0）两组，画出这两组劳动者失业率和工资的箱形图（圆点为均值）。我们可以看到，相对于期权价值不变的劳动者，期权价值发生变化的劳动者有更低的失业率和更高的工资。在期权价值发生变化的劳动者中，可以看到，期权价值变化的幅度和工资呈正相关（图9和图10）。

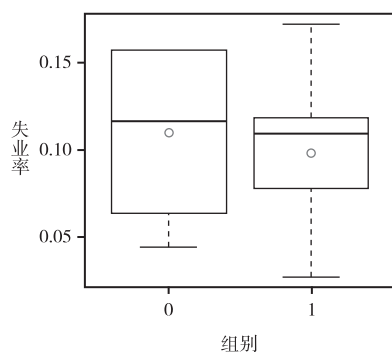


图9 失业率与期权变化

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

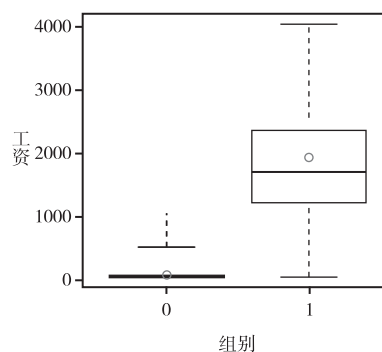


图10 工资与期权变化

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

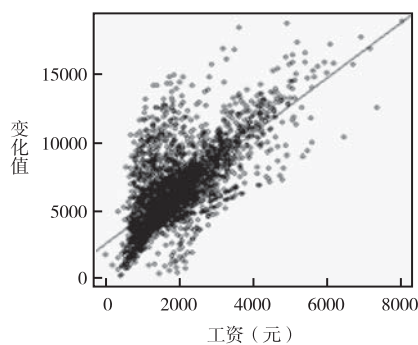


图11 工资与期权价值变化

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

整体上看，延迟退休对男性的福利并无改善，他们并没有延迟退休的激励，但对女性的福利提升较大。而且，延迟退休给现阶段工资较高、失业概率较低的

女性带来了更多的期权价值的上升，而对于工资低、失业概率高的劳动者的影响较小。

（三）延迟退休对养老金财富和期望工资的影响

另一种简单直观的度量不考虑效用函数及参数选择，仅仅从金钱角度考虑养老金财富与期望工资之和的变化。相当于忽略效用函数中的风险厌恶和闲暇偏好，两个参数值都取1。同样可见，在各个年龄上，延迟退休可以给女性带来的最大财富都是增加的，而且延长5年增加的最大财富远大于延长1年的情况。这一变化对男性的影响要小于女性，因此，女性比男性有更高的延迟退休的愿望（图12和图13）。

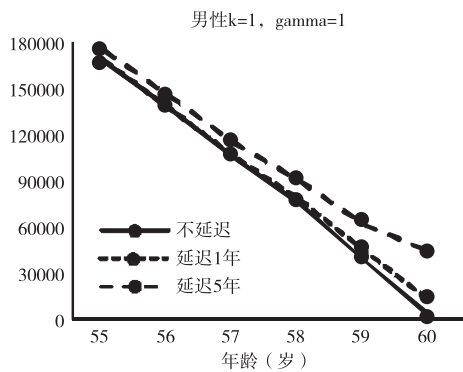


图12 男性各年龄以财富度量的期权价值

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

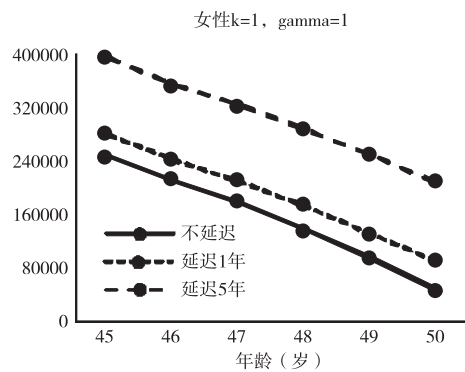


图13 女性各年龄以财富度量的期权价值

资料来源：根据城镇住户调查数据计算得到。

七 结论与政策含义

本文从期权价值模型出发，分析了中国劳动者的退休行为。本文利用城镇住户调查数据，验证了期权价值对劳动者退休概率的影响，同时，其他因素如法定退休年龄、配偶就业情况和家庭财富等变量对劳动者的退休决策也有显著影响。在此基础上，我们模拟了延迟退休年龄对不同性别和不同年龄劳动者的最大期望效用的影响及对期权价值的影响。某一年龄时，如果延迟退休年龄可以增加劳动者的最大期望效用，增加其期权价值，则说明该政策可以改善福利。研究表明，在各年龄段，该政策都显著增加了女性的期权价值，降低女性的退休意愿；但对于90%以上的男性，该政策对期权价值没有影响，延迟退休年龄对男性而言并无明显的福利改善效

应。我们进一步计算了劳动者未来各个年龄段的期权价值，发现即使当女性处于50岁之后，其期权价值仍显著为正，由此从养老金的角度来看，对其延迟退休提供了足够的激励。

中国女工人退休年龄较早，延迟退休后继续工作的工资收入可能高于养老金收入，这是其期权价值的增加多于男性的重要原因。但值得重视的是，延迟退休年龄并没有增加所有女性的期权价值，延迟退休对于不同工资水平和失业概率的女性有不同的影响。工资较高、失业率较低的女性在延迟退休年龄后，最大期望效用和期权价值增加较多，延迟退休带来的福利改善更为显著；而对于工资水平较低、失业率较高的女性而言，期权价值改变较小，不能有效地改变其退休意愿。

本文的结果有以下几点政策含义：第一，即使在中国法定退休年龄的制度安排下，不同年龄退休带来的效用差异仍然对退休行为有影响，因而，延迟退休的政策设计需要符合大多数人的退休意愿，这样才可实现增加老年劳动力供给、缓解养老金体系负担的目标。第二，相对于男性而言，女性工人的退休年龄较早，延迟退休可以提高大多数女性的福利水平，因而，适当延迟女性的退休年龄更有必要。第三，在延迟退休年龄的同时，实施灵活退休年龄政策具有较强的可行性，通过设置提前退休年龄和正常退休年龄，允许低收入和在劳动力市场中处于劣势的群体选择在较早的年龄退休，更符合他们的退休意愿。

最后，需要指出的是，本文尚有一些不足之处。在第五部分的实证分析中，我们所使用样本的年龄并未包含延迟退休增加的年龄范围，在分析延迟退休对劳动者未来退休决策的影响时，可能存在误差，但这并不影响第六部分基于期权理论所模拟的期望效用和期权价值变化结果。此外，本文需用到城镇住户调查的月度数据，以识别在某一年龄时是否是当年退休，然而，我们只获得了4个省市的数据，今后在数据可得的情况下可将分析扩展到更多地区。

参考文献：

- 程杰 (2014)，《“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。
- 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期，第88-94页。

- 何立新 (2007), 《中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应》, 《经济研究》第 3 期, 第 70 - 80 页。
- 何立新、封进、佐藤宏 (2008), 《养老保险改革对家庭储蓄率的影响：中国的经验证据》, 《经济研究》第 10 期, 第 117 - 130 页。
- 廖少宏 (2012), 《提前退休模式与行为及其影响因素——基于中国综合社会调查数据的分析》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 96 - 105 页。
- 彭浩然 (2012), 《基本养老保险制度对个人退休行为的激励程度研究》, 《统计研究》第 9 期, 第 31 - 36 页。
- 钱锡红、申曙光 (2012), 《经济收入和健康状况对退休期望的影响——一个交互效应模型》, 《经济管理》第 3 期, 第 144 - 150 页。
- 阳义南 (2011), 《我国职工退休年龄影响因素的实证研究》, 《保险研究》第 11 期, 第 61 - 71 页。
- 张川川 (2015), 《城镇职工退休后就业行为：基本事实和影响因素》, 《劳动经济研究》第 3 卷第 3 期, 第 106 - 127 页。
- Behaghel, Luc, Didier Blanchet & Muriel Roger (2014). Retirement, Early Retirement and Disability: Explaining Labor Force Participation after 55 in France. *NBER Working Paper*, No. 20030.
- Coile, Courtney & Jonathan Gruber (2000). Social Security Incentives for Retirement. *NBER Working Paper*, No. 7651.
- Coile, Courtney, Kevin Milligan & David Wise (2014). Social Security Programs and Retirement Around the World: Disability Insurance Programs and Retirement——Introduction and Summary. *NBER Working Paper*, No. 20120.
- Feng, Jin, Lixin He & Hiroshi Sato (2011). Public Pension and Household Saving: Evidence from Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 39(4), 470 - 485.
- Gruber, Jonathan & David Wise (2002). Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation. *NBER Working Paper*, No. 9407.
- Gustman, Alan & Thomas Steinmeier (2000). Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model. *Journal of Labor Economics*, 18(3), 503 - 545.
- Oshio, Takashi, Akiko Sato Oishi & Satoshi Shimizutani (2011). Social Security Reforms and Labour Force Participation of the Elderly in Japan. *The Japanese Economic Review*, 62(2), 248 - 271.

Shimizutani, Satoshi, Takashi Oshio & Mayu Fujii (2014). Option Value of Work, Health Status, and Retirement Decisions in Japan: Evidence from the Japanese Study on Aging and Retirement (JSTAR). *NBER Working Paper*, No. 20001.

Stock, James & David Wise (1990). Pensions, the Option Value of Work, and Retirement. *Econometrica*, 58(5), 1151 – 1180.

World Bank & Development Research Center of the State Council, the People's Republic of China (DRC) (2013). *China 2030: Building a Modern, Harmonious, and Creative Society*. Washington D. C. : World Bank.

Laborers' Retirement Behavior and the Welfare Effect of Postponing Retirement Age in Urban China

Feng Jin¹, Han Xu² & He Lixin¹

(School of Economics, Fudan University¹;

Guotai Junan Securities²)

Abstract: This paper uses the model of Option Value (OV) to investigate the welfare effect of postponing retirement age in China. For those at the same age, laborers' welfare will be improved if postponing retirement age increases laborers' OV. Drawing upon the data of the Urban Household Survey of China, this paper calculates OV for each individual and examines the effect of OV on the probability of retirement according to the current social security policy. Empirical results show that the probability of retiring decreases as OV increases. Furthermore, this paper simulates the impact of postponing retirement age on the OV of individuals of different sex and age. This study shows that the impact of postponing retirement age on the OV of male workers is minimal, whereas the effect upon women is significant. In addition, the effect upon women with different wage and unemployment ratio varies, with a more positive impact on women with higher wage and lower possibility of unemployment.

Keywords: option value, postponing retirement, heterogeneous individuals

JEL Classification: H55, I38, J26

(责任编辑: 王永洁)