

预期总收入与城乡居民 高等教育选择行为

李明桥

[摘要] 在放弃考高人数逐年增加的背景之下, 本文从预期总收入视角研究了居民高等教育选择行为。研究发现: 首先, 高等教育与非高等教育预期总收入相对大小分为两个阶段, 前期高等教育预期总收入低于非高等教育, 后期则高于非高等教育。其次, 流动性约束影响居民高等教育选择行为。收入水平越高、借贷成本越低、流动性约束越小、居民关注预期总收入的时间跨度越大, 居民接受高等教育的意愿越强。再次, 高等教育回报率也会影响居民高等教育选择行为。高等教育回报率越高, 高等教育与非高等教育预期总收入相对大小的临界年龄越小, 居民接受高等教育的意愿越强。最后, 非高等教育居民的工资水平也对高等教育选择行为产生影响。在我国劳动力成本不断上升背景之下, 非高等教育预期总收入随之上升, 使得预期总收入相对大小的临界时点越大, 居民接受高等教育的意愿越小。

[关键词] 预期总收入; 高等教育; 选择行为

一、引言

高等教育快速发展在宏观层面上有利于提升人力资本水平, 加快技术进步和技术创新, 提高劳动生产率和全要素生产率(续继和宗庆庆, 2016)。中国高等教育快速发展始于1999年全国高校大规模扩招行为, 招生规模从1999年的160万人飙升至2015年的700万人。一方面, 高校扩招降低了高校入学门槛, 有利于实现高等教育的大众化、平民化; 另一方面, 快速扩张的高等教育改变了劳动力市场供求关系, 使得高校毕业生就业压力大, 在激烈竞争的劳动力市场环境下, 部分高校毕业生学历水平高于其就业岗位的要求, 这就是所谓的过度教育问题。李骏(2016)研究发现, 高学历过度教育者

[收稿日期] 2018-05-20

[作者简介] 李明桥, 贵州财经大学经济学院, 电子邮箱地址: 630671067@qq.com。

的收入显著低于适度教育者，这表明高校毕业生的预期收入并不诱人。

在此背景下，居民对高等教育的需求欲望不如高校扩招之前。扩招之前劳动力市场上对高校毕业生的需求大于供给，使得高校毕业生具有较高的预期收入，从而导致居民对高等教育的需求欲望较高，不存在居民对高等教育选择行为。而如今，居民在权衡利弊基础之上决定是否需要高等教育。例如，2014年大约有100万学生放弃高考，而当年出国留学人数不到20万，这表明放弃高等教育选择就业的人数高达80万人，其中农村学生占绝大多数，更值得关注的是弃考人数以每年接近10万的速度在增加(沈念祖，2013)。农村学生放弃高考，意味着城乡人均受教育水平差距会增大，这导致的后果如图1所示。该图是根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据绘制出的居民对数工资收入分布图。一方面，如图所示大专及以上学历收入分布更加偏右，表明大专以上学历居民人均工资收入更高；另一方面，大专以下学历居民收入分布更加离散，表明大专以下学历居民组内收入差距更大。因此，农村学生放弃高考不但降低了农村居民获得高等教育的人数，同时相应地提高了城市居民获得高等教育的人数，这不仅扩大了城乡收入差距，而且也扩大了农村内部收入差距，由此可知农村学生放弃高等教育不利于缩小中国收入差距。

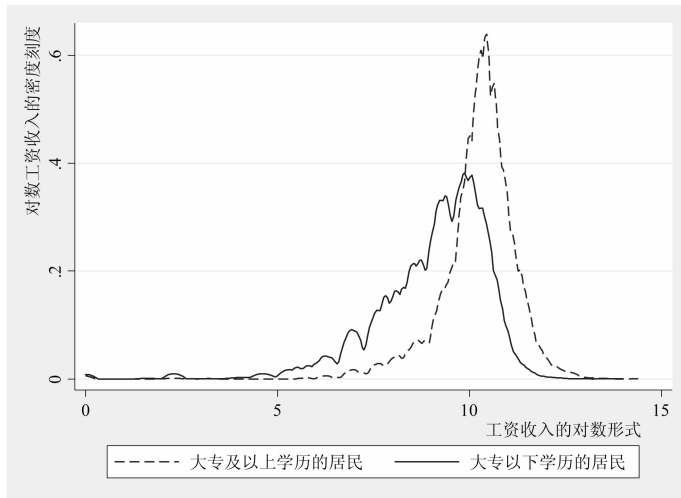


图1 对数工资收入分布图

在这些年放弃高考人数连续增加的背景之下，研究居民高等教育选择行为有助于发现居民放弃高等教育机会的原因。以此为基础，提出相应的政策建议以提高居民对高等教育的需求欲望，从而提高高校报考人数规模，使得高校更能选拔出优秀生源接受高等教育，实现高校教育资源的优化配置，这

是一个非常意义的研究课题。现有文献从不同角度研究了居民高等教育的选择行为,例如,甘行琼和邓圳(2008)发现,在就业率下降和高等教育成本上升的情况下,仍有越来越多个人继续选择接受高等教育,原因在于个体追求个人效用最大化理性选择。杨钊和翁秋怡(2014)研究了预期收入对高等教育学历层次(大专或本科)和院校类型(重点大学或一般大学)的影响。她们发现,学历层次越高、院校类型越好,居民接受高等教育意愿越强。许祥云和张凡永(2015)发现,家庭有着强烈的送子女接受高等教育的意愿,但是对高职的选择意愿较低。王一涛(2008)发现,农户在进行高等教育选择时面临着“高成本”和“高就业风险”的双重约束,当农户子女考入重点大学时倾向于接受高等教育,当考入一般本科或大专时倾向于放弃高等教育。廖娟(2013)发现,就业率是大学生决定是否进一步接受教育的重要因素,所学专业就业率越高,选择继续接受研究生教育的愿望越小。

虽然这些文献的研究结论与现实相符,但是并没有形成一个有效的研究方法用来分析居民高等教育选择行为的影响因素。因此,本文从预期总收入角度研究居民高等教育的选择行为,该研究方法不仅能解释现有文献的研究结论,而且还能分析影响居民高等教育选择行为的原因,为实现高校教育资源优化配置提供相应政策建议。

二、分析框架与研究方法

(一)预期总收入

现有文献从两个视角研究预期收入:其一,预期收入时间跨度问题。预期收入是指当期预期收入还是生命周期预期收入(持久性预期收入)。当期预期收入是指居民在某一年龄下的预期收入,生命周期预期收入是指居民整个职业生涯所获得的预期总收入,而持久性预期收入是指生命周期的预期收入除以职业生涯年限,平均每年获得的预期收入。其二,预期收入的测度问题。国内文献主要通过估计教育收益率来反映教育预期收入,例如,李实和丁赛(2003)研究了1990年至1999年城镇个人教育收益率,发现个人教育收益率是逐年上升的,而且个人教育收益率是递增的。赵力涛(2006)发现农村教育收益率直到20世纪90年代早期仍然很低,但1996年以来农村教育收益率已经有相当高的提高。邓峰和丁小浩(2013)发现21世纪以来全国教育收益率并没有延续以往快速稳定增长的势头。于洪霞(2013)发现用当期收入替代持久性收入会导致教育收益率的生命周期偏误,在解决这一问题基础之上,研究发现以往文献研究得到的我国教育收益率增长趋势,可能有很大一部分要归

由于人口老龄化导致的样本平均年龄增长。孙志军(2014)利用从人口抽样调查中生成的16岁至35岁的双胞胎数据,发现那些能力越高、家庭背景越好的个体,越有可能获得更多的教育,同时从教育中获得的收益也越多。许玲丽(2016)发现,高校质量与个体获得的教育回报正相关,部属高校回报最高。总的来说,现有研究表明,教育回报率越高、教育预期收入越高,居民越愿意接受更多的教育。

然而,国内文献对预期收入的界定只关注当期预期收入和生命周期预期收入(持久性预期收入)两种状态,原因在于:其一,发达国家人均收入水平较高并且借贷成本较低,这使得预算约束较小,居民更关注整个生命周期预期收入。与此同时,发达国家存在较长时间的面板数据,为研究生命周期预期收入提供了条件;其二,国内研究由于缺乏较长时间的面板数据,因此使用较短时期的面板数据构建出居民某一年龄下的收入(当期收入)作为持久性收入的代理变量。该方法暗含一个假设就是我国居民更关注生命周期总收入。然而,我国二元经济结构特征表明农村居民人均收入比城市居民低得多,而且借贷成本更高,这表明农村居民预算约束较强,因此农村居民预期收入时间跨度应该更短。也就是说,农村居民更加关注短期的预期收入。就城市居民而言,城市居民人均收入水平低于发达国家,相对于发达国家居民而言存在较强的预算约束,因此,虽然城市居民比农村居民更关注长期的预期收入,但是长期的预期收入不一定是生命周期预期收入。因此,本文的研究假设为:农村居民预算约束更强,更关注短期的预期收入;而城市居民预算约束更弱,更关注长期的预期收入。

(二)居民高等教育选择行为的路径分析

居民是否选择高等教育取决于高等教育预期收入是否大于非高等教育。由于预期收入可能因城乡而异,因此分析居民高等教育选择行为应该分为以下几个步骤:

首先,构建居民个人收入的估计方程。参照Mincer收入估计方程,本文构建的居民个人收入估计方程如(1)式所示,其中 y_{it} 表示居民 i 在年龄为 t 时的个人收入水平, $college_i$ 、 age_i 和 $urban_i$ 分别表示居民 i 是否具有高等教育学历的虚拟变量、年龄变量以及城乡虚拟变量, X_i 为居民 i 的控制变量所构成的向量。本文加入高等教育虚拟变量与年龄的交互项,以此反映高等教育对个人收入的影响取决于居民所处的年龄。因为控制变量不可能包括个人能力变量,而个人能力既影响居民是否接受高等教育又影响收入水平,所以(1)式中高等教育虚拟变量存在内生性问题,本文采用工具变量的两阶段最小二乘法解决内生性问题,从而使得参数估计具有一致性。

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 college_i + \alpha_2 (college_i * age_i) + \alpha_3 age_i + \alpha_4 age_i^2 + \alpha_5 urban_i + X_i \beta + u \quad (1)$$

其次,估计居民当期预期收入。由上文分析可知当期预期收入是指居民某一年龄下的预期收入。当两阶段最小二乘法估计出了(1)式中的相应参数之后,把控制变量固定在均值水平,估计出居民个体的预期收入,具体表达式如(2)式所示。在居民个体收入基础之上,通过(3)式和(4)式分别估计出高等教育居民和非高等教育居民当期预期收入。由于控制变量取值固定,(3)式和(4)式不同年龄下预期收入的变化只是反映了高等教育和年龄的影响因素。

$$\hat{y}_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 college_i + \hat{\alpha}_2 (college_i * age_i) + \hat{\alpha}_3 age_i + \hat{\alpha}_4 age_i^2 + \hat{\alpha}_5 \overline{urban_i} + \overline{X_i} \beta \quad (2)$$

$$E(y_i | college=1) = E(\hat{y}_i | age=t, college=1) \quad (3)$$

$$E(y_i | college=0) = E(\hat{y}_i | age=t, college=0) \quad (4)$$

再次,估计居民预期总收入。由上文分析可知,预算约束越弱,居民越关注长期的预期总收入。在居民当期预期收入(3)和(4)式基础之上,构建出了居民预期总收入如(5)和(6)式所示,其中 t_1 表示居民获得个人收入的初始年份, t_i 表示居民 i 所关注的个人收入终止年份。当居民预算约束越弱, t_i 取值越大,反之 t_i 取值越小。当 t_1 与 t_i 取值相同时,预期总收入即为当期预期收入。当 t_1 和 t_i 分别表示参加工作的初始年龄和退休年龄时,居民预期总收入就是生命周期预期收入。因此,当期预期收入和生命周期预期收入只是本文预期总收入的两种特殊情况。放松城乡虚拟变量,再在(2)式估计的居民个人收入基础之上,可以分别估计出城乡居民不同教育水平下的预期总收入如(7)式至(10)式所示。

$$E(y_i | college = 1) = \int_{t_1}^{t_i} E(y_t | college = 1) = \int_{t_1}^{t_i} E(\hat{y}_t | age = t, college = 1) dt \quad (5)$$

$$E(y_i | college = 0) = \int_{t_1}^{t_i} E(y_t | college = 0) = \int_{t_1}^{t_i} E(\hat{y}_t | age = t, college = 0) dt \quad (6)$$

$$E(y_i | college = 1, urban = 1) = \int_{t_1}^{t_i} E(\hat{y}_t | age = t, college = 1, urban = 1) dt \quad (7)$$

$$E(y_i | college = 0, urban = 1) = \int_{t1}^{ti} E(\hat{y}_t | age = t, college = 0, urban = 1) dt \quad (8)$$

$$E(y_i | college = 1, urban = 0) = \int_{t1}^{ti} E(\hat{y}_t | age = t, college = 1, urban = 0) dt \quad (9)$$

$$E(y_i | college = 0, urban = 0) = \int_{t1}^{ti} E(\hat{y}_t | age = t, college = 0, urban = 0) dt \quad (10)$$

最后,分析居民高等教育选择行为。分别绘制出高等教育和非高等教育居民预期总收入随年龄变化的趋势图,以此为依据分析各种因素对高等教育选择行为的影响,从而找出居民放弃高等教育的原因。

(三)估计方法应注意的问题

运用上述方法研究居民高等教育选择行为应注意以下问题。首先,由于我国缺乏较长时期的面板数据,本文是通过较短时期的面板数据估计预期总收入。具体做法是把不同时期的收入根据物价指数转化为同一时期的收入水平,从而对(1)式进行估计。

其次,关于高等教育的界定问题。基于两个原因本文把大专及以上学历界定为高等教育,这一方面是因为参加高考之后被录取的最低学历水平为大专或高职,与此同时,包括大专或高职的高等教育录取比例较高,例如,2016年高考录取率高达82.15%,这意味着高校入学门槛较低,居民对高等教育,尤其是三本和大专的选择行为更明显。另一方面,如果把本科教育界定为高等教育,那么各个年龄下高等教育居民样本量较小,这不但导致(1)式参数估计结果不稳健,而且估计出的预期收入可信度不高。

再次,(1)式控制变量的选择问题。当选择的控制变量越多,(1)式高等教育虚拟变量的参数估计一致性就越高,但是样本损耗就会越大,参数稳健性就会越小,反之亦然。因此,控制变量的选取要权衡一致性和稳健性问题,既不能太多也不能太少。

最后,在估计(1)式居民个人收入方程时,根据Mincer收入估计方程的要求把收入取对数形式,在估计居民预期总收入时再转化为绝对数形式。

三、数据来源与变量描述

(一)数据来源

本文研究数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(CFPS)数据。CFPS重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。CFPS样本覆盖25个省、自治区、直辖市,目标样本规模为16000户,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。经2010年基线调查界定出来的所有基线家庭成员及其今后的血缘/领养子女将作为CFPS的基因成员,成为永久追踪对象。在2012年、2014年和2016年进行了追踪调查,并且发布了相应的调查数据。本文使用2010年、2012年、2014年和2016年的四轮数据研究居民高等教育选择行为。

(二)变量描述

就居民个人收入估计方程(1)式而言,本文使用CFPS数据中一年的工作总收入作为居民个人收入的代理变量。如表1所示,无论是城市还是农村,大专及以上学历的平均工作总收入都更高。就城市而言,大专及以上学历和大专以下学历平均工作总收入分别为47197.97元和34159.5元,前者是后者的1.38倍。就农村而言,大专及以上学历和大专以下学历平均工作总收入分别为43874.74元和26928.03元,前者是后者的1.62倍。此外,无论是大专及以上学历还是大专以下学历,城市工作总收入都比农村高。就大专以上学历而言,城市工作总收入是农村的1.07倍,就大专以下学历而言,城市工作总收入是农村的1.26倍。

在估计居民个人收入方程(1)式时,控制变量的选取要权衡一致性和稳健性问题,既不能太多也不能太少。本文选取在(1)式中估计参数非常显著的变量作为控制变量,具体变量如表1所示。这些变量的分布具有如下特征:首先,高等教育群体更年轻。本文使用的样本为劳动年龄人口(年龄大于16岁且小于60岁),无论是城市还是农村高等教育群体平均年龄都更小,这是因为年龄越大高等教育人口比例越小,从而使得高等教育群体平均年龄更小。其次,高等教育群体性别比例更加均匀、中共党员比例更高、健康状况更好、已婚比例更低。如表1所示,无论是城市还是农村,大专以上学历男性比例在53.3%至56%的区间,而大专以下学历在73.5%至81.9%的区间,这表

明大专以上学历性别分布更为均匀。就中共党员比例而言,无论是城市还是农村,大专及以上学历所占比例都在 20%以上,大专以下学历所占比例都在 10%以下。就健康状况变量而言,CFPS 把受访者健康状况分为很差(取值为 1)至很好(取值为 7)七个数值,本文把健康状况变量改为 0 和 1 的虚拟变量,当受访者健康状况取值为 4 以上时健康状况虚拟变量取值为 1,否则为 0。就婚姻状况变量而言,CFPS 把婚姻状况分为未婚、在婚(有配偶)、同居、离婚和丧偶五种状况,本文经数据处理之后同居、离婚和丧偶三种类型样本量较小,为了保证参数估计有效性,本文只使用未婚和已婚(有配偶)两种状态的样本,生成已婚虚拟变量,取值为 1 表示在婚(有配偶),否则为 0。最后,高等教育群体在政府部门或事业单位就业的比例更高。

表 1 样本变量特征的描述

变量	城市		农村	
	大专及以上	大专以下	大专及以上	大专以下
工作总收入(元)	47197.97	34159.5	43874.74	26928.03
年龄	34.622	38.945	30.843	36.991
男性	0.533	0.735	0.560	0.819
中共党员	0.306	0.100	0.213	0.071
健康状况	0.962	0.925	0.926	0.884
已婚	0.763	0.890	0.611	0.852
政府部门或事业单位	0.324	0.090	0.347	0.051
国有企业	0.139	0.140	0.076	0.083
私营企业	0.258	0.436	0.345	0.536
其它单位	0.279	0.334	0.231	0.330

四、居民高等教育选择行为的分析

(一)居民个人收入估计方程实证结果的分析

采用两阶段最小二乘法,借助 CFPS 数据对(1)式的参数估计结果如表 2 所示,同时表 2 还汇报了最小二乘法的参数估计结果。首先,本文对大专以上学历虚拟变量,以及该变量与年龄交互项进行了变量内生性检验,两个检验统计量 Durbin (score) $\chi^2(2) = 17.0995$ ($p = 0.0002$), Wu-Hausman $F(2, 6634) = 8.55244$ ($p = 0.0002$), 都表明存在内生性问题。其次,本文使用 CFPS 数据中受访者普通话的熟练程度和该变量与年龄交互项作为上述两

个内生变量的工具变量,通过计算 Stock 和 Yogo 弱工具变量的检验统计量,排除了弱工具变量问题。最后,对两阶段最小二乘法 and 最小二乘法的估计参数进行 Hausman 检验,检验统计量 $\chi^2(11) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 10.97$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0.4461$, 这表明两种方法的估计参数存在显著差异。通过上述检验统计量的分析可知本文采用两阶段最小二乘方法估计出的参数一致性和可信度较高。

由表 2 可得以下结论:首先,高等教育学历的居民,年龄越大工作总收入越高。由表 2 可知,如果没有考虑学历虚拟变量的内生性问题,最小二乘法估计出大专以上学历显著降低了居民工作总收入,这与现实情况不符。当考虑到学历虚拟变量的内生性问题之后,虽然大专以上学历的估计参数小于 0,但是并不显著,这表明大专以上学历并没有直接影响居民工作总收入。而年龄与学历交互项的估计参数在 5%置信区间显著大于 0,这表明大专以上学历与年龄相互作用下才会影响居民工作总收入,年龄与学历交互项的估计参数表明高等教育学历的居民年龄越大,工作总收入越高。

其次,男性工资收入明显高于女性,这与现有文献研究结论相一致。中共党员的估计参数显著大于 0,这表明中共党员身份能提高工资收入,但是估计系数较小表明中共党员身份使得居民工作总收入仅仅提高 2.2%。

最后,国有企业和私营企业工作总收入明显高于政府部门或事业单位的工作人员。

表 2 居民个人收入的估计方程

自变量	普通最小二乘法	两阶段最小二乘法
大专及以上学历(1=是)	-1.093***	-1.057
年龄与学历交互项	0.017***	0.047**
城市居民	0.106***	-0.108
年龄	0.047***	0.018
年龄平方项	-0.001***	-0.000
男性	0.117***	0.285***
中共党员	0.108***	0.022**
健康状况(1=健康)	0.141***	0.052
已婚	0.091***	0.214***
国有企业	0.064**	0.355***
私营企业	0.024	0.443***
其他单位	0.025	0.361

续表

自变量	最小二乘法	两阶段最小二乘法
常数项	9.414***	9.243***

注:**和***分别表示显著性水平为5%和1%,因变量为工作总收入对数形式。大专以上学历为虚拟变量,0和1分别表示大专以下学历和大专及以上学历,参照组为大专以下学历的居民。城乡居民是基于中国家庭追踪调查(CFPS)关于城乡居民的分类把居民分为农村居民和城市居民。已婚的参照组为未婚,单位类型的参照组为政府部门或事业单位。

(二)预期收入与居民高等教育选择行为

在表2估计参数基础之上,根据(3)式和(4)式绘制出了居民当期预期收入变化趋势图,如图2所示。由图2可知:首先,非高等教育居民,年龄预期收入(当期预期收入)表现为先递增后递减的趋势。而高等教育居民,年龄预期收入(当期预期收入)在整个职业生涯都是递增的,只是后期增速在下降。大专以下学历的居民工作性质主要是体力劳动,而个体劳动量随年龄增长表现为先递增后递减趋势,因此大专以下学历的居民年龄预期收入表现为先递增后递减。而大专以上学历的居民工作性质主要依赖于人力资本存量,年龄越高人力资本积累越大,从而导致年龄预期收入不断上升。其次,高等教育与非高等教育居民的年龄预期收入转折点为30岁。也就是说,在30岁之前大专以下居民的年龄预期收入高于大专以上学历,但是两者之间的差距随年龄增大而不断缩小。在30岁之后,大专及以上学历居民的年龄预期收入高于大专以下的居民,两者之间的差距随年龄增加而不断增大。最后,高等教育居民初始就业时的年龄更大。如图2所示,大专以下学历居民16岁就开始参加工作,而大专以上学历的居民参加工作时间为21岁。

在(3)式和(4)式基础之上,根据(5)式和(6)式绘制出了居民预期总收入变化趋势图,如图3所示。图3和图2两者之间的关系表现为,图2某一年龄下的预期收入积分面积就是图3在该年龄下居民的预期总收入。例如,把图2大专以下学历居民的年龄预期收入在16岁至30之间进行积分,该积分面积就是图3中大专以下学历居民30岁时所对应的预期总收入,也就是大专以下学历居民在16岁至30期间所能获得的预期收入。由图3可知:首先,高等教育与非高等教育预期总收入相对大小的临界年龄为51岁,在此之前高等教育预期总收入更低,之后更高。值得强调的是本文估计出的临界年龄(51岁)较大归因于两方面原因:一方面,李春玲(2010)研究发现高等教育扩张时,因为普通高校比重点高校数量更多,所以普通高校扩招规模更大,从而

导致高校毕业生教育回报率的降低。另一方面,由于数据限制和研究问题的需要,本文把大专学历的居民也作为高等教育群体,而大专学历教育回报率相对较低。以上两个因素使得高等教育与非高等教育预期总收入相对大小的临界年龄(51岁)较大。其次,在居民30岁时,非高等教育居民预期总收入与高等教育居民差距最大。在30岁之前,随着年龄增长,大专以下居民预期总收入与大专及以上居民差距越来越大,在30岁至51岁期间,两者之间的差距不断缩小。最后,居民是否选择高等教育取决于居民预期总收入的时间跨度。如果居民关注预期总收入的时间跨度小于51岁,那么居民选择放弃高等教育;反之,如果居民关注预期总收入的时间跨度大于51岁,那么居民选择接受高等教育。

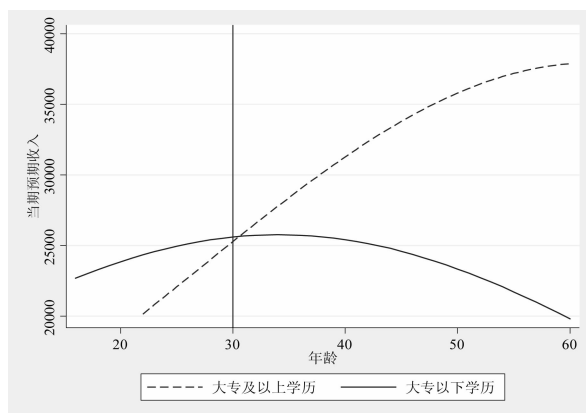


图2 居民当期预期收入变化趋势图

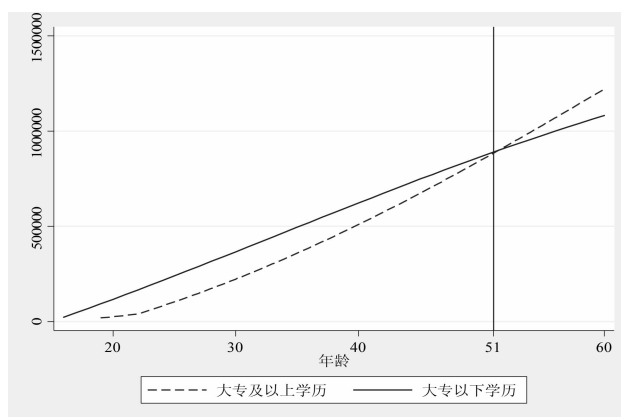


图3 居民预期总收入变化趋势图

根据(7)式和(8)式绘制出了城市居民预期总收入变化趋势图,如图4所

示。根据(9)式和(10)式绘制出了农村居民预期总收入变化趋势图,如图 5 所示。由这两图可知,高等教育与非高等教育居民的预期总收入相对大小的时间跨度相近,城市和农村分别为 53 岁和 52 岁。由此可知,无论是城市还是农村,居民是否接受高等教育取决于居民对预期总收入时间跨度的关注。

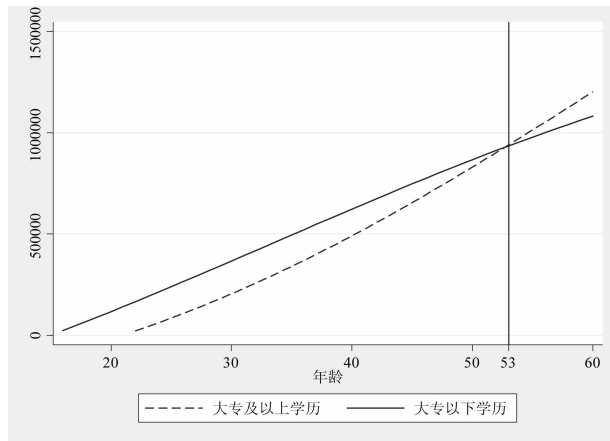


图 4 城市居民预期总收入变化趋势图

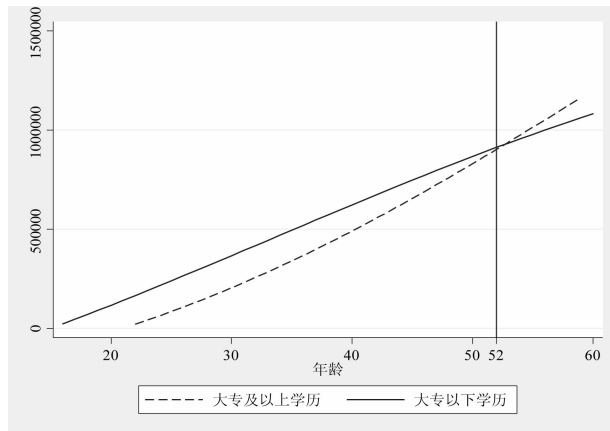


图 5 农村居民预期总收入变化趋势图

(三) 农村居民放弃高考的原因

由实证分析可知,不但高等教育预期总收入曲线比非高等教育更加陡峭,而且高等教育预期总收入在前期处于更低水平。运用这个实证结果分析农村居民放弃考高的原因,如图 6 所示,曲线 S1 和 S2 分别表示农村高等教育和非高等教育的预期总收入曲线,直线 AB 表示农村居民关注预期总收入的时间跨度,因为在直线 AB 上高等教育预期总收入(曲线 S1 与直线 AB 交点)大

于非高等教育(曲线 S2 与直线 AB 交点),所以农村居民选择接受高等教育。然而,部分农村居民人均收入较低而且借贷成本较高,面临较强预算约束,导致这些居民关注预期总收入的时间跨度更短,这使得直线 AB 向左平移至直线 CD,直线 CD 就是这些居民关注预期总收入的时间跨度。在直线 CD 上这些居民高等教育预期总收入(曲线 S1 与直线 CD 交点)等于非高等教育(曲线 S2 与直线 CD 交点),对这些居民而言是否接受高等教育的预期总收入无差异。这些居民当中部分家庭的孩子成绩较差,只能考上最低学历层次的大专或高职,表明这部分家庭高等教育预期总收入曲线低于农村高等教育预期总收入曲线 S1,因此曲线 S1 向下移动到 S3,即为成绩不好的农村低收入家庭高等教育预期总收入曲线。此时,在直线 CD 上非高等教育预期总收入(曲线 S2 与直线 CD 交点)大于高等教育(曲线 S3 与直线 CD 交点),农村居民选择放弃高考。综上所述,农村居民放弃高考一方面是因为家庭条件较差使得居民更关注短期的预期总收入,另一方面是因为孩子学习成绩较差使得高等教育预期总收入更低。

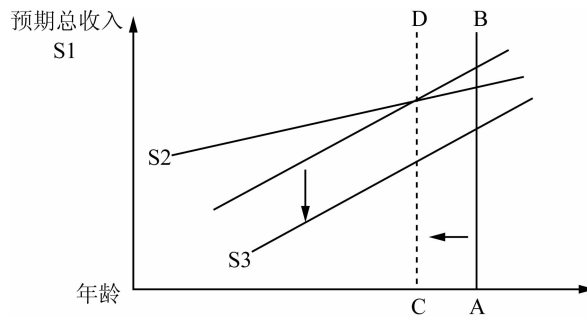


图6 农村居民放弃高考的分析图

五、结论与总结

在放弃考高人数逐年增加背景之下,本文从预期总收入视角研究了居民高等教育选择行为。研究发现:其一,高等教育与非高等教育预期总收入相对大小的临界时点为51岁,在此之前高等教育预期总收入更低,之后更高;其二,流动性约束影响居民高等教育选择行为。收入水平越高、借贷成本越低、流动性约束越小、居民关注预期总收入的时间跨度高于临界时点(51岁)的概率越大,居民接受高等教育意愿越强;其三,高等教育回报率也会影响居民高等教育选择行为。高等教育回报率越高,预期总收入相对大小的临界时点越小,居民接受高等教育的意愿越强;其四,非高等教育居民的工资水

平也对高等教育选择行为产生影响。在我国劳动力成本不断上升背景之下,非高等教育预期总收入随之上升,使得预期总收入相对大小的临界时点越大,居民接受高等教育的意愿越小。

根据本文研究结论提出以下政策建议。首先,提高农村居民收入水平、降低借贷成本,有助于增强农村居民接受高等教育的意愿。我国农村人均收入水平低于城市,而且农村借贷成本高于城市,使得农村居民面临较强的流动性约束,导致农村居民更加关注短期的预期总收入。这使得农村居民关注的预期总收入时间跨度小于农村高等教育与非高等教育预期总收入相对大小的临界时点(51岁),在此情况下非高等教育预期总收入更高,农村居民更不愿意接受高等教育。因此,各级政府要对农村低收入居民进行帮扶,通过农业技能培训、安排非农就业以及提高各项补贴力度,以此增加农村居民收入水平。与此同时,各级农村金融机构应该简化农村低收入居民贷款的程序,下调贷款利率,降低借贷成本。

其次,扩大高校,尤其是重点高校贫困地区专项招生规模,优化贫困地区专项招生制度。现有文献研究表明高校质量与个体教育回报率正相关,扩大高校贫困专项招生规模就意味着提高了高等教育回报率,农村居民接受高等教育的意愿就越强。现有贫困专项招生制度是以贫困地区考生分数择优录取,这种招生制度虽然保证了贫困地区考生录取的公平性,但是并不能精准到贫困家庭的考生。因此,贫困专项招生制度应该向农村贫困家庭倾斜,根据国家对农村贫困家庭划定的贫困等级设置相应加分项目,这样既能保证公平又能实现高等教育精准扶贫。

本文不足之处在于,由于数据限制本文把大专学历也作为高等教育群体,而CFPS数据中的大专学历样本占大专及以上样本的比例较高,从而使得高等教育与非高等教育预期总收入相对大小的临界年龄较大为51岁。可以预知,如果数据允许的条件下,可把高等教育界定为本科学历或者重点本科学历,那么预期总收入相对大小的临界年龄就会更小,居民接受高等教育意愿就更强。至于本科或者重点本科高等教育群体的临界年龄具体是多少,这有待于数据可得条件下的后续研究。

[参考文献]

- 邓峰、丁小浩,2013:《中国教育收益率的长期变动趋势》,《统计研究》第7期。
甘行琼、邓圳,2008:《高校扩招与个人教育选择的经济学分析》,《教育研究》第12期。
李春玲,2010:《高等教育扩张与教育机会不平等》,《社会学研究》第3期。
李骏,2016:《中国高学历劳动者的教育匹配与收入回报》,《社会》第3期。

- 李实、丁赛, 2003:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第5期。
- 廖娟, 2013:《预期收入、风险与教育选择》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第3期。
- 沈念祖, 2013:《今年考高弃考学生约有100万》,《经济观察报》6月8日。
- 孙志军, 2014:《基于双胞胎数据的教育收益率估计》,《经济学(季刊)》第2期。
- 王一涛, 2008:《双重约束下的农户高等教育选择》,《青年研究》第3期。
- 许玲丽, 2016:《高等教育回报的质量差异》,《经济理论与经济管理》第8期。
- 许祥云、张凡永, 2015:《分类高考背景下家庭高等教育选择的差异及启示》,《教育与经济》第2期。
- 续继、宗庆庆, 2016:《转型期中国居民家庭收入与子女高等教育》,《世界经济文汇》第12期。
- 于洪霞, 2013:《生命周期偏误与中国教育收益率元分析》,《经济研究》第8期。
- 杨钊、翁秋怡, 2014:《高等教育扩招背景下收入预期对高等教育选择的影响》,《教育发展研究》第12期。
- 赵力涛, 2006:《中国农村的教育收益率研究》,《中国社会科学》第3期。

Expected Total Revenue and Choice Behavior of College Education

LI Ming-qiao

(Economic School, Guizhou University of Finance and Economics)

Abstract: Under the background that more and more persons give up college entrance examination, this paper studies choice behavior of university education based on expected total revenue. The study found that: Firstly, the critical age of the expected total revenue is 51 years old, if people's age less than 51 then expected total revenue of college education is less than non-college education. Secondly, the effect of liquidity constraints on choice behavior of college education depends on income. Thirdly, the return rate of college education also affect choice behavior of college education. Finally, the wage level of non-college education also has an impact on the choice of college education.

Key words: expected total revenue; college education; choice behavior

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 孙志军)