

文章编号: 1000-5862(2018)05-0544-07

# 金融资产配置有效性对我国城市家庭 高等教育投资决策的影响

喻家驹, 徐 晔\*

(江西财经大学统计学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 从家庭资产配置的角度出发, 以夏普比率作为家庭资产配置有效性的度量指标, 并提出夏普比率规模概念, 认为高等教育投资行为会提升家庭资产组合的夏普比率规模而带来正面效用, 但同时也会通过降低家庭当期的财富水平而带来负面效用. 对家庭效用的具体形式进行假设后, 采用 Probit 模型对 CHIP2013 年城镇居民调查数据进行分析, 发现个体接受高等教育的意愿, 与接受高等教育带来的家庭资产组合夏普比率规模的提升水平正相关, 与当期财富水平的下降程度负相关.

关键词: 效用最大化; 高等教育投资; 夏普比率; 家庭资产组合

中图分类号: F 832.48; F 224 文献标志码: A DOI: 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2018.05.19

## 0 引言

一直以来, 人力资本投资被认为是改善个体收入、促进社会阶层正向流动的有效手段, 它与教育相关的问题也是许多研究的焦点. 在微观层面, 教育问题的研究主要集中于对教育回报率和教育投资决策的研究. 在早期, 大多数文献对教育回报率的关注主要在测算方面, 具体包括家庭收入、家庭教育背景、地区、性别等因素对教育回报率的影响以及教育回报率的测算和应用. 关于教育回报率测算问题的研究, 大部分以 J. A. Mincer<sup>[1]</sup>提出的 Mincer 方程为出发点, 即认为个体在某一年工资收入的对数是由个体受教育年限、工作年限、工作年限的平方和随机误差项构成的线性函数. 随着研究的不断深入, 家庭教育投资的决策问题日益受到关注, 研究的内容主要包括家庭资源禀赋、个体禀赋、风险偏好因素对家庭教育投资决策特别是高等教育决策的影响. 近年来, 对于教育问题的微观研究进一步细化, 研究对象多为高等教育问题, 所关注的问题也趋于多元化, 如研究高等教育投资的风险性和收益性、教育公平性等问题.

国内外学者利用微观调查数据对我国教育回报

率问题进行了诸多研究, 这些研究大多以 Mincer 工资方程作为教育回报率的测算模型, 重点关注了不同家庭背景、地区等因素对教育回报率的影响. E. N. Johnson 等<sup>[2]</sup>采用 K. Griffin、Zhao Renwei 与中国国家统计局共同开展的中国家庭收入项目的调查数据, 对 1988 年中国农村和城市地区教育回报率进行测量, 发现在中国城市与农村地区, 教育回报率存在显著差异. 袁诚等<sup>[3]</sup>运用 CHIP 2002 年数据对不同收入家庭子女的教育回报率进行测算, 发现低收入家庭子女的收益率明显低于中高收入家庭子女, 同时接受了助学贷款的学生在大学毕业后偿还贷款的压力导致其教育收益率进一步降低. 胡颖森等<sup>[4]</sup>对不同收入家庭子女的学历和收入关系进行实证分析, 发现子女收入水平与其学历水平和家庭收入水平均有显著的相关关系. 简必希等<sup>[5]</sup>运用倾向性得分匹配法, 通过局部线性匹配法减轻最小二乘估计因个体自选择和异质性所带来的不一致问题, 分别对中国 1997 年和 2006 年高中与大学的教育收益率进行估计. 祁翔等<sup>[6]</sup>研究了不同家庭背景下教育回报率的差异, 认为父亲受教育程度、政治面貌和职业地位对子女的教育回报率均有显著影响.

另一些研究从教育投入决策的角度对家庭教育投入行为进行分析, 不仅对教育回报率的收益、个人

收稿日期: 2018-03-20

基金项目: 国家自然科学基金(71773041), 江西省自然科学基金(20181BAA208208)和江西省教育科学“十三五”规划 2016 年度课题(051)资助项目.

通信作者: 徐 晔(1962-), 女, 江西南昌人, 教授, 博士生导师, 主要从事数量经济学研究. E-mail: xuye\_525@163.com

风险偏好方面进行考虑,也更多地关注当教育投入作为一种投资决策时带来的风险和收益等方面对教育投资决策的影响,该类文献分析一般以个体效用最大化分析框架为基础。R. J. Willis 等<sup>[7]</sup>以个人生命周期总收入作为个体效用的替代变量,对个体在不同教育水平下的终生收入进行贴现,发现在个人生命周期中由于接受高等教育带来的预期总收入的增长对个人选择进入大学的意愿有显著的正面影响。S. H. Chen<sup>[8]</sup>在文献[7]的基础上,认为个体进行高等教育投资对个人终生收入的影响具有不确定性,对是否进行高等教育投资作出决策,实际上相当于对 2 种不同的收入分布进行选择,只有当高等教育投资的预期回报大于特定的风险溢价时,个体才会选择进入大学学习。上述发现得到了许多学者的研究支撑<sup>[9-11]</sup>。邹薇等<sup>[12]</sup>建立了包含教育投资的人力资本代际传递模型,并对人力资本投资决策研究中个体间接效用函数的具体形式作出假设,发现在人力资本投资的成本、预期收益和风险、机会成本和风险水平一定的情况下,个体对高等教育的投资意愿显著地受到个体财富水平的影响。

也有部分国外学者从资产配置效率的角度出发对家庭人力资本投资行为进行研究,这部分研究大多基于 W. F. Sharpe<sup>[13]</sup>对基金业绩表现度量提出的夏普比率,将夏普比率运用于对教育投资的风险-收益属性的测度和分析。I. P. Huerta<sup>[14]</sup>基于跨期效用最大化假设,以跨期的风险-收益边际替代率作为贴现因子,对人力资本投资回报的均值、方差和夏普比率进行推导,对人力资本投资的夏普比率和金融市场夏普比率进行对比,发现前者的夏普比率通常远大于后者。C. Christiansen 等<sup>[15]</sup>以夏普比率作为人力资本投资中风险-回报边际替代率的近似替代指标,通过丹麦人力市场调查数据对不同学历和不同专业的样本进行分组,对不同类型的高等教育投资的有效性进行估计,并通过散点图构建其有效边界。

本文的研究基于上述有关教育问题微观层面的研究结果,结合家庭资产配置有效性对中国城市家庭的高等教育投资决策行为进行分析。本文认为,家庭作为一个独立决策的个体,其行为决策应当是以家庭的效用最大化为前提,是否选择进行高等教育投资取决于高等教育投资是否能对家庭的效用水平带来正面提升。从结果分析,接受高等教育的机会成本包括 2 方面:(i) 接受高等教育所需支付的学费会降低家庭当期财富水平,这对家庭效用带来负面影响;(ii) 由于接受高等教育而失去立即参加工作所获得的当期工资收入,这种机会成本同样会通过当期财富水平的减少而降低家庭效用水平。接受高等教育带来的收益主要为预期的长期工资收入水平的

提高,这将有利于提升未来阶段家庭财富的预期水平。对于当期而言,其意义在于提升家庭资产的配置效率。因此,从个体终生财富水平的角度进行分析,相比于高中水平的教育,选择接受高等教育对个人终生财富水平的改变在于 2 方面:(i) 提高个体在毕业后预期收入水平的提高,增加个体终生收入的绝对值水平;(ii) 改变个人预期收入在时间路径上的分布状态,在终生收入总量一定的情况下减少当期收入比例同时提高未来收入比例。在本文中,即期财富增加带来的效用增量取决于家庭对现金的需求水平,这意味着家庭对当期财富需求越高,每单位当期财富的增加所能提供的效用增量越大,现金需求水平与家庭即期实际财富水平负相关;预期终生财富水平增长带来的效用取决于其对家庭资产组合配置效率增长所提供的贡献度,与高等教育对家庭资产夏普比率带来的提升程度正相关。因此,个体对是否接受高等教育进行决策实际上等同于对即期财富水平和预期终生财富水平之间的权衡决策,决策结果取决于接受高等教育的决策行为提高个体预期终生财富水平对家庭效用带来的正面影响是否足够弥补其降低家庭当期财富水平带来的负面效用影响。

1 理论模型

1.1 决策模型

在我国教育体制下,教育阶段分为学前教育、初等教育、中等教育、高等教育等 4 个阶段。其中学前教育指幼儿园教育,初等教育指小学教育,中等教育包括初中、普通高中、职业高中和中专,高等教育指继中等教育之后进行的专科、本科和研究生教育。本文认为高等教育决策指适龄学生在结束中等教育过程后选择是否参加高考以获得高等教育机会的家庭决策行为。假设家庭决策者遵循家庭效用最大化原则,在面临高等教育的投资决策时,是否选择高等教育投资取决于做出选择对家庭整体效用带来的变化。从家庭资产配置的角度出发,假设效用仅取决于与家庭财富相关的因素影响,选择高等教育或中等教育对家庭财富状况的影响如表 1 所示。

表 1 教育对家庭财富的影响

教育类型	即期影响	远期影响
高等教育	不带来即期工资收入,且支付学费成本	长期收入的永久性提高
中等教育	带来即期的工资收入	长期工资收入不变

高等教育和中等教育对家庭效用影响的异质性表现为即期工资收入带来的现金流和长期收入的永

久性提高. 本文假设高等教育决策对家庭效用的冲击来自于高等教育和中等教育对个体影响的异质性因素. 对于同一个体而言, 接受高等教育意味着长期收入的永久性提高, 即家庭资产配置效率的提升; 同时付出的机会成本为即期财富水平的下降.

由 W. F. Sharpe<sup>[13]</sup> 提出的夏普比率值的概念用以度量开放式基金的业绩表现, 夏普比率为超额收益与收益方差的比率. 令  $S_{R_p}$  表示某一投资组合的夏普比率,  $E(R_p)$  表示该投资组合的预期收益率,  $\sigma_p$  表示该投资组合的方差,  $R_f$  表示市场无风险利率水平, 则有  $S_{R_p} = [E(R_p) - R_f] / \sigma_p$ .

本文以夏普比率作为家庭资产配置效率的度量指标, 认为家庭资产配置效率带来的效用水平不仅与投资组合的规模相关, 同时也与其配置效率相关, 同时提出夏普比率规模  $S_{RAM}$ , 用它表示家庭投资组合中投资规模  $A_M$  与配置效率  $S_R$  的乘积. 假设  $S_{RAM}$  与家庭资产组合效用直接相关, 因而在做出选择前的家庭初始效用水平  $U_0 = U(A, C_0, S_{RAM_0})$ , 其中  $C_0$  为家庭初始现金水平,  $S_{RAM_0}$  为家庭资产的初始夏普比率规模,  $A$  为决定家庭效用水平的其他因素. 在分析家庭决策行为中, 由于在作出行为决策时  $A, C_0, S_{RAM_0}$  由个体实际状况决定, 均为固定值. 由于对高等教育选择的决策行为并未影响其他因素  $A$ , 因而  $U_0 = U(C_0, S_{RAM_0})$ .

假设家庭整体效用水平与当期财富水平、家庭资产组合的有效性正相关, 即  $\partial U / \partial C > 0, \partial U / \partial S_{RAM} > 0$ ; 同时家庭效用水平与即期财富水平的边际替代率和家庭效用水平与资产组合有效性的边际替代率相互独立, 即  $COV(\partial U / \partial C, \partial U / \partial S_{RAM}) = 0$ . 家庭做出教育投资决策后, 高等教育选择标记为“a”、中等教育选择标记为“b”, 其整体效用分别为  $U_a$  (中等教育)、 $U_b$  (高等教育):

$$\begin{aligned} U_a &= U(C_0, S_{RAM_1}) = U_0 + \Delta U_a, \\ U_b &= U(C_1, S_{RAM_0}) = U_0 + \Delta U_b, \end{aligned}$$

其中  $C_1$  为接受中等教育情况下的家庭即期财富水平,  $S_{RAM}$  为接受高等教育情况下的家庭资产夏普比率规模. 引用廖娟<sup>[16]</sup> 采用的教育决策模型, 以家庭效用值替代其终生收入的折现值, 构建 Probit 决策模型:

$$p(y_i = a) = p[\Delta U(C_0, \Delta C, S_{RAM_0}, \Delta S_{RAM}) = U_a - U_b > 0].$$

## 1.2 效用模型

引用邹薇等<sup>[12]</sup> 在人力资本投资决策研究中对个体间接效用函数的假设, 认为个体对自身终身财

富收入水平的效用函数形式为

$$U(W_{life}) = \gamma + \delta \ln W_{life},$$

其中  $W_{life}$  为个人终生收入财富水平, 以货币为直接度量单位. 将家庭财富区分为 2 个部分: (i) 家庭为满足当期消费而配置的现金  $C_{ASH}$ , 该部分对家庭带来的效用水平取决于家庭现阶段对现金的需求水平  $D_C$  和现金水平  $C$ ,  $D_C$  越大  $C$  越小, 这说明家庭目前的现金水平满足程度越低; (ii) 家庭为满足财富增长而进行的投资部分  $F_I$ , 该部分对家庭带来的效用水平与家庭资产配置的夏普比率规模相关, 家庭资产组合越有效投资规模越大, 即夏普比率规模越大, 则效用越高. 因此家庭资产配置的效用水平可表示如下:

$$\begin{aligned} U &= U(C_{ASH}) + U(F_I) = U(D_C, C) + U(S_{RAM}), \\ U_a - U_b &= U(D_{C_0}) + U(S_{R_1}) - [U(D_{C_1}) + U(S_{R_0})] = \ln(D_{C_0}/D_{C_1}) + \ln(S_{RAM_1}/S_{RAM_0}), \end{aligned}$$

因而 Probit 决策模型具体形式如下:

$$p(y_i = a) = p[\Delta U(C_0, \Delta C, S_{RAM_0}, \Delta S_{RAM}) = \ln(D_{C_0}/D_{C_1}) + \ln(S_{RAM_1}/S_{RAM_0}) > 0].$$

## 2 实证分析

### 2.1 收入预期和高等教育投资的夏普比率

2.1.1 收入预期 从投资的角度来看, 本文认为高等教育行为会对个体未来的工资收入产生正面影响. 根据 J. A. Mincer(1974) 对工资收入方程的研究认为, 在已知个体的教育程度、工作年限的情况下, 个体的工资收入水平是可预期的, 其中由于教育投资对未来工资收入所产生的影响是线性的, 实际工资与预期工资之间的差异主要是由于 Mincer 工资方程中随机误差项所导致. 另一方面, 本文认为个体在预测自身未来收入时, 会根据自身可获取的客观信息进行某些形式的处理之后, 以一定的规律形式表现出来. 假设个体对未来工资收入的预期按照 Mincer 方程

$$y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + u$$

的估计过程进行, 其中  $y$  为个体当期工资收入,  $S$  为个体受教育年限,  $X$  为工作年限,  $u$  为随机干扰项, 包含了个体之间的其他异质性因素. 在实证分析过程中, 本文认为: (i) 由于实践当中教育因素对工资收入的影响更多地表现在教育程度而非教育年限上, 因此实证分析以个体的教育程度(即工作前所受过最高级教育的类别“D”)作为教育年限“S”的替代变量, 由于研究内容在于个体接受中等教育后是否

会选择继续接受高等教育,因而在实证分析中,仅对至少接受了中等及以上水平教育的样本进行工资收入的研究;(ii)不同个体的性别差异对其工资收入水平的影响较为复杂,男性和女性之间的收入水平在不同学历水平、不同的工作阶段均会产生较大影响,因此将所有样本分为男性(标记为“M”)和女性(标记为“F”)2个样本组进行估计;(iii)个体工资收入水平与个体工作所在地的收入水平高度相关,因此在 Mincer 方程中加入地区收入水平的对数作为控制变量,其中地区以省作为划分标准,收入水平以全省平均收入的对数作为替代。本文实证阶段对

个体工资收入的预期采用修正的 Mincer 方程:

$W_i = \delta_{k_0} + \delta_{k_1} D_i + \delta_{k_2} X_i + \delta_{k_3} X_i^2 + \delta_{k_4} L_{W_i} + u_{k_i}$ , 其中  $W_i$  表示个体  $i$  的月工资收入;  $D_i$  表示个体  $i$  的教育程度,全国或省级重点中学取值为 5,地区重点中学取值为 4,县级重点中学取值为 3,非重点中学取值为 2,中专、中技、职高取值为 1,其他情况取值为 0;  $X_i$  表示个体的工作年限,  $L_{W_i}$  表示个体所在省份(直辖市)的平均月工资的对数;  $\delta_{k_i}$  表示各变量系数( $k = M, F; i = 0, 1, 2, 3, 4$ ),  $\delta_{M_i}$  表示男性组的系数,  $\delta_{F_i}$  表示女性组的系数。采用 OLS 方法对样本进行估计,结果如表 2 所示。

表 2 样本的 OLS 估计

样本组变量	$\delta_{k_0}$	$\delta_{k_1}$	$\delta_{k_2}$	$\delta_{k_3}$	$\delta_{k_4}$
男性组( $\delta_M$ )	- 21 166. 717 77 ( 2 883. 266) ***	385. 943 005 9 ( 50. 081 780) ***	104. 400 851 6 ( 36. 948 230) ***	- 2. 195 326 349 0 ( 0. 790 495) ***	2 677. 655 306 0 ( 340. 365 600) ***
女性组( $\delta_F$ )	- 15 023. 720 72 ( 2 324. 704) ***	406. 029 977 2 ( 42. 717 620) ***	- 57. 991 845 1 ( 29. 862 030) *	2. 108 972 842 0 ( 0. 734 909) ***	1 944. 633 774 0 ( 277. 278 600) ***

本部分研究数据样本来源于中国家庭收入调查(CHIP)2013年末对19887个城镇个体样本的收入信息调查数据。在对2组样本的估计中,仅有F组的 $\delta_{F_2}$ 在10%显著性水平下通过t检验,其余变量系数均在1%显著性水平下通过t检验。实证模型对个体工资收入的拟合效果较好,因而采用上述实证模型作为个体对自身收入水平的预期模型。

2.1.2 高等教育投资的夏普比率 由于个体无法直接观测到自身在未来时期内的收入水平,本文认为个体会根据自身周围环境中其他个体在不同教育背景、不同工作年限下的工资收入水平来预测自身在未来某个时间点的收入水平,并且根据对样本数据的分析发现,个体实际收入水平符合 Mincer 方程的估计。因此个体对自身未来收入水平的预测也符合 Mincer 方程估计方法,具体形式如下:

$$\hat{W}_{it} = \hat{\delta}_{k_0} + \hat{\delta}_{k_1} D_i + \hat{\delta}_{k_2} X_i + \hat{\delta}_{k_3} X_i^2 + \hat{\delta}_{k_4} L_{W_i},$$

其中符号  $\hat{\delta}_{k_0}, \hat{\delta}_{k_1}, \hat{\delta}_{k_2}, \hat{\delta}_{k_3}, \hat{\delta}_{k_4}$  分别为各解释变量系数的 OLS 估计结果,  $\hat{W}_{it}$  为个体  $i$  在工作后第  $t$  年的月收入的预期值。选取样本数据中已经接受高等教育并已参加工作的个体,对其工资收入进行分析。根据 Mincer 回归方程,假设  $D_i$  为中等教育水平,且取值为中等教育背景的个体教育程度的加权平均值  $\bar{D}^h$ ,假设高等教育持续时间均为 4 年,  $\hat{W}_{it}^h$  为个体  $i$  在中等教育背景下的预期收入水平,计算公式为

$$\bar{D}^h = \sum_{i=1}^n D_i,$$

$\hat{W}_{it}^h = \hat{\delta}_{k_0} + \hat{\delta}_{k_1} D_i + \hat{\delta}_{k_2} (X_i + 4) + \hat{\delta}_{k_3} (X_i + 4)^2 + \hat{\delta}_{k_4} L_{W_i}$ , 因而,对于选择了高等教育的个体而言,高等教育的月收益率  $R_u$  为  $R_u = W_{it} / \hat{W}_{it}^h$ 。

将  $R_u$  与  $X_i$  和  $X_i^2$  进行 OLS 回归,男性组和女性组各变量系数显著性水平分别如表 3 所示。

表 3 OLS 回归结果

分组变量	常数项	$X$	$X^2$
男性组 0	0. 984 2	0. 569 3	0. 157 6
女性组 1	0. 009 3	0. 545 9	0. 280 7

由表 3 可知,高等教育的月收益率与工作年限之间不存在相关性,因此可以认为  $R_u$  的收益风险之比即为高等教育投资对决策主体的夏普比率,由于样本中的工资收入均为现值,因此对其夏普比率的计算无需考虑无风险收益。令  $E(R_u)$  为  $R_u$  的期望值,  $\sigma_{R_u}$  为  $R_u$  的标准差,则  $S_{R_u} = E(R_u) / \sigma_{R_u}$ 。

2.1.3 家庭资产配置夏普比率及其效用问题 以家庭持有的存款、股票、债券、基金综合作为家庭资产的替代,并通过加权求和的形式将 4 种资产的夏普比率进行加总作为家庭资产配置的夏普比率。其中存款夏普比率假定为 0,股票夏普比率由 2003 年 1 月至 2013 年 12 月 A 股市场上证指数的月均收益率按成交额加权的收益率替代;持有基金的收益,用 2003 年 1 月至 2013 年 12 月上证基金指数按成交额加权的月收益率代替;持有债券的收益,用 2003 年 1 月至 2013 年 12 月中证全债指数月收益率代替;无风险利率以 2003—2012 年度一年期定存利率按月份加权给定。各类家庭金融资产和高等教育投资夏

普比率如表 4 所示.

表 4 夏普比率的计算结果

	预期收益	无风险利率 /%	标准差	夏普比率
基金	0.014 449	0.21	0.076 288	0.161 231 124
股票	0.007 914	0.21	0.090 738	0.063 534 572
债券	0.002 727	0.21	0.009 595	0.060 239 708
高等教育(男)	0.242 174		0.794 457	0.304 830 847
高等教育(女)	0.308 785		0.825 773	0.373 934 483

根据吴卫星等<sup>[17]</sup>对家庭资产配置的有效性研究,可以用加权各种风险资产夏普比率的形式构建家庭资产组合的夏普比率:

$$S_{R_{portfolio}} = \sum_{i=1}^n w_i S_{R_i},$$

其中  $S_{R_{portfolio}}$  为某一资产组合的整体夏普比率;  $w_i$  为组合中某一项资产的权重;  $S_{R_i}$  为组合中某一项资产的夏普比率.

本文认为,家庭资产配置的效用不仅与其夏普比率相关,还与其资产规模成正比相关,因此为了考量家庭资产配置的总效用,在吴卫星等<sup>[17]</sup>研究的基础上,提出夏普比率规模的概念,以  $S_{RAM}$  表示. 构建考虑了高等教育投资后的家庭资产效用模型:

$$S_{RAM_a} = A_{M_a} \cdot S_{R_a},$$

$$U_a = U(S_{RAM_a}) = U(A_{M_{fa}} S_{R_0} + A_{M_{edu}} S_{R_{edu}}) = \gamma + \delta_a \ln(A_{M_{fa}} S_{R_0} + A_{M_{edu}} S_{R_{edu}}),$$

$$\Delta U_a = U_a - U_0 = \ln(S_{RAM_1}/S_{RAM_0}) = \delta_a \ln(A_{M_{fa}} S_{R_0} + A_{M_{edu}} S_{R_{edu}}) / A_{M_{fa}} S_{R_0},$$

其中  $U_a$  为考虑了高等教育投资后的家庭资产效用;  $U_0$  为未考虑高等教育投资的家庭资产组合的初始效用;  $S_{R_a}$ 、 $S_{R_0}$ 、 $S_{R_{edu}}$  分别为考虑了高等教育投资后的家庭资产夏普比率、家庭初始资产组合夏普比率、高等教育投资夏普比率;  $A_{M_a}$ 、 $A_{M_{fa}}$ 、 $A_{M_{edu}}$  分别为考虑了高等教育投资后的家庭资产规模、家庭初始金融资产规模、高等教育投资的资产规模.

2.1.4 家庭现金需求水平及其效用 由于家庭的现金需求水平状态及其效用不可直接进行观测,因此通过间接推导的方式获得该变量的具体形式. 假设家庭在进行高等教育决策时,已经对高等教育的机会成本进行了理性预测: 学费总额以 20 000 元为预测值; 高等教育年限设为 4 年; 如果个体不接受高等教育直接参加工作 4 年期间的工资收入水平以 Mincer 方程作为预期模式. 因此预测后的机会成本总额为固定值. 机会成本所带来的效用水平取决于机会成本水平  $C_0$  和对现金的需求水平  $D_c$ . 假设对于现金的需求水平  $D_c$  取决于家庭收入对家庭消费需求的满足程度及家庭本身对现金的偏好程度,家

庭收入对家庭消费需求的满足程度越高,现金需求越低; 家庭对现金的偏好程度越高,现金需求也越高,对现金的配置比例也越高. 满足以下形式:

$$D_c = [(I_n - O_{ut}) / O_{ut}]^\theta, \theta = C_{ASH} / A_{M_{fa}},$$

其中  $\theta$  表示家庭对现金的偏好程度;  $C_{ASH}$  表示家庭的现金水平,由纸质现金和活期存款构成;  $A_{M_{fa}}$  为家庭初始金融资产总额. 因此

$$\Delta U_b = U(D_c, C_0) = C_0 (C_{ASH} / F_l) \delta_b \ln [(I_n - O_{ut}) / O_{ut}],$$

$$U_a - U_b = \Delta U_a - \Delta U_b = \delta_a \ln(A_{M_{fa}} S_{R_0} + A_{M_{edu}} S_{R_{edu}}) / A_{M_{fa}} S_{R_0} - C_0 (C_{ASH} / F_l) \delta_b \ln [(I_n - O_{ut}) / O_{ut}].$$

## 2.2 高等教育投资决策分析

2.2.1 决策模型样本选取 本文实证分析数据来源于中国家庭收入调查(CHIP)对全国 31 个省(市、自治区)的 7 175 户城镇住户样本、19 887 个个体样本的问卷调查得到的截止于 2013 年末的数据. 由于本文研究对象为家庭资产配置效率与高等教育决策行为,因此在对样本的选取过程中应当满足 2 个条件: (i) 个体成员必须已经完成中等教育,并已经对是否接受高等教育做出了决策,因此本部分选取的样本为教育程度在中等教育以上,且已经参加工作或者正在高等院校就读的个体; (ii) 由于在实际中,家庭金融资产总额及配置状况每年都处于变动状态,而样本数据均为 2013 年末数据,因此在进行样本选取时,也应当考虑到家庭资产的动态变化,使家庭做出高等教育投资决策的时间应当尽量接近 2013 年,以确保样本数据的准确度,本部分在满足条件(i)的样本中,选取了出生年份在 1987—1996 年之间,并且于 2013 年末与父母生活在一起的个体.

2.2.2 变量的选取和实证结果 选取高等教育投资决策行为作为被解释变量(令选择接受高等教育的决策行为取值为“1”,选择不接受高等教育的决策行为取值为“0”); 选取高等教育下家庭资产配置预期的效用提升量  $\Delta U_a$ 、现金需求水平  $D_c$  为解释变量. 另外,考虑到个人在高中阶段能力水平的不同

而对个体高等教育投资意愿水平产生的影响,选择个体在高中阶段能力值  $A_{bility}$ 、性别因素  $G_{ender}$ 、家庭子女数目  $C_{children}$ 、地区高考录取率  $E_{nrollment}$  作为控制变量. 由于个人能力变量无法直接观测,以个体高中毕业学校类型作为替代变量,就读全国或省级重点中学取值为“5”;就读地区(市、区)级重点中学取值为“4”;就读县级及其他重点中学取值为“3”;就读非重点中学取值为“2”;就读中专、职高类院校取值为“1”;就读其他类型院校取值为“0”. 性别因素方面,男性取值为“0”,女性取值为“1”. 地区高考录取率以该地区所选取样本的高校录取率为替代. Probit 模型估计结果如表 5 所示.

表 5 Probit 模型估计结果			
解释变量	系数	方差	显著性水平
$\Delta U_a$	0.267 869	0.119 870	0.025 4
$D_c$	-0.162 808	0.098 153	0.211 9
$G_{ender}$	0.225 781	0.094 624	0.017 0
$A_{bility}$	0.492 776	0.036 438	0.000 0
$C_{children}$	-0.162 206	0.130 409	0.100 7
$E_{nrollment}$	2.305 645	0.673 592	0.000 6
常数项 $C$	-5.105 503	1.403 175	0.000 3

根据对 Probit 模型的估计结果显示,个体在高中阶段能力值、地区高考录取率在 1% 显著性水平上都通过检验;家庭资产配置预期的效用改变、性别因素在 5% 显著性水平下都通过检验;变量家庭子女个数、现金需求水平均未能在 10% 显著性水平下通过检验. 在变量系数方面,各自变量系数符号与理论模型分析结果相一致,能力变量  $A_{bility}$  和性别变量  $G_{ender}$  的系数符号也与直觉相一致. 高等教育投资行为能为家庭带来的夏普比率规模改善越大,那么该行为给家庭效用带来的提升越高,进行高等教育投资的概率越大;家庭对现金需求程度越高,则家庭对于高等教育投资的经济成本和机会成本越看重,进而降低家庭高等教育投资的概率;子女就读的中等教育院校越好,地区高考录取率越高,则子女进入高等院校的概率越大,家庭对其高等教育投资意愿也越强;与直觉不同的是,家庭对女性进行高等教育投资的概率实际上要高于男性;有多个子女的家庭对子女进行高等教育投资的概率要低于独生子女家庭.

针对变量  $C_{children}$ 、 $D_c$ , 本文认为主要是由于现金需求水平与  $\Delta U$  之间存在高度的共线性而导致其未能通过变量显著性检验,通过将变量  $\Delta U_a$  作为解释变量对  $D_c$  进行 OLS 回归分析,发现 2 者之间共线性确实存在,且  $\Delta U$  系数在 0.02% 显著性水平上通过检验,具体结果如表 6 所示.

表 6 共线性检验结果			
解释变量	系数	方差	显著性水平
$\Delta U_a$	-0.089 083	0.023 770	0.000 2
常数项 $C$	1.241 990	0.262 289	0.000 0

因此将  $D_c$  的期望值  $E(D_c)$  作为  $D_c$  的工具变量  $E(D_{c_i}) = \varphi_0 + \varphi_1 \Delta U_i$ . 将工具变量代入原决策模型后,可剔除变量  $D_c$ , 决策模型修正为

$$P(y_i = 1) = \eta_0 + \eta_1 \Delta U + \eta_2 G_{ender} + \eta_3 A_{bility} + \eta_4 C_{children} + \eta_5 E_{nrollment} + v_i \geq 0.$$

Probit 模型估计结果如表 7 所示.

表 7 修正后 Probit 模型估计结果			
解释变量	系数	方差	显著性水平
$\Delta U_a$	0.280 213	0.119 290	0.018 8
$G_{ender}$	0.227 866	0.094 532	0.015 9
$A_{bility}$	0.494 374	0.036 366	0.000 0
$C_{children}$	-0.170 052	0.097 715	0.081 8
$E_{nrollment}$	2.328 823	0.672 564	0.000 5
常数项 $C$	-5.296 258	1.392 790	0.000 1

与未剔除解释变量  $D_c$  的估计结果相比,在修正的决策模型中各变量系数均能在 10% 显著性水平下通过检验,其中  $\Delta U_a$ 、 $G_{ender}$  在 5% 显著性水平下通过检验,  $A_{bility}$ 、 $C_{children}$ 、 $E_{nrollment}$  在 1% 显著性水平下通过检验.

### 3 结论与政策建议

本文基于中国家庭收入调查(CHIP) 2013 年的调查数据,从家庭资产配置效率的角度出发,对我国城镇居民的高等教育决策行为进行分析,认为个体对于高等教育投资的决策行为取决于接受高等教育是否能为其带来效用的提升. 在个体效用分别与家庭资产配置效率水平、个体即期现金持有正相关的假设下,本文认为个体选择接受高等教育投资后对家庭资产配置预期效率带来的提升,即夏普比率的提升会相应地提升家庭夏普比率规模的提升进而提高个体选择接受高等教育的意愿;而选择接不接受高等教育对即期家庭现金水平带来的提升程度会相应地降低个体进行高等教育投资的意愿. 实证分析结果显示,接受高等教育为家庭资产组合有效性带来的提升程度能显著提升个体进行高等教育的意愿,与本文理论分析观点一致. 另一方面,现金水平的充裕程度是约束个体进行高等教育投资意愿的重要因素,越是贫困的家庭,即期现金水平的充裕程度往往越低,意味着不接受高等教育而带来的即期收入能带来更高的效用水平,从而制约个体的高等教育投资意愿. 因此,对于贫困家庭而言,虽然接受高等教育能够提升其人力资本回报率,促进家庭总体

福利的提升,但其自身的贫困因素所导致的现金水平相对匮乏会限制其进行高等教育投资的意愿。

从政策的角度出发,我国高等教育入学选拔制度对处于不同阶层的个体而言相对公平,因而接受高等教育而带来的预期财富水平的增加可以认为是能够有效促进社会阶层流动、减缓社会贫富不均的重要手段。从本文的研究结果来看,尽管接受高等教育的机会对绝大部分社会个体而言机会均等,但由于个体背景因素特别是家庭当期财富水平差异的存在,导致在进行高等教育投资决策时,不同个体接受高等教育的意愿各不相同。出于最大化终生财富效用的目的,个体在面临能够显著提升自身财富水平的投资时,更有意愿执行该项投资;另一方面,个体如果受到即期财富水平约束,导致接受高等教育的机会成本较高,将会降低个体的高等教育投资意愿。因此出于促进社会阶层流动,提升即期财富水平较低阶层的高等教育投资意愿,本文从以下几方面提出政策建议:(i) 关注应届大学生就业状况,为提升大学生就业收入水平创造政策条件,提高高等教育回报率,进一步促进低收入阶层接受高等教育的意愿;(ii) 平等化不同地区高考录取率,政策上努力消除高招过程中地区间的不平等,使低收入地区、低收入阶层成功入学的概率提升;(iii) 加强对低收入阶层大学生的奖学金、助学金、助学贷款等方面的补助力度,降低低收入个体高等教育投资的机会成本。

#### 4 参考文献

- [1] Mincer J A. Schooling, experience, and earnings [M]. New York: Columbia University Press, 1974.
- [2] Johnson E N, Chow G C. Rates of returning to schooling in China [J]. Pacific Economic Review 2010 2(2): 101-113.
- [3] 袁诚, 张磊. 对低收入家庭子女大学收益率的观察 [J]. 经济研究 2009(5): 42-51.
- [4] 胡颖森, 黄瑞, 彭锐. 低收入家庭子女的高等教育回报分析 [J]. 统计与决策 2011(19): 80-83.
- [5] 简必希, 宁光杰. 教育异质性回报的对比研究 [J]. 经济研究 2013(2): 83-95.
- [6] 祁翔, 周金燕. 教育回报率的家庭背景差异 [J]. 教育科学 2015 31(3): 16-25.
- [7] Willis R J, Rosen S. Education and self-selection [J]. Journal of Political Economy 1979 87(5): 7-36.
- [8] Chen Stacey H. Is investing in college education risky? [R]. Labor and Demography, Working Paper 0202001 2002.
- [9] Gouriéroux C, Monfort A. The econometrics of efficient portfolios [J]. Journal of Empirical Finance 2005 12(1): 1-41.
- [10] Harmon C, Hogan V, Walker I. Dispersion in the economic return to schooling [J]. Labour Economics 2003 10(2): 205-214.
- [11] Nielsen H S, Vissing-Jørgensen A. The impact of labor income risk on educational choices: estimates and implied risk aversion [R]. NBER Working Paper 2006.
- [12] 邹薇, 郑浩. 贫困家庭的孩子为什么不读书: 风险、人力资本代际传递和贫困陷阱 [J]. 经济学动态 2014(6): 16-31.
- [13] Sharpe W F. Mutual fund performance [J]. The Journal of Business 1966 39(1): 119-138.
- [14] Palacios-Huerta I. An empirical analysis of the risk properties of human capital returns [J]. American Economic Review 2003 93(3): 948-964.
- [15] Christiansen C, Joensen J S, Nielsen H S. The risk-return trade-off in human capital investment [J]. Labour Economics 2007 14(6): 971-986.
- [16] 廖娟. 人力资本投资风险与教育选择: 基于个体风险态度的研究 [J]. 北京大学教育评论 2010 8(3): 150-164.
- [17] 吴卫星, 丘艳春, 张琳琬. 中国居民家庭投资组合有效性: 基于夏普率的研究 [J]. 世界经济 2015(1): 154-172.

### The Influence of the Effectiveness of Financial Assets Allocations on the Higher Education Investment Decision of Urban Families in China

YU Jiaju, XU Ye\*

(School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economic, Nanchang Jiangxi 330013, China)

**Abstract:** From the perspective of family assets allocations, taking Sharp ratio as the measure of the effectiveness of family assets allocations and putting forward the concept of scale of Sharp ratio, it is believed that the action of higher education investment will increase the scale of Sharp ratio of the portfolio of family assets so as to make the positive effects, but also will have negative effects by reducing the level of family wealth in the current period. After assuming the specific form of household utility, Probit model is used to analyze the survey data of urban residents in CHIP 2013. It is found that the willingness of individuals to receive higher education is positively related to the improvement of the scale of sharp ratio of family assets and negatively related to the decline of spot wealth.

**Key words:** maximization of utility; higher education investment; Sharp ratio; portfolio of family assets

(责任编辑: 曾剑锋)