

住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支

——来自 CFPS2010 数据的证据*

陈永伟 顾佳峰 史宇鹏

内容提要: 本文利用 CFPS2010 数据考察了住房价值对城镇家庭教育开支的作用。通过使用工具变量法我们发现,住房财富的增加不仅会显著缓解家庭的信贷约束,增加家庭教育开支,并且其效果要远大于非住房财富所产生的影响。借助“半线性回归”,我们还发现在控制其他影响因素后,住房财富和家庭教育开支之间呈现出一种 S 型的关系,即只有当住房价值处于中间区间时,才会显著影响家庭教育开支,而位于较高和较低两个区间的住房价值都不会对家庭教育开支产生显著影响。

关键词: 住房财富 信贷约束 家庭教育开支

一、引言

教育开支是家庭支出的重要组成部分。近年来,随着居民对教育重视程度的提高,教育开支在我国居民家庭支出中所占比重不断攀升。《中国统计年鉴》显示,2012 年我国居民用于教育的开支已占到家庭支出的 5.6%,而一些研究机构报告则表明,不少家庭的教育开支比例远远高于这一数字。^①伴随着教育开支总量及其在家庭支出中的比重不断提升,教育开支在全社会范围内的不平等程度也在逐渐增大(迟巍等,2011)。作为重要的人力资本投资,教育会对家庭未来的收入和社会地位产生重大影响,因此居民间教育开支差异的扩大很有可能会成为固化社会分层、加剧社会不平等的重要原因。

事实上,之所以部分家庭在子女教育投资上严重不足,很大程度上是受到信贷约束的影响。当面临信贷约束时,家庭的财富和收入状况就会对家庭教育开支产生重大影响(Becker & Tomes, 1979; Lochner & Monge-Naranjo, 2011 等)。另一方面,在我国居民的财富构成中,住房财富是最重要的组成部分之一。随着住房改革和房地产市场的活跃,我国的城镇住房价格出现了持续增长,这为拥有住房的居民带来了意外的财富增进。住房增值产生的财富效应对居民的消费和投资行为产生了深远的影响,也产生了一些意外的经济和社会后果。目前,已有不少文献对其中的一些影响进行了比较深入的分析(Wang, 2012, 2013; Porter & Park, 2013; 黄静、图梅曾, 2009 等),但就我们所知,目前尚没有从信贷约束角度,研究我国居民房产财富的变动对其教育支出的影响作用

* 陈永伟,清华大学社会科学学院,邮政编码:100084,电子信箱:chenyongwei1982@gmail.com;顾佳峰,北京大学中国社会科学调查中心,邮政编码:100871,电子信箱:isssgujf@pku.edu.cn;史宇鹏,中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:shiyupeng@pku.edu.cn。本文得到国家自然科学基金面上项目(批准号:71273289)、博士后科学基金面上项目(2014M550686)及中央财经大学青年科研创新团队建设项目的资助,北京大学中国社会科学调查中心“中国家庭追踪调查”项目(CFPS)给予数据上的支持,在此表示感谢。本文曾在“第三届中国消费金融论坛”上进行过报告,与会专家对本文提出了不少有益的意见和建议,尤其是北京大学经济学院杨汝岱副教授的点评对于我们完善论文十分有帮助,在此特别表示感谢。此外,作者还要感谢匿名审稿人提出的建议。当然,文责自负。

① 例如中国青少年研究中心的报告显示,我国城市家庭用于子女教育的开支占到家庭总支出的 30.1%。

的研究。

在本文中,我们借助“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies,以下简称CFPS)2010年的调查数据,就住房效应对城镇家庭教育开支的影响进行了定量分析。通过回归分析和工具变量分析,我们发现,住房财富的增进会显著缓解信贷约束,增加家庭教育开支,并且其作用要比非住房财富的影响大得多。进一步地,借助“半线性回归”(partial linear model),我们发现在控制其他影响因素后,住房财富和家庭教育开支之间呈现出一种S型的关系,即只有当住房价值处于中间区间时,才会显著影响家庭教育开支,而高、低两个区间的住房价值都不会对家庭教育开支产生显著影响。

我们认为,本文的发现具有很强的理论和现实意义。首先,本文是国内首篇研究住房财富和家庭教育支出关系的文献,对于理解家庭教育开支的决定因素具有很强的借鉴价值。其次,本文发现了可能固化收入不平等的一个机制:虽然住房财富分配的变化在很大程度上是由意外因素导致的,但这种意外产生的不平等却可能通过教育支出不平等实现代际的传递。这一点对于理解财富和收入分配问题是很有启发意义的。最后,本文揭示了房价上升的一种意外后果,这对于全面评估房地产市场发展状况、制定相关政策也具有很强的现实意义。

二、文献综述

本文所探讨的主题主要涉及两类文献:第一类是有关信贷约束与家庭教育开支的研究文献,第二类是有关房地产市场对居民行为影响的文献。在本节中,我们将对这两类文献进行一个比较简要的综述。

(一)信贷约束与家庭教育开支

教育是家庭重要的人力资本投资行为。根据经典的人力资本理论,如果家庭不存在信贷约束,则教育投资的最优水平将会使其内部收益率等于资本的市场收益率(Becker, 1962)。一旦考虑信贷约束,家庭禀赋就会对家庭的教育开支产生重大影响。贫困家庭在筹措子女的教育经费时,会面临较为严重的信贷约束,因此其教育支出也会相对较少,子女的教育成就也就相应较低(Becker & Tomes, 1979)。

目前,已有大批文献对信贷约束下的家庭教育投资及其后果进行了分析,例如Shultz(1993)发现,由于存在信贷约束,即使教育回报率很高,低收入家庭也不会进行足够的教育投资。Tilak(2002a, 2002b)对印度农村家庭的教育状况进行了研究,发现家庭的财产、收入等因素会显著影响教育开支。Belly & Lochner(2007)发现,从上世纪90年代至本世纪初,家庭收入状况对美国青年的大学就读状况的影响正日益加强。Lovenheim(2011)对美国的一系列研究发现,家庭房产增值不仅能提升学生进入大学的概率,而且能让他们更容易进入重点大学(Lovenheim, 2011; Lovenheim & Reynolds, 2013)。Lochner & Monge-Naranjo(2011)则对国外相关主题的文献进行了一个很好的综述。

国内也有不少文献对家庭教育开支的决定因素进行了讨论。例如,魏新、邱黎强(1998)等认为,家庭收入是决定教育支出的最重要因素。李红伟(2000)发现,家庭文化背景对于教育开支的决定起着关键作用。谷宏伟、杨秋平(2013)发现家庭收入及父母对子女的期望是决定教育开支的最重要因素。但就我们所知,目前国内的相关研究很少对财富的不同组成部分(如住房财富和非住房财富)对信贷约束及教育开支产生的影响进行分析,而本文将从这一角度对现有文献进行丰富。

(二)房地产市场对居民行为的影响

住房是家庭财富的重要组成部分,其价值的波动会导致巨大的财富效应,从而对家庭的消费、

投资等各方面行为产生重要影响(Bostic et al., 2008; Browning et al., 2013)。

上世纪 90 年代,我国经历了住房改革,大批本属于公有的住房被出售给了国有企事业单位职工。此后,随着我国房地产市场的勃兴,住房价格随即迅速攀升,居民的住房财富差异急速扩大,并由此造成了一系列的社会后果(Wang & Murie, 2000; Wang, 2011)。目前,已有不少文献从不同角度研究了我国房地产市场对居民行为的影响。例如, Iyer et al. (2009) 发现,房改降低了在私有企业工作的机会成本,从而使更多的劳动力流向了效率更高的私有企业。Wang (2012) 指出,房改和房地产市场的发展让居民获得了巨大的房价增值红利,这让不少居民打破了创业时面临的信贷约束,成功实现了自主创业。Porter & Park (2013) 指出,房产价值的变化有可能影响代际间的财富转移。黄静、图梅曾 (2009) 发现,住房价值的上升所带来的财富效应会显著增加居民的消费。李亮 (2010) 对住房财富和消费的关系进行了一个综述。李涛等 (2011) 则发现,住房产权的拥有有助于缓解流动性约束,增加预防性储蓄,从而让居民的幸福感得到提升。

虽然上述文献对住房财富的经济后果进行了较多的研究,但是,就我们所知,目前还没有文献专门对住房财富和家庭教育支出之间的关系进行严格分析,本文的工作将填补这方面的研究空白。

三、理论模型和待检验假设

在本节中,我们将采用一个两期模型来简要说明住房财富对家庭教育支出的影响。仿照标准的教育投资模型(Lochner & Monge-Naranjo, 2011),我们假设家庭的效用函数如下所示:

$$U = u(C_0) + \beta u(C_1)$$

其中, C_t 表示家庭在第 t ($t \in \{0, 1\}$) 期的消费; $u(\cdot)$ 是家庭的即期效用函数,根据通常的假设, $u'(\cdot) > 0$, $u''(\cdot) < 0$; β 是贴现因子, $0 < \beta < 1$ 。

在 $t = 0$ 时,家庭可以进行教育投资。在没有教育的状况下,家庭在第 t 期将获得收入 Y_t 。而如果在 $t = 0$ 时,家庭投入了 E 的资金在教育上,则它可以让 $t = 1$ 时期的收入提升为 $f(E)Y_1$, 其中 $f(\cdot) \geq 1$, $f'(\cdot) > 0$, $f''(\cdot) < 0$ 。当然,在 $t = 0$ 时,家庭的消费和教育支出存在着一定的限制,它不能超过当期收入 Y_0 , 以及借贷限额 B 。这里,借贷限额 B 是和家庭的可抵押资产正相关的。为简化起见,我们假设外生的住房资产 H 是家庭唯一的可抵押资产,这样就有 $B = B(H)$, $B'(\cdot) > 0$ 。如果在 $t = 0$ 时进行了借贷,则必须在 $t = 1$ 时偿还债务及利息。在两期中,家庭支出的现值必须等于其收入的现值。^① 此外,我们还假设家庭教育支出有一个下限 $\underline{E}$, 它可以理解为义务教育的必要开支,家庭对教育的开支不能低于这一水平。

在以上设定下,家庭的跨期决策问题可以写为:

$$\begin{aligned} \max_{C_0, C_1, E} & \{ u(C_0) + \beta u(C_1) \} \\ \text{s. t. } & C_0 + E + \frac{C_1}{1+r} = Y_0 + \frac{f(E)Y_1}{1+r}, C_0 + E \leq Y_0 + B(H), E \geq \underline{E} \end{aligned} \quad (1)$$

对于(1)的优化问题,我们可以用 Kuhn-Tucker 法求解。设 Kuhn-Tucker 函数为:

$$\begin{aligned} L = & u(C_0) + \beta u(C_1) + \lambda \left[Y_0 + \frac{f(E)Y_1}{1+r} - C_0 - E - \frac{C_1}{1+r} \right] + \mu_1 [Y_0 + B(H) - C_0 - E] \\ & + \mu_2 (E - \underline{E}) \end{aligned}$$

其中, λ 和 μ 分别是 Lagrange 乘子和 Kuhn-Tucker 乘子, $\lambda > 0$, $\mu \geq 0$ 。容易求得该优化问题的最优条件为:

^① 从模型的设定看,更确切的提法是“家庭支出的现值不能超过其收入的现值”。但我们知道,由于效用函数的局部非饱和性,最后等号必然成立。这里为了简化设定,我们直接采用了相等的假设。

$$u'(C_0^*) = \lambda + \mu, \beta u'(C_1^*) = \frac{\lambda}{1+r}, \lambda \left[\frac{f'(E^*)Y_1}{1+r} - 1 \right] = \mu, \mu_1 [Y_0 + B(H) - C_0^* - E^*] = 0$$

$$\mu_1 \geq 0, Y_0 + B(H) - C_0^* - E^* \geq 0, \mu_2 (E^* - \underline{E}) = 0, \mu_2 \geq 0, E^* - \underline{E} \geq 0$$

借助以上最优条件,我们可以讨论 $t=0$ 时住房财富 H 对教育开支 E 的影响。

(1) 如果此时教育投资等于下限,即 $E^* = \underline{E}$, 则很显然,此时 H 对 E^* 无影响。

(2) 若 $E^* > \underline{E}$, 且信贷约束不是紧的,则 $C_0^* + E^* < Y_0 + B(H)$, $\mu = 0$ 。这时可以得到教育开支 E^* 由 $\frac{f'(E^*)Y_1}{1+r} - 1 = 0$ 决定,它和 H 没有关系。

(3) 当 $E^* > \underline{E}$, 且信贷约束是紧的,则 $C_0^* + E^* = Y_0 + B(H)$, $\mu > 0$ 。这时可以得到:

$$M = \frac{f'(E^*)Y_1}{1+r} - u'(Y_0 + B(H) - E^*) = 0 \quad (2)$$

对(2)使用隐函数定理,可知:

$$\frac{dE^*}{dH} = - \frac{\partial M / \partial H}{\partial M / \partial E^*} = \frac{f'' \cdot Y_1 + (1+r)u''}{(1+r)u'' \cdot B'} \quad (3)$$

由 $f'' < 0$, $u'' < 0$, 有 $dE^*/dH > 0$, 即家庭的教育支出随着住房财富的增加而增加。

根据以上理论结果,我们可以对实证的结论进行预测。首先,在实证中,由于不能准确区别家庭是否有信贷约束,因此若从全样本角度看住房财产和教育支出的关系,应该会发现比较明显的正向关系。当然,由于在现实中住房财富并不是完全外生的,它很可能同家庭收入流有正向的关系,因此对于家庭住房价值很高的家庭,一般不会对教育投资时面临信贷约束。因此可以预期,对于高住房财富的家庭而言,住房财富不会影响其家庭教育开支。此外,在现实中,住房价值极低的家庭往往十分拮据,为了将尽可能多的收入用于生活用途,除必须的教育开支(如义务教育的学费)外,他们不会在教育上投入更多费用。因此,对于这部分群体,住房财富也不会对其教育支出产生影响。

由以上讨论,我们可以得到两个可供检验的假说:

假说1:总体来看,住房财富和家庭教育支出是正相关的。这个假说表明,当我们用全样本对住房财富和家庭教育支出进行线性拟合时,将发现比较明显的正向关系。

假说2:对于住房财富值很低和很高的居民户,住房财富对家庭教育支出的影响较小;而对于住房财富值处于中等水平的家庭户,住房财富对家庭教育支出的影响较大。这个假说表明,如果对住房财富和家庭教育支出进行非线性拟合,我们将会发现两者呈现一种S型的关系。

下面,我们将利用实际数据,对以上两个假设进行检验。

四、数据介绍

(一)数据来源介绍

本研究使用的数据来自于CFPS2010年的调查。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心组织实施的一项全国性的长期跟踪调查,其宗旨是通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的历时数据,反映中国社会、经济的变迁,为学术研究和政府决策提供第一手的实证数据。在调查问卷上,CFPS广泛借鉴了国际上几个著名调查(如PSID、CDS、HRS、NYLS)的经验,包含了经济、教育、健康等多个方面的问题。虽然CFPS开始于2008年,但2008年和2009年这两轮调查基本是属于前导性的,调查范围集中在北京、上海和广州。从2010年开始,CFPS进行了重大的调整,调查范围扩展到了全国范围的25个省(直辖市、自治区),并且对问题进行了较大的调整和丰富。

根据研究的具体需要,我们只使用了有成员正在接受从幼儿园到大学教育的那部分城市居民样本。最终,本研究采用的样本中共包括1258户家庭。

(二) 变量介绍

本研究中的被解释变量是家庭的年度教育支出。CFPS 对家庭的支出总额及其组成进行了详细的询问,其中的一个问题是:“过去一年,家庭教育支出是多少?”。在后续的回归中,被访者对该问题的回答将被用作回归的被解释变量。

我们关心的核心解释变量是家庭的住房财富。CFPS 对家庭拥有的房产数量、每套住房的产权状况、购买时间、购买价格及现价等信息进行了全面的调查。根据这些信息,我们计算了各家庭拥有自有产权的房产的总价值,并用其代表家庭的住房财富状况。如果家庭所居住的住房没有自有产权,则其住房财富被定义为 0。

为了克服用住房财富解释家庭教育时可能存在的内生性问题,我们将仿照 Porter & Park (2013) 的做法,用“住房财富增值”(housing windfall),即家庭拥有的住房总值同购房成本之间的差值作为住房财富的工具变量。和 Porter & Park 的处理略有不同的是,我们这里使用的“购房成本”并非指居民购房时支出的名义费用,而是根据通货膨胀率将其折合成了现值。我们认为这样处理后所构造出的数据能更为准确地刻画住房的意外增值幅度,更适合被用于作为本研究的工具变量。

在现实中,影响家庭教育开支的因素有很多,只有对这些变量进行了有效控制,才能有效衡量住房财富的影响程度。为了达到这一目的,我们参考相关文献(Tilak, 2002a; Chung & Choe, 2001; Mauldin et al., 2001)构造了一系列的控制变量,包括“家庭非住房财产”、“家庭年收入”、“户主年龄”、“户主性别”、“户主受教育程度”、“户主是否公职人员”、“户主是否失业”、“家中 60 岁以上老人数量”、“是否拥有二套以上住房”以及家庭中处于各教育阶段的人数等。为了排除地域差异的影响,我们还将控制省虚拟变量。

(三) 变量的描述统计

在表 1 中,我们对本文使用的数据进行了描述统计。可以看到,在我们所使用的样本中,家庭教育开支的均值为 3971.0 元,这一数值略高于迟巍等(2012)所汇报的值。我们认为,这种差异除了来自样本选取和统计口径的差异外,也反映了近几年家庭教育开支上涨的趋势。^①进一步地,我们发现家庭教育开支的标准差为 5240.3 元,其数值要远高于样本均值。这说明,在各个家庭之间,教育开支状况存在着十分明显的差异。

同时,在我们所使用的样本中,家庭住房财富的均值约为 23.7 万元,但其标准差则为 42.7 万元,几乎为均值的 2 倍。由此可见,各家庭在住房财富的拥有上,确实具有十分显著的差异。此外,我们发现住房增值的均值约为 11.4 万元,这表明平均而言家庭住房财富中的一半是来自于增值;住房增值的标准差是 28.9 万元,约为住房价值标准差的 70%,这说明在家庭住房财富的差异中,绝大部分是来自于其增值状况的差别。

五、计量分析

(一) 计量设定

1. 基本回归

为了考察住房财富对教育支出的影响,我们将估计方程(4):

$$\ln(\text{Education_Spending}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Housing_Wealth}_i) + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, $\ln(\text{Education_Spending}_i)$ 是家庭 i 教育支出的对数,^② $\ln(\text{Housing_Wealth}_i)$ 是该家庭住房财

^① 迟巍等(2012)使用的是 2007 年的调查数据,而本研究使用的是 2010 年的数据,中间有 3 年间隔。

^② 在样本中,约有十分之一的家庭没有自有产权的住房。为了尽可能多地保证样本数量,我们将所有家庭的住房财富值加 1 后再取对数。对于家庭的非住房资产对数,我们也进行了相同处理。

富的对数, X_i 是控制变量, 包括家庭非住房财富、收入状况、户主信息、家庭中处于各教育阶段的人数、是否拥有两套以上住房以及地区虚拟变量等, ε_i 是刻画家庭特殊性的随机变量, α_0 、 α_1 、 α_2 是待估计的参数。

我们最为关心的是参数 α_1 的值, 它表示当家庭的住房财富增加 1% 后家庭教育开支增长的百分比。通过对 (4) 的 OLS 估计, 我们可以对这一效应的大小进行测算。根据假说 1, 我们预期这一项的系数将是显著为正的。

表 1 变量的描述统计

变量名	定义	均值	标准差
Education_Spending	家庭教育开支(元)	3971.017	5240.291
Housing_Wealth	家庭住房价值(万元)	23.712	42.748
Windfall	家庭住房增值(万元)	11.471	28.949
Non_Housing_Wealth	家庭非住房价值(元)	86971.640	305123.109
Income	家庭收入(元)	32537.661	34401.041
Head_Age	户主年龄(岁)	45.116	11.102
Head_Gender	户主性别(1=男,0=女)	0.669	0.471
Head_Education	户主受教育年限	8.643	4.711
Head_Official	户主是否公职人员(1=是,0=不是)	0.057	0.230
Head_Unemployment	户主是否失业(1=是,0=不是)	0.049	0.195
Family_Size	家庭规模(人)	3.751	1.237
Num_Kindergarten	家中正在上幼儿园的人数	0.216	0.411
Num_Primary	家中正在上小学的人数	0.413	0.487
Num_Junior_High	家中正在上初中的人数	0.335	0.473
Num_High	家中正在上高中的人数	0.030	0.172
Num_College	家中正在上大学的人数	0.017	0.081
Num_Old	家中 60 岁以上老人数	0.233	0.453
Second_House	拥有两套以上住房(1=是,0=不是)	0.177	0.383

2. 工具变量回归

对 (4) 的 OLS 估计可能存在着严重的内生性问题。事实上, 一些潜在的因素会同时影响家庭财富和家庭对教育的重视程度。由于在 (4) 的估计中, 无法对这些因素加以有效控制, 因此参数 α_1 的估计值显然是有偏的。为了处理以上内生性问题, 我们将采用工具变量法对 (4) 进行重新估计。具体来说, 我们将进行如下两阶段估计:

第一阶段估计:

$$\text{Ln}(\text{Housing Wealth})_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + \eta_i \quad (5)$$

第二阶段估计:

$$\text{Ln}(\text{Education_Spending}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}(\text{Estimate_Housing_Wealth}_i) + \alpha_2 X_i + \xi_i \quad (6)$$

其中, Z_i 是住房财富的工具变量。在本文中, 我们用“住房财富增值的对数” ($\text{Ln}(\text{Windfall})_i$) 作为住房财富的工具变量。近年来, 我国住房市场活跃, 房产增值很快, 因此房产价值的很大部分是由购房后的增值带来的。从这个意义上讲, “住房财富增值”和住房财富之间存在着很强的相关性。同时, “住房财富增值”同住户特征之间的相关性又较弱。这是因为, 首先, 我国住房价值的发

展在很大程度上是出乎人们的预料的。我国的房地产市场受政策的影响较深,即使是专业的研究人员,也难以根据经济走势、供需状况等对房产市场的变化进行精准预测。^①而对于购房者而言,则更加难以在购房时期预料到房屋后来的增值状况。其次,住房市场作为一个参与者众多的市场,单个的购房者无法对其价格进行控制和操纵,住房价格的上涨对其来说也是不可控的。基于以上两方面的原因,我们有理由认为“住房财富增值”是对“住房财富”的一个良好工具变量。

3. 半线性模型估计

在现实中,住房财富对于教育支出的作用可能是非线性的,为了考虑这种非线性关系,我们将采用“半线性模型”来对此问题进行分析。具体来说,假设教育支出值是住房价值的一个非线性函数:

$$\text{Ln}(\text{Education_Spending}_i) = f(\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中函数 $f(\cdot)$ 刻画的是“住房财富对数”对“教育支出”的非线性影响。根据 Yatchew (1997, 1998),我们可以采用如下估计步骤对方程(7)进行估计:首先我们将所有观测值按照“住房财富”进行排序,然后对相邻的观测值之间进行差分可得:

$$\Delta \text{Ln}(\text{Education_Spending}_i) = \Delta f(\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)) + \gamma \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i \quad (8)$$

由于当样本足够大时,将有 $\Delta f(\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)) \rightarrow 0$ 。这时(4)将变为:

$$\Delta \text{Ln}(\text{Education_Spending}_i) = \gamma \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i \quad (9)$$

利用 OLS,可以得到 γ 的估计值 $\hat{\gamma}$,并计算出:

$$u_i = \text{Ln}(\text{Education_Spending}_i) - \hat{\gamma} X_i = f(\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)) + \varepsilon_i \quad (10)$$

如果 ε_i 满足独立同分布,并且样本足够大,则会有 $u_i \rightarrow f(\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i))$ 。利用“局部加权散点平滑法”(locally weighted scatterplot smoothing,简称 lowess 平滑法),我们可以最终描述出 $f(\cdot)$ 的函数形式。

(二) 计量分析结果

1. 基本回归结果

表 2 给出了(4)式的估计结果。在各种设定下, $\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)$ 的估计系数都是显著为正,且在 1% 的显著性水平下显著。这说明,家庭住房财富的增加确实会导致家庭教育开支的上升,这是符合假说 1 的判断的。

有趣的是, $\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)$ 的估计系数要远远大于 $\text{Ln}(\text{Non_Housing Wealth}_i)$ 的系数,即相对于非住房资产,住房资产价值对教育开支的影响要大得多。我们认为,产生这种现象的原因有两点:其一,正如骆祚炎(2007)所指出的,中国人一直抱有一种“有恒产者有恒心”的观念,特别重视对住房的拥有和住房价值的增值。因此,当住房财富增值时,会产生较大的财富效应,对包括教育开支在内的支出产生显著的促进作用,而相对来说,非住房资产的财富效应则会较弱——事实上,很多家庭拥有的证券、存款等本身就是为购置住房进行的储蓄,在购置住房前它们难以形成真正的财富效应。其二,相比之下,住房资产是更为优良的抵押品,它更有助于家庭获得贷款,缓解在支付教育费用时面临的信贷约束。从这个意义上看,住房资产对家庭教育支出的促进作用也会高于非住房资产。

我们还可以从这些回归中发现其他一些影响教育支出的因素:其一,家庭的非住房财富、家庭年收入都对教育支出有正向影响,这些都是和直觉一致的;其二,户主教育水平更高的家庭会有更高的教育支出,这显示了教育水平的代际传递效应;其三,处于高中和大学阶段的家庭成员数才会

^① 一个例证是,中国社会科学院、中国人民大学等权威研究机构每年都会发布对房价走势的预测,但是这些预测在后来基本都被证明是不正确的。关于各机构预测房价的结果,可以参考各大媒体的报道,如《南方都市报》2013 年 4 月 26 日的文章《社科院首次预测房价上升,连年预测下降均不准》。

对家庭教育开支产生显著的边际影响,而处于其他教育阶段的人数则不会,这体现的可能是非义务教育阶段支出的不同特征。由于这些因素和本文关注的重点关联不大,在此就不展开讨论了。

表 2 OLS 回归结果

被解释变量	Ln(Education_Spending)		
	(I)	(II)	(III)
Ln(Housing_Wealth)	0.153 *** (0.024)	0.112 *** (0.024)	0.077 *** (0.025)
Ln(Non_Housing_Wealth)	0.041 *** (0.011)	0.033 *** (0.012)	0.028 ** (0.013)
Ln(Income)	0.038 *** (0.013)	0.023 (0.016)	0.009 (0.015)
Head_Age		0.007 * (0.004)	0.005 (0.003)
Head_Gender		-0.179 ** (0.081)	-0.121 * (0.067)
Head_Education		0.040 *** (0.008)	0.049 *** (0.011)
Head_Official		0.120 (0.149)	0.082 (0.139)
Head_Unemployment		-0.131 * (0.071)	-0.119 * (0.073)
Family_Size		0.053 ** (0.025)	0.085 *** (0.031)
Num_Kindergarten		1.042 (0.623)	0.802 (0.671)
Num_Primary		0.432 (0.630)	0.253 (0.622)
Num_Junior_High		0.611 (0.608)	0.587 (0.623)
Num_High		1.332 ** (0.621)	1.129 * (0.582)
Num_College		1.127 ** (0.561)	1.196 * (0.626)
Num_Old		-0.311 (0.301)	-0.209 (0.311)
Second_House		1.221 *** (0.424)	1.320 *** (0.432)
Province_Dummies	未控制	未控制	控制
观测值	1258	1258	1258
R ²	0.056	0.129	0.238

注:(1) *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著;(2) 括号中数字为估计的异方差稳健标准误。下同。

2. 对内生性问题的处理

为了应付可能存在的内生性问题,我们采用了上一节中提出的工具变量法对模型进行了重新估计,表 3 总结了估计的结果。在表 3 中,(I) - (III) 列是第二阶段的估计结果,而(IV) - (VI) 列是与之对应的第一阶段估计情况。

我们对工具变量估计进行了 Hausman 检验,发现基本回归的系数和工具变量回归的系数存在着显著差别,这说明内生性问题可能是确实存在的。同时,第一阶段回归的结果显示, $\text{Ln}(\text{Windfall}_i)$ 和 $\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)$ 之间存在着十分显著的正向关系,这从计量意义上说明了 $\text{Ln}(\text{Windfall}_i)$ 是一个比较理想的工具变量。

由表 3,我们发现采用工具变量回归后, $\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)$ 的估计系数依然都是在 1% 的显著性水平下显著为正的,这进一步对假说 1 予以了印证。相对于基本估计结果,用工具变量法估计的系数更大,这说明我们使用的工具变量较好地处理了内生性问题。

除 $\text{Ln}(\text{Housing Wealth}_i)$ 外,其余控制变量的估计结果是和基本回归的估计类似的。关于这些估计系数,前面已经做了解释,在此就不赘述了。

需要指出的是,即使使用了工具变量,仍然难以完全克服内生性问题,其中最重要的干扰来源于家庭对于学区房的选择。由于很多城市都实行按学区就近入学的政策,因此重视子女教育的家庭通常会更倾向于提前购买学区房,从而为子女进入好学校创造条件。一般来说,学区房具有更强

的刚性,其价格涨幅也会高于普通住房,因此教育开支和房产财富的正相关性也可能来自于重视教育的家庭所购买的学区房的增值。而这一内生性,即使在我们使用了上述工具变量后也难以完全克服。

表 3 工具变量法的估计结果

被解释变量	Ln(Education_Spending)			Ln(Housing_Wealth)		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Ln(Housing_Wealth)	0.177 *** (0.041)	0.131 *** (0.035)	0.120 *** (0.034)			
Ln(Windfall)				0.744 *** (0.021)	0.737 *** (0.021)	0.714 *** (0.022)
Ln(Non_Housing_Wealth)	0.039 *** (0.012)	0.034 *** (0.012)	0.022 * (0.012)	0.050 *** (0.010)	0.043 *** (0.010)	0.042 *** (0.011)
Ln(Income)	0.036 ** (0.015)	0.021 (0.014)	0.007 (0.013)	0.016 (0.012)	0.016 (0.012)	0.014 (0.012)
Head_Age		0.007 * (0.004)	0.003 (0.003)		-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
Head_Gender		-0.181 ** (0.075)	-0.124 * (0.072)		-0.037 (0.059)	-0.021 (0.057)
Head_Education		0.052 *** (0.009)	0.048 *** (0.010)		0.019 ** (0.009)	0.016 ** (0.007)
Head_Official		0.123 (0.151)	0.067 (0.145)		0.171 (0.142)	0.189 (0.131)
Head_Unemployment		-0.127 * (0.069)	-0.117 * (0.072)		-0.113 (0.077)	-0.109 (0.075)
Family_Size		0.061 ** (0.031)	0.087 *** (0.031)		-0.033 (0.021)	-0.018 (0.027)
Num_Kindergarten		1.035 (0.671)	0.825 (0.617)		0.158 (0.577)	0.114 (0.542)
Num_Primary		0.423 (0.649)	0.248 (0.617)		0.115 (0.541)	0.034 (0.542)
Num_Junior_High		0.730 (0.651)	0.499 (0.612)		0.107 (0.561)	0.026 (0.542)
Num_High		1.453 ** (0.607)	1.137 * (0.584)		0.253 (0.521)	0.198 (0.523)
Num_College		1.123 ** (0.549)	1.201 * (0.633)		0.318 (0.219)	0.314 (0.224)
Num_Old		-0.312 (0.307)	-0.211 (0.312)		-0.012 (0.027)	-0.014 (0.026)
Second_House		1.230 ** (0.631)	1.172 * (0.639)		0.140 (0.233)	0.118 (0.257)
Province_Dummies	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
观测值	1258	1258	1258	1258	1258	1258
R ²	0.057	0.141	0.248	0.547	0.551	0.585

全面处理上述内生性问题,就需要确切知道各住房所处的学区,但遗憾的是 CFPS 数据中并没有相关的信息。为了尽可能减少以上内生性问题的影响,我们将集中分析在子女就读中学后购买

住房的家庭这个子样本。由于在大多数城市,学区房只影响小学的入学状况,因此,当子女入读中学后,家庭就不会有激励新购置学区房。从这个意义上讲,选用以上样本,可以很好排除学区房增值带来的内生性问题。

当然,除了学区房选择外,还可能存在其他内生性问题产生的干扰。为了尽可能排除这些干扰,我们着重考察了购房时间在1998年前的家庭的教育投资决策。众所周知,1998年的全国住房工作会议是我国房地产市场的重要转折点。在此之前,我国的房产政策主要是福利导向,房产价格很低,价格上涨缓慢,因此很少有家庭为投资购买住房。同时,在1998年之前,诸如学区房等可能同时影响房价和教育开支的政策还未出台,因此可以认为这一子样本能够较为全面地排除各种可能的内生性问题的干扰。

在表4中,给出了对上述两个子样本的IV回归结果,其中(I)、(II)分别是对两个子样本进行工具变量回归的第二阶段结果,而(III)、(IV)则是对应的第一阶段结果。

由(I)可知,在子女就读中学后购买住房的家庭这个子样本中, $\ln(\text{Housing Wealth}_i)$ 的估计系数在数值上要略小于总样本回归得到的数值,这说明,学区房选择带来的内生性问题是确实存在的。不过,虽然 $\ln(\text{Housing Wealth}_i)$ 的系数有所下降,但它依然显著为正,这表明即使控制了学区房的选择问题,住房财富效应对家庭教育开支的正向影响依然是存在的。而(II)则显示,对于1998年前购买住房的家庭, $\ln(\text{Housing Wealth}_i)$ 的系数也是显著为正,这进一步验证了住房财富效应对家庭教育开支存在着正面的影响。

表4 对两个子样本的工具变量回归结果

被解释变量	Ln(Education_Spending)		Ln(Housing_Wealth)	
	(I)	(II)	(III)	(IV)
Ln(Housing_Wealth)	0.112*** (0.042)	0.119*** (0.043)		
Ln(Windfall)			0.803*** (0.032)	0.819*** (0.026)
Ln(Non_Housing_Wealth)	0.041*** (0.010)	0.039*** (0.011)	0.049*** (0.011)	0.055*** (0.011)
Ln(Income)	0.042*** (0.013)	0.045*** (0.012)	0.017 (0.012)	0.021 (0.016)
Head_Age	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.006* (0.003)
Head_Gender	-0.112 (0.077)	-0.162** (0.076)	-0.022 (0.073)	-0.023 (0.065)
Head_Education	0.032*** (0.008)	0.052*** (0.008)	0.015** (0.008)	0.020*** (0.006)
Head_Official	0.107 (0.121)	0.109 (0.142)	0.165 (0.147)	0.176 (0.123)
Head_Unemployment	-0.134* (0.072)	-0.121* (0.071)	-0.122 (0.102)	-0.119 (1.107)
Family_Size	0.074** (0.030)	0.061** (0.029)	-0.029 (0.021)	-0.032 (0.026)
Num_Kindergarten		1.042 (0.515)		0.781 (0.623)
Num_Primary		0.247 (0.659)		0.042 (0.527)
Num_Junior_High	0.341 (0.523)	0.502 (0.712)	0.029 (0.544)	0.026 (0.536)
Num_High	0.747 (0.531)	1.015 (0.691)	0.206 (0.522)	0.221 (0.578)
Num_College	1.109** (0.561)	1.231* (0.641)	0.321 (0.214)	0.317 (0.223)
Num_Old	-0.309 (0.315)	-0.211 (0.307)	-0.011 (0.026)	-0.013 (0.022)
Second_House	1.023 (0.824)	1.127 (0.679)	0.118 (0.262)	0.121 (0.246)
Province_Dummies	控制	控制	控制	控制
观测值	154	421	154	421
R ²	0.337	0.457	0.554	0.539

表 5 半线性模型的线性项估计结果

非线性项 被解释变量	Ln(Housing_Wealth) Ln(Education_Spending)	Ln(Windfall)
	(I)	(II)
Ln(Non_Housing_Wealth)	0.021 (0.026)	0.035 * (0.022)
Ln(Income)	-0.011 (0.016)	0.012 (0.017)
Head_Age	-0.002 (0.004)	0.003 (0.004)
Head_Gender	-0.018 (0.089)	-0.112 (0.091)
Head_Education	0.041 *** (0.011)	0.045 *** (0.010)
Head_Official	-0.155 (0.181)	0.001 (0.179)
Head_Unemployment	-0.117 (0.089)	-0.109 (0.092)
Family_Size	0.083 ** (0.031)	0.056 (0.037)
Num_Kindergarten	0.561 (0.772)	0.727 (0.741)
Num_Primary	0.014 (0.766)	0.112 (0.726)
Num_Junior_High	0.281 (0.759)	0.352 (0.733)
Num_High	0.780 (0.715)	1.141 (0.713)
Num_College	0.671 (0.521)	0.577 (0.497)
Num_Old	0.128 (0.329)	0.133 (0.310)
Second_House	0.817 * (0.452)	0.922 * (0.473)
Province_Dummies	控制	控制
观测值	1258	1258
R ²	0.171	0.236

3. 半线性回归结果

为了考察住房财富状况对家庭教育开支的非线性影响,我们按照前文所述的步骤进一步对模型(7)进行了半线性回归。表5汇报了其中线性项的估计结果。

表5显示,在半线性回归中,线性项的估计结果在方向上是和(4)式的估计结果基本一致的,但在显著性上较弱,这可能是由于未控制住房财富这一重要影响因素导致的。

在估计到了线性项的参数后,我们根据(10)式计算出了残差 u_i , 然后进行 LOWESS 回归。图 1-1 显示了回归的结果。可以看到,在控制了其他因素后,住房财富的对数同教育支出对数之间的关系表现为明显的 S 型,即:当住房财富水平较低和较高时,其对家庭教育开支并没有明显影响;而当住房财富处于中间水平时,它的增加才会显著提升家庭教育开支。

很显然,LOWESS 拟合的结果是和假说 2 十分吻合的。首先,住房财富较低的家庭户,其住房价值对教育支出的影响很小。这是因为,住房财富水平较低的家庭通常经济状况也较差,教育对他们来说更多的是一种奢侈品,换购住房、抵御疾病风险等需求都要比其更为迫切。因此,住房增值所产生的财富效应往往会首先被这些需求吸收。即使家庭要应用住房作为抵押来缓解信贷约束,也会首先考虑以上更为迫切的需求。其次,住房财富水平很高的家庭,其住房价值对教育支出的影响也很小。这是因为,住房财富水平很高的家庭一般都很富裕,本身已经可以承担比较高额的教育支出,因此房产增值对他们的教育支出也不会有显著影响。最后,只有对那些中产家庭,住房财富水平和教育支出的影响才是显著为正的。这是由于,这部分家庭既不需要依靠房价增值来为未来的

意外开支做准备,但也没有达到可以不在乎财富效应,自由安排支出的境地。故对于他们而言,住房增值的财富效应才会真正起到缓解融资约束、促进教育开支的作用。

采用同样的方法,我们还在图 1-2 中考察了教育支出对数和住房增值对数之间的关系。结果

显示,两者之间也呈现出了一种 S 型关系。如前所述,住房价值和其增值之间有很强的相关性,因此这一结果也进一步对假说 2 进行了验证。

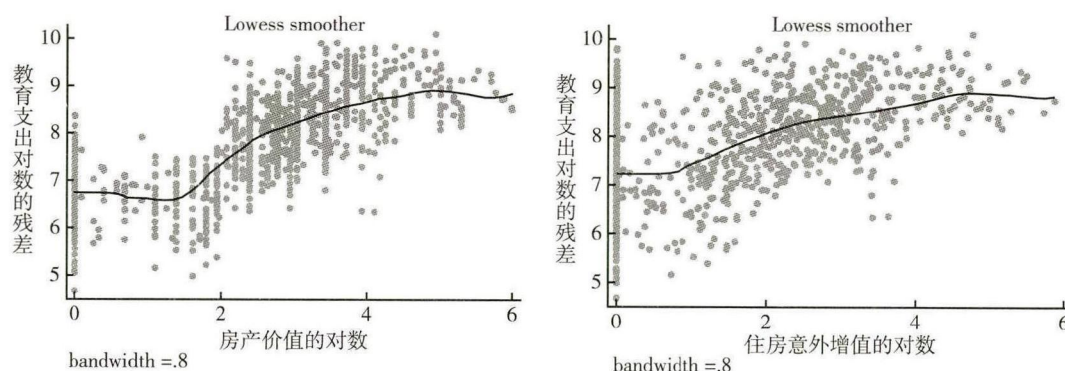


图 1 半参数估计结果^①

六、结 论

在本文中,我们考察了家庭住房价值对家庭教育开支的作用。通过一个两期优化模型,我们证明了当存在信贷约束时,家庭的教育投资行为会受到住房价值的重大影响,并提出了两个可供检验的假说。利用 CFPS2010 数据,对这两个假说进行了检验。通过工具变量回归,我们发现住房财富的增进不仅能有效缓解家庭面临的信贷约束,增加家庭的教育开支,而且其影响效果比非住房财富要大得多。此外,我们通过“半线性回归”发现,在控制其他影响因素后,住房财富和家庭教育开支之间呈现出一种 S 型的关系,即只有当住房价值处于中间区间时,才会显著影响家庭教育开支,而位于高、低两个区间的住房价值都不会对家庭教育开支产生显著影响。本文的研究结论深化了对家庭教育开支决定因素的理解,更揭示出了意外产生的不平等在代际之间传递、固化的一种可能机制。从这些角度看,本文的发现具有很强的理论和现实意义。

参考文献

- 迟巍、钱晓烨、吴斌珍,2011:《家庭教育开支平等性的实证研究》,《教育与经济》第 4 期。
- 迟巍、钱晓烨、吴斌珍,2012:《我国城镇居民家庭教育负担研究》,《清华大学教育研究》第 33 卷第 3 期。
- 丁小浩,2003:《居民家庭高等教育开支及其挤占效应研究》,《北京大学教育评论》第 1 期。
- 谷宏伟、杨秋平,2013:《收入、期望与教育支出:对当前中国家庭教育投资行为的实证分析》,《宏观经济研究》第 3 期。
- 黄静、图梅曾,2009:《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》第 7 期。
- 李红伟,2000:《中国城镇居民家庭教育消费实证研究》,《教育与经济》第 4 期。
- 李亮,2010:《房地产财富与消费关系研究新进展》,《经济学动态》第 11 期。
- 李涛、史宇鹏、陈斌开,2011:《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第 9 期。
- 骆炸炎,2007:《城镇居民金融资产与不动产财富的比较分析》,《数量经济技术经济研究》第 11 期。
- 魏新、邱黎强,1998:《中国城镇居民家庭收入及教育支出负担研究》,《教育与经济》第 4 期。
- Becker, G., 1962, "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70(5), 9—49.
- Becker, G., and Tomes, N., 1979, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153—1189.
- Belley, P., and Lochner, L., 2007, "The Changing Role of Family Income and Ability in Determining Educational Achievement", *Journal of Human Capital*, 1(1), 37—89.
- Bostic, R., S. Gabriel, and G. Painter, 2008, "Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption", *Journal of Urban Economics*,

① 图中阴影为 95% 显著性水平下的置信区间。

39, 79—89.

Browning, M., M. Gørtz, and S. Leth-Petersen, 2013, "Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study", *Economic Journal*, 123, 401—428.

Chung, Y., and M. Choe, 2001, "Sources of Family Income and Expenditure on Children's Private, After-school Education in Korea", *International Journal of Consumer Studies*, 25(3), 193—199.

Iyer, L. X. Meng, and N. Qian, 2009, "Unbundling Property Rights: The Impact of Urban Housing Reforms on Labor Mobility and Saving in China", Working Paper.

Lochner, L., and A. Monge-Naranjo, 2011, "Credit Constraints in Education", NBER Working Paper No. 17435.

Lovenheim, M., 2011, "The Effect of Liquid Housing Wealth on College Enrollment", *Journal of Labor Economics*, 29(4), 741—771.

Lovenheim, M. F., and C. Lockwood Reynolds, 2013, "The Effect of Housing Wealth on College Choices: Evidence from the Housing Boom", Working Paper.

Mauldin, T., Y. Mimura, and M. Lino, 2001, "Parent Expenditure on Children's Education", *Journal of Family and Economic Issues*, 22(3), 221—241.

Porter, M., and A. Park, 2013, "Housing Windfalls and Intergenerational Transfers in China", Unpublished Manuscript.

Schultz, T., 1993, "Investments in the Schooling and Health of Woman and Man: Quantities and Returns", *Journal of Human Resources*, 28(4), 694—734.

Tilak, J., 2002a, "Determinants of Household Expenditure on Education in Rural India", National Council of Applied Economic Research Working Paper Series No. 88.

Tilak, J., 2002b, "Elasticity of Household Expenditure on Education in Rural India", *South Asia Economic Journal*, 3(2), 217—226.

Wang, S., 2011, "State Misallocation and Housing Prices: Theory and Evidence from China", *American Economic Review*, 101, 2081—2107.

Wang, S., 2012, "Credit Constraints, Job Mobility and Entrepreneurship: Evidence from a Property Reform in China", *Review of Economics and Statistics*, 94, 532—551.

Wang, S., 2013, "Property Rights and Intra-household Bargaining", *Journal of Development Economics*, 107, 192—201.

Wang, Y., and A. Murie, 2000, "Social and Spatial Implications of Housing Reform in China", *International Journal of Urban and Regional Research*, 24(2), 397—417.

Yatchew, A., 1997, "An Elementary Estimator of the Partial Linear Model", *Economic Letters*, 57, 135—143.

Yatchew, A., 1998, "Non-parametric Regression Techniques in Economics", *Journal of Economic Literature*, 36, 669—721.

Housing Wealth, Credit Constraint and Household Expenditure on Education in Urban China: Evidence from CFPS2010 Data

Chen Yongwei^a, Gu Jiafeng^b and Shi Yupeng^c

(a: Tsinghua University; b: Peking University; c: Central University of Finance and Economics)

Abstract: Using the micro database provided by China Family Panel Survey (CFPS) (2010), this paper investigates the effect of housing wealth on household expenditure on education in urban China. By using the IV approach, we find the increase of housing wealth can effectively alleviate the credit constraints and enhance households' educational expenditure, and its impact is far greater than the impact of non-housing wealth. With partial linear regression, we find after controlling for other factors, there is an s-shaped relationship between housing wealth and household expenditure on education. That is, only when housing wealth in a certain range, it can significantly enhance educational expenditure. When it is too high or too low, its impact on educational expenditure will be insignificant.

Key Words: Housing Wealth; Credit Constraint; Household Expenditure on Education

JEL Classification: D14, I22, J24

(责任编辑: 松 木)(校对: 梅 子)