

居民收入提升与家庭照料约束^{*}

——市场与家庭联立视角下收入差距扩大再探因

刘娜, 刘长庚

(湘潭大学商学院, 湖南湘潭 411105)

摘要:文章借助时间利用分析把市场与家庭联立起来, 利用2010年10 970位城镇和农村劳动年龄人口信息精确测度了提供家庭照料对居民收入提升的约束作用, 并就其对收入差距的贡献进行了解析。研究表明, 提供家庭照料对居民收入提升具有显著的负向约束作用: 当照料时间占总劳动时间比重上升1%时, 居民个人总收入将显著减少0.37%; 农村地区居民, 尤其是中低收入群体受影响较大; 家庭照料增收约束还引致了收入差距的进一步扩大, 家庭照料是阻碍中等收入人群向高收入人群靠拢的重要因素, 城镇内部差距受影响更甚。因此, 应着力推进照料劳动相关领域改革, 从而缓解劳动者“工作与家庭”的矛盾, 并编制中国住户卫星账户, 从根本上推进无偿劳动价值的认定。

关键词:家庭照料; 收入差距; 时间利用; 市场与家庭联立

中图分类号:F063.4; F126.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)07-0004-13

一、文献综述与研究问题

伴随宏观经济的长足发展, 我国居民收入水平大幅提升, 与此同时居民收入差距形势亦不容乐观(胡志军等, 2011; 李实和罗楚亮, 2012), 2007年全国修正基尼系数达0.485(李实和罗楚亮, 2011), 2009—2013年全国基尼系数均值处在0.479的高位(国家统计局, 2014)。^①针对病灶有的放矢地解决收入差距问题已刻不容缓。主流文献对收入差距的成因分析主要集中在两大方面: 其一, 劳动者人力资本差异及市场化竞争。高知高能人才获取了较高收入(徐舒, 2010), 个人资产收益形成了高收入(李实等, 2005), 城乡差异(杨菊华, 2010)、地区差异(王小鲁和樊纲, 2004; 董先安, 2004)、行业差异(陈钊等, 2010; 王天夫和崔晓雄, 2010)等助推了高收入。其二, 政治体制改革不到位。长期以来, 经济领域市场化改革的单方面推进与政治体制的踏步不前导致居民收入差距不断扩大(李实和赵人伟, 2011)。财税政策(刘怡和聂海峰, 2004; 徐建炜等, 2013)、社会保障制度(王小鲁和樊纲, 2005; 何立新, 2007)、灰色收入(王小鲁, 2007)等助推了高收入。上述分析大多从宏观层面关注家庭外部因素对收入差距的影响, 却忽视了微观劳动者既参与市场劳动又提供家庭照料、普遍承担

收稿日期: 2014-03-26

基金项目: 国家社科基金重大项目“我国收入分配体制改革动态跟踪和效果评估研究”(12&ZD049); 湖南省社科基金项目“居民收入增长与家庭照顾责任刚性约束——基于新家庭经济视角的研究”(11YBA279); 湖南省教育厅社科项目“市场与家庭联立视野下的收入差距扩大问题研究”(12C0418)

作者简介: 刘娜(1980—), 女, 湖南吉首人, 湘潭大学商学院讲师, 博士研究生;

刘长庚(1965—), 男, 湖南益阳人, 湘潭大学商学院教授, 博士生导师。

^①依据国家统计局数据计算, 2009—2013年全国居民收入基尼系数分别为0.490、0.481、0.477、0.474、0.473。

市场与家庭双重劳动供给的事实。

虽然已有研究证实了中国无偿劳动(含家务劳动和照顾劳动)价值占GDP的29.4%(Dong和An,2012),^①但其重要性仍未被社会广泛认可。中国劳动者面临这样的现实:参与市场劳动可获得货币收入,而提供家庭照料不能获得收入。如何将有限的时间资源在参与市场劳动与提供家庭照料间配置,直接影响着劳动者的货币收入水平,家庭照料提供越多则可能获得的货币收入越少。劳动者通常面临参与市场工作、获取货币收入以维持家庭生活的压力,而家庭照顾责任亦不可推诿,市场工作和家庭照料在有限时间禀赋约束下是相对缺乏弹性的,甚至是相互竞争的。然而,每人每天只有24小时,随着经济的发展,时间资源亦变得越来越稀缺,劳动者不得不面对“工作与家庭”的矛盾,在市场工作与家庭照料间进行取舍。于是,提供家庭照料对居民收入提升形成了以时间为维度和传导机制的约束,而且这一约束是刚性的。在货币收入偏好与实现个人价值的驱动下,劳动者普遍选择牺牲家庭照料以换取更多参与市场劳动的机会。然而,不同劳动者的单位时间收入差别较大,以牺牲家庭照料为代价换取的边际收入增速不同,且家庭照料损失较多的人往往处于劳动力市场低层级,其收入提升速度也相对较慢(杜凤莲和董晓媛,2010),这很可能造成收入差距的进一步扩大(见图1)。

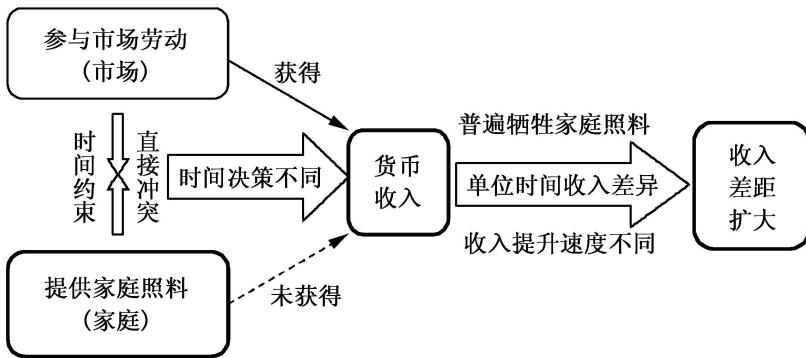


图1 参与市场劳动与提供家庭照料的互动约束对收入差距的作用机制

近年来,有学者在公共服务市场化改革研究中关注到家庭照料对收入差距的影响。虽然市场化有偿照料服务迅速发展起来,但家庭照料仍是中国照料劳动的主要获得方式(董晓媛,2009)。繁重的家庭照顾已对劳动参与率产生了重大影响(刘伯红等,2010)。托幼体制改革迫使贫困家庭女性退出劳动力市场,使居民收入差距进一步扩大(杜凤莲和董晓媛,2010)。我国公共服务市场化改革事实上也助推了贫富差距扩大(刘伯红等,2010)。这些研究已开始从市场与家庭联立视角探究收入差距的成因,但内容还较为粗浅,更没有估计提供家庭照料对居民收入及收入差距的影响。鉴于此,本文拟借助时间利用分析把市场与家庭联立起来,精确测度提供家庭照料对居民收入提升的约束作用,并就家庭照料约束对收入差距的贡献进行分解。

文章的主要研究贡献为:(1)首次从市场与家庭联立视角深入探究我国居民收入差距的成因。本文突破了收入差距成因分析多限于家庭外部因素的现状,就市场与家庭间互动约

^①Dong和An(2013)的研究表明:用机会成本测算,无偿劳动价值占GDP的29.4%,占消费总额的60.5%,占第三产业产值的73.4%,占有偿劳动的51.59%。

束对收入差距的系统影响进行了深入探讨,拓展了收入分配研究的视野。(2)首次将时间利用分析方法引入收入差距问题研究中。本文以时间配置为中介描述了劳动者“工作与家庭”的矛盾,并从家庭领域探究了我国居民收入差距的成因,这是收入分配研究方法上的探索性尝试。

文章着重讨论的基本问题是:(1)提供家庭照料究竟在多大程度上约束了劳动者收入水平的提高?(2)家庭照料增收约束效应是平滑了居民间的收入差距,还是进一步拉大了居民间的收入差距?

本文余下部分将依照“指标设计→关系测度1:照料提供与收入提升→关系测度2:照料提供与收入差距→政策建议”四个层次递进展开。首先,设计“照料时间占比”指标,将市场与家庭联立起来,从时间利用角度对居民提供家庭照料与参与市场工作间的矛盾进行描述;其次,基于微观数据对家庭照料增收约束效应进行定性分析和定量测度;再次,在统计描述与分位数回归结果的基础上就家庭照料对居民收入差距的贡献展开定量分析;最后,有针对性地提出政策建议。本文研究设计见图2。

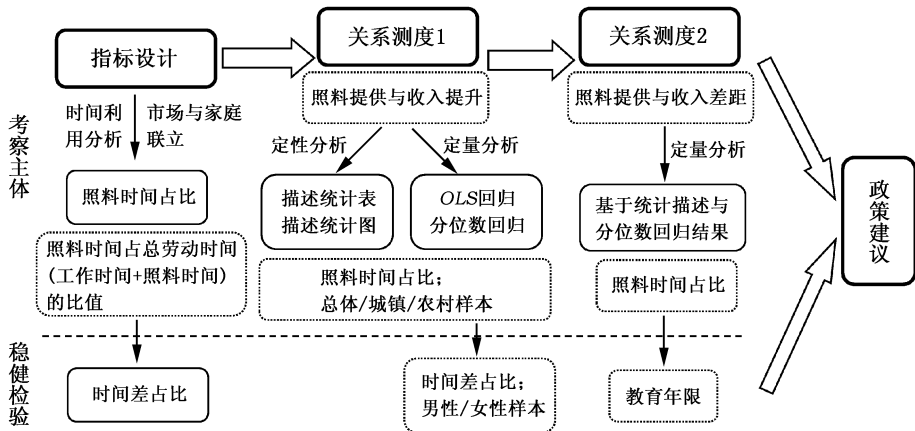


图2 研究设计

二、数据介绍与统计描述

本文采用中国家庭动态跟踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)2010年数据。该调查由北京大学985项目资助、北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)执行。基于入户个人调查,CFPS2010年数据提供了覆盖全国25个省、自治区、直辖市^①涉及城镇和农村居民的大量经济信息,其特有的时间利用模块为我们提供了居民24小时各项活动时间利用的详细信息,这有利于精确统计居民在市场工作和家庭照料上的时间配置状况,是其他中国综合微观数据不可比拟的。在处理了缺漏值、剔除了主要变量同时为0的数据和奇异值数据^②

①样本取自中国25个省、自治区、直辖市,分别为:北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃。

②我们剔除了家务时间和工作时间同时为0的样本;考虑到收入过低数据的不可置信性,个人总收入小于1000元/年的样本也被剔除。

后,我们的有效样本包含 16—60 岁^①的 10 970 位劳动年龄人口。

考虑到照料提供与个人收入之间存在互为因果的强内生性,本文不直接考察照料时间对个人收入的影响,转而借助基于照料时间和工作时间的利用指标把市场与家庭联系起来。诚然,居民“工作与家庭”的矛盾可以用牺牲闲暇时间、甚至挤占睡眠时间来缓解,但这种矛盾更直接的表现方式为:在总劳动时间即工作时间与照料时间之和(Chang 等,2011)既定的条件下,参与市场工作与提供家庭照料之间的“竞争博弈”。本文采用家庭照料时间与个人总劳动时间之比,即“照料时间占比”来描述时间禀赋约束条件下家庭照料与市场工作之间的零和博弈,其定义为:

$$ratio = \frac{T_{housework}}{(T_{housework} + T_{marketwork})} \quad (1)$$

其中, $T_{housework}$ 为照料时间,包括居民每日用于做饭、清洁打扫等家务劳动的时间和照顾家庭成员的时间; $T_{marketwork}$ 为工作时间,包括居民每日花在薪酬工作和务农上的时间; $ratio$ 即为照料时间在总劳动时间上的占比。本文欲综合考察提供家庭照料对居民个人总收入的影响,因而各项活动时间值采用每周每日数据,即按照“工作日活动时间 $\times 5$ +周末活动时间 $\times 2$ ”综合计算。

表 1 是基于 CFPS2010 年数据的全样本及不同收入群体居民照料时间占比与个人总收入统计描述,我们同时展示了城镇与农村间的差异(基于国家统计局资料的城乡分类变量),并遵循相关文献做法,城镇地区分析包含了农民工样本(李实和罗楚亮,2011)。

表 1 居民收入与家庭照料统计描述

变 量	样 本	总体	$\leq 10\%$	$10\% - 25\%$	$25\% - 50\%$	$50\% - 75\%$	$75\% - 90\%$	$> 90\%$
照料时间占比	全样本	0.2355	0.3724	0.2863	0.2265	0.1966	0.1901	0.1761
	城镇样本	0.2195***	0.3686	0.2807	0.2359	0.1981	0.2002	0.1847
	农村样本	0.2507	0.3733	0.2882	0.2194	0.1942	0.1628	0.1415
个人总收入(元/年)	全样本	13 045.68	1 703.19	3 987.24	8 214.46	15 719.53	26 757.46	37 117.95
	城镇样本	16 603.63***	1 751.62	4 042.94	8 365.15	15 837.83	26 883.27	37 307.67
	农村样本	9 650.01	1 692.1	3 968.19	8 100.87	15 533.93	26 418.15	36 431.65
样本量	全样本	10 970	1 192	1 766	2 643	3 337	1 501	531
	城镇样本	5 357	222	450	1 136	2 038	1 095	416
	农村样本	5 613	970	1 316	1 507	1 299	406	115

注:照料时间占比和个人总收入数据为变量均值,***表示城镇和农村样本 t 检验值在 1% 水平上显著。

表 1 中六个不同收入组数据显示,随着个人收入的不断提升,居民用于家庭照料的时间在总劳动时间中的比重显著下降。图 3 基于全样本数据的散点拟合图^②更细致地描绘了这种反方向变化趋势。这一走势意味着,货币收入的增加将稳固“工作”在“工作与家

^①我国劳动法规定,最低劳动年龄为 16 周岁,男性退休年龄为 60 周岁,女性为 55 周岁。为了保证研究的全面性和便于统计,本文选取 16—60 周岁人群作为研究对象。另外,全日制在校生样本也被剔除。

^②考察提供家庭照料对个人总收入的约束作用,“完全不做家务、不照顾家人”的观测值亦是有意义的,因此照料时间为 0 的观测值(照料时间占比=0)被纳入本文样本;同时,只要个人总收入值非 0,即使工作时间为 0 的观测值(照料时间占比=1)也合乎本文考察问题的条件,不会被排除在样本之外。从散点图可知,这些“极端情况”均未影响拟合线向右下方倾斜的基本趋势。

庭”矛盾中的优势地位,在货币收入偏好与实现个人价值的驱动下,劳动者更倾向于牺牲“无偿”家庭照料,把更多时间投入到“有偿”市场工作中。对不同地区居民照料时间占比的考察进一步佐证了全样本的发现,城镇居民和农村居民照料时间占比均随收入的增加而逐渐减小。从均值上看,“城镇居民照料时间占比”比“农村居民照料时间占比”更小,说明城镇居民提供的家庭照料相对较少而在市场工作上投入了更多时间。与之对应,从收入水平来看,城镇居民获得了高于农村居民的总收入,其绝对数额相当高,接近于农村居民个人总收入的两倍。 t 检验值显示,无论在照料时间占比还是个人总收入上,城镇居民与农村居民间均在1%水平上存在显著差异,这种差异根本上源于城乡在生产、生活方式上迥异的二元结构。据此可推测,提供家庭照料对居民收入差距的影响在城镇和农村地区可能有较大不同。

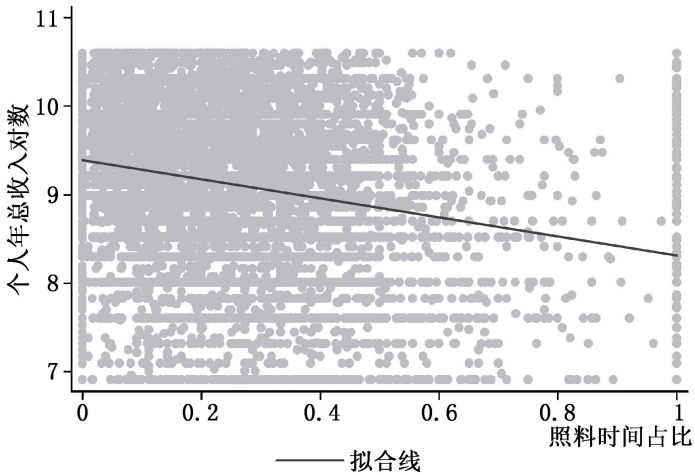


图3 居民收入与家庭照料散点拟合图

三、提供家庭照料与居民收入提升

这里拟通过函数估计测度提供家庭照料在多大程度上约束了居民个人收入的提升。遵循 Mincer 工资决定方程(Mincer,1974)的基本设置,我们在收入估计函数中控制了受教育年限、经验及经验平方项。提供家庭照料与参与市场工作间的矛盾是我们关注的重点,所以“照料时间占比”被作为主要控制变量。将照料时间占比与受教育年限同时作为控制变量亦是众多文献考察的受教育水平为基准,对比分析照料时间占比对居民增收的影响。本文的收入估计函数为:

$$\ln(\text{income}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ratio} + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{exper} + \beta_3 \text{exper}^2 + \gamma_1 X + \gamma_2 \text{province} + \varepsilon \quad (2)$$

其中, income 表示居民个人总收入(年/元),其对数形式被作为被解释变量; ratio 表示照料时间占比; edu 为受教育年限; exper 为经验, exper^2 为经验的平方项; X 是一组个人特征变量,包括性别、户口、城镇虚拟变量、年龄、年龄平方项、婚姻状态以及职业类型; province 为一组省区虚拟变量; ε 是随机误差项。

由于 $\ln(\text{income})$ 是连续变量,且与各控制变量间无完全共线性,我们将采用最小二乘法(OLS)进行函数估计,以展示在其他条件不变时居民个人总收入均值如何随家庭照料时间占比而变化。为刻画不同收入人群提供家庭照料对提升个人收入的差异影响并获得更为稳健的估计,我们还将采用分位数回归方法考察收入的条件分布。

表2 OLS回归和分位数回归:家庭照料增收约束效应(全样本)

变量	总体	0.1分位	0.25分位	0.50分位	0.75分位	0.90分位
A部分:照料时间占比与居民收入增加						
照料时间占比	-0.365*** (0.0313)	-0.411*** (0.0621)	-0.414*** (0.0406)	-0.438*** (0.0317)	-0.324*** (0.0334)	-0.197*** (0.0415)
受教育年限	0.0281*** (0.00175)	0.0241*** (0.00350)	0.0302*** (0.00230)	0.0298*** (0.00177)	0.0309*** (0.00182)	0.0267*** (0.00216)
经验	0.0190*** (0.00192)	0.0216*** (0.00375)	0.0204*** (0.00250)	0.0237*** (0.00194)	0.0204*** (0.00198)	0.0166*** (0.00231)
经验平方项	-0.000411*** (4.79e-05)	-0.000340*** (9.11e-05)	-0.000377*** (6.15e-05)	-0.000505*** (4.84e-05)	-0.000452*** (4.93e-05)	-0.000420*** (5.73e-05)
性别	0.351*** (0.0140)	0.389*** (0.0269)	0.368*** (0.0181)	0.334*** (0.0141)	0.301*** (0.0143)	0.278*** (0.0166)
户口	0.0884*** (0.0188)	0.141*** (0.0380)	0.0941*** (0.0250)	0.0804*** (0.0190)	0.0613*** (0.0191)	0.0568** (0.0224)
城镇虚拟变量	0.141*** (0.0158)	0.207*** (0.0305)	0.164*** (0.0204)	0.125*** (0.0160)	0.110*** (0.0163)	0.0701*** (0.0185)
年龄	0.0435*** (0.00520)	0.0674*** (0.0101)	0.0490*** (0.00679)	0.0374*** (0.00525)	0.0238*** (0.00524)	0.0167*** (0.00615)
年龄的平方	-0.000596*** (6.47e-05)	-0.000923*** (0.000126)	-0.000695*** (8.43e-05)	-0.000541*** (6.54e-05)	-0.000342*** (6.56e-05)	-0.000245*** (7.70e-05)
婚姻状况	0.185*** (0.0223)	0.332*** (0.0393)	0.251*** (0.0283)	0.154*** (0.0225)	0.126*** (0.0231)	0.0995*** (0.0274)
专业技术人员	0.0608 (0.0387)	0.123 (0.0752)	0.0377 (0.0506)	0.0437 (0.0391)	0.0108 (0.0395)	0.0350 (0.0460)
办事人员和 有关人员	-0.122*** (0.0391)	-0.0433 (0.0758)	-0.194*** (0.0508)	-0.167*** (0.0395)	-0.103*** (0.0400)	-0.0603 (0.0465)
商业工作人员	-0.179*** (0.0348)	-0.107 (0.0683)	-0.188*** (0.0454)	-0.222*** (0.0351)	-0.206*** (0.0355)	-0.126*** (0.0415)
农、林、牧、渔、水 利业生产人员	-0.844*** (0.0363)	-1.084*** (0.0738)	-1.076*** (0.0477)	-0.937*** (0.0367)	-0.777*** (0.0373)	-0.515*** (0.0444)
生产工人、运输 工人和有关人员	-0.157*** (0.0334)	-0.0279 (0.0668)	-0.185*** (0.0438)	-0.190*** (0.0338)	-0.201*** (0.0338)	-0.147*** (0.0391)
军人	0.719 (0.461)	1.444*** (0.228)	0.893*** (0.251)	0.621* (0.332)	0.348* (0.197)	0.156 (0.138)
不便分类 人员及其他	-0.216*** (0.0487)	-0.224** (0.0958)	-0.344*** (0.0635)	-0.268*** (0.0492)	-0.185*** (0.0496)	-0.0864 (0.0578)
所在省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10 962	10 962	10 962	10 962	10 962	10 962
R ²	0.4877	0.3302	0.3441	0.3127	0.2657	0.2027
F	255.50					
P	0.0000					

续表2 OLS回归和分位数回归:家庭照料增收约束效应(全样本)

变量	总体	0.1分位	0.25分位	0.50分位	0.75分位	0.90分位
B部分:时间差占比与居民收入增加						
时间差占比	-0.183*** (0.0157)	-0.205*** (0.0310)	-0.207*** (0.0203)	-0.219*** (0.0158)	-0.162*** (0.0167)	-0.0987*** (0.0207)
受教育年限	0.0281*** (0.00175)	0.0241*** (0.00350)	0.0302*** (0.00230)	0.0298*** (0.00177)	0.0309*** (0.00182)	0.0267*** (0.00216)
经验	0.0190*** (0.00192)	0.0216*** (0.00375)	0.0204*** (0.00250)	0.0237*** (0.00194)	0.0204*** (0.00198)	0.0166*** (0.00231)
经验平方项	-0.000411*** (4.79e-05)	-0.000340*** (9.11e-05)	-0.000377*** (6.15e-05)	-0.000505*** (4.84e-05)	-0.000452*** (4.93e-05)	-0.000420*** (5.73e-05)
其他个人特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
所在省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10 962	10 962	10 962	10 962	10 962	10 962
R ²	0.487 7	0.330 2	0.344 1	0.312 7	0.265 7	0.202 7
F	255.50					
P	0.0000					

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号中为标准误,下表同;表中回归控制了“所在省份”,职业类型以“国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人”为基准组;OLS回归展示的是Adj R²,分位数回归则为Pseudo R²。

表2中A部分展示了OLS回归和分位数回归结果。结果显示,提供家庭照料对提升个人收入存在显著的负向影响。从OLS回归结果可以看出,照料时间占比上升1个百分点,居民个人收入将显著减少0.37个百分点,说明提供家庭照料确实束缚了居民收入的增长。而从收入分位数回归结果可以看出,无论高收入者还是低收入者都受到了家庭照料增收的约束。随着收入的增加,家庭照料增收约束呈现明显的倒“U”形变化,即不同收入分位上的居民因提供家庭照料而损失的边际收入是先增加后递减的。然而,0.1、0.25、0.5三个收入分位上的数值差异并不大,当照料时间占比上升1个百分点时,收入水平分别显著减少0.411、0.414和0.438个百分点。相比之下,0.75、0.9两个收入分位上收入下降较快,分别为0.32个和0.2个百分点;同时,由表1中不同收入组家庭照料提供量可知,低收入者提供的家庭照料绝对量相对较多且边际损失相对较大,而中等收入者、高收入者的家庭照料提供量逐步减少且边际损失亦递减。据此可推知,居民收入差距很可能是因家庭照料增收约束在不同收入分位居民间的整体减弱趋势而被进一步拉大。

受教育年限无论在OLS回归还是分位数回归中均显著增加了个人收入,这与现有文献中教育回报率为正的结论一致(张车伟,2006;赵剑治和陆铭,2009;徐舒,2010)。从其他控制变量的回归结果中可以看到,男性、城镇户口、居住在城镇、年龄较大以及处于在婚状态的居民收入水平在相同条件下均比对照组要高,这与我们的经验感知一致,说明CFPS数据是比较可靠的。为了进一步检验实证结果的稳健性,我们还采用“时间差占比”,即照料时间与工作时间之差与二者之和的比值,考察了提供家庭照料对居民增收的约束作用。表2中B部分的回归结果无论在显著性上还是基本趋势上均与照料时间占比分析结果完全一致,说明本文的实证结果是科学合理的。

表3 OLS回归和分位数回归:家庭照料增收约束效应(城乡差异、性别差异)

变量	总体	0.1分位	0.25分位	0.50分位	0.75分位	0.90分位
A部分:全样本						
照料时间占比	-0.365*** (0.0313)	-0.411*** (0.0621)	-0.414*** (0.0406)	-0.438*** (0.0317)	-0.324*** (0.0334)	-0.197*** (0.0415)
受教育年限	0.0281*** (0.00175)	0.0241*** (0.00350)	0.0302*** (0.00230)	0.0298*** (0.00177)	0.0309*** (0.00182)	0.0267*** (0.00216)
B部分:城镇样本						
照料时间占比	-0.337*** (0.0436)	-0.473*** (0.0836)	-0.371*** (0.0618)	-0.376*** (0.0551)	-0.267*** (0.0466)	-0.198*** (0.0646)
受教育年限	0.0334*** (0.00240)	0.0353*** (0.00418)	0.0355*** (0.00335)	0.0358*** (0.00303)	0.0353*** (0.00249)	0.0286*** (0.00322)
C部分:农村样本						
照料时间占比	-0.384*** (0.0447)	-0.292*** (0.0728)	-0.445*** (0.0590)	-0.469*** (0.0521)	-0.370*** (0.0551)	-0.232*** (0.0786)
受教育年限	0.0226*** (0.00255)	0.0141*** (0.00439)	0.0228*** (0.00349)	0.0245*** (0.00297)	0.0245*** (0.00305)	0.0251*** (0.00430)
D部分:男性样本						
照料时间占比	-0.287*** (0.0415)	-0.316*** (0.0825)	-0.299*** (0.0528)	-0.333*** (0.0467)	-0.270*** (0.0425)	-0.248*** (0.0558)
受教育年限	0.0242*** (0.00221)	0.0211*** (0.00425)	0.0263*** (0.00284)	0.0271*** (0.00248)	0.0280*** (0.00219)	0.0241*** (0.00272)
E部分:女性样本						
照料时间占比	-0.391*** (0.0486)	-0.364*** (0.0855)	-0.440*** (0.0669)	-0.440*** (0.0558)	-0.369*** (0.0576)	-0.119 (0.0757)
受教育年限	0.0293*** (0.00292)	0.0278*** (0.00554)	0.0307*** (0.00407)	0.0305*** (0.00336)	0.0311*** (0.00343)	0.0257*** (0.00440)

注:表中回归均控制了全部个人特征以及“所在省份”。

鉴于城乡居民在生产、生活方式上有较大不同,我们进一步考察了提供家庭照料对居民增收约束的城乡差异,结果见表3中B部分和C部分。总体上看,提供家庭照料对城镇居民和农村居民的个人总收入均在1%水平上具有显著的负向影响。OLS回归结果显示,照料时间占比上升1个百分点,城镇居民个人收入将显著减少0.34个百分点,农村居民个人收入则将显著减少0.38个百分点,这表明提供家庭照料对农村居民的增收约束作用更强。从结构上看,0.1、0.25、0.5、0.75、0.9五个收入分位上提供家庭照料对城镇居民和农村居民收入普遍存在显著的负向影响。对于城镇居民,家庭照料增收约束在绝对数值上稍有波动。0.1收入分位上的影响力达到0.47%的峰值,而在0.25、0.5收入分位上则分别达到0.37%和0.38%,说明城镇中低收入者受家庭照料的约束较大。最小值出现在0.9收入分位上,影响力为0.20%,说明城镇居民受家庭照料增收约束最小的是高收入者。对于农村居民,家庭照料增收约束在五个收入分位上呈现鲜明的倒“U”形变化。峰值出现在0.5收入分位上,影响力达0.47%,说明农村中等收入者受家庭照料约束较大;而最小值依然出现在最高收入组即0.9收入分位上,影响力为0.23%,可见农村居民受家庭照料增收约束最小的还是高收入者。总体上看,农村居民收入提升受家庭照料的约束更大。

考虑到照料时间为0观测值的特殊性,我们对“完全不做家务、不照顾家人”的样本做了进一步统计。结果发现,该样本群体中男性比例高达89.18%,已婚人群占到75.33%。这些“0照料”样本很可能受到传统社会性别角色规范“男主外、女主内”分工模式的影响。简言之,提供家庭照料对个人收入提升的约束作用可能存在显著的性别差异。对此,我们做了进一步考察。然而,表3中D部分和E部分的结果并没有支持存在显著的性别差异的论断,

无论男性还是女性、无论富庶还是贫穷,家庭照料增收约束总体上均在1%水平上显著,仅在女性高收入(0.9收入分位)样本中不显著,这很可能源于这部分女性收入基数过大,对照料时间占比变化不够敏感。因此,“照料时间为0”仅是极端特殊情况,并不影响家庭照料增收约束整体上的显著效果。

综上所述,区分城镇、农村及男性、女性样本的OLS回归和分位数回归结果均与全样本保持一致。这再次证明,提供家庭照料对提升个人收入确实存在显著的负向影响。

四、提供家庭照料与收入差距扩大

收入的分布状况(即收入差距)受两个方面因素的影响:要素的价格(或回报率)与要素的分布。无论是OLS还是分位数,回归的系数都只展示了收入如何随要素水平(即要素价格)的变化而变化,均为条件分布,不能被直接用来解释收入差距(邢春冰,2008)。

这里我们将依据上文分位数回归结果来定量测度提供家庭照料对收入差距的影响。我们借鉴Oaxaca-Blinder分解(Oaxaca,1973;Blinder,1973)的基本思想,以截面分位数估计差异来测度回报率差异。同时,利用90分位数的收入除以10分位数的收入(90/10)以及90分位数的收入除以50分位数的收入(90/50),分别刻画高收入人群与低收入人群以及高收入人群与中等收入人群的收入差距。因此,照料时间占比差异对收入分配(90/10)的影响可表示为:

$$\frac{(ratio_{90} - ratio_{10})}{[\ln(income_{90}) - \ln(income_{10})] / \overline{ratio}} \times 100\% \quad (3)$$

其中, $ratio_{90}$ 和 $ratio_{10}$ 分别为90分位数和10分位数上家庭照料的增收边际约束, \overline{ratio} 为照料时间占比 $ratio$ 的均值。式(3)分子含义为不同分位数上家庭照料约束差异,分母则表示照料时间占比变动1个百分点所对应的以90/10度量的收入差距。因此,式(3)可以度量家庭照料约束对以90/10度量的收入差距的解释力。同理,我们也可获得以90/50度量的收入差距受到的影响。

表4汇总了基于式(3)计算的以90/10、90/50度量的家庭照料增收边际约束对收入分配的影响。结果显示,家庭照料约束对收入差距的贡献无论在全样本还是区分城镇、农村居民的样本中均为正,表明家庭照料约束确实引致了全民收入差距及城镇内部、农村内部收入差距的进一步扩大。^①这一精确估计证实了学者们对“工作与家庭”的矛盾可能拉大收入差距的推断(杜凤莲和董晓媛,2010;刘伯红等,2010)。从数值上看,家庭照料约束对90/10收入差距的影响不及对90/50收入差距的影响,而城镇内部收入差距受家庭照料约束的影响比农村内部明显更大。

表4 家庭照料约束对收入差距的影响

单位:%

	收入差距	全样本	城镇样本	农村样本
照料时间占比	90/10	2.03	3.37	0.65
	90/50	5.17	5.64	5.82
受教育年限	90/10	0.79	-3.47	2.81
	90/50	-2.13	-9.63	0.35

^①如前所述,农民工被纳入本文城镇样本中。李实和罗楚亮(2011)的研究表明,“估计中加入农村外来人口样本,对城镇内部收入差距、城乡之间收入差距和全国收入差距的估计结果影响不大,这是因为被计入到城镇样本中的大多数长期的、稳定的农村流动人口的收入水平处于城镇收入分布的中间位置。”

按照常理,居民之间家庭照料负担应相差不大。但由表1中家庭照料投入数据可推知,最低收入组很可能因没有更多工作机会而被动提供较多家庭照料,最高收入组则迫于过大的工作压力而选择了家庭照料的的市场替代,其“工作与家庭”矛盾殊途同归,都表现得不那么“严峻”。与上述两收入组相对,中等收入人群很可能在货币收入偏好和实现个人价值的驱动下将更多时间投入到工作中,但该人群常面临如是尴尬:其收入水平无法很好地支撑对家庭照料的的市场替代,因而受家庭照料约束最为严峻。家庭照料对90/50收入差距的贡献达5.17%亦说明,家庭照料是阻碍中等收入人群向高收入人群靠拢的重要因素。中等收入人群家庭照料增收约束效应亟待重视。在对地区内部收入差距的影响比较中,城镇居民家庭照料对城镇内部90/10收入差距的贡献为3.37%,高于农村地区2.72个百分点,对城镇内部90/50收入差距的贡献为5.64%,与农村地区5.82个百分点基本持平。可见,家庭照料对城镇内部收入差距的影响比农村要大,尤其在90/10收入差距上表现得更加突出。这与近年来城镇学前教育体制改革等客观上加剧了居民“工作与家庭”矛盾(杜凤莲和董晓媛,2010)有关。综上所述,无论在城镇还是在农村,缓解居民提供家庭照料对收入提升的约束作用都不容忽视。

表4同时列出了对受教育年限的相关分析。已有研究表明,中国的教育回报率呈现随受教育程度、收入水平升高而增加的趋势,这引致了“贫穷者更贫穷、富有者更富有”的“马太效应”(张车伟,2006)。表4分析结果表明,全样本90/10收入差距随受教育年限的增加而拉大,这与已有文献结论一致。然而,受教育年限增加缩小了全样本居民90/50收入差距。已有文献对受教育程度与90/50收入差距的探讨并不多,本文样本中中等收入者与高收入者在受教育年限上的差异远不及高收入者与低收入者的差异,^①受教育水平接近使得教育回报率在较高收入分位上的边际差异相对较小,同时高收入样本大多集中在城镇地区(见表1),较强的教育要素结构效应降低了工资收入不平等程度(徐舒,2010),因此得出受教育年限增加缩小了90/50收入差距的结论亦在情理之中。这与表4中城镇样本分析结果相互印证。在农村地区,教育体现出的人力资本是拉大农户收入差距的主要原因(高梦滔和姚洋,2006),教育不平等对中国农村家庭的收入差距具有重要影响(赵剑治和陆铭,2009)。本文分析得出受教育年限在农村地区具有拉大居民收入差距的效果与已有文献结论一致。

与受教育年限的分析结果相比,家庭照料对全民收入差距及城镇内部、农村内部收入差距的综合影响更大,其负向约束作用亟待重视。

五、结论性述评

本文借助时间利用分析,把市场与家庭联立起来,考察了提供家庭照料对居民收入提升的约束作用,并就家庭照料约束对收入差距的贡献进行了探讨。本文利用CFPS2010年数据,有三点主要发现:其一,提供家庭照料对居民收入提升具有显著的负向约束作用。OLS回归结果显示,照料时间占比上升1个百分点,居民个人收入将显著减少0.37个百分点。总体上,农村居民收入增加受家庭照料约束更大,尤其是中低收入者。其二,家庭照料增收约束随收入分位提升而呈现逐步递减的基本趋势,这引致居民收入差距的进一步扩大。分解分析表明,家庭照料约束对90/10收入差距的影响为2.03%,对90/50收入差距的影响达

^①全样本中受教育年限在0.1、0.25、0.5、0.75和0.9收入分位上的统计值分别为0.3、9、12、13.5。

5.17%。家庭照料是阻碍中等收入人群向高收入人群靠拢的重要因素。其三,城镇内部收入差距受家庭照料约束比农村内部更强。城镇居民家庭照料约束对城镇内部90/10收入差距的贡献为3.37%,高于农村地区2.72个百分点。家庭照料约束对城镇居民内部收入差距的较强影响亟待重视。

本文从时间利用视角考察了提供家庭照料对居民收入提升的影响,并试图从家庭层面寻找收入差距扩大的原因。本文采用照料时间占比这一相对量指标将市场与家庭联立起来,而该指标还不够直观,可比性仍有所欠缺。限于单期数据,本文在实证方法上还有一定局限,由于缺乏时间质量数据,我们无法从“多重任务”等质量指标上进行更加细致的考察(Offer等,2011;Qi等,2013)。但我们借助本文的分析至少可以明确,居民收入水平和收入差距不仅与市场因素有关,而且与家庭照料劳动息息相关。要提升居民收入水平、缩小居民收入差距,需采取措施缓解劳动者“工作与家庭”的矛盾,特别是中低收入人群家庭照料的负担,城镇内部收入差距受家庭照料的较强影响亦应受到重视。后续我们将分别探讨提供家务劳动和照顾劳动对居民收入提升及收入差距的差异影响。

基于上述经验分析,我们认为应从以下几个方面着手推进居民收入的平衡增长:(1)高度重视劳动者提供家庭照料对收入提升的负面影响,特别是注重缓解中低收入家庭及城镇家庭“工作与家庭”的矛盾。(2)着力推进养老保险、医疗保险等公共服务制度改革,科学完善托幼托老服务、家政服务市场化改革,实现规范化管理。(3)在人口老龄化、逐步放开二胎政策的背景下,密切关注人口结构变化对劳动者照料负担的动态影响,考虑给予劳动者更宽松的法定带薪产假、病陪假等,或者给予相应物质或货币补贴。(4)在GDP价值核算体系基础上全面开展无偿劳动价值测度,尽快推进中国住户卫星账户的编制,推动对无偿劳动价值的广泛认可。

*感谢施祖辉老师以及杨汝岱、朱诗斌、宋锦、颜建晔对本文写作给予的有益指导和评论,文责自负。

参考文献:

- [1]陈钊,万广华,陆铭.行业间不平等:日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解[J].中国社会科学,2010,(3):65—76.
- [2]董先安.浅释中国地区收入差距:1952—2002[J].经济研究,2004,(9):48—59.
- [3]董晓媛.照顾提供、性别平等与公共政策——女性主义经济学的视角[J].人口与发展,2009,(6):61—68.
- [4]杜风莲,董晓媛.转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究:以中国城镇为例[J].世界经济,2010,(2):51—66.
- [5]高梦滔,姚洋.农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本?[J].经济研究,2006,(12):71—80.
- [6]何立新.中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应[J].经济研究,2007,(3):70—80.
- [7]胡志军,刘宗明,龚志民.中国总体收入基尼系数的估计:1985—2008[J].经济学(季刊),2011,(4):1423—1436.
- [8]李实,丁赛.中国城镇教育收益率的长期变动趋势[J].中国社会科学,2003,(6):58—72.
- [9]李实,魏众,丁赛.中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析[J].经济研究,2005,(6):4—15.
- [10]李实.收入分配与和谐社会[J].中国人口科学,2007,(5):6—9.
- [11]李实,罗楚亮.中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试[J].经济研究,2011,(4):68—79.
- [12]李实,赵人伟.市场化改革与收入差距扩大[J].中国社会科学,2011,(2):140—158.
- [13]李实,罗楚亮.我国居民收入差距的短期变动与长期趋势[J].经济社会体制比较,2012,(4):186—194.
- [14]刘伯红,张永英,李亚妮.工作和家庭的平衡:中国的问题与政策研究报告[R].国际劳工组织,2008.
- [15]刘伯红,张永英,李亚妮.从工作与家庭的平衡看公共政策的改革与完善[J].中华女子学院学报,2010,(6):12—28.

- [16]刘怡,聂海峰.间接税负担对收入分配的影响分析[J].经济研究,2004,(5):22—30.
- [17]齐良书.关于时间利用的经济学研究综述[J].经济动态,2012,(2):116—122.
- [18]王天夫,崔晓雄.行业是如何影响收入的——基于多层线性模型的分析[J].中国社会科学,2010,(5):165—180.
- [19]王小鲁,樊纲.中国地区差距的变动趋势和影响因素[J].经济研究,2004,(1):33—44.
- [20]王小鲁,樊纲.中国收入差距的走势和影响因素分析[J].经济研究,2005,(10):24—36.
- [21]王小鲁.灰色收入拉大居民收入差距[J].中国改革,2007,(7):9—12.
- [22]邢春冰.分位回归、教育回报率与收入差距[J].统计研究,2008,(5):43—49.
- [23]徐建炜,马光荣,李实.个人所得税改善中国收入分配了吗?——基于对1997—2011年微观数据的动态评估[J].中国社会科学,2013,(6):53—71.
- [24]徐舒.技术进步、教育收入与收入不平等[J].经济研究,2010,(9):79—92.
- [25]杨菊华.1989—2004年城乡家庭收入差异:一个多层固定效果模型分析[J].人口与发展,2010,(5):38—51.
- [26]张红玲.中国经济发展缩小城乡差距了吗?——基于省级面板数据的经验证据[J].湘潭大学学报(社会科学版),2013,(6):40—44.
- [27]张车伟.人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义[J].经济研究,2006,(12):59—70.
- [28]赵剑治,陆铭.关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J].经济学(季刊),2010,(1):363—390.
- [29]朱琛,张月朗,王向楠.中国城乡居民收入差距与消费差距研究——基于经验数据的实证(2002—2009)[J].湘潭大学学报(社会科学版),2012,(5):30—35.
- [30]Blinder A. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates [J]. Journal of Human Resources, 1973, 8(4):436—455.
- [31]Chang H, MacPhail F, Dong X. The feminization of labor and the time-use gender gap in Rural China [J]. Feminist Economics, 2011, 17(4):93—124.
- [32]Dong X, An X. Gender patterns and value of unpaid care work: Findings from China's first large-scale time use survey[R]. United Nations Research Institute for Social Development Research Paper No.2012—6, 2012.
- [33]Mincer J. Schooling, experience and earning [M]. New York: Columbia University Press, 1974.
- [34]Oaxaca R. Male-female wage differentials in urban labor markets [J]. International Economic Review, 1973, 14(3): 693—709.
- [35]Offer S, Schneider B. Revisiting the gender gap in time-use patterns: Multitasking and well-being among mothers and fathers in dual-earner families[J]. American Sociological Review, 2011, 76(6): 809—833.
- [36]Qi L, Dong X. Housework burdens, quality of market work time, and men's and women's earnings in China [R]. Department of Economics Working Paper No.2013—01, The University of Winnipeg, 2013.

附表 主要变量统计描述(全样本)

变量分类	变量名	样本数	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量	个人总收入(元/年)	10 970	13 045.68	9 708.28	1 000	40 200
	个人总收入对数	10 970	9.14	0.91	6.91	10.60
解释变量	照料时间占比	10 970	0.235 5	0.220 2	0	1
	时间差占比	10 970	-0.529	0.440 3	-1	1
控制变量	受教育年限(年)	10 968	7.54	4.73	0	22
	经验(年)	10 970	14.64	12.87	0	59
	经验平方项	10 970	379.99	507.36	0	3 481
	性别(男性=1)	10 970	0.59	0.5	0	1
	户口(非农=1)	10 964	0.3	0.46	0	1
	城镇虚拟变量(城镇=1)	10 970	0.49	0.5	0	1
	年龄	10 970	40.25	10.64	16	60

续附表 主要变量统计描述(全样本)

变量分类	变量名	样本数	均值	方差	最小值	最大值
控制变量	年龄的平方	10 970	1 732.95	849.64	256	3 600
	婚姻状况(在婚=1)	10 970	0.87	0.33	0	1
	职业类型 所在省份			(略) (略)		
其他变量	家庭照料时间(分钟)	10 970	119.85	107.18	0	942.86
	工作时间(分钟)	10 970	410.92	154.04	0	960

The Increase in Household Income and Restrictions on Family Care: On Reasons for the Enlargement of Income Gap from a Perspective of the Cambination between Market and Households

LIU Na, LIU Chang-geng

(School of Business, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

Abstract: This paper combines market and households by time use analysis and accurately measures the restriction role of family care provision in the increase in household income by using the information of 10 970 urban-rural individuals in 2010. And it decomposes the contribution of family care provision to the income gap. It shows that family care provision plays a negative restriction role in the increase in household income. The increase in the proportion of care time to total time by 1% leads to the significant reduction in individual income by 0.37%. Rural residents, especially middle and low income groups, are affected greatly; the restriction role of family care provision in the increase in household income also gives rise to the further enlargement of the income gap; restrictions on family care are the important factor stopping middle income group being close to high income group, and the urban internal gap is affected even more. Therefore, China should focus on the advancement of the reform related to care labor in order to alleviate the conflict between work and family, promote the establishment of household satellite accounts and advance fundamentally the recognition of the value of unpaid work.

Key words: family care; income gap; time use; combination between market and households

(责任编辑 许 柏)