

DOI: 10.19361/j.er.2017.01.09

中国家庭非金融财产 差距研究(1989-2011年)

——基于微观数据的回归分解

韦宏耀 钟涨宝^{*}

摘要: 本文利用1989-2011年中国健康与营养调查(CHNS)数据,运用基于回归的夏普里值分解等方法,研究了中国家庭非金融财产差距及其影响因素。研究发现,1989-2011年间,中国家庭非金融财产水平高速增长,但非金融财产差距呈现先扩大后缩小的“倒U型”变化趋势。其中,城市家庭非金融财产差距呈现整体缩小趋势,农村却处于持续扩大状态之中。其次,从影响因素来看,人均年龄和家庭规模是产生家庭非金融财产差距的最重要决定因素,但随着家庭人口数的下降,家庭规模对家庭非金融财产差距的百分比贡献率在逐渐下降。教育和收入对家庭非金融财产差距的百分比贡献率则不断提高,并在2006-2011年间取代年龄和家庭规模成为最重要影响因素。

关键词: 非金融财产;财产差距;城乡差异;夏普里值分解

一、引言

改革开放以来,中国经济得到飞速发展,但经济不平等也日益加深,这引起了学界和政府决策部门越来越多的关注。以往研究多从收入视角探讨经济不平等问题,而对财产分配问题关注较少。收入是流量,可以通过劳动、财产等获得;而财产是存量,除了通过收入节余进行积累,还可以通过继承遗产和接受馈赠等方式获得,二者的积累机制不同。其次,相比收入,财富包含了收入、储蓄、消费及各种投资组合分配等多种经济活动的结果,因而可以更全面地反映经济后果和不平等程度。另外,同世界上多数发达国家一样,中国的财产不平等程度比收入更高(罗楚亮等,2009)。因而,研究当下中国社会的财产积累和分配问题,将有助于从收入外的另一角度加深对经济不平等问题认识和理解。

非金融财产作为家庭财产的重要组成部分,其在我国居民家庭财产中所占比重远高于

^{*} 韦宏耀,华中农业大学经济管理学院,邮政编码:430070,电子信箱:wei_hongyao@163.com;钟涨宝,华中农业大学文法学院,邮政编码:430070,电子信箱:zzbemail@mail.hzau.edu.cn。

本文获得华中农业大学博士研究生创新研究工程项目“转型期中国农户收入研究”(项目编号:2014bs40)、清华农村研究博士论文奖学金项目“中国农村家庭财富分配及其演化(1988-2012)——基于动态视角的考察”(项目编号:201607)和中央高校基本科研业务费专项资金项目“中部地区农村社会管理问题研究”(项目编号:2012RW003)的资助。感谢匿名评审人的评论与修改建议,感谢责编老师的工作,但文责自负。

金融财产,因此其分配的不平等程度很大程度上决定了总体财产分配的不平等程度。西南财经大学发布的《中国家庭金融调查报告(2014)》显示,2013年我国非金融资产占家庭财产的91.9%,而多数发达国家的非金融资产只占70%左右(Jantti and Sierminska,2007)。其中,非金融财产中的住房是最主要部分,住房占家庭财产的比重在逐年增加,1995年住房占家庭财产的比例为35.4%,2002年为57.9%,而2012年则上升到了74.7%(Li and Zhao,2008;Xie and Jin,2015)。就分项财产对不平等的贡献率来看,房产对不平等的贡献最大,微观数据显示,1995年房产对财产不平等的贡献率为48%,2002年为66%,2012年则上升到73%(李实等,2005;Xie and Jin,2015)。可见,非金融财产无论对财产构成还是对不平等的影 响等方面都极为重要。但遗憾的是,目前专门针对非金融财产问题,尤其是利用长时期面板数据对之进行的研究还非常少见,这与近年来我国居民家庭非金融财产(尤其是住房资产)的快速积累和显著分化,并逐渐成为家庭财产不平等程度进一步加深的最大源泉这一基本事实形成鲜明对比。

基于上述背景,本文利用1989-2011年中国健康与营养调查(CHNS)数据,对中国城乡居民家庭非金融财产水平、差距的变化,以及背后的决定因素进行分析,呈现各因素对总不平等的贡献和相对重要程度。需要说明的是,由于巨大的城乡差异,家庭财产的构成和积累方式在城市和农村之间存在巨大差异,故有必要将二者分开分析。

二、文献回顾

家庭非金融财产不仅与家庭特征相关联,而且也与市场、政策等外部因素有密切关系。本文考察基于不同家庭财产决定机制的非金融财产差距,与之相关的文献主要集中在两个方面:

1.家庭财产或非金融财产决定因素和机制的研究。从理论上讲,家庭财产水平是收入、消费和储蓄的函数,受到多方面因素影响。从微观角度出发,收入是家庭财产水平的重要因素(陈斌开、李涛,2011;Xie and Jin,2015);年龄与财产呈“倒U型”关系(Meng,2007);教育对财产积累的贡献也随着市场化的加深而逐步凸显(李实等,2005);同时,家庭的政治资本如党员身份在城镇家庭财产积累中的重要作用也被发现(Meng,2007;靳永爱、谢宇,2015);肖争艳和刘凯(2012)则发现户主的主观行为特征如投资参与度、风险偏好度等也显著影响家庭财产水平。从宏观角度来看,中国城市20世纪80年代以来的住房改革,使得大量城市家庭能够以极低的价格从单位获得福利房,从而在短期内积累了一笔巨额财富(李实等,2005;Walder and He,2014)。近年房价的高速上涨进一步推动了财富积累,陈彦斌和邱哲圣(2011)发现,房价的高速上涨刺激富裕家庭投资住房进一步抬高了房价,年轻家庭为买房而不得不提高储蓄率,而部分贫穷家庭也因其无法获得足够的住房而使得城镇家庭住房不平等程度加深。人口结构的变动也影响到家庭财产的分布,有研究发现,不断提高的性别比例造成中国储蓄率在过去二十年间不断提高,养儿子的家庭有强烈的储蓄动机,从而积累更多的家庭财富以保证其儿子在婚姻市场上的优势地位(Wei and Zhang,2009)。另外,城乡差异和区域差异也是影响中国家庭财产水平的重要决定因素(陈彦斌,2008;原鹏飞、王磊,2013)。

2.家庭财产或非金融财产差距(不平等)的研究。关于中国家庭财产差距及其演化的研究主要依托于中国居民收入调查(CHIP)等几个全国性家户调查数据,基本共识是中国居民

家庭财产不平等程度在迅速加深(赵人伟,2007;Meng,2007),表1中的5-11列汇总了相关研究成果。CHIP 数据显示,1995 年到 2002 年,全国和农村家庭财产的基尼系数呈上升趋势,而城镇家庭财产不平等程度略有下降(李实等,2005;巫锡炜,2011)。Ordo 数据显示,2007 年城镇家庭财产基尼系数大于 2005 年城镇家庭财产基尼系数,但小于农村家庭财产基尼系数(梁运文等,2010)。孙楚仁和田国强(2012)基于财富分布 Pareto 法则,利用胡润百富榜数据发现 2000-2010 年我国财产分布的基尼系数总体上呈现先下降后上升的趋势。而 CFPS 数据显示 2012 年全国家庭净财产的基尼系数为 0.73,中国的财产不平等在迅速扩大(Xie and Jin,2015)。就家庭财产差距的影响因素而言,既有研究主要估计了财产构成以及部分微观因素如教育、年龄、职业、收入、遗产等对家庭财产差距的影响(李实等,2005;梁运文等,2010;巫锡炜,2011;詹鹏、吴珊珊,2015)。

表 1 家庭财产不平等的演化:基于基尼系数的估计

年份	CHNS			CHIP			Ordo		胡润百富榜	CFPS	收入
	全国	城镇	农村	全国	城镇	农村	城镇	农村			
1989	0.536	0.643	0.391	-	-	-	-	-	-	-	0.318
1990	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.316
1991	0.530	0.624	0.400	-	-	-	-	-	-	-	0.331
1992	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.342
1993	0.523	0.624	0.422	-	-	-	-	-	-	-	0.367
1994	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.376
1995	-	-	-	0.40	0.52	0.33	-	-	-	-	0.365
1996	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.351
1997	0.560	0.588	0.463	-	-	-	-	-	-	-	0.350
1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.354
1999	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.364
2000	0.579	0.587	0.484	-	-	-	-	-	0.826	-	0.385
2001	-	-	-	-	-	-	-	-	0.522	-	0.395
2002	-	-	-	0.55	0.48	0.40	-	-	0.367	-	-
2003	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.479
2004	0.562	0.565	0.477	-	-	-	-	-	0.349	-	0.473
2005	-	-	-	-	-	-	0.56	-	0.548	-	0.485
2006	0.552	0.535	0.493	-	-	-	-	-	0.531	-	0.487
2007	-	-	-	-	-	-	0.58	0.62	0.767	-	0.484
2008	-	-	-	-	-	-	-	-	0.641	-	0.491
2009	0.515	0.477	0.515	-	-	-	-	-	0.622	-	0.490
2010	-	-	-	-	-	-	-	-	0.628	-	0.481
2011	0.532	0.501	0.543	-	-	-	-	-	-	-	0.477
2012	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.727	0.474

注:(1)CHNS:中国健康与营养调查;CHIP:中国居民收入调查;Ordo:奥尔多中心“投资者行为调查”;CFPS:中国家庭追踪调查。(2)数据来源:CHNS 数据来自作者的估计;CHIP 数据来自李实等(2005);Ordo 数据来自梁运文等(2010);胡润百富榜数据来自孙楚仁和田国强(2012);CFPS 数据来自靳永爱和谢宇(2015);收入基尼系数,1989-2001 年数据来自 Ravallion 和 Chen(2004),2003-2012 年数据来自中国国家统计局。

综合来看,一方面,既有研究较多以独立年份的调查数据进行分析,缺少对家庭财产差距变化趋势清晰、动态的刻画。而本文采用 CHNS 数据,包含了 1989-2011 年共 9 期数据,且是非平衡面板数据,不但可以更为详实生动地刻画我国家庭非金融资产差距的变动情况,还可以更为有效地估计出家庭非金融资产差距影响因素的作用大小。另一方面,目前还未见有研究估计各影响因素对财产不平等的具体贡献和相对重要程度。本文则尝试使用基于回归的夏普里值分解方法以弥补这一空白,基于回归的夏普里值分解是新近发展用以分析不平等问题有效方法,它允许根据任一种不平等度量指标来排列决定因素的贡献(万广华,2008)。

三、数据简介及研究设计

(一) 样本及数据简介

本研究所用数据来源于中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS),该数据从 1989 年开始,每隔两到四年进行一次调查,迄今进行了 9 次,包括 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年,覆盖了辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州 9 个省份^①。每次调查大约包含 200 个城乡社区,每个社区大约调查 20 户家庭,因而,每次调查回收约 3 600-6 000 户家庭的调查数据。该数据库提供了住房、土地、交通工具、家庭耐用消费品、农业机械用具、家庭商业用具等有关家庭财产的信息,遗憾的是,并不包含存款、负债、股票、债券等金融资产的信息,这也造成了我们只能关注家庭非金融财产的差距问题。但缘于前文论及的非金融资产在中国家庭财产中的主导性地位,对于家庭非金融资产差距的研究不仅具有重要价值,且对家庭财产差距的研究也具有重要参考价值。另外,CHNS 数据还提供了详细的个人信息,如年龄、受教育年限、职业、收入等,这些数据构成了本文的主要研究变量。

结合 CHNS 数据,本文的研究对象家庭非金融资产包含土地、住房、非生产性物质资本和生产性物质资本四个部分,非生产性物质资本包括交通工具和家庭耐用消费品,生产性物质资本包括农业机械用具和家庭商业用具。各项财产均由受访者自己估计其市场价值,部分缺失值使用中位数替代。其中,土地资产是按照 McKinley 和 Griffin(1993)提出的测算方法,假定家庭农业经营毛收入的 25%来源于土地,而土地的收益率为 8%,从而估算出土地价值^②。同时,因样本时间跨度较长,本文使用 CPI 指数对住房外的所有家庭财产和家庭收入

^①详细的原始问卷及数据说明请参见 CHNS 官方网站:<http://www.cpc.unc.edu/projects/china>。

^②土地是否算作农民的财产在学界存在争议。陈宗胜(2000)认为,农地属于集体,农户只有承包经营权,并不能进行买卖,因而不能算作个人财产。但李实(2000)认为农户对土地享有充分的收益权和剩余索取权,因而至少拥有土地的部分产权。本文倾向于认同后一种解释,也基于此,本文采用土地估价中常用的收益还原法对农户土地进行估算。收益还原法基于地租理论和生产要素分配理论,将待估农用地未来各期正常年纯收益,以适当的土地还原率还原,从而估算出农用地价格(王瑞雪等,2005)。土地作为生产要素的回报和土地还原率参数的选择借鉴 McKinley 和 Griffin(1993)的研究成果,除去种子、肥料等资本投入和农户劳动投入后,土地纯收益为毛收入的 25%,土地还原率或收益率为 8%。于是,土地价值由家庭农业经营毛收入乘以 25%,之后再除以 8%得到。其中,家庭农业经营毛收入既包括市场出售的部分也包括自家食用的部分。

进行了价格调整,而住房资产则依据国家统计局提供的每年住宅商品房均价进行了价格调整,最终价格皆以 2011 年价格为基期。通过匹配回归中的主要变量,我们得到了 1989-2011 年各期的有效样本,该数据为非平衡面板数据(Unbalanced Panel Data),详见表 2。

表 2 关键变量描述性统计

	所有	1989 年	1991 年	1993 年	1997 年	2000 年	2004 年	2006 年	2009 年	2011 年
非金融财产(元/户)	131 213	51 042	52 993	55 161	88 500	100 388	131 288	141 742	201 986	292 996
土地(元/户)	7 975	6 817	7 224	6 239	7 205	5 832	9 041	9 858	8 505	10 195
房产(元/户)	109 194	35 332	38 270	39 868	69 956	81 121	107 218	115 311	174 682	260 204
非生产性资本(元/户)	12 813	7 808	6 376	7 853	9 788	12 099	13 553	15 293	17 700	21 495
生产性资本(元/户)	1 229	1 083	1 122	1 200	1 550	1 335	1 475	1 278	1 098	1 100
人均年龄	45.0	39.6	40.9	41.8	43.5	44.5	46.7	47.2	48.8	49.9
人均收入(元)	10 348	5 694	5 481	6 084	7 031	8 366	10 200	11 949	16 266	18 094
人均受教育年限	6.59	5.63	5.77	6.09	6.50	6.94	7.05	6.89	7.08	7.30
家庭规模	3.70	4.20	4.08	4.08	3.82	3.70	3.44	3.47	3.33	3.32
抚养系数	0.395	0.419	0.420	0.416	0.403	0.386	0.371	0.369	0.373	0.394
样本数	30 516	3 626	3 477	3 280	2 851	2 709	2 996	3 040	4 351	4 186

(二) 模型设定与方法说明

在进行回归解析之前,先要确定家庭非金融财产的决定函数,有关家庭财产的生命周期理论、人力资本理论以及关于家庭财产决定因素的既有研究需要同时被考虑。依据生命周期理论,家庭非金融财产函数应包括年龄、年龄平方和收入变量。依据人力资本理论,家庭非金融财产函数还应包含教育变量。根据既有研究,家庭规模和家庭抚养系数也是影响家庭非金融财产的重要因素。另外,中国的家庭财产存在巨大的区域差异和城乡差异,区域差异我们选用区分了城乡的省级人均 GDP;就城乡差异而言,我们借鉴部分研究的方法,将二者分别进行建模分析。

这样,家庭非金融财产决定函数包含的变量有:因变量是家庭非金融财产总量,并作了取对数处理。自变量如下:(1)年龄(*age*)和年龄平方(*age*²):家中 18 岁及以上成年人人均年龄和人均年龄平方;(2)家庭人均收入(*inc*):家中 18 岁及以上成年人人均家庭净总收入,作对数处理;(3)家庭人均受教育年限(*edu*):家中 18 岁及以上成年人人均受教育年限;(4)家庭规模(*hhsz*):家中所有成员人数;(5)抚养系数(*dep*):非劳动年龄人口数(年龄 16 岁以下和 60 岁以上)与家庭人口数之比;(6)省级人均 GDP(*gdp*):分城乡并进行了 CPI 价格指数调整;(7)城乡样本(*urban*),城市=1,农村=0。于是,我们可以建立关于家庭非金融财产决定函数的如下半对数回归模型:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 \ln inc_i + \beta_4 edu_i + \beta_5 hhsz_i + \beta_6 dep_i + \beta_7 gdp_i + \beta_8 urban_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

在得到家庭非金融财产决定函数后,便可进行基于回归的夏普里(Shapley)值分解。其基本思路是将因变量的不平等分解成回归模型中自变量的贡献和残差的贡献。Wan(2004)将残差的贡献定义为 $I(Y) - I(\hat{Y})$,其中, $\hat{Y}$ 是根据回归模型估计得到的收入预测值, I 为任一不平等测量指标。为获得单个自变量对 $I(\hat{Y})$ 的贡献,可以通过剔除该变量后,比较 $I(\hat{Y})$ 的

变动进行计算,但由于剔除的方法或途径并不唯一,因而结果也并不唯一。针对这一问题,Shorrocks(2013)借鉴合作博弈论中的 Shapley 值法,通过考虑剔除某一变量的所有可能途径,并以所有可能途径的边际效应的均值,作为该变量对相应不平等指标的贡献。具体计算过程可以通过兼容 stata 软件的分配研究分析工具包(Distributive Analysis Stata Package, DASP)实现^①。

四、家庭非金融财产的增长与差距

从图1可见,1989-2011年间,我国家庭非金融财产持续增长,年均增速为8.27%;农村(9.08%)增速高于城市(7.21%)。具体来说,增长可以分为三个阶段,1989-1993年,家庭非金融财产增速较低,年均增速为1.96%,农村(3.57%)增速高于城市(0.93%)。1993-2006年增速加快,为7.53%,城市(8.95%)增速高于农村(6.38%),城乡家庭非金融财产差距进一步拉大。2006年城市家庭非金融财产约为22.7万,而农村家庭非金融财产不到城市家庭的一半,这一差距主要缘于城市住房的商品化和房地产市场的急剧膨胀。2006-2011年是我国家庭非金融财产急速增长的年份,年均增长率高达15.63%,在城市家庭非金融财产保持原有高速增长的同时,农村家庭的非金融财产增长更为明显,城乡家庭非金融财产差距也因之而出现缩小趋势。

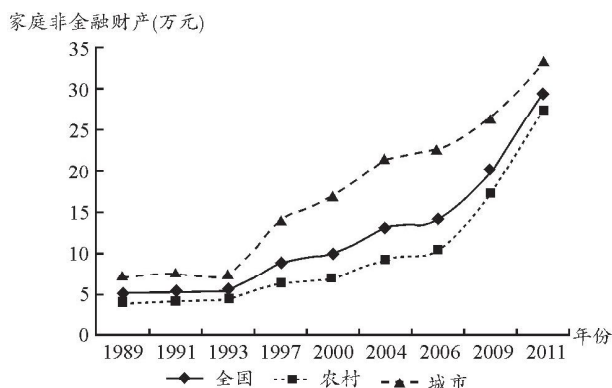


图1 家庭非金融财产水平及增长趋势(1989-2011年)

为理解财产构成在家庭非金融财产增长中的贡献,我们选择家庭非金融财产中最重要的两个组成部分:住房财产和非生产性物质资本(包括交通工具和耐用消费品)进行比较(见图2),二者的增长趋势有显著不同。无论城市还是农村,家庭住房财产的增长趋势与图1中家庭非金融财产的增长趋势基本吻合,表现出较为明显的三个不同增长阶段;而非生产性物质资本在1989-2011年间保持了基本稳定和持续的增长,且这一增长趋势在城市和农村间基本保持一致。可以说,家庭非金融财产在1989-2011年间的增长基本由住房财产的增长拉动。具体分析,存在两段家庭住房财产迅速增长时期,一是1989-2006年间城市住房的商品化过程和房地产市场膨胀导致的城市家庭住房财产的迅速增长;二是2006-2011年间城市和农村家庭住房财产的同时增长。

^①该模块的详细说明参见:<http://dasp.ecn.ulaval.ca/aboutdasp.htm>,使用标注:Araar Abdelkrim & Jean-Yves Duclos.DASP: Distributive Analysis Stata Package.PEP, World Bank.UNDP and University of Laval,2007。

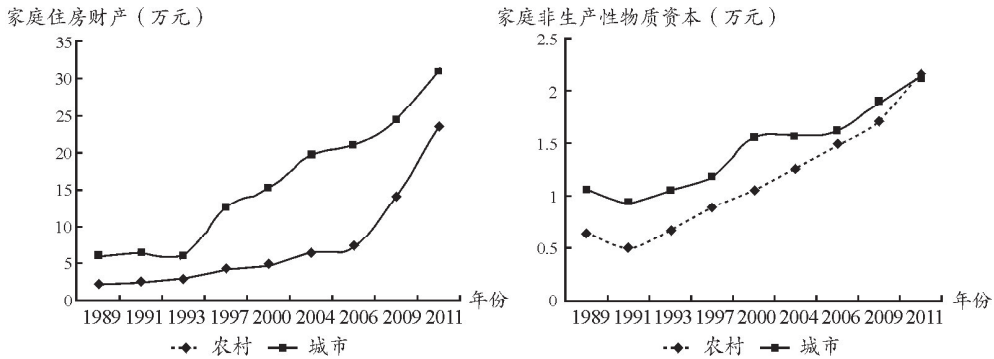


图2 家庭住房财产和非生产性物质资本的城乡比较(1989-2011年)

图3给出了城市和农村家庭非金融财产构成的分布情况,因城市家庭的土地财产和生产性资本所占比例较小,故将二者排除,并将非生产性资本细分为交通工具和耐用消费品两项。整体来看,1989-2011年间,住房始终在家庭非金融财产中占据主导地位,且所占比例逐年增加。城市家庭住房占非金融财产的比例约为84.4%~93.6%,远高于农村家庭的55.6%~86.0%。很重要的原因是农村家庭拥有土地财产,但土地财产在家庭非金融财产中所占比例随着时间推移下降较快,从1989年的25.2%下降到2011年的5.5%。2006年之前,农村家庭的非生产性资本在家庭非金融财产中所占比例基本维持在14%左右,而2006年之后逐渐下降到10%以下。农村家庭的生产性资本在非金融财产中所占比例较小,其在1989-2011年间的变化趋势同非生产性资本基本相似。在城市家庭中,非生产性资本的绝对值高于农村家庭,但在家庭非金融财产中所占比例却接近农村家庭。对城市家庭而言,交通工具占非金融财产的比例随时间推移几乎没有改变,一直保持在4%左右;而非生产性资本占非金融财产比例在1989-2011年间的变化主要缘于家庭耐用消费品占非金融财产比例的下降。

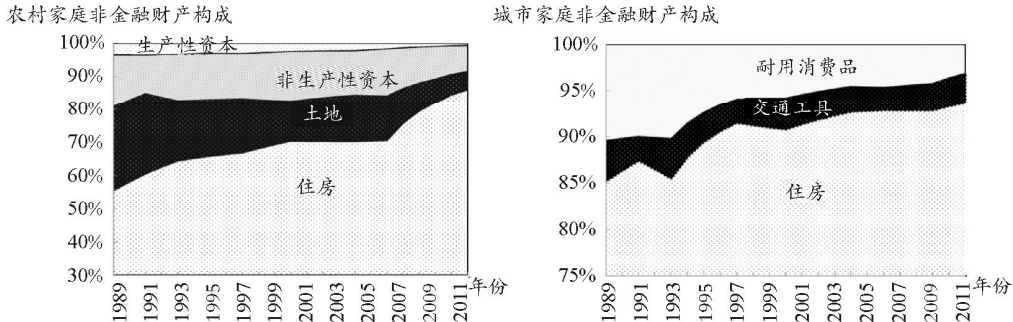


图3 家庭非金融财产构成的城乡比较(1989-2011年)

家庭非金融财产的上述结构差异,必然导致家庭非金融财产差距的变化。图4描述了1989-2011年中国家庭非金融财产差距的变化情况。对家庭非金融财产差距进行测量的四组指标:变异系数、泰尔指数、基尼系数和阿特金森(AK)指数显示了一致的变化规律,即家庭非金融财产差距在1989-2011年间呈现先扩大后缩小的“倒U型”变化趋势。2000年之前,全国家庭非金融财产差距呈扩大趋势,之后则出现了缩小趋势。以基尼系数为例,1989年我国家庭非金融财产差距的基尼系数为0.54,2000年上升到0.58,2011年下降到0.53。

由于我国城乡二元结构所造成的巨大城乡差异,我们有必要将城市和农村家庭的非金融资产差距分开分析(见图4右图)。

从城乡差异来看,1989-2011年间城市和农村家庭非金融资产差距的变化趋势存在巨大不同,农村家庭非金融资产差距呈逐年扩大趋势,而城市则呈整体下降趋势,两者的组合形成了全国的“倒U型”变化趋势。1989年,城市家庭非金融资产差距的基尼系数为0.64,远高于农村的0.39,这与家庭自有住房的拥有率有密切关系。CHNS数据显示,1989年城市家庭自有住房拥有率只有46.36%,而农村高达91.6%。之后随着城市单位住房商品化进程加快,城市家庭的自有住房拥有率逐年升高,至单位住房商品化的尾声,2004年我国城市家庭自有住房拥有率接近89.9%。可见,城市住房的商品化过程有效地降低了城市家庭间的财产差距,这一发现与多项既有研究结果一致(李实等,2005;Walder and He,2014)。农村家庭的自有住房拥有率一直保持在90%以上,随着市场化的加深,农村家庭的非金融资产差距逐年增加,且基尼系数在2009年后开始超越城市,这与部分农村家庭在城市买房有关。同时,2009年之后,城市和农村家庭非金融资产差距都呈扩大趋势,因而在未来我国可能面临财富差距进一步扩大的困境,这需要引起我们注意。

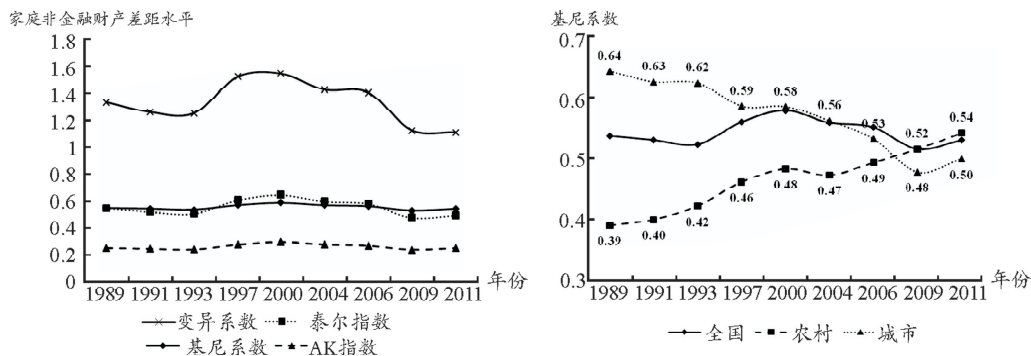


图4 家庭非金融资产差距的变化趋势(1989-2011年)

五、家庭非金融资产差距的决定因素分析

家庭非金融资产差距的变化由多种因素决定,反映了不同家庭结构和人力资本回报机制的差异,以及家庭外部约束条件和宏观经济、政策环境的变化。对此,有必要进行更深入的分析。首先,分别使用混合 OLS、固定效应和随机效应模型对 9 期非平衡面板数据进行总体分析,考察各决定因素对家庭非金融财产的总体影响。其次,将 9 期数据每 3 期分成一组,组成 3 组新的非平衡面板数据,并使用随机效应模型进行估计,这样可以发现家庭非金融资产决定机制的时期变化。一般,固定效应模型优于随机效应模型,再次是混合 OLS 模型,但由于进行分组后的数据时间间隔较短,部分自变量如家庭人均受教育年限、家庭规模等几乎没有变化,导致固定效应模型难以有效估计出这些自变量的回归系数,故采用次优的随机效应模型进行估计。

从表 3 的第 2-4 列可以发现,混合 OLS、固定效应和随机效应三种方法的估计结果比较接近,虽然在系数大小上略有差异,但在显著性尤其系数方向上基本一致,且随机效应的估计结果基本介于另两种方法的估计结果之间,出于比较和描述的方便,后文的解释主要使用随机效应的估计结果进行说明。从 R^2 来看,随着时间推移,该模型的解释力逐步提高,这可

能是因为本文模型基于市场经济假设,随着时间推移中国的市场化程度逐步加深,该模型的解释力便逐步提高。但 R^2 同时表明模型对农村样本的解释力高于城市样本,这可能是因为我国城市的市场化进程有更多非市场因素的干涉,如种种计划经济的残留、政府政策的干预以及政治权力的寻租等。而远离政治权力中心的农村地区虽然市场化进程相对缓慢,但更为纯粹,较少受到非市场因素的干扰,这一结果在靳永爱 and 谢宇(2015)的研究中有所体现。

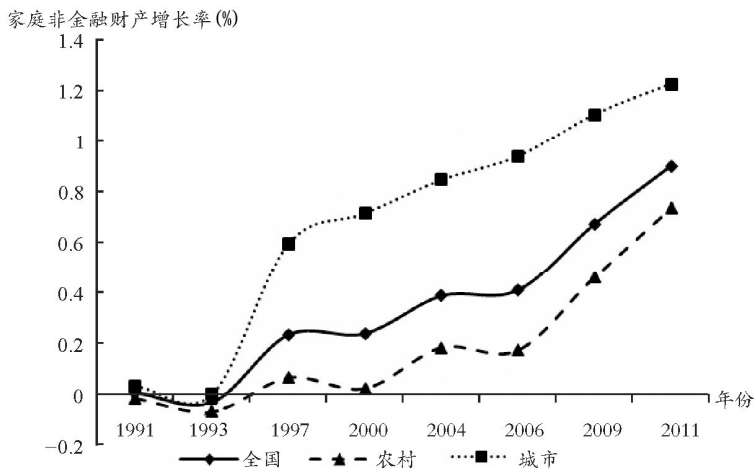
表 3 家庭非金融财产决定因素分析模型

	混合 OLS	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应	随机效应
总体样本	T1989-2011			T1989-1993	T1997-2004	T2006-2011
年龄	0.046 ***	0.036 ***	0.041 ***	0.048 **	0.054 ***	0.054 ***
年龄平方	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 **	-0.000 ***	-0.000 ***
收入	0.298 ***	0.178 ***	0.213 ***	0.171 ***	0.191 ***	0.217 ***
教育	0.026 ***	0.016 ***	0.025 ***	-0.002	0.021 ***	0.045 ***
家庭规模	0.197 ***	0.113 ***	0.136 ***	0.179 ***	0.138 ***	0.128 ***
抚养系数	-0.290 ***	-0.315 ***	-0.268 ***	-0.329 ***	-0.362 ***	-0.178 **
省级人均 GDP	0.293 ***	0.509 ***	0.359 ***	0.218 ***	0.280 ***	0.308 ***
城乡	0.220 ***	-	0.099 ***	-0.107 *	0.353 ***	0.247 ***
时期	0.038 ***	0.009	0.027 ***	0.003	0.022 ***	0.087 ***
常数	-72.128 ***	-14.770	-50.648 ***	-0.297	-39.090 ***	-169.522 ***
R^2	0.285	0.262	0.280	0.127	0.181	0.213
N	30 516	30 516	30 516	10 383	8 556	11 577
城市样本	U1989-2011			U1989-1993	U1997-2004	U2006-2011
年龄	0.032 **	0.024	0.030 *	0.025	0.054 *	0.044 *
年龄平方	-0.000 *	-0.000	-0.000 *	-0.000	-0.000 *	-0.000 *
收入	0.279 ***	0.126 ***	0.174 ***	0.119 **	0.149 ***	0.170 ***
教育	0.022 ***	0.020 +	0.035 ***	-0.024 *	0.013	0.060 ***
家庭规模	0.299 ***	0.152 ***	0.185 ***	0.251 ***	0.195 ***	0.173 ***
抚养系数	-0.157 +	-0.237 *	-0.151 +	-0.294	-0.377 *	-0.062
省级人均 GDP	0.199 ***	-0.145	0.120 +	0.182	0.162	0.313 ***
时期	0.070 ***	0.084 ***	0.067 ***	0.022	0.046 **	0.037 *
常数	-136.290 ***	-158.530 ***	-127.939 ***	-36.833	-86.520 **	-69.178 *
R^2	0.238	0.215	0.232	0.099	0.128	0.143
N	9 761	9 761	9 761	3 347	2 720	3 694
农村样本	R1989-2011			R1989-1993	R1997-2004	R2006-2011
年龄	0.059 ***	0.051 ***	0.055 ***	0.066 ***	0.050 ***	0.064 ***
年龄平方	-0.001 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.001 ***	-0.000 ***	-0.001 ***
收入	0.298 ***	0.193 ***	0.232 ***	0.207 ***	0.219 ***	0.234 ***
教育	0.028 ***	0.014 **	0.021 ***	0.011 *	0.027 ***	0.041 ***
家庭规模	0.162 ***	0.105 ***	0.128 ***	0.148 ***	0.129 ***	0.112 ***
抚养系数	-0.360 ***	-0.346 ***	-0.322 ***	-0.352 ***	-0.365 ***	-0.233 ***
省级人均 GDP	0.318 ***	0.799 ***	0.439 ***	0.226 ***	0.328 ***	0.287 ***
时期	0.026 ***	-0.022 ***	0.014 ***	-0.006	0.013 *	0.109 ***
常数	-47.828 ***	45.243 ***	-25.301 ***	17.504	-21.713 *	-215.036 ***
R^2	0.352	0.312	0.348	0.206	0.234	0.256
N	20 755	20 755	20 755	7 036	5 836	7 883

注:(1)+表示 $p<0.1$, * 表示 $p<0.05$, ** 表示 $p<0.01$, *** 表示 $p<0.001$,且显著性水平来源于稳健标准误的估计。

对于 9 期样本而言(见 T1989-2011、U1989-2011 和 R1989-2011),家庭人均年龄和年

龄平方显著影响家庭非金融财产,且呈“倒U型”关系,这与家庭生命周期理论预期一致。经计算,家庭非金融财产积累的峰值年龄为46.6岁,城市样本的峰值年龄为52.0岁,高于农村的45.6岁^①。家庭人均收入对数变量显著正向影响家庭非金融财产,家庭人均收入每提高10%,非金融财产将提高约2.13%,农村(2.32%)略高于城市(1.74%)。家庭人均受教育年限显著影响家庭非金融财产,人均受教育年限每增加1年,家庭非金融财产约提高2.5%,城市(3.5%)高于农村(2.1%)。家庭规模显著正向影响家庭非金融财产,家中每增加1人,非金融财产增加13.6%,城市(18.5%)高于农村(12.8%)。家庭抚养系数变量显著负向影响家庭非金融财产,农村(-32.2%)的边际负向影响高于城市(-15.1%)。省级人均GDP对数变量显著正向影响家庭非金融财产,省级人均GDP每增加10%,家庭非金融财产将提高3.59%,农村(4.39%)远高于城市(1.20%)。在控制其他变量的情况下,城市家庭非金融财产比农村高9.9%。将调查年份作为连续变量处理,其显著正向影响家庭非金融财产。进一步将调查年份作为虚拟变量处理,其系数的变化趋势如图5所示,整体来看,各时期非金融财产的增长情况与描述性分析中的结果一致。不同的是,在控制其他变量不变的情况下,年均增速有所下降,约为4.19%,这说明其他因素解释了部分家庭非金融财产的增长。从图5还可以看出非金融财产的城乡差距在1993年之前并不大,二者差距的形成主要在1993-2000年之间,而这一时期正是城市单位住房商品化过程比较剧烈的时期。



注:根据包含所有年份样本的回归模型(随机效应)中年份虚拟变量的系数估计值绘制。

图5 1989-2011年家庭非金融财产增长趋势线

就各决定因素对家庭非金融财产差距影响作用在不同时期的变化而言(见表3最后三列九组模型),第一,家庭年龄峰值在城市样本中增长非常快,从1989-1993年间的34.4岁迅速增长到1997-2004年间的45.3岁,再到2006-2011年间的55.7岁。年龄峰值的增长几乎与调查周期一致,这说明我国城镇家庭财富积累的“倒U型”现象可能很大程度上包含了不同年龄队列的差异,这一结果与靳永爱 and 谢宇(2015)的研究存在一致性。第二,随着时间推移,农村和城市家庭人均收入对非金融财产的影响力皆呈增大趋势。第三,家庭人均受教育年限对家庭非金融财产的影响力也逐年增强。1989-1993年间的影响不显著,1997-2004

^①年龄峰值的计算方法是年龄系数除以两倍的年龄平方系数,再取其负值。

年间家庭人均受教育年限每增加1年,家庭非金融财产约提高2.1%,而2006-2011年间则提高到4.5%。这一研究结果与多项对不同年份教育与家庭财产关系的研究结果一致(李实等,2005;梁运文等,2010)。另外,在1989-1993年间的城市样本中,人均受教育年限对家庭非金融财产的影响是负向的,这与同时期李实等(2000)的研究发现一致。需要说明的是,同时期的收入研究基本上证实了教育对收入回报的正向促进作用(Zhou,2000),但教育的财产回报却没有同步体现。这既说明财产相比收入可能存在滞后性,也说明财产积累除了收入创造,也可能存在其他途径,如单位房产转换、政治资本寻租等(何晓斌、夏凡,2012;Xie and Jin,2015)。第四,随着时间推移,家庭规模和抚养系数变量对家庭非金融财产的影响力皆呈下降趋势。

六、家庭非金融财产差距的分解分析

在前文家庭非金融财产决定因素的分析基础上,为了辨析这些因素对家庭非金融财产差距贡献的重要性,我们使用基于回归分析的夏普里值分解方法,估计不同决定因素对家庭非金融财产差距基尼系数的贡献率(分解方法见文中第三部分)。

分解结果如表4所示,包含9期样本的估计模型(T1989-2011、U1989-2011和R1989-2011)因时期变量和省级人均GDP变量的作用而解释了基尼系数的更多变异。时期变量在整体样本中的百分比贡献率最大,为13.55%,在城市(21.41%)中的贡献大于农村(10.52%)。省级人均GDP变量在整体样本中的贡献率占比第二,为11.42%,但在农村(15.00%)中的贡献大于城市(6.17%)。在分组模型(1989-1993年、1997-2004年和2006-2011年)中,因时期间隔较短,时期变量和省级人均GDP变量对家庭非金融财产的贡献率迅速下降,基于此,后文将围绕除这两个变量外的其他变量进行重点解释。

首先,城乡变量对家庭非金融财产差距的影响并不大,百分比贡献率约为0.26%~4.21%。虽然城市和农村家庭的实际非金融财产水平差距巨大,但在控制其他变量后,城乡变量不再是解释家庭非金融财产差距的主要因素。可见,城乡家庭非金融财产的差距更多缘于城乡间其他因素的差异,如城乡人力资本(教育等)的巨大差异、收入结构的不同以及家庭规模的不同等等。有意思的是,1989-2011年间,城乡变量百分比贡献率大小的变化趋势与全国家庭非金融财产差距基尼系数大小的变化趋势基本一致。1997-2000年间基尼系数较高,为0.57;此时城乡变量的百分比贡献率也出现峰值,为4.21%。在此期间前后的基尼系数都较低,分别为0.53和0.55;相应城乡变量的百分比贡献率与之一致,分别为0.26%和2.43%。由此可见,全国家庭非金融财产差距基尼系数的变化趋势与城乡差距间存在密切关系。

第二,分组模型的分解结果显示,家庭人均年龄^①和家庭规模是导致家庭非金融财产差距最重要的决定因素,二者对家庭非金融财产差距基尼系数的百分比贡献率分别在11.20%~12.12%和5.94%~14.91%之间,但二者在1989-2011年间的变化趋势不同。家庭人均年龄变量在1989-2011年间的百分比贡献率基本保持不变,而家庭规模变量的百分比贡献率却在逐步下降,由1989-1993年间的14.91%下降到2006-2011年间的5.94%。家庭规模变量百分比贡献率的下降可能和家庭规模的减小有关。CHNS数据显示,我国家庭规模数

^①由于夏普里值分解下的各变量的贡献具有横向可加性,故将年龄和年龄平方变量的贡献率进行加总,以年龄的总贡献率进行表述。

量从 1989 年的 4.20 人,逐步下降到 2011 年的 3.32 人。因为家庭拥有越来越少的人口数,家庭规模对家庭非金融资产差距的贡献率越来越小,这一趋势很可能还将继续。另外,家庭人均年龄和家庭规模对家庭非金融资产差距基尼系数的百分比贡献率在城市和农村样本中的变化趋势没有显著差异,即年龄贡献率的保持和家庭规模贡献率的下降。但二者贡献率的大小在城乡之间存在差异。年龄对农村(12.35%~16.52%)家庭非金融资产差距的基尼系数的贡献率大于城市(5.45%~10.88%)。而家庭规模对城乡家庭非金融资产差距的基尼系数的贡献率呈现相反规律,城市大于农村,相应百分比贡献率分别约为 8.62%~21.09%和 6.05%~12.35%。

表 4 家庭非金融资产差距的分解结果:基于回归分析的基尼系数的分解(单位:%)

总体样本	T1989-2011	T1989-1993	T1997-2004	T2006-2011
年龄	9.80	12.12	11.20	11.89
收入	11.40	6.26	9.44	11.50
教育	2.84	0.33	2.84	7.38
家庭规模	5.00	14.91	6.94	5.94
抚养系数	1.97	1.30	3.97	1.64
省级人均 GDP	11.42	2.46	4.93	3.31
城乡	1.19	0.26	4.21	2.43
时期	13.55	0.26	1.16	5.04
残差	42.83	62.10	55.31	50.87
100 *Gini	61.26	53.06	57.04	54.74
城市样本	U1989-2011	U1989-1993	U1997-2004	U2006-2011
年龄	6.43	5.45	10.88	9.12
收入	8.82	2.84	6.93	10.13
教育	2.16	1.05	1.47	8.26
家庭规模	6.38	21.09	9.87	8.62
抚养系数	0.87	0.54	3.06	0.40
省级人均 GDP	6.17	1.67	2.64	2.96
时期	21.41	1.04	1.99	2.10
残差	47.76	66.32	63.14	58.41
100 *Gini	60.25	63.12	58.19	50.42
农村样本	R1989-2011	R1989-1993	R1997-2004	R2006-2011
年龄	13.63	16.52	12.35	15.30
收入	13.35	11.02	13.16	12.01
教育	3.18	0.85	4.00	6.28
家庭规模	5.27	12.35	8.33	6.05
抚养系数	3.03	2.29	5.38	2.52
省级人均 GDP	15.00	2.83	8.69	3.79
时期	10.52	0.09	1.12	7.47
残差	36.02	54.05	46.97	46.57
100 *Gini	58.89	40.57	47.97	55.49

第三,家庭人均受教育年限和人均收入变量对家庭非金融资产差距基尼系数的百分比贡献率逐年上升,有取代年龄和家庭规模变量成为最重要决定因素的趋势。在总体样本中,家庭人均收入对家庭非金融资产差距的基尼系数的百分比贡献率由 1989-1993 年间的

6.26%逐渐上升到2006-2011年间的11.50%,家庭人均收入也因此成为仅次于年龄变量的第二大决定因素。家庭人均受教育年限对家庭非金融财产差距的基尼系数的百分比贡献率则由1989-1993年间的0.33%逐渐上升到2006-2011年间的7.38%。教育和收入间本来存在显著的正向相关性,因而教育和收入对家庭非金融财产差距的基尼系数的贡献率的增长有相互促进作用。另外,家庭人均受教育年限对家庭非金融财产差距基尼系数的贡献率在城市和农村样本中的变化趋势以及大小都基本一致。但家庭人均收入对家庭非金融财产差距基尼系数的贡献率在城市和农村样本中的变化趋势和大小则存在差异。家庭人均收入对农村家庭非金融财产差距基尼系数的百分比贡献率一直保持在较高水平,约为11.02%~13.16%。虽然家庭人均收入对城市家庭非金融财产差距基尼系数的百分比贡献率在逐步增加,约为2.84%~10.13%,但仍然低于农村。

第四,抚养系数对家庭非金融财产差距基尼系数的贡献率约为1.30%~3.97%,在不同期间存在一定波动,且在农村和城市样本中的变化规律基本一致。

七、结论与讨论

本文基于1989-2011年中国健康与营养调查数据,分析了中国家庭非金融财产差距及其影响因素,并结合基于回归的夏普里值分解方法分析了这些影响因素的具体贡献和相对重要程度,从前述分析结果中可以总结出如下主要发现。

第一,从财产水平来看,1989-2011年间中国家庭非金融财产水平呈现持续增长趋势,这一增长主要源于住房财产的高速增长。城市和农村家庭非金融财产的增长差异主要体现在1990年代城市住房财产的高速增长,而这主要缘于城市单位住房的商品化过程和房地产市场的膨胀。随着城乡一体化和市场化的加深,近年来城市和农村家庭非金融财产逐渐呈现同步增长趋势。

第二,从财产差距来看,1989-2011年间中国家庭非金融财产差距呈现先扩大后缩小的“倒U型”趋势。其中,城市家庭非金融财产差距呈现整体缩小趋势,而农村家庭非金融财产差距则处于持续扩大状态,二者的组合形成了全国的“倒U型”趋势。但2006年以后,城市和农村家庭非金融财产差距皆存在扩大趋势,这急需引起我们的注意。

第三,从家庭非金融财产差距的决定因素来看,家庭人均年龄和家庭规模是家庭非金融财产差距最重要的决定因素,但随着家庭人口数的减少,家庭规模对家庭非金融财产差距的百分比贡献率在逐渐下降。教育和收入也是解释家庭非金融财产差距的重要因素,二者的百分比贡献率随着时间推移皆呈现不断上升趋势。尤其在2006-2011年间,教育和收入合计的百分比贡献率已经超越年龄和家庭规模的贡献率,成为最重要的影响因素。

第四,相比城市,文中模型可以更好地解释农村家庭的非金融财产差距。基于模型市场经济的前提假设,以及城市家庭非金融财产更为复杂的增长趋势,有理由相信城市家庭非金融财产的获得受到了更为复杂的非市场因素的影响。而政府控制力相对较弱的农村地区虽然市场化程度不及城市,但市场力量的支配作用却更为明显。

当然,作为一项实证研究,本文还存在诸多不足之处。一是随着经济发展,家庭非金融财产包含越来越丰富的财产构成,但本文数据在长达二十多年的跨度中,除家庭耐用消费品有适当调整外,其他非金融财产的构成并没有任何调整,因而并不能全面而准确地估计家庭所有的非金融财产。这种情况下,就可能低估家庭非金融财产差距的基尼系数。二是我们

的研究只是呈现了近二十多年家庭非金融资产差距的变化趋势以及部分决定因素在其中的贡献,并不能很好地解释这一变化趋势的原因,尤其是2000年后家庭非金融资产差距变化的原因。这些不足都还有待后续研究进一步完善。

参考文献:

1. 陈斌开、李涛,2011:《中国城镇居民家庭资产-负债现状与成因研究》,《经济研究》第S1期。
2. 陈彦斌、邱哲圣,2011:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期。
3. 陈彦斌,2008:《中国城乡财富分布的比较分析》,《金融研究》第12期。
4. 陈宗胜,2000:《中国居民收入分配差别的深入研究——评〈中国居民收入分配再研究〉》,《经济研究》第7期。
5. 何晓斌、夏凡,2012:《中国体制转型与城镇居民家庭财富分配差距》,《经济研究》第2期。
6. 靳永爱、谢宇,2015:《中国城市家庭财富水平的影响因素研究》,《劳动经济研究》第5期。
7. 李实,2000:《对收入分配研究中几个问题的进一步说明——对陈宗胜教授评论的答复》,《经济研究》第7期。
8. 李实、魏众、古斯塔夫森,2000:《中国城镇居民的财产分配》,《经济研究》第3期。
9. 李实、魏众、丁赛,2005:《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》,《经济研究》第6期。
10. 梁运文、霍震、刘凯,2010:《中国城乡居民财产分布的实证研究》,《经济研究》第10期。
11. 罗楚亮、李实、赵人伟,2009:《我国居民的财产分布及其国际比较》,《经济学家》第9期。
12. 孙楚仁、田国强,2012:《基于财富分布 Pareto 法则估计我国贫富差距程度——利用随机抽样恢复总体财富 Pareto 法则》,《世界经济文汇》第6期。
13. 万广华,2008:《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》第1期。
14. 王瑞雪、张安录、颜廷武,2005:《近年国外农地价值评估方法研究进展述评》,《中国土地科学》第3期。
15. 巫锡伟,2011:《中国城镇家庭户收入和财产不平等:1995~2002》,《人口研究》第6期。
16. 肖争艳、刘凯,2012:《中国城镇家庭财产水平研究:基于行为的视角》,《经济研究》第4期。
17. 原鹏飞、王磊,2013:《我国城镇居民住房财富分配不平等及贡献率分解研究》,《统计研究》第12期。
18. 詹鹏、吴珊珊,2015:《我国遗产继承与财产不平等分析》,《经济评论》第4期。
19. 赵人伟,2007:《我国居民收入分配和财产分布问题分析》,《当代财经》第7期。
20. Jantti, M., and E. Sierminska. 2007. "Survey Estimates of Wealth Holdings in OECD Countries: Evidence on the Level and Distribution across Selected." World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER) Working Paper. <https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/rp2007-17.pdf>.
21. Li, S., and R. Zhao. 2008. "Changes in the Distribution of Wealth in China 1995-2002." In *Personal Wealth from a Global Perspective*. Edited by J. Davies, 93-112. NY: Oxford University Press.
22. McKinley, T., and K. Griffin. 1993. "The Distribution of Land in Rural China." *Journal of Peasant Studies* 21(1): 71-84.
23. Meng, X. 2007. "Wealth Accumulation and Distribution in Urban China." *Economic Development and Cultural Change* 55(4): 761-791.
24. Ravallion, M., and S. Chen. 2004. "China's (uneven) Progress against Poverty." *Journal of Development Economics* 82(1): 1-42.
25. Shorrocks, A. F. 2013. "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on Shapley Value." *Journal of Economic Inequality* 11(1): 99-126.
26. Walder, A. G., and X. He. 2014. "Public Housing into Private Assets: Wealth Creation in Urban China." *Social Science Research* 46(3): 85-99.
27. Wan, G. 2004. "Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-based Approach." *Journal of Comparative Economics* 32(2): 348-363.
28. Wei, S., and X. Zhang. 2009. "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China." *Journal of Political Economy* 119(3): 511-564.
29. Xie, Y., and Y. Jin. 2015. "Household Wealth in China." *Chinese Sociological Review* 47(3): 203-229.
30. Zhou, X. 2000. "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data." *American Journal of Sociology* 105(4): 1135-1174.

(下转第134页)

Analysis on the Deviation of Labor Income Share: From the Perspective of Bargaining Power between Labor and Capital

Wang Zhanxiang and Gong Guangxiang

(Economics School, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces of China from 2000 to 2013, from the perspective of bargaining power between labor and capital, this paper uses bilateral stochastic frontier model to estimate the deviation degree of labor income share. The results show that: Firstly, both sides have asymmetric bargaining power in negotiation process. Compared with the labor, the capital has a stronger bargaining power, which decreases the labor income share 1.78 percentage point lower than the equitably fiducial labor income share. Secondly, compared with the developing regions such as the Midwest, the deviation of labor income share in developed regions such as the Eastern is more downward, which is consistent with existing research conclusion that Chinese labor income share being in the downward stage of U-type. Thirdly, different factors which affecting the bargaining power will cause different effects in the deviation degree of labor income share. On one hand, we should enhance the bargaining power and the income share of the labor, which are of importance to the economic transformation, underlining the domestic demand and consumption. On the other hand, we must realize that the latent capacity of the domestic demand and consumption by rising labor share is limited, so the Supply-side Structural Reform which stresses both demand and supply is urgent.

Keywords: Labor Income Share, Bargaining Power, Fiducial Labor Income Share, Bilateral Stochastic Frontier Model

JEL Classification: D33, E25

(责任编辑:彭爽)

(上接第 119 页)

Research on Non-financial Assets Gap in Chinese Families (1989–2011): Based on the Regression Decomposition of Micro-data

Wei Hongyao¹ and Zhong Zhangbao²

(1: College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University; 2: Sociology Department of Huazhong Agricultural University)

Abstract: This paper studied the non-financial assets gap in Chinese families and its influence factors by taking advantage of China Health and Nutrition Survey (CHNS) data from 1989 to 2011, and using methods such as regression based Shapley Value Decomposition. The study found that the level of non-financial assets in Chinese families from 1989 to 2011 grew rapidly; however, the “inverted u-shaped” changing trend showed that the gap enlarged at first and then narrowed. Among them, the non-financial assets gap tended to be reduced in urban families entirely while it tended to be enlarged continually in rural families. Then, from the point of influence factors, average age and family scale were most important determinants of family non-financial assets gap; however, as the family population declined, the percent contribution rate of the family scale on family non-financial assets gap was gradually declining. The percent contribution rates of education and income on family non-financial assets gap were constantly rising and replaced age and family scale as the most important influence factors from 2006 to 2011.

Keywords: Non-financial Assets; Assets Gap; Differences between Urban and Rural Areas; Shapley Value Decomposition

JEL Classification: D31, E01, D13

(责任编辑:陈永清)