

城镇地区家庭结构变动与居民财产分布^{*}

朱梦冰 邓曲恒

摘要:本文使用1995—2018年中国收入分配调查的城镇住户数据,从家庭规模逐渐小型化这一视角考察了家庭结构变动对城镇居民财产分布差距的影响。对MLD指数的时序变动进行分解的结果表明,这一时期家庭结构变动是影响城镇居民财产分布差距的重要因素。在控制可观测特征和财产函数的影响后,本文利用DFL分解方法考察反事实情况下财产分布差距的变动后发现,家庭结构的变动解释了总体财产差距变动的11.30%~16.91%。在使用FFL分解方法以及等值因子进行调整之后,本文的结果依然稳健。

关键词:家庭结构 财产差距 MLD指数分解 DFL分解

一、引言

家庭结构直接体现家庭成员关系、生存方式和家庭功能(王跃生,2013)。改革开放以来,在经济发展和计划生育政策等多重因素的影响下,我国的家庭结构出现了较大变化:家庭规模不断缩小,家庭结构小型化趋向明显,劳动人口在家庭内部所占比重随之下降,老年人抚养比不断上升。1982—2019年,我国家庭户的平均规模从3.39人下降到2.92人。2020年最新的人口普查数据显示,全国0~14岁人口占比为17.95%,60岁及以上人口占比为18.7%,比2010年分别上升了1.35个百分点和5.44个百分点,而过去十年间劳动力占比显著下降了6.79个百分点^①。老龄化程度的加剧和少儿人口比重的回升意味着我国人口总抚养比在未来一段时间还会继续升高。步入21世纪后,受到生育政策、社会养老保障制度和住房改革等制度变迁的影响,城镇地区单人户家庭比例明显增多,核心家庭构成缩小(王跃生,2013,2020)。人口普查数据显示,从2000年到2010年,城市地区单人户占比由10.68%显著上升到17.95%,二人户从21.60%增长到27.82%,同时,三人户等多人户比例减少,家庭结构小型化趋势增强。^②

在家庭结构发生深刻变化的同时,受到经济发展和收入快速增长的影响,我国居民财产积累迅速增加。2002年城镇家庭人均财产约为5.0万元(按照2013年价格折算),到2013年,家庭人均财产现值增长至27.4万元,这意味着这一时期全国家庭人均净财产的年增长率高达16.8%(Knight et al,2020)。然而,居民财产的增长是不均衡的,从而导致了财产差距的迅速扩大,并超过居民收入差距(陈彦斌等,2009)。据估算,城镇内部居民财产差距的基尼系数从1995年的0.520上升到2013年的0.557,升幅超过了7%(李实等,2005;Knight et al,2020)。我国财产分配差距问题不仅受到经

^{*} 朱梦冰,北京师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:100875,电子邮箱:zhumb@bnu.edu.cn;邓曲恒,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子邮箱:dengqh@cass.org.cn。基金项目:国家社会科学基金项目(18BJY044,20ZDA043);中国社会科学院创新工程重大科研规划项目“国家治理体系和治理能力现代化研究”(2019ZDGH014);中宣部宣传思想文化青年英才项目“中国居民的财产分布格局”。感谢匿名审稿人的建设性意见,文责自负。

^① 参见《第七次全国人口普查公报(第五号)》,http://www.stats.gov.cn/zjt/zdtjgz/zgrkpc/dqcrkpc/ggl/202105/t20210519_1817698.html。

^② 作者通过第六次全国人口普查长表数据计算而得,参见http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/6rp/index.htm和http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm。

济市场化过程导致的资产价格大幅提高的影响,很大程度上也来源于财产分配本身的不平等问题(李实等,2000)。例如,传统分房制度遗留的不均等、旧城改造和征地等过多的政府干预。一些学者从财产构成的视角对我国居民财产分布差距扩大的原因进行分析后发现,房产价值所占份额和集中度不断上升是导致居民财产分布日益集中的最主要原因(梁运文等,2010;Knight et al,2020)。而高速增长的房价成为拉大不同家庭间房产不平等程度和财产分配差距的重要因素(陈彦斌、邱哲圣,2011)。具体而言,住房改革以货币形式将原有的福利分房制度的实物分配不均等表现出来,房价上涨的区域化特点在很大程度上加剧了房产增值差异的不平等,进而导致居民财产分布差距的扩大。与此同时,社会经济因素的变化,例如家庭规模和家庭年龄结构的变化,会通过影响家庭劳动供给以及家庭的财产积累行为而作用于不同家庭之间的财产差距,是影响财产分布不平等的重要因素。

现有对不平等的讨论大都集中在个人收入领域,但在研究经济不确定性的影响时,由于受到家庭内部结构及成员教育水平分布的影响,家庭层面经济资源分布的研究更为重要。实际上,相较于收入,通过家庭总资产和负债估计的净财产,更能代表住户对经济资源的占有状况(Spillerman, 2000;Cowell & Van Kerm,2015)。家庭结构变动对家庭间财产积累的影响涵盖了家庭微观结构、家庭的风险分散功能和家庭间教育分布等范畴^①。具体来讲,家庭结构影响居民财产分布的途径至少包括如下几个方面:首先,受计划生育政策、社会养老保障和住房改革等制度变迁的影响,城镇地区家庭规模不断缩小,家庭内劳动力相对数量减少,家庭结构小型化趋向日益凸显(王跃生,2020)。一方面,家庭规模决定了对家庭财产的分享人数,而劳动力的数量和家庭成员的劳动供给行为又通过影响家庭收入而作用于财富积累,因此,家庭结构的小型化对财产差距有着重要的影响。另一方面,家庭结构变动对财产差距的影响还取决于家庭类型的变化对不同财产分布的影响(Hyslop & Maré,2005)。如果核心家庭的增加主要是由于低财富阶层家庭的增加而非富有群体增加的影响,那么财产分布差距有可能进一步扩大。其次,家庭结构可能通过家庭内部保险机制的差异而作用于家庭间储蓄及财产积累的过程(Bover,2010)。例如,为了提高未婚子女未来在婚姻市场和人才市场的竞争力,核心家庭会增加预防性储蓄以及在房产方面的投资(李婧、许晨辰,2020)。相对而言,复合家庭(夫妇和两个及以上已婚子女和孙子女的家庭)中较高的育儿教育支出和医疗支出可能会导致家庭储蓄减少,并直接影响其财产积累的过程。再次,家庭成员的教育水平分布决定了家庭内部的人力资本水平,进而影响到家庭之间的财产积累。其结果是,不同类型的家庭间的财产积累具有明显差异性,而家庭结构的变动也会通过上述途径作用于家庭财产积累和居民财产分布差距。基于此,本文关注的问题是,20世纪90年代中期以来城镇居民财产差距的变化到底在多大程度上是这一时期家庭结构的变动所造成的。

二、文献综述

本文主要探讨家庭结构的变动对居民财产差距的影响,与如下几方面的文献密切相关。首先,关于家庭结构与收入不平等研究。一些研究较早关注了家庭结构变化对居民收入差距的影响,从家庭规模的变化、家庭内部年龄结构变化和婚姻匹配模式的变化等多个视角讨论了家庭结构变迁对不平等的作用,并重点考察了家庭结构的收入分配效应(Burtless,1999;Hyslop & Maré,2005;Deaton & Paxson,1994;曲兆鹏、赵忠,2008;刘华,2014;Peichl et al,2012;Greenwood et al,2014,2016)。例如,利用扩展后的DFL半参数分解方法,Hyslop & Maré(2005)综合分析了家庭结构、养老金、家庭内部成员的特征、家庭内部成员的就业状况和收入决定机制的变化对新西兰1983—1998年收入不平等的影响,发现这一时期家庭结构的变迁是导致新西兰收入差距扩大的主要因素,其对

^①需要指出的是,本文主要研究家庭结构变动对不同类型家庭间财产分布差距的影响,受篇幅所限,本文暂不讨论家庭内部财产的分配问题。关于家庭内部财产分配的讨论,详见Molina et al(2018)。

总体收入分布函数变化的贡献率约为18%。近年来,中国的家庭结构发生巨大变化,国内关于家庭结构的收入分配效应的研究也逐渐增多。例如,基于分位数回归和反事实分解方法,倪旭君(2015)从家庭内部受教育程度、年龄结构、规模结构和收入结构四个方面考察了1989—2011年间家庭结构变迁对收入差距的影响后发现,家庭结构的变动对不同收入组家庭的影响具有异质性,家庭结构的变动特别是不同收入组家庭的教育回报率的差异,导致了我国家庭间收入差距的扩大。罗楚亮和颜迪(2020)基于MLD指数分解和Fields分解方法探讨了1988—2013年间家庭结构变迁与收入差距变动之间的关系。他们的结果表明,家庭结构组内差距变动是导致总体收入差距变动的主要原因,1988—2013年,家庭人口结构的变迁小幅度扩大了收入差距,其中,只有家庭人口规模在这一时期对居民收入差距的扩大的贡献份额有所上升,而人口结构、年龄结构和代际结构对居民收入差距贡献份额很小。从上述介绍可以看出,现有研究从多种视角讨论了家庭结构对收入不平等的影响。相对而言,国内关于家庭结构与收入分配关系的研究仍处于起步阶段,相关研究较少且研究结论存在一定争议。

其次,本文的研究侧重分析家庭结构变迁对财产差距的影响。与收入相比,家庭结构对财产的作用要更大一些。这主要体现在,家庭规模的小型化导致代际间财产再分配的可能性进一步下降。然而,针对改革开放以来家庭结构的变迁,关注其对财产不平等的影响并不多见。实际上,相较于收入,财富积累水平能更好地体现家庭的经济资源存量,以及生命周期内家庭消费平滑的程度和代际内财产转移的差异(Pudney,1993;Cowell & Van Kerm,2015)。近些年来越来越多的学者关注到日益扩大的财产不平等(Bover,2010;Piketty & Zucman,2015)。现有的关于中国居民财产分布差距的研究大都发现,进入21世纪以来,在收入迅速增长和房地产市场快速发展的背景下,居民财产分布差距迅速扩大,且大大超过了收入差距(谢宇、靳永爱,2014;李实等,2016)。以往涉及居民财产分配的研究更多从描述性角度分析居民财产分配状况的时序变化趋势,并从财产构成出发探讨分项财产对财产分布差距的影响(李实等,2000;梁运文等,2010)。但是,关于家庭结构变动对财产分配差距的影响的研究较少。20世纪80年代以来,受到生育政策、住房改革、社会养老保障和流动人口迁移等因素的影响,城镇地区核心家庭占比明显下降,单人户大幅提高,三代家庭户占比有所增加,同时家庭结构仍是以小型化为主导的格局(王跃生,2013,2020)。家庭规模的小型化和不同类型家庭户的内部保险机制的变化会作用于城镇内部财产积累的差异和财产分布差距。与此同时,伴随着家庭结构的变动,不同类型家庭户的可观测特征也发生了重要变化,这同样会对财产分布差距产生影响。现有研究指出家庭特征的变化,例如户主受教育水平的提升,是影响财产积累的重要因素(梁运文等,2010;巫锡炜,2011)。还有一些研究讨论了家庭结构与财产配置的关系后发现,不同的家庭结构对家庭资产配置有重要的影响(吴卫星、李雅君,2016;吴卫星、谭浩,2017)。

再次,本文的研究是对已有研究的重要补充。在较早的研究中,Pudney(1993)利用非参数核密度估计和回归的方法讨论了人口年龄结构对中国家庭财富分布不平等的影响后发现,生命周期的因素对观测到的财产不平等的影响不大。基于核密度分解方法,Dambrosio & Wolff(2001)讨论了美国1983—1998年财产差距变动的影响因素后指出,组内财产差距的扩大是影响美国这一时期财产分布不平等扩大的主要因素,而家庭结构的收入分配效应较小。利用反事实模拟的方法,Bover(2010)比较了美国和西班牙家庭结构的不同对其财产分布的影响后发现,家庭结构的差异是造成低财产组家庭间财产不平等程度扩大的主要原因,同时高财产组家庭间财产分布的不平等在很大程度上被家庭结构的不同所掩盖了。基于DFL重置权重方法和RIF(再中心化影响函数)回归分解的方法,Davies et al(2017)分析了加拿大家庭结构变动对居民财产分布的不平等程度的影响后发现,家庭结构变动和人力资本积累的增加有助于缩小加拿大不断扩大的财产分布差距。但是,国内学者关于家庭结构与财产分布差距的研究较少,已有的研究主要是描述分析不同家庭组间财产积累和资产配置的差异,但并没有系统性考察近些年来城镇地区家庭结构的变动对居民财产分配差距的影响。基于此,本文利用最新的微观住户数据,较为全面地考察家庭结构变动对城镇内部居民财产分布的

影响。基于前沿的计量方法控制可观测特征变化对结果的影响后,本文试图准确分离家庭结构变动的财产分配效应,进而提炼出相关的政策建议。

三、数据描述

本文所使用的数据是中国居民收入调查项目(China Household Income Project,CHIP)1995年和2018年的城镇住户数据。其中,1995年的调查涵盖了全国19个省份的6868个城镇住户观测值。2018年的数据调查了全国15个省份的11680个城镇住户观测值。这两轮数据中都包含详细的家庭以及个人基本特征的信息,对家庭成员的分类比较全面,关于财产分类方面的数据也大致相同,能够支撑本文的比较研究。

沿用已有文献的划分方式,本文定义城镇住户的财产净值由金融资产、净房产、耐用消费品价值、生产性固定资产价值、其他资产的估计现值和非住房债务构成(李实等,2016;Knight et al,2020)。财产分项定义及估算过程如下:金融资产主要包括各项银行存款、有价证券、股票、借出款、借入款和手存现金。2018年金融资产的计算中,包括了问卷调查中的微信钱包和支付宝余额。净房产是根据调查中家庭自有住房的现估值减去建房、买房贷款或借款后而计算而得的。对于有两套及以上房产的家庭,本文计算的是多套房产的总资产净值。对租房者或者单位提供的住房的样本而言,本文将房产价值归为0。对于一部分与单位共有产权的住房,定义其房产价值为住房总价值的50%(Knight et al,2020)^①。1995年CHIP调查的城镇问卷中直接询问了耐用消费品的数量和价值,对于没有回答具体价值而回答了耐用消费品数量的住户,借鉴李实等(2005),本文通过回归计算相应耐用消费品的平均价值,再乘以耐用消费品数量计算住户缺失的耐用消费品总价值。生产性固定资产包括生产性、经营性等资产估计的市场价值。其他资产主要包括收藏品、古董和字画等其他资产净值。

本文主要讨论家庭结构变动对居民财产分布差距的影响,沿用王跃生(2006,2013)的定义,将家庭结构分为以下五类:(1)单人户,即只有户主一人独立生活的家庭。(2)核心家庭,指夫妇两人组成的家庭以及夫妇及其未婚子女组成的家庭。核心家庭可以进一步划分为夫妇核心家庭、标准核心家庭、单亲核心家庭和其他核心家庭^②。(3)直系家庭户,即夫妇与一个已婚子女和孙子女的家庭。直系家庭可进一步划分为二代直系家庭,三代直系家庭和四代及其他直系家庭^③。(4)复合家庭户,即夫妇和两个及以上已婚子女和孙子女的家庭。复合家庭可进一步细分为二代复合家庭和三代复合家庭^④。(5)其他家庭户,即不包含在以上家庭结构中的其他家庭户。比如,由户主和其他关系成员组成的家庭。

表1描述了这一时期城镇地区家庭户构成的变动。如表1所示,1995年在五种家庭户类型中,核心家庭占比高达85.47%,是最主要的家庭户类型;其次是直系家庭户,占比约为11.35%;再次为复合家庭户,约占1.66%。2018年,核心家庭和直系家庭仍然是中国家庭户的两个基本类型,约92%以上的家庭户可以归于其中。与2015年不同的是,2018年的家庭结构发现了明显的变化:首先,虽然核心家庭仍然是最大的家庭户类型,但其占比出现明显下降,2018年比1995年减少约

①数据中有个别住户回答了自有住房的面积但未回答房产的现估值,针对此类家庭,本文计算出其所在市的平均每平方米的房产价值,再乘以住房面积以得到该住户的净房产价值。

②夫妇核心家庭是指由户主和配偶两人组成的家庭。标准核心家庭是由夫妇二人及其未婚子女组成的家庭。单亲核心家庭是由夫妇一方和未婚子女组成的家庭,或者是未婚户主与父母一方组成的家庭。其他核心家庭主要包括户主与配偶、子女及未婚兄弟姐妹。

③二代直系家庭是夫妇同一个已婚子女及媳婿组成的家庭。三代直系家庭是由夫妇同一个已婚子女及孙子女组成的家庭。四代及其他直系家庭不仅包括四代户家庭,也包括隔代直系家庭。

④二代复合家庭是指父母同两个以上已婚子女及媳婿组成的家庭。三代复合家庭是由父母、已婚子女、媳婿和孙子女组成的。

18.23%。其次,直系家庭所占份额增加,从1995年的11.35%增大到2018年的22.39%。再次,单人户构成占比大幅上升,从1995年的0.77%增加到2018年的5.38%。现有研究认为单人户家庭增多一方面受到经济社会转型和高等教育扩张影响下婚姻匹配失败的影响,另一方面与老龄化水平提高以及城镇地区外来就业人口增多有直接关系(吴要武、刘倩,2015;王跃生,2013,2020)。

进一步对核心家庭、直系家庭和复合家庭户进行细分后可以发现,在核心家庭内部,这一时期占比最大的家庭户类型为标准核心家庭户,但其在全部分家庭户中的占比从1995年的67.50%下降到2018年的42.31%;同时,夫妇核心家庭占比显著上升,从1995年的14.65%增长到2018年的24.61%;单亲核心家庭占比在这一时期变化不大。这一时期标准核心家庭占比的下降与夫妇核心家庭占比的上升存在一定对应关系。夫妇核心家庭的上升主要受到第一代独生子女成人后外出就业的影响,使得“空巢”老年人夫妇比重不断增加,同时夫妇与未婚子女的标准核心家庭户构成显著降低(王跃生,2013,2020)。此外,养老保险制度的日渐完善也推动了老年人夫妇独居户的增加。1995—2018年,二代直系家庭在直系家庭户中的占比提高了约148.30%。三代直系家庭占比显著增加,从1995年的7.95%增长到2018年的16.65%,提高约109.43%。直系家庭中四代及其他家庭占比变化不大,这一时期仅增长了0.33个百分点。直系家庭的构成变化主要与子女婚后与父母共同居住的生活方式相关联。一般情况下,独生子女婚后与父母共同生活的概率较高,特别是在独生子女抚养孩子阶段,需要父母帮助,导致二代直系家庭和三代直系家庭在这一时期明显增多(王跃生,2006;张雪霖,2015)。四代直系特别是隔代直系家庭户占比的提高主要是受到父母外出工作比例的上升的影响(杨菊华、何焯华,2014)。此外,作为传统时代的一个重要家庭形态,复合家庭户占比在2018年略有下降,降幅约为10.84%。其中,二代复合家庭占比明显下降,而2018年三代复合家庭与1995年相比无大变化。

综上所述,中国的家庭户结构以核心型小型化为主导,其中,核心家庭和直系家庭是家庭结构的主要类型。1995—2018年,受到独生子女政策、人口迁移政策、社会养老保障制度和婚姻匹配模式变化等因素的影响,城镇家庭结构发生了显著变化,表现为单人户家庭和直系家庭明显增加,核心家庭构成降低。总体来看,在单人户家庭和夫妇核心家庭占比大幅增加的推动下,这一时期城镇地区家庭小型化格局没有改变。家庭结构的小型化趋向使得家庭内部和代际之间财产再分配的可能性降低,进而可能导致财产差距的进一步扩大(Headey et al,2005;Bover,2010;Klimaviciute et al,2019)。

表1 城镇地区家庭户的结构及其变动:1995—2018年

家庭结构	1995年		2018年	
	观测值		占比(%)	
单人户	53	495	0.77	5.38
核心家庭	5881	6436	85.47	69.89
夫妇核心			14.65	24.61
标准核心			67.50	42.31
单亲核心			3.28	2.92
其他核心			0.03	0.05
直系家庭	781	2062	11.35	22.39
二代直系			1.63	3.65
三代直系			7.95	16.65
四代及其他直系			1.77	2.1
复合家庭	114	137	1.66	1.48
二代复合			0.38	0.16
三代复合			1.28	1.32
其他家庭	52	79	0.76	0.86
全部样本	6881	9209	100	100

数据来源:作者根据CHIP1995和CHIP2018城镇住户数据整理所得。

在家庭结构发生深刻变化的同时,城镇家庭内部的财产积累和财产差距也经历了一个快速扩大的过程。图1描述了这一时期居民人均财产分布的洛伦兹曲线(Lorenz curve)的变化。作为描述和衡量分配或占有的平均程度的重要指标,洛伦兹曲线能较直观地反映居民财产差距。它的基本含义是,当该曲线越远离45度的对角线时,不均等的程度越高,相反,当该曲线越靠近对角线时,财产分布的均等程度越高。从图1可以看出,与1995年相比,2018年城镇居民财产分布的洛伦兹曲线更加偏离对角线。这意味着城镇地区居民财产分布的不平等在这一时期是不断扩大的。财产基尼系数从1995年的0.526上升到2018年的0.568,增长了约7.92%。已有研究讨论了2002年到2013年城镇居民财产分布不平等程度的急剧上升,并发现房产价格的变动是导致财产差距扩大的最主要原因(李实等,2016;Knight et al,2020)。

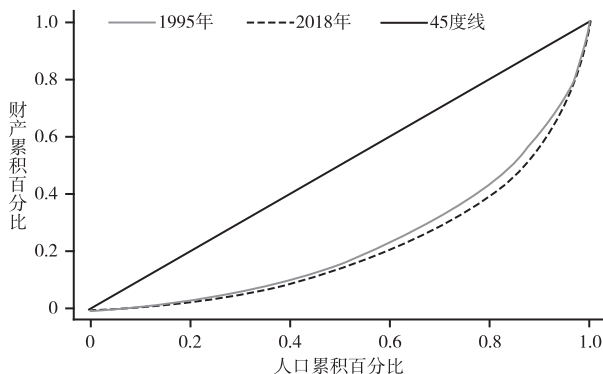


图1 城镇居民财产分布的洛伦兹曲线

本文主要讨论家庭结构变动对居民财产分布差距的影响,从表2中可以看出,这一时期在居民财产高速积累的同时,不同类型的家庭户之间的财产的增长速度存在着较大的差异。城镇居民人均财产净值从1995年的19473元增长到2018年的327921元,年均实际增长率高达13.06%。在所有家庭类型中,单人户家庭的财产增长较快,人均净财产的年均增长率高达16.52%。其次是核心家庭,人均总财产净值在这一时期的实际增长率略高于全国平均水平0.59个百分点,达到13.65%。相对而言,复合家庭中人均净财产积累速度较慢,年均增长率仅为8.72%。作为不同家庭关系的组合,家庭结构的差异会通过影响家庭内部保险机制而作用于财产积累过程。例如,城镇地区单人户比例提高的主要推动因素为30岁左右未婚男女比例的上升以及城市老龄化进程的加快(王跃生,2013)。考虑到婚姻的“安全性”,相对于已婚家庭,单人户家庭配置的风险资产比重较低,而更偏好于安全类资产(如房产、银行储蓄)(王琏、吴卫星,2014;王聪等,2017)。与此同时,为了提高未婚子女未来在就业和婚姻市场中的竞争力,核心家庭出于预防性储蓄的动机会加速积累财富,进而其财产积累在这一时期也有了较快增长。复合家庭户由于较高的子女抚育教育支出和医疗支出导致财产积累增速较慢。

现有研究讨论了影响城镇住户财产分配不平等的因素后发现,家庭特征尤其是户主教育水平的差异,是影响财产分布不平等的重要因素(李实等,2000;巫锡炜,2011)。表2给出了这一时期不同家庭户类型中的成年人最高受教育水平的变动情况。不难看出,从1995年到2018年,在经济社会的发展特别是高等教育扩招的带动下,家庭成员的受教育水平有了明显提升。总体来看,家庭中成年人最高受教育年限从1995年的11.86年上升到2018年的12.84年。分家庭户类型可以发现,单人户家庭成员的最高教育水平在这一时期提升得最快,其次是直系家庭户和核心家庭户,而其他家庭户成员最高受教育水平的增长较慢。作为人力资本的重要组成部分,教育是影响收入的关键因素(李实、丁赛,2003),而财产又是由收入累积而成,因此,教育水平的提高可以提高家庭的财产存量以及影响家庭的资产配置(陈彦斌,2008;孟亦佳,2014)。因此,在分析家庭结构变动对财产分布差距的影响时,需要综合考虑教育等家庭特征在这一时期的变化,以准确厘清家庭结构变动的财产分配效应。

表2 不同家庭结构的基本特征:1995—2018年

家庭结构	1995年	2018年	1995年	2018年
	家庭人均净财产(元)		家庭中成人最高受教育年限(年)	
单人户	24304	818261	9.00	10.33
核心家庭	19612	371785	11.88	12.88
直系家庭	18431	236953	11.74	12.92
复合家庭	20428	139848	11.79	12.76
其他家庭	19609	226933	12.25	12.52
全部样本	19473	327921	11.86	12.84

注:1995年的家庭人均净财产已经折算成2018年价格。

四、研究方法

本文选用两种方法估计家庭结构变动对居民财产分布差距的影响:MLD指数的时序变动分解与半参数的DFL方法。借鉴Mookherjee & Shorrocks(1982)的方法,对总体财产分布差距的MLD指数的时序变动进行分解,可以厘清每个组成部分的变动对总体差距变动的的影响。然而,MLD指数在不平等分解过程中没有考虑这一时期个人和家庭其他特征变动对财产分布差距的影响。前已述及,除了不同家庭户类型构成的变动外,这一时期不同家庭户的其他可观测特征也发生了显著变化,即家庭成员的最高受教育年限有不同程度的提升。鉴于教育等可观测特征是影响财产分布不平等的重要因素,因此忽略其他可观测特征的变化可能会导致对家庭结构变动的财产分配效应的高估。为了克服这个问题,本文选用DFL方法(DiNardo et al,1996),将这一时期其他可观测的个人特征差异、财产函数差异和家庭结构的变动都纳入考虑范畴,通过重置权重以构造反事实的财产分布,进而比较观测到的实际财产分布和反事实情况下的财产分布的差异,以此来考察家庭结构变动对财产差距的作用。可以看出,DFL方法的基本思路是把财产分布差异分解为不同时期家庭特征回报差异(即财产函数系数的差异)、其他可观测特征差异和家庭结构变动三个部分,将家庭结构和其他特征对财产差距的影响分离出来,以准确估计家庭结构对财产差距的影响。

(一)MLD指数的时序变动分解

关于不平等的度量,国际上广泛使用的指标包括Gini系数、熵指数、泰尔指数和MLD指数等。本文主要分析家庭结构变动对财产分布差距的作用,因此选用具有可分解性质的广义熵指数(generalized entropy index)GE(θ)作为衡量不平等的指标。为了分解各个部分对财产差距变化的影响,本文选取 $\theta=0$,即MLD指数。

假设财产分布 $Y=(y_1, y_2, \dots, y_n)$,可测量财产分布差距的MLD指数^①表示为:

$$I_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{\bar{y}}{y_i}\right) \quad (1)$$

其中, y_i 为*i*家庭的财产存量水平, \bar{y} 为全部样本家庭的平均财产。

根据MLD指数的可分解性,收入不平等差异可以进一步分解为组内差异(within-group)和组间差异(between-group)两部分。假设全部样本可以划分为*K*组($k \in \{1, \dots, K\}$),测量财产分布差距的MLD指数可以表示为:

$$I_0 = \underbrace{\sum_{k=1}^K v_k \cdot I_{0k}}_{within} + \underbrace{\sum_{k=1}^K v_k \cdot \ln\left(\frac{\bar{y}}{\bar{y}_k}\right)}_{between} \quad (2)$$

其中, v_k 表示第*k*组家庭占全部样本家庭的比例, I_{0k} 表示第*k*组家庭内的MLD指数, \bar{y}_k 表示第

^①MLD指数中权重因子的总和为1。因此,MLD指数能准确衡量不同组成部分,特别是组别构成的变动对总体差距影响。

k 组家庭的财产存量的平均水平。基于上述公式,总体差距可以表示为包括权重因子(即群组份额)的组内差异与组间差异之和。不同时期的总体差距的变动可以表示为组内差距的变动和权重因子,即人群组份额变动的影响,如下式:

$$\Delta I_0 = I_0^{t+1} - I_0^t \approx \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{v}_k \cdot \Delta I_{0k}}_A + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{I}_{0k} \cdot \Delta v_k}_B + \underbrace{\sum_{k=1}^K [\bar{\mu}_k - \ln(\mu_k)] \cdot \Delta v_k}_C + \underbrace{\sum_{k=1}^K (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \cdot \Delta \ln(\bar{y}_k)}_D \quad (3)$$

其中, $\mu_k = \bar{y}_k / \bar{y}$, 即 k 组家庭的平均财产水平与全部家庭的平均财产水平之比。 $\theta_k = v_k \cdot \mu_k$, 表示 k 组样本的财产总量在总财产中所占份额。变量上的横线表示这一指标在两个时期的算数平均值。从式(3)可以看出,两个时期间 MLD 指数的时序变动可以分解为四个部分(Mookherjee & Shorrocks, 1982): A 部分由各群组内不平等的变化(ΔI_{0k})和群组所占份额的平均值(\bar{v}_k)组成, 占比较高的群组内部不平等的变化会对总体财产差距有较大的影响, 因此, A 部分衡量的是各群组内部差距变动对总体 MLD 指数的影响; B 部分测量的是各组人口份额的变动(Δv_k)对“组内差距”的影响。如果不平等程度较高的群组所占份额增加, 则总体不平等程度会相应增加, 反之亦然; C 部分描述了各组人口份额的变动(Δv_k)对“组间差距”的影响。可以看出, 当相对财产水平较高的群组所占份额增加时, 总体 MLD 指数会上升; D 部分表示各群组内的平均财产水平变动($\Delta \ln(\bar{y}_k)$)的效应。当群组内部平均财产积累水平发生变化时, 如果这个群组的财产水平相对于其人口份额的比率越高, 则对总体不平等的影响越大。

如上所述, MLD 指数的时序变动可以分解为四个部分: A 部分表示群组内部不平等的变化对总体差异的影响, D 部分是各群组内平均财产分布变化的影响, B 部分和 C 部分之和测量的是群组所占份额也即家庭结构的变动对总体不平等变化 ΔI_0 的影响。因此, 在下文分析 1995—2018 年间家庭结构变动对财产分布差距的影响时, B 部分与 C 部分对这一时期财产分布不平等的贡献率, 是本文研究重点所在。

(二) DFL 分解

如前所述, MLD 指数时序分解忽略了这一时期其他可观测的个人和家庭特征对财产分布的影响, 可能会高估家庭结构变动对财产差距的效应。为了控制其他可观测特征的影响, 本文选用 DFL 半参数的方法, 用加权核密度刻画财产分布, 并借助重置权重来构造反事实财产分布, 在控制其他可观测特征的影响后, 准确厘清家庭结构变动对财产差距扩大的影响(DiNardo et al, 1996)。

假设 w 代表财产积累水平, t 为时间, z 代表财产函数中的解释变量。那么数据中每个家庭户样本的财富水平都可以用联合密度函数 f 来表示, j 时期家庭的财产的边际分布可以表示为:

$$f^j(w) \equiv f(w | t = j) = \int f(w, z | t = j) dz = \int f(w | z, t = j) f_z(z | t = j) dz \quad (4)$$

其中, $j=1$ 代表 2018 年, $j=0$ 表示 1995 年。从等式右侧可以看出, j 时期家庭户财产的边际分布可以表示为两个条件分布的乘积(DiNardo et al, 1996)。

为了考察导致这一时期净财产分布差异的影响因素, 本文假设城镇居民财产的决定因素(z)包含以下因素: (1) 家庭结构(c); (2) 其他可观测特征(e)。借鉴李实等(2000), 以家庭成年人中受教育水平最高者的教育程度和东、中、西部地区代表可观测的家庭特征, 家庭结构因素则主要考虑上文中所述的不同的家庭户类型。 $z = (c, e)$ 表示财产函数的影响因素。基于此, 式(4)可以进一步表示为

$$\begin{aligned} f^j(w) &= f[w | t = j] = \int_c \int_e f(w, c, e | t = j) dc de \\ &= \int_c \int_e f(w | c, e, t = j) \cdot f_{c|e}(c | e, t = j) \cdot f_e(e | t = j) dc de \end{aligned} \quad (5)$$

从等式右侧可以看出, j 时期家庭财产的边际分布函数等于三个条件分布的乘积, 分别为给定家庭结构、其他可观测的家庭特征和时间后财产的条件分布函数 $f(w|c, e, t=j)$, 给定其他可观测特征和时间后的家庭结构的条件分布 $f_{c|e}(c|e, t=j)$, 以及其他可观测特征分布 $f_e(e|t=j)$ 。

基于此, 1995 年和 2018 年的财产分布可以分别表示为:

$$f^0(w) = \int_c \int_e f(w|c, e, t=0) \cdot f_{c|e}(c|e, t=0) \cdot f_e(e|t=0) dcde \quad (6)$$

$$f^1(w) = \int_c \int_e f(w|c, e, t=1) \cdot f_{c|e}(c|e, t=1) \cdot f_e(e|t=1) dcde \quad (7)$$

为了估计反事实的财产分布, 本文假设 1995 年的财产函数和家庭结构保持不变, 但其他可观测特征模拟为 2018 年情形, 以 $f^A(w)$ 表示:

$$f^A(w) = \int_c \int_e f(w|c, e, t=0) \cdot f_{c|e}(c|e, t=0) \cdot f_e(e|t=1) dcde \quad (8)$$

上式计算的反事实的财产分布回答了这样的问题: 如果 1995 年的其他可观测特征模拟为 2018 年的情形, 但其家庭结构和财产函数保持不变, 那么 1995 年财产分布差距会如何变化。可见, $f^A(w)$ 的计算有助于分离出这一时期其他可观测特征变化对财产不平等的影响。

本文可以进一步模拟其他情形的财产分布, 以分离出家庭结构变动的财富效应。具体而言, 如果保持 1995 年的财产函数不变, 但家庭结构和其他家庭特征为 2018 年情形, 此时的反事实财产分布为:

$$f^B(w) = \int_c \int_e f(w|c, e, t=0) \cdot f_{c|e}(c|e, t=1) \cdot f_e(e|t=1) dcde \quad (9)$$

基于上述反事实的财产分布, 可以将这一时期财产分布差距的变动分解为:

$$f^1(w) - f^0(w) = [f^1(w) - f^B(w)] + [f^B(w) - f^A(w)] + [f^A(w) - f^0(w)] \quad (10)$$

从式(10)等号右侧可以看出, 1995—2018 年间财产分布差距的变动可以分解为三个部分: 第一项 $[f^1(w) - f^B(w)]$ 反映了这一时期财产决定机制的变化对财产差距变动的影响^①; 第二项 $[f^B(w) - f^A(w)]$ 表示家庭结构变动对财产不平等的影响; 第三项 $[f^A(w) - f^0(w)]$ 衡量的是住户其他可观测特征变化对财产差距变动的作用。不难发现, 在控制其他可观测特征的作用后, 式(10)等号右侧第二项即分离出这一时期家庭结构变动对财产差距扩大的影响。

为了构造反事实的财产分布 $f^A(w)$, 借鉴 DiNardo et al(1996)提出的 DFL 方法, 对数据赋予新的权重, 使得估计出的 1995 年的财产边际分布等于 1995 年财产函数和家庭结构保持不变, 但其他可观测特征为 2018 年情形下的反事实的财产分布:

$$\begin{aligned} f^A(w) &= \int_c \int_e f(w|c, e, t=0) \cdot f_{c|e}(c|e, t=0) \cdot f_e(e|t=1) dcde \\ &= \int_c \int_e f(w|c, e, t=0) \cdot f_{c|e}(c|e, t=0) \cdot f_e(e|t=0) \phi_e dcde \end{aligned} \quad (11)$$

①20 世纪 90 年代末开始住房制度改革使得房地产开始全面市场化, 财产所有权的扩大对城市内部居民财产分布的不平等的变化起到了重要的作用。理论上而言, 如果财产所有权的扩大对所有的人是相同的, 那么财产所有权与家庭结构没有关系, 1995—2018 年财产分布差距的变动反映的则是财产所有权的变动。然而, 私有住房所有权的扩大对不同的人群是不同的, 城镇住房改革实际上将传统分房制度遗留下的不均等以货币化形式再次显现出来。因此, MLD 指数的差异不仅包括这一时期家庭结构变动的影响, 也包括财产所有权变化的影响, 以及二者的交叉影响作用。改进后的 DFL 分解则同时控制了财产决定机制变化的影响, 可以准确厘清家庭结构变动对财产分布差距扩大的作用。

新的权重 ψ_e 定义为：

$$\psi_e = \frac{\Pr(e | t = 1)}{\Pr(e | t = 0)} = \frac{\Pr(t = 1 | e)}{\Pr(t = 0 | e)} \cdot \frac{\Pr(t = 0)}{\Pr(t = 1)} \quad (12)$$

需要指出的是，式(10)中财产差距变动的分解结果会受到分解顺序(sequential decomposition)的影响(DiNardo et al,1996)，即分解结果与影响因素的添加顺序相关。换言之，本文先设定财产分布函数式(5)，再分别对反事实财产分布 $f^A(w)$ 和 $f^B(w)$ 进行模拟。在上述基础上，实际上是先分解其他可观测特征的影响，然后再加入家庭结构变动的的作用。另一种可能存在的分解顺序是先分解家庭结构变动的的作用，再加入其他可观测特征。也就是先模拟家庭结构为 2018 年情形，但保持 1995 年其他可观测特征和财产函数保持不变，此时反事实的财产分布可表示为：

$$f^A(w)' = \int_c \int_e f(w | c, e, t = 0) \cdot f_{c|e}(c | e, t = 1) \cdot f_e(e | t = 0) dc de \quad (13)$$

在这样的分解顺序下，式(13)与 1995 年实际财产差距($f^0(w)$)之差即表示在控制其他可观测特征的基础上家庭结构变动对财产分布差距变化的影响。基于此，本文计算了这两种可能的分解次序下家庭结构变动的的作用，取平均值以消除分解次序差异对估计结果可能造成的偏差(Hyslop & Maré, 2005; Cobb-Clark & Hildebrand,2006; Shorrocks, 2013)。

五、家庭结构变动与财产差距

(一)财产不平等分解

表 3 给出了财产不平等指数——MLD 指数的时序变动的分解结果。总体来看，当仅考虑家庭户类型时，家庭结构变动(组内效应和组间效应之和)解释了 1995—2018 年间财产分布差距的总变动的 26.60%，其中，家庭结构变动的组间效应对财产分布差距的总贡献率较高(14.18%)，组内效应的贡献率较低(12.42%)。这一时期不同家庭户间平均财产水平变动起到了显著扩大总财富差距的作用，对 MLD 指数的上升的贡献率高达 59.81%。同时，不同家庭户内部财产不平等的变动也起到了扩大财产分配差距的作用。

表 3 还描述了不同家庭类型的群组组内差距变动效应、家庭结构变动组内效应、家庭结构变动组间效应和群组平均财产水平变动效应。前已述及，家庭结构的变动通过影响不同家庭类型所占比重以及家庭内部保险机制而作用于财产分布差距，单人户家庭的增加主要是由于高财富阶层家庭的增加，而直系家庭比例的上升则主要是财产增速较慢的低财富阶层家庭增加所致。其结果是，单人户和直系家庭构成的上升显著扩大了城镇内部居民财产分布的不平等程度。相对而言，这一时期家庭财产增速较快的核心家庭比例的下降起到了明显的缩小财产分布差距的作用。

表 3 家庭结构变动对财产分布差距的影响：MLD 指数时序变动分解(%)

家庭结构	A	B	C	D	(B+C)/ΔI
单人户	-2.33	17.54	33.64	92.78	51.18
核心家庭	51.55	-167.44	-334.39	264.74	-501.83
直系家庭	-22.34	161.92	313.92	-256.97	475.84
复合家庭	-14.69	-0.36	-0.67	-31.91	-1.04
其他家庭	1.40	0.76	1.68	-8.83	2.44
合计	13.59	12.42	14.18	59.81	26.60

注：(1)表中 A 表示“各群组内部差距变动对总体 MLD 指数的影响”，B 表示“家庭结构变动对组内差距的影响”，C 表示“家庭结构变动对组间差距的影响”，D 表示“各群组内的平均财产水平变动效应”。表中所有的数值都是该部分效应占总财产分布差距的比例。(2)由于分解中存在残差项，导致四个部分加总与这一时期 MLD 指数之差不能完全相等。为了分项分解的加总性，表中选用四个分项加和衡量这一时期财产不平等的变化。

(二)DFL 分解

MLD 指数的时序变动分解无法控制这一时期其他可观测特征变化对财产不平等的影响，进而会导致估计结果的偏差。因此，考察家庭结构变动对财产分布差距影响的另一种方法是在控制其他

可观测特征的基础上通过半参数分解构造反事实财产分布,以准确分离出家庭结构变动的作用。根据式(10),1995—2018年财产分布差距的变动可以分解为三个部分,分别是这一时期其他可观测特征的变化、财产函数的变化以及家庭结构的变动的影响。本文同时报告了基尼系数、MLD指数和泰尔指数的变化情况,估计结果如表4所示。^①

表4结果表明,这一时期,其他可观测特征的变化对城镇内部财产分布差距的MLD指数扩大的贡献率为28.01%,而系数效应则解释了1995—2018年财产不平等扩大的55.08%。总体来看,在控制其他可观测特征和财产函数变化的影响后,这一时期家庭结构的变动仍然起到了明显的扩大财产差距的作用,但其对城镇内部居民财产差距变化的贡献率比MLD指数分解的结果要小得多。如前所述,家庭成员的教育水平的差异影响到家庭的财产存量,进而作用于不同家庭间的财产差距。表4的结果进一步表明,在控制了其他因素后,在1995年至2018年期间,家庭间财产差异的16.91%要归因于这一时期家庭户类型的变化。基尼系数和泰尔指数的结果同样表明,家庭结构变动起到了扩大城镇居民财产分布差距的作用,但相比于MLD指数的分解结果,家庭结构的相对重要性略微有所减弱。不难理解,不同的不平等度量指标具有不同的性质,MLD指数对低财富阶层的变动更加敏感,基尼系数对中间阶层财产的变化比对两端的变化更加敏感,而泰尔指数则是对富有群体的变化更敏感,因此,DFL方法下这三个不平等指数的结果略有差异(万广华,2008;Peichl et al, 2012)。

表4 家庭结构变动对财产分布差距的影响:DFL方法

指标	基尼系数	泰尔指数	MLD指数
1. 1995年实际财产分布 $f^0(w)$	0.5159	0.5092	0.5013
2. 2018年实际财产分布 $f^1(w)$	0.5446	0.5770	0.5543
3. 1995—2018年财产差距的变动 $[f^1(w) - f^0(w)]$	0.0287	0.0678	0.0530
4. 家庭结构变动对财产差距影响的贡献率(%)	11.30	11.38	16.91
5. 其他可观测特征对财产差距影响的贡献率(%)	26.75	29.10	28.01
6. 系数效应对财产差距影响的贡献率(%)	61.95	59.52	55.08

注:(1)为了保持与MLD时序分解结果的可比性,DFL方法报告的结果2删除了家庭财产为负值的样本;(2)表中的贡献率是考虑了所有可能的分解次序的影响后,对各种可能的分解次序下的贡献率取平均值的结果。

(三)稳健性检验 I:FFL分解

如前所述,DFL分解可能存在分解顺序的问题,不能清晰区分结构效应和报酬效应的影响。借鉴已有文献的解决方法(Cobb-Clark & Hildebrand,2006),本文在DFL分解时考虑了分解因素的添加顺序的影响,并在此基础上计算平均值以估计家庭结构变动的财产分配效应。为了检验结果的稳健性,并从结构效应和报酬效应两方面来考察这一时期家庭结构变迁对财产分布差距的影响,本文进一步使用了基于RIF回归的分解(FFL-OB)^②(Firpo et al, 2009,2018)。

表5报告了1995—2018年人均财产差异的基尼系数变化的分解结果。不难发现,当可观测特征和家庭结构保持在1995年情形但要素报酬为2018年的系数时,与2018年真实的城镇内部人均财产分布相比,财产分布差距的基尼系数从0.545下降到0.534,即总特征效应对总财产分布差距的

^①数据中1995年有1.02%的家庭户的净财产水平为负值,2018年净财产为负值的家庭户占比为1.53%,两年的样本中都没有财产为零值的样本。根据MLD指数的定义,样本的家庭净财产必须为正数,因此,在使用MLD指数度量财产差距并进行分解时,本文需要删除家庭净财产为负的样本。为了保持与MLD时序分解结果的可比性,DFL报告的结果中同样删除了家庭财产为负值的样本。需要指出,如果负值样本不进行删除,DFL分解结果表明,这一时期家庭结构变动对城镇地区居民财产分布差距(MLD指数)的贡献率为16.94%,与删除负值样本的分解结果基本相同。

^②FFL分解是在DFL的基础上,可以进一步对分布统计量的再集中影响函数(RIF)进行回归,进而将结构效应和构成效应细分到每个协变量上(郭继强等,2011)。

贡献率约为 37.93%，系数效应大约解释了这一时期财产分布差距上升的 62.07%。家庭结构的特征效应显著为正，对这一时期城镇内部家庭财产分布差距的基尼系数上升的贡献率约为 21.97%，表明家庭结构的变动是影响 1995—2018 年财产分布差距变化的重要因素。从系数效应结果来看，这一时期家庭结构的变迁降低了财产分布差距的基尼系数，但其影响并不显著。^① 这意味着，1995—2018 年城镇内部居民财产不平等的变动，主要是因为这一时期不同类型家庭的权重发生了变化，而非不同类型家庭在财产积累上的差异所致^②。

表 5 家庭结构变动对财产分布差异的影响：基于 RIF 回归的分解结果

指标	Gini
2018 年财产差距基尼系数	0.545*** (0.005)
1995 年特征×2018 年系数	0.534*** (0.004)
1995 年财产差距基尼系数	0.516*** (0.005)
财产基尼系数的变动	0.0287*** (0.008)
特征效应	0.0078*** (0.003)
其中,家庭结构	0.0063**
系数效应	0.0175*** (0.00817)
其中,家庭结构	-0.0007
技术误差	0.0029*** (0.001)
再权重误差	0.0005 (0.001)

注：(1)为了保持与上文分解结果的可比性，本部分删除了家庭财产为负值的样本；(2)括号中为标准误差，*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。

(四) 稳健性检验 II：等值因子调整

在讨论收入不平等或消费不平等时，由于家庭的人均消费支出会随着家庭规模的扩大而减少，因此，为了消除规模经济的影响，可以使用等值因子(equivalence scale)将家庭层面的收入或消费调整到个人层面。然而，财产积累的等值因子调整问题是富有争议的(Sierminska & Smeeding, 2005; Bover, 2010; Cowell & Van Kerm, 2015)。举例而言，如果将家庭财产积累理解为潜在的消费(如退休后的消费)，那么未来的家庭结构应该受到更多的关注。在这种情况下，考虑退休后消费家庭财产时，现阶段子女数量可能不会影响家庭层面财产水平。另外，如果将家庭财产积累看作是家庭满足当前消费的能力(或者是家庭地位和实力)，则等值因子的调整是必要的(Cowell & Van Kerm, 2015)。

本文旨在估计家庭结构的变动在多大程度上解释了所观测到的财产分布差异，所考虑的家庭结构差异并不仅仅是家庭规模的问题。尽管如此，作为稳健性检验的部分，本文进一步计算了等值财产以检验家庭结构的作用。利用 OECD 等值因子(假设家中户主为 1，其他每个成人等值因子为 0.7，孩子的等值因子为 0.5)对家庭财产进行调整后，表 6 分别给出了 MLD 指数分解和 DFL 方法

^①Davies et al (2017)得到了类似的结果。

^②需要指出的是，这一分解结果只是基于本文对家庭结构的定义而得到的。如果基于其他定义对家庭进行分类，或许会得到不同的分解结果与政策含义。

的结果。表 6 结果表明,这一时期家庭结构变动对家庭等值财产分布差距扩大的贡献率(组内效应和组间效应之和)为 40.56%。在控制可观测特征后,家庭结构的影响力度有所下降,但仍解释了 1995—2018 年间财产差距上升的 28.31%。可以看出,等值因子调整的结果进一步强化了本文的结果,即家庭结构变动是影响财产差距扩大的重要因素。

表 6 家庭结构变动对等值财产差距的影响

1. MLD 指数分解	B	C	B+C
家庭结构变动对财产差距影响的贡献率(%)	31.50	9.06	40.56
2. DFL 方法	基尼系数	泰尔指数	MLD 指数
家庭结构变动对财产差距影响的贡献率(%)	23.79	27.26	28.31

注:MLD 分解中 B 表示“家庭结构变动对组内差距的影响”。C 表示“家庭结构变动对组间差距的影响”,表中所有的数值都是该部分效应占总财产分布差距的比例。

六、结束语

改革开放以来,中国社会经济经历了重大的变革,城镇地区家庭结构也出现了较大的变化。在 1995 年至 2018 年期间,在单人户家庭和夫妇核心家庭占比大幅增加的推动下,城镇地区家庭结构呈现出小型化的变动趋势。家庭规模的小型化趋向使得家庭内部和代际财产再分配的可能性降低,同时家庭结构变动会通过影响家庭的劳动供给、家庭内部保险机制和家庭间教育分布而作用于家庭财产分布差距。

本文从近年来家庭规模逐渐缩小的视角出发,考察家庭结构变动对城镇居民财产分布差距的影响。借鉴 Mookherjee & Shorrocks(1982)的方法,对 MLD 指数的时序变动进行分解以估计家庭结构变动对城镇内部居民财产分布差距的影响后发现,仅考虑家庭户类型的情况下,这一时期家庭结构变动是影响城镇居民财产不平等的重要因素,解释了 1995—2018 年间财产分布差距扩大的 26.60%。然而,MLD 指数分解无法控制这一时期其他可观测特征变化对财产分布差距的影响,因此,这可能导致对家庭结构影响的高估。基于此,本文还采用改进后的 DFL 分解方法控制了可观测特征变化的影响后模拟了反事实的财产分布,以分离出家庭结构变动对城镇内部居民财产差距变化的作用。结果同样发现,在 1995 年至 2018 年期间,家庭间财产分布差距的 11.30%~16.91%要归因于这一时期家庭户类型的变化。为了检验结果的稳健性,本文进一步选择使用基于 RIF 回归的分解(FFL-OB)的方法后证实,家庭结构变动的特征效应显著为正,即 20 世纪 90 年代中期以来不同类型家庭的权重变化起到了扩大财产差距的作用。考虑到本文的结果可能会受到等值因子调整的影响,本文进一步计算了家庭等值财产以检验家庭结构变动的作用。利用 OECD 等值因子对家庭财产进行调整后同样发现,家庭结构变动会作用于城镇地区居民财产差距。

综上所述,家庭结构的变动是影响财产分布差距的重要因素。在家庭规模不断小型化的背景下,由于家庭内部财富贡献人数减少,家庭内年龄结构和劳动供给行为发生相应变化,家庭内部保险机制也相应改变,其结果是家庭结构对扩大财产分布差距的作用会越来越重要。基于此,要继续推动财产税和房产税的出台,并以家庭为单位进行调整,进而在一定程度上抑制财产差距的扩大。

参考文献:

- 陈彦斌,2008:《中国城乡财富分布的比较分析》,《金融研究》第 12 期。
 陈彦斌 霍震 陈军,2009:《灾难风险与中国城镇居民财产分布》,《经济研究》第 11 期。
 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。
 郭继强 姜俐 陆利丽,2011:《工资差异分解方法述评》,《经济学(季刊)》第 2 期。
 李婧 许晨辰,2020:《家庭规划对储蓄的影响:“生命周期”效应还是“预防性储蓄”效应?》,《经济学动态》第 8 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 6 期。
 李实 万海远 谢宇,2016:《中国居民财产差距的扩大趋势》,中国收入分配研究院工作论文。
 李实 魏众 B. 古斯塔夫森,2000:《中国城镇居民的财产分配》,《经济研究》第 3 期。

- 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。
- 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。
- 刘华,2014:《农村人口老龄化对收入不平等影响的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 罗楚亮 颜迪,2020:《家庭结构与居民收入差距》,《劳动经济研究》第1期。
- 孟亦佳,2014:《认知能力与家庭资产选择》,《经济研究》第S1期。
- 倪旭君,2015:《居民家庭结构变动对收入变动的的影响分析》,《上海经济研究》第11期。
- 曲兆鹏 赵忠,2008:《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》,《经济研究》第12期。
- 王聪 姚磊 柴时军,2017:《年龄结构对家庭资产配置的影响及其区域差异》,《国际金融研究》第2期。
- 王璠 吴卫星,2014:《婚姻对家庭风险资产选择的影响》,《南开经济研究》第3期。
- 王跃生,2006:《当代中国家庭结构变动分析》,《中国社会科学》第1期。
- 王跃生,2013:《中国城乡家庭结构变动分析——基于2010年人口普查数据》,《中国社会科学》第12期。
- 王跃生,2020:《制度变迁与当代城市家庭户结构变动分析》,《人口研究》第1期。
- 巫锡炜,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。
- 吴卫星 谭浩,2017:《夹心层家庭结构和家庭资产选择——基于城镇家庭微观数据的实证研究》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第3期。
- 吴卫星 李雅君,2016:《家庭结构和金融资产配置——基于微观调查数据的实证研究》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第2期。
- 吴要武 刘倩,2015:《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女? 剩男?》,《经济学(季刊)》第1期。
- 万广华,2008:《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》第1期。
- 谢宇 靳永爱,2014:《家庭财产》,载《中国民生发展报告2014》,北京大学出版社。
- 杨菊华 何焰华,2014:《社会转型过程中家庭的变迁与延续》,《人口研究》第2期。
- 张雪霖,2015:《城市化背景下的农村新三代家庭结构分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第5期。
- Bover, O. (2010), "Wealth inequality and household structure: U. S. vs. Spain", *Review of Income and Wealth* 56 (2):259—290.
- Burtless, G. (1999), "Effects of growing wage disparities and changing family composition on the US income distribution", *European Economic Review* 43(4):853—865.
- Cobb-Clark, D. A. & V. A. Hildebrand(2006), "The wealth of Mexican Americans", *Journal of Human Resources* 41(4):841—873.
- Cowell, F. A. & P. Van Kerm(2015), "Wealth inequality: A survey", *Journal of Economic Surveys* 29(4):671—710.
- Dambrosio, C. & E. N. Wolff(2001), "Is wealth becoming more polarized in the United States", Jerome Levy Economics Institute of Bard College Working Paper, No. 330.
- Davies, J. B. et al(2017), "Wealth inequality: Theory, measurement and decomposition", *Canadian Journal of Economics* 50(5):1224—1261.
- Deaton, A. & C. Paxson(1994), "Intertemporal choice and inequality", *Journal of Political Economy* 102(3):437—467.
- DiNardo, J. et al(1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973—1992: A semiparametric approach", *Econometrica* 64(5):1001—1044.
- Firpo, S. et al(2009), "Unconditional quantile regressions", *Econometrica* 77(3):953—973.
- Firpo, S. et al(2018), "Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions", *Econometrics* 6 (2):1—40.
- Greenwood, J. et al(2014), "Marry your like: Assortative mating and income inequality", *American Economic Review* 104(5):348—353.
- Greenwood, J. et al(2016), "Technology and the changing family: A unified model of marriage, divorce, educational attainment and married female labor-force participation", *American Economic Journal: Macroeconomics* 8(1):1—41.
- Headey, B. et al(2005), "The structure and distribution of household wealth in Australia", *Australian Economic Review* 38(2):159—175.
- Hyslop, D. R. & D. C. Maré(2005), "Understanding New Zealand's changing income distribution 1983—98: A semi-parametric analysis", *Economica* 72(287):469—495.
- Klimaviciute, J. et al(2019), "The inherited inequality: How demographic aging and pension reforms can change the

- intergenerational transmission of wealth”, *German Economic Review* 20(4):872—891.
- Knight, J. et al(2020), “The increasing inequality of wealth in China, 2002—2013”, In: S. Li et al(eds), *Changing Trends in China's Inequality: Evidence, Analysis and Prospects*, Oxford University Press.
- Molina, J. A. et al(2018), “Intra-household wealth and welfare inequality in the US: Estimations from a collective model of labor supply”, IZA Discussion Paper, No. 11707.
- Mookherjee, D. & A. F. Shorrocks(1982), “A decomposition analysis of the trend in UK income inequality”, *Economic Journal* 92(368):886—902.
- Peichl, A. et al(2012), “Does size matter? The impact of changes in household structure on income distribution in Germany”, *Review of Income & Wealth* 58(1):118—141.
- Piketty, T. & G. Zucman(2015), “Wealth and inheritance in the long run”, In: A. B. Atkinson & F. Bourguignon (eds), *Handbook of Income Distribution*, Elsevier.
- Pudney, S. (1993), “Income and wealth inequality and the life cycle: A non-parametric analysis for China”, *Journal of Applied Econometrics* 8(3):249—276.
- Shorrocks, A. (2013), “Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley value”, *Journal of Economic Inequality* 11(1):99—126.
- Sierminska, E. & T. Smeeding(2005), “Measurement issues in wealth: Equivalence scales, accounting framework, and reference unit”, Workshop Paper, LWS, Perugia, Italy.
- Spilerman, S. (2000), “Wealth and stratification processes”, *Annual Review of Sociology* 26(1):497—524.

Household Structure and Wealth Inequality in Urban China

ZHU Mengbing¹ DENG Quheng²

(1. Beijing Normal University, Beijing, China; 2. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Abstract: Using urban household survey data from the 1995 and 2018 waves of the China Household Income Project (CHIP), this paper studies the link between household structure and wealth inequality in urban China through the lens of shrinking of household size. The results of the decomposition of changes in the MLD index indicate that changes in household structure is an important factor affecting wealth inequality during the period under study. The DFL decomposition, with the advantage of controlling for observable characteristics and wealth functions, is also employed to estimate the counterfactual wealth inequality. The DFL decomposition results show that changes of household structure accounts for 11.30%—16.91% of changes in wealth inequality between 1995 and 2018, depending on the measures of inequality used. The results remain robust when using the FFL decomposition method and adopting equivalent scales.

Keywords: Household Structure; Wealth inequality; MLD Decomposition; DFL Decomposition

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)