

财产性收入与劳动供给新红利

——对“扩大财产性收入人群”的政策效应评估

戈艳霞 张彬斌*

内容提要 财产性收入达到一定水平后会降低劳动供给意愿，那么，“创造条件让更多群众拥有财产性收入”是否会必然导致劳动供给减少？在反设事实框架下，本文运用倾向得分匹配方法，使用中国家庭追踪调查数据，检验了劳动者在有财产性收入和无财产性收入下劳动供给的差异，估计“扩大财产性收入人群”政策对劳动供给的影响。结果发现，当前阶段扩大财产性收入人群并不会导致劳动供给减少，相反对劳动供给有一定的激励效果，特别是对农村居民。因此，应当进一步拓宽财产性收入的获得渠道，让更多低收入人群有机会获得财产性收入，有利于激发劳动者的积极性，并从多重渠道促进居民收入的快速增长。

关键词 财产性收入 劳动供给 收入效应 激励效应 倾向得分匹配

一 问题的提出

自2007年十七大报告首次提出“创造条件让更多群众拥有财产性收入”以来，中国居民的财产性收入步入快速增长的轨道。党的十九大报告再次强调，要“拓宽居民劳动收入和财产性收入渠道”。财产性收入在国民收入分配格局和政策取向上发挥

* 戈艳霞，中国社会科学院社会发展战略研究院、中国社会科学院国家治理研究智库，电子邮箱：ge1986505@163.com；张彬斌，中国社会科学院财经战略研究院，电子邮箱：zhangbb@cass.org.cn。本文使用的数据来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查，特此致谢。

着越来越重要的作用。中国居民财产性收入总额从 2007 年的 3002 亿元增长到 2014 年的 21718 亿元^①，累积名义增长 623%，财产性收入已成为居民收入的一个重要来源。

根据国家统计局住户调查的定义，“财产性收入”是指居民利用所拥有的不动产（房屋、土地等）和动产（银行存款、有价证券等）进行投资获得的收益，主要包括租金、利息、专利收入、红利收入和增值收益等。财产性收入的获得既取决于居民拥有的财产总量，也取决于资本市场的发展水平。特别是在中国资本市场发展不平衡不充分的情况下，资本市场的发展水平成为影响居民财产性收入的关键因素，并成为导致居民财产性收入获得不平等的主要原因之一。相关研究发现，近年来，中国居民财产性收入增长的同时，分化趋势也愈加明显（陈晨，2016）。这一问题和矛盾的持续将加剧诸多现有的经济和社会发展矛盾，特别是在经济发展水平和二元社会结构的长期影响下，农村地区资本市场发育严重滞后，大多数农村居民还没有获得财产性收入的机会，这在一定程度上拉大了城乡居民收入差距（刘江会、唐东波，2010）。中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，简称 CFPS）数据显示，2012 年农村居民中只有 8% 的人有机会获得财产性收入（包括土地或其他生产资料出租收入、房屋出租收入、其他租金收入和出卖财物收入），人均财产性收入仅为 3400 元；而城镇居民中 17% 的人有机会获得财产性收入，人均财产性收入为 12800 元^②。城乡居民财产性收入差距正在成为城乡收入差距扩大的主要原因。因此，相关政策提出要创造条件让更多群众拥有财产性收入。

在当前资本市场发展不平衡和获利机会不同的情况下，“创造条件让更多群众拥有财产性收入”无疑是缩小城乡居民收入差距的一项重要举措。然而，这一举措也会给社会经济发展带来一系列影响和后果，值得我们关注和研究。从相关文献来看，除了对财产性收入的重要性进行学理和政策意义的考察之外，不少学者深入分析了财产性收入对居民收入差距的影响及调节措施，以及财产性收入的内部差距现状、影响因素及其政策含义（金双华，2013；马明德、陈广汉，2011；迟巍、蔡许许，2012；周晓蓉、杨博，2012；高晶晶等，2015；宁光杰等，2016）。劳动供给一直是热点研究问题（蔡昉，2010；张车伟、蔡翼飞，2016；都阳、蔡昉，2004；王美艳，

① 来自《中国统计年鉴》（2008、2015）。

② 对于存款利息、股票、基金和债券等金融资产收入，由于 CFPS 只提问了受访家庭在年底持有的本金和市值，这些金融资产可能是受访家庭多年前购买的，所以没有计入当年收入。

2005;程杰,2014;贾朋、张世伟,2013),然而,有关财产性收入对劳动供给的影响还较少(刘勇等,2012;唐雪梅、赖胜强,2013)。一种观点认为,财产性收入是一种非劳动性收入,会降低劳动供给意愿,不利于经济繁荣发展(Ehrenberg & Smith,2011)。财产性收入在居民收入份额中的比重提高,意味着劳动收入份额的相对下降和闲暇机会成本的降低(韩公萍,2009)。对于一个理性劳动者而言,如果财产性收入达到了其心理价位,足以抵消不劳动或减少劳动带来的损失,那么其将倾向于减少劳动供给时间(Pedersen & Satchell,2003)。当绝大多数劳动者的财产性收入都达到这个心理价位时,市场上的劳动供给必将减少,劳动投入成本增加不利于经济的繁荣发展。

然而,这种基于西方理论的观点可能在一定程度上夸大了“扩大财产性收入人群”政策对中国劳动力市场的负面冲击作用,从而不利于政策的实施和推进。与西方国家不同,中国正经历从计划经济体制向市场经济体制的转轨,劳动力市场和资本市场都在从无到有、逐步发育的过程中。不同国家和地区居民的劳动供给行为和财富观念有所不同。当前中国居民的财富水平普遍不高,增加收入的意愿较强烈,同时参与劳动的意愿也很高。作为一种收入来源,财产性收入的增长能给居民带来效用的增加。努力提高自己的财产性收入也是理性人的积极选择(王文涛、谢家智,2017)。在参与资本市场的活动中,为了实现个人和家庭收入的增长,既可选择收益率高的投资产品,也可以通过增加投资来提高收入。增加投资往往需要劳动者有更多的储蓄,个体的储蓄需求又会刺激更多的劳动供给(金铃,2012)。由此可见,财产性收入有可能激励劳动供给。如果制度设计能为居民提供更加广泛公平的财产性收入获得机会,而不是让少数人拥有高额的财产性收入,那么,财产性收入并不必然导致劳动供给的减少,相反有可能激励普通劳动者的劳动意愿。

当前,中国居民的生活已基本实现温饱,总体上实现小康,在决胜全面建成小康社会的新时代,增加收入依然是中低收入人群的普遍愿望。“扩大财产性收入人群”政策的实施不仅有利于促进社会经济环境公平公正,而且通过财产性收入和劳动收入双重渠道,能够促进居民收入更快地增长,有利于改善中低收入群体的经济状况。同时,通过政策调整提高劳动参与意愿、挖掘劳动供给潜力,也是当前供给侧结构性改革的重要内容之一(屈小博、程杰,2017)。因此,研究财产性收入对劳动供给的影响具有一定的现实意义。本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,在一个反设事实框架下,借助倾向得分匹配方法,构建“处理组”和“控制组”,评估“扩大财产性收入人群”政策的实施对劳动力市场的影响。本文首先基于全国样

本考察该政策的整体性影响，进而分城乡和性别讨论，以探索该政策对不同人群的影响差异和内在机理。

二 理论假设与文献评述

扩大财产性收入人群究竟会对劳动市场产生怎样的干预效果？Douglas et al. (1993) 基于美国数据的经验分析发现，财产性收入等非劳动性收入对劳动供给的影响既有激励效应也有收入效应，相关曲线并非单调递减，而是一个先正向后负向的变化过程。一方面，在财富存量较高且能够保证效用不降低的情境下，财产性收入增加会带来劳动供给的减少，此时，财产性收入对劳动供给的净效应表现为收入效应。另一方面，在财富存量较低的情境下，与闲暇相比，收入增长带来的效用更大。为了获得更多的财富和效用，劳动者会倾向于增加资产投资和劳动供给。其中，增加投资必然要求个体有更多的储蓄，而储蓄需求的增长又要求个体增加劳动供给，此时，财产性收入影响劳动供给的净效应表现为激励效应。本质上讲，在财富存量还未达到预期水平的情境下，收入增长带来的效用是高于闲暇增加带来的效用的。而财产性收入相当于劳动收入的二次补贴收益，对劳动供给行为有一定的激励效应，因此会带来劳动供给的增加（Weimer, 1997）。总体而言，不同情境下财产性收入影响劳动供给的净效应是不同的，这取决于收入效应和激励效应的综合作用结果。只有当财富存量增长到理想水平之后，收入效应超过激励效应，财产性收入增长才会导致劳动供给的减少；而在财富水平较低的情境下，激励效应会超过收入效应，财产性收入增长并不必然导致劳动供给的减少。

当前，收入增长仍然是人民大众的重要愿望。CFPS 数据显示，2012 年全国家庭的平均财产量仅为 36.23 万元，其中，城镇家庭的财产量为 57.02 万元，农村家庭为 23.46 万元。如果进一步除去每个家庭的第一套住房的价格后，其他财产存量水平则更低。对于当前中国居民的财富水平来讲，财产性收入的份额还相当低，其规模也很可能尚未达到削减劳动供给的阈值。在当前积极促进居民收入增长的关键期，扩大普通居民的财产性收入不仅有利于居民收入的快速增长，而且有利于激励劳动供给。分群体来看，由于农村家庭的财富水平低于城镇家庭，扩大财产性收入对农村劳动群体的积极影响可能更大。此外，由于“男主外、女主内”劳动分工观念的影响，扩大财产性收入对男性的积极影响可能更大。

综上所述，本文对“扩大财产性收入人群”政策干预劳动力市场的结果与机制提出如

下理论假设:

假设1:“扩大财产性收入人群”政策对劳动力市场的积极效应大于消极效应,净效应为正。由于当前中国居民财产存量普遍不高,财产性收入增长有利于财富的快速增长,从而对劳动供给的激励作用大于削减作用。

假设2:“扩大财产性收入人群”政策对农村劳动者的激励效应大于对城镇劳动者的激励效应。与城镇居民相比,农村居民的财富水平明显更低,因此,“扩大财产性收入人群”政策对农村劳动者的激励作用更大,削减作用更小。

假设3:“扩大财产性收入人群”政策对男性劳动者的激励效应大于对女性的激励效应。由于“男主外、女主内”的性别分工倾向,“扩大财产性收入人群”政策对男性劳动者的激励作用更大,削减作用更小。

国内外已有部分文献对财产性收入等非劳动性收入对劳动力市场的干预效果进行了估计。Schultz(1990)利用1980-1981年泰国社会经济调查(Socio Economic Survey of Thailand)数据,借助Probit模型估计了包括各类非劳动收入在内的多种因素对劳动参与的影响,并在不同的模型设定下估计这些因素对劳动供给时间的影响。结果表明,非劳动性收入会降低男性和女性的劳动参与,缩短男性平均每周的工作时间,但对女性平均每周的工作时间具有微弱促进效果。Alenezi & Walden(2004)借助美国收入动态面板调查(Panel Survey of Income Dynamics)1979-1991年的面板数据,采用赫克曼两阶段模型(Heckman Two-Stage Procedure)、广义最小二乘法(GLS)等多种经验策略估计非劳动性收入对家庭时间配置的影响,其结果表明,随着家庭非劳动性收入的增加,丈夫会增加劳动供给,而对妻子的影响不明显。刘娜和Bruin(2015)利用CFPS2010年的数据发现,拥有更多非劳动性收入的家庭,男性和女性花在工作上的时间都显著更少。Wang & Ge(2018)利用赫克曼两阶段方法处理样本选择性后的估计结果发现,当前发展阶段中国居民财产性收入增长对劳动供给的影响是微弱的。

三 实证策略

(一) 倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, 简称PSM)

为识别扩大财产性收入对劳动供给的因果效应,我们考虑的问题是:对于没有获得财产性收入的劳动者来说,在其他因素保持不变的情况下,如果获得财产性收入,其劳动供给会怎样?如果能够在其他因素相同的情况下,同时观察到这一个体在获得

财产性收入与没有获得财产性收入两种状态下的劳动供给行为，两者之差就是“扩大财产性收入人群”政策所带来的劳动供给效应。但由于我们在现实中只能观测到其中的一个结果，这就需要构建该主体的反事实结果（Counterfactual Outcome）。宁光杰（2014）和宁光杰等（2016）认为，居民的财产性收入获得通常是非随机的，一方面，会受到财产状况、理财知识及资本市场发展水平等因素的影响，另一方面，这些因素也反过来决定了个人的劳动能力与财产性收入水平。从表1也可以看出，有财产性收入人群与无财产性收入人群在某些可观测特征上存在显著的差异。因此，简单比较有财产性收入人群与无财产性收入人群的劳动时间必然会产生选择偏差（Selection Bias）。吴要武（2013）、DiNardo & Lee（2011）等研究指出，当受到观测性数据结构特征限制而难以构建“控制—干预”的自然实验框架时，PSM估计是接近准确区分的可选择经验策略。

PSM能够有效克服样本选择偏差，因此，在政策效应评估中被广泛应用。这一方法最早由Rubin（1974）提出，是一种用自然实验的方法来解决选择偏差的有效手段。其基本思路是，通过控制合理数量的个体特征向量，估算出每一个体加入项目（接受处理）的倾向得分，并以倾向得分相等或最近的参加/未参加个体作为相互匹配的处理组/对照组，在匹配样本满足条件独立（Conditional Independence Assumption，简称CIA）和共同支撑或重合条件（Common Support or Overlap Condition）的假定下，相互匹配个体之间处理变量的差异就被视为该政策的平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated，简称ATT）。

本文采用PSM方法，依据大样本微观数据，借助合理的假设，构建出近似的“处理组”和“控制组”，考察由扩大财产性收入人群所导致的劳动供给行为的变化。PSM方法的适用条件依赖两个重要的假定：非混淆性（Un-confoundedness）和共同支持（Common Support）条件（Becker & Ichino，2002）。在本文，“非混淆性假定”的含义为两个相对同质群体的劳动供给行为差异，仅仅归因于他们是否具有财产性收入；“共同支持条件”的含义是“控制组”（无财产性收入者）和“处理组”（有财产性收入者）在匹配得分范围上要有充分的重合区域，在这些重合区域内的样本才是可比的。在“自然实验”的逻辑下，将有财产性收入的个体视为接受“处理”（Treatment），没有财产性收入的个体视为未接受“处理”，则两个群体里有共同接受“处理”得分的样本，在其误差项分布相同的情况下，可以把未接受“处理”者视为接受“处理”者的对照组，即反设事实情形（DiNardo & Lee，2011）。误差项的分布是否相同，取决于个体在倾向得分各个影响因素方面的相似性。倾向得分相近的个体，在一定程度上满

足了非混淆性所要求的同质性条件；如果这些个体分属于不同的群体（控制组或者处理组），也就同时满足了共同支撑条件。

估计过程分为三个阶段：第一个阶段是基于可观测变量构建选择方程，估计每个可观测变量对于个体成为处理组成员（如有财产性收入者）的平均贡献。本文的被解释变量基于个体“没有财产性收入”或“有财产性收入”两种状况而作出，对应个体是否接受“处理”（ $D=0, 1$ ），设定为 Logit 模型。解释变量则依据影响财产性收入的关键因素进行选取，主要有家庭财产存量、投资意识能力和投资服务的可获得性 3 个方面的代理变量^①。第二个阶段是基于选择方程的估计结果，结合个体可观测的具体特征，预报其成为处理组成员的概率，此概率也可表达为个体成为处理组成员的倾向得分（Propensity Score）。第三个阶段是基于确定的倾向得分，分别从处理组和对照组中抽取得分相同（或最相近）的个体，比较他们在结果变量（如劳动供给）上的差异，即获得本文所关注的劳动供给效应。综上，以上三个阶段的策略过程可表示如下。

第 1 步：选择方程（Logit 模型）

$$PR(D = 1 | X) = \Lambda(\cdot) = \exp(X \cdot \beta) / [1 + \exp(X \cdot \beta)] \quad (1)$$

第 2 步：个体倾向得分

$$Pscore(D = 1 | X) = \Lambda(\hat{\beta} \cdot X) \quad (2)$$

第 3 步：效果估计

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E_{P(X)|D=1} \{ E[Y(1) | D = 1, P(X)] - E[Y(0) | D = 0, P(X)] \} \quad (3)$$

在式（1）至式（3）中， X 代表影响个体是否具有财产性收入的因素集， $Pscore$ 为基于 Logit 模型估计系数计算的倾向得分， τ_{ATT}^{PSM} 为平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated），以非参数形式体现劳动供给的时间差异。基于式（3）计算结果的可靠性，来自于对两个群体的得分分布进行检验，并进行必要的修剪（舍去共同支撑域之外的观测），从而确保“处理组”和“控制组”具有较高的同质性。如果平衡性条件得以满足，式（3）的计算结果即为财产性收入对劳动供

① 影响财产性收入的因素大致可分为三类：一是财产存量，二是理财意识、能力和努力程度，三是理财产品及服务的可获得性。我们对解释变量的选择主要基于以上这几个方面。财产存量以家庭净财产存量为代理变量；个人理财意识、能力和努力程度以受教育水平为代理变量。宁光杰（2014）发现，高学历者在金融财产和财产性收入获得方面更有优势。理财产品的可获得性以居住地的资本市场类型和发育程度（城乡）为代理变量。家庭抚养负担以每个劳动者需要抚养的老人儿童系数为代理变量。

给的因果性影响。

（二）数据处理

本文使用 CFPS 2010 年和 2012 年的数据，该数据的抽样范围涵盖了除中国港澳台地区、新疆维吾尔自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区和海南省之外的所有省、自治区和直辖市。该调查的抽样规模为 16000 户，调查对象包括样本家庭中的全部成员，调查内容包括家庭经济、工作与收入等诸多方面（谢宇等，2014）。

本研究旨在考察劳动力供给，因此，将研究对象限制为 15~60 岁具有劳动能力且已经完成学校教育的劳动力人口。样本精炼过程如下：首先在 CFPS 的所有观测中筛选出 15~60 岁人口，继而舍弃其中因学、因病、操持家务等不在劳动力市场的个体，最终得到一个观测值为 31990 的经济活动人口样本。个体劳动供给的测度以“平均每周工作小时数”为代理变量，财产性收入由房租收入、土地出租收入、其他资产出租收入、股票获利、政府债券获利、基金获利、金融衍生产品获利及其他金融资产获利加总得到。财产存量为当年纯收入和净资产的加总。

表 1 描绘了 CFPS2012 年样本的基本特征。其中，第（1）列和第（2）列为全样本（全部经济活动人口）有、无财产性收入人群的样本信息，第（3）列至第（6）列为分城乡的样本信息，第（7）列至第（10）列为分性别的样本信息。

从周平均工作小时数来看，劳动者近一年来的周平均工作小时数为 38.87 小时，其中，无财产性收入者的周平均工作小时数为 38.52 小时，有财产性收入者的周平均工作小时数为 41.44 小时，后者比前者多工作 2.92 小时。城镇地区有财产性收入的劳动者的周劳动供给时间比无财产性收入者多 0.82 小时，在农村地区，这一差距为 5.52 小时。男性有财产性收入者的周劳动供给时间比无财产性收入者多 3.03 小时，女性则多 3.22 小时。

从家庭财产性收入和家庭净财产状况来看，2012 年全国家庭财产性收入均值为 0.11 万元，有财产性收入的家庭的财产性收入均值为 0.90 万元。城镇家庭的财产性收入均值为 0.21 万元，有财产性收入的家庭的财产性收入均值为 1.28 万元；农村家庭财产性收入均值为 0.03 万元，有财产性收入的家庭的财产性收入均值为 0.34 万元。城镇家庭的财产性收入水平明显高于农村地区，这一方面可能与城镇家庭财产存量较高有关，另一方面还可能与城镇地区拥有较为成熟的资产市场有关。另外，男性和女性劳动者的财产性收入水平比较接近，财产性收入均值在 0.1 万元左右，有财产性收入的家庭均值为 0.90 万元。2012 年平均每个家庭的净财产存量为 36.23 万元，其中，有财

产性收入的家庭财产存量比无财产性收入的家庭多 52.07 万元。城镇家庭净财产存量为 57.02 万元，其中有财产性收入的家庭净财产存量比无财产性收入的家庭多 65.62 万元。农村家庭净财产存量为 21.05 万元，其中有财产性收入的家庭净财产存量比无财产性收入的家庭多 20.50 万元。2010 - 2012 年，家庭财产性收入略有增长。全国家庭财产性收入平均增长 100 元，其中有财产性收入的群体增长了 6600 元，远高于没有财产性收入的群体。这表明，财产性收入增长的不均等已经成为收入差距拉大的一个主要原因。城镇家庭财产性收入平均增长 120 元，其中，有财产性收入的群体增长了 9500 元。农村家庭财产性收入平均增长接近 100 元，其中有财产性收入的群体增长了 2800 元。城镇家庭财产性收入的增长速度远高于农村，进一步扩大了城乡居民的收入差距。

此外，如表 1 所示，有财产性收入的劳动者年龄略大，女性占比略高。有财产性收入者和无财产性收入者具有相同的已婚比例，但有财产性收入的劳动者的受教育程度略高于无财产性收入者。

表 1 样本基本特征描述 (2012 年)

变量	全样本		城镇		农村		男性		女性	
	无财产性收入	有财产性收入	无财产性收入	有财产性收入	无财产性收入	有财产性收入	无财产性收入	有财产性收入	无财产性收入	有财产性收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
周平均工作小时数 (小时)	38.52 (36.06)	41.44 (37.73)	39.05 (36.41)	39.87 (37.00)	38.16 (35.82)	43.68 (38.64)	45.03 (37.34)	48.06 (38.34)	31.85 (33.40)	35.07 (36.00)
财产性收入 (万元)	0.00 (0.00)	0.90 (1.81)	0.00 (0.00)	1.28 (2.18)	0.00 (0.00)	0.34 (0.77)	0.00 (0.00)	0.92 (1.87)	0.00 (0.00)	0.88 (1.75)
家庭净财产 (万元)	30.05 (56.42)	82.12 (195.30)	46.18 (77.88)	111.80 (236.80)	19.32 (31.26)	39.82 (97.76)	29.50 (55.60)	80.69 (188.60)	30.61 (57.25)	83.49 (201.50)
上一期财产性收入 (万元)	0.08 (3.10)	0.24 (0.91)	0.17 (4.79)	0.32 (1.11)	0.02 (0.18)	0.10 (0.35)	0.09 (3.15)	0.23 (0.87)	0.08 (3.04)	0.25 (0.94)
上一期家庭净财产 (万元)	23.24 (58.50)	53.82 (114.60)	35.89 (82.72)	70.02 (139.70)	14.22 (28.19)	26.66 (35.24)	23.40 (59.16)	57.30 (136.90)	23.08 (57.92)	50.62 (89.07)
财产性收入变化 (万元)	-0.08 (3.10)	0.70 (1.66)	-0.17 (4.79)	0.95 (1.97)	-0.02 (0.18)	0.28 (0.80)	-0.09 (3.15)	0.74 (1.73)	-0.08 (3.04)	0.66 (1.60)
家庭抚养比	1.28 (0.38)	1.24 (0.35)	1.24 (0.34)	1.23 (0.35)	1.31 (0.40)	1.24 (0.30)	1.26 (0.35)	1.22 (0.29)	1.30 (0.41)	1.26 (0.36)
年龄(岁)	41.05 (12.46)	41.37 (12.45)	41.75 (12.05)	41.82 (12.37)	40.58 (12.71)	40.73 (12.54)	41.09 (12.48)	41.57 (12.49)	41.00 (12.45)	41.18 (12.41)

续表

变量	全样本		城镇		农村		男性		女性	
	无财产性收入	有财产性收入								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
性别(男=1)	0.51 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.48 (0.50)	0.52 (0.50)	0.50 (0.50)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
婚姻状况(已婚=1)	0.84 (0.37)	0.84 (0.36)	0.85 (0.36)	0.86 (0.35)	0.84 (0.37)	0.83 (0.38)	0.82 (0.39)	0.83 (0.38)	0.87 (0.34)	0.86 (0.35)
城乡(城镇=1)	0.40 (0.49)	0.59 (0.49)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.39 (0.49)	0.58 (0.49)	0.41 (0.49)	0.60 (0.49)
受教育程度	2.60 (1.29)	2.88 (1.35)	3.10 (1.35)	3.08 (1.41)	2.27 (1.14)	2.60 (1.19)	2.77 (1.25)	3.02 (1.31)	2.43 (1.32)	2.74 (1.37)
样本量	28196	3794	11268	2228	16928	1566	14276	1860	13920	1934
比例构成(%)	88	12	83	17	92	8	88	12	88	12

注：括号内为标准差；家庭抚养比是指家庭中非劳动力人口与劳动力人口的比值；受教育程度是指劳动者获得的最高教育学历，其中，文盲=0，小学=1，初中=2，高中或中专=3，大专或大学本科=4，研究生及以上学历=5。

资料来源：根据2010年和2012年CFPS数据计算得到。

四 估计结果

(一) 对选择方程的估计

表2报告了对式(1)的估计结果。全国平均而言，家庭净财产越多，家庭抚养比越低，有财产性收入的概率会越高，同时生活在城镇地区能够显著提高获得财产性收入的可能性。分城乡来看，生活在城镇地区的居民，家庭净财产和婚姻都对获得财产性收入有积极影响；而受教育程度有负向影响，这可能与城镇年轻一代的财富水平较低有关；此外，家庭抚养比越高，获得财产性收入的可能性越低。对于生活在农村地区的居民，家庭净财产、年龄、受教育程度和婚姻都对获得财产性收入有积极影响，而家庭抚养比越高，获得财产性收入的可能性越低。分性别来看，家庭净财产对男性的财产性收入有积极影响；生活在城镇地区能够显著提高有财产性收入的概率；而家庭抚养比越高，获得财产性收入的可能性越低。对于女性，家庭净财产、受教育程度和婚姻都对财产性收入有积极影响；生活在城镇地区更能显著提高拥有财产性收入的概率；而家庭抚养比越高，获得财产性收入的可能性越低。

(二) 财产性收入的劳动供给效应

表 2 的回归结果体现了各变量对于获得财产性收入的贡献。基于以上估计，可以预测每一个体获得财产性收入的倾向得分。然后，借助倾向得分并结合匹配算法，可以计算出平均处理效应。表 3 为采用不同匹配算法，分样本估计的劳动者获得财产性收入对其劳动供给的影响，为了提供一个基准参照，同时报告了 OLS 的估计结果。

表 2 选择方程回归结果 (Logit 模型)

变量	全样本	城镇样本	农村样本	男性样本	女性样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
家庭净资产	0.007 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
家庭抚养比	-0.654 *** (0.159)	-0.598 ** (0.244)	-0.649 *** (0.138)	-0.831 *** (0.238)	-0.544 ** (0.217)
年龄	0.005 (0.006)	-0.004 (0.009)	0.014 *** (0.005)	0.009 (0.007)	0.003 (0.008)
性别	0.000 (0.122)	0.165 (0.187)	-0.340 *** (0.101)		
婚姻	0.446 ** (0.190)	0.632 ** (0.297)	0.261 * (0.152)	0.282 (0.192)	0.521 * (0.281)
受教育程度	0.063 (0.047)	-0.135 ** (0.066)	0.373 *** (0.041)	-0.013 (0.064)	0.133 ** (0.068)
城乡	0.994 *** (0.114)			1.179 *** (0.146)	0.804 *** (0.176)
常数项	-2.660 *** (0.307)	-0.908 * (0.530)	-3.577 *** (0.282)	-2.361 *** (0.377)	-2.834 *** (0.465)
省份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区县	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
伪 R ²	0.174	0.110	0.080	0.197	0.156
Wald chi 2(6)	294.3	83.5	195.4	159.8	158.5
对数似然比	-0.951	-0.514	-0.419	-0.466	-0.483
样本量	31990	13496	18494	16136	15854

注：括号内为稳健标准误；*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

资料来源：根据 2012 年 CFPS 数据计算得到。

表 3 财产性收入的劳动供给效应估计

类别	估计方法	全样本	城镇	农村	男性	女性
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
匹配前边际效应	OLS	3.151 *** (0.654)	1.226 (0.853)	4.907 *** (1.010)	2.888 *** (0.962)	3.342 *** (0.886)
匹配后边际效应	最近邻匹配(k=1)	3.419 *** (0.823)	0.969 (1.355)	5.066 *** (1.492)	3.453 *** (1.449)	3.301 *** (1.291)
	卡尺内一对一匹配	3.530 *** (0.825)	0.875 (1.050)	5.376 *** (1.173)	3.703 *** (1.126)	3.229 *** (1.022)
	半径匹配(0.01)	3.530 *** (0.825)	0.897 (1.050)	5.376 *** (1.173)	3.703 *** (1.126)	3.229 *** (1.022)
	核匹配	3.496 *** (0.725)	1.259 * (0.884)	5.154 *** (1.020)	2.878 *** (0.972)	3.431 *** (0.888)
	局部线性回归匹配	3.618 *** (1.031)	1.555 * (0.955)	4.903 *** (1.073)	3.017 *** (1.069)	2.598 *** (0.933)
	样本量	31990	13496	18494	16136	15854

注：括号内为标准误；*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1；ATT 标准误计算使用了自举法（Bootstrap）抽样，次数为 1000 次。

资料来源：根据 2012 年 CFPS 数据计算得到。

1. 总体效应

表 3 第 (1) 列是对全样本的估计结果。未控制样本选择偏差的 OLS 估计显示，有财产性收入对劳动供给有较强的正向激励作用；有财产性收入的群体比没有财产性收入的群体周劳动供给时间平均多 3.2 小时。然而，由于有财产性收入群体与无财产性收入群体可能在劳动供给行为方面具有各自的特征，因此，OLS 估计结果可能存在偏误。

为了更加准确地测量“处理效应”，我们首先采用最近邻匹配算法估计，即针对每一个有财产性收入的个体，为其在没有财产性收入的群体中寻找一个倾向得分最近的比较对象（也就是说，基于最相近的倾向得分，为“处理组”中的每一个观测匹配一个“控制组”中的观测），计算二者在劳动供给时间上的差别。由于相比较的两个个体，除了来自不同的群体之外，“综合特征”非常相似（倾向得分相同或相近），因此二者在劳动供给方面的差别就是由其是否有财产性收入而带来的。此外，我们还采用卡尺内一对一匹配、半径匹配、核匹配和局部线性回归匹配等多种算法来对式 (3) 中的 τ_{ATT}^{PSM} 进行了计算。不同的匹配算法结果较为接近，有财产性收入将显著提高

劳动者的周劳动供给时间 3.4~3.6 小时（均在 1% 水平上显著）。这说明，与没有财产性收入的群体相比，有财产性收入的群体的劳动时间更长更充分。因此，“扩大财产性收入人群”政策的实施，允许更多的人获得财产性收入，会激励人们的劳动供给意愿。

2. 政策处理效应的城乡差异分析

城镇居民与农村居民在财富存量以及财产性收入水平方面存在差别，他们所面临的劳动力市场类型也不同。城镇居民往往从事每天 8 小时的雇佣式工作，劳动时间较充分；而农村居民往往从事农业生产或灵活就业，劳动供给相对不充分。两个群体的劳动供给模式具有各自特征，因此，有必要分城乡来探讨。

表 3 第（2）列和第（3）列分别报告了对城镇和农村的估计结果。对于城镇劳动者而言，有财产性收入对劳动供给有微弱的促进效果，但欠缺统计意义上的显著性；相比之下，对于农村劳动者而言，有财产性收入显著提升了劳动供给，表现为平均每周工作时间增加 4.9~5.4 小时（均在 1% 水平上显著）。分城乡估计结果表明，让更多的农村劳动者有机会获得财产性收入，不仅能够直接提高他们的财产性收入，而且能够激励他们的劳动供给，增加劳动性收入，达到多重渠道增加收入的效果。

3. 政策处理效应的性别差异分析

受“男主外、女主内”的性别观念的影响，男性和女性劳动者的财富偏好和劳动偏好也存在差异，财产性收入对男性和女性劳动供给的影响也可能不同。表 3 第（4）列和第（5）列分性别估计了财产性收入的劳动供给效应。可以看出，财产性收入的劳动供给效应存在细微的性别差异：就男性劳动者而言，财产性收入显著提高其周劳动供给时间 2.9~3.7 小时（均在 1% 水平上显著）；就女性劳动者而言，财产性收入显著提高其周劳动供给时间 2.6~3.4 小时（均在 1% 水平上显著）。与女性相比，财产性收入对男性劳动供给的激励作用更大。

（三）匹配质量的诊断

尽管表 3 给出了以倾向得分为基础的多种估计结果，但这些结果的可靠性必须予以进一步的诊断和检验。PSM 法估计结果的可靠性源自于相比较的两个群体（“处理组”和“控制组”）的统计无差别性。通常平衡性检验是对结果是否可靠的直接诊断，它要求“处理组”和“对照组”的混淆变量在匹配后不存在系统差异（Caliendo & Kopeinig, 2008）。我们采用匹配前后倾向值的核密度图和变量误差消减状况来检验匹配效果。

以针对全部劳动者的最近邻匹配为例，图 1 呈现了“处理组”和“对照组”的倾向值在匹配前后的核密度分布。可以看出，两个群体的倾向得分值在匹配前的概率分布存在明显差异，也就是说，他们在统计上明显不同质，如果直接比较他们之间的差异，统计推断结果就会存在偏误。而在完成匹配后，“处理组”和“控制组”之间的分布差距大幅降低，倾向得分值的分布已经非常接近，表明二者的“综合特征”已非常相似，“控制组”中的个体适合作为“处理组”个体的反设事实情形。采用其他匹配算法、针对分性别和分城乡的子样本进行的检验结果亦与此相似。

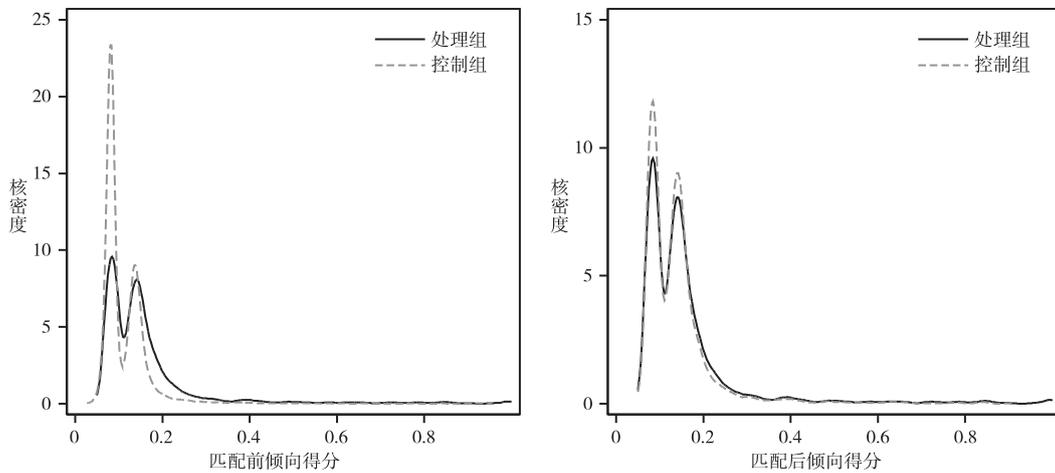


图 1 匹配前后倾向值的核密度图

资料来源：根据 2012 年 CFPS 数据计算得到。

通过比较匹配前后变量误差消减状况，也可以考察匹配结果是否较好地平衡了数据。根据 Caliendo & Kopeinig (2008) 的建议，“处理组”和“控制组”在匹配后的标准化偏差应在 5% 以下，且各混淆变量在“控制组”和“处理组”间的 t 检验应不显著。同样以针对全部劳动者的最近邻匹配为例，如表 4 所示，对比匹配前的结果，匹配后大部分变量的标准偏误均减小，并且都小于 5%。在匹配后限定的样本（即舍弃了部分倾向得分值异常的观测）比较中，多数情况下的 t 检验结果不能拒绝“处理组”与“控制组”无系统差异的原假设，说明该匹配方法的平衡性检验结果较好。

表 4 变量误差消减状况

变量	状态	均值		标准偏误	误差消减	t 检验	
		处理组	控制组	(%)	(%)	t 值	p > t
年龄	匹配前	40.295	40.037	2.20		1.15	0.251
	匹配后	40.284	39.918	3.10	-42.2	1.23	0.220
性别	匹配前	0.488	0.507	-3.70		-1.98	0.048
	匹配后	0.489	0.465	4.80	-29.9	1.93	0.054
婚姻	匹配前	0.841	0.841	0.20		0.10	0.920
	匹配后	0.841	0.839	0.40	-127.0	0.17	0.865
受教育程度	匹配前	2.924	2.646	21.10		11.39	0.000
	匹配后	2.917	3.049	-9.90	52.9	-3.77	0.000
城乡	匹配前	0.589	0.399	38.70		20.67	0.000
	匹配后	0.587	0.620	-6.70	82.7	-2.69	0.007
家庭净财产	匹配前	78.952	29.538	37.10		32.64	0.000
	匹配后	68.682	63.966	3.50	90.5	1.76	0.079
抚养比	匹配前	1.234	1.282	-13.40		-6.80	0.000
	匹配后	1.235	1.228	2.00	84.7	0.92	0.357

注：匹配后的变量误差消减以最近邻匹配为例进行分析。
资料来源：根据 2012 年 CFPS 数据计算得到。

五 稳健性检验

在运用倾向得分匹配方法估计财产性收入对劳动者的劳动供给效应时，我们尝试了多种不同的匹配算法（如表 3），估计结果差异不大，一定程度上说明了结果具有较好的稳健性。基于追踪信息，我们采用与表 3 估计过程相同的策略，考察一段时期内财产性收入的变化对劳动供给的影响。主要是将被解释变量替换为 2012 年相对于 2010 年的财产性收入增量，从而提供更加丰富的证据。

表 5 第（1）列为全样本估计结果，与财产性收入没有增长的情况相比，当前阶段的财产性收入增长使得个体的周劳动供给时间显著提高 2.3 ~ 2.7 小时。第（2）列为城镇样本估计结果，财产性收入增长并不会显著影响城镇居民的劳动供给时间。第

(3) 列为对农村样本的估计结果，财产性收入增长使得农村居民的周劳动时间显著提高 5.3~6.1 小时（均在 1% 水平上显著）。分性别来看，如第（4）列和第（5）列所示，财产性收入增长没有带来男性工作时间的显著增加，但导致女性劳动者的周劳动时间显著提高了 3.2~3.6 小时。

表 5 增加财产性收入的劳动供给效应估计

估计方法	全样本	城镇	农村	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
最近邻匹配(k = 1)	2.274 ** (1.003)	-0.176 (1.294)	5.413 *** (1.574)	1.797 (1.427)	3.555 *** (1.323)
卡尺内一对一匹配	2.373 ** (1.012)	-0.374 (1.315)	5.498 *** (1.574)	1.924 (1.439)	3.588 *** (1.348)
半径匹配(0.01)	2.373 ** (1.012)	-0.374 (1.315)	5.498 *** (1.574)	1.924 (1.439)	3.588 *** (1.348)
核匹配	2.511 *** (0.874)	0.184 (1.132)	6.086 *** (1.395)	1.874 (1.248)	3.226 ** (1.183)
局部线性回归匹配	2.658 ** (1.250)	0.633 (1.678)	5.325 *** (1.991)	2.066 (1.798)	3.275 ** (0.933)
样本量	20126	8881	11245	9657	10469

注：括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；ATT 标准误计算使用了自举法抽样，次数为 1000 次。
资料来源：根据 2010 年和 2012 年 CFPS 数据计算得到。

总体而言，稳健性检验的结果表明，财产性收入增长没有削减劳动供给，并且对某些群体的劳动供给具有积极的激励作用。这一结论巩固了表 3 的估计结果所蕴含的意义。在中国当前的发展阶段，允许更多的人获得财产性收入，尤其是让更多的低收入人群获得财产性收入，不仅不会降低其劳动供给意愿，反而会激励劳动供给。

六 结论

“扩大财产性收入人群”会对劳动供给带来怎样的影响？本文借助 CFPS 数据，运

用倾向得分匹配方法进行了实证研究。结果显示,就当前中国居民家庭的收入水平而言,财产性收入没有导致劳动者减少劳动供给,反而对劳动供给具有较明显的促进效应。整体而言,财产性收入显著地促进了劳动者的周劳动供给时间的增加,增加了3个小时左右。这种效应在城市与农村之间、在男性与女性之间又具有一定的差异性:财产性收入未显著影响城镇居民的劳动供给,但显著地激励了农村劳动者的劳动供给,平均每周工作时间增加了5个小时左右;与女性相比,财产性收入对男性劳动者的积极影响略大一些。

由于财产性收入具有前期积累性,而增加劳动供给以获得更多收入是增加前期积累的重要渠道,因此,对于大多数并不特别富裕的家庭而言,财产性收入的吸引力能够在一定程度上鼓励他们的劳动供给。然而,财产性收入的增加以及财产性收入拥有者覆盖面的扩大又高度依赖于财产收益机会的可获得性。对于广大低收入人群而言,财产存量较小、收益机会欠缺,特别是绝大部分农村居民并没有获得财产性收入的市场条件和渠道,从而阻碍了收入增长。因此,有必要进一步拓宽低收入人群获得财产性收入的渠道,例如,有序促进农村土地流转、健全农村资本市场,创造条件让更多中低收入人群获得财产性收入,促进城乡居民收入协调增长。

参考文献:

- 蔡昉(2010),《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期,第4-13页。
- 陈晨(2016),《我国居民财产性收入的差距分析与改进对策》,《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第2期,第69-73页。
- 程杰(2014),《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第10期,第60-73页。
- 迟巍、蔡许许(2012),《城市居民财产性收入与贫富差距的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第2期,第100-112页。
- 都阳、蔡昉(2004),《中国制造业工资的地区趋同性与劳动力市场一体化》,《世界经济》第8期,第42-49页。
- 高晶晶、闫晶晶、王伟尧、杨澄宇(2015),《财产性收入差距及其影响的国际比较》,《劳动经济研究》第3卷第4期,第110-122页。
- 韩公萍(2009),《我国转型期居民财产性收入研究》,硕士学位论文,西南财经大学经

济系。

贾朋、张世伟 (2013), 《最低工资提升的劳动供给效应：一个基于自然实验的经验研究》, 《南方经济》第 1 期, 第 1-13 页。

金铃 (2012), 《转型时期农户的预防性储蓄行为研究》, 博士学位论文, 浙江大学经济系。

金双华 (2013), 《我国城镇居民财产性收入差距及其税收负担的实证研究》, 《财贸经济》第 11 期, 第 22-32 页。

刘江会、唐东波 (2010), 《财产性收入差距、市场化程度与经济增长的关系——基于城乡间的比较分析》, 《数量经济技术经济研究》第 4 期, 第 20-33 页。

刘娜、Anne de Bruin (2015), 《家庭收入变化、夫妻间时间利用与性别平等》, 《世界经济》第 11 期, 第 117-143 页。

刘勇、白小滢、邹薇 (2012), 《初始财产和内在能力的匹配与收入不平等》, 《经济研究》第 S2 期, 第 69-80 页。

马明德、陈广汉 (2011), 《中国居民收入不均等：基于财产性收入的分析》, 《云南财经大学学报》第 6 期, 第 29-35 页。

宁光杰 (2014), 《居民财产性收入差距：能力差异还是制度阻碍？——来自中国家庭金融调查的证据》, 《经济研究》第 S1 期, 第 102-115 页。

宁光杰、雒蕾、齐伟 (2016), 《我国转型期居民财产性收入不平等成因分析》, 《经济研究》第 4 期, 第 116-128 页。

屈小博、程杰 (2017), 《劳动力供给转变与资源配置效率的关联度》, 《改革》第 3 期, 第 110-118 页。

唐雪梅、赖胜强 (2013), 《财产性收入的社会经济影响及分配优化途径研究》, 《管理现代化》第 1 期, 第 28-30 页。

王美艳 (2005), 《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》, 《中国社会科学》第 5 期, 第 36-46 页。

王文涛、谢家智 (2017), 《预期社会化、资产选择行为与家庭财产性收入》, 《财经研究》第 3 期, 第 30-42 页。

吴要武 (2013), 《产业转移的潜在收益估算——一个劳动力成本视角》, 《经济学 (季刊)》第 13 卷第 1 期, 第 373-398 页。

谢宇、胡婧炜、张春泥 (2014), 《中国家庭追踪调查：理念与实践》, 《社会》第 2 期, 第 1-32 页。

- 张车伟、蔡翼飞 (2016), 《中国“十三五”时期劳动供给和需求预测及缺口分析》, 《人口研究》第1期, 第38-56页。
- 周晓蓉、杨博 (2012), 《城镇居民财产性收入不平等研究》, 《经济理论与经济管理》第8期, 第56-64页。
- Alenezi, Mohammad & Michael Walden (2004). A New Look at Husbands' and Wives' Time Allocation. *Journal of Consumer Affairs*, 38(1), 81-106.
- Becker, Sascha & Andrea Ichino (2002). Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. *The Stata Journal*, 2(4), 358-377.
- Caliendo, Marco & Sabine Kopeinig (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- DiNardo, John & David Lee (2011). Chapter 5 - Program Evaluation and Research Designs. *Handbook of Labor Economics*, Volume 4, Part A, 463-536.
- Douglas, Holtz-Eakin, David Joulfaian & Harvey Rosen (1993). The Carnegie Conjecture: Some Empirical Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(2), 413-435.
- Ehrenberg, Ronald & Robert Smith (2011). *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy (11th Edition)*. New Jersey: Prentice Hall Press.
- Pedersen, Christian & Stephen Satchell (2003). Utility Functions Whose Parameters Depend on Initial Wealth. *Bulletin of Economic Research*, 55(4), 357-371.
- Rubin, Donald (1974). Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688-701.
- Schultz, Paul (1990). Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility. *The Journal of Human Resources*, 25(4), 599-634.
- Wang, Yong & Yanxia Ge (2018). Property Effect on Family Labor Supply: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, forthcoming.
- Weimer, David (1997). *The Political Economy of Property Rights: Institutional Change and Credibility in the Reform of Centrally Planned Economies*. New York: Cambridge University Press.

Property Income and New Bonus of Labor Supply: Policy Effect Evaluation of Expanding Property Income Groups

Ge Yanxia^{1,2} & Zhang Binbin³

(National Institute of Social Development, Chinese Academy of Social Sciences¹;

National Think-tank for State Governance Studies, Chinese Academy of Social Sciences²;

National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences³)

Abstract: When property income reaches a certain level, it may reduce labor supply intention. Then, would the policy of creating conditions for more people to have property income lead to a reduction in labor supply? Under a counterfactual framework, this paper uses propensity score matching to estimate differences in labor supply between workers with property income and those without, and examines the impact of the policy of expanding property income population on labor supply, using China Family Panel Studies data. The results show that currently an expansion of property income groups would not reduce labor supply. Rather, it could become an incentive to stimulate labor supply, especially for rural residents. Therefore, we propose to further broaden channels of property income access, so that more low-income groups could gain property income. Such policy changes could add incentives to workers' enthusiasm and diversify channels of promoting rapid growth of residents' income.

Keywords: property income, labor supply, income effect, incentive effect, propensity score matching

JEL Classification: D31, F47, J22, J38

(责任编辑: 王永洁)