

盈余分配制度对合作社经营绩效影响的 实证分析：基于新制度经济学视角*

韩旭东 李德阳 王若男 郑风田

摘要：基于第二期全国新型农业经营主体发展指数调查中的706个合作社样本，本文从新制度经济学视角分析了盈余分配制度对合作社经营绩效的影响效果及作用机理。实证结果表明，二次返利具有明显的增收效应，以无盈余分配为参照，不同盈余分配方式都能够显著提升合作社经营绩效，公平且有效率的盈余分配方式的增收效应最明显。多种倾向得分匹配方法、Rosenbaum边界估计和内生转换回归模型的稳健性检验均表明，二次返利对合作社经营绩效有显著的正向影响。影响机制检验表明，盈余分配制度通过激励相容机制促进了惠顾提升、风险分摊、产品市场深化，进而提升了合作社经营绩效。因而，完善制度建设、强化带动农户及推动生产经营创新对合作社发展至关重要。

关键词：产权 盈余分配 经营绩效 新制度经济学 激励相容 内生转换回归模型

中图分类号：F325 **文献标识码：**A

一、引言

一种提供适当的个人刺激的有效制度是促使经济增长的决定性因素(罗伯特·托马斯、道格拉斯·诺斯, 1989)。中国经济取得巨大成功的关键就在于通过一系列制度建设充分调动了人的积极性。新制度经济学引入中国的时间与改革发展同步, 为中国改革实践提供了重要理论指导(黄少安, 2017), 有力解释与推动了中国制度变迁(卢周来, 2009)。产权是新制度经济学的核心, 产权制度健全促进激励与约束功能发挥作用, 进而提升生产经营效率与促进经济发展。

农民专业合作社在促进小农户与现代农业有机衔接及推动农业产业化发展中具有不可或缺的作用。盈余分配制度是合作社制度的核心构件, 合作社“民办、民有、民受益”的组织特征以及盈余产生于社员与合作社之间的交易特性决定了盈余分配的所有者与受益者是全体社员。由此, 从新制度经济学

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“食品安全消费者行为与风险交流策略研究”(编号: 2016010092)、自然科学基金面上项目“中国乳制品行业‘公司+农户’最优合约边界的理论与实证研究”(编号: 71873179)和中国人民大学2019年度“拔尖创新人才培养资助计划”的资助。感谢审稿专家的中肯意见以及建设性建议, 文责自负。本文通讯作者: 郑风田。

视角来看，合作社盈余分配的本质是一种产权。产权具有激励约束功能，在合作社追求“公平与效率兼顾”这一组织目标的过程中，盈余分配制度通过激励相容机制促进集体与个体实现“双赢”。

基于新制度经济学视角，本文首先对合作社的组织特征和盈余来源进行分析，把盈余分配视作一种全体社员享有所有权与剩余索取权的产权，从产权基本功能出发分析其对合作社经营绩效的影响机理，并通过激励相容机制分析其发挥作用的具体路径。其次，本文使用全国范围内的合作社调查数据实证分析盈余分配制度对合作社经营绩效的影响，在内生性不可避免的情况下构造“反事实实验”进一步验证，对估计结果进行 Rosenbaum 边界估计检验，并进一步使用内生转换回归模型进行实证分析，以解决不可观测因素引起的估计偏误。最后，本文对盈余分配制度发挥作用的影响机制进行检验。

本文在已有研究的基础上尝试做出以下几点改进：一是从新制度经济学视角对合作社盈余分配这一制度的本质进行分析，对其发挥作用的机理和机制进行更为深入的理论探析；二是使用更具代表性的数据对盈余分配制度的影响效果和影响机制进行实证检验；三是在难以有效解决内生性的情况下使用倾向得分匹配、内生转换回归模型等多种实证方法对上述结果进行稳健性分析。

二、文献综述与研究假说

（一）盈余分配制度的新制度经济学视角分析

1. 新制度经济学视角下的产权。科斯于 1937 年发表的《企业的性质》被看作是新制度经济学的奠基之作，在威廉姆森、阿尔钦、德姆塞茨、诺斯及张五常等学者的推动下，新制度经济学形成了包括交易费用理论、产权理论、企业理论及制度变迁理论在内的四大基本理论，分析范围已几乎扩展到所有社会科学领域。

新制度经济学用经济学理论分析制度的运作以及制度在经济运行中的作用（欧阳日辉、徐光东，2004）。产权是新制度经济学的核心内容与主要研究对象，新制度经济学家一般认为，产权是由物的存在及关于它们的使用所引起的人们相互之间认可的行为关系（科斯等，1994）。著名产权经济学家阿尔钦认为，产权是一个社会所强制实施的选择一种经济物品的使用的权利（参见安德鲁·肖特，2004）。所以，产权是一种社会关系，是一种权利，是一些社会制度。产权的实质是界定产权主体与非产权主体对产权客体的关系、权利和义务，不仅是人们对财产使用的一束权利，而且确定了人们的行为规范。

产权是包括多种权利在内的权利束，具有排他性、可分割性与可交易性的特征，也具有提供激励、约束机会主义行为以及减少外部性的作用。科斯第三定理指出，产权制度的供给是人们进行交易、优化资源配置的基础。通过独特的制度设计，使产权发挥作用进而促进经济发展，这是产权产生经济效益的根本途径。

2. 对合作社盈余分配制度的分析。盈余分配制度是合作社产权结构和治理结构的折射与体现（王真，2016；郑丹，2011），也是合作社与公司的本质差异所在（米新丽，2008）。产权制度决定分配制度（冯开文，2006），中国合作社是“民办、民有、民受益”的经济组织，根据产权理论，合作社的所有权与收益权属于全体社员，且这种权益具有排他性。因而，从新制度经济学视角来看，合作社盈余分配的本质是一种产权，全体社员是产权主体，享有所有权和收益权。合作社社员所有的盈余分配制

度将剩余索取权分配给了每一位社员，为社员参与盈余分配提供了产权依据（孙亚范、余海鹏，2012）。盈余分配的现实必要性还在于提高社员凝聚力、保护弱小社员利益、鼓励社员关注合作社的可持续经营和形成利益共享、风险共担的机制等（任大鹏、于欣慧，2013）。而且，这也是合作社参评国家级示范社以及获得相关政策支持的必要条件（刘骏等，2018）。

至于合作社盈余分配的具体方式，自罗虚代尔原则建立以来，二次返利成为合作社的一个经典原则，即社员除了在产品交易时获得部分利润（一次让利）外，还以交易量（额）为依据分得最终盈余。一次让利类似于市场交易，二次返利则是合作社对盈余的再分配（刘骏等，2018）。《中华人民共和国农民专业合作社法》（下文简称《农民专业合作社法》）规定，“盈余主要按照社员与农民专业合作社的交易量（额）比例返还，返还总额不得低于可分配盈余的百分之六十”。实际上，这种分配方式具有深厚的实践基础与现实意蕴，合作社的大部分盈余产生于社员与合作社之间的交易，“取之于社员、用之于社员”的利益分配制度证明了“合作社是人的结合，而不是资本的结合”（米新丽，2008）。当然，由于当前中国合作社制度建设尚不够完善，运行存在不规范行为，除二次返利之外还存在其他盈余分配方式，例如按股分红、平均分红及多种分配方式相结合等（郑丹，2011）。

（二）盈余分配制度对合作社经营绩效的影响分析

是否建立完善的盈余分配制度是合作社发展规范与否的重要评判标准。孙亚范（2011）对江苏 205 个合作社盈余分配情况的分析表明，有 77.1% 的合作社实施了盈余分配，但 67.1% 的合作社没有建立按惠顾额返还盈余为主的利益分配机制。郑丹（2011）分析了山东省青岛市和青海省海东市 237 家合作社的盈余分配后发现，有 38% 的合作社按股分红，有 16.9% 的合作社按照交易量（额）返还，还有 45.1% 的合作社按股分红与按交易量（额）返还相结合。相关研究普遍指出，中国合作社盈余分配存在明显异质性，分配方式很不规范，利益分配过度向资本倾斜，呈现明显的股份化、公司化特征，大部分收益被大户或精英俘获，小农户很难凭借业务惠顾获得明显的合作收益（梁剑峰、李静，2015）。究其原因，这些现象的产生与中国合作社“野蛮生长”密切相关。中国大多数合作社是由能人领办的，领办者与普通社员之间在资源禀赋、个人特质等方面存在明显异质性，对利益的诉求也有较大差别（韩旭东等，2019）。虽然《农民专业合作社法》做出了“资本报酬有限”的原则性规定（刘同山、孔祥智，2015），但资本的逐利特征必然使得资本报酬对二次返利的空间产生挤压（应瑞瑶等，2016），造成合作社盈余分配制度的不规范运行以及资本要素和劳动要素之间的利益分配冲突，甚至导致合作社“异化”与“不规范”发展（邓衡山、王文烂，2014；马彦丽，2013）。

二次返利在合作社盈余分配中未能充分应用的原因还在于其他利益分配方式的替代，常见的替代形式有三种：一次让利、按股分红和保底分红（李琳琳，2017）。普通农户加入合作社的主要目的在于风险规避与帕累托改进，合作社松散的联结方式很难对农户进行有效约束，但农户“用行动投票”（决定农产品是否卖给合作社）和“用脚投票”（决定是否退社）对合作社发展却有相当重要的影响（韩旭东等，2019）。因而，因地制宜选择其他利益分配方式是合作社和社员双方基于现实的理性选择，这几种利益分配方式对社员而言能够带来更直观的收益，也无需共担合作社可能面临的经营风险，合作社则得到了简化惠顾额返还的繁琐计算、稳定市场、吸引农户加入等好处（李琳琳，2017；刘同山、孔

祥智, 2015)。但显然, 这些利益分配方式替代二次返利本身隐藏着不少问题, 任大鹏、于欣慧 (2013) 分析指出, 一次让利替代二次返利是对生产者社员权益的剥夺, 且与合作社基本宗旨和目标相背离, 长期而言, 意味着合作社凝聚力丧失、经营成本增加, 还会加剧合作社公司化倾向并降低获得政策支持的可能。

在合作社盈余分配制度影响因素的相关研究中, 两种类型的研究颇具代表性。一是归纳演绎。例如, 冯开文 (2006) 通过对中国合作社分配制度变迁进行考察后, 将影响因素归纳为内部制约因素和外部影响因素: 内部制约因素包括合作社产权、治理机制与企业家治理方式; 外部影响因素包括法律、其他利益主体、经济发展水平、国外合作社等。二是实证分析。例如, 孙亚范 (2011) 指出, 社员异质性、股权结构、民主治理机制对合作社盈余分配机制具有重要影响。宋茂华 (2012) 指出, 合作社决策机制、领导者对合作社盈余的认知、社员经营特征对盈余分配方式具有较大影响。郑丹 (2011) 发现合作社产生背景以及社员对合作社性质的了解也会影响盈余分配方式。

科斯定理表明, 产权是市场的真谛, 明晰的产权是实现资源优化配置的必要条件, 产权通过发挥激励作用促进要素投入和扩大经营规模 (Cook, 1995), 进而对合作社经营绩效产生正向影响 (Chibanda et al., 2009)。已有众多研究证实盈余分配制度对合作社发展有显著的促进作用 (例如季晨等, 2017; 刘同山、孔祥智, 2015; 孙亚范、余海鹏, 2012; 汪艳涛等, 2014; 吴欢等, 2018)。孙艳华等 (2007) 指出, 利润返还是社员收入高于非社员的关键因素。周振、孔祥智 (2015) 以仁发合作社为案例, 从激励理论视角分析指出, 盈余分配中赋予资本、土地和劳动三种要素合理的剩余索取权能够激发要素所有者扩大要素投入和促进合作社增加产出。针对此, 本文提出以下核心研究假说:

H1: 盈余分配制度对合作社经营绩效具有促进作用, 即与无盈余分配制度的合作社相比, 有盈余分配制度的合作社其经营绩效更高。

(三) 盈余分配制度对合作社经营绩效的影响路径: 激励相容机制

新制度经济学关于人的行为有三个基本假定: 人是有限理性的; 人的行为动机是双重的; 人的行为具有机会主义特征。产权具有激励与约束功能, 一个社会的经济绩效最终取决于产权安排对个人行为所提供的激励。激励相容机制是一种可以使个人利益与集体利益一致的“双赢”制度设计。盈余分配制度提升了劳动力和产品在收益分配中的地位, 引导不同社员的行为方式以实现集体价值的最大化, 实现“公平与效率兼顾” (王图展, 2017)。激励相容机制的具体作用路径分析如下:

首先, 盈余分配制度通过激励相容机制鼓励社员提升惠顾。分配制度影响交易额, 进而影响盈余总量。二次返利有助于提升社员惠顾的积极性, 鼓励社员更多利用合作社、通过合作社购买和销售产品, 社员对合作社的利用程度和比例越高, 能够从合作社分享的盈余也就越多 (任大鹏、于欣慧, 2013)。同时, 社员按照对合作社的利用程度获取经济利益的制度不仅能够让社员真正感受到自己是合作社的一员, 而且提高了合作社对社员的凝聚力以及对非社员农户的吸引力, 有利于合作社在保持经营战略稳定的同时扩大经营规模、提升经营绩效。所以, 激励相容机制促进了合作社惠顾提升, 进而提升了合作社经营绩效。

其次, 盈余分配制度通过激励相容机制鼓励社员与合作社形成利益共享、风险共担的风险分摊机

制。二次返利将社员利益与合作社利益“捆绑”及其对要素契约的反向治理约束社员在生产和交易过程中的机会主义行为（吴欢等，2018），稳定合作社与社员的合作关系，激励社员关注合作社的可持续经营，加强对合作社经营和管理的监督（王真，2016）。这样也减轻了合作社负责人承担风险的壓力，分摊了合作社经营风险（刘骏等，2018）。所以，激励相容机制有力推动了合作社与社员建立利益共享、风险共担的风险分摊机制，进而提升了合作社经营绩效。

最后，盈余分配制度通过激励相容机制推动合作社生产经营创新、深化产品市场。合作社经济功能强化是其社会功能发挥的基础，利益实现是其盈余分配的保证（韩旭东、郑风田，2020）。按惠顾额返还盈余这一制度也倒逼合作社经营创新，是合作社扩大市场份额、增强竞争能力的重要手段（国鲁来，2001）。二次返利能够显著提升社员履约率及农产品品质，进而促进合作社增收（吴欢等，2018）。所以，激励相容机制促进了合作社产品市场深化，进而提升了合作社经营绩效。

针对以上分析，本文提出盈余分配制度对合作社经营绩效的影响机制假说：

H2a: 盈余分配制度通过惠顾提升效应提升了合作社经营绩效。

H2b: 盈余分配制度通过风险分摊效应提升了合作社经营绩效。

H2c: 盈余分配制度通过市场深化效应提升了合作社经营绩效。

三、数据来源、模型构建与变量选取

（一）数据来源

经济日报社作为项目负责方，中国人民大学负责项目方案设计，零点有数科技有限公司（下文简称“零点公司”）负责项目执行，于2016年5月~2017年3月联合开展了第一期全国新型农业经营主体发展指数调查。该调查采用了分层随机抽样与两阶段抽样的抽样设计：第一阶段，以全国各县域单位2014年第一产业增加值为依据进行分层随机抽样，从全国抽取150个县；第二阶段，从被调查县政府部门获得新型农业经营主体登记注册名单后，根据调查配额等距抽取具体的调查对象，调查数据由零点公司分布在全国各地的调查员入户调查获得。调查最终获得的总样本为5191个，包括1222个农民专业合作社样本、1343个家庭农场样本、2017个专业大户样本及609个农业产业化龙头企业样本。

为了对新型农业经营主体的发展进行动态分析，2017年11月~2018年3月上述三家机构开展了第二期全国新型农业经营主体发展指数调查，从已有的5191个样本中选择3000个样本进行追踪回访，并在新型农业经营主体所在地选择一定数量的普通农户进行调查，以形成与新型农业经营主体的对比。首先，根据第一期调查获得的5191个新型农业经营主体样本，第二期调查按照3000:5191的比例与各新型农业经营主体样本数相乘，对数据取整后确定各类经营主体的拟调查样本数。其次，按照第一期在某一地区调查的样本数占总样本数的比例确定该地区第二期的拟调查样本数。最后，根据上述两步计算的第二期各类经营主体各地区的拟调查样本数，从第一期调查到的样本中随机抽取样本，进行追踪回访。第二期调查最终获得706个农民专业合作社样本，本文所用数据来源于此。

具体来说，本文所用合作社样本来自全国23个省（市、区）。从主营产品的品类来看，样本中包

括 266 家粮食类合作社、166 家蔬菜类合作社、86 家林木类合作社、222 家养殖类合作社和 110 家其他类型的合作社^①。从示范级别来看，国家级、省级、市级、区（县）级示范合作社分别有 6 家、24 家、31 家和 128 家，非示范合作社有 517 家。从合作社社员规模来看，社员数在 10 人及以下的小规模合作社有 385 家，占到总样本的一半以上，社员数在 11~50 人、51~100 人和 101~500 人的合作社分别有 173 家、47 家和 81 家，社员数在 500 人以上的大规模合作社有 20 家。按合作社资产规模划分，2017 年总资产低于 50 万元的小规模合作社有 164 家，总资产在 51 万~100 万元、101 万~500 万元和 501 万~1000 万元的合作社分别有 106 家、276 家和 74 家，总资产超过 1000 万元的大规模合作社有 86 家。总体来看，调查样本能够反映不同地区、不同经营品类、不同规模合作社的发展现状和经营绩效差异。

表 1 受访合作社基本特征

经营品类	频数	占比 (%)	示范级别	频数	占比 (%)
粮食类	266	34.43	国家级	6	8.85
蔬菜类	166	17.87	省级	24	3.40
林木类	86	7.54	市级	31	4.39
养殖类	222	28.20	区（县）级	128	18.13
其他类	110	11.97	非示范合作社	517	73.23
社员规模	频数	占比 (%)	资产规模	频数	占比 (%)
≤10 人	385	54.53	≤50 万元	164	23.23
11~50 人	173	24.50	51~100 万元	106	15.01
51~100 人	47	6.66	101~500 万元	276	39.09
101~500 人	81	11.47	501~1000 万元	74	10.48
>500 人	20	2.83	>1000 万元	86	12.18

（二）模型构建

1. 基础模型。本文从收入层面衡量合作社经营绩效，遂构建 OLS 模型验证盈余分配制度对合作社经营绩效的影响，模型表达式如下：

$$\ln income_i = \alpha_i + \beta_i Rebate_i + \sum \delta_i Z_i + \mu_i \quad (1)$$

（1）式中， $\ln income_i$ 表示合作社 i 的总收入（取对数）， $Rebate_i$ 表示该合作社是否实施了二次返利， Z_i 表示一系列控制变量， α 、 β 、 δ 为待估系数， μ 为随机扰动项。

2. 倾向得分匹配估计及 Rosenbaum 边界估计。制度的内生性问题往往导致无法区分制度的作用和产生这些制度的特定环境的作用，解决制度内生性问题的出路是进行反事实推理（亚当·普热沃斯基、晓健，2005）。因此，本文进一步构建“反事实实验”进行实证分析。二次返利的平均处理效应（average treatment effect on the treated, ATT）可表示为：

^①调查样本中存在同一合作社主营产品类型超过一类的情况，因此按主营产品类型统计的各类合作社总数超过 706。

$$ATT = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left(\ln income_{1i} - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} \times \ln income_{0i} \right) \quad (2)$$

(2) 式中，T 代表实验组（有二次返利的合作社），C 代表控制组（无二次返利的合作社）。 w_{ij} 为权重， $w_{ij} = (N_i^c)^{-1}$ 。其中， N_i^c 表示与合作社 i 匹配成功且没有进行二次返利的合作社 j 的数量。 $\ln income_{1i}$ 表示进行二次返利的合作社经营绩效； $\ln income_{0i}$ 表示进行二次返利的合作社如果不进行二次返利时的经营绩效，这是一种反事实假定，将与其匹配后最为接近的控制组中的合作社的经营绩效进行替代。从稳健性角度，本文将使用 k 近邻匹配、半径匹配、核匹配等不同方法进行交叉验证。

倾向得分匹配法对于解决可观测因素导致的样本选择偏差问题是有效的，但难以克服无法观测的异质性带来的影响（吴欢等，2018）。为保证估计结果的稳健性，本文使用 Rosenbaum 边界估计来检验不可观测因素对合作社经营绩效的影响（参见 Rosenbaum，2002）。假设合作社二次返利的概率为： $P_i(x_i, \mu_i) = P(D_i = 1 | X_i, \mu_i) = F(\beta X_i + \gamma \mu_i)$ 。其中， X_i 是可观测变量， μ_i 是不可观测变量， γ 是不可观测的异质性的影响。如果 $\gamma \mu_i = 0$ ，则不存在不可观测的异质性或者不可观测的异质性没有影响。假设 $F(\cdot)$ 服从 Logit 分布，对于匹配的两个合作社 i 和 j 来说，其选择二次返利的几率比为：

$$\frac{P_i / (1 - P_i)}{P_j / (1 - P_j)} = \frac{P_i / (1 - P_j)}{P_j / (1 - P_i)} = \frac{\exp(\beta X_i + \gamma \mu_i)}{\exp(\beta X_j + \gamma \mu_j)} = \exp[\gamma(\mu_i - \mu_j)] = (e^\gamma)^{\mu_i - \mu_j} \quad (3)$$

Rosenbaum (2002) 证明，(3) 式给出的匹配合作社二次返利可能性比例的边界是 $[e^{-\gamma}, e^\gamma]$ ， e^γ 即衡量基于可观测的异质性匹配的合作社由于不可观测的异质性导致的二次返利差异偏离程度，当 $\gamma = 1$ 时，合作社是否选择二次返利的可能性是一致的。通过分析不同影响因子水平下 Rosenbaum 边界的显著性水平以及相应的置信区间，即可判断不可观测异质性的存在是否会显著影响估计结果（李云森，2013）。

3. 内生转换回归模型。与倾向得分匹配模型相比，内生转换回归（endogenous switching regression, ESR）模型在解决内生性问题以及综合考虑可观测因素和不可观测因素方面具有一定的优势，可有效避免不可观测因素造成的“隐形偏差”。因此，本文亦使用 Lokshin and Sajaia (2004) 提出的 ESR 模型实证分析盈余分配制度对合作社经营绩效的影响。ESR 模型同时估计以下 3 个方程。

行为方程表达式如下：

$$Rebate_i = \xi_i X_i + \mu_i \quad (4)$$

结果方程 1，即实验组（有二次返利的合作社）的经营绩效方程，表达式如下：

$$\ln income_{1i} = \eta_{1i} Z_i + v_{1i} \quad (5)$$

结果方程 2，即控制组（无二次返利的合作社）的经营绩效方程，表达式如下：

$$\ln income_{0i} = \eta_{0i} Z_i + v_{0i} \quad (6)$$

(4) 式中， X_i 表示一系列关键自变量， ξ_i 为待估系数， μ_i 为行为方程的误差项。(5) 式和 (6) 式中， $\ln income_{1i}$ 和 $\ln income_{0i}$ 表示有二次返利的合作社和无二次返利的合作社两个样本组的收入变量， Z_i 表示一系列控制变量， η_{0i} 和 η_{1i} 为待估系数， v_{0i} 和 v_{1i} 为结果方程的误差项。 X_i 中除了需要包括至少 1 个工具变量以便模型可识别外，其余变量与 Z_i 中包含的变量一致。

ESR 模型估计结果给出了各种因素对有二次返利与无二次返利的合作社经营绩效的差别化影响，可利用 ESR 模型的估计系数分别计算二次返利对实验组和控制组经营绩效的平均处理效应，且此处的平均处理效应控制了由可观测因素和不可观测因素引起的估计偏误。

实验组的平均处理效应 (ATT) 可由如下方程计算：

$$ATT = E(\ln income_{1i} | Rebate_i = 1) - E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 1) \quad (7)$$

控制组的平均处理效应 (average treatment effect on the untreated, ATU) 可由如下方程计算：

$$ATU = E(\ln income_{1i} | Rebate_i = 0) - E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 0) \quad (8)$$

(7) 式中， $E(\ln income_{1i} | Rebate_i = 1)$ 表示实验组样本合作社进行二次返利时预期的平均收入水平； $E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 1)$ ，表示实验组样本合作社不进行二次返利时预期的平均收入水平。(8) 式中， $E(\ln income_{1i} | Rebate_i = 0)$ 表示控制组样本合作社进行二次返利时预期的平均收入水平； $E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 0)$ 表示控制组样本合作社不进行二次返利时预期的平均收入水平。

4. 影响机制验证。基于产权的激励与约束功能，盈余分配制度通过激励相容机制对合作社与社员行为产生影响，进而影响合作社经营绩效。借鉴中介效应检验模型，本文从惠顾提升、风险分摊、市场深化三个方面选取中间变量验证盈余分配制度对合作社经营绩效的影响机制，构建如下实证模型：

$$Inter_var_i = \beta_1 Rebate_i + \sum \delta_i Z_i + \mu_i \quad (9)$$

$$\ln income_i = \alpha_i + \beta_1 Rebate_i + \theta_1 Inter_var_i + \sum \delta_i Z_i + \mu_i \quad (10)$$

(9) 式中， $Inter_var_i$ 表示中间变量，该变量表征了二次返利对合作社经营绩效的惠顾提升效应、风险分摊效应和市场深化效应。如果 (9) 式中二次返利对中间变量具有显著的促进作用，(10) 式中中间变量对合作社经营绩效同样具有显著的促进作用，且二次返利的系数与 (1) 式相比大幅下降或者该变量不再显著，则表明相应影响机制成立。

(三) 变量选取

1. 因变量。根据研究内容的侧重，经营绩效的衡量指标也不尽相同。一般而言，利润（率）能够表示经营效率，是衡量经营绩效的常见指标。合作社具有经济性与社会性双重属性，盈余分配的基础是收益去掉成本后的剩余，为了区别于营利性企业，该剩余一般不叫“利润”，而称为“盈余”（米新丽，2008）。二次返利占比、按交易量（额）返还占比等核心自变量是合作社盈余的函数，若再以盈余作为因变量，则自变量与因变量将高度相关。而且，合作社的目标是为社员提供最大化服务，并非盈余最大化（梁剑峰、李静，2015），以盈余衡量其经营绩效有失偏颇。合作社总收入能够反映其综合经营情况，故参考其他研究（例如吴欢等，2018；周振、孔祥智，2015），本文以合作社总收入为因变量。

2. 核心自变量。参照《农民专业合作社法》，大多研究以二次返利、二次返利占比作为合作社盈余分配的测量指标（例如孙艳华等，2007；王真，2016；吴欢等，2018），本文同样以此作为核心自变量。由表 2 看出，只有 23.80% 的合作社有二次返利，二次返利数额占总利润的比例平均为 2.74%。实际中，二次返利并非唯一的合作社盈余分配方式，因此本文进一步细化考察合作社的盈余分配方式。合作社盈余分配中最常见的是按股分红，调查样本中有 43.68% 的合作社采用此种方式，有 23.24% 按交易量

（额）分红，还有 11.54% 的合作社没有盈余分配，合作社按交易量（额）返还的比例平均为 8.71%。由此看出，中国合作社盈余分配制度很不规范，大多数合作社并未按交易量（额）进行二次返利，且返还的比例相当低，与合作社法中规定的“返还总额不得低于可分配盈余的 60%”差距甚大。因此，本文的核心自变量“二次返利”不以返还比例是否达到合作社法的规定为标准，而是以问卷调查中的现实情况为准，将所有实施了按交易量（额）返还盈余的合作社均视为有二次返利。

3.控制变量。现有研究表明，合作社经营状况受多方面因素的影响。吴欢等（2018）基于浙江省 185 家合作社的调查数据指出，合作社的基本特征、理事长特征、外部环境、股权结构、监督机制、专用性投资等机制设计是影响合作社收入增加的重要变量。徐旭初、吴彬（2010）指出，合作社带头人（理事长）情况、政府的优惠政策支持和资金扶助对合作社经营绩效均具有关键性作用。为将上述因素的影响剥离，本文从多个方面将影响合作社经营绩效的变量予以控制。具体地，本文参照已有文献（孙亚范、余海鹏，2012；吴欢等，2018）选取控制变量，包括以下几方面：①合作社负责人特征，包括企业家人力资本（年龄、受教育程度、参与培训、工作经历）、社会资本（社会网络）、政治资本（政治身份、政治荣誉）；②合作社特征，包括合作社经营模式（合作模式）、治理机制（表决方式、会员大会）、制度设计（专职会计）；③外部环境，包括市场环境（县城距离）、金融环境、信息设施、政府支持（指导意见）、区位特征。

4.影响机制的中间变量。（1）惠顾提升效应。惠顾提升主要表现为吸引更多农户加入合作社和提升社员与合作社的交易额。本文选择合作社 2017 年新入社人数、净入社人数、总销售额和人均销售额作为中间变量验证惠顾提升效应。（2）风险分摊效应。盈余分配通过利益“捆绑”实现了对社员的反向治理，进而对其机会主义行为予以约束。交易双方签订产品购销协议是稳定经营、共担风险的重要举措，合约治理通过利益联结降低经营风险，进而促进合作社经营绩效提升。本文选择合作社与农户（包括社员和非社员）签订农产品收购协议、与收购单位签订农产品销售协议作为中间变量验证风险分摊效应。（3）市场深化效应。随着社会矛盾转变，消费者对高质量农产品的需求急剧增加，合作社作为质量兴农及农产品质量监管的有力抓手，深化产品市场最主要的就是生产更高质量的产品，通过生产经营创新提升产品标准化程度，加强“三品一标”认证以及推动农产品品牌建设等。本文选择合作社产品是否有“三品一标”认证、是否进行标准化生产以及合作社品牌知名度范围作为中间变量验证市场深化效应。

上述各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名	变量定义与说明	样本量	平均值	标准差
因变量	总收入	合作社 2017 年总收入（万元）	639	339.2743	964.4831
核心自变量	二次返利	合作社是否有二次返利：否=0；是=1	706	0.2380	0.4261
	二次返利占比	合作社二次返利数额占总利润的比例	653	0.0274	0.1159
	盈余分配方式 按股分红	按股分红：否=0；是=1	641	0.4368	0.4964

盈余分配制度对合作社经营绩效影响的实证分析：基于新制度经济学视角

	按惠顾额返还	按交易量（额）返还：否=0；是=1	641	0.2324	0.4227
	按惠顾额返还为主	按交易量（额）返还与按股分红相结合，以按交易量（额）返还为主：否=0；是=1	641	0.0546	0.2274
	按股分红为主	按交易量（额）返还与按股分红相结合，以按股分红为主：否=0；是=1	641	0.0094	0.0964
	平均分配	平均分配给社员：否=0；是=1	641	0.1513	0.3586
	无盈余分配	合作社无盈余分配：否=0；是=1	641	0.1154	0.3198
	按惠顾额返还占比	合作社按交易量（额）返还的比例	706	0.0871	0.2554
合作社负责人特征	年龄	岁	684	47.7953	8.1182
	受教育程度	小学及以下=0；初中=1；高中=2；大专及以上=3	701	1.5193	0.7828
	参与培训	负责人是否参加过“带头人培训班”：否=0；是=1	706	0.5496	0.4979
	工作经历	外出务工=0；当兵=1；村干部=2；公职人员=3；其他=4	705	1.7830	1.6871
	社会网络	负责人是否为村里最大的家族（人数最多）姓氏：否=0；是=1	705	0.4709	0.4995
	政治身份	非党员=0；党员=1	705	0.3021	0.4595
	政治荣誉	合作社理事长是否为人大代表、政协委员或党代表：0=否；1=是	705	0.2156	0.4115
合作社特征	合作模式	合作社+农户=0；合作社+基地+农户=1；合作社+企业+（基地）+农户=2；其他模式=3	700	0.7957	1.0315
	表决方式	合作社重大事务表决方式是否是理事长决定制：否=0；是=1	703	0.2831	0.4508
	会员大会	合作社是否设立会员代表大会：否=0；是=1	705	0.4950	0.5003
	专职会计	合作社是否设有专职会计：否=0；是=1	706	0.5652	0.4961
合作社外部环境特征	县城距离	合作社与最近县城的距离（公里）	702	19.9457	16.0918
	金融环境	合作社所在村是否是银行等金融机构认定的信用村：否=0；是=1	695	0.4734	0.4997
	信息设施	合作社附近是否有益农信息社：否=0；是=1	702	0.1638	0.3704
	指导意见	当地政府是否出台了支持合作社发展的指导意见：否=0；是=1	703	0.3414	0.4745
	区位	合作社区位：东部=0；中部=1；西部=2	688	0.4680	0.6048
影响机制中间变量	新入社人数	2017年新入社人数	706	2.1884	11.0841
	净入社人数	2017年净入社人数	706	1.8824	11.2213
	总销售额	合作社2017年总销售额（万元），取对数	601	4.6112	1.6114
	人均销售额	合作社2017年人均销售额（万元），取对数	593	1.9247	1.6326
	与社员签订收购协议	合作社是否与社员签订收购协议：否=0；口头协议=1；正式合同=2	704	0.5128	0.7598
	与非社员签订收购协议	合作社是否与非社员签订收购协议：否=0；口头协议=1；正式合同=2	574	0.2857	0.6013

与收购单位签订销售协议	合作社是否与收购单位签订农产品销售协议：否=0；口头协议=1；正式合同=2	702	0.6923	0.8642
“三品一标”认证	合作社是否有“三品一标”认证：否=0；是=1	706	0.2833	0.4509
品牌知名度范围	合作社品牌知名度范围：无=0；本县=1；本市=2；本省=3；全国=4	585	1.1060	1.2341
标准化生产	合作社是否进行标准化生产：否=0；是=1	706	0.5099	0.5003

注：①二次返利占比和按交易量（额）返还占比均使用了全部调查数据，对于没有二次返利和没有按交易量（额）返还盈余的合作社，将相应占比均设置为0，该做法是为了保证实证分析中的样本数量；②受教育程度、工作经历、合作模式和区位等变量在实证分析中均以虚拟变量的形式进入模型，这里进行分类赋值只是为了统计上的方便；③地区变量按照区位划分，东部地区包括北京、河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南，西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、内蒙古、广西。

四、合作社盈余分配制度对其经营绩效影响的实证分析

（一）盈余分配对合作社经营绩效的影响

本文基于全部合作社样本对（1）式进行回归。多重共线性检验表明，模型不存在严重的多重共线性问题（平均方差膨胀因子为1.64）。为减少异方差带来的影响，本文在回归之前对部分变量做取对数处理，并进行稳健性回归。

从表3列（1）的结果可以看出，在控制其他变量的情况下，二次返利能够显著提升合作社经营绩效，有二次返利的合作社比没有二次返利的合作社收入高78.07%（ $e^{0.577}-1=0.7807$ ），这一结果在1%的统计水平上显著。列（2）的结果表明，二次返利占比同样对合作社经营绩效有促进作用。列（3）的结果显示了不同盈余分配方式对合作社经营绩效的影响，以没有盈余分配为参照，不同盈余分配方式均能显著促进合作社增收，按惠顾额返还盈余对合作社经营绩效的促进作用最大（系数为1.375）；盈余平均分配给社员对合作社经营绩效的促进作用最小（系数为0.718），显著性也最弱。列（4）结果进一步表明，按惠顾额返还占比在5%的统计水平上对合作社收入有显著的促进作用。从以上结果可以看出，在一次让利之后向社员二次返利能够显著促进合作社收入增加，返利比例越高，增收越明显。盈余分配能够让社员在分享合作社发展成果的同时促进合作社自身效益提升。当然，盈余分配也须注重公平与效率，按要素和产品分配盈余所起的增收效应最大，“亲资本”或平均分配方式难以产生足够激励，这会影响到社员参与的积极性与参与程度，进而影响到合作社发展。该结论与已有研究一致（刘同山、孔祥智，2015；王真，2016），本文假说H1得证。

合作社负责人特征中，参与培训能够显著促进收入增长。负责人参加“带头人培训班”能够提升管理能力与经营技术，也有助于了解最新政策动向、获得更多市场信息，进而促进合作社发展与收入增长。这表明，加强农民职业技能培训对于促进农业经营组织发展具有重要意义。

合作社特征中，以“合作社+农户”合作模式为参照，“合作社+基地+农户”能够促进收入增长，但显著性较弱。如果在合作中引入企业，不仅能够明显提升增收效应，显著性也将大大增加。不同经

营主体依据自身优势形成产业分工，通过协作走向联合，将延长产业链、提升价值链、完善供应链、拓展生态链（张红宇，2018），不仅提升了经营主体的经营效率与效益，还有力促进了农业产业化、现代化发展。有专职会计也能显著促进合作社收入增加，会计制度能够促进合作社规范、有序、健康发展，完善的财务管理制度将合作社资源系统化，有利于降低经营风险，提升竞争力，进而促进合作社收入增加。

外部环境特征中，是否是金融机构信用村能够显著促进合作社收入增长。融资约束是限制合作社发展壮大的瓶颈，信贷支持对合作社培育有积极影响，外部金融环境改善将减弱合作社资金约束，能够促进合作社加大投资与优化要素配置，提升合作社经营绩效。

表3 基本稳健回归结果（OLS）

	(1)	(2)	(3)	(4)
1.核心自变量				
二次返利	0.577*** (0.195)	—	—	—
二次返利占比	—	1.114* (0.635)	—	—
盈余分配方式				
按惠顾额返还	—	—	1.375*** (0.361)	—
按股分红	—	—	1.248*** (0.346)	—
平均分配给社员	—	—	0.718* (0.383)	—
按惠顾额返还为主	—	—	1.313*** (0.494)	—
按股分红为主	—	—	1.234** (0.508)	—
按惠顾额返还占比	—	—	—	0.732** (0.315)
2.合作社负责人特征				
年龄（取对数）	-0.381 (0.531)	-0.407 (0.562)	-0.301 (0.566)	-0.337 (0.544)
受教育程度				
初中	0.368 (0.401)	0.385 (0.409)	0.364 (0.423)	0.440 (0.406)
高中	0.362 (0.421)	0.426 (0.431)	0.378 (0.436)	0.408 (0.425)
大专及以上学历	0.264 (0.511)	0.491 (0.519)	0.380 (0.519)	0.405 (0.515)
参与培训	0.638*** (0.210)	0.622*** (0.216)	0.460** (0.214)	0.679*** (0.213)
工作经历				
当兵	0.115 (0.389)	-0.085 (0.399)	0.156 (0.420)	0.059 (0.383)
村干部	-0.259 (0.237)	-0.316 (0.243)	-0.254 (0.244)	-0.333 (0.238)
公职人员	0.270 (0.494)	0.078 (0.510)	0.142 (0.495)	0.215 (0.500)
其他	0.165 (0.195)	0.015 (0.207)	0.213 (0.208)	0.203 (0.200)
社会网络	0.007 (0.173)	0.048 (0.182)	0.168 (0.172)	0.088 (0.177)
政治身份	-0.189 (0.200)	-0.198 (0.204)	0.028 (0.196)	-0.157 (0.199)
政治荣誉	-0.153 (0.242)	-0.015 (0.241)	-0.326 (0.255)	-0.154 (0.241)
3.合作社特征				
合作模式				

盈余分配制度对合作社经营绩效影响的实证分析：基于新制度经济学视角

合作社+基地+农户	0.419* (0.211)	0.422* (0.219)	0.308 (0.219)	0.422* (0.213)
合作社+企业+ (基地)+农户	1.425*** (0.212)	1.322*** (0.210)	1.352*** (0.235)	1.479*** (0.217)
其他模式	-0.162 (0.283)	-0.169 (0.292)	-0.151 (0.317)	-0.200 (0.286)
表决方式	0.314 (0.212)	0.285 (0.213)	0.274 (0.219)	0.279 (0.213)
会员大会	-0.062 (0.220)	0.019 (0.220)	0.022 (0.217)	0.064 (0.218)
专职会计	1.145*** (0.206)	1.079*** (0.200)	1.201*** (0.205)	1.239*** (0.202)
4.合作社外部环境特征				
县城距离 (取对数)	0.058 (0.091)	0.052 (0.095)	0.024 (0.094)	0.045 (0.093)
金融环境	0.446** (0.178)	0.525*** (0.180)	0.399** (0.174)	0.426** (0.180)
信息设施	0.246 (0.224)	0.456** (0.216)	0.205 (0.231)	0.334 (0.226)
指导意见	-0.124 (0.184)	-0.105 (0.192)	-0.178 (0.197)	-0.116 (0.186)
区位				
中部	-0.046 (0.191)	-0.005 (0.195)	-0.137 (0.196)	-0.098 (0.192)
西部	-0.540 (0.450)	-0.330 (0.472)	-0.773 (0.486)	-0.550 (0.459)
常数项	3.757* (2.167)	3.868* (2.299)	2.625 (2.372)	3.458 (2.225)
观察值	581	540	537	581
R ²	0.235	0.227	0.278	0.231

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数值为标准误；③盈余分配方式以无盈余分配为参照，受教育程度以小学及以下为参照，工作经历以外出务工为参照，合作模式以“合作社+农户”为参照，区位以东部为参照。

(二) 盈余分配对合作社经营绩效影响的倾向得分匹配分析及 Rosenbaum 边界估计

制度与环境的相互影响是内生性问题的重要来源，本文构建“反事实实验”分析二次返利对合作社经营绩效的影响。从表 4 可以看出，根据 k 近邻匹配结果，实验组的平均处理效应 (ATT) 为 0.5515，这一结果在 5%的统计水平上显著。由此表明，合作社实施二次返利能够显著提升其经营绩效。本文亦使用卡尺匹配、半径匹配、核匹配及局部线性回归匹配方法进行稳健性检验，上述匹配结果均在 5%的显著性水平上通过检验，实验组的平均处理效应 (ATT) 为 0.60 左右，表明二次返利对合作社总收入具有明显的促进作用，进一步证实了本文假说 H1。

表 4 二次返利对合作社经营绩效影响的倾向得分匹配估计结果比较

匹配方法	实验组经营绩效	控制组经营绩效	ATT	标准误	t检验值
k近邻匹配 (k=4)	5.1874	4.6359	0.5515**	0.2527	2.18
卡尺内一对四匹配	5.1698	4.6372	0.5325**	0.2593	2.05
半径匹配	5.1698	4.5981	0.5717**	0.2515	2.27
核匹配	5.1874	4.5833	0.6041**	0.2414	2.50
局部线性回归匹配	5.1874	4.5424	0.6450**	0.3003	2.15

注：①**表示 5%的显著性水平；②倾向得分匹配回归结果略。

Rosenbaum 边界估计是计算当存在无法观测的因素影响合作社二次返利的异质性情况下，二次返

利对合作社经营绩效的平均处理效应。通过对 γ 赋值表征不同程度的不可观测异质性的影响，分析 Rosenbaum 边界估计结果就可以知道不可观测的异质性是否会显著改变估计结果。从表 5 可以看出，由不可观测因素引起的合作社选择二次返利的可能性差异无论是较小比例（1.1 倍）变化还是较大比例（1.7 倍）变化，二次返利对合作社收入影响的上下限显著性水平均小于 5%，其中大部分都在 1% 的水平下显著；且 Hodges-Lehmann 点估计以及 5% 显著性水平的下限置信区间都大于 0。这说明，二次返利对合作社收入有显著的正向影响，且不可观测因素的异质性不会对估计结果产生影响。由此可知，本研究通过倾向得分匹配方法得出的结果是稳健的。

表 5 二次返利对合作社增收影响的 Rosenbaum 边界估计结果

γ	上限显著性水平	下限显著性水平	HL点估计上限	HL点估计下限	上限置信区间	下限置信区间
1.0	0.0000	0.0000	0.8370	0.8370	0.5232	1.1513
1.1	0.0001	0.0000	0.7416	0.9231	0.4259	1.2425
1.2	0.0004	0.0000	0.6675	1.0052	0.3466	1.3327
1.3	0.0017	0.0000	0.5816	1.0841	0.2659	1.4017
1.4	0.0050	0.0000	0.5108	1.1513	0.1979	1.4735
1.5	0.0124	0.0000	0.4437	1.2237	0.1234	1.5438
1.6	0.0263	0.0000	0.3811	1.2825	0.0567	1.6094
1.7	0.0492	0.0000	0.3275	1.3540	0.0000	1.6661

（三）盈余分配对合作社经营绩效影响的 ESR 模型分析

为进行 ESR 模型估计，首先选择一个工具变量，该工具变量需要影响合作社是否进行二次返利，但对其经营绩效没有影响。考虑到盈余分配制度是《农民专业合作社法》的基本规定，合作社是否进行二次返利可能与其是否了解《农民专业合作社法》有关。同时，对《农民专业合作社法》的了解程度对合作社经营绩效的影响较弱。因此，本文以“对合作社法的了解程度”为工具变量。为了检验工具变量的有效性，本文参考刘同山（2017）的做法，把“对合作社法的了解程度”和控制变量同时纳入模型，分别对合作社是否进行二次返利以及合作社 2017 年总收入进行 Probit 回归和 OLS 回归（见表 6）。结果发现，“对合作社法的了解程度”对二次返利在 5% 的统计水平上具有显著影响，对合作社 2017 年总收入的影响不显著，由此证实“对合作社法的了解程度”是一个有效的工具变量。因此，本文将“对合作社法的了解程度”作为工具变量纳入行为方程以做进一步分析。

表 6 工具变量有效性检验结果

	(1) 二次返利		(2) 总收入（取对数）	
	系数	标准误	系数	标准误
对合作社法的了解程度	0.145**	0.058	0.002	0.089
常数项	-0.499	1.571	3.907*	2.205
观察值	636		581	
R ²	0.185		0.224	

注：①**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②控制变量与表 3 一致，估计结果略。

ESR 模型的估计结果见表 7。Wald 检验在 1% 的统计水平上拒绝了行为方程和结果方程相互独立的原假设，而且反映 μ_i 和 v_i 相关性的 r_1 和 r_0 都在 1% 的统计水平上显著不为零，表示不可观测因素同时影响合作社是否有二次返利和合作社总收入。这表明，本文采用 ESR 模型进行计量分析是合适的。

表 7 二次返利对合作社经营绩效影响的 ESR 模型估计结果

	是否有二次返利		总收入（取对数）			
			有二次返利		无二次返利	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
对合作社法的了解程度	0.050*	0.030	—	—	—	—
常数项	-0.117	1.289	13.950***	4.161	7.074***	2.567
$\ln s_1$	—	—	1.107***	0.092	—	—
r_1	—	—	-2.378***	0.380	—	—
$\ln s_0$	—	—	—	—	0.882***	0.037
r_0	—	—	—	—	2.296***	0.202
Wald chi2	37.81**		—		—	
Log Likelihood	-1429.877		—		—	
观察值	585		585		585	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②控制变量与表 3 一致，估计结果略；③ $\ln s$ 是行为方程与结果方程残差方差的平方根， $\ln s_1$ 表示行为方程与实验组结果方程残差方差的平方根， $\ln s_0$ 表示行为方程与控制组结果方程残差方差的平方根；④ r 是残差相关系数， r_1 表示实验组残差相关系数， r_0 表示控制组残差相关系数。

在 ESR 模型估计的基础上，本文进一步测算二次返利对合作社经营绩效的平均处理效应，结果见表 8。总的来看，二次返利对合作社 2017 年总收入有正向的处理效应，且在 1% 的统计水平上显著。其中，对于有二次返利的合作社而言，倘若取消二次返利，其经营绩效将下降 65.81%；对于无二次返利的合作社而言，倘若实行二次返利，经营绩效将增加 157.49%。这同样说明，盈余分配制度能够显著提升合作社经营绩效，证明了本文结论的稳健性。

表 8 二次返利对合作社经营绩效影响的平均处理效应

	二次返利情境下		ATT	ATU	t检验值	变化 (%)
	有二次返利情境下 合作社经营绩效	无二次返利情境下 合作社经营绩效				
有二次返利的合作社	8.4350	5.0870	3.3480***	—	42.3185	65.8148
无二次返利的合作社	9.9349	3.8583	—	6.0765***	128.1319	157.4916

注：***表示 1% 的显著性水平。

五、盈余分配制度对合作社经营绩效的影响路径分析：激励相容机制

根据前文分析，合作社盈余分配制度的激励相容机制主要表现在惠顾提升、风险分摊及产品市场深化三方面，本文接下来对这三方面的作用机制进行实证分析。

（一）惠顾提升效应

合作社盈余分配的基础是社员与合作社之间的交易，盈余分配制度激励社员更多地与合作社进行交易。同时，合作社给社员的一次让利、社会化服务等方面的帮扶也吸引更多农户加入合作社。考虑到分别有 82.44%和 84.28%的合作社 2017 年新入社人数和净入社人数为 0，因此本文选用 Tobit 模型分析盈余分配制度对合作社新入社人数和净入社人数的影响；2017 年总销售额和人均销售额是连续变量，本文选用 OLS 模型分析盈余分配制度对合作社总销售额和人均销售额的影响。由表 9 可以看出，二次返利能够吸引更多农户加入合作社，二次返利占比对入社人数和净入社人数具有非常显著的促进作用。二次返利也促进了社员与合作社之间的交易，提升了合作社产品销售额。尤其二次返利对人均销售额的促进作用说明盈余分配制度促进了社员销售产品的积极性，社员与合作社之间联系的紧密性不断增强。另外，社员人数和销售额的增加无疑会增加合作社总收入，可就此证实盈余分配制度通过激励相容机制促进了社员对合作社的惠顾，进而提升了合作社经营绩效，假说 H2a 得证。

表 9 盈余分配惠顾提升效应检验

	新入社人数		净入社人数	总销售额（取对数）		人均销售额（取对数）	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
二次返利	5.684** (2.538)	—	—	0.667*** (0.210)	—	0.600** (0.230)	—
二次返利占比	—	30.183*** (8.509)	7.097*** (2.515)	—	1.400** (0.673)	—	1.227** (0.493)
常数项	-55.973* (28.388)	-46.338 (29.441)	0.355 (6.639)	3.172 (2.232)	3.171*** (2.374)	3.666 (2.338)	3.246 (2.448)
观察值	636	591	591	586	545	571	531
R ²	0.084	0.100	0.017	0.221	0.217	0.163	0.155

注：①括号内数值为标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 3 一致，估计结果略。

（二）风险分摊效应

合作社作为生产端与市场端的连接主体，与社员、市场主体建立紧密联系是稳定经营与防范风险的重要途径。因为协议形式包括无协议、口头协议和正式合同三种选择，所以本文选择 Oprobit 模型分析盈余分配制度对合作社产品购销协议的影响。由表 10 可以看出，二次返利占比能够显著促进合作社与农户签订农产品收购协议，尤其促进与非社员之间的产品收购协议，同样能够显著促进合作社与收购单位签订农产品销售协议。由此说明，无论是出于激励作用还是约束作用，盈余分配制度都能够稳定合作社与农户之间以及合作社与产品收购单位之间的经营业务，以此分摊经营风险，对未来形成稳定预期，这有利于合作社业务拓展与自身发展壮大。

本文进一步检验产品购销协议是否在盈余分配制度促进合作社绩效提升中具有中介效应。结果表明，合作社与非社员之间正式的产品收购合同以及合作社与产品收购单位之间的销售协议在盈余分配

对合作社经营绩效的影响中具有显著的中介效应^①。在二次返利占比对合作社总收入（取对数）有显著影响的情况下（见表 10 列（1）），二次返利占比显著地促进了协议签订（见表 10 列（2）、（4）、（6））。将自变量和中间变量同时纳入回归后（结果见表 10 列（3）、（5）、（7）），二次返利占比对总收入的影响系数由 0.577 下降到 0.209 和 0.554，显著性也出现了下降（见表 10 列（5）、（7）），且中间变量对因变量有显著影响（合作社与非社员签订农产品收购协议、合作社与收购单位签订农产品销售协议对总收入有显著的正向影响）。由此证实盈余分配制度通过激励相容机制分摊了合作社经营风险，进而提升了合作社经营绩效，假说 H2b 得证。

表 10 盈余分配风险分摊效应检验

		总收入 (取对 数)	与社员签 订协议	总收入 (取对 数)	与非社员 签订协议	总收入 (取对 数)	与收购单 位签订协 议	总收入 (取对 数)
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
二次返利占比		0.577** (0.195)	0.339*** (0.130)	0.587*** (0.196)	0.534*** (0.159)	0.209 (0.622)	1.012* (0.577)	0.554* (0.194)
与社员签订产品 收购协议（以无 协议为参照）	口头协议	—	—	0.022 (0.231)	—	—	—	—
	正式合同	—	—	-0.587 (0.196)	—	—	—	—
与非社员签订产 品收购协议（以 无协议为参照）	口头协议	—	—	—	—	0.166 (0.317)	—	—
	正式合同	—	—	—	—	0.254** (0.327)	—	—
与收购单位签订 产品销售协议 （以无协议为参 照）	口头协议	—	—	—	—	—	—	0.591* (0.233)
	正式合同	—	—	—	—	—	—	0.740*** (0.235)
常数项		3.757* (2.167)	—	3.752* (2.145)	—	2.208 (2.562)	—	3.701 (2.188)
观察值		581	634	581	522	482	589	581
R ²		0.235	0.143	0.235	0.127	0.244	0.166	0.254

注：①括号内数值为标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 3 一致，估计结果略；④Oprobit 模型的常数项结果占据较多篇幅，故列（2）、（4）、（6）的常数项估计结果略。

（三）市场深化效应

^①以二次返利作为自变量，实证结果表明二次返利显著促进了合作社与社员、非社员签订农产品收购协议，但合作社与农户签订的农产品收购协议在合作社盈余分配对经营绩效的影响中不具有中介效应。二次返利对合作社与收购单位签订销售协议的影响不显著，为节约篇幅，上述实证结果未展示。

惠顾提升效应和风险分摊效应检验结果说明盈余分配制度在合作社关系治理中具有重要作用，此外，盈余分配制度还能促进合作社产品市场深化与生产经营创新（吴欢等，2018），这也可以看作是这一制度对合作社自身的激励。因合作社“三品一标”认证与标准化生产为二元变量，本文选用 Probit 模型分析盈余分配制度对合作社“三品一标”认证和标准化生产的影响。品牌知名度范围为有序离散变量，故本文选用 Oprobit 模型分析盈余分配制度对合作社品牌知名度的影响。由表 11 可以看出，二次返利能够显著促进合作社“三品一标”认证与品牌建设，二次返利占比对合作社标准化生产具有显著的促进作用，而且“三品一标”认证、标准化生产与全国性农产品品牌在盈余分配制度对合作社经营绩效的影响中具有显著的中介效应。标准化生产是高质量农产品生产的基础，“三品一标”认证与品牌建设是实现农产品优质优价的必要途径，这些创新均能提升产品附加值（韩旭东等，2019），进而提升合作社经营绩效。由此证实盈余分配制度通过激励相容机制深化了产品市场，进而提升了合作社经营绩效，假说 H2c 得证。

表 11 盈余分配市场深化效应检验

	“三品一标” 认证	总收入（取对 数）	品牌知名度范围	总收入（取 对数）	标准化生产	总收入（取 对数）
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
二次返利	0.577*** (0.195)	0.535** (0.212)	0.407*** (0.138)	0.520** (0.235)	— —	— —
二次返利占比	— —	— —	— —	— —	1.228* (0.672)	0.929 (0.607)
“三品一标”认证	— —	0.412** (0.206)	— —	— —	— —	— —
品牌知名度范围						
本县	— —	— —	— —	0.050 (0.259)	— —	— —
本市	— —	— —	— —	-0.007 (0.312)	— —	— —
本省	— —	— —	— —	0.260 (0.366)	— —	— —
全国	— —	— —	— —	0.808** (0.305)	— —	— —
标准化生产	— —	— —	— —	— —	— —	0.601*** (0.211)
常数项	3.757* (2.167)	3.820* (2.051)	— —	3.922* (2.361)	— —	3.960 (2.299)
观察值	581	581	527	497	591	540
R ²	0.235	0.205	0.087	0.260	0.263	0.241

注：①括号内数值为标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 3 一致，估计

结果略；④品牌知名度范围以无品牌为参照；⑤Oprobit 模型的常数项结果占据较多篇幅，故列（3）和列（5）的常数项估计结果略。

六、结论与政策启示

（一）结论

本文利用第二期全国新型农业经营主体发展指数调查中的 706 个合作社样本实证分析了盈余分配制度对合作社经营绩效的影响。OLS 回归结果表明，盈余分配制度对合作社经营绩效具有显著的促进作用，不同的盈余分配方式都能够促进合作社收入增加。其中，按交易量（额）返还盈余对合作社增收的促进作用最强，公平且有效率的盈余分配方式极大推动了合作社发展。制度与环境相互作用不可避免地产生了内生性问题，本文遂使用倾向得分匹配法对上述结果进行验证，不同匹配方法的验证结果表明，二次返利对合作社收入具有显著的正向影响，实验组二次返利的平均处理效应为 0.60 左右，Rosenbaum 边界估计的稳健性检验结果表明，不可观测因素的异质性并未对估计结果产生影响。本文进一步使用 ESR 模型进行实证分析，结果依旧表明二次返利能够显著提升合作社经营绩效。

本文从激励相容机制入手分析合作社盈余分配制度发挥作用的主要路径。实证结果表明，首先，盈余分配制度提升了农户与合作社之间的交易，增加了惠顾额。二次返利有利于吸引更多农户加入合作社，并能促进社员与合作社之间的交易。其次，盈余分配制度稳定了合作社与社员之间的交易关系，分摊了合作社经营风险。二次返利能够促进合作社与农户及收购单位签订产品购销协议，且合作社与非社员之间的正式产品收购合同以及合作社与收购单位之间的产品销售协议在盈余分配制度促进合作社增收中具有显著的中介效应。最后，盈余分配制度促进了合作社的生产经营创新与产品市场深化。二次返利促进了合作社标准化生产、“三品一标”认证及合作社品牌建设，这三方面同样在盈余分配制度促进合作社增收中具有显著的中介效应。

当然，现有研究对合作社经营绩效的衡量范围较广，包括经营状况、带动能力、组织建设、社员受益、社会影响、发展潜力等方面的内容（徐旭初，2009；徐旭初、吴彬，2010），因研究内容的侧重而选择不同指标，或是构建综合性指标。本文以合作社总收入作为核心因变量，但在影响机制分析中，针对不同的影响路径选择不同变量，结果显示盈余分配在多个方面对合作社的发展均有显著的促进作用，而这些变量正是经营绩效在不同层面的反映。由此能够看出，盈余分配制度对合作社经营绩效的影响是多方面的，盈余分配制度的建设与规范施行对合作社发展具有重要的促进作用。

（二）政策启示

根据以上研究结论，在开展农民合作社规范提升行动之际，为就进一步推动中国合作社发展，本文提出如下政策启示。

第一，完善合作社盈余分配制度建设，实行多途径、多形式的盈余分配。《农民专业合作社法》强调按交易量（额）返还盈余，现实中，多种盈余分配方式共存，按股分红应用比例最高。基于不同盈余分配方式都能促进合作社经营绩效提升这一结论，本文建议合作社根据自身情况选择适合的盈余分配方式，或者多种分配方式结合使用，在实现经济效益的同时提升社会效益。当然，从更长远发展角

度，还是要通过对合作社负责人培训等方式说明按交易量（额）返还的制度依据及其对合作社发展的重要意义，鼓励合作社增加按交易量（额）返还的比例。

第二，强化合作社与农户利益联结，增强其带动能力。一是鼓励合作社通过生产资料统购降低农户投入成本，通过社会化服务解决经营难题，通过产品统销提升农户市场效益，通过强化农户与合作社之间的交易增强惠顾，进而实现“双赢”。二是鼓励合作社与农户建立正式契约关系，通过订单生产等方式强化要素与产品流通，促进小农户与大市场之间的有机衔接。

第三，推动合作社生产经营创新，促进农产品提质增效。合作社作为新型农业经营主体，要引领生产经营创新，推动农业标准化生产，促进产品市场深化。在质量兴农战略实施之际，合作社要推动“三品一标”认证及农产品品牌建设，通过高质量农产品供应及品牌建设增加产品附加值，进而提升合作社经营绩效。

参考文献

1. 安德鲁·肖特，2004：《社会制度的经济理论》，上海：上海财经大学出版社。
2. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第7期。
3. 冯开文，2006：《合作社的分配制度分析》，《学海》第5期。
4. 国鲁来，2001：《合作社制度及专业协会实践的制度经济学分析》，《中国农村观察》第4期。
5. 韩旭东、王若男、郑风田，2019：《能人带动型合作社如何推动农业产业化发展？——基于三家合作社的案例研究》，《改革》第10期。
6. 韩旭东、郑风田，2020：《合作社经营绩效与精准扶贫参与》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第2期。
7. 黄少安，2017：《制度经济学由来与现状解构》，《改革》第1期。
8. 季晨、贾甫、徐旭初，2017：《基于复衡性和绩效视角的农民合作社成长性探析——对生猪养殖合作社的多案例分析》，《中国农村观察》第3期。
9. 李琳琳，2017：《我国本土合作社的现实图景——对合作社“制度变异说”的反思与讨论》，《农业经济问题》第7期。
10. 李云森，2013：《自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究》，《经济学（季刊）》第3期。
11. 梁剑峰、李静，2015：《“精英俘获”：农民专业合作社成长之困》，《宏观经济研究》第3期。
12. 刘骏、张颖、艾靓、秦琴，2018：《利润追逐：合作社盈余分配制度的选择动力》，《农业经济问题》第4期。
13. 刘同山，2017：《农民合作社的幸福效应：基于ESR模型的计量分析》，《中国农村观察》第4期。
14. 刘同山、孔祥智，2015：《治理结构如何影响农民合作社绩效？——对195个样本的SEM分析》，《东岳论丛》第12期。
15. 卢周来，2009：《新制度经济学，新政治经济学，还是社会经济学？——兼谈中国新制度经济学未来的发展》，《管理世界》第3期。

16. 罗伯特·托马斯、道格拉斯·诺斯, 1989: 《西方世界的兴起》, 北京: 华夏出版社。
17. 马彦丽, 2013: 《论中国农民专业合作社的识别和判定》, 《中国农村观察》第3期。
18. 米新丽, 2008: 《论农民专业合作社的盈余分配制度——兼评我国〈农民专业合作社法〉相关规定》, 《法律科学(西北政法大学学报)》第6期。
19. 欧阳日辉、徐光东, 2004: 《新制度经济学: 发展历程、方法论和研究纲领》, 《南开经济研究》第6期。
20. 任大鹏、于欣慰, 2013: 《论合作社惠顾返还原则的价值——对“一次让利”替代二次返利的质疑》, 《农业经济问题》第2期。
21. 宋茂华, 2012: 《农民专业合作社收益分配机制及影响因素分析》, 《经济与管理》第9期。
22. 孙亚范、余海鹏, 2012: 《农民专业合作社制度安排对成员行为及组织绩效影响研究》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
23. 孙亚范, 2011: 《农民专业合作社运行机制与产权结构: 江苏205个样本》, 《改革》第12期。
24. 孙艳华、周力、应瑞瑶, 2007: 《农民专业合作社增收绩效研究——基于江苏省养鸡农户调查数据的分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
25. 汪艳涛、高强、荀露峰, 2014: 《农村金融支持对农民专业合作社培育的影响》, 《财贸研究》第6期。
26. 王图展, 2017: 《农民合作社异化对自生能力的影响研究》, 《财贸研究》第4期。
27. 王真, 2016: 《合作社治理机制对社员增收效果的影响分析》, 《中国农村经济》第6期。
28. 吴欢、刘西川、扶玉枝, 2018: 《农民合作社二次返利的增收效应分析——基于浙江185家合作社的调查数据》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第4期。
29. 徐旭初、吴彬, 2010: 《治理机制对农民专业合作社绩效的影响——基于浙江省526家农民专业合作社的实证分析》, 《中国农村经济》第5期。
30. 徐旭初, 2009: 《农民专业合作社绩效评价体系及其验证》, 《农业技术经济》第4期。
31. 亚当·普热沃斯基、晓健, 2005: 《制度起作用吗?》, 《经济社会体制比较》第3期。
32. 应瑞瑶、唐春燕、邓衡山、徐志刚, 2016: 《成员异质性、合作博弈与利益分配——一个对农民专业合作社盈余分配机制安排的经济解释》, 《财贸研究》第3期。
33. 张红宇, 2018: 《中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向》, 《中国农村经济》第1期。
34. 郑丹, 2011: 《农民专业合作社盈余分配状况探究》, 《中国农村经济》第4期。
35. 周振、孔祥智, 2015: 《盈余分配方式对农民合作社经营绩效的影响——以黑龙江省克山县仁发农机合作社为例》, 《中国农村观察》第5期。
36. Chibanda, M., G. F. Ortmann, and M. C. Lyne, 2009, "Institutional and Governance Factors Influencing the Performance of Selected Smallholder Agricultural Cooperatives in KwaZulu-Natal", *Agrekon*, 48(3): 293-315.
37. Cook, M. L., 1995, "The Future of U.S. Agricultural Cooperatives: A Neo-Institutional Approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(5): 1153-1159.
38. Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, "Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models", *Stata Journal*, 4(3): 282-289.

39. Rosenbaum, P. R., 2002, *Observational Studies (2nd eds.)*, NY:Springer.

(作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑：何 欢)

The Impact of Cooperatives' Surplus Distribution System on Business Performance: An Empirical Analysis from the Perspective of New Institutional Economics

Han Xudong Li Deyang Wang Ruonan Zheng Fengtian

Abstract: Based on the sample of 706 cooperatives in the second round “*National New Agricultural Management Entities Development Index Survey*”, this article analyzes the effect and mechanism of the surplus distribution system on cooperatives' business performance from the perspective of new institutional economics. The empirical results show that the second rebate has an obvious income-increasing effect, and different surplus distribution methods can significantly improve the performance of cooperatives, and “fair and efficient” surplus distribution can generate the most significant effect. A variety of propensity score matching methods, Rosenbaum bounds and endogenous switching regression estimation robustness tests show that the second rebate has a significant positive impact on the operation performance of cooperatives. The impact mechanism tests show that the surplus distribution system promotes the promotion of patronage, risk sharing, and product market development through incentive compatibility mechanism, thereby improving cooperatives' business performance. Therefore, enhancing institutional construction, strengthening farmer-driven development and promoting the innovation of production and management are crucial to the development of cooperatives.

Key Words: Property Right; Surplus Distribution; Business Performance; New Institutional Economics; Incentive Compatibility; Endogenous Switching Regression