巩艳红，肖昱玲，庞洪伟. 土地流转、数字普惠金融和城乡收入差距［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2024，23（2）：71-81.
GONG Yanhong，XIAO Yuling，PANG Hongwei. Land transfer，digital inclusive finance and income gap between urban and rural areas［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2024，23（2）：71-81.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2024.02.009

土地流转、数字普惠金融和城乡收入差距

巩艳红[1]，肖昱玲[1]，庞洪伟[2]
（1.西藏大学 财经学院，西藏 拉萨 850000；2.西藏大学 经济与管理学院，西藏 拉萨 850000）

摘 要：在土地大规模流转和城乡收入差距居高不下的双重背景下，农村土地流转能否缩小城乡收入差距，以及数字普惠金融在农村土地流转对城乡收入差距的影响中发挥的作用都是亟待深入研究的问题，但是现有研究较少涉及。基于我国2011—2021年30个省级行政区的面板数据，采用门槛回归模型，分析土地流转对城乡收入差距的非线性影响，以及数字普惠金融在其中的作用机理。结果表明：在数字普惠金融的门槛作用下土地流转能够有效缩小城乡收入差距。在以数字普惠金融为门槛的不同门槛区间，随着土地流转程度的提高城乡收入差距均显著缩小，与数字普惠金融指数低于门槛值时相比，当数字普惠金融指数高于门槛值时土地流转对城乡收入差距的减小作用有所加强。基于此，在促进土地流转、拓宽农民增收致富渠道的同时，建议加强数字普惠金融的城乡发展、提高普通农户的农业生产效率，让数字普惠金融的普惠性落实到农村的建设和发展，为助力土地流转和缩小城乡差距发挥作用。

关键词：土地流转；数字普惠金融；城乡收入差距
中图分类号：F321.1；F124.7 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2024）02-0071-11

一、研究背景

党的二十大报告着眼全面建成社会主义现代化强国的宏伟目标和战略安排，提出增进民生福祉、提高人民生活品质的重要路径是“增加低收入者收入，扩大中等收入群体”，从而逐步缩小收入差距，使橄榄型分配格局加快形成，向共同富裕目标迈进。在我国城乡收入差距是国民整体收入差距的核心问题，更是共同富裕目标下亟待解决的问题。2023年中央一号文件中提出要拓宽农民增收致富渠道，赋予农民更加充分的财产权益，文件强调在劳动收入之外，让农民能够从土地和农村集体经济中获得更多收入。这意味着土地流转对城乡收入差距的减小将发挥重要作用。

从我国的城乡居民人均可支配收入情况来看（见图1），自1978年实行改革开放政策以来我国的城乡居民人均可支配收入比总体呈上升趋势，表明城乡收入差距逐渐扩大，2009年后城乡人均可支配收入比转而呈现下降趋势，但是从人均可支配收入绝对值的角度来看城镇居民和农村居民的人均可支配收入仍相差巨大且在不断扩大。据中国统计年鉴数据显示，截至2021年，我国的城乡居民人均可支配收入之比为2.50，从绝对值看，中国城乡居民人均可支配收入差距由2011年的14 033元扩大至2021年的28 481元①，由此可见，城乡居民间的收入差距较大问题仍然突出。

已有研究认为作为极具有能动性的生产要素之一的土地，不仅是最基本最重要的生产资源也是其他生产资源投入的载体，其配置方式的不同决定了农村家庭其他生产要素分配的比例[1-3]，同时也会通过影响城乡居民收入从而影响城乡居民收入差距。近年来大力推进的农村土地制度“三权分置”改革，致力于发挥土地的增值作用，

① 数据来源：中国统计年鉴。

收稿日期：2023-10-12 **修回日期：**2023-11-07
基金项目：国家社会科学基金项目（21BM156）；西藏自治区哲学社会科学专项资金项目（22AJY01）；西藏自治区自然科学基金项目（XZ202301ZR0038G）
作者简介：巩艳红，研究方向：金融理论与政策研究。

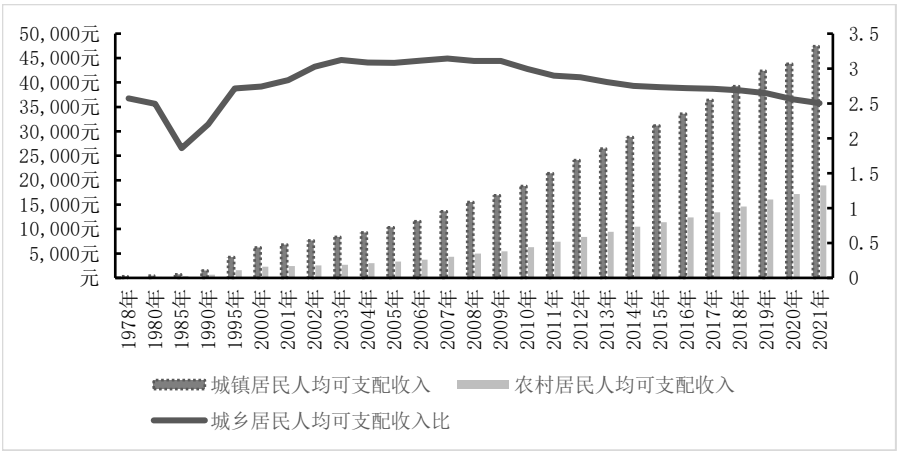


图1 1978—2021年我国城乡居民人均可支配收入情况

改善收入分配问题，在该政策的推动下，土地流转的规模逐渐扩大、增速逐渐提高。数据显示2006年全国的农户家庭承包耕地流转总面积约为3 700 812 hm^2，约占家庭承包经营耕地面积的4.6%，到2021年全国的农户家庭承包耕地流转总面积约为37 131 905hm^2，约占家庭承包经营耕地面积的35.4%[①]。在此基础上有学者开始探究土地流转对城乡收入差距的影响，但尚未形成一致结论。冒佩华等、钱忠好等经实证研究发现参与土地流转能促进家庭总收入的增加[4-5]，龚明远等认为土地配置结构对城乡收入差距扩大有正向影响、土地配置效率则相反[6]，杜鑫等经研究发现土地流转对初始收入水平较低的土地转出户的收入甚至有些许负面影响[7]。

金融资源在土地流转的发展和缩小城乡收入差距中起着重要的作用。传统金融机构对于农村地区的信贷支持要求其提供抵押物及担保等，对于农村居民而言门槛较高，农村居民大多无法获得或者缺乏金融服务的获取渠道，运用现代化科技手段的数字普惠金融则可以为该群体提供必要的金融支持，因此数字普惠金融对于农村地区而言，具有全面性、可获得性和普惠性[8]。一方面，有学者研究发现数字普惠金融对城乡收入差距有显著的负向影响[9-11]，也有学者经实证研究发现普惠金融早期能够缩小城乡收入差距，但是作用逐渐减弱[12]。另一方面，土地对于农村的贫困人口而言是至关重要的收入和温饱来源，通过数字普惠金融的普及来支持农村的土地流转，从而为农村提供更多的收入来源，对于全面推进乡村振兴以及缩小城乡收入差距具有重要意义，张永奇等经研究发现数字普惠金融可以通过提高农户的金融信贷可得性、影响农户非农就业等提高农村的土地流转速度[13]。路晓蒙等发现因转入土地农户需要较高的农业信贷金融资源来维持农业生产经营，使得农户面临较严重的农业信贷约束[14]。

综上可知，以上文献为基于数字普惠金融的门槛效应研究土地流转对城乡居民收入差距的影响奠定了坚实的基础，但是仍有可以讨论的空间。一方面，鲜有文献直接建立土地流转和城乡收入差距之间的关系，现有文献大多从土地流转和农户收入以及土地要素和城乡收入差距之间展开研究，这样并不能直观的展现土地流转对城乡居民收入差距的真实影响。另一方面，金融支持是土地流转中的关键，关于数字普惠金融在土地流转对城乡收入差距的影响中起到的作用少有研究。鉴于此，文章主要探讨以下问题：土地流转和城乡收入差距之间是否存在以数字普惠金融为门槛的非线性关系，且该种非线性关系的具体表现形式是什么？文章采用面板门槛模型，分析土地流转对城乡收入差距的非线性影响，以及数字普惠金融在其中的作用机理，为在数字普惠金融发展的大背景下，深入认识土地流转与城乡收入差距的关系提供理论依据和现实解释。

二、理论分析与研究假说

（一）土地流转与城乡收入差距

一般来说农户从事农业生产的经营性收入、

① 数据来源:中国农村经营管理统计年报。

财产性收入、非农工资性收入构成了农户家庭收入的主要来源，土地流转通过影响农户家庭收入从而影响城乡收入差距[15-16]。当非农生产的预期收入和土地租金之和超过耕种土地所获得的收益时，农户会选择转出土地，当经营土地的收益超过经营土地的机会成本和土地持有成本之和时，经营主体才会选择转入土地[17]，从而土地将从生产效率较低的农户家庭转入到生产效率较高的家庭。生产效率较高的农户家庭可以通过利用现代的农业技术进行专业化生产、进行土地集中和规模化经营来提高农地的生产和经营效率[18]，从而提高其农业生产经营性收入。转出土地的一方可以获得稳定、持续的土地转让租金等财产性收入，同时也推动了新型农业经营主体①的发展，更多的家庭劳动力可以转入非农部门工作，逐渐发挥其自身的资源优势获得更多的非农工资性收入从而提高家庭总收入[19]。转入土地的一方可以通过将细碎化的土地集中起来进行规模集约化耕种，不仅可以充分利用已有的劳动力等生产要素，还可以降低农业生产成本，家庭农业经营性收入随之增加从而提高家庭总收入[18]。综合来看，参与土地流转的农户家庭的总收入将得到显著提高，从而缩小城乡收入差距。

基于此，提出假说1：土地流转的发展可以显著缩小城乡收入差距。

（二）数字普惠金融、土地流转与城乡收入差距

土地流转可以使流转双方都获得更大的收益为农户实现增收，但是由于其交易成本的存在，致使收入水平相对较低且在资金、技术和人力等方面缺乏优势的农户难以转入土地，即使转入土地也难以发挥土地规模经营和集约经营的优势[20]，同时这部分农户往往在普通农户中占比较多、收入较低、财富积累较少并缺少有效的抵押物，因此其获取传统金融资源的渠道有限[21]。运用数字技术的数字普惠金融，对于金融机构而言运营成本更低，可以触达更多的农村用户群体以及突破金融服务地理上的限制，农户借助数字普惠金融可以通过线上渠道来获取金融资源和有效信息，在提高授信效率的同时大大减少了农户借贷的成本[9]，故而数字普惠金融在支持土地流转的发展中起到了必要的作用。因此，数字普惠金融可以满足农户信贷需求和获取金融服务的需求，提高其生产生活水平，增加其转入土地进行耕种、转出土地进行非农生产的可能性，从而促使其参与土地流转并获得更多的收入来源，进而缩小城乡差距。

同时，在数字普惠金融的发展过程中，由于城乡的数字基础设施建设和金融素养等因素的差异，存在互联网接触机会的数字鸿沟和因使用者技能差异而产生的对信息加工和鉴别的数字鸿沟②。且随着经济的发展和数字普惠金融发展的深化，城乡的数字基础设施建设水平和城乡居民对数字普惠金融的接受水平逐渐提升，数字鸿沟逐渐缩小，农村居民群体有更多的机会接触和了解数字普惠金融[22]。因此，数字普惠金融发展初期，由于数字鸿沟影响，数字普惠金融发展推动土地流转进而缩小城乡收入差距的作用受到一定的限制，且当数字普惠金融发展到一定阶段后，在其的影响下土地流转对城乡收入差距的缩小作用进一步加强。

基于此，提出假说2：在数字普惠金融的门槛作用下，土地流转的发展会缩小城乡收入差距，且当数字普惠金融发展到一定阶段时，其缩小的程度提高。

三、数据、变量与模型设定

（一）数据来源

选取我国30个省级行政区（西藏自治区和港澳台由于数据缺失而未计入研究范围）2011—2021年的数据，其中土地流转程度的相关数据来源于《中国农村经营管理统计年报》，城乡居民人均可支配收入、经济发展水平、财政支农力度、受教育水平、产业结构、地区生产总值的相关数据来源于《中国统计年鉴》，对外开放程度

① 新型农业经营主体：指有别于普通农户的专业大户、家庭农场、农业合作社和农业企业等。

② 数字鸿沟：指在数字化技术普及的背景之下，由于外在因素所造成的数字技术的运用程度不同，从而导致使用者两极分化的情形。它包括支持数字技术的硬件设施覆盖程度与信息传播速度的区别，以及使用数字技术的主观需求、文化和能力方面的差异，使得一部分人群享受数字技术便利的同时，另一部分人群难以获得数字技术的支持。

中的进出口总额数据来源于中经网统计数据库，数字普惠金融指数的相关数据来源于《北京大学数字普惠金融指数》。

（二）变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为城乡收入差距（GAP）。借鉴已有研究的做法，城乡居民收入差距采用城镇居民与农村居民的人均可支配收入之比表示的城乡居民收入比来衡量[23]，因数据统计口径变化，2011年至2013年的农村居民人均可支配收入数据采用农村居民人均纯收入数据代替。

2. 核心解释变量

核心解释变量为土地流转程度（InLT）。为降低异方差，采用家庭承包耕地流转总面积占家庭承包经营的耕地面积的比例并取对数来衡量土地流转程度，极少数缺失数据采用线性插值法补全。

3. 门槛变量

门槛变量为数字普惠金融指数（DIFI）。北京大学互联网金融研究中心编制了“北京大学数字普惠金融指数”，具体指标编制参见郭峰等[24]。因此借鉴其研究成果，选取2011—2021年省级数字普惠金融指数作为门槛变量。

4. 控制变量

选取了经济发展水平（InRGDP、InRGDP_Sq）、财政支农力度（FSA）、受教育水平（EDU）、产业结构（IND）、对外开放程度（OPEN）作为控制变量。根据库兹涅茨假说，收入差距随着经济的发展先扩大后缩小，因此参考已有研究，为降低异方差，采用各省人均地区生产总值的对数及其平方项来表示经济发展水平[25]。中国各地区的财政政策偏向性可能对城市和农村具有不同的影响，从而影响城乡居民收入，因此采用各省份地方农林水务支出代表政府财政支农支出与一般性财政支出代表政府财政总支出的比值来表示[11]。受教育水平的具体计算方法为：受教育水平＝（小学人口×6＋初中人口×9＋高中人口×12＋大专及以上人口×16）/6岁及6岁以上人口数[26]。已有研究认为产业结构对城乡收入差距具有重要作用，因此选取第二三产业增加值之和与各省份的地区生产总值的比值表示[9]。部分研究指出经济对外开放水平对中国城乡收入差距具有重要的影响，因此参考已有研究采用各省份的进出口总额与各省份的地区生产总值的比值来衡量[9]。

变量的定义以及描述性统计见表1。

表1 变量说明及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	平均值	标准差
被解释变量	城乡居民收入差距（GAP）	城镇居民与农村居民的人均可支配收入之比	2.568	0.378
核心解释变量	土地流转程度（InLT）	家庭承包耕地流转面积占耕地总面积比例，取对数	3.342	0.617
门槛变量	数字普惠金融指数（DIFI）	数字普惠金融总指数，原值/100	2.315	1.033
控制变量	经济发展水平（InRGDP、InRGDP_Sq）	各省的人均地区生产总值取对数（单位：元）	10.875	0.444
		各省的人均地区生产总值，取对数后平方	118.465	9.727
	财政支农力度（FSA）	政府财政支农支出/政府财政总支出	0.114	0.033
	受教育水平（EDU）	（小学人口x6＋初中人口x9＋高中人口x12＋大专及以上人口x16）/6岁及6岁以上人口数	9.290	0.896
	产业结构（IND）	第二三产业增加值之和/各省份的地区生产总值	0.903	0.052
	对外开放程度（OPEN）	进出口总额（用年平均汇率将美元单位折算为人民币单位）/各省份的地区生产总值	0.266	0.291

（三）模型构建

为了降低模型异方差等因素的干扰，获得更加精准的参数估计值，尽量控制影响城乡收入差距的其他相关变量，构建估计模型如下，其中被解释变量为城乡收入差距，核心解释变量为土地流转：

$$GAP_{it}=\alpha+\beta InLT_{it}+\delta\sum Control_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中，GAP代表城乡居民收入差距，$InLT$代表土地流转程度，$Control$代表影响城乡居民收入差距的一组控制变量，i和t分别代表地

区和年份，α代表常数项，β代表土地流转程度的系数，δ代表相应的控制变量对应的系数，ε代表随机误差项。

Hansen面板门槛研究当门槛变量处于不同的取值区间范围时，解释变量和被解释变量间非线性关系的作用机理。因此在式（1）的基础上建立以数字普惠金融为门槛变量、土地流转为核心解释变量、城乡收入差距为被解释变量的面板门槛模型继续进行研究，由于门槛数量暂不确定，先采取双门槛形式，模型设定如下：

$$GAP_{it}=\alpha+\beta_1 InLT_{it}I(DIFI_{it}\leqslant\gamma)+\beta_2 InLT_{it}I(DIFI_{it}>\gamma)+\delta\sum Control_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，$DIFI$代表门槛变量数字普惠金融指数，β_1和β_2分别为当数字普惠金融指数处于不同的门槛区间时对应的待估系数；$I(\cdot)$为示性函数表达式，括号内条件成立时示性函数取值为1，反之则为0；γ为待估参数值。

对所有的观察值进行累叠并采用矩阵形式将上式转换为：

$$GAP^*=InLT^*(\gamma)\beta+\varepsilon^* \quad (3)$$

$$\hat{\beta}(\gamma)=[InLT^*(\gamma)'InLT^*(\gamma)]^{-1}InLT^*(\gamma)'GAP^* \quad (4)$$

首先进行门槛效应检验，需要确定是否存在门槛效应并确定门槛个数，并满足$\hat{\gamma}=argmin S_1(\gamma)$，其中$S_1(\gamma)=e^*(\gamma)'e^*(\gamma)$为OLS计算得到的残差平方和。原假设$H_0$：$\beta_1=\beta_2$，备择假设为$H_1$：$\beta_1\neq\beta_2$。因在$H_0$下门槛值$\gamma$无法识别，因此采用确定单门槛模型的原假设F统计量：

$$F_1=\frac{S_0-S_1(\hat{\gamma})}{\sigma_\varepsilon^{\ 2}}=\frac{S_0-S_1(\hat{\gamma})}{S_1(\hat{\gamma})/n(T-1)} \quad (5)$$

其中S_0为接受原假设条件下参数估计得到的平方和，且满足$S_0>S_1(\hat{\gamma})$。根据Bootstrap法下得到的原假设H_0下统计量F_1的渐进P值与临界值的关系来判断是否存在门槛效应，如果P值<临界值，则认为门槛效应存在，并进一步检验确定是否多门槛。

接下来需要对门槛值真实性进行检验，单门槛模型的原假设和LR统计量形式为：

$$LR_1(\gamma)=\frac{S_1(\gamma)-S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (6)$$

当$LR_1(\gamma)\leqslant-2ln(1-\sqrt{1-a})$时通过门槛值检验。

四、结果与分析

（一）门槛效应存在性检验

Hansen面板门槛模型需要检验数据的平稳性，因所使用的面板数据为短面板，因此采用HT检验对面板数据进行平稳性检验。HT检验的原假设为序列非平稳，可以一定程度上控制不可观测的个体效应和截面相关性。表2结果显示，所有变量经过一阶差分后均拒绝原假设，通过平稳性检验。

表2 面板单位根水平检验、一阶差分稳定性检验结果

变量类型	变量代码	Harris－Tzavalis test		平稳性
		Statistic	P值	
被解释变量	ΔGAP	0.310***	0.000	平稳
核心解释变量	ΔInLT	－0.484***	0.000	平稳
门槛变量	ΔDIFI	－0.024***	0.000	平稳
控制变量	ΔInRGDP	－0.142***	0.000	平稳
	ΔInRGDP_Sq	－0.146***	0.000	平稳
	ΔFSA	－0.090***	0.000	平稳
	ΔEDU	－0.207***	0.000	平稳
	ΔIND	－0.065***	0.000	平稳
	ΔOPEN	0.180***	0.000	平稳

注：Δ表示变量的一阶差分项；***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著，下同

门槛效应检验的结果如表3所示，双重门槛的P值为0.113不显著，单一门槛显著，因此该模型存在一个单一的门槛值，如表4所示为3.083，且如图2所示小于5%显著性水平下的临

界值（图中虚线位置），通过门槛值检验。土地流转和城乡居民收入差距间的非线性关系较为显著。

表3 门槛效应检验

门槛变量	门槛类型	BS次数	F值	P值	临界值		
					10%	5%	1%
DIFI	单一门槛检验	300次	15.51**	0.017	12.143	13.546	17.434
	双重门槛检验	300次	13.52	0.113	13.667	16.383	18.810

表4 门槛估计值和置信区间

模型	门槛估计值	95%置信区间
门槛值$\hat{\gamma}$	3.083	[2.898，3.084]

（二）门槛回归模型估计结果

各解释变量对被解释变量的回归估计结果如表5所示，可见当数字普惠金融指数低于门槛值3.083时，土地流转程度的系数估计值为−0.0369且在1%的水平上显著，说明在该门槛区间内，随着土地流转程度的发展，城乡居民收入差距显著缩小；当数字普惠金融指数高于门槛值3.083时，土地流转程度的系数估计值为−0.0481且在1%的水平上显著，说明在该门槛区间内，土地流转程度对城乡居民收入差距仍有显著负向影响，且其负向影响程度更加明显。随着数字普惠金融的持续发展，土地流转可以显著缩小城乡收入差距，且当数字普惠金融发展到一定阶段后，其缩小程度增加。由此，假说1和假说2在文中均得到证实。

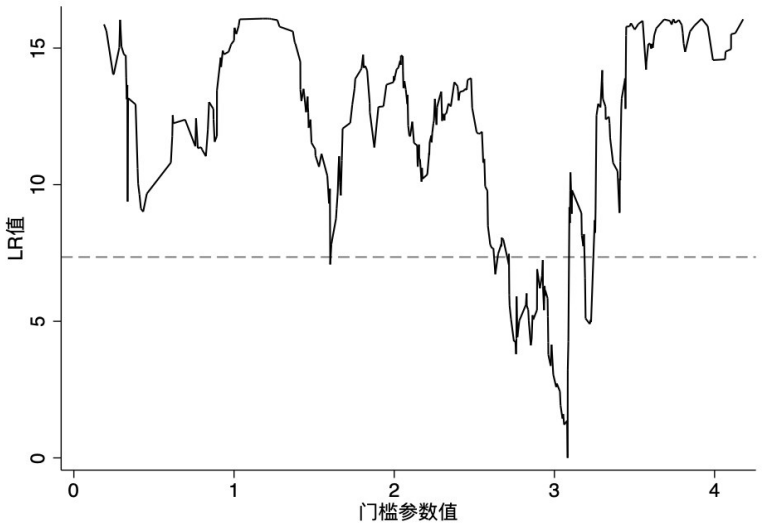


图2 门槛值$\hat{\gamma}$的似然比函数图

控制变量方面，经济发展水平、受教育水平和对外开放程度均对城乡收入差距有负向影响且在1%的水平上显著，说明随着经济的发展以及九年义务教育制度的普及，农村居民的受教育水平逐年提高，使其能够更好地掌握现代化和科技化的生产生活方式，农村居民能够更好地运用相关技能来参与进出口业务，从而提高其收入水平，城乡间的差距逐渐缩小。且代表经济发展水平的人均地区生产总值对数的系数为负、人均生产总值对数的平方项系数为正，均在1%的水平上显著，表明城乡收入差距随着经济的增长先降低后上升，这与已有研究结论一致[23]。财政支农力度对城乡居民收入差距有负向影响但不显著，可能是因为财政支农资金并未有效作用于改善农村的边际生产率，从而未达到理想的支农效果、无法激发农村发展活力。产业结构对城乡居民收入差距有正向影响且在1%的水平上显著，这与已有研究的结果相一致[27]，表明当前产业结构处

表5 面板门槛回归估计结果

变量	系数估计值	标准误	t值	p值
土地流转程度InLT（DIFI≤3.083）	−0.0369***	0.0096	−3.85	0.000
土地流转程度InLT（DIFI>3.083）	−0.0481***	0.0101	−4.75	0.000
经济发展水平（InRGDP）	−2.9740***	0.4492	−6.62	0.000
经济发展水平（InRGDP_Sq）	0.1212***	0.0212	5.72	0.000
财政支农力度（FSA）	−0.3165	0.2725	−1.16	0.246
受教育水平（EDU）	−0.0964***	0.0185	−5.22	0.000
产业结构（IND）	2.2892***	0.2778	8.24	0.000
对外开放程度（OPEN）	−0.1319***	0.0489	−2.70	0.007
常数项（_cons）	19.5922	2.3896	8.20	0.000
F统计量	190.76			
Within R^2	0.8394			

于高级化阶段，具有经济结构服务化的特征，第二三产业的劳动生产率提高幅度远大于第一产业，从而扩大城乡收入差距。

（三）不同数字普惠金融指数组分段回归分析

根据测算出的门槛值将样本数据分为较低数字普惠金融指数组（小于等于门槛值3.083）和较高数字普惠金融指数组（大于门槛值3.083），对两组样本进行稳健的Husman检验结果如表6所示，拒绝了随机效应原假设，因此采用双向固定效应模型进行研究，回归结果见表7。结果显示，在模型一中，当数字普惠金融指数值小于等于门槛值3.083时，在数字普惠金融的作用下，土地流转程度对城乡收入差距有负向影响、影响系数为−0.025且在10%的水平上显著；在模型二中，当数字普惠金融指数值大于门槛值3.083时，因样本量较少，在数字普惠金融的门槛作用下，土地流转可以缩小城乡收入差距且影响系数为−0.171但是不显著。由此假说1、假说2以及数字普惠金融的门槛效应在文中得到进一步的证实。

表6 稳健的Husman检验结果

检验方法	较低数字普惠金融指数组		较高数字普惠金融指数组		结论
	统计值	P值	统计值	P值	
Husman检验	41.933	0.000	31.793	0.000	使用固定效应

表7 不同程度数字普惠金融指数组下固定效应模型回归估计结果

变量	模型一（较低数字普惠金融指数组）		模型二（较高数字普惠金融指数组）	
	系数	t值	系数	t值
InLT	−0.025*	−1.76	−0.171	−1.49
InRGDP	−1.785***	−3.44	−0.757	−0.57
InRGDP_Sq	0.073***	2.93	0.033	0.57
FSA	0.292	1.29	0.178	0.42
EDU	−0.024	−1.50	−0.057**	−2.13
IND	1.463***	6.10	0.452	0.43
OPEN	−0.125***	−2.92	0.268**	2.43
_cons	12.462	4.51	6.995	0.95
省份FE	Y		Y	
年份FE	Y		Y	
F统计量	100.96***		34.43***	
样本量	243		87	

（四）稳健性检验分析

借鉴已有的研究方法，将原来的城乡收入比替换为泰尔指数作为被解释变量来衡量城乡收入差距[25]并进行稳健性检验。泰尔指数的计算公式为：

$$Theil_t=\sum_{i=1}^{2}\left(\frac{I_{it}}{I_t}\right)In\frac{I_{it}/P_{it}}{I_t/P_t}=\left(\frac{I_{1t}}{I_t}\right)In\frac{I_{1t}/P_{1t}}{I_t/P_t}+\left(\frac{I_{2t}}{I_t}\right)In\frac{I_{2t}/P_{2t}}{I_t/P_t} \quad (7)$$

上式中$Theil_t$代表泰尔指数衡量的城乡收入差距，I_{1t}和I_{2t}分别代表t时期城市和农村居民的总收入（人口总数乘以人均收入水平）；I_t代表t时期的总收入，P_{1t}和P_{2t}分别代表t时期城市和农村的人口数，P_t代表t时期的总人口数。

表8为使用泰尔指数替换原来的城乡收入比作为被解释变量进行门槛回归的结果。各变量的系数大小、方向与显著性水平与替换被解释变量前的结果基本一致。当数字普惠金融指数低于门槛值时，土地流转对城乡收入差距的影响系数为−0.0022且在5%的水平上显著，当数字普惠金融指数高于门槛值时，土地流转对城乡收入差距的影响系数为−0.0040且在1%的水平上显著，说明在数字普惠金融的门槛作用下，土地流转的发展可以显著缩小城乡收入差距，且当数字普惠金融指数大于门槛值后，土地流转对城乡收入差距的减小作用加强，以上结果表明回归结果较为稳健。

表8 稳健性检验结果

变量	系数估计值	标准误	t值	P值
土地流转程度InLT（DIFI≤2.171）	−0.0022**	0.0009	−2.40	0.017
土地流转程度InLT（DIFI>2.171）	−0.0040***	0.0009	−4.09	0.000
经济发展水平（InRGDP）	−0.3491***	0.0377	−9.25	0.000
经济发展水平（InRGDP_Sq）	0.0142***	0.0018	8.04	0.000
财政支农力度（FSA）	−0.0574**	0.0249	−2.30	0.022
受教育水平（EDU）	−0.0106***	0.0016	−6.49	0.000
产业结构（IND）	0.1772***	0.0253	7.01	0.000
对外开放程度（OPEN）	−0.0281***	0.0044	−6.38	0.000
常数项（_cons）	2.1659***	0.2040	10.62	0.000
F统计量	332.52			
Within R^2	0.9011			

（五）异质性检验

考虑到我国东中西部等地区的数字普惠金融以及农村土地流转等发展情况不一，不同区域间的资源禀赋、经济发展水平、制度政策等也存在明显差异，因此通过将样本数据按照统计局的官方统计口径进行划分，将北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省划分为东部地区，并参照已有研究将剩余的省级单位统一划分为中西部地区[28]，展开异质性分析。

根据不同区域主要变量的描述性统计分析（见表9）可以看出东部地区的城乡收入差距要低于中西部地区、农村土地流转程度和数字普惠金融发展水平则要高于中西部地区，在经济发展水平、受教育水平、产业结构、对外开放程度等方面均是东部地区领先于中西部地区，而中西部地区的财政支农力度高于东部地区，可见由于中西部地区整体发展水平落后于东部地区，政府给予了中西部地区更多的资金支持以帮助其发展。根据表10的门槛检验结果，东部地区和中西部地区均存在1%显著性水平上的单一门槛。

分地区门槛回归估计结果显示（见表11），一方面，东部地区的数字普惠金融指数的门槛值高于中西部地区。原因在于数字普惠金融可以进一步服务于原先被排斥在传统金融服务之外的群体、提供成本更为低廉的金融服务、破解农村传统金融服务信息不对称等难题，其服务对象更为普遍，能够帮助农村居民在受其自身资源禀赋条件等因素制约的情况下获得更为普惠的金融服务，从而减少其金融服务获取难题、使其能够更多地参与土地流转并增加其收入水平，进而缩小城乡收入差距，反之对于城镇居民而言，在金融

表9 不同区域主要变量的描述性统计

变量名称	东部地区		中西部地区	
	均值	标准差	均值	标准差
城乡居民收入差距（GAP）	2.328	0.225	2.688	0.382
土地流转程度（InLT）	3.545	0.794	3.240	0.477
数字普惠金融指数（DIFI）	2.579	1.078	2.183	0.986
经济发展水平（InRGDP）	11.258	0.413	10.684	0.318
经济发展水平（InRGDP_Sq）	126.903	9.259	114.247	6.770
财政支农力度（FSA）	0.087	0.028	0.128	0.026
受教育水平（EDU）	9.870	1.083	9.000	0.606
产业结构（IND）	0.935	0.064	0.887	0.035
对外开放程度（OPEN）	0.555	0.346	0.121	0.069

表10 分地区门槛检验结果

门槛检验	东部地区	中西部地区
单门槛检验	P值=0.000	P值=0.000
双门槛检验	P值=0.283	P值=0.013

资源丰富和获取渠道多样的情况下，同等数字普惠金融水平对其影响要远小于农村居民，因此相对而言东部地区的数字普惠金融指数的门槛值要略高于中西部地区。另一方面，东部地区和中西部地区在数字普惠金融指数处于不同的门槛区间时，农村土地流转均可以显著缩小城乡收入差距，且当数字普惠金融指数大于门槛值时，农村土地流转程度对城乡收入差距的缩小幅度有所增加。数字普惠金融指数低于门槛值时，东部地区农村土地流转对城乡收入差距的系数为－0.021，中西部地区该系数为－0.037；数字普惠金融指数高于门槛值时，东部地区农村土地流转对城乡收入差距的系数为－0.031，中西部地区该系数为－0.057。可见在数字普惠金融指数处于不同的门槛区间时，中西部地区农村土地流转对城乡收入差距的负向影响程度均更大。因为相比于城镇居民，土地作为农村居民最大的资源和最重要的生产要素是农民生存的保障，在推动农村土地流转、扩大土地经营规模的过程中，土地流转活动优化了农户的土地资源配置、提高了农业生产效率，从整体上提高了农村居民的收入水平，是农村居民重要的收入来源之一，因此土地流转对农村居民的重要性不言而喻。其次相比于东部地区，中西部地区因其经济发展相对落后，农村居民收入来源较为单一，土地流转对其增收效应更为显著，因此当数字普惠金融指数处于不同的门槛区间时中西部地区的农村土地流转程度对城乡收入差距的缩小作用较东部地区均更为明显。

表11 分地区异质性检验结果

门限类型	东部地区（单门槛回归）		中西部地区（单门槛回归）	
	系数/门槛值	P值	系数/门槛值	P值
门槛值Threshold	3.990***	0.000	3.083***	0.000
InLT（DIFI≤Threshold）	－0.021**	0.015	－0.037***	0.010
InLT（DIFI>Threshold）	－0.031***	0.001	－0.057***	0.000
控制变量	是		是	
常数项（_cons）	28.132***		25.402***	
Within R^2	0.895		0.855	
样本量	110		220	

总的来看，分地区回归结果表明：在数字普惠金融的门槛作用下，东部地区和中西部地区的土地流转均可显著缩小城乡收入差距。与数字普惠金融指数低于门槛值时相比，当数字普惠金融指数高于门槛值时，东部地区和中西部地区的土地流转对城乡收入差距的缩小程度均更高。

五、研究结论与政策建议

研究表明，在以数字普惠金融指数为门槛值的不同门槛区间上，土地流转对城乡居民收入差距均具有显著的负向影响。与数字普惠金融指数低于门槛值时相比，当数字普惠金融指数高于门槛值（3.083）时，土地流转对城乡收入差距的减小作用有所加强。分地区来看，东部地区的数字普惠金融指数门槛值高于中西部地区；当数字普惠金融指数处于不同的门槛区间时，中西部地区的土地流转对城乡收入差距的负向影响程度均更高。因此得出研究结论：数字普惠金融在土地流转缩小城乡收入差距的非线性影响中起到门槛作用，且随着数字普惠金融的发展其缩小程度提高。但是需要加强对于城乡数字普惠金融的信息普及和应用、加大对于普通农户的技术培训力度，发挥规模化生产优势，提高农业生产效率，进而充分发挥数字普惠金融的发展对土地流转和城乡发展的助推作用。

基于上述结论，提出以下政策建议：第一，大力发展数字普惠金融，同时应关注城乡对于数字普惠金融的不同接受水平，加强农村的数字基础设施建设、加强对农村地区尤其是中西部地区的数字普惠金融的相关知识普及和金融支持，提高农村居民的数字普惠金融应用水平，减少数字鸿沟对农村居民的不利影响以及数字普惠金融在城乡间的发展差距带来的对城乡收入影响的差异。第二，支持农村地区通过各种方式进行土地流转，例如转包、出租、互换、转让等，在加强对于新型农业经营主体的支持之外，尤其需要加强对于普通农户的农业生产技术支持和培训，使其能够长期从规模化生产中获益，提高农业生产效率，同时充分利用数字普惠金融来鼓励和支持农户进行规模化土地耕种以解决当地的就业问题并促进农民增收。第三，加强农村地区的教育普及和产业发展，促进当地的经济发展来丰富农民的收入来源，优化财政支农结构、缩小城乡资本边际生产率差异，使支农资金能够更多地用于农村的产业发展和职业农民的培育等，切实发挥其助农作用和增收效果，从而缩小城乡收入差距。

参 考 文 献

[1] 匡远配，王一清．农地流转、劳动力转移与城乡收入差距研究——基于面板数据联立方程模型分析[J]．科技与经济，2018，31（3）：35-39.

[2] 万广华，周章跃，陆迁．中国农村收入不平等：运用农户数据的回归分解[J]．中国农村经济，2005（5）：4-11.

[3] Kijima Y，Tabetando R. Efficiency and equity of rural land markets and the impact on income：evidence in Kenya and Uganda from 2003 to 2015[J]. Land Use Policy，2020，91：104-416.

[4] 冒佩华，徐骥．农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J]．管理世界，2015（5）：63-74，88.

[5] 钱忠好，王兴稳．农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J]．中国农村经济，2016（10）：39-50.

[6] 龚明远，周京奎，张朕．要素禀赋、配置结构与城乡收入差距[J]．农业技术经济，2019（6）：57-69.

[7] 杜鑫，张贵友．土地流转对农村居民收入分配的影响——基于2020年10省份农户调查数据的实证分析[J]．中国农村经济，2022（5）：107-126.

[8] 孟维福，李莎，刘婧涵，等．数字普惠金融促进乡村振兴的影响机制研究[J]．经济问题，2023（3）：102-111.

[9] 宋晓玲．数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]．财经科学，2017（6）：14-25.

[10] 李娜．数字普惠金融、人力资本与城乡收入差距[J]．金融与经济，2021（3）：91-96.

[11] 徐光顺，冯林．数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验——基于农户人力资本投资调节效应的视角[J]．农业经济问题，2022（5）：60-82.

[12] 李建军，韩珣．普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择．金融研究，2019（3）：129-148.

[13] 张永奇．数字普惠金融对农村土地流转的影响及机制研究——来自CFPS与PKU-DFIIC的经验证据．经济与管理，2022，36（3）：30-40.

[14] 路晓蒙，吴雨．转入土地、农户农业信贷需求与信贷约束——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的分析[J]．金融研究，2021（5）：40-58.

[15] 高帆，赵祥慧．我国农地确权如何影响农户收入及其差距变动——基于CHFS数据的实证研究[J]．学术研究，2021（3）：86-91.

[16] 史常亮，栾江，朱俊峰，等．土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于8省农户调查数据的实证分析[J]．经济评论，2017（5）：152-166.

[17] 彭开丽，程贺．决策行为视角下农地流转对农户收入的影响——来自湖北省东部9县(市/区)的证据[J]．华中农业大学学报(社会科学版)，2020（5）：132-142，174-175.

[18] 陈斌开，马宁宁，王丹利. 土地流转、农业生产率与农民收入[J]. 世界经济，2020，43（10）：97-120.
[19] 成程，郑佳丽. 土地流转如何促进农户增收？——基于CHFS的实证分析[J]. 江苏农业科学，2022，50（24）：220-227.
[20] 史常亮，占鹏，朱俊峰. 土地流转、要素配置与农业生产效率改进[J]. 中国土地科学，2020，34（3）：49-57.
[21] 梁杰，高强，隋云龙. 农村金融、土地流转与城乡居民收入差距[J]. 统计与决策，2022，38（16）：46-51.
[22] 周利，冯大威，易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距：“数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家，2020（5）：99-108.
[23] 陈斌开，林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学，2013（4）：81-102，206.
[24] 郭峰，王靖一，王芳，等. 测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征[J]. 经济学（季刊），2020，19（4）：1401-1418.
[25] 程名望，张家平. 互联网普及与城乡收入差距：理论与实证[J]. 中国农村经济，2019（2）：19-41.
[26] 杨德勇，代海川，黄帆帆. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的门限效应研究——基于不同发展维度的实证分析[J]. 经济与管理评论，2022，38（3）：89-101.
[27] 肖维泽，王景景，赵昕东. 产业结构、就业结构与城乡收入差距[J]. 宏观经济研究，2022（9）：78-86，96.
[28] 徐晓莉，李双圆，王森. 数字普惠金融、要素市场扭曲与企业创新能力——基于数字经济行业研究[J]. 科技管理研究，2022，42（23）：181-188.

Land transfer， digital inclusive finance and income gap between urban and rural areas

GONG Yanhong[1]，XIAO Yuling[1]，PANG Hongwei[2]

（1. *School of Finance and Economics*， *Tibet University*， *Lhasa* 850000， *China*；2. *School of Economics and Management*， *Tibet University*， *Lhasa* 850000， *China*）

Abstract：In the dual context of large-scale land transfer and high urban-rural income gap，whether rural land transfer can narrow the urban-rural income gap and what is the role of digital inclusive finance in it are urgent issues that need to be further studied. The threshold effect model was used to analyze the effect of land transfer on the income gap between urban and rural areas and the role of digital inclusive finance based on the panel data of 30 provinces of China from 2011 to 2021. The results show that land transfer can effectively narrow the income gap between urban and rural areas，and that digital inclusive finance plays a positive threshold role. In different threshold ranges with digital inclusive finance as the threshold，the income gap between urban and rural areas has narrowed significantly with the increase of the degree of land transfer，and the effect of land transfer on the reduction of the urban-rural income gap has been strengthened when the digital inclusive financial index is higher than the threshold value. Based on this，while promoting land transfer and broadening the channels for farmers to increase income，it is recommended to strengthen the urban and rural development of digital inclusive finance，improve the agricultural production efficiency of ordinary farmers，and implement the inclusiveness of digital inclusive finance in rural construction and development，so as to help the land transfer and narrow the gap between urban and rural areas.

Keywords：Land transfer；Digital inclusive finance；Urban-rural income gap

（编辑：牛晓霞）