第19卷第3期 上海财经大学学报 Vol. 19 No. 3
2017年6月 Journal of Shanghai University of Finance and Economics Jun. 2017

DOI: 10.16538/j.cnki.jsufe.2017.03.008

土地市场扭曲与中国居民消费不足

谢冬水

（湖南科技大学 商学院，湖南 湘潭 411201）

摘 要：居民消费需求不足是困扰我国经济增长的一个重要问题。与以往文献围绕人口结构、预防性储蓄、流动性约束、消费习惯等视角的研究不同，文章重点考察土地市场扭曲对中国居民消费不足的影响及其作用机制。在土地垄断供给背景下，地方政府垄断农地非农化市场和城市土地一级市场造成土地市场扭曲，是导致居民消费需求疲软的一个重要原因。文章通过构造土地市场扭曲指标，并基于中国2000-2014年省级面板数据进行实证检验发现，土地市场扭曲对居民消费需求具有显著的抑制作用，土地市场扭曲程度越高，居民消费率则越低。在使用工具变量克服内生性问题后，结论仍然成立。进一步的作用机制研究表明，土地市场扭曲主要通过扩大城乡收入差距、推高住房价格、降低劳动收入份额、加剧财政支出结构偏向的途径影响居民消费。文章的政策含义在于，土地市场扭曲抑制了居民的消费需求，而推进土地供给市场化改革是提升居民消费的有效手段。

关键词：土地市场扭曲；居民消费；地方政府

中图分类号：F291.1 **文献标识码：**A **文章编号：**1009-0150(2017)03-0081-14

一、引 言

改革开放以来，中国经济增长态势强劲。但在经济快速增长过程中，居民消费率（居民消费支出占GDP比重）却一直偏低，且2000年之后还呈持续下降趋势。目前，中国居民消费率已降到35%，远低于60%的世界平均水平（陈斌开等，2014）。居民消费需求持续疲软导致我国经济增长内生动力不足，加剧内外需求结构失衡，并增大了经济运行的风险，严重制约了我国经济持续稳定增长，如何有效提升居民消费已成为政府和社会各界关注的重点问题。

与居民消费不足相伴的另一个值得注意的问题是，中国存在严重的土地市场扭曲现象。在现行土地制度背景下，地方政府垄断着土地交易一级市场，在土地征用和出让过程中，地方政府既是农地征用的唯一实施主体又是城市土地的独家垄断供给者。一方面可以单方面制定垄断低价、实施强制征地，另一方面又享有对城市建设用地的处置权和定价权，并掌握着对土地出让收入的自由支配权（Lichtenberg和Ding, 2009; Yan等, 2014; 刘守英, 2014）。那么，土地市场扭曲与我国居民消费不足是否存在某种关联？其背后的作用机制是什么？本文试图从理论机制和实证研究两个层面对这一问题作出分析。

关于中国居民消费需求不足的成因，学术界展开了大量研究并提出了众多解释，其中较有代表性的解释包括：一是基于人口结构的视角，认为劳动力人口比重上升、性别失衡是提高居民储蓄率、降低居民消费率的重要原因（Modigliani和Cao, 2004; Wei和Zhang, 2011）；二是基于预

收稿日期：2016-11-22

基金项目：国家社会科学基金青年项目（13CJL049）。

作者简介：谢冬水（1980－），男，湖南耒阳人，湖南科技大学商学院副教授，硕士生导师。

防性储蓄动机的视角，认为我国转型时期社会保障制度不健全，劳动力市场上存在较大的失业风险等，这些问题的存在强化了居民的预防性储蓄动机，从而抑制了居民的消费需求（Meng, 2003; Chamon和Prasad, 2010）；三是从流动性约束和金融抑制的角度出发，认为中国普遍存在的金融抑制导致居民倾向于更多地储蓄，从而降低了居民消费率（万广华等，2001）；四是基于传统节俭习惯和家庭偏好的视角，认为中国传统的节俭习惯和家庭偏好导致居民倾向于多储蓄、少消费，从而导致居民消费需求不足（程令国和张晔，2011）；五是基于收入分配不平等的视角，认为收入分配不平等的加剧将提高居民的目标性储蓄，并导致居民为寻求社会地位而进行过度储蓄，进而降低了居民消费率（Jin等，2011；汪伟和郭新强，2011）；等等。

这些研究从不同侧面解释了中国居民消费不足的内在成因，但较少有文献关注土地市场扭曲与居民消费需求不足的内在联系。陈斌开等（2014）在文献评述的基础上探讨了市场扭曲对中国消费率的影响，认为土地市场扭曲是构成中国居民消费不足的一个重要因素。不过，该文对土地市场扭曲的考察只选取了城市土地一级市场上商住用地供给的政府垄断作为研究对象，且主要是采用定性分析，没有进行实证检验。事实上，就中国的现实而言，土地市场扭曲所包含的范畴并不止这一种情形，它不仅体现在城市土地一级市场中地方政府对商住用地和工业用地的垄断供给上，还体现在农地非农化市场中的行政管制上。这意味着为了深入理解土地市场扭曲与居民消费不足的关系，我们还需要对土地市场扭曲的范畴及其影响居民消费需求的途径和理论机制进行系统分析。基于此，本文试图在全面界定土地市场扭曲范畴的基础上，系统探讨土地市场扭曲影响居民消费需求的途径和机制。本文要建立的逻辑是，在当前制度背景下，土地市场扭曲主要表现为地方政府对农地非农化市场和城市土地一级市场的双向垄断。这种土地市场扭曲将从三个途径影响居民的消费需求：首先，地方政府垄断农地非农化市场将导致土地增值收益在政府和农民之间分配不平等，扩大城乡收入差距，从而降低居民消费率；其次，地方政府垄断城市土地一级市场将产生逆向收入分配效应，推高住房价格并降低居民收入占国民收入的份额，从而抑制居民消费需求；最后，土地市场扭曲还会影响土地财政的支出结构，并通过土地财政支出结构对居民消费产生挤出效应。通过构造土地市场扭曲指标并基于中国2000–2014年的省级面板数据，本文从经验上估计了土地市场扭曲对居民消费率的影响。研究结果显示，土地市场扭曲显著抑制了居民消费。进一步的作用机制研究表明，土地市场扭曲主要通过扩大城乡收入差距、推高住房价格、降低劳动收入份额和加剧财政支出结构偏向的途径影响居民消费。这意味着土地市场扭曲是导致中国居民消费不足的重要因素，为了提升居民消费需求，一个有效的手段就是推进土地要素的市场化改革，纠正土地市场扭曲。

与已有文献相比，本文的主要工作体现在以下几个方面：首先，通过全面界定土地市场扭曲的范畴，阐述了土地市场扭曲影响居民消费需求的理论机制，为理解中国居民消费不足问题提供了一个新的视角；其次，基于2000–2014年中国省级面板数据，通过选取多种土地市场扭曲指标，从不同侧面实证检验了土地市场扭曲对居民消费率存在显著的抑制作用，进一步丰富了关于影响中国居民消费不足因素的实证证据；再次，在实证分析方法上，本文利用工具变量法和差分GMM方法解决了土地市场扭曲与居民消费率之间的内生性问题，得到了更为可靠、稳健的结论；最后，本文还对土地市场扭曲影响居民消费不足的作用机制进行了检验，为理解土地市场扭曲与居民消费不足的关系和逻辑链条提供了严谨的经验证据。

二、土地市场扭曲影响居民消费需求的理论机制

土地市场作为一种重要的要素市场，其市场化程度不仅会直接影响土地要素供求价格和

土地资源配置效率，而且还会产生重要的收入分配效应（杨灿明和詹新宇，2015），进而影响居民的消费需求。改革开放以来，尽管我国经济的市场化水平不断提高，但土地要素的市场化改革进程却相对滞后，土地交易一级市场长期受到地方政府的管制和垄断，存在着严重的市场扭曲现象。具体来说，这种土地市场扭曲主要体现在地方政府对农地非农化市场和城市土地一级市场的双向垄断上。在农地非农化市场上，地方政府是农地转为城市土地的唯一实施主体，农村集体土地要想进入城市土地市场，必须首先由地方政府从农民手中征收土地、将土地所有权变为国家所有，然后才能进行土地出让（Wu等，2015；孙秀林和周飞舟，2013）。而农地转为非农用地后，在城市土地一级市场上，地方政府又是城市土地的独家垄断供给者，可以根据需要，以不同的出让方式将土地资源在工业用地和商住用地之间进行策略性供给（Li，2014；陶然等，2009）。由此可见，我国的土地一级市场是一个处于地方政府垄断下、价格被严重扭曲的市场。这种土地市场扭曲会从以下三个途径影响居民消费需求：

第一，地方政府垄断农地非农化市场，导致土地增值收益在政府和农民之间分配严重不平等，损害农民的土地财产权益，造成城乡收入差距扩大，从而降低居民消费率。在我国现行农村土地制度下，尽管农地所有权名义上属于农村集体，但农村集体和农民对土地并没有自由处置权——不能自行改变土地用途，即凡农地转为非农用地一律实行政府征地。虽然在征地过程中，地方政府也需要对被征地者进行补偿，但由于地方政府处于买方垄断地位、农民缺乏农地征用的谈判权和议价权，从而导致征地补偿费用往往远低于市场化定价下的实际价值，使得土地增值收益在地方政府和农民之间分配不平等（Lichtenberg和Ding，2009）。数据显示，如果土地出让成本价为1，则60%–70%归各级地方政府所得，只有5%–10%归农民所得，如果考虑土地出让成本价与出让市场价之间的巨大差异，则被征地农民和村集体所得不足市场出让价的5%（杨灿明和詹新宇，2015）。这种农地非农化的市场扭曲，极大地限制了农民的土地财产权利，使得农民因缺乏自由的土地转让权而无法通过合法途径获得土地增值收益。因此，在农地非农化过程中，农地非农化所带来的巨大土地增值收益主要被地方政府垄断和支配，农民缺乏平等分享土地增值收益的机会，由此抑制了农民财产性收入的增加，使得农民的平均收入水平难以得到有效提高，最终导致城乡居民之间的收入差距扩大（谢冬水和周灵灵，2016）。而相关理论研究表明，城乡收入差距扩大是导致中国居民消费需求不足的一个重要原因。陈斌开（2012）的研究发现，城乡收入差距持续扩大将降低社会总体的平均消费倾向和边际消费倾向，从而导致居民消费率下降。汪伟和郭新强（2011）的研究也表明，城乡收入差距扩大使得占人口多数的农村居民的储蓄倾向比城镇居民更高，从而降低了社会总体的居民消费率。由此可见，地方政府垄断农地非农化市场是加剧城乡收入差距、进而导致居民消费不足的一个重要原因。

第二，地方政府垄断城市土地一级市场，产生逆向收入分配效应，导致国民收入分配结构中居民收入占比下降，从而抑制居民消费需求。地方政府垄断城市土地一级市场是我国土地市场扭曲的另一重要体现。在我国现行土地制度下，地方政府掌握着对城市土地供给的自由支配权，可以通过控制土地要素供给对商住用地和工业用地进行差异化出让：对于商住用地，往往采取缩减商住用地供给面积的策略，通过招、拍、挂的方式进行高价出让，从中获取高额的土地出让金收入；而对于工业用地，则采取扩张工业用地供给规模、压低地价的政策，积极创建各种工业发展园区、新城区和城市开发区，以达到招商引资并促进税收收入和GDP增长的目的（陶然等，2009；Ye和Wu，2014）。这种城市土地一级市场上的政府垄断可以从两个方面影响居民的消费需求：一方面，地方政府高价出让商住用地将推高住房价格（Yan等，2014；范剑勇等，

2015)，而房价快速上涨不可避免会影响居民的消费和储蓄行为，导致居民不得不为买房而进行高储蓄，从而抑制了居民的消费需求(Chamon和Prasad, 2010)。陈斌开和杨汝岱(2013)的经验研究也表明，住房价格上涨是导致中国居民高储蓄、低消费的一个重要原因，而地方政府垄断土地供给则是推高住房价格的主要因素。由此可见，地方政府对商住用地的垄断供给是导致中国居民消费需求不足的一个重要机制。另一方面，地方政府低价出让工业用地将吸引更多工业企业入驻，从而促进地区工业快速发展，并由此对服务业发展产生了一定的挤出作用，导致产业结构扭曲(Li, 2014)。而工业相比其他产业往往具有更高的资本密集度，因此，工业的快速发展将导致劳动收入占国民收入的比重下降，从而抑制了居民的消费需求(Chen和Yao, 2011)。此外，对于工业企业来说，地方政府压低工业用地价格相当于对企业资本投资进行直接补贴，这降低了资本的相对价格，因此会引导企业更加选择资本替代劳动的技术，从而导致工业内部更加偏好于资本密集型企业的发展(陆铭和欧海军，2011)，这将进一步导致劳动收入占比下降，进而抑制居民消费需求。

第三，土地市场扭曲还将影响土地财政支出结构，导致地方政府在土地财政支出上存在明显的偏重基础设施建设、忽视公共服务供给的倾向，从而对居民消费产生挤出效应。土地市场扭曲为地方政府经营以土地出让金为核心的土地财政创造了条件。同时，在我国现行财政体制下，土地出让金收入主要归地方政府所有，上缴中央的比例很低，并且这部分收入属于预算外收入，地方政府对其具有很高的自由支配权。这种制度安排导致土地财政支出存在明显的偏向性，即地方政府为了增加财政收入、发展地方经济和改善政绩，往往倾向于将更多的土地出让金收入用于城市基础设施建设等投资领域，而不是投入可以刺激居民消费需求的公共服务领域(范子英，2015)。这方面也得到了经验证据的支持。左翔和殷醒民(2013)发现，在土地市场扭曲的制度背景下，地方政府会偏向于将更多的财政资源用于能让土地增值和税收增加的基础设施建设中，而基本公共服务的供给则会显著下降。刘守英(2014)的研究也表明，地方政府的土地出让收入主要投入城市基础设施建设中，用于基本公共服务的支出比例严重偏低。中国经济增长前沿课题组(2011)的研究进一步表明，由于掌握了土地供给的垄断权，地方政府有动力通过经营土地，将大量土地出让金收入用于增加基础设施投资而非公共服务和人力资本投资。这种土地财政支出结构偏向导致教育、医疗和卫生等福利性公共服务供给不足，降低了居民的福利水平并增加了居民未来消费的不确定性，从而使得居民不得不增加预防性储蓄，进而对居民消费产生极大的挤出效应、降低居民消费率。

综上，土地市场扭曲是中国居民消费不足的一个重要原因，在土地市场扭曲普遍存在的背景下，其对居民消费的影响机制可以概括为：首先，地方政府垄断农地非农化市场会通过扩大城乡居民收入差距，降低居民消费率；其次，地方政府垄断城市土地一级市场会通过逆向收入分配效应降低居民收入占比，抑制居民消费；最后，土地市场扭曲还会通过影响土地财政支出结构，对居民消费需求产生抑制作用。基于以上理论分析，我们提出一个可供检验的理论假说：土地市场扭曲是中国居民消费不足的重要原因，土地市场扭曲程度的提高将降低居民消费率。

三、计量模型、变量选取与数据说明

(一)计量模型设计

为了检验本文的理论假设，我们构建如下计量模型：

$$conratio_{it} = \alpha + \beta disland_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中，下标i和t分别表示省份和时间，$conratio_{it}$为被解释变量，表示居民消费率。$disland_{it}$是本文

的核心解释变量，为土地市场扭曲的度量，X_{it}是一组控制变量。α是常数项，γ是系数矩阵，β是实证分析所关注的待估参数，度量土地市场扭曲对居民消费率的影响。ε_{it}表示随机误差项，u_i代表不随年份变化的地区固定效应，λ_t是时间固定效应。

在变量选取方面，本文选取居民消费支出占地区GDP的比重作为被解释变量，反映居民消费率水平。关于解释变量，本文选取反映土地市场扭曲的指标作为核心解释变量。同时，为了更准确地估计，本文还选取了一系列经济社会变量作为控制变量。这些解释变量包括：

1. 核心解释变量：反映土地市场扭曲的变量。本文的理论分析表明，土地市场扭曲主要表现为地方政府对农地非农化市场和城市土地一级市场的双向垄断，而这种双向垄断最终表现为大量的土地出让金收入被地方政府占有和支配。因此，我们采用各地区土地出让金占地区财政收入的比重（landfis）作为衡量土地市场扭曲的代理变量，一个地区土地出让金收入占财政收入的比重越高，意味着该地区的土地市场扭曲程度越严重。值得注意的是，土地市场扭曲是一个多维度的指标，仅仅从土地出让金收入占财政收入的比重考虑，难免以偏概全。从已有文献来看，由于在土地市场扭曲背景下，地方政府垄断着土地交易一级市场，可以自由决定土地出让的价格和数量，因此，有的研究直接采用国有土地出让面积来衡量土地市场扭曲下地方政府对土地一级市场的垄断程度（左翔和殷醒民，2013）。此外，伴随土地市场扭曲往往还存在大量的土地违法行为（梁若冰，2009），因此，土地违法程度也被视为是一个反映土地市场扭曲程度的重要指标。同时，由于地方政府垄断了农地非农化市场，可以单方面强制征地，因此农地征收面积可以视为是农地非农化市场扭曲的度量（Yan等，2014）。基于此，我们借鉴已有文献的做法，分别采用国有土地出让面积对数（lnlandtr）、土地违法涉案面积对数（lnlawb）和农用地征收面积对数（lnlandex）作为度量土地市场扭曲的代理变量，用以进行稳健性检验。地方政府垄断更多的国有土地出让、土地违法涉案面积越大以及农用地征收面积越大，意味着土地市场扭曲程度越严重。

2. 控制变量。为了更准确地估计，本文在已有文献的基础上选取了以下变量作为控制变量：（1）经济发展水平（pgdp），用各省人均GDP的对数值表示。按照凯恩斯的绝对收入假说理论，居民消费率可能与经济发展水平密切相关，并且居民消费率可能与经济发展水平存在U形关系（陈斌开，2012）。据此，我们在回归方程中加入人均GDP（pgdp）及其平方项（pgdp2），用来控制经济发展水平对居民消费率的影响。（2）工业化水平（indus），采用工业产值占地区GDP比重表示。工业化进程一方面反映了经济中的产业结构变化，另一方面也将影响经济中的收入分布，降低劳动收入份额，因而影响居民消费行为。因此，我们选择工业化水平作为控制变量。（3）城市化率（urban），采用各地区非农业人口占总人口的比重表示。Loayza等（2000）认为城市化水平是决定居民消费率的重要影响因素，因此我们选择城市化率作为控制变量。（4）政府支出规模（expend），以各省财政支出占地区GDP的比重表示。政府支出规模既反映地方政府在经济活动中的干预程度，也反映地方政府的消费水平，因此我们在回归中控制政府支出规模这一变量。（5）人口抚养比（popratio），采用（15岁以下+65岁以上人口）/15–64岁人口表示。根据生命周期理论，人口抚养负担会影响家庭的收入，因而可能会对居民的消费行为产生影响（Modigliani和Cao, 2004），因此我们在回归中控制这一变量。

本文在进行土地市场扭曲对居民消费率的影响机制分析中，还选取以下变量作为影响机制变量：（1）城乡收入差距（inequal），采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之间的比值表示。（2）住房价格（price），用商品房平均销售价格的对数值表示。（3）劳动收入份额（share），采用各地区劳动者报酬占地区GDP的比重表示。（4）财政支出结构偏向（welfare），参照

谢冬水(2016)的做法,本文用各省社会福利性支出占地区总财政支出的比重来衡量财政支出结构偏向,社会福利性支出包括医疗卫生支出、教育支出和社会保障支出。

(二)内生性问题

在本文的模型中,土地出让金收入占财政收入比重是土地市场扭曲的代理变量,但它本身也是土地市场扭曲的结果,因此可能是存在内生性的变量。其内生性可能来源于:一方面,土地出让金占财政收入比重作为土地市场扭曲的代理变量可能存在测量误差,导致内生性问题;另一方面,可能存在某些对居民消费率造成影响的同时,又与土地出让金占财政收入比重具有相关性、且不可观测的遗漏变量,从而产生内生性问题。为了尽可能地克服内生性问题,我们选用1998年土地管理部门职工超编人数和土地出让金占财政收入比重的二阶滞后项作为工具变量,使用面板数据两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验。选择这两个工具变量的原因在于:(1)在我国现行土地制度安排下,土地市场扭曲主要表现为地方政府对土地市场的干预,而在干预土地市场的过程中,地方土地管理部门的作用至关重要。并且,在处理土地管理事务中,地方土地管理部门往往具有扩张职工规模、大量使用非编制人员的倾向(梁若冰,2009)。因此,地方土地管理部门的职工超编人数衡量了地方土地管理部门的规模,因而成为衡量土地市场扭曲的一个重要因素。1998年土地管理部门职工超编人数是历史数据,不会对当前的居民消费率产生直接影响,但1998年土地管理部门职工超编人数反映了历史上的土地市场扭曲程度,而历史上的土地市场扭曲程度对现在的土地市场扭曲程度有直接影响,因此本文将其作为工具变量。值得注意的是,1998年各地区土地管理部门职工超编人数是一个静态数据,不随时间变化,为了动态反映工具变量对内生变量的影响,我们使用1998年土地管理部门职工超编人数的对数值与2000–2014年各省份国土资源管理机构数相乘,用二者的交互项作为最终的工具变量。之所以选择国土资源管理机构数作为调整变量,是因为国土资源管理机构数一定程度上反映了地方土地管理部门的规模,因而与土地市场扭曲直接相关,但与居民消费率没有直接关系。(2)对于时间序列和面板数据,使用解释变量的滞后项作为工具变量是一种常用的工具变量选取方法。对于一个具有持续性的经济过程来说,土地出让金占财政收入比重的二阶滞后项与当期土地出让金占财政收入比重具有较强的相关性,因其已经发生,故与当期的误差项不相关。

基于以上认识,我们认为1998年土地管理部门职工超编人数与2000–2014年国土资源管理机构数的交互项、土地出让金占财政收入比重的二阶滞后项,不能直接影响被解释变量(居民消费率),而是通过影响核心解释变量(当期土地市场扭曲)发挥作用,因而满足工具变量选择的要求。为此,我们设定2SLS回归的一阶段回归模型如下:

$$disland_{it} = \alpha + \beta IV_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中IV_{it}为模型的工具变量,其他变量与模型1一致。

(三)数据说明

本文选取的样本为2000–2014年全国30个省、自治区和直辖市的数据,西藏方面一些年份的关键数据缺失,故将其剔除。度量土地市场扭曲的各项指标数据均来源于2001–2015年的《中国国土资源年鉴》,城市化率的数据来源于2001–2015年的《中国人口和就业统计年鉴》,政府支出规模的数据来源于历年的《中国财政年鉴》,其他数据均来源于历年的《中国统计年鉴》和中经网统计数据库。表1是各变量的说明和描述性统计。

四、实证结果分析

(一)基本回归结果

表2报告了基本回归结果。在回归过程中,本文采用固定效应模型(FE模型)和随机效应模

表 1　变量说明和描述性统计

变量名	变量含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
conratio	居民消费支出占地区GDP比重(%)	450	36.804	6.783	22.350	62.150
landfis	土地出让金收入占财政收入比重(%)	450	38.627	28.443	0.350	170.470
lnlandtr	国有土地出让面积对数(公顷)	450	8.276	1.156	4.396	10.655
lnlawb	土地违法涉案面积对数(公顷)	450	6.928	1.038	3.954	9.969
lnlandex	农用地征收面积对数(公顷)	450	8.485	1.120	4.167	10.606
pgdp	人均GDP(万元)	450	2.568	2.025	0.276	10.523
indus	工业产值占地区GDP比重(%)	450	47.187	7.598	19.800	61.500
urban	非农业人口占总人口比重(%)	450	36.042	16.323	14.460	90.320
expend	政府财政支出占GDP比重(%)	450	18.730	8.456	6.890	61.210
popratio	(15以下+65以上人口)/(15–64岁人口)(%)	450	37.680	7.264	19.270	57.580
inequal	城乡收入差距	450	2.947	0.585	1.852	4.759
lnprice	商品房平均销售价格对数值(元)	450	8.029	0.616	6.855	9.843
share	劳动者报酬占地区GDP比重(%)	450	46.607	7.081	29.820	69.790
welfare	福利性支出占总财政支出比重(%)	450	32.658	4.883	19.500	43.230

表 2　土地市场扭曲与居民消费率:基准回归

模型序号	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
模型形式	FE	RE	FE	RE	FE	RE
landfis	–0.096***(–6.15)	–0.094***(–6.35)	–0.015**(–2.22)	–0.009(–1.37)	–0.014**(–2.12)	–0.009(–1.29)
pgdp			–3.650***(–4.81)	–3.429***(–4.49)	–3.327***(–4.13)	–3.244***(–3.81)
pgdp2			0.300***(3.70)	0.295***(3.45)	0.275***(3.32)	0.283***(3.12)
indus			–0.450***(–4.64)	–0.423***(–4.51)	–0.451***(–4.59)	–0.421***(–4.33)
urban			0.174**(2.54)	0.018(0.33)	0.196**(2.60)	0.043(0.75)
expend					–0.022(–0.27)	0.011(0.17)
popratio					0.090(0.71)	0.099(0.76)
常数项	40.495***(67.48)	40.445***(33.75)	58.516***(12.26)	62.124***(15.20)	54.207***(6.01)	56.785***(6.51)
Hausman检验	0.5517		0.0002		0.0012	
样本量	450	450	450	450	450	450
R^2	0.241	0.241	0.631	0.621	0.634	0.624

注:括号内为系数的t值(FE模型)或z值(RE模型);***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;Hausman检验报告的是P值;所有回归均控制了地区固定效应和时间固定效应,并使用以地区为聚类变量的聚类稳健标准误获得t值或z值。表5、6、7同。

型(RE模型)进行估计,并通过Hausman检验来判断模型的选择。首先,模型1和模型2考察了在不引入任何控制变量时,土地市场扭曲与居民消费率之间的关系。Hausman检验表明随机效应模型更有效。从回归结果可以看出,我们关心的作为衡量土地市场扭曲的变量——土地出让金占财政收入比重的系数显著为负,即土地市场扭曲程度越严重,居民消费率越低。模型3和模型4加入了人均GDP及其平方项、工业化水平和城市化率四个变量,Hausman检验表明随机效应模型被拒绝,因此我们主要采用固定效应模型的结果来进行分析。从模型3的估计结果可以看出,控制这四个变量后,模型的拟合度明显提高,土地市场扭曲对居民消费率的影响系数略有下降,但依然显著为负。为了进一步缓解因遗漏重要变量而引起的内生性问题,我们在模型5和模型6中加入了全部控制变量。Hausman检验同样支持固定效应模型,因此我们主要采用固定效应模型的结果来分析。模型5的结果显示,加入全部控制变量以后,模型的拟合程度进一步得到改

善，土地市场扭曲对居民消费率的影响依然显著为负，且影响系数和显著性保持稳定，这验证了本文理论分析中得出的结论：土地市场扭曲是导致我国居民消费不足的重要原因。

在控制变量中，人均GDP所代表的经济发展水平与居民消费率呈现显著的U形关系，这与陈斌开（2012）的研究结论一致。可能的原因在于：经济发展过程中伴随着经济结构的调整，在经济发展的早期阶段第一产业处于主导地位，因此劳动收入占国民收入的份额比较高，从而导致居民消费率也相应较高；随着经济发展过程中工业化不断推进，劳动收入份额逐渐下降，居民消费率也因此不断下降；而到经济发展的后期，第三产业的比重不断提高，劳动收入份额又开始上升，居民消费率也因此不断提高。工业化水平的影响系数均显著为负，且随着其他变量的加入稳健性不变，这与已有文献的结论一致（Chen和Yao，2011）。可能是因为中国的工业化具有明显的偏重资本密集型产业的发展倾向，而这种发展倾向降低了劳动收入份额，并且中国地方政府通过压低工业用地价格来推动工业化的发展策略，也导致工业内部更加偏好于资本密集型企业的发展，从而进一步导致劳动收入占比下降，最终使得工业化进程抑制了居民消费需求。城市化率的影响系数显著为正，说明城市化可以起到提高居民消费率的作用，这与已有文献的研究结论一致（Loayza等，2000）。在其他变量中，政府支出规模的系数为负，人口抚养比的系数为正，但这两个变量的回归系数并不显著，说明其对居民消费率的作用不明显，这也进一步说明了土地市场扭曲是影响居民消费率的重要因素。

（二）工具变量检验

以上回归结果验证了本文的理论假说，但可能存在不容忽视的内生性问题导致估计结果出现偏误。为此，下面我们使用工具变量检验来克服可能存在的内生性问题。表3给出了使用工具变量的估计结果。由表3可知，在解释变量内生性检验中，所得出的Davidson-MacKinnon检验统计量的P值均小于0.05，拒绝了“landfis为外生变量”的原假设，所以我们有充分理由确信土地市场扭曲确实存在显著的内生性，引入工具变量回归是必要的。在弱工具变量检验中，所得出的Cragg-Donald Wald F值均大于10，因而可以认为不必担心存在弱工具变量的问题。在过度识别检验中，Hansen检验的P值均非常大，因此接受原假设，即表明工具变量不存在过度识别。总之，这些检验结果很好地说明本文选用的两个工具变量是合理的。

表 3　土地市场扭曲与居民消费率：工具变量回归

模型序号	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
模型形式	2SLS	2SLS	2SLS	GMM	GMM	GMM
landfis	–0.215***（–6.20）	–0.078**（–2.34）	–0.074**（–2.46）	–0.200***（–6.07）	–0.079**（–2.39）	–0.075**（–2.52）
pgdp		–2.235***（–3.54）	–2.308***（–3.84）		–2.216***（–3.52）	–2.278***（–3.81）
pgdp2		0.180***（3.01）	0.187***（3.28）		0.181***（3.02）	0.187***（3.27）
indus		–0.430***（–6.94）	–0.431***（–7.10）		–0.429***（–6.94）	–0.431***（–7.10）
urban		0.195***（3.42）	0.200***（3.48）		0.194***（3.40）	0.200***（3.48）
expend			0.031（0.54）			0.032（0.56）
popratio			0.050（0.63）			0.055（0.70）
内生性检验	0.000	0.033	0.042	0.000	0.033	0.042
弱工具变量检验	28.643	10.960	11.563	28.643	10.960	11.563
Hansen检验	0.168	0.663	0.667	0.168	0.663	0.667
样本量	390	390	390	390	390	390
R^2	0.400	0.471	0.482	0.296	0.468	0.478

注：括号内为系数的z值；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；常数项未汇报；Hansen检验报告的是P值，弱工具变量检验报告的是Cragg-Donald Wald F值，内生性检验报告的是Davidson-MacKinnon检验统计量的P值；所有回归均控制了地区固定效应和时间固定效应，并使用以地区为聚类变量的聚类稳健标准误获得z值。

观察表3的回归结果可以看出，在使用两阶段最小二乘法的工具变量检验中，我们所关心的核心解释变量——土地市场扭曲的系数均高度显著为负，并且相应的回归系数比表2中固定效应模型的影响系数绝对值要大，说明内生性问题导致利用固定效应模型低估了土地市场扭曲对居民消费率的影响，而使用工具变量则显著改善了估计结果。在使用工具变量回归后，其他控制变量也与表2中基准模型的回归结果大体保持一致，这进一步说明使用工具变量的估计结果是稳健可靠的。值得注意的是，本文使用了两个工具变量，而当工具变量个数大于内生解释变量的个数时，对面板数据进行GMM估计可能会更有效率。为此，我们在模型10至模型12中还做了面板数据GMM工具变量回归。结果显示，本文关心的核心解释变量——土地市场扭曲的回归系数和显著性均同2SLS的结果基本保持不变，其他控制变量的回归结果也大体相似，这进一步说明本文工具变量检验的结果具有很强的稳健性。

五、稳健性检验

基准回归结果支持了土地市场扭曲抑制居民消费的结论。然而该结论可能受土地市场扭曲指标、模型估计方法和地区差异的影响。为此，我们从以下三方面对模型进行稳健性检验。

1. 土地市场扭曲的衡量。考虑到土地市场扭曲是一个多维度指标，仅仅从土地出让金占财政收入的比重考虑，可能会以偏概全。因此，在表4模型13至模型15我们分别使用国有土地出让面积对数、土地违法涉案面积对数和农用地征收面积对数作为土地市场扭曲的代理变量，进行稳健性检验。Hausman检验表明随机效应模型均被拒绝，因此我们只展示了固定效应模型的估计结果。模型13是使用国有土地出让面积对数作为替代变量的回归结果，结果显示，以国有土地出让面积度量的土地市场扭曲的系数在1%水平上依然显著为负。模型14和模型15分别报告

表 4　稳健性检验：土地市场扭曲指标和动态面板估计

模型序号	模型13	模型14	模型15	模型16	模型17	模型18	模型19
模型形式	FE	FE	FE	Diff-GMM	Diff-GMM	Diff-GMM	Diff-GMM
L1. conratio				0.110**（2.04）	0.093（1.44）	0.120**（2.10）	0.135**（2.21）
landfis				–0.021**（–2.25）			
lnlandtr	–1.335***（–3.33）				–2.499***（–3.13）		
lnlawb		–0.294*（–1.73）				–0.299*（–1.90）	
lnlandex			–0.417*（–1.81）				–0.819**（–2.01）
pgdp	–2.568***（–3.40）	–3.445***（–4.27）	–3.353***（–8.48）	–4.745***（–3.54）	–3.299***（–3.17）	–5.119***（–3.68）	–4.564***（–3.65）
pgdp2	0.210***（2.95）	0.280***（3.39）	0.277***（7.54）	0.295***（2.74）	0.186**（2.06）	0.319***（2.82）	0.321***（3.07）
indus	–0.435***（–5.11）	–0.451***（–4.64）	–0.442***（–10.16）	–0.873***（–4.94）	–0.816***（–4.73）	–0.920***（–4.46）	–0.762***（–3.77）
urban	0.190**（2.62）	0.183**（2.46）	0.185***（3.63）	0.476（1.52）	0.434（1.32）	0.391（1.24）	0.190（0.76）
expend	0.001（0.01）	–0.028（–0.34）	–0.014（–0.31）	0.100（0.63）	0.152（1.09）	0.161（1.07）	0.087（0.62）
popratio	0.069（0.57）	0.086（0.67）	0.077（1.43）	–0.165（–1.33）	–0.019（–0.13）	–0.178（–1.36）	–0.124（–0.90）
常数项	63.241***（7.25）	56.629***（6.03）	57.532***（14.22）				
AR（1）				0.005	0.003	0.005	0.003
AR（2）				0.768	0.686	0.990	0.463
Hansen检验				0.346	0.288	0.293	0.173
样本量	450	450	450	360	360	360	360
R^2	0.653	0.633	0.634				

注：括号内的数据为系数的t值（FE模型）或z值（Diff-GMM模型）；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；AR（1）、AR（2）和Hansen检验报告的是P值；L1. conratio表示conratio的滞后一期。

了使用土地违法涉案面积和农用地征收面积作为替代变量的回归结果，其结果依然同前文保持一致：土地市场扭曲程度越高，居民消费率也将显著地下降。总之，无论是选用国有土地出让面积还是选用土地违法涉案面积、或是选择农用地征收面积作为核心解释变量，估计出的系数都显著为负，其他控制变量的系数符号和显著性也与表2中的基本回归结果保持一致，说明本文的实证结果不受变量的特定形式影响，替换土地市场扭曲指标对估计结果的稳健性不会产生影响。

2. 动态面板估计。居民消费具有一定的惯性，当期居民消费率可能受到前期居民消费率的影响。为此，我们采用一步稳健差分GMM估计方法进行动态面板估计。为了使工具变量的个数满足不多于截面数的经验法则，我们采用collapse技术限制了工具变量的个数，使得工具变量的个数控制在30个以内。表4模型16至模型19报告了采用一步稳健差分GMM估计的动态面板数据模型的回归结果。由模型16至模型19可知，在AR（1）和AR（2）的Arellano-Bond检验中，模型误差项的差分仅存在一阶自相关，但并不存在二阶自相关，说明采用差分GMM估计是合适的；在过度识别检验中，Hansen检验结果不能拒绝原假设，表明工具变量的选择有效。从模型16的回归结果可以发现，居民消费率的滞后项显著为正，表明居民消费率具有较强持续性和自我强化趋势。同时，我们关心的核心变量——土地出让金收入占财政收入比重的系数依然显著为负，说明土地市场扭曲确实是抑制中国居民消费的重要因素。为进一步检验稳健性，模型17至模型19分别使用国有土地出让面积对数、土地违法涉案面积对数和农用地征收面积对数作为土地市场扭曲的代理变量进行回归，结果同模型16基本保持一致，说明本文的动态面板估计结果是稳健有效的。

3. 分地区回归。土地市场扭曲对居民消费率的影响在不同的地区可能会有所差别，为检验这种地区作用差异，我们将样本划分成东部地区和中西部地区进行分地区回归。表5展示了分地区的估计结果。从表5的结果可以看出，土地市场扭曲的系数较为稳健，无论是东部地区还是中西部地区，土地市场扭曲在总体上对居民消费率有着显著的负向影响，这证明了本文结论的稳健性。同时，土地市场扭曲的影响在两个地区也表现出很大的差异，东部地区的土地市场扭曲影响系数的显著性高于中西部地区，以土地违法面积和农用地征收面积指标度量的土地市场扭曲在中西部地区不显著。这与我国的经济现实相一致。东部地区经济发展迅速，人口集聚程度高，物价和房价也相对较高。因此，其土地市场扭曲对居民消费率的影响相对较大；而中西部地区由于制度环境相对较差，对土地违法等的监督和查处力度相对不够，因而可能掩盖了土地市场扭曲的影响。

表 5　稳健性检验：分地区回归结果

地区	东部地区				中西部地区			
模型序号	模型20	模型21	模型22	模型23	模型24	模型25	模型26	模型27
模型形式	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
landfis	−0.006*（−1.80）				−0.026*（−1.86）			
lnlandtr		−0.908***（−3.78）				−0.815**（−2.51）		
lnlawb			−0.561***（−3.30）				−0.038（−0.10）	
lnlandex				−1.004***（−3.00）				−0.082（−0.34）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	72.544***（9.14）	73.622***（8.09）	76.890***（9.27）	77.850***（9.14）	40.472***（11.20）	48.916***（8.06）	41.557***（8.14）	41.942***（10.12）
Hausman检验	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 2	0.007 1	0.037 5	0.019 8
样本量	165	165	165	165	285	285	285	285
R^2	0.632	0.647	0.649	0.655	0.709	0.709	0.704	0.704

注：为节约空间，控制变量系数未列示。下同。

六、土地市场扭曲对居民消费不足的影响机制分析

上文的分析表明，土地市场扭曲是导致中国居民消费不足的重要原因。接下来，我们就土地市场扭曲如何影响居民消费需求的机制进行分析。(1)在前文的理论分析中我们发现，土地市场扭曲扩大了城乡收入差距，从而抑制了居民消费需求。为检验这一观点，我们以城乡收入差距作为被解释变量进行回归，结果见表6模型28。从结果中可以看出，土地市场扭曲显著扩大了城乡收入差距，土地市场扭曲程度每提高1个百分点，城乡收入差距将扩大0.002个百分点，说明城乡收入差距的确是土地市场扭曲抑制居民消费的重要渠道。(2)前文的分析表明，土地市场扭曲导致地方政府在土地一级市场上对商住用地和工业用地进行差异化出让，从而推高了住房价格并降低了劳动收入份额，进而抑制了居民消费。为检验这两个影响渠道的作用，我们在模型29和模型30中分别以商品房平均销售价格和劳动收入份额作为被解释变量进行回归。结果显示，土地市场扭曲程度越高，则住房价格越高，劳动收入份额越低。这验证了土地市场扭曲通过住房价格和劳动收入份额抑制居民消费需求的机制成立。(3)土地市场扭曲抑制居民消费的另一个重要途径可能来自地方财政支出结构偏向的影响。为检验土地市场扭曲通过财政支出结构偏向影响居民消费这一渠道，我们在模型31中以社会福利性支出占地方财政支出比重作为被解释变量进行回归。从回归结果可以看出，土地市场扭曲显著降低了社会福利性支出比重，说明土地市场扭曲确实对地方财政支出结构的偏向性具有促进作用。

表 6　土地市场扭曲对居民消费率的影响机制检验

被解释变量	城乡收入差距	住房价格	劳动收入份额	财政支出结构
模型序号	模型28	模型29	模型30	模型31
模型形式	FE	FE	FE	FE
landfis	0.002***(2.85)	0.002***(2.75)	–0.073***(–3.84)	–0.004**(–2.61)
pgdp	–0.165***(–3.64)	0.327***(7.50)	0.137(0.12)	2.356***(3.99)
pgdp2	0.012***(2.81)	–0.015***(–4.02)	0.072(0.64)	0.290***(3.32)
indus	0.012***(2.79)	0.003(0.66)	–0.568***(–3.09)	–0.003(–0.05)
urban	0.009(1.04)	0. 005(1.09)	–0.316**(–2.51)	0.026(0.24)
expend	–0.020***(–4.30)	0.019**(2.51)	0.201*(1.96)	0.072(1.39)
popratio	–0.021***(–3.46)	–0.009**(–2.30)	0.050(0.35)	–0.193**(–2.59)
常数项	3.498***(7.15)	6.952***(19.11)	80.671***(7.09)	33.403***(5.65)
样本量	450	450	450	450
R^2	0.279	0.935	0.371	0.507

我们进一步要探讨的问题是，在研究土地市场扭曲对居民消费率影响的计量模型中，如果加入表6中所涉及的各种影响机制变量，土地市场扭曲的影响系数是否依然显著(结果见表7)。从回归结果我们可以发现，逐个加入影响机制变量时，土地市场扭曲对居民消费率的影响系数依然显著为负，并且其系数值有不同程度的减少，这进一步说明土地市场扭曲的确通过扩大城乡收入差距、推高住房价格、降低劳动收入份额和加剧财政支出结构偏向对居民消费产生影响。

七、结论与政策建议

居民消费不足是困扰中国经济持续健康发展的一个难点问题。萎靡不振的居民消费需求导致我国经济增长缺乏内生动力，加剧内外需求结构失衡，并极大地提高了经济运行的风险。如何有效提升居民消费已成为各级政府和社会各界共同关心的一个话题。本文在已有文献基础上，从土地市场扭曲角度对这一问题提供了一个新的解释。本文首先从三个方面总结了土地

表 7 影响机制检验的进一步讨论

模型序号	模型32	模型33	模型34	模型35
模型形式	FE	FE	FE	FE
landfis	–0.011*（–1.88）	–0.014**（–2.21）	–0.002**（–2.24）	–0.014**（–2.11）
inequal	–1.387（–1.46）			
lnprice		–0.304（–0.17）		
share			0.172***（3.17）	
welfare				0.005（0.09）
常数项	59.060***（5.65）	52.097***（3.66）	40.312***（4.29）	54.052***（6.09）
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本量	450	450	450	450
R^2	0.637	0.634	0.662	0.634

市场扭曲抑制居民消费需求的理论机制，然后通过构造土地市场扭曲指标并运用中国2000–2014年省级面板数据对理论假说进行了实证研究。结果显示，土地市场扭曲是中国居民消费不足的重要影响因素，土地市场扭曲程度提高会显著抑制居民消费率。进一步分析表明，土地市场扭曲主要通过扩大城乡收入差距、推高住房价格、降低劳动收入份额和加剧财政支出结构偏向对居民消费产生影响。这些结果说明，中国的居民消费不足一定程度上源自于土地市场扭曲。因此，要想提升中国居民消费率，一个重要的手段就是推进土地供给的市场化改革，打破地方政府对土地市场的垄断。

本文的研究结论丰富了国内外有关居民消费不足方面的研究文献，同时也有助于理解近年来中国居民消费不足的成因。更为重要的是，本文的研究对于如何提升居民消费需求具有重要的现实意义和政策含义：第一，根据本文的研究发现，地方政府垄断农地非农化市场是扩大城乡收入差距、进而导致居民消费疲软的重要途径。据此，政府应不失时机地推进农地非农化的市场化改革，允许农村集体土地直接进入城市土地一级市场，改变目前农地非农化过程中土地增值收益分配不公的局面，从而缩小城乡收入差距，提升居民消费。第二，本文的研究结果表明，在城市土地一级市场垄断的背景下，地方政府有激励通过对商住用地和工业用地进行差异化出让来最大化自身利益。这种差异化土地出让行为一方面推高了房价，另一方面又导致国民收入分配结构从居民向政府和企业倾斜，进而抑制了居民消费。因此，为了有效控制房价上涨和提高居民收入份额，从而真正提升居民消费，需要从打破城市土地一级市场垄断，约束地方政府差异化供地行为入手。第三，为了构建启动居民消费的长效机制，还需要从改革土地财政来思考。短期来看，需要建立公开透明的土地出让金支出制度，纠正土地财政的支出结构偏向，增加土地出让金收入用于社会福利性支出的比重，从而增加居民的消费预期。而从长远来看，则需要改革财税体制，使地方政府的财政收入增长模式从依赖不可持续的土地财政转向依靠稳定可持续的税收收入上来，从而从根源上消除因土地财政而导致的房价上涨、居民收入占比下降、财政支出结构偏向等问题，最终有效提升居民消费需求。

主要参考文献：

[1] 陈斌开. 收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究[J]. 南开经济研究，2012，(1).
[2] 陈斌开，陈琳，谭安邦. 理解中国消费不足：基于文献的评述[J]. 世界经济，2014，(7).
[3] 陈斌开，杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究，2013，(1).
[4] 程令国，张晔. 早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释[J]. 经济研究，2011，(8).
[5] 范剑勇，莫家伟，张吉鹏. 居住模式与中国城镇化——基于土地供给视角的经验研究[J]. 中国社会科学，

2015,(4).
[6] 范子英. 土地财政的根源:财政压力还是投资冲动[J]. 中国工业经济,2015,(6).
[7] 梁若冰. 财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法[J]. 经济学(季刊),2009,(1).
[8] 刘守英. 中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革[J]. 国际经济评论,2014,(3).
[9] 陆铭,欧海军. 高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究[J]. 世界经济,2011,(12).
[10] 孙秀林,周飞舟. 土地财政与分税制:一个实证解释[J]. 中国社会科学,2013,(4).
[11] 陶然,陆曦,苏福兵,等. 地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思[J]. 经济研究,2009,(7).
[12] 万广华,张茵,牛建高. 流动性约束、不确定性与中国居民消费[J]. 经济研究,2001,(11).
[13] 汪伟,郭新强. 收入不平等与中国高储蓄率:基于目标性消费视角的理论与实证研究[J]. 管理世界,2011,(9).
[14] 谢冬水. 地方政府竞争、土地垄断供给与城市化发展失衡[J]. 财经研究,2016,(4).
[15] 谢冬水,周灵灵. 农地转让权权能与城乡居民收入差距——基于劳动力转移中介机制的经验研究[J]. 上海经济研究,2016,(6).
[16] 杨灿明,詹新宇. 土地财政的再分配效应——来自中国省际面板数据的经验证据[J]. 经济学动态,2015,(11).
[17] 中国经济增长前沿课题组. 城市化、财政扩张与经济增长[J]. 经济研究,2011,(11).
[18] 左翔,殷醒民. 土地一级市场垄断与地方公共品供给[J]. 经济学(季刊),2013,(2).
[19] Chamon M D,Prasad E S. Why are saving rates of urban households in China rising? [J]. American Economic Journal:Macroeconomics,2010,2(1):93–130.
[20] Chen B K,Yao Y. The cursed virtue:Government infrastructural investment and household consumption in Chinese Provinces[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2011,73(6):856–877.
[21] Jin Y,Li H B,Wu B Z. Income inequality,consumption,and social-status seeking[J]. Journal of Comparative Economics,2011,39(2):191–204.
[22] Li J. Land sale venue and economic growth path:Evidence from china's urban land market[J]. Habitat International,2014,41:307–313.
[23] Lichtenberg E,Ding C R. Local officials as land developers:Urban spatial expansion in China[J]. Journal of Urban Economics,2009,66(1):57–64.
[24] Loayza N,Schmidt-Hebbel K,Servén L. What drives private saving across the world? [J]. Review of Economics and Statistics,2000,82(2):165–181.
[25] Meng X. Unemployment,consumption smoothing,and precautionary saving in Urban China[J]. Journal of Comparative Economics,2003,31(3):465–485.
[26] Modigliani F,Cao S L. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis[J]. Journal of Economic Literature,2004,42(1):145–170.
[27] Wei S J,Zhang X B. The competitive saving motive:Evidence from rising sex ratios and savings rates in China[J]. Journal of Political Economy,2011,119(3):511–564.
[28] Wu Q,Li Y L,Yan S Q. The incentives of China's urban land finance[J]. Land Use Policy,2015,42:432–442.
[29] Yan S Q,Ge X J,Wu Q. Government intervention in land market and its impacts on land supply and new housing supply:Evidence from major Chinese markets[J]. Habitat International,2014,44:517–527.
[30] Ye L,Wu A M. Urbanization,land development,and land financing:Evidence from Chinese cities[J]. Journal of Urban Affairs,2014,36(S1):354–368.

Land Market Distortion and Insufficient Household Consumption in China

Xie Dongshui

(*School of Business, Hunan University of Science and Technology, Hunan Xiangtan* 411201, *China*)

Abstract: The insufficiency of residents' consumption demand is a major challenge now besetting economic growth in China. Different from previous researches which focus on

population structure, precautionary savings, liquidity constraints and consumption habits, this paper places emphasis on the effect of land market distortion on insufficient household consumption in China and its function mechanism. Under the background of monopolistic land supply, land market distortion resulting from the local government monopoly of farmland conversion market and primary city land market, is an important reason for weak household consumption demand. Through constructing land market distortion indicators and using the provincial panel data of China from 2000 to 2014, this paper makes an empirical test and finds that land market distortion has a significantly inhibitory impact on household consumption demand, and higher degree of land market distortion leads to lower household consumption rate. These conclusions are still robust after using instrumental variables to alleviate the possible endogenous problem. Further function mechanism research shows that land market distortion affects household consumption primarily through the channels such as rural-urban income disparity, pushing up housing prices, the reduction in labor income share and the aggravation of local fiscal expenditure structure bias. Its policy implication lies in that land market distortion directly inhibits household consumption, and the advancement of the market-oriented reform of land supply is an efficacious method to increase household consumption.

Key words: land market distortion; household consumption; local government

（责任编辑：喜　雯）

(上接第55页)

production efficiency, and proves that there totally exist threshold effects concerningthe promotion role of two export modes in industrial environment production efficiency. Intensive increase in export has no significant relation with industrial environment production efficiency, but extensive increase in export can improve industrial environment production efficiency significantly. Processing trade has the negative influence on industrial environment production efficiency, and becomes the key factor explaining the paradox of export self-selection mechanism. It shows that processing trade is closely related with intensive increase in export, and is not related with extensive increase in export, so extensive increase in export can jump out the trap of the production efficiency puzzle of processing trade, on the contrary, intensive increase in export cannot do it. The self-selection mechanism of extensive increase in export exists, but the self-selection mechanism of intensive increase in export does not work. External mechanisms, for example FDI input, can advance environment production efficiency, but inner mechanisms, such as credit input, R&D and human capital input, totally can not work. It is caused by the erosion effect of human capital resulting from the low efficiency in credit input and excessive R&D investment.

Key words: intensive increase in export; extensive increase in export; industrial environment production efficiency; processing trade; threshold effect

（责任编辑：喜　雯）