

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0052

土地资本化和中国地区金融扩张

郭 峰

2016年6月15日

说明：上海新金融研究院（Shanghai Finance Institute, SFI）是一家非官方、非营利性的独立智库，致力于新金融领域的政策研究。研究院成立于2011年7月14日，由中国金融四十人论坛（China Finance 40 Forum, CF40）举办，与上海市黄浦区人民政府战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

土地资本化和中国地区金融扩张

郭峰^{*}

内容提要：过去十余年中国金融中介扩张的速度非常引人瞩目，本文试利用中国省际面板数据从土地资本化角度对此进行解读。基于不同的模型设定——静态面板模型和动态面板模型，以及不同的工具变量策略——滞后期工具变量、外部工具变量以及动态面板模型设定的内部工具变量和外部工具变量组合，来控制有关变量的内生性。研究结果发现：在控制人均收入和其他反映中国省际经济差异的重要特征，以及有效解决有关变量的内生性问题之后，土地资本化显著促进了我国省域金融中介的扩张。中国式土地供给不仅具有“土地财政”效应，还有宏观资本金融效应。

关键词：土地资本化 金融扩张 经济增长 工具变量

一、引言

近年来，我国金融中介扩张的速度非常引人瞩目，金融规模随着实体经济的增长不断扩大。至 2014 年年末，经济中的广义货币存量（M2）达到 122.83 万亿元，是 1995 年的 20.2 倍。金融机构人民币各项存款和贷款余额分别达到 113.86 万亿元和 81.68 万亿元，是 1995 年的 21.1 倍和 16.2 倍。以 M2/GDP 衡量的我国货币化率从 1990 年的 82% 增加到 2000 年的 136%，再增加到 2014 年的 193%，远高于主要发达国家和新兴经济体的平均水平[†]。除全局性的金融规模扩张之外，我国地区金融发展不平衡现象也非常严重，地区金融发展呈现两极分化特征。金融中介主要集中于经济发达地区，欠发达地区金融发展相对迟缓，金融活动数量和规模明显偏低。例如，2012 年年末，广东、北京、江苏、上海、浙江和山东六省市银行业资产总额就占到全国的 49.4%[‡]。

在本文，我们主要考察土地资本化在我国地区金融中介扩张以及区域金融发展不平衡上的角色。在我国现行土地管理制度下，城市土地为国家所有，农村土地则由农村集体所有。农村集体土地要想正式进入城市土地市场，必须先由政府征收为国有，再行出让，而不得自行改变用途和转让。不能进入正式市场的土地资源，不能发挥资本金效应，而一经征收和出让，土地资源作为重要生产资料，

^{*} 郭峰，上海新金融研究院研究员、北京大学国家发展研究院博士后。电子邮箱：guofengsfi@163.com。作者感谢国家社会科学基金重大项目“全面提升金融为实体经济服务的水平和质量研究”（项目编号：12 & ZD074）和上海新金融研究院的资助。本文曾在复旦大学博士生论坛上报告过，感谢与会专家的评论，特别感谢袁志刚教授的指导和葛劲峰、胡军、洪占卿等给予的评论和修改建议。本文即将发表于《财经研究》，感谢匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

[†] 原始数据来自于国家统计局和中国人民银行，作者计算得出。

[‡] 数据来自中国人民银行《2012 年中国区域金融运行报告》。

商品属性和资本属性就得到凸显，从而在撬动贷款，获得融资的同时，也成为金融中介扩张和金融深化的发动机。因此，农地的非农化过程就是一个土地资本化的过程，中国式土地供给模式不但把一块非政府的资产变成政府和国企的资产，而且成为政府和国企大手借贷的支点，从而嵌入到中国特色的货币创造中，使得货币供给存在很强的内生性。随着十余年土地征收和出让规模的越来越大，我们有理由相信土地的这一资本化转变是解释我国此阶段金融中介扩张和区域金融发展不平衡的重要因素。

本文基于中国 30 个省区^{*} 1998-2010 年的面板数据，同时利用静态面板模型和动态面板模型，并使用多种工具变量设置方法来解决土地资本化在影响地区金融扩张时存在的内生性问题，具体而言，我们选用的具变量既包括滞后期工具变量，也有外部工具变量，同时在动态面板模型估计时，还同时使用了内部工具变量和外部工具变量的组合。

本文接下来的结构安排如下：第二部分是文献综述，对土地资本化与金融中介扩张的文献进行概述；第三部分是对土地资本化制度背景的一个简单介绍；第四部分介绍我们的计量模型、内生性问题和处理办法；第五部分则说明我们使用的指标和数据；第六部分报告相关实证结果；最后一部分是总结性评论。

二、文献综述

本文涉及到金融发展、经济增长、土地财政等多个经济学热门研究主题，本部分仅就与本文主题关系密切的文献做挂一漏万的评述。关于金融发展和经济增长之间的关系，Schumpeter（1911）就进行了阐述，他认为金融发展可以让企业家更便利地借贷，从而可以促进人均收入水平的提高。尽管这一观点得到了之后大量文献的证实（如 King and Levine, 1993; Levine and Zervos, 1998），但 Lucas（1988）等经济学家仍认为人们过分夸大了金融发展在促进经济增长中的作用，他们认为，经济发展本身就会创造对金融中介和金融服务的需求，这种需求自然会导致金融中介的发展，因此是经济发展促进了金融发展，而非相反。显然这两种观点都有一定的道理，金融发展和经济增长存在相互促进的关系。为了克服研究金融发展在影响经济增长时存在的内生性问题，Levine（1998, 1999）、La Porta *et al.*（1998）等经济学界利用法律起源作为一国金融发展的工具变量，认为不同的法律起源决定了各国不同的金融发展水平。郑志刚和邓贺斐（2010）也发现我国地区之间金融发展水平的差异与区域之间法律环境所提供的对投资者权利保护的差异有关。

^{*}这里省区是省、自治区和直辖市的简称，不包括中国西藏、香港、澳门以及台湾地区，下同。

分析中国金融中介的扩张和金融深化问题不能脱离我国由计划经济向市场经济过渡的转轨背景。早在 1990 年代中期，易纲（1995，1996）就分析了中国经济的货币化问题。改革开放以来，中国货币增长率远大于通货膨胀率与经济增长率之和，大量货币沉淀在经济体系当中。易纲认为这可以通过经济的货币化来解释，即在计划经济向市场经济转型的过程中，以货币为媒介的经济活动的比例不断增加，进而吸收了大量货币。这一分析思路在近期文献中仍得到了延续，如张文（2008）发现普通商品的货币化进程基本结束后，土地、房地产和其他生产要素则仍在进一步货币化进程当中，从而影响到货币需求的总量和结构。康继军等（2012）发现市场化的经济转型可以在很大程度上解释中国货币需要的扩张。

特别地，中国区域金融发展之间的不平衡也得到了文献的关注。崔光庆和王景武（2006）认为中国区域金融发展差异主要源于中央政府的制度安排和地方政府的政策选择。李敬等（2007）利用夏普里值分解法对中国地区金融发展差异的原因进行了分解，他们认为中国地区金融发展水平与金融交易效率、商品交易效率等具有稳定的协整关系。邓向荣和杨彩丽（2011）发现我国金融资源有向一些资源禀赋丰富的地区进一步集聚的趋势。张成思等（2013）则发现省际对外开放度的提升不仅未对省域金融发展带来显著推动作用，反而呈现抑制效应。

经济学界一直存在货币供给究竟是内生，还是外生的争论，显然本文也是这一主题的一部分。货币内生论认为，中央银行并不能有效控制货币供给量，而只能根据经济发展所需要的货币量，被动投放相应的货币量。货币外生论则认为中央银行可以有效控制货币供给量，进而调节物价、利率等。由于我国的经济金融结构具有鲜明的中国特色，因此我国货币供给内生性特征非常明显（张文，2008；康继军等，2012）。孙国峰（2001）甚至认为在一定程度上是货币需求创造了自己的供给，而不是相反。

关于常被冠于“土地财政”的我国城市土地供给模式的产生，现有文献一般从两个体制角度来解释。一是官员治理机制变革。官员绩效考核由过去的以政治挂帅为主，转变为改革开放之后的“以经济建设为中心”。地方政府官员为实现政治晋升而产生的围绕经济增长的竞赛成为解释中国经济增长和其存在问题的重要体制因素（周黎安，2004，2007；张军和周黎安，2008；王贤彬和徐现祥，2008），从而也被认为是土地财政产生的重要原因（蒋省三等，2007）。二是 1994 年开始实施的分税制改革。中国式的财政分权被认为是中国经济增长的重要体制根源（Qian and Xu，1993；Qian and Weingast，1997；张军，2007）。但是 1994 年正式开始实施的分税制改革却旨在解决中央财政不足的困境，改革之后造成了地方财权和其承担的经济建设责任出现不协调（陈抗等，2002），从而促使地方政府利用其掌握的权力，从农村低价征收土地，然后高价出让，在弥补了地方政

府财政缺口的同时，也实现了经济增长、城市化扩张和房地产市场的繁荣（陶然等，2007；宫汝凯，2012）。

现有关于中国式土地供给模式影响的研究主要集中于讨论其在经济增长（蒋省三等，2007）、经济周期波动（杨帅和温铁军，2010）、公共品供给（左翔和殷醒民，2013），乃至住房僵局（宫汝凯，2012）等中的角色，而忽略了其资本化转变当中可能带来的金融杠杆效应。

三、制度背景和机制分析

（一）地方政府对土地市场的垄断

当前，地方政府垄断了土地交易的一级市场，而这是由我国独特的土地产权制度所导致的。1982年通过的现行《宪法》当中明确规定：“城市的土地属于国家所有。农村和城市郊区的土地，除由法律规定属于国家所有的以外，属于集体所有；宅基地和自留地、自留山，也属于集体所有”。在1986年颁布的《土地管理法》又进一步规定：“农民集体所有的土地的使用权不得出让、转让或者出租用于非农业建设”；“任何单位和个人进行建设，需要使用土地的，必须依法申请使用国有土地”。这些相关法律法规表明，任何土地进入正式的城市一级市场，“合法”途径只有通过国家征收后，再行出让。地方政府成为集体土地唯一的“买家”，也是城市工商业用地的唯一供给者（周其仁，2004）。此外，1998年修订的《土地管理法》对各级人民政府的土地管理职权进行了明确划分。将土地管理宏观决策权力，包括土地利用总体规划的审批权、农地转用和土地征用的审批权、耕地开垦的监督权、土地供应总量的控制权集中在中央和省级政府。同时，将土地登记权、规划和计划的执行权、在已经批准的建设用地区域内具体项目用地的审批权、土地违法案件的查处等土地管理执行权下放到县市政府。这种职权划分使得地方政府有了很大的积极性去扩大土地的征收和出让。

（二）土地出让规模迅速膨胀

近年来，国有土地供应出让的面积和成交金额迅速扩大。图1显示，2010-2012年三年平均每年土地出让面积达31.7万公顷，是1998-2000年5.2万公顷的6倍，而同期的土地出让金则增加了50余倍*。在目前财政分配体制下，土地出让金

*根据《中国国土资源年鉴》，土地出让成交价款是指市、县人民政府以协议、招标、拍卖、挂牌等方式出让国有土地的成交价总额。成交价是指完成了土地开发等基础设施建设，达到建设条件（如五通一平、七通一平等）的土地价格。

归地方政府自行支配，是地方政府重要收入来源，名副其实的“第二财政”。图2显示，土地出让金与全国预算内财政收入的比例由1998-2000年不足5%提高到2010—2012年的近30%，而与地方预算内财政收入的比例更是达到50%以上。

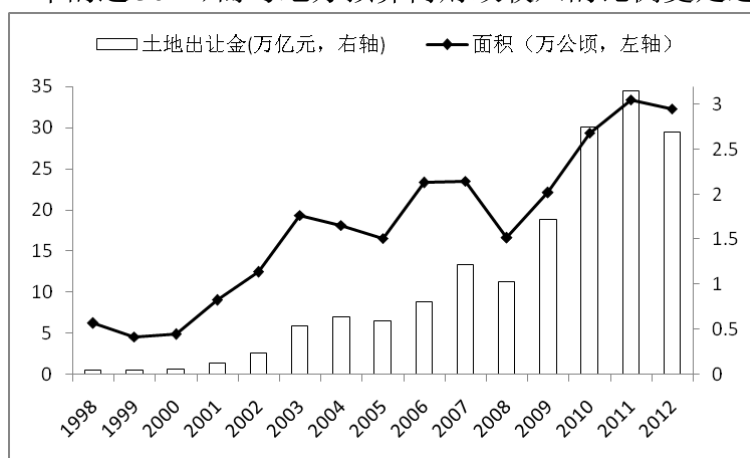


图1：1998-2012年全国土地出让面积和成交价款

数据来源：1999-2011年《中国国土资源年鉴》、2012年国土资源部年报。

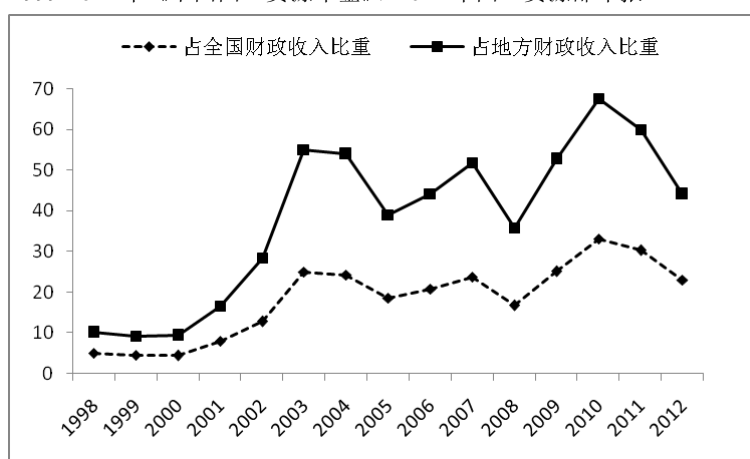


图2：1998-2012年全国土地出让金与全国财政收入和地方财政收入之比

数据来源：1999-2011年《中国国土资源年鉴》、2012年国土资源部年报、2012年中国统计年鉴、财政部网站。

(三) 土地资本化成为金融中介扩张的发动机

由于在中国，城市土地国家所有，农村土地集体所有（周其仁，2004），因此在国家征收、出让之前，农村集体土地虽然有多重用途，包括发挥“失业保险”的作用（陈沁和袁志刚，2012），但却无法畅通地流转和抵押，从而无法实现撬动资本的金融杠杆效应（钟甫宁和纪月清，2009；袁志刚和解栋栋，2010），而土地被征收和出让之后，就等于进入正式的抵押市场，无论是地方政府还是其他经济实体，无不利用土地这一优质资产向银行等金融机构融资，从而刺激金融中介的扩张。特别是考虑到我国金融市场“信用贷款”不畅，而主要以资产为保障

的“抵押贷款”为主的特征，因此土地作为抵押物，在撬动贷款上作用就更加突出。显然，这一金融杠杆效应对宏观经济有着非常重大、也非常敏感的影响。

具体而言，在我国目前的家庭联产承包责任制之下，农村土地没有征收之前，由于农户规模小、农业用地价值低，金融机构不愿意接受农民的土地作为贷款抵押物（钟甫宁和纪月清，2009）。从而这些不能自由流转的土地就不能充分发挥其商品属性和资本属性，而经过征收和出让之后，国有土地使用权的商品属性和资本属性就凸显出来。从而，农村集体土地转变为城市国有土地的征收和出让过程就构成了一个土地资本化的过程。就其中具体机制而言，一方面，为推动经济增长和弥补财政缺口，政府利用其公权力以非常低的价格从农民手中征收土地，然后再通过土地储备中心、城投公司及开发区管理委员会等融资主体，以土地资产作抵押品，从银行中获得贷款，进行基础设施建设等（蒋省三等，2007；杨帅和温铁军，2010）。另一方面，地方政府之外的其他经济主体一旦获得地方政府出让的土地使用权，其资产负债表就迅速改善，以此来撬动银行贷款，实现“坐地生财”。这些都是土地资本化促使金融中介扩张的具体机制。

图3和图4分别是我国30个省区1998年—2010年的人均金融机构贷款余额（对数）和贷款余额/GDP与人均土地出让金的散点图。从这两个图形中可以看出，省区金融中介扩张和金融深化与更多的土地供给和资本化有明显的正相关关系。不过，这里的内生性问题和反向因果可能较为严重：较为宽松的货币政策和信贷投放通常会导致经济增长和更高的土地出让金，即更高的土地出让金可能是结果，而不是原因，因此我们尚不能得到足够自信的结论。本文余下部分将通过严格的计量手段检验这一影响。

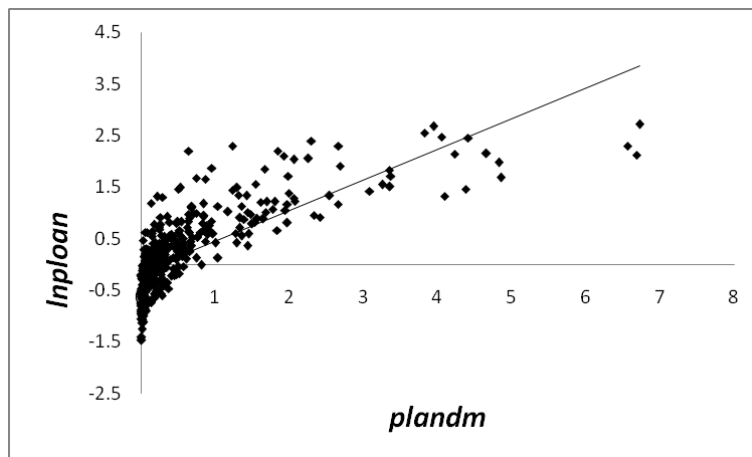


图3：人均金融机构贷款余额（对数）与人均土地出让金

数据来源：1999-2011年《中国国土资源年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》和各省历年统计年鉴。

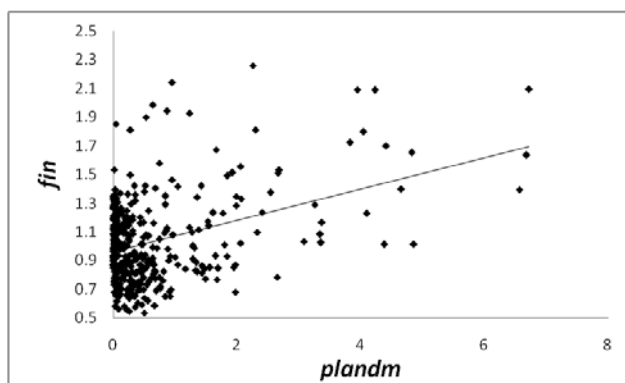


图 4：金融机构贷款余额/GDP 与人均土地出让金

数据来源：1999-2011 年《中国国土资源年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》和各省历年统计年鉴。

四、计量模型及内生性

本文主要研究在中国式城市土地供给的制度背景下，土地资本化对我国区域金融中介扩张和金融深化的影响。为此，我们将金融中介扩张和金融深化作为被解释变量，土地资本化的度量指标和其他控制变量作为解释变量。并且为了能用多种计量手段控制土地资本化的内生性问题，我们同时设立静态面板模型和动态面板模型，下面分别阐述。

（一）静态面板模型设定

$$f_{it} = \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 land_{it} + X'_{it} \beta + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示省区截面单元， $i = 1, 2, \dots, 30$ ； t 表示时间； f_{it} 为金融中介扩张的度量，本文我们主要以人均金融机构贷款余额（对数）来度量金融中介扩张，并附以反映金融深化的贷款余额/GDP 进行对比分析； $land_{it}$ 表示各省区的土地出让规模（ $landm$ 表示出让金、 $lands$ 表示出让面积）； y_{it} 表示各省区的人均实际 GDP（对数），用来度量各省区的人均收入水平，本文选取人均实际 GDP 作为重要解释变量，是因为经济增长是影响金融扩张的最重要因素之一，同时由于本文的回归方程是一个简化模型，放入这一变量也是为了控制可能存在的土地供给所带来的一般均衡效应，即土地供给增加促进经济增长，进而影响金融中介扩张。 X_{it} 是其它控制变量，包括市场化程度、外商直接投资、产业结构、城镇化水平、政府规模。 δ_t 表示不可观测的时间效应，反映上述控制变量之外，随时间变化的其他因素产生的影响，例如居民金融消费习惯、金融创新活动等。 η_i 表示不可观测的省区效应，反映了不同省份之间持续存在的差异，例如政治地位、地理环境等，导致不同省份出现不同的金融深化程度。 ε_{it} 是与时间和地区都无关的随机

误差项。

方程（1）是本文基本实证计量模型。如果不考虑内生性问题，直接对此方程进行普通最小二乘法回归，结果就会是有偏的，也是非一致的。具体而言，内生性问题可以从联立性、遗漏变量和测量误差等角度进行概述。

（1）联立性

联立性是指解释变量连带地由被解释变量所决定，也即反向因果关系，或者解释变量和被解释变量同时受其它变量的影响。这种情况引起的内生性问题在实证研究中最常见。具体表现在：

第一，更多的土地资本化和土地供给会促进经济增长。土地作为重要的生产资料，在生产函数中占据重要位置，并且土地资本化给地方政府提供了丰厚的土地财政和融资条件，使得地方政府可以更有效地促进经济增长。而经济增长也会导致对土地供给和土地资本化的更多需求，如果一个地区土地资本化之外的因素导致其经济发展速度更快，该地区也可能因为需要更高的生产和生活条件，从而就导致更多的土地供给和土地资本化。

第二，经济增长和金融中介扩张存在相互促进的关系。经济增长会创造对金融中介和服务的需求，这一需求将促进金融部门的发展。而金融部门的发展又能够促进经济增长，运转良好的金融部门有助于降低实体经济融资成本，进而影响到技术创新和长期经济增长。

第三，土地资本化之后，地方政府和企业就拥有了更多的优质土地资产，从而可以以此为资质向金融中介更多地融资，从而促进金融中介扩张。反之，金融中介扩张程度提高之后，地方政府和企业也就拥有更多的融资条件可以“购买”或征收更多的土地资产，促进土地资本化。因此，在本文的分析框架中，金融中介扩张、经济增长和土地资本化是三个相互联立的变量。

（2）遗漏变量

在上述回归方程中，虽然控制了一系列地区特征变量，但仍可能会遗漏一些不可观测的变量，如各省区的禀赋差异、金融消费习惯、金融创新等。遗漏变量的影响即便经过地区个体效应和时期效应的剔除，仍有部分被纳入了误差项中，如果该遗漏变量与其他解释变量相关，那么就会引起内生性问题。遗漏变量会导致估计结果存在偏误，且偏误方向和遗漏变量本身有关，如果遗漏了对因变量有正向影响的变量，就会导致估计结果高估，反之亦然。

（3）测量误差

土地出让规模（价款和面积等）显然是地区土地资本化程度的一个噪音很大的代理变量。例如，虽然农村集体土地要经过政府征收和出让才能完成正式的资本化和市场供给，但限定条件下的农村集体建设土地仍然可以进入市场（周其仁，

2004；蒋省三和刘守英，2004；钱忠好和牟燕，2012）*。并且，土地违法案件的不时曝光说明正规的土地供给市场之外还存在着或多或少的“灰色市场”（梁若冰，2009；张莉等，2011）。这些途径形成的土地供给显然对经济增长会产生影响，也可以至少在部分程度上形成借贷资本，从而影响金融中介扩张。

本文使用工具变量法进行估计，可以有效地解决上述因素导致的内生性问题。在静态面板模型中，我们主要从两个方面着手寻找合适的工具变量（IV）：第一，滞后期工具变量，这是许多文献所通常采用的；第二，合适的外部工具变量。考虑到土地管理部门是影响土地供给和资本化的重要因素，而土地管理部门只能通过土地供给和资本化才能影响金融中介扩张，而与金融中介扩张无直接的关联。因此，本文试图寻找一个反映土地管理部门规模的变量，即土地管理部门人员超编程度作为人均土地出让金的工具变量。此外，人力资本是经济增长的重要源泉，对经济增长起到了极其重要的作用。而相对于物质资本和劳动力规模，人力资本与金融扩张程度的关系又相对较弱。因此，参考有关文献（如李锴和齐绍洲，2011），本文也以人力资本作为人均 GDP 的工具变量。

（二）动态面板模型设定

金融中介的扩张显然具有一定的惯性，前一期的金融扩张会对后一期有一定影响。而引入动态模型滞后项则可以很好地控制这一滞后因素：

$$f_{it} = \gamma f_{it-1} + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 land_{it} + X_{it}'\beta + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Arellano and Bond (1991) 提出差分 GMM 估计 (Difference GMM estimator)，其原理是假设残差项的一阶差分 $\Delta\varepsilon_{it}$ 与解释变量的水平项（滞后 2 期及以上）都不相关，从而通过一阶差分以消除个体效应，再利用一阶差分方程中相应变量的滞后项作为工具变量解决内生性问题。动态差分模型存在以下好处：第一，在模型回归方程中遗漏变量大多和一省区的资源禀赋、金融习惯等有关，这些因素一般不随时间的变化而变化。因此，取差分后就能够消除掉或大大缓解这些不随时间变化的遗漏变量和个体非观测效应的干扰，从而能够至少部分解决遗漏变量问题。而对于时变且对各省区的影响都比较类似的因素，如金融政策的变迁和金融体系的创新，则可以通过加入时间虚拟变量或趋势变量等来控制。第二，差分能够消除反向因果关系。

不过，Blundell and Bond (1998) 发现，当 (2) 式中的 γ 趋近于 1，或者当

* 具体而言，《土地管理法》第 43 条规定：“任何单位和个人进行建设。。。必须依法申请试用国有土地。。。但是，兴办乡镇企业和村民建设住宅经依法批准试用本集体经济组织农村集体所有土地的，或者乡（镇）村公共设施和公益事业建设经依法批准试用农村集体所有的土地的除外”。

个体非观测效应的方差比残差项的方差，即 $\text{var}(\eta_i)$ 比 $\text{var}(\varepsilon_{it})$ 增加得更快时，一阶差分 GMM 的有限样本特性较差，需要对水平方程（2）施加额外的约束而采用系统 GMM 来进行有效的估计。额外的约束表明，用原序列的一阶差分滞后项作为水平方程的工具变量。系统 GMM 估计方法也有自己的好处：首先，对于存在非时变的遗漏变量问题，该估计将不再是有偏的。其次，在模型右边存在内生变量时，工具变量的使用会使得系数估计结果是一致的。最后，Bond *et al.*（2001）表明，即使存在测量误差，工具变量的使用也会得到一致性的估计。因此，本文也将使用动态面板中的差分 GMM 和系统 GMM 进行估计，该方法能够有效地解决测量误差、非时变的遗漏变量和解释变量的内生性问题。

五、指标和数据

根据上文的分析，土地征收和供给的决策主要掌握在省级政府手中，因此我们使用 1998 年-2010 年我国 30 个内地省份的面板数据进行分析。

（一）金融扩张

对于省域金融的扩张和深化，基于不同的研究目的，不同的文献使用了互不相同的指标。例如部分文献利用金融总资产与 GDP 的比值，或者金融机构人民币存款和贷款余额之和与 GDP 的比值来衡量金融发展的规模（孙永强和万玉琳，2011）。另外，也有部分文献使用银行存款规模（Boyreau-Debray，2003），或贷款规模与 GDP 的比值（林毅夫和孙希芳，2008）来衡量金融发展规模。考虑到我国的金融体系仍以银行主导的现实和数据的可得性，以及我们研究的土地资本化主要通过贷款来影响金融中介，因此我们以各省区人均金融机构贷款余额来度量省域金融中介的规模。同时考虑到“余额”作为一个存量数据，我们对其取“对数”以便将分析焦点集中于金融中介的扩张上。同时我们也以金融机构贷款余额与 GDP 的比重来度量省域金融的深化程度。相关数据来自《新中国六十年统计资料汇编》和各省历年统计年鉴。

（二）土地资本化及其工具变量

根据我国的土地管理制度，土地资源要实现资本化，发挥撬动银行贷款，推动金融中介扩张和金融深化的作用，需要经过国家的征收和出让方能实现。因此每年的土地征收和出让情况就能够反映省区新增的土地资源资本化情况。至于土地征收和土地出让之间的差别主要在于地方政府的“土地储备”。土地储备制度的广泛存在使得地方政府会根据市场变化选择土地出让的时机（王媛和贾生华，

2012), 从而干扰了土地征收与土地资本化之间等时关系, 但土地出让后产生的土地资本化效应仍然是显而易见的。因而我们主要以各省区的人均土地出让金 ($plandm$) 和人均土地出让面积 ($plands$) 来度量各省的土地资本化程度。相关数据来自历年《中国国土资源年鉴》。

在解决内生性问题上, 寻找合适的外部工具变量始终是一个难点。在本文研究设定下, 所需要的外部工具变量既要和土地资本化密切相关, 又要和金融扩张没有直接关系。据我们所知, 在国内研究土地供给和土地财政的文献当中, 尚没有关于土地供给的良好工具变量。在土地供给中, 地方土地管理部门的地位和作用不可忽视。1998 年之后我国土地管理部门开始实行双重领导体制, 2004 年之后则实行省以下的垂直领导体制, 但在干部管理上仍是双重领导, 尽管由地方管理为主改变为上级土地管理部门管理为主。土地管理部门的这一双重身份, 使得土地管理部门在处理日常事务时深受当地政府的影响。特别地, 如果土地管理部门职工超编制情况较严重, 则其对地方政府就会更加依赖, 因此, 土地管理部门的超编程度就成为影响土地供给的重要因素 (梁若冰, 2009)。而土地管理部门的超编程度只能通过土地供给和土地资本化方能影响金融中介的扩张, 而与金融中介扩张并无直接的关联。《中国国土资源年鉴》及其前身《中国土地年鉴》提供了各省部分年份的土地管理部门的总人数和编制人数, 因此我们用土地管理部门的人员超编程度 ($empout$) 作为土地资本化的工具变量。

不过, 《中国国土资源年鉴》和《中国土地年鉴》只提供了部分年份 (2004 年以前) 的该数据, 且数据口径前后不一。因此, 我们使用 1993 年-1995 年的该数据计算这三年的均值。僵化的体制沿革使得历史上的政府部门规模可以影响现在的政府部门规模, 因而我们使用历史上的政府部门规模就有一定的合理性。而同时这样的历史数据的外生性也会更好^{*}。不过, 由于历史上的超编程度是一个静态固定值, 不能直接用于固定效应回归。为了用于本文的跨时期模型当中, 我们参考 Acemoglu *et al.* (2005)、李锴和齐绍洲 (2011) 等文献的作法, 把 1993 年-1995 年的土地管理部门人员超编程度均值乘以时间虚拟变量, 总共得到 12 个新的变量, 即 $empout * D1999, \dots, empout * D2010$ 等, 用这 12 个变量组合作为各省区人均土地出让金的工具变量。

(三) 其它变量说明

除金融扩张和土地资本化的度量指标之外, 本文还选取了人均 GDP、市场化程度、外商直接投资、产业结构、城镇化水平、政府干预程度等变量。各变量的含义和选取说明如下:

^{*} 实际上, 我们使用 1997、1998 年的该数据, 得到的结果依然是稳健的。

(1) 人均GDP (*lnrpgdp*)。大量研究指出, 金融中介扩张和人均收入之间存在因果关系。因此, 本文我们以人均GDP (对数值) 作为重要的控制变量。并且, 我们以 2000 年为基期, 通过人均GDP 指数分别计算得到各省区 1998—2010 年的人均实际GDP。相关数据来自《新中国六十年统计资料汇编》, 以及历年《中国统计年鉴》*。

(2) 市场化程度 (*market*)。市场化程度显然是影响经济货币化和金融中介扩张的重要因素。相比于政治过程的计划配置, 依赖自由交易的市场协调显然会促发更多的金融中介 (易纲, 1995, 1996)。康继军等 (2012) 发现经济体制的市场化转型无论长短期都是拉动货币需求增加的因素。本文用樊纲等 (2011) 构造的市场化指数, 来度量一省区的市场化程度[†]。

(3) 外商直接投资 (*fdi*)。与很多文献一致, 本文利用实际利用外商直接投资与 GDP 的比例来控制外商直接投资对地区金融发展的影响。外商直接投资相关数据来自《新中国六十年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。

(4) 产业结构 (*gdpf*)。相对而言, 非农产业的工业、服务业等比农业对金融需求更多, 从而不同省区不同的产业结构有可能成为干扰土地资本化和金融扩张之间关系的重要经济背景。因此, 我们用第一产业在 GDP 中的比重来度量各地区的产业结构。相关数据来源同 GDP 数据。

(5) 城镇化水平 (*urban*)。中国目前城镇化水平快速提高, 城市规模不断, 新城市也不断出现, 从而刺激大量城市基础设施和住宅投资需求, 而这又会影响到金融中介的扩张和金融深化程度。这一指标以城镇人口占总人口之比来衡量, 数据来源于历年的《中国人口和就业统计年鉴》。

(6) 政府干预程度 (*gov*)。在中国, 主要的金融机构都是国有或国有控股的, 而几乎全部正式的城市土地供给都是地方政府操控的, 因此在影响金融中介扩张和土地资本化上, 地方政府均可以发挥一定的作用。我们用地方财政支出在地区 GDP 中的比重来度量地方政府的经济干预程度, 以排除政府干预对土地资本化和金融扩张之间的关系的的影响。相关财政数据来自历年《中国财政年鉴》。

(7) 人力资本 (*edu*)。人力资本是持续经济增长的重要源泉。但由于数据的可得性问题, 我们以人均受教育年限作为人力资本的代理变量, 并取自然对数。具体地, 根据中国实际情况, 对于小学、初中、高中、大专及其以上程度受教育年限, 我们分别赋值 6 年、9 年、12 年和 16 年, 因此就有:
 $edu = 6h_1 + 9h_2 + 12h_3 + 16h_4$, 其中 h_1 至 h_4 分别表示六岁以上人口中小学、初中、高

* 由于两次经济普查的原因, 当年统计年鉴提供的 GDP 相关数据在最新的年鉴当中得到了修正, 因此本文 2005 年之前的 GDP 相关数据来自《新中国六十年统计资料汇编》, 2005 年及以后数据来自最新的《中国统计年鉴》。

[†] 樊纲等 (2011) 计算的市场化指数数据仅更新到 2009, 我们用 2009 年的数据代替 2010 年。

中、大专及以上学历比例。相关数据根据历年《中国人口和就业统计年鉴》计算。

随时间变化的因素所发生的影响，例如金融政策变迁、金融创新等，这些不可观测的时变效应对各省区都有类似的影响，但作用大小略有差异。因此，本文采用相关研究中常用的方法（如李锴和齐绍洲，2011），加入时间趋势变量（*ltime*），用来控制金融政策、金融创新等对所有地区金融深化产生共同影响的因素。同时，考虑到2003年之后，我国实现了土地“招拍挂”的重要土地供给制度改革，因此为了控制此项改革对土地资本化和金融中介扩张之间关系的干扰，我们设置了一个时期虚拟变量（*year03*），该变量2003年及以后取1，其他取0。

各变量的数据说明和描述性统计见表1。在1998—2010年，东部省区的人均GDP水平（以2000年不变价格计算）平均为2.1万元/人，而中西部省区仅为0.88万元/人。如果观察13年平均人均金融机构贷款余额，东部省区也是中西部地区的2.8倍，而我们也发现同一时期东部省区的人均土地出让金也达到中西部地区的3.7倍。其他的变量也显示各地区存在一定的差异。研究一国之内各地区之间的金融中介扩张问题，剔除法律文化系统不同造成的干扰，可以将注意力集中到所关注的变量；而中国各地区发展水平、市场化程度等的明显不同，又使得研究标的数据有了足够的变异，保证了计量结论的可靠性。

表 1：变量的数据说明和描述性统计

变量名	数据说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ploan</i>	人均金融机构贷款余额（万元）	390	1.849	2.181	0.230	15.068
<i>findep</i>	金融机构贷款余额/GDP	390	1.029	0.295	0.532	2.260
<i>plandm</i>	人均土地出让金（千元）	390	0.631	1.036	0.001	6.722
<i>plands</i>	人均土地出让面积（公顷）	390	1.325	1.208	0.028	6.944
<i>rpgdp</i>	实际人均GDP（万元）	390	1.414	1.075	0.240	6.317
<i>market</i>	市场化指数	390	5.948	2.068	1.49	11.8
<i>fdi</i>	外商直接投资/GDP	390	0.031	0.027	0.001	0.152
<i>gdpg</i>	第一产业增加值/GDP	390	0.146	0.074	0.007	0.364
<i>urban</i>	城镇人口/总人口	390	0.442	0.154	0.208	0.891
<i>gov</i>	政府财政支出/GDP	390	0.160	0.068	0.057	0.550
<i>ltime</i>	时间虚拟变量	390	1.735	0.736	0.000	2.565
<i>year03</i>	2003年及以后为1，其他为0	390	0.615	0.487	0.000	1.000

六、回归结果分析

(一) 静态面板回归

表 2 是因变量为人均金融机构贷款余额（对数）的回归结果。为了克服各省之间可能存在的异方差，我们对所有估计参数的标准误进行了 White 异方差修正。面板设定 F 检验在 1% 的显著性水平上拒绝了模型无个体效应的原假设，说明使用混合最小二乘回归是不恰当的。稳健 Hausman 检验在 1% 的显著性水平上拒绝了随机效应估计有效的零假设，因此我们使用固定效应回归*。

表 2 第 (1) 列是没有任何控制变量的一元回归结果，结果显示我们所关注的人均土地出让金的系数高度显著。从定量来看，人均土地出让金的半弹性系数为 0.193，即人均土地出让金每增加一千元，人均贷款余额将扩张 19.3%。不过这一影响系数实际上可能包含了土地供给的一般均衡效应，即土地供给增加导致经济增长，进而影响金融扩张。为了得到人均土地出让金增加刺激金融扩张的直接效应，我们在表 2 第 (2) 列增加了人均 GDP（对数），用来控制经济增长对金融发展的影响，结果发现我们关注的人均土地出让金的系数虽然有所下降，但仍然十分显著，人均土地出让金每增加一千元，人均贷款余额将增加 8.79%。同时，人均 GDP 的弹性系数为 1.132，且高度显著，说明实际人均 GDP 每增加 1%，可以促进人均贷款余额增加 1.13%。

为了缓解由于遗漏变量而可能造成的内生性问题，我们在第 (3) 列进一步控制了可能影响金融扩张的一些控制变量，从第 (3) 列的回归结果来看，人均土地出让金和人均 GDP 系数依然在 1% 的显著性水平上显著为正，系数大小也与第 (2) 列差别不大，说明遗漏变量对本文结论的稳健性影响不大。另外城镇化水平的系数显著为正，符合预期。政府干预程度也显著为正，说明我国政府在经济中发挥了重要的作用，政府的干预是导致金融中介扩张的重要原因。外商直接投资的系数为正，但不显著。同时第一产业比重系数为负，符合预期，但显著性很差，这可能跟该指标度量产业结构比较粗糙有关。

表 2：静态面板回归

	被解释变量: $\ln ploan$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	FE	2SLS-LOG	2SLS-OUT
$plandm$	0.193*** (0.037)	0.0879*** (0.021)	0.0840*** (0.018)	0.167** (0.079)	0.173*** (0.030)
$\ln rpgdp$		1.132***	0.727***	0.656***	0.675***

*由于我们对估计参数的标准误做了 White 异方差修正，因此传统 Hausman 检验此时并不适用。我们参考 Wooldridge (2002) 的做法构造了稳健 Hausman 检验。

		(0.077)	(0.104)	(0.162)	(0.081)
<i>market</i>			0.0301	-0.0508	-0.0149
			(0.027)	(0.045)	(0.020)
<i>fdi</i>			0.172	0.788	1.111
			(1.277)	(1.259)	(0.803)
<i>gdpf</i>			-0.545	-1.794**	-1.025 [#]
			(1.024)	(0.875)	(0.662)
<i>urban</i>			2.522***	2.955***	2.400***
			(0.744)	(0.494)	(0.404)
<i>gov</i>			1.656***	1.317***	1.530***
			(0.493)	(0.296)	(0.281)
<i>lntime</i>	0.387***	-0.0138	-0.0893***	-0.0255	-0.0630**
	(0.028)	(0.032)	(0.032)	(0.129)	(0.031)
<i>year03</i>	0.183***	0.0105	0.0269	0.0557*	0.0519**
	(0.015)	(0.012)	(0.025)	(0.030)	(0.023)
观测值	390	390	390	330	390
R2	0.835	0.936	0.950	0.943	0.941
面板设定F检验	54.70	35.70	12.78		
	[0.000]	[0.000]	[0.000]		
稳健Hausman检验	115.0	1.505	3.944		
	0.000	[0.213]	[0.000]		
D-W-H内生性检验	115.0			7.765	27.58
	0.000			[0.021]	[0.000]
Hansen检验					11.733
					[0.384]

注：①()内数值为回归系数的异方差稳健标准误，[]内数值为相应检验统计量的 p 值。
 ②#、*、**和***分别表示15%、10%、5%和1%的显著性水平。③FE表示固定效应回归。面板设定 F 检验的零假设是个体效应不显著，若拒绝零假设则说明应使用面板回归方法而非混合最小二乘法。稳健Hausman检验的零假设是随机效应回归是有效的，若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效，应使用固定效应回归。④2SLS表示工具变量两阶段最小二乘回归。Durbin-Wu-Hausman (D-W-H)内生性检验的零假设是解释变量是外生的，若拒绝零假设则说明解释变量存在内生性。⑤Hansen检验的零假设是工具变量过度识别是可行的，若接受零假设则说明工具变量使用合理。

由于变量之间的内生性，上述估计可能是有偏的和不一致的。表 2 第 (4) 列采用滞后期工具变量策略，以内生变量（人均土地出让金和人均 GDP）的滞后 2 期作为该变量当期值的工具变量。在时间序列模型和面板模型中，这都是一种常见的工具变量选取方法。一般而言，内生变量的滞后期与当期值都有较强的相关性，而当期的金融扩张对前两期的内生变量又没有影响。我们通过 Durbin-Wu-Hausman 检验对工具变量设置的合理性进行检验，检验结果在 5% 的显著性水平上拒绝了解释变量没有内生性的零假设，这表明我们采用滞后期工具变量处理内生性问题的做法具有一定的合理性。

不过，利用内生变量的滞后值作为工具变量仍然是非常粗糙的，因此我们还通过外部工具变量来克服此问题。根据上文的分析，我们用各省区土地管理部门的人员超编程度作为土地资本化的工具变量。从表 2 第 (5) 列的回归结果上看，

使用外部工具变量,不仅通过了 D-W-H 内生性检验,还通过了过度识别的 Hansen 检验,说明我们使用的外部工具变量是有效的。估计结果表明,省区人均土地出让金与金融中介扩张程度的估计系数显著为正,且矫正了固定效应回归时对该系数的低估。用人均受教育年限作为人均 GDP 的工具变量来解决经济增长与金融中介扩张之间的内生性的问题后,经济增长仍然对金融中介扩张有显著正向影响,不过系数大小有所下降。

(二) 动态面板回归

在表 3 第 (1) - (4) 列,我们估计了动态面板模型。滞后项系数体现了上期贷款余额对本期贷款余额的影响。如前所述,本文应用 Arellano and Bond (1991)、Blundell and Bond (1998) 提供的差分 GMM 和系统 GMM 估计量进行了估计。利用内生变量的一阶差分项或水平项的滞后项作为内生变量的工具变量。并且,为了充分利用外部工具变量的信息,在动态面板模型回归中,我们同时使用了滞后项的内部工具变量和上文使用过的土地管理部门人员超编程度以及人力资本的外部工具变量。这种内部工具变量和外部工具变量相组合的方式使得它们的各自优势都能得到发挥。

一般而言,动态面板估计应该进行工具变量过度识别检验 (Hansen 检验) 以及残差项序列相关性检验 (Arellano-Bond AR (1) 和 AR (2) 检验),其中 Hansen 检验的零假设为工具变量过度识别是可行的,若接受零假设则表明工具变量使用是合理的,Arellano-Bond AR (1) 和 AR (2) 检验的零假设分别是模型残差项的一阶差分不存在一阶和二阶自相关。在我们的回归中,Hansen 检验结果不能拒绝工具变量过度识别的原假设,即工具变量的选择是有效的。而残差序列相关性检验表明,差分后的残差只存在一阶序列相关性,而没有二阶序列相关性,由此可以推断原模型的误差项没有序列相关性。

根据表 3 第 (1) - (4) 的回归结果,上一期的人均贷款余额和当期人均贷款余额正相关。这说明金融中介扩张具有一定的滞后影响,是一个逐渐积累的连续过程。而本文所主要关心的人均土地出让金变量在动态模型里与金融中介扩张仍显著正相关,这说明土地资本化促进了中国金融中介的扩张。人均 GDP 也仍然与金融中介扩张呈显著正相关关系。

表 3: 动态面板回归

	被解释变量: $lnploan$			
	(1) Diff-GMM	(2) Diff-GMM	(3) Sys-GMM	(4) Sys-GMM
$L.lnploan$	0.467*** (0.135)	0.448*** (0.142)	0.895*** (0.062)	0.659*** (0.124)
$plandm$	0.0268*	0.0397**	0.0166	0.0249#

	(0.015)	(0.020)	(0.015)	(0.017)
<i>lnrpgdp</i>	0.781***	0.493**	0.108*	0.376***
	(0.163)	(0.216)	(0.063)	(0.108)
<i>market</i>		0.0130		0.0180
		(0.020)		(0.013)
<i>fdi</i>		0.761		-0.552
		(1.087)		(0.683)
<i>gdpg</i>		-0.451		-0.439**
		(0.771)		(0.216)
<i>urban</i>		1.111*		0.00943
		(0.657)		(0.210)
<i>gov</i>		1.781***		1.339***
		(0.385)		(0.407)
<i>lntime</i>	-0.0669**	-0.120***	0.0639***	-0.0892**
	(0.032)	(0.047)	(0.015)	(0.038)
<i>year03</i>	0.00387	0.0533***	-0.00809	0.0397#
	(0.013)	(0.020)	(0.012)	(0.025)
观测值	330	330	360	360
Arellano-Bond AR(1)检验	-1.991	-2.059	-2.678	-2.356
	[0.047]	[0.040]	[0.007]	[0.019]
Arellano-Bond AR(2)检验	-1.025	-1.048	-1.030	-1.075
	[0.305]	[0.295]	[0.303]	[0.283]
Hansen 检验	29.734	28.936	29.733	28.649
	[0.0975]	[0.116]	[0.234]	[0.279]

注：①Arellano-Bond AR(1)和AR(2)检验的零假设分别是模型残差项的一阶差分不存在一阶和二阶自相关。②为了控制工具变量的个数，我们不对每个时期的每个变量及其滞后项取工具变量，而是选取部分滞后期作为工具变量，具体而言，选取滞后1到4期，并且将工具变量矩阵压缩。这样我们使用的工具变量维持在30个以内，低于省份组数，满足工具变量个数要求的经验法则。

（三）稳健性和进一步分析

（1）特殊省区的干扰。金融中介发展程度的省际差异很大，这些差异虽然有助于提高回归参数估计的可靠性，但是并不全是合理的。金融资源在政策引导下向北京、上海、天津等三个直辖市集中，从而造成金融发展规模相对过高。因此，我们从样本中剔除北京、上海、天津三个直辖市进行回归，这与Boyreau-Debray（2003）和王晋斌（2007）的做法相同，回归结果见表4的第（1）和（2）列。回归结果显示人均土地出让金仍然可以促进省区金融中介的扩张，而人均GDP也仍与人均信贷余额呈显著正向关系。各检验统计量显示该回归性质良好。这说明我们的回归结果对剔除特殊省区的干扰后仍是稳健的。

表4：稳健性和进一步分析

被解释变量： <i>lnploan</i>		被解释变量： <i>fin</i>	
(1)	(2)	(3)	(4)
Nooutlier- diffgmm	Nooutlier- sysGMM	Fin- diffgmm	Fin- sysGMM

<i>L.lnploan</i>	0.429*** (0.122)	0.574*** (0.115)		
<i>L.fin</i>			0.351*** (0.114)	0.603*** (0.101)
<i>plandm</i>	0.0485** (0.022)	0.0394** (0.020)	0.0673*** (0.025)	0.0420** (0.018)
<i>lnrpgdp</i>	0.441*** (0.162)	0.434*** (0.097)	-0.507*** (0.094)	-0.188** (0.094)
<i>market</i>	0.00738 (0.018)	0.0239# (0.017)	0.0422* (0.024)	0.0356** (0.014)
<i>fdi</i>	1.235 (1.261)	-0.504 (1.131)	0.333 (1.225)	-0.637 (0.885)
<i>gdpf</i>	-0.676 (1.252)	-0.472* (0.270)	-0.934 (0.916)	-0.579** (0.289)
<i>urban</i>	1.912*** (0.734)	-0.00344 (0.269)	1.636* (0.922)	0.703** (0.287)
<i>gov</i>	1.957*** (0.482)	1.540*** (0.340)	2.334*** (0.566)	1.331*** (0.412)
<i>Intime</i>	-0.151*** (0.057)	-0.104*** (0.035)	-0.127** (0.055)	-0.131*** (0.036)
<i>year03</i>	0.0663*** (0.018)	0.0536** (0.021)	0.0383 (0.028)	-0.00176 (0.026)
观测值	297	324	330	360
Arellano-Bond AR(1)检验	-1.905 [0.057]	-2.030 [0.042]	-2.549 [0.011]	-3.014 [0.003]
Arellano-Bond AR(2)检验	-1.099 [0.272]	-1.069 [0.285]	-1.644 [0.100]	-1.689 [0.091]
Hansen检验	25.467 [0.227]	25.352 [0.443]	28.939 [0.115]	29.315 [0.251]

(2) 金融深化。我们用金融机构贷款余额与 GDP 的比重来作为反映省区金融深化程度的指标，这是现有文献中反映金融深化程度的更常见指标。表 4 (3) - (4) 列显示，人均土地出让金与金融深化显著正相关。土地资本化不仅能够促进金融中介绝对规模上的扩张，还能促进其相对于经济规模的深化。不过此时人均 GDP 的提高却不能提高金融深化程度，反而抑制了金融深化。其他控制变量的系数方向和以人均信贷余额为被解释变量时基本一致。

(3) 土地出让面积。我们用人均土地出让面积来作为另一个反映省区土地资本化的度量指标，以检验剔除了土地价格的影响之后的土地供给规模是否仍有显著的金融中介扩张效应。相应的回归结果见表 5 第 (1) - (2) 列，我们发现此时人均土地出让面积的增加仍可以显著刺激省区金融扩张。

(4) 土地征用面积。根据上文的分析，土地征收面积也是一种衡量土地资本化程度的度量指标，然而由于土地储备制度的存在，土地征用和土地资本化之间的等时关系存在不确定性，因而影响到了用该指标来衡量土地资本化的有效

性。并且，“土地征收”是一个 2004 年《宪法》修正之后才出现的新词汇和指标，之前使用的词是“土地征用”。两者区别在于“征收”是土地所有权的改变，土地所有权由农民集体所有转变为国家所有；而“征用”则只是使用权的改变，土地所有权仍然属于农民集体，征用条件结束需将土地交还给农民集体。因此本文使用历年《中国城市建设年鉴》提供的土地征用面积来作为另一个土地资本化的衡量指标^{*}。表 5 第 (3) - (4) 列的回归结果显示，正如上文的预期，由于土地储备制度的存在，土地征用面积对金融扩张效应尽管仍为正向，但显著性较差。

表 5：稳健性和进一步分析（续）

	被解释变量: <i>lnploan</i>			
	(1) plands- diffgmm	(2) plands- sysgmm	(3) plandzy- diffgmm	(4) plandzy- sysgmm
<i>L.lnploan</i>	0.494*** (0.107)	0.748*** (0.066)	0.663*** (0.079)	0.707*** (0.081)
<i>plands</i>	0.0766*** (0.022)	0.0236* (0.014)		
<i>plandzy</i>			0.0231* (0.013)	0.0107 (0.010)
<i>lnrpgdp</i>	0.485*** (0.172)	0.266*** (0.059)	0.317** (0.152)	0.376*** (0.101)
<i>market</i>	0.0178 (0.016)	0.0203* (0.011)	0.0403** (0.018)	0.0208 (0.015)
<i>fdi</i>	-0.253 (1.578)	-0.669 (0.651)	0.106 (0.949)	-0.638 (0.756)
<i>gdpf</i>	1.159# (0.793)	-0.310* (0.171)	-0.195 (0.834)	-0.303 (0.218)
<i>urban</i>	0.988* (0.597)	0.0163 (0.219)	0.754 (0.875)	-0.0861 (0.243)
<i>gov</i>	2.235*** (0.666)	1.095*** (0.260)	2.157*** (0.642)	1.314*** (0.368)
<i>lntime</i>	-0.116*** (0.040)	-0.0559** (0.022)	-0.192*** (0.058)	-0.102** (0.045)
<i>year03</i>	0.0209 (0.019)	0.0101 (0.017)	0.0769** (0.030)	0.0414* (0.023)
观测值	330	360	330	360
Arellano-Bond AR(1)检验	-2.249 [0.025]	-2.480 [0.013]	-2.024 [0.043]	-2.553 [0.011]
Arellano-Bond AR(2)检验	-1.343 [0.1799]	-1.054 [0.292]	-0.999 [0.318]	-1.056 [0.291]
Hansen检验	26.607 [0.184]	28.129 [0.302]	28.669 [0.122]	29.082 [0.261]

*2005 年之后的土地征收和土地征用相关系数高达 0.98。

七、结语

本文利用 1998-2010 年中国 30 个省区的面板数据集，考察了土地资本化转变与中国金融中介扩张和金融深化之间的关系。我们同时使用了静态面板模型和动态面板模型，并利用多种工具变量策略来解决土地资本化在影响地区金融扩张中的内生性问题，这些工具变量既包括滞后期工具变量，也有外部工具变量，同时在动态模型设定时，我们还同时使用了内部工具变量和外部工具变量的组合。通过这些工具变量策略，我们有效解决了相关内生性问题，从而得到了可靠的结论：第一，对于反映金融中介绝对规模的人均金融机构信贷余额，多种计量技术的结果都显示，土地资本化促进了中国地区金融中介的扩张。第二，对于反映金融深化程度的金融机构贷款余额与 GDP 之比，土地资本化也促进了金融深化。第三、经济增长显著促进了金融中介的扩张，但对金融深化却有微弱的负向影响。第四，静态面板模型和动态面板模型也显示城镇化水平、产业结构、政府干预程度等对省区金融中介扩张和金融深化有显著的影响。

目前我国快速的城镇化进程仍在持续，经济也仍保持较高增速，因此可以预期我国的金融中介仍然会保持快速扩张的势头。并且由于地理区域等资源禀赋因素的影响等，土地资本化的地区不平衡依然会存在，甚至有进一步扩大的可能性，因此区域金融发展的不平衡很可能是一个将长期存在的现象。在此背景下，部分土地资本化过度的地区，有可能会出现区域性的金融中介扩张过度、金融市场失序的问题。因此防范以地方融资平台为主要载体的地方隐形债务风险和区域性金融风险，刻不容缓。

本文从土地资本化的角度，对我国过去十余年金融中介的快速扩张给出了一个值得信服的解释。不过此方面仍有大量的问题有待研究。例如土地资源的资本化对我国区域金融结构的影响。一直以来我国金融结构都是以银行间接融资为主，但最近几年直接融资有所提升。分析土地资本化对我国金融结构乃至金融创新的影响，也可以作为进一步的研究主题。

参考文献

陈抗、Arye L. Hillman、顾清杨，2012：《财政集权与地方政府行为变化—从援助之手到攫取之手》，《经济学》（季刊）第 2 卷第 1 期。

陈沁、袁志刚，2012：《土地替代教育：城市化进程中农业家庭的教育选择》，《经济学》（季刊）第 12 卷第 1 期。

崔光庆、王景武，2006：《中国区域金融差异与政府行为：理论与经验解释》，《金融研究》第 6 期。

邓向荣、杨彩丽，2011：《极化理论视角下我国金融发展的区域比较》，《金融研究》第 3 期。

樊纲、王小鲁、朱恒鹏，2011：《中国市场化指数：各地区市场化相对进程 2011 年报告》，经济科学出版社。

蒋省三、刘守英，2004：《土地资本化与农村工业化》，《经济学》（季刊）第 4 卷第 1 期。

蒋省三、刘守英、李青，2007：《土地制度改革与国民经济成长》，《管理世界》第 9 期。

- 康继军、傅蕴英、张宗益, 2012: 《中国经济转型与货币需求》, 《经济学》(季刊)第11卷第2期。
- 宫汝凯, 2012: 《分税制改革与中国城镇房价水平: 基于省级面板的经验证据》, 《金融研究》第8期。
- 李锴、齐绍洲, 2011: 《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放》, 《经济研究》第11期。
- 李敬、冉光和、万广华, 2007: 《中国区域金融发展差异的解释: 基于劳动分工理论与 Sharpley 值分解方法》, 《经济研究》第5期。
- 梁若冰, 2009: 《财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法》, 《经济学》(季刊)第9卷第1期。
- 林毅夫、孙希芳, 2008: 《银行业结构与经济增长》, 《经济研究》第9期。
- 钱忠好、牟燕, 2012: 《中国土地市场化水平: 测度及分析》, 《管理世界》第7期。
- 孙国峰, 2001: 《信用货币制度下的货币创造与银行运行》, 《经济研究》第2期。
- 孙永强、万玉琳, 2011: 《金融发展、对外开放与城乡居民收入差距》, 《金融研究》第1期。
- 王晋斌, 2007: 《金融控制政策下的金融发展与经济增长》, 《经济研究》第10期。
- 王贤彬、徐现祥, 2008: 《地方官员来源、去向、任期与经济增长》, 《管理世界》第3期。
- 王媛、贾生华, 2012: 《不确定性、实物期权与政府土地供应决策》, 《世界经济》第3期。
- 杨帅、温铁军, 2010: 《经济波动、财税体制变迁与土地资源资本化》, 《管理世界》第4期。
- 易纲, 1995: 《中国的货币供求与通货膨胀》, 《经济研究》第5期。
- 易纲, 1996: 《中国的货币、银行和金融市场:1984-1993》, 上海人民出版社。
- 袁志刚、解栋栋, 2010: 《土地资本化在中国经济发展中的作用与转型》, 《中国社会科学辑刊》秋季卷。
- 张成思、朱越腾、芦哲, 2013: 《对外开放对金融发展的抑制效应之谜》, 《金融研究》第6期。
- 张军, 2007: 《分权与增长: 中国的故事》, 《经济学》(季刊)第7卷第1期。
- 张军、高远、傅勇、张弘, 2007: 《中国为什么拥有了良好的基础设施》, 《经济研究》第3期。
- 张军、周黎安, 2008: 《为增长而竞争: 中国增长的政治经济学》, 上海人民出版社。
- 张莉、徐现祥、王贤彬, 2011: 《地方官员合谋与土地违法》, 《世界经济》第3期。
- 张文, 2008年: 《经济货币化进程与内生性货币供给: 关于中国高 M2/GDP 比率的货币分析》, 《金融研究》第2期。
- 郑志刚、邓贺斐, 2010: 《法律环境差异和区域金融发展——基于我国省级面板数据的考察》, 《管理世界》第6期。
- 钟甫宁、纪月清, 2009: 《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》, 《经济研究》第12期。
- 周黎安, 2004: 《晋升博弈中政府官员的激励与合作》, 《经济研究》第6期。
- 周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期。
- 周其仁, 2004: 《农地产权与征地制度》, 《经济学》(季刊)第4卷第1期。
- 周其仁, 2012: 《货币的教训》, 北京大学出版社。
- 左翔、殷醒民, 2013: 《土地一级市场垄断与地方公共品供给》, 《经济学》(季刊)第12卷第2期。
- Acemoglu, D., Johnson S. and Robinson, J. A., "The Rise of Europe: Atlantic Trade, Institutional Change and Economic Growth", *American Economic Review*, 2005, 95(3), 546—579.
- Arellano, M., and Bond, S., "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58, 277-297.
- Blundell, R. and Bond, S., "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87, 115-143.
- Bond, S., "Dynamic Panel Data Models : A Guide to Micro Data Methods and Practice", 2002, CEMMAP Working Paper CWP09P02 ,Department of Economics , Institute for Fiscal Studies ,London.
- Boyreau-Debray, G., "Financial Intermediation and Growth-Chinese Style", 2003, World Bank Policy

Research Working Paper, No. 3027.

Goldsmith, R. W., *Financial Structure and Development*, 1969, New Haven, CT: Yale University Press.

King, R. G., Levine, R., “Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence”, *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32, 513-542.

La Porta, R. Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer A., Vishny, R. W., “Law and Finance”, *Journal of Political Economy*, 1998, 106, 1113-1155.

Levine, R., Zervos, S., “Stock Markets, Banks and Economic Growth”, *American Economic Review*, 1998, 88, 537-558.

Levine, R., “Law, Finance and Economic Growth”, *Journal of Financial Intermediation*, 1999, 8, 8-35.

Lucas, R., “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 2, 3-42.

Qian, Y., and Weingast, B., “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11, 83-92.

Qian, Y., and Xu, C., “Why China’s Economic Reforms Differ: The M-Form Hierarchy and Entr/Expansion of the Non-State Sector”, *The Economics of Transition*, 1993, 1(2), 135 -170.

Roodman, D., “How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata”, 2006, Center for Global Development Working Paper, No. 103.

Schumpeter, J. A., *A Theory of Economic Development*, Cambridge, 1911, MA: Harvard University Press.

Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, 2002, MA: MIT Press.

Land Capitalization and Regional Financial Expansion in China

Abstract: In the past ten years, the expansion of the financial intermediation in China is very remarkable. In this paper, we interpret this phenomenon from the angle of land capitalization, using the panel data for 30 provinces of China covering the years from 1998 to 2010. Based on the different model settings—static and dynamic panel model, we implement different instrumental variable strategies—lagged instrumental variables, external instrumental variables and a combination set of internal and external instrumental variables in the dynamic panel model—to control the endogeneity of the related variables. The empirical results show that the land capitalization promotes significantly the expansion of financial intermediation of the provinces in China, after controlling the influence of the per capita income and other inter-provincial economic disparities. The Chinese-style pattern of the land supply not only has the land finance effect, but also a macro-financial effect of capital.

Key Words: Land Capitalization; Financial Expansion; Economic Growth; IV Method

JEL Classification: E51, Q15, R52