

大中城市周边农地 非农化进程驱动机制分析

——基于中国 130个城市面板数据的检验

周京奎 王岳龙*

摘要: 本文收集 1999 - 2006年全国 130个大中城市的面板数据,对我国农地非农化进程的驱动机制进行了实证研究,发现就全国范围而言,非农人口的增加、产业集聚的形成、政府自身利益的推动、房地产投资的上升是导致大中城市农地非农化过程的主要原因。对大城市来说,由于需求关联循环累积因果关系的影响,产业集聚和房地产投资是农地非农化进程的主要驱动力。对中等城市而言,城市非农人口的增加才是农地非农化过程的最主要因素。因此,政府应根据不同规模城市的差别制定相应的城乡土地发展政策。

关键词: 农地非农化 非农人口 产业集聚 房地产投资

一、问题的提出

农地非农化是一个全球性现象,全世界的建设用地大约以每年 1.2%的速度增加,据联合国粮农组织预测,到 2010年发展中国家(不包括中国)的工业化和城市化将导致 3.500×10^7 亩的土地转为非农土地。改革开放以来是中国城市化、工业化水平提高最快的时期,也是农地非农化速度提高最快的时期,1978 - 2003 年共有 470.15 万公顷的农地转化为建设用地,年均 29.38 万公顷。

虽然目前我国为保障粮食安全正在执行世界上最严格的耕地保护政策,即实行耕地总量动态平衡、土地用途管制、建设用地的年度供应计划,以限制农地过度非农化。但是近年来,随着我国经济持续快速发展,城市化水平不断提高,具体表现为大量农村剩余劳动力涌入城市寻求就业机会,导致城市非农人口比重大幅提高。快速城市化必然伴随着对土地的大量需求,并使城市以空前的速度向广大的乡村地区蔓延,特别是近年来我国各地掀起的“房地产热”,更加大了对城市建设用地的需求。由于城市建设空间基本已经饱和,势必要向城市周边的郊区甚至农村扩展,这就要求地方政府首先向广大农民征地,通过农地非农化的过程并以土地招拍挂的形式转让给房地产开发商,政府在土地出让中获得了巨大的经济利益,在很大程度上也加速了农地非农化的进程。同时现代经济高度专业化分工的一个必然结果就是产业集聚的出现,集聚经济带来的规模报酬递增效应成为现代城市经济发展的一个重要推动力量。为了更好的发挥集聚优势,节约生产要素的运输成本,往往需要把相关产业链的上下游配套产业系统引进,自然也加大了对城市生产用地的需求。

总之,随着现代经济的高速发展,原有城市规模越来越满足不了生产和生活的需要,这个问题在北京、上海等大城市特别突出,一个主要的解决办法就是向郊区和农村扩张,通过农地非农化的途径来实现。正如前

* 周京奎,南开大学经济研究所,邮政编码:300071,电子信箱: zjk2004@nankai.edu.cn;王岳龙,南开大学经济研究所,邮政编码:300071。

本文是天津市社科规划重点项目“天津滨海新区城乡建设用地市场一体化——动力机制与政策选择”(TJYY07-2089)的阶段性研究成果,同时入选了在浙江大学举行的 2009 年第九届中国经济学会年会。感谢匿名审稿人富有建设性的评论,当然文责自负。

文分析的那样,城市化进程加速、房地产投资过热、政府政策支持、产业集聚的形成是大中城市农地非农化的重要驱动力,但是它们之间各自以怎样的方式和程度来影响农地非农化进程,这些都是值得研究的问题。

二、国内外相关文献评述

处于工业化和城市化进程中的发展中国家正面临着大规模的农地流转问题(Healey and Barrett, 1990; Healey, 1991; Heilig, 1994; Ingram, 1998; Guy and Henneberry, 2002),城市化直接或间接影响着土地利用。城市蔓延是城市化过程中土地利用的典型形式,并使城市创造出更多的农地需求,这些土地将用于工业发展、交通设施、住宅开放等用途(Heilig, 1994, 1997; Smil, 1999),大城市有很高的人口密度、经济集聚度和外来人口,它们推动了土地价值上升。在城市土地租金明显高于农村土地租金的情况下,吸引了大量农地转为城市土地(Barlowe, 1986; Mills and Hamilton, 1989; Harvey and Jowsey, 2004; Zhou and Ma, 2000; Ding, 2004; Ho and Lin, 2004)。显然,城市化和非农土地利用之间存在紧密的关系(Lin, et al, 2005)。政府业绩评价标准、土地管理模式和地方财政体制是导致农地过度流转的主要动因:工业发展被看作经济增长的主要内容,而经济增长又被当作评价政府管理能力的标准,进而激励地方政府扩大征地规模;在现有的土地管理体制下,对被征土地的补偿仅依据农地的产出来确定,农民的失地补偿费很低,从而助长了低价征地的情况发生;土地出让金是地方财政收入的主要来源,大约占地方财政收入的25%~50%,导致地方政府有强大的动力去扩大征地规模(Lichtenberg, 2005)。Seto和Kaufmann(2003)利用面板数据模型对中国珠江三角洲城市化的驱动因素进行了研究,其结果表明:珠江三角洲大规模的城市化是国际资本流动造成的,外商投资导致了农地的快速非农化。同时,人均资本投资、农业生产率与工业生产率比例偏低以及农业工资和收入低下也对这种转化产生了积极影响。

国内学者中,曲福田等(2005)从影响土地资源部门配置的社会经济因素出发,构建了一个农地非农化经济驱动机制的理论分析框架,并应用1995-2001年省级面板数据模型进行实证分析。分析结果表明,人口增长、固定资产投资是农地非农化的主要推动因素;土地利用的比较效益和耕地资源禀赋是农地非农化的基础因素;地方政府的收益以及地方政府的管制应对行为与农地非农化呈正相关关系,而土地的市场化配置程度与农地非农化的面积呈负相关关系。张良悦等(2008)采用中国264个地级市面板数据模型对城市化进程中农地非农化的需求因素进行了分析。在控制城市人口规模变量的基础上,发现各地房地产开发、以经济发展和公共产品提供为内容的城市竞争形成了农地非农化的压力;高校园区扩张、开发区热和土地出让收入是城市化土地需求的重要因素,而且在一定时期内具有递增作用,表明了我国城市化进程中农地非农化具有明显的政府驱动。杨志荣和吴次芳(2008)比较了制度收益与发展收益对长江三角洲地区农地非农化进程的影响,通过把非农土地面积纳入柯布-道格拉斯生产函数,回归结果表明:经济发达地区农地非农化进程表现为制度驱动型,制度收益是驱动地方政府过度推进农地非农化进程的主要因素。

综上所述,国内外学者在研究农地非农化的影响因素时,大多采用多城市的面板数据模型,但是在解释变量的选取上却有很大不同,除了城市人口是共同的解释变量以外,在其他变量的选择上却很少达成共识。有的强调政府的推动作用而加入了土地出让金和财政缺口等变量(张良悦等, 2008),还有的更多强调土地市场机制的作用而采用了耕地资源禀赋、土地市场化程度等指标(曲福田等, 2005)。这些研究存在的一个共同缺点是忽略了农地非农化的经济因素。事实上,农地非农化进程在很大程度上是由于经济的高速发展,大量的农民工到城市中寻求就业机会,刺激了对新增住房的需求。同时大规模产业集聚的形成,相关配套产业链上企业的引进,进一步加大了对厂房的需求,这些都迫使城市向周边地区的郊区和农村扩张,通过农地非农化进程满足经济迅速发展对生产和生活的建设用地需要。因此本文中加入了更多的经济变量进行回归,如产业集聚、房地产开发投资等,同时上述研究很少从理论上深入分析大中城市在农地非农化进程中驱动因素的差异。本文将借助空间经济学中的“需求关联循环累积因果关系”,深入地分析产业集聚的不同程度对农地非农化进程的影响,同时对大城市和中等城市在农地非农化过程中的主要驱动力进行有效地区分。此外,本文还考虑以往研究中忽略的城市非农人口变量的内生性问题,利用工资总额作为工具变量进行两阶段最小二乘回归,从而保证结果的稳健性。

本文其余部分结构安排如下:第三部分通过对我国农地非农化进程中的一些特征事实进行归纳,并结合相关理论,在此基础上提出本文待检验的命题。第四部分对本文计量过程中用到的一些变量和数据进行详细说明。第五部分是实证结果及其解释,对各个变量的经济学含义进行了解释,特别是对大中城市中,产业集聚度和房地产投资对农地非农化进程中的不同影响方式进行了比较,在这里借用了空间经济学中的需求关联循环累积因果关系,对大城市产业集聚度临界点的存在和农地非农化进程加速这两个问题进行了理论上的解释。第六部分是稳健性结果的讨论,通过引入工资总额作为工具变量,对非农人口的内生性问题进行了一定程度的克服。最后是结论和政策建议。

三、大中城市周边农地非农化影响因素分析

(一)城市人口

首先,城市人口是城市扩展的最初动力,主要体现在总量和结构两个方面。人口总量对建设用地的影响表现在两个方面,一是居住和就业用地,具有刚性需求;二是粮食和其他农产品用地。研究表明:土地面积变化与人口增长之间有明显的正相关关系,一般来说,城镇化水平越高,城镇人口越多,对土地用途转换的影响也越大,人口增长直接或间接地影响土地利用结构的调整与转换。美国学者 Bogue (1956)对美国 1929 - 1954年城市人口增长的数量与农地非农化作了相关研究,在这一期间每增加 1个城市人口,需要增加 0.105 亩的农地非农占用。米都斯 (1984)根据 1950 - 1960年对美国西部 44个县的航测,得出每增加 1个人需要有 0.008 ~ 0.174亩的土地用于非农用途。城市经济活动的增长带来了对各种经济活动(如工业、商业)的建筑空间的需求,同时为支持人们的经济活动,我们需要城市基础设施(如道路等)和服务设施(如学校、医院、绿地等)。一方面,人们通过生产技术、活动方式来调节和组织土地利用,并消耗土地利用过程中生产的产品;另一方面,人口增长会造成城市建成区交通拥挤、空气污染、住房匮乏、水源供给困难、犯罪率上升等相关问题,使城市生产、生活的质量大幅度下降,将城市的居民、住宅、企业等“抛出”城区,侵占城乡结合部的集体建设用地。因此,提出以下待检验的命题。

命题 1:随着大量劳动力涌入城市寻求就业机会,并有很大一部分转化为城市中的非农人口,刺激了对新增住房用地的需求,导致大城市纷纷向外扩张,把农地转化为非农的建设用地。

(二)产业集聚

集聚意味着经济活动集中在某些特定且有限的范围,如果集聚同时还带来了厂商成本的降低,我们就存在集聚经济。也就是说,厂商为了追求成本的降低而愿意集中到一起,城市由此就产生了,这正是 Alfred Marshall (1860)的观点。他认为集聚主要有两种表现形式:第一种集聚能为产业内部的厂商带来正外部性,同时这种外部性被内化在该产业中,没有溢出到其他产业;第二种集聚则对当地产业产生正外部性,但是这种外部性只被当地的企业所享有,所以促进了当地的经济规模和城市规模不断扩大。Ohlin (1933)在他的代表作《地区和国家间的贸易》中进一步把集聚经济划分为厂商内部集聚经济、地方化经济、城市化经济和产业间的联系。Hoover (1905)认为,在 Ohlin 所提出的四种集聚经济中,地方化经济和城市化经济对大工业城市的形成和扩张是十分重要的。Fujita 和 Hu (2001)利用中国省级面板数据模型发现,1985 - 1994年间的纺织、服装、机械、电子、金属、橡胶塑料等产业在上海、江苏、广东等地出现了明显的集聚,这些产业的集聚所带来的内部规模经济加速了城市化进程。因此则有以下命题:

命题 2:大量新兴产业在大城市集聚,带动了一系列相关产业的发展,产业集聚加速了城市化的进程,进而加大了对城市新建厂房用地的需求,从而导致城市向周边地区扩张,把农地转化为非农用地。

(三)政府推动

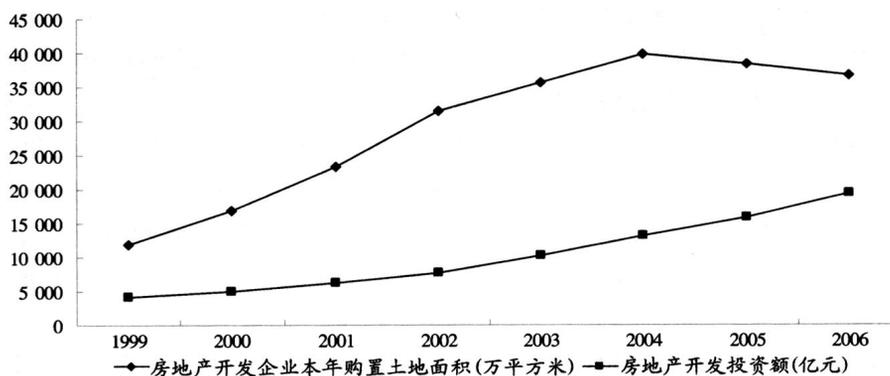
目前我国的土地一级市场由各地方政府垄断,它们决定着土地的供给量。2004年 3月 31日著名的“8·31大限”出台,使得城市生产生活所需要的绝大部分建设用地都要通过土地招拍挂方式获得。在城市用地紧张的时候,地方政府自然有低价向农民征地的动机,把农地转化为非农建设用地,在“低买高卖”的同时获得大量土地出让金。根据 2004年 6月十届全国人大常委会第十次会议公布的一份土地管理执法检查情况报告可以看出:1992 - 2003年,全国土地出让金收入累计达 1万多亿元,其中 2001 - 2003年累计达 9 100

多亿元,土地出让金净收入占政府预算外收入的60%以上,有“第二财政”之称,特别是发达地区的地方财政更是成为名副其实的“土地财政”(刘守英、蒋省三,2005)。同时对我国正处于“晋升博弈”下的地方官员来说,由于中央政府采取的是一种“锦标赛”式的政绩考核机制(周黎安,2004,2007),在这样一种唯GDP至上的考核模式中,各地方政府自然会拼命发展地方经济,为“增长而竞争”(张军,2005)。在这种情况下,各地方政府一方面通过农地非农化能够为城市新增劳动力提供生产和生活的建设用地、繁荣就业,提高社会产出水平,从而拉动经济增长;另一方面招商引资成为了地方政府发展当地经济的一个很重要的手段。在这场“让利竞赛”中,土地成为了一个很重要的竞争筹码,不少地区甚至开出了“零地价”的超优惠政策,这样一来自然也加大了对廉价农地的征用数量。因此,城市化对农地的需求在很大程度上并不是由城市经济发展的微观主体决定,而是由地方政府主导驱动的,此时城市化进程对土地的需求可看成外生的因素,主要取决于政府的决策行为(张良悦等,2008)。故提出如下命题:

命题3:对于处在“土地财政”和“晋升博弈”双重激励下的地方政府而言,为了实现土地出让金和晋升机会的最大化,因而在现实生活中加大了对农地征用的力度,导致了农地非农化规模的扩大。

(四) 房地产投资

1998年房地产市场化改革以来,我国的房地产业进入了一个高速发展时期,特别是2003年以来,随着全国房价水平一路攀升,我国掀起了一场“房地产热”。一个很明显的标志就是房地产开发投资额从1999年的4103.2亿元一直增加到2007年的25279.7亿元,占全社会固定资产投资总额的比重也从1999年的13.7%上升到2007年的18.4%。考虑到这是国家已经出台了許多抑制房地产投资过热政策后的结果,因此这一比例其实已经非常高了。房地产投资过热自然也拉动了对土地的需求,图1可以清楚地体现出二者之间的关系。



资料来源:根据中经网统计数据库数据整理。

图1 房地产开发投资额与土地购置面积关系图

从图1可以看出,房地产开发投资额的增加十分明显地带动了对土地的需求,两者有着非常相近的变化趋势,经计算它们之间的相关系数高达86%。由于现在许多大城市自身的建设用地已经饱和,因此房地产开发商购置的土地绝大部分来自地方政府向周边地区农民的征地,故提出如下命题:

命题4:房地产投资的增加,加大了房地产开发商对城市建设用地的需求,进一步加速了农地非农化的进程。

综上所述,工业需要厂房来生产,居民需要住房来提供生活的基本保障。随着经济发展,城市居民对教育、医疗、娱乐、休闲等日常需要也提出了更高的要求,这些在很大程度上是房地产投资过热的成因。再加上地方政府在土地转让中所获得的巨大收益,这一切都导致了大中城市对周边地区农地的迫切需求。因此,本文认为非农人口的增加、产业集聚的形成、政府自身利益的推动和房地产投资的增加是导致大中城市农地非农化进程的主要原因。此外,外商投资水平、城市基础设施状况以及国家土地出让的相关政策也在一定程度上影响着农地非农化进程。下面将收集相关数据对上文提出的四个命题进行检验,以验证城市人口、产业集聚、政府作用、房地产投资是否对农地非农化进程产生显著的正向影响,各自的影响方式和程度又是怎样的。

四、数据来源与变量选取

本文主要研究大中城市周边地区农地非农化进程的影响因素,这里中等城市是以2006年城市非农人口在50万~100万之间、大城市非农人口在100万以上为标准,这样我们就得到了130个样本,其中中等城市75个,大城市55个。时间跨度为1999-2006年,本文的数据除产业集聚是由作者整理得到以外,其他数据全部来源于中经网统计数据库。

由于数据的可得性,无法获得130个样本城市每年征地面积的数据,本文与张良悦等(2008)一样,采用市辖区建成区土地面积(*area*)作为被解释变量,单位为平方公里。事实上,近年来城市面积的扩大,只有少数是由于行政划拨把周围县市区合并进来,如现在北京的大兴区、房山区等,其他都是通过向农民征地得来的。而且即便是行政划拨过来的土地,也是由于城市经济发展迅速、城市非农人口激增、产业集聚的加大,现有城市的土地不能满足生产和生活的需要。如前不久国务院同意把原属珠海的横琴岛作为澳门大学新校区校址,并授权澳门特别行政区依照澳门特区法律对新校区实施管辖,因此也可以用前面提出的几个因素来解释。

解释变量中产业集聚(*diversity*)用产业多样化指标来衡量,计算时采用1减去各产业就业的Herfindahl指数。这里 $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$, $s_i = L_i/L$ ($i = 1, 2, \dots, n$), L_i 为某城市第*i*个产业的就业人数, L 为该城市总的就业人数,该城市共有*n*个产业。特别地,如果每个产业的就业人数都相等,等于 $1/n$,那此时的 $HHI = 1/n$, $diversity = 1 - 1/n$ 。随着该地区产业数*n*的增加,产业集聚度也就越大。

非农人口(*population*)采用的是市辖区年末非农业人口数,单位为万人。本文用市辖区地方财政预算内支出(*expenditure*) (单位为万元)来衡量地方政府在农地非农化过程中的推动作用。之所以选择财政支出主要是基于以下考虑:一方面,地方政府财政支出包括城市基础设施建设费用、城区改造和扩建费用等,大搞城市建设在一定程度上都可以视为地方官员的“形象工程”、“政绩工程”,为实现自身的晋升打下了一个重重的砝码。同时,这些支出也体现了地方政府对推动城市化建设的愿望,而这无疑都加速了农地非农化进程;另一方面财政支出与财政收入高度相关,在一定程度上也可以体现出政府在农地非农化进程中通过“低买高卖”所获得的土地收益。如果选取财政收入作为衡量政府推动作用的解释变量,考虑到“土地财政”的特点,地方财政收入很大一部分来自于土地出让金,农地非农化的面积越大,向农民征地越多,那么相应的财政收入也应该越高,这样财政收入就是一个内生解释变量。这时候财政支出不失为一个好的替代变量,从而避免了模型的内生性问题。

房地产投资(*investment*)采用的是市辖区房地产开发投资额,单位为万元。此外,本文还选取了一组控制变量,以保证回归结果的可靠性。它们是反映外商投资水平的市辖区外商协议投资额(*fdi*,单位为万美元);体现城市基础设施建设情况的市辖区人均铺装道路面积(*road*,单位为平方米)、市辖区每万人拥有公共交通工具(*bus*,单位为辆);反映城市人力资本水平的医生数(*doctor*,单位为万人);同时考虑到旨在严格控制建设用地供应总量的2001年国发15号文件《关于加强国有土地资产管理通知》的影响,本文设立了一个时间虚拟变量(*time*),将2002年及其以后各年都取1。下面给出了本文所有变量的描述性统计。

由于本文选取的是130个城市8年的面板数据,理论上应该有1040个样本,在去掉某些变量的缺失值以后,得到的是1008个样本的非平衡面板。从表1可以看出,*area*、*population*、*expenditure*、*investment*这些变量的标准差非常大,说明这些大中城市之间,无论是在城市规模还是经济实力上都存在着非常明显的地区差

本文研究所采用的样本城市如下:

大城市 55个:深圳、郑州、长沙、南昌、兰州、昆明、唐山、合肥、乌鲁木齐、淄博、徐州、贵阳、苏州、湛江、福州、临沂、江门、南宁、鞍山、烟台、吉林、抚顺、宁波、邯郸、茂名、惠州、大同、包头、淮安、宿迁、常州、齐齐哈尔、洛阳、厦门、上海、北京、重庆、天津、广州、汕头、南京、武汉、沈阳、成都、佛山、哈尔滨、西安、济南、青岛、杭州、长春、大连、石家庄、太原、无锡。

中等城市 75个:大庆、潍坊、衡阳、芜湖、襄樊、淮南、岳阳、保定、珠海、西宁、海口、柳州、商丘、南通、枣庄、本溪、呼和浩特、扬州、盐城、秦皇岛、伊春、平顶山、淮北、中山、鸡西、锦州、张家口、银川、新乡、东莞、宜昌、阜新、泰安、菏泽、安阳、镇江、营口、牡丹江、阳江、东营、温州、荆州、焦作、蚌埠、桂林、泉州、绵阳、鹤港、自贡、佳木斯、辽阳、日照、丹东、株洲、开封、黄石、连云港、邢台、南充、湘潭、济宁、清远、咸阳、南阳、宝鸡、四平、长治、攀枝花、盘锦、阳泉、赤峰、葫芦岛、常德、马鞍山、莱芜。

异,充分体现了我国区域经济发展的不平衡性,这样采用面板数据模型就能够充分体现各个体之间的异质性。

表 1 变量的描述性统计

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	样本数
<i>area</i>	121.65	77.00	1 226.00	17.00	134.47	1 008
<i>diversity</i>	0.816	0.833	0.973	0.338	0.081	1 008
<i>population</i>	124.48	74.79	1 151.19	18.45	140.55	1 008
<i>expenditure</i>	540 054.1	201 493.0	17 562 684	16 348	1 340 917	1 008
<i>investment</i>	600 991.7	154 049	17 060 605	2 836	1 490 021	1 008
<i>fdi</i>	60 476.73	10 415	1 457 402	10	144 256.4	1 008
<i>road</i>	7.70	6.60	64.00	0.80	5.12	1 008
<i>bus</i>	8.73	6.10	1 068	0.60	34.83	1 008
<i>doctor</i>	5 409.68	3 121.00	48 768.00	251.00	6 475.33	1 008

五、计量结果及其解释

在回归之前,笔者通过观察非农人口、产业集聚、政府支出、房地产投资额这几个关键解释变量与被解释变量城市土地面积的散点图,以确定模型的形式。为了避免异方差,在回归时先取了自然对数,房地产投资、政府支出等名义变量都已经调整为以 1999 年为基期的实际变量。本文在计量时采用的是 Eviews6.0 中的 panel 程序。不同于 pool,panel 特别适合于处理本文这样的个体数比时期长的“宽而短”的面板数据。

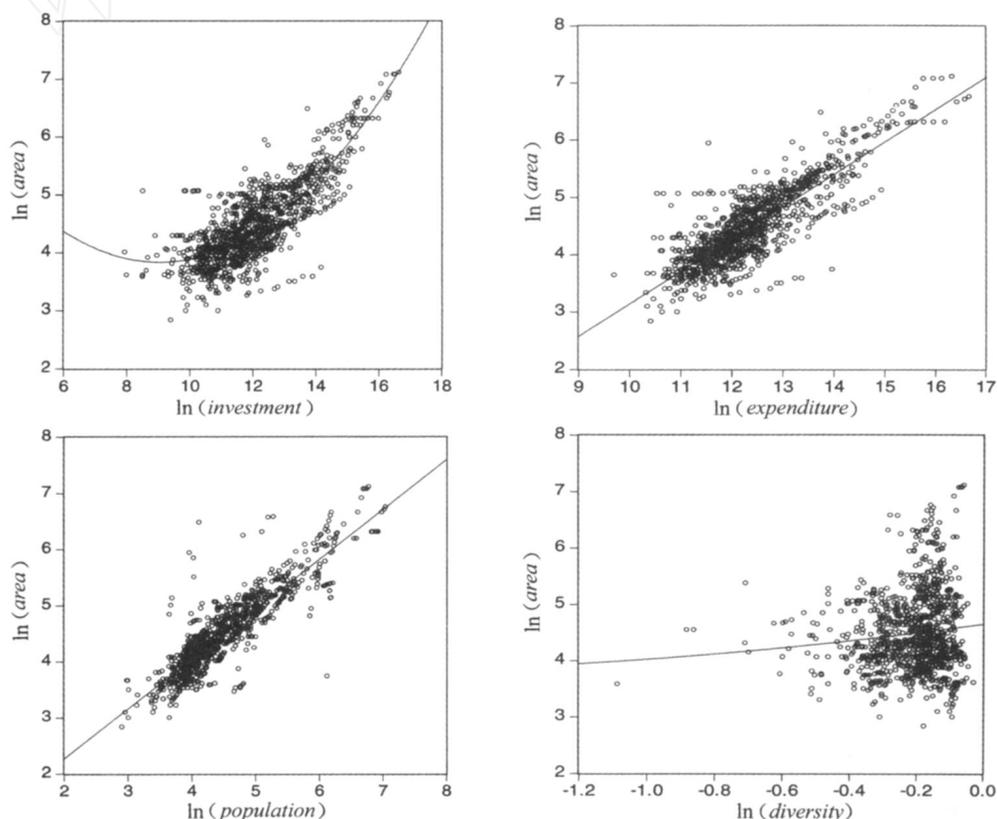


图 2 城市土地面积与各主要解释变量的散点图

从图 2 可以看出,非农人口、政府支出与城市土地面积有着非常明显的线性关系,房地产投资则呈现出与土地面积的抛物线关系,唯一不好判断的是产业集聚与土地面积的关系,从图上看似乎应该也是个抛物线形式。从上面的变量描述性统计中可以发现,由于相对于解释变量 *diversity*,被解释变量 *area* 的标准差很大,这时候异方差特别严重,所以抛物线关系体现得不是很明显。因此我们采用截面加权广义最小二乘估计,以克服各个城市之间可能存在的异方差。

综上,本文的计量模型设定如下:

$$\ln(\text{area}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{diversity}) + \beta_2 (\ln(\text{diversity}))^2 + \beta_3 \ln(\text{population}) + \beta_4 \ln(\text{investment}) + \beta_5 (\ln(\text{investment}))^2 + \beta_6 \ln(\text{expenditure}) + X$$

其中 X 为一组控制变量,包括医生数量、公交车数量、人均道路面积、 fdi 等,根据前面的理论分析,我们预期 2、3、5、6 的系数为正。

表 2 回归结果

解释变量	被解释变量全为 $\ln(area)$						
	全样本		大城市		中等城市		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
常数项	2.294*** (0.262)	2.363*** (0.231)	5.741*** (0.516)	5.833*** (0.520)	2.394*** (0.435)	1.881*** (0.489)	1.599*** (0.161)
$\ln(diversity)$	0.691*** (0.161)	0.643*** (0.172)	0.562** (0.246)	1.022*** (0.235)	0.572*** (0.200)	0.513** (0.207)	0.272*** (0.0820)
$(\ln(diversity))^2$	0.967*** (0.240)	0.890*** (0.240)	1.080*** (0.334)	1.572*** (0.347)	0.402 (0.272)	0.318 (0.268)	
$\ln(population)$	0.299*** (0.023)	0.305*** (0.0245)	0.391*** (0.0293)	0.398*** (0.0305)	0.0998*** (0.0372)	0.129*** (0.0398)	0.130*** (0.0386)
$\ln(investment)$	-0.224*** (0.034)	-0.152*** (0.0279)	-0.777*** (0.0729)	-0.669*** (0.072)	-0.126** (0.0604)	0.00773 (0.0662)	0.0420*** (0.008)
$(\ln(investment))^2$	0.0124*** (0.0015)	0.0084*** (0.0012)	0.0331*** (0.00295)	0.0277*** (0.00288)	0.00926*** (0.00285)	0.00161 (0.00307)	
$\ln(expenditure)$	0.146*** (0.0116)	0.0899*** (0.0129)	0.134*** (0.0171)	0.0605*** (0.0194)	0.139*** (0.0148)	0.106*** (0.0171)	0.111*** (0.0161)
$doctor$		1.41×10^{-5} *** (2.75×10^{-6})		1.36×10^{-5} *** (3.44×10^{-6})		1.11×10^{-5} *** (5.62×10^{-6})	1.13×10^{-5} *** (5.44×10^{-6})
bus		5.28×10^{-5} (9.29×10^{-5})		5.61×10^{-5} (7.89×10^{-5})		-0.00711*** (0.00161)	-0.00718*** (0.00161)
$road$		0.0108*** (0.00135)		0.0151*** (0.00234)		0.00856*** (0.00171)	0.00866*** (0.00171)
$\ln(fdi)$		0.0134*** (0.0031)		0.0167*** (0.0057)		0.0193*** (0.00373)	0.0197*** (0.00365)
$time$		0.0506*** (0.0081)		0.0403*** (0.0115)		0.0430*** (0.0107)	0.0445*** (0.0104)
调整的 R^2	0.987	0.988	0.978	0.978	0.952	0.952	0.952
Hausman 检验结果 及模型形式	77.220 FE	89.717 FE	21.875 FE	34.389 FE	69.407 FE	91.328 FE	91.127 FE
样本数	1030	1008	436	429	594	579	579

注: (1)每个变量估计值下面小括号中报告的是经截面加权处理的面板稳健性标准差(pcse)。(2)Hausman 检验结果报告的是其卡方统计量,模型形式中的 FE 表示采用固定效应估计。(3)***表示在 1% 的显著性水平上显著,**表示在 5% 的显著性水平上显著。

从表 2 的回归结果可以看出,无论是对全样本还是对大、中城市进行分样本的回归,无论是加还是不加控制变量,本文所关注的非农人口、政府支出这两个变量的弹性都显著为正,从而证实了命题 1 和命题 3,城市非农人口的增加、政府支出的扩大都对农地非农化进程有明显的推动作用。中等城市的样本中,土地面积和产业集聚、房地产投资并没有表现出二次关系,与我们事先预期的大不一样,这就需要我们对其做进一步的理论分析。我们先看全样本中的模型 2,分析产业集聚的弹性 β_1 和房地产投资的弹性 β_4 ,其中 $\beta_1 = \frac{\partial \ln(area)}{\partial \ln(diversity)} = 0.643 + 1.78 \ln(diversity)$; $\beta_4 = \frac{\partial \ln(area)}{\partial \ln(investment)} = -0.777 + 0.662 \ln(investment)$ 。对于 β_4 而言,在房地产投资的样本范围内很容易证明它是正数,从而也证实了命题 4,房地产投资推动了农地非农化的进程。但是对于 β_1 ,由于 $diversity$ 处于 0~1 之间,那么其对数值就是负数,则当 $diversity$ 取一个比较小的值的时候, β_1 就是负数。由于 $\frac{\partial \beta_1}{\partial (diversity)} = \frac{1.78}{diversity} > 0$,随着 $diversity$ 的增加, β_1 也会随之增加,最后变成一个正数。令 $\beta_1 = 0$,此时可以得到临界值 $diversity^* = e^{-1/3} \approx 0.72$ 。也就是说,当一个城市当年的产业集聚度没有达到 0.72 的时候,产业集聚度的增加并不对农地产生更大的需求。只有当产业集聚度超过 0.72 以后,产业集聚的增加才对农地非农化进程产生正向影响。为什么这里存在一个临界点?或许通过找出那些产业集聚度在 0.72 以下的城市,有助于我们解释这一现象。

在 130 个城市 8 年的 1040 个样本中,产业集聚度在 0.72 以下的有 128 个样本,约占全部样本的 12.3%,这 128 个样本来自于 33 个城市,这 33 个城市既有本溪、葫芦岛、鹤岗这些中等城市,也有包头、鞍山、常州等大城市,甚至还包括厦门这样的副省级特大城市,当然产业集聚度低于 0.72 的绝大多数还是中等

城市。这里我们要特别关注的是那些在 1999 - 2006 年中绝大多数年份 (8 年中有 4 年以上) 都低于 0.72 和那些产业集聚度特别低 (比如低于 0.6) 的城市, 它们是苏州 (2003 年以来一直低于 0.72, 特别是 2006 年降到 0.49)、泉州 (除 1999 年为 0.724, 以后各年都在 0.6 左右)、珠海 (最高为 2001 年的 0.703, 最低为 2004 年的 0.536)、惠州 (情况与珠海类似, 但是产业集聚度更低, 最低点为 2005 年的 0.414)、伊春 (虽然没有任何一年高于 0.72, 但是没有特别低的时候, 平均都在 0.68)、东营 (1999 - 2004 年间在 0.58 左右, 2005 年、2006 年都达到了 0.74)、厦门 (没有任何一年高于 0.72, 平均在 0.62 左右)。这几个城市中, 伊春和东营分别是以从事林业和石油这些自然资源的采集、加工为主的专业化城市, 产品多样化程度不是很高。其他的珠海、厦门等都属于东南沿海开放城市, 以外贸产业为主, 集中发展外向型经济, 因而产品多样化程度也不是很高。至于苏州这样的新兴工业化城市, 由于农地非农化进程完成得较早, 在我们研究的这个样本期间基本处于“无地可卖”的状况, 与新加坡工业园和台湾高新工业园处于产业转移调整期相类似, 集聚下降可能属于阶段性现象。

上面这些代表性城市的产业发展状况, 只能够从一个侧面说明集聚程度较低时并不一定导致农地非农化, 但是它并没有说明为什么产业集聚存在一个临界点, 超过该点后, 产业集聚度的增加将导致农地非农化, 而这正可以用空间经济学的相关理论进行解释。根据 Paul Krugman (1991) 提出的“核心 - 边缘模型” (以下简称 CP 模型), 产业集聚导致核心 - 边缘结构的出现, 并不是一开始就形成的, 整个经济系统是从对称结构开始演化的, 当贸易自由度比较小时, 还没有超过突破点, 对称结构是稳定的; 当贸易自由度逐渐开始变大, 超过了维持点, 此时核心 - 边缘结构是稳定的, 这时候产业开始在核心区集聚, 大量的劳动力和产业在此集中。自从 2001 年我国成功加入 WTO 以后, 无论是国际间、还是区际间的贸易自由度都大大提高。虽然不排除有苏州这样产业集聚度逐年下降的城市, 但这毕竟只是极少数, 我国绝大多数城市的产业集聚度都有了一个较大幅度的提高。在产业集聚度超过维持对称均衡结构稳定的临界点后, 自然导致大量劳动力和产业在该城市集中, 从而加速了农地非农化进程。在 CP 模型中, 通过“需求关联循环累积因果关系”, 集聚力能够不断的自我强化。所谓需求关联循环累积因果关系, 其中“循环累积”是指人口转移导致消费支出的转移, 消费支出的转移又导致生产活动的转移, 生产活动的转移又反过来激励人口的转移; 而“需求关联”是指需求在空间分布上的变化是实现上述循环机制的杠杆。随着城市非农人口增加, 势必有一部分需要向外转移, 这主要是通过城市向周边的农村扩张, 把农地转化为非农建设用地。正是在农转非的过程中, 许多农民在失去赖以生存的土地后, 纷纷到城市打工, 这样城市人口又进一步增加, 进而对农地产生更大的需求, 这样一种不断地循环反馈机制就能够解释为什么土地面积对产业集聚度的弹性, 随着产业集聚度的增加而增加, 只不过这时候增加的幅度是越来越小的。但也正是这种需求关联循环累积因果关系, 导致了城市非农人口的内生性问题。对此, 本文在后面还将对由内生解释变量引起的模型稳健性问题进行进一步的讨论。综上, 通过借鉴空间经济学关于产业集聚的理论, 能够较好地解释本文大中城市中产业集聚临界点的存在和农地非农化进程加速这两个关键问题。

在对中等城市进行回归时, 产业集聚与房地产投资两者的平方项都不显著, 也就是说两者对土地的需求弹性都为常数, 而不是跟大城市一样, 随着产业集聚与房地产投资的增加其各自的弹性也相应变大。之所以存在这种差别, 主要还是由于中等城市人口规模较小, 市场需求有限, 在该地区不存在明显的需求关联正向反馈机制, 因而没有推动农地非农化进程的加速形成。从这里也不难看出, 虽然非农人口、产业集聚、政府支出、房地产投资额这四个因素是造成我国大中城市农地非农化进程的主要因素, 但是具体到大中城市之间, 不同因素还是起着不同的作用。对大城市而言, 虽然其人口规模较大, 但是此时非农人口增加并不是导致农地非农化进程的主要因素, 它主要是通过需求循环累积因果关系, 使集聚力不断增强, 并借助于空间经济学中的“市场放大效应” (Baldwin, 1999), 通过产业集聚度和房地产投资的非线性增长来实现, 因而造成大城市农地非农化进程的主要因素是产业集聚和房地产投资。而中等城市由于人口规模较小, 受市场规模的限制, 不存在明显的需求关联循环累积因果关系, 因而没有形成对产业集聚和房地产投资的正向反馈机制, 这时农地非农化过程的推动力主要还是来自于单纯非农人口的增加, 一旦城市非农人口达到一定的数量, 需求循环

感谢匿名审稿人为我们指出了这一点。

累积因果关系就开始凸现。同样的道理,上面这些也可以在一定程度上解释为什么产业总是在大城市集中,房地产投资过热也总是发生在大城市。

对于那些本文不是特别关注的控制变量,除了反映城市基础设施建设的每万人拥有公共交通工具这一变量不显著(对全样本和大城市回归时)或者微弱的负相关(对中等城市回归时)外,其他变量的符号都是符合我们的预期的。特别是反映2001年国发15号文件——《关于加强国有土地资产管理通知》影响的虚拟变量(*time*),其值在大城市和中等城市分别为0.040和0.044,说明该政策出台后,城市土地面积仍然以每年平均4%、4.4%的速度分别在大中城市增长,从而表明该政策严格控制建设用地供应总量的效果并不理想。这也从另一个侧面反映了非农人口、产业集聚、政府支出、房地产投资额对农地非农化进程的强劲推动力,致使政府政策失灵。

六、稳健性结果讨论

在前面我们提到,由于这种需求关联循环累积因果关系,城市非农人口的增加通过农地非农化进程导致了城市的扩张,而城市面积的扩大反过来为进一步吸纳外来劳动力创造了条件,进城务工人员的增加在很大程度上又增加了城市非农人口的数量。因此,我们完全有理由相信非农人口是一个内生解释变量,这时候可以通过Hausman检验来发现模型的内生解释变量问题。在这里笔者选取工资总额(*salary*)的对数及其对数的平方作为工具变量。因为工资总额一方面与内生变量城市非农人口高度相关,经计算两者的相关系数达到了0.87,说明城市非农人口越多,相应的工资总额也应该越大。更重要的是工资总额的增加与城市土地面积的扩张没有必然联系。因此它是一个非常好的工具变量,同样我们也可以对其有效性进行检验。

首先是工具变量*salary*和内生变量*population*的相关性检验,如果两者的相关性很弱,则称之为弱工具变量,从而使后续的统计推断失效。我们以内生变量 $\ln(\text{population})$ 作为因变量,以其他外生变量*diversity*等和工具变量 $\ln(\text{salary})$ 、 $(\ln(\text{salary}))^2$ 作为解释变量进行回归,对 $\ln(\text{salary})$ 、 $(\ln(\text{salary}))^2$ 前的系数进行联合显著性检验,此时的F统计量为73.28,这时候可以认为工具变量与内生变量是高度相关的。由于此时工具变量的个数比内生变量多,需要采用过度识别检验工具变量的有效性。方法如下:首先我们用2SLS估计模型2,并提取其残差 ϵ_1 ,然后用残差 ϵ_1 对模型2中所有外生变量回归,得到其拟合优度 R^2 。在所有工具变量与残差 ϵ_1 不相关的原假设下, $nR^2 \sim \chi^2(q)$,其中 n 是辅助回归中的样本容量, q 是工具变量与内生变量个数之差。如果 nR^2 超过了在某一显著性水平下(通常是5%) χ^2 分布的临界值,则拒绝原假设,这时其中至少有一个工具变量与残差是相关的,从而工具变量是无效的。按照上述方法,我们得到拟合优度 $R^2 = 0.003$,此时样本容量 $n = 1008$,则 $nR^2 = 3.024$ 。由于在5%的显著性水平上, $\chi^2(1)$ 的临界值是3.841,则不拒绝所有工具变量都与残差 ϵ_1 不相关的原假设,此时工具变量都是有效的。

在找到了满足相关性和外生性的工具变量之后,我们可以对被怀疑是内生变量的非农人口进行内生性检验。首先用被怀疑的内生变量 $\ln(\text{population})$ 对模型2中所有其他的解释变量和工具变量 $\ln(\text{salary})$ 、 $(\ln(\text{salary}))^2$ 进行回归,并提取其残差 ϵ_2 。然后把该残差加入到模型2作为一个新解释变量继续回归,如果其系数显著,则说明*population*确实是一个内生变量。按照上述方法,我们得到残差 ϵ_2 的t统计量为-2.74,该变量在1%的水平上显著,从而证实了*population*的内生性。下面我们就用 $\ln(\text{salary})$ 、 $(\ln(\text{salary}))^2$ 作为工具变量,对模型2、模型4、模型7进行两阶段最小二乘回归,看结果是否发生了变化。

与前面对应模型的结果相比,中等城市前后发生了比较大的变化,最明显的变化有两处:一是非农人口的弹性由原来的0.13变成现在的0.744,有了非常明显的提高;另一个变化是政府支出变得不显著了。这个结果也进一步支持了前面笔者的结论:对中等城市而言,城市非农人口的增加是造成农地非农化进程的最主要驱动力。全样本和大城市样本的结果则没有多大变化,特别是全样本中产业集聚度的临界点此时为

关于该方法的具体应用可参考伍德里奇,2003:《计量经济学导论:现代观点》,中译本,中国人民大学出版社,第483页。

一般而言,如果F小于10,则认为是弱工具变量;反之则认为工具变量和内生变量高度相关,参见王志刚,2008:《面板数据模型及其在经济分析中的应用》,经济科学出版社,第43页。

至于为什么残差显著,则说明变量是内生的,限于篇幅本文不再详细说明,感兴趣的读者可查阅伍德里奇:2003:《计量经济学导论:现代观点》,中译本,中国人民大学出版社,第484页。

$e^{-7/18}$ 0.7,与前面相比变化非常小,因此前面关于大城市产业集聚和房地产投资对农地非农化进程非线性影响的解释是正确的。

表 3 两阶段最小二乘回归结果

被解释变量全为 $\ln(\text{area})$			
解释变量	全样本	大城市	中等城市
常数项	2.288*** (0.270)	5.973*** (0.556)	0.487 (0.394)
$\ln(\text{diversity})$	0.688*** (0.165)	1.030*** (0.239)	0.340*** (0.0766)
$(\ln(\text{diversity}))^2$	0.886*** (0.243)	1.611*** (0.372)	
$\ln(\text{population})$	0.418*** (0.078)	0.378*** (0.085)	0.744*** (0.157)
$\ln(\text{investment})$	-0.158*** (0.0269)	-0.675*** (0.073)	0.307*** (0.00745)
$(\ln(\text{investment}))^2$	0.0087*** (0.00114)	0.028*** (0.00287)	
$\ln(\text{expenditure})$	0.061*** (0.019)	0.0590** (0.0263)	0.0138 (0.0212)
<i>doctor</i>	9.09×10^{-6} *** (3.21×10^{-6})	1.36×10^{-5} *** (3.64×10^{-6})	1.93×10^{-6} (5.98×10^{-6})
<i>bus</i>	5.91×10^{-5} (8.45×10^{-5})	5.64×10^{-5} (7.8×10^{-5})	-0.0044*** (0.00167)
<i>road</i>	0.01197*** (0.00146)	0.0152*** (0.00287)	0.0116*** (0.0018)
$\ln(\text{fdi})$	0.0111*** (0.0029)	0.0155*** (0.00546)	0.00821*** (0.00294)
<i>time</i>	0.0405*** (0.0083)	0.0393*** (0.0116)	0.0244** (0.00955)
调整的 R^2	0.989	0.979	0.960
样本数	1 007	428	579

注: (1)每个变量估计值下面小括号中报告的是面板稳健性标准差。(2)***表示在 1%的显著性水平上显著,**表示在 5%的显著性水平上显著。

七、结论

本文通过收集 1999 - 2006年全国 130个大中城市的面板数据,对我国农地非农化进程的驱动机制进行了实证研究。在对我国农地非农化进程中的一些特征事实进行归纳后发现,就全国范围而言,非农人口的增加、产业集聚的形成、政府受自身利益的推动、房地产投资增加是造成农地非农化过程的主要因素,并且这些都得到了经验证据的支持,但是具体到不同地区,情况有所不同。对大城市来说,由于城市规模较大带来的需求关联循环累积因果关系,使产业集聚和房地产投资对城市土地面积产生了非线性影响,因而产业集聚和房地产投资是农地非农化进程的主要驱动力。而中等城市由于受市场规模的制约,不存在需求关联的循环累积因果关系,城市非农人口的增加才是农地非农化过程的最主要因素,随后的两阶段最小二乘回归的结果更是有有力地证明了这点。

本文结果为地方政府制定相应的城乡土地市场发展政策提供了经验依据,即城乡土地市场改革势在必行,但不同规模城市之间要有差别。对于大城市而言,集聚经济和房地产投资是推动农地非农化进程的主要驱动力,其中前者将给本地经济带来较显著的正外部性,后者将给开发商和地方政府带来较高的利润,此时农地非农化过程应遵循市场规则,使土地出让者能够享受经济发展的成果,进而实现效率与公平的统一。对于中等城市来说,城市非农人口增加推动的农地非农化属于城市增长的必然需求,因此这类城市采取城乡分割的土地市场模式将更有效率。

参考文献:

1. 陈江龙、曲福田、陈雯, 2004:《农地非农化效率的空间差异及其对土地利用政策调整的启示》,《管理世界》第 8期。
2. 刘守英、蒋省三, 2005:《土地融资与财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案》,《中国土地科学》第 3期。
3. 米都斯, 1984:《增长的极限》,中译本,四川人民出版社。
4. 曲福田、陈江龙、陈雯, 2005:《农地非农化经济驱动机制的理论分析和实证研究》,《自然资源学报》第 2期。

5. 伍德里奇, 2003: 《计量经济学导论: 现代观点》, 中译本, 中国人民大学出版社。
6. 王志刚, 2008: 《面板数据模型及其在经济分析中的应用》, 经济科学出版社。
7. 杨志荣、吴次芳, 2008: 《制度收益与发展收益对农地非农化进程的影响差异及其对政策调整的启示》, 《中国土地科学》第 2 期。
8. 张安录, 1998: 《美国城市化过程中农地城市流转与农地保护》, 《中国农村经济》第 11 期。
9. 张军, 2005: 《中国经济发展: 为增长而竞争》, 《世界经济文汇》第 3 期。
10. 张良悦、师博、刘东, 2008: 《城市化进程中农地非农化的政府驱动 - 基于中国地级以上城市面板数据的分析》, 《当代经济科学》第 5 期。
11. 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。
12. 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。
13. Baldwin, R. 1999. "Agglomeration and Endogenous Capital" *European Economic Review*, 43: 253 - 280.
14. Barlowe, R. 1986. *Land resource Economics* Englewood Cliffs, N. J: Prentice - hall
15. Bogue, D. J. 1956 "Metropolitan Growth and the Conversion of Land to Non - Agricultural Use" *Studies in Population Distribution*, 11 (Oxford, Ohio, Scripps Foundation).
16. Ding, C. 2004. "Urban Spatial Development in the Land Policy Reform Era: Evidence from Beijing" *Urban Studies*, 41 (10): 1889 - 1907.
17. Fujita, M., and D. Hu. 2001. "Regional Disparity in China 1985 - 1994: the Effect of Globalization and Economic Liberalization" *The Annals of Regional Science*, 35: 3 - 37.
18. Guy, S., and J. Henneberry. 2002 "Understanding Urban Development Processes: Integrating the Economic and the Social in Property Research" *Urban Studies*, 37 (13): 2399 - 2416.
19. Healey, P. 1991. "Models of the Development Process: A Review." *Journal of Property Research*, 8: 219 - 238.
20. Healey, P., and S. M. Barrett. 1990. "Structure and Agency in Land and Property Development Processes: Some Ideas for Research" *Urban Studies*, 27 (1): 89 - 104.
21. Heilig, G. K. 1997. "Anthropogenic Factors in Land - use Change in China" *Population and Development Review*, 23 (1): 139 - 168.
22. Heilig, Gerhard K. 1994. "Neglected Dimensions of Global Land - use Change: Reflections and Data" *Population and Development Review*, 20 (4): 831 - 859.
23. Harvey, J., and E. Jowsey. 2004. *Urban Land Economics* Basingstoke: Macmillan.
24. Ho, S. P. S., and G. C. S. Lin. 2004. "Converting Land to Non - agricultural Use in China's Coastal Provinces - Evidence from Jiangsu" *Modern China*, 30 (1): 81 - 112.
25. Hoover, Edgar. 1905. *Location Theory and the Shoe and Leather Industry* Cambridge: Harvard University Press.
26. Ingram, G. K. 1998. "Patterns of Metropolitan Development: What Have We Learned?" *Urban Studies*, 35: 1019 - 1035.
27. Krugman, Paul. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy*, 99: 483 - 499.
28. Lichtenberg, Erik. 2005. "Urbanization, Industrialization, and Farmland Conversion in China" University of Maryland, Working Paper.
29. Lin, G. C. S., and S. P. S. Ho. 2005. "The State, Land System, and Land Development Processes in Contemporary China" *Annals of the Association of American Geographers*, 95 (2): 411 - 436.
30. Marshall, Alfred. 1860. *Principles of Economics* 8th ed London: Macmillan.
31. Mills, E. S. and B. W. Hamilton. 1989. *Urban Economics* 4th ed. Scott: Foresman and Company.
32. Ohlin, B. 1933. *Interregional and International Trade* Cambridge: Harvard University Press.
33. Seto, K. C., and R. K. Kaufmann. 2003. "Modeling the Drivers of Urban Land Use Change in the Pearl River Delta, China: Integrating Remote Sensing with Socioeconomic Data" *Land Economics*, 79 (1): 106 - 121.
34. Smil, V. 1999. "China's Agricultural Land" *The China Quarterly*, 158: 414 - 429.
35. Zhou, Y., and L. J. C. Ma. 2000. "Economic Restructuring and Suburbanization in China" *Urban Geography*, 21 (3): 205 - 236.

On the Driving Forces of Nonagriculturalization of Rural Land around Large and Medium Cities: An Empirical Test Based on Panel Data of 130 Cities in China

Zhou Jingkui and Wang Yue-long

(Nankai Institute of Economics)

Abstract: In this paper, we make an empirical analysis on the driving mechanism of nonagriculturalization of rural land, using the data of 130 large and medium cities from 1999 to 2006. For the whole country, the results show that the main factors of driving nonagriculturalization of rural land are increase in non - agricultural population, industrial agglomeration, government benefits from land, and investment in real estate. What is more, for large cities, the nonlinear impact of investment in real estate and industrial agglomeration are most important driving forces due to the circular cumulative causation in demand, while the increase in non - agricultural population is the main factors for the medium cities.

Key Words: Nonagriculturalization of Rural Land; Non - agricultural Population; Industrial Agglomeration; Investment in Real Estate

JEL Classification: O18, Q15, R14

(责任编辑:陈永清)