

中国转型期城市空间规模的决定因素^{*}

——统一的单中心城市模型的理论研究与实证

何 鸣,柯善咨

(湖南大学 经济与贸易学院,湖南 长沙 410079)

摘 要:文章根据城市土地经济学原理、结合我国城市特点构建了兼有“封闭”和“开放”特征的单中心城市模型,并发展了经典单中心城市模型的比较静态分析。文章提出的本地性均衡概念弥补了现有理论的不足,有助于揭示城市户籍人口和农村流动人口在城市的就业和居住模式以及城市用地特征。对中国630多个城市2003—2007年数据的计量分析显示,我国城市用地规模差异的88%可以被模型所解释。特别地,政府规划中较少考虑的城市收入、市内交通条件、流动人口对现阶段我国城市规模有显著影响。计量分析结果还表明,在控制了上述所有经济因素后,行政级别高的城市以及中西部地区城市使用了更多的土地。

关键词:封闭城市;开放城市;户籍人口;流动人口;本地性均衡

中图分类号:F061.5;F293.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)12-0004-12

一、引 言

改革开放以来,我国城市建设用地的总规模已经从1984年的8 842平方公里增加到2007年的35 470平方公里。各种迹象显示,虽然我国城市建设用地一直受到政府的严格控制,但许多未被规划考虑的经济因素正发挥着重要作用。以2002年我国颁布的《招标投标挂牌出让国有建设用地使用权规定》为标志,城市土地市场在我国被最终确立。在我国耕地面积不断缩减、粮食安全问题日益突出的今天,人们不禁要问:这个新生的市场是否能有效地配置土地资源?目前的城市用地扩张现象是否有其经济学原理?

基于Alonso-Muth-Mills理论的单中心封闭城市模型在西方已经为大量的经验研究所支持。本文根据该理论的基本思想并结合我国国情构造了统一的单中心城市模型并定义了新的均衡概念,解释了我国城市中户籍人口和流

收稿日期:2009-08-10

基金项目:国家社会科学基金重大项目(078&·ZD017)

作者简介:何 鸣(1975—),男,湖北武汉人,湖南大学经济与贸易学院副教授;

柯善咨(1951—),男,浙江台州人,湖南大学经济与贸易学院教授。

动人口截然不同的用地行为。我们随后对一般均衡进行了比较静态分析并采用 2003—2007 年中国 630 多个城市的相关数据对其进行了统计检验。实证结果表明：市场机制对城市建设用地的决定正发挥着越来越大的作用，但尚受到现有政策的制约。

二、现有理论及其不足

20 世纪 60 年代创建的 Alonso-Muth-Mills 模型继承和发展了 Thünen 关于地租与运输成本补偿的原理，概括了城市土地使用特征。之后，Wheaton (1974) 和 Brueckner (1987) 构建了更加正规的单中心城市模型对上述原理和机制及其在城市用地特征中的含义作出了严格表述。该模型分为封闭城市和开放城市两个版本。封闭城市模型假定完全不存在农村—城市的人口迁移，因而城市人口是外生给定的；开放城市模型则假设农村居民可以自由地向城市迁移，因而城市人口是内生决定的。Wheaton (1974) 对两种模型的比较静态分析成为城市相关理论和经验研究的基础。

由于发达国家的城市化进程业已结束，城市人口相对稳定，封闭城市模型是一个较好的近似，因此国外绝大多数关于城市空间规模的经验研究将其作为理论依据（如 Brueckner 和 Fansler, 1983；McGrath, 2005；Song 和 Zenou, 2006）。发展中国家的情况恰恰相反，许多发展中国家正处于城市化过程中，来自农村的移民是城市居民的重要构成部分，因而开放城市模型较为适用；但由于数据的获得性问题，此类经验研究相当贫乏，质量也较低。^①

然而我国的城市形态与封闭或开放模型所假设的两种极端情况均有明显的差别：一方面户籍制度产生了一个相对固定、占主导地位的城市非农业人口；另一方面，我国城市有大量流动人口。本文中的流动人口特指在市区小规模工商商业就业的农村流动人口，他们提供的劳务（如建筑安装、各类维修、保洁、餐饮、服务、零售等）在当地被消费。这一类流动人口数量庞大，并且在全国范围内普遍存在。农村流动人口与城市本地人口有很大差别。首先，由于前者教育程度相对较低，多从事收入低得多的非正式工作（Fan, 2001；Knight 等, 1999）。其次，农村流动人口在城市的住所很大一部分由雇主提供，其特点是离工作地点非常近；而城市本地人口则通常自行解决住房（Fan, 2001；Knight 等, 1999）。这与我们通常观察到的另一个现象是一致的，即城市中的通勤者（月票族）基本上都是有正式工作的城市户籍人口而非农村流动人口，因为后者的工作地点通常就在居住地点附近而无需通勤。最后，在一般情况下，农村流动人口的聚集区域往往在远离市中心、人口密度和房—地价较低的边缘地带；而城市非农业人口则在城市繁华地带具有绝对优势地位。这种差异表明需要一个兼顾“封闭”和“开放”的模型来描述当前我国城市人口分布的现状。

最早关于异质城市人口结构的理论研究是在封闭城市的框架下进行的(如 Wheaton, 1976; Hartwick 等, 1976)。其共同结论是收入较低的城市居民在靠近 CBD 的区域居住, 而收入高的居民居住在城市外围。该结论显然与发展中国家特别是我国的实际情况有较大出入。Brueckner 和 Zenou (1999) 发展了 Harris 和 Todaro (1970) 的思想, 提出发展中国家的农业移民大多在城市外围的非正式行业就业, 因而不需要像本地居民那样通勤, 从而解释了许多发展中国家城市农业移民分布在城市外围的事实。尽管 Brueckner-Zenou 的模型首次将本地人口的封闭性和农业移民的开放性纳入同一个模型进行研究从而更好地解释了发展中国家的用地模式, 但是该模型也存在一些不足, 主要体现在没有通过经济学原理解释非正式行业在城市中的选址以及非正式商品的出清问题。本文意图建立一个反映非正式商品本地消费的城市模型, 显示非正式商品价格、土地价格、非正式行业及流动人口在城市中分布区域之间的相互联系, 最终推导出可以更好地解释上述各种现象的均衡用地模型。

三、统一的单中心城市模型

我们假设: 城市居民消费复合商品 c 及土地 h , 其效用函数为 $u(c, h)$; 复合商品可以由城市正式部门或非正式部门生产, 分别记作 c_H 和 c_L ; 非正式商品的质量较低, 记作 $q (< 1)$; 两种商品在对质量进行加权后可以完全替代, 由此, 有 $c = c_H + qc_L$; 正式商品的生产与销售分布于 CBD 附近, 但正式产品在全国范围内都可生产与销售, 价格单位化为 1, 正式部门工资为 w ; 非正式商品由于商品属性或小规模生产等原因不可运输而必须在生产地销售, 但非正式企业可以在城市中自由选址。非正式商品的生产函数是一次齐次的, 并且仅仅使用劳动力这一种投入, 劳动生产率为 A , 产品价格为 p , 在完全竞争的情况下, 非正式部门工资必为 $w_L = Ap$ 。

其次假定城市人口分为户籍人口和流动人口, 前者就业于正式生产部门, 具有人口 N ; 后者就业于非正式部门, 其保留效用为 u^A 。典型城市居民需要选择居住地 x_h 、工作地点 x_w 、(非正式)商品购买地点 x_c 以及购买的土地和复合商品数量, 从而极大化自己的效用水平。^② 由于 x_h 、 x_w 、 x_c 三者可能不相同, 该消费者需要支付交通成本, 记为 $t(x_h, x_w, x_c)$ 。典型消费者的优化问题如下:

$$\text{Max}_{c_H, c_L, h} u(c_H + qc_L, h) \quad \text{s.t.} \quad c_H + p(x_c)c_L + r(x_h)h \leq w(x_w) - t(x_h, x_w, x_c) \quad (1)$$

x_h, x_w, x_c

其中: $p(x_c)$ 为 x_c 处非正式商品价格, $r(x_h)$ 为 x_h 处地价, $w(x_w)$ 为 x_w 处工资。对于 $t(x_h, x_w, x_c)$, 假定消费者的行程以住址为起点; 单位距离交通成本为 t ; 若消费者到同一地点完成多个行为, 他只需到达该地一次。假若一个流动人口消费两种复合商品, 且居住地、工作地、购物地各不相同, 则他的总交通成本为 $t(x_h + |x_h - x_c| + |x_h - x_w|)$ 。

对于效用函数,假定 $\lim_{c \rightarrow 0} \partial u / \partial c = \lim_{h \rightarrow 0} \partial u / \partial h = +\infty$,这表示消费者对复合商品或土地的消费量永远不会为零;同时假定它们都是正常商品。最后,假定城市外农业地价为 r^A 。

我们的基本模型允许非正式生产的分散化。一般说来,在这种情况下由于工资、地价、非正式商品价格互相依赖,进行均衡分析是相当困难的(Straszheim, 1984; White, 1988)。为了解决技术上的障碍,我们首先研究一种有行为约束的均衡:所有流动人口都在工作地居住,并且仅仅在当地购买非正式商品进行消费;如果任何一个户籍人口需要消费非正式商品,他只在居住地购买。该均衡被称为本地性均衡。我们首先分析该均衡产生的用地模式,进而阐明在一定条件下这种行为约束的自我强化:在给定工资、地价、非正式商品价格的情况下,任何城市居民都不会选择与之不符的行为,从而该均衡同时也是一个无约束均衡。

首先分析城市中存在流动人口的区域。根据非正式商品不可运输以及效用函数的假设,非正式商品市场的出清要求部分户籍人口也居住在这一区域,并且消费当地的非正式商品。当然,这也与我国城市居民实际分布相符。同时,均衡要求所有户籍人口均获得相同的效用水平 u^p ;同时所有流动人口均获得保留效用 u^A 。对于本区域内到 CBD 距离为 x 的任何一点,根据本地性均衡的行为约束写出此处的户籍人口(上标 p)和流动人口(上标 m)的效用极大化问题如下:

$$u^p = \max_{c_H^p, c_L^p, h^p} u(c_H^p + qc_L^p, h^p) \quad \text{s.t.} \quad c_H^p + p(x)c_L^p + r(x)h^p \leq I^p(x) = w - tx \quad (2)$$

$$u^A = \max_{c_H^m, c_L^m, h^m} u(c_H^m + qc_L^m, h^m) \quad \text{s.t.} \quad p(x)c_L^m + r(x)h^m \leq I^m(x) = w_L(x) = A p(x) \quad (3)$$

对两式分别采用 Roy 恒等式,不难得到下面条件:

$$dr/dp = (A - c_L^m)/h^m = r/p = (r/p)^*, r < (r/p)^* q, dr/dI^p = r/I^p \quad (4)$$

式(4)的第一式说明为了保持流动人口的效用水平为常数 u^A ,本区域内任何位置的地价与非正式商品价格之比必须为常数 $(r/p)^*$;显然该常数仅取决于 u^A 和 A 的数值。式(4)的第二式是市场出清条件:户籍人口在居住地消费非正式商品的必要条件是足够便宜($p < q$);由于两种商品可替代,他们此时不再消费正式商品。这一条件说明非正式部门以及流动人口必然出现在城市中地价较低的区域。式(4)的最后一式说明在此区域中 $p(x)$ 、 $r(x)$ 以及 $w - tx$ 必然等比例变化,亦即:

$$(w - tx)/(w - tx) = r(x)/r(x') = p(x)/p(x'), \\ r'(x) = -t[r(x)/(w - tx)] \quad (5)$$

这表明该区域中的地价随距离(CBD)的增加而下降。

对城市中不存在流动人口的区域的分析较为简单。该区域内不存在非正式商品的供给,因而户籍人口只能到 CBD 附近购买正式商品。这样,该区域在本质上类似于 Wheaton (1974) 所描述的封闭城市。借用 Hartwick 等 (1976) 的记法,分别用 $r(u^p, w - tx)$ 和 $h(u^p, w - tx)$ 表示该区域内到 CBD 距离为 x 的位置上的地价及居住在此的户籍人口对土地的需求。采用包络引理不难得到 $\partial r / \partial x = -t / h(u^p, w - tx)$, 亦即该区域地价也随距离的增加而下降。将上式与式 (5) 比较,并注意到 $r(u^p, w - tx) h(u^p, w - tx) < w - tx$, 不难发现在两个区域的交界处,本区域的地价曲线一定更为陡峭。根据竞价原理,城市可以分为两个区域:在以 CBD 为中心的圆形内城中不存在流动人口;而在此内城之外则是一个环形的外城,其中流动人口和户籍人口混居。把内城和外城的半径分别记为 x_1 和 x_2 ,则整个城市的半径为 x_2 。记内外城交界处的地价为 r_1 ,则根据对内城地价的记法有:

$$r(u^p, w - tx_1) = r_1 \quad (6)$$

又由式 (4) 可以用间接效用函数表示外城中流动人口的保留效用为:

$$V^m(1, r_1 / q, A) = u^A \quad (7)$$

城市的边界 x_2 由竞价原理决定,亦即此处下降的城市地价等于农业地价 r^A ; 根据式 (5) 得到:

$$r^A = [(w - tx_2) / (w - tx_1)] r_1 \quad (8)$$

以上所描述的典型的本地性均衡如图 1 所示。

为了完成对本地性均衡的描述,我们还需要简要分析外城的用地模式。根据式 (4),不管是户籍人口还是流动人口在外城各处都保持恒定的人口密度(即每人用地面积)。把每个户籍居民的用地加上为他服务的流动人口用地定义为该户籍居民的总用地,记作 h^g 。计算表明:

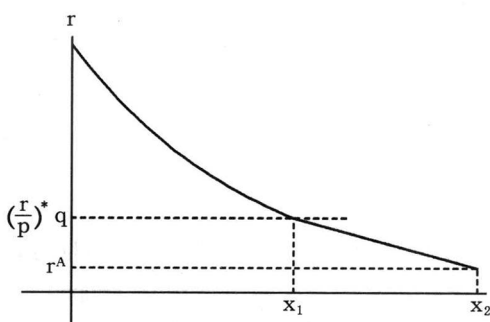


图 1 本地性均衡的地价曲线及内外城的划分

$$\begin{aligned} h^g &= h(u^p, w - tx_1) + \frac{c_L^p(u^p, w - tx_1)}{A - c_L^m} h^m \\ &= h(u^p, w - tx_1) + c_L^p(u^p, w - tx_1) \left(\frac{p}{r} \right)^* \\ &= \frac{w - tx_1}{r(u^p, w - tx_1)} = \frac{w - tx}{r(x)} \end{aligned} \quad (9)$$

将内外城的户籍人口密度分别积分并相加就得到了总户籍人口:

$$\int_0^{x_1} [2\pi x/h(u^p, w - tx)]dx + [r_1/(w - tx_1)] \int_{x_1}^{x_2} 2\pi x dx = N \quad (10)$$

对于给定的外生变量 $\{N, w, r^A, u^A, t, A, q\}$, 式(6)至式(8)及式(10)以隐函数的方式给出了内生变量 $\{x_1, x_2, u^p, r_1\}$ 的值; 这样, 这四个方程就完全地描述了本地性均衡。

四、均衡的存在性及比较静态分析

在定义了本地性均衡后, 尚有两个重要问题需要解决: 本地性均衡存在的充要条件是什么? 在什么情况下本地性均衡的行为约束是消费者的自愿选择? 为了回答这两个问题, 首先需要对外生变量 u^A 进行比较静态分析。

引理 1: 对于任何本地性均衡, 当 u^A 增加时, 内城扩大但整个城市缩小, 亦即:

$$dx_1/du^A > 0, dx_2/du^A < 0 \quad (11)$$

根据引理 1 的结论,^③ 当 $x_1 = x_2$ 时保留效用 u^A 达到最大值, 亦即:

$$u_{\max}^A = V^m(1, r^A/g, A) \quad (12)$$

若 $u^A > u_{\max}^A$, 则城市中不会有流动人口, 其结果是形成一个半径为 x_c 的封闭城市。^④ 另一方面, 当内城收缩到 CBD 时, u^A 达到最小值 $u_{\min}^A$; 此时 r_1 和 x_2 分别达到最大值 $r_{\max}$ 和 $x_{\max}$ 。具体地, 这三个极值由下式给出:

$$u_{\min}^A = V^m(1, r_{\max}/q, A), r_{\max} = r^A w / (w - tx_{\max}), \pi x_{\max}^2 r^A / (w - tx_{\max}) = N \quad (13)$$

显然, $u_{\min}^A < u^A < u_{\max}^A$ 是本地性均衡存在的必要条件。事实上, 可以证明这又是本地性均衡存在的充分条件。

命题 1: 本地性均衡存在, 当且仅当 $u_{\min}^A < u^A < u_{\max}^A$ 时, 均衡必唯一。

命题 1 回答了本部分开始提出的第一个问题; 而下面的命题则回答第二个问题。

命题 2: 若 $w - tx_c > Aq$, 则本地性均衡的行为约束同时也是居民的自愿行为——在给定均衡地价、非正式商品价格、工资的情况下, 户籍人口的效用水平一定高于流动人口的效用水平; 任何户籍人口均不能通过到居住地以外的地方采购非正式商品以提高自己的效用水平; 任何流动人口均不能通过到居住地以外的地方工作或采购提高自己的效用水平。

命题 2 有明显的经济意义。在均衡条件下, 位于 x_1 或 $x' > x_1$ 的住所对于一个户籍居民是无差异的, 因为额外的交通成本 $t(x' - x_1)$ 带来的可支配收入损失刚好被 x' 处较低的物价和地价所补偿。一个原来在 x_1 处工作、消费、居住的流动人口若为了追求更低的物价及地价而搬迁至 $x' > x_1$ 居住的话, 情况就会发生变化: 虽然这一过程同样产生了交通成本 $t(x' - x_1)$, 但是由于其原始收入低于户籍居民, 他的可支配收入下降幅度要超过物价和地价下

降的幅度,他因此受到损失。条件 $w - tx_c > Aq$ 保证了两种居民的收入差距,这是造成这一现象的根源。

在解决了上述理论问题后,我们对本地性均衡进行比较静态分析。由于本文的经验分析局限于城市规模,下面的命题仅仅对城市空间规模(即内生变量 x_2)进行分析。

命题 3:

$$dx_2/dN > 0, dx_2/dw > 0, dx_2/dr^A < 0, dx_2/dt < 0, dx_2/du^A < 0, dx_2/dA > 0, dx_2/dq > 0 \quad (14)$$

命题 3 的经济意义如下:若户籍人口增长,对现有城市土地的竞争导致土地价格上涨,对地价敏感的非正式产业以及流动人口将被迫搬迁到离 CBD 更远的区域,导致城市用地扩大($dx_2/dN > 0$);若户籍人口平均工资增长,部分户籍人口将愿意支付更多交通成本,到离 CBD 更远的区域享受更大的房屋面积($dx_2/dw > 0$);若农业地价升高,城市用地规模相对缩小($dx_2/dr^A < 0$),单位距离交通成本的提高将迫使户籍人口缩短他们的通勤距离以节省交通费用,相应的城市规模缩小($dx_2/dt < 0$);等等。Wheaton(1974)的封闭城市模型包括的外生变量为 $\{N, w, r^A, t\}$,而开放城市模型包括的外生变量为 $\{w, r^A, u^A, t\}$ 。

作为对这两种极端情况的综合,新模型的比较静态性质如表 1 所示。

表 1 三个模型的比较静态分析

城市/模型	dx_2/dN	dx_2/dw	dx_2/dr^A	dx_2/dt	dx_2/du^A
封闭城市	>0	>0	<0	<0	na
开放城市	na	>0	<0	<0	<0
本地性均衡	>0	>0	<0	<0	<0

五、中国城市用地规模的经验研究

这里采用中国 630 多个县级及以上城市 2003 年、2005 年、2007 年的数据对命题 3 的比较静态分析结论进行检验。虽然该模型仅仅研究了市场机制对城市用地规模的影响,但是如前所述,政府规划历来对城市用地起着决定性作用。因此在实证研究中我们还需要同时考虑两方面的因素。

在理论模型中,外生变量包括 $\{N, w, r^A, u^A, t, A, q\}$ 。但是,流动人口的劳动生产率 A 以及非正式产品的质量 q 都难以根据现有统计数据衡量。本文假设不同城市的流动人口大致同质,这两个变量将成为统计模型中回归截距的一部分。

本文模型假设:城市是一个以 CBD 为圆心, x_2 为半径的圆盘,因此城市半径被定义为 $(建成区面积/\pi)^{1/2}$,其中建成区面积数据来自各年份的《中国城市建设统计年鉴》。城市户籍人口 N 和平均工资 w 的相关数据均来自各年份的《中国城市统计年鉴》。农业土地价格 r^A 的衡量非常困难,其根本原因是我

国的农业用地不能买卖,因而不存在价格。但是根据《中华人民共和国土地管理法》,我们采用农业用地的单位年产量可以替代被征土地的市场价格。对于地级及以上城市,该变量定义为市辖区地区生产总值 $\times$ 市辖区第一产业占GDP的比重/ $(\text{市辖区面积}-\text{建成区面积})$;对于县级城市,该变量定义为地区第一产业生产总值/ $(\text{行政区域土地面积}-\text{建成区面积})$;以上数据除建成区面积来自《中国城市建设统计年鉴》外均来自《中国城市统计年鉴》。根据数据的可获得性,本文采用建成区人均道路长度(Street)间接衡量交通成本,定义为建成区道路密度 $\times$ 建成区面积/市辖区非农人口。数据分别来自各年份的《中国城市建设统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。该变量数值越大,单位距离交通成本越低。

在模型中, u^A 为流动人口在城市生活的保留效用,无法直接衡量。对流动人口而言,该保留效用是农村生活效用与迁移产生的效用损失之和。假设农村生活效用水平为常数,则迁移成本可以被用来衡量该保留效用。影响迁移成本的因素很多,鉴于数据的可获得性,本文使用城市对外交通条件衡量迁移成本。我国流动人口进入城市的主要方式为长途客运和铁路,因此本文选用公路(Hiway)和铁路(Rroad)两变量。变量Hiway定义为通过城市行政区域的高速公路数量。变量Rroad是一指数,若城市铁路车站当年发送铁路旅客人数为0—100万、100—200万、200—400万、400—800万、800—1500万、或高于1500万,变量Rroad分别被赋值1至6;若旅客数为0,则变量Rroad被赋值为0。高速公路数据从各省交通图上人工采集;铁路发送旅客数来自各年份的《中国城市统计年鉴》。变量Hiway或Rroad数值越大,说明城市对外交通能力越强,迁移成本越低,因而保留效用越低,导致城市规模扩大。

由于政策因素很难测量,本文只引入若干综合的固定效应变量。根据《城市用地分类与规划建设用地标准》,我国城市按照其功能被划分为四个等级,分别规划了不同的人均用地面积。等级划分在一定程度上反映了城市的行政级别。行政级别高的城市管辖更大范围的各项事务,因而需要为这些功能配置更多的用地。而且级别高的城市有更大的权利为自己获得土地。鉴于此考虑,本文根据《中国城市统计年鉴2006》的划分对省会和直辖市、地级城市、县级城市分别设置了虚拟变量capital、prefecture、county。

最后,我国不同地区在地理气候等自然条件、人口密度、城市密度、市场化水平和政府效率上都有明显差异。为此我们构建了东部(eastern)、中部(central)和西部(western)三个虚拟变量。舍去缺失的观测值后我们分别得到638个(2003年)、639个(2005年)和634个(2007年)城市。表2列出了后两个年份的截面数据中各变量的描述统计量。

表 2 2005 年、2007 年中国城市描述统计量

年份(样本)	2005(N=639)				2007(N=634)			
变量名(单位)	mean	min	max	std	mean	min	max	std
x(公里)	3.40	1.09	19.54	1.97	3.58	1.09	20.26	2.16
N(万人)	44.38	1.60	1 128.37	84.48	46.97	1.55	1 174.05	90.00
w(元)	15 401	874	35 812	4 964	21 200	1 306	49 439	5 896
r ^A (万元/平方公里)	110.3	5.5e-02	3 400	188.9	117.6	7.1e-02	1 077	103.96
Street(公里/万人)	8.85	0.93	57.05	5.49	9.55	0.94	65.58	6.78
Hiway	1.26	0.00	9.00	1.11	1.28	0.00	9.00	1.13
Rroad	1.51	0.00	6.00	1.38	1.61	0.00	6.00	1.50
capital	0.05	0.00	1.00	0.21	0.05	0.00	1.00	0.21
prefecture	0.38	0.00	1.00	0.49	0.39	0.00	1.00	0.49
county	0.57	0.00	1.00	0.50	0.56	0.00	1.00	0.50
eastern	0.44	0.00	1.00	0.50	0.44	0.00	1.00	0.50
central	0.37	0.00	1.00	0.48	0.37	0.00	1.00	0.48
western	0.19	0.00	1.00	0.40	0.19	0.00	1.00	0.39

我们采用双对数估计方程为：

$$x=\beta_0+\beta_1N+\beta_2w+\beta_3r^A+\beta_4t+\beta_5Hiway+\beta_6Rroad+\sum\beta_iDummy_i+\epsilon \quad (15)$$

式中 Dummy 是城市类型和地区虚拟变量。除了虚拟变量和序数型变量 Hiway 和 Rroad 外,所有其他变量都在方程估计前取对数。

经验告诉我们中国城市土地市场自 2002 年建立以来得到了飞速发展,因此我们期望方程(15)对于不同年份的数据会有不同的表现。为此我们对 2003 年、2005 年、及 2007 年的数据分别进行截面回归以考察这种差异,同时汇报混合回归结果以揭示 2003—2007 年的平均趋势。表 3 左栏为双对数模型的 OLS 参数估计。考虑到如存在异方差性,t 统计量可能被高估,左栏中的标准差为 White 异方差一致性标准差。为了考察可能的异常观测值或较大杠杆值对 OLS 参数估计的影响,我们采用 Huber 目标函数对方程(15)作稳健(robust)回归,其参数估计列表 3 右栏。

表 3 中国城市用地规模决定因素回归方程估计

估计	OLS				robust regression			
年份	2003	2005	2007	2003—2007	2003	2005	2007	2003—2007
截距项	-0.977** (0.254)	-1.594** (0.262)	-1.645** (0.356)	-1.188** (0.105)	-1.079** (0.215)	-1.739** (0.202)	-1.882** (0.231)	-1.216** (0.092)
N	0.358** (0.013)	0.345** (0.013)	0.349** (0.014)	0.351** (0.008)	0.358** (0.011)	0.344** (0.012)	0.349** (0.012)	0.352** (0.007)
w	0.049. (0.028)	0.103** (0.028)	0.113** (0.036)	0.067** (0.011)	0.062** (0.023)	0.120** (0.021)	0.139** (0.023)	0.072** (0.010)
rA	-0.002 (0.007)	0.007 (0.008)	0.002 (0.007)	-0.000 (0.004)	-0.003 (0.006)	0.011. (0.006)	0.005 (0.006)	0.001 (0.004)
Street	0.176** (0.015)	0.216** (0.013)	0.197** (0.016)	0.199** (0.009)	0.173** (0.011)	0.208** (0.012)	0.184** (0.012)	0.191** (0.007)
Hiway	0.012 (0.008)	0.019** (0.007)	0.029** (0.008)	0.021** (0.005)	0.009 (0.006)	0.016** (0.007)	0.024** (0.007)	0.017** (0.004)
Rroad	0.028** (0.007)	0.026** (0.007)	0.020** (0.007)	0.025** (0.004)	0.024** (0.006)	0.026** (0.007)	0.020** (0.006)	0.024** (0.004)
Capital	0.118** (0.046)	0.147** (0.045)	0.178** (0.044)	0.154** (0.026)	0.139** (0.043)	0.148** (0.047)	0.179** (0.046)	0.164** (0.026)
prefecture	0.088** (0.019)	0.100** (0.018)	0.099** (0.019)	0.099** (0.011)	0.096** (0.016)	0.096** (0.018)	0.092** (0.018)	0.099** (0.010)
central	0.046** (0.016)	0.062** (0.015)	0.026. (0.015)	0.038** (0.009)	0.043** (0.015)	0.056** (0.016)	0.027. (0.016)	0.034** (0.009)
western	0.064** (0.021)	0.078** (0.019)	0.026 (0.019)	0.051** (0.011)	0.050** (0.018)	0.078** (0.019)	0.032. (0.019)	0.048** (0.011)
N	638	639	634	1911	638	639	634	1911
Adj R-squared	0.87	0.89	0.88	0.88	—	—	—	—
F	424	494.7	478.4	1388	—	—	—	—

注:括号中为标准差,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

表 3 结果显示 OLS 和 robust 的参数估计值和显著性水平都较相似。因此可以认为 OLS 的估计结果较为稳健。同时,各年份数据的截面回归结果虽有变化,但大体仍然相仿;混合回归的参数估计值接近各截面回归参数估计值的均值。这表明我们的计量模型对 2003—2007 年我国城市用地的解释力是稳定的。以混合回归为例,OLS 回归方程的调整后的可决系数为 0.88,说明该模型较好地解释了同期我国城市的规模差异。变量 N 、 w 、 $Street$ 、 $Hiway$ 、 $Road$ 的参数值都显著地大于零,支持了理论模型的预期。其中 N 的系数为 0.351,说明若其他条件不变,城市非农业人口增加 10% 将导致城市半径增加 3.5%,或面积增加 7%。这一结果相当接近 McGrath(2005)的结果(3.76%—3.84%)。可见在现阶段户籍人口仍然是决定我国城市空间规模的最重要因素,这也反映了我国城市用地规划的结果。城市工资 w 的系数为 0.067,说明居民收入增加 10% 将导致城市半径增加 0.67%。这一结果大大低于 Brueckner、Fansler(1983)(15%)和 McGrath(2005)(3.3%)的结果。其原因大体有两个:首先,美国城市居民收入大大高于我国,土地使用面积的收入弹性自然较大;其次,我国城市土地利用规划基本上没有考虑收入因素,因而收入较高的城市产生的额外土地需求很难得到满足。农业地价 r^A 的系数非常小且极不显著,这意味着对农业用地的补偿额与地方政府的城市土地出让价格是脱节的。对外交通变量 $Hiway$ 和 $Road$ 的系数都显著为正,说明良好的公路、铁路交通能力能够显著降低迁移成本,吸引更多流动人口,并且还可以通过吸引制造业投资来创造更多的就业机会。虚拟变量省会(capital)和地级市(prefecture)的参数估计表明,在上述各经济变量相似的情况下,地级市用地面积较县级市约大 22% ($e^{2 \times 0.1} - 1$),而省会或直辖市较县级市约大 36% ($e^{2 \times 0.154} - 1$)。这清楚地表明行政级别较高的城市的用地规模并非上述经济变量所能解释,它们所具有的行政管理功能和权利也同时决定了它们的规模。最后,虚拟变量 central 和 western 的系数说明与东部地区同等人口和经济条件的城市相比,中西部城市使用了更多用地,意味着其土地使用效率低于东部。

通过比较不同年份数据产生的回归结果,我们不难发现某些因素的影响力在 2003—2007 年发生了显著变化。首先,从参数估计值的大小和显著性上看,城市工资 w 对城市用地的影响是逐渐增强的。注意到居民收入是一个在城市土地利用规划中通常不被考虑的因素,这一现象说明随着城市土地市场的飞速发展,市场机制正发挥越来越重要的作用:高收入城市地价迅速上涨,导致对城市外围低价土地需求的不断增加,最后不可避免地产生了城市扩张的压力。另一个值得注意的变量是 $Hiway$:从 2003 年到 2007 年,其参数估计值迅速增加,并且显著性明显增强。这提示我们便捷的公路交通条件对城市吸引流动人口以及外向型企业变得越来越重要。与 $Hiway$ 的变化相对应,我们看到铁路客运能力($Road$)的重要性在这一时期出现了一定程度的下降。

我们同时注意到,在控制了人口、收入等经济因素后,省会及直辖市城市的用地规模相对于其他城市有了显著的增长。这表明我国的城市土地利用规划在 2003—2007 年逐步向大城市倾斜,导致它们在同等条件下扩张得更快。

六、结论及政策建议

本文根据城市土地经济学原理、结合我国农村流动人口在城市的就业特点构建了兼有“封闭”和“开放”特征的、统一的单中心城市模型。该模型兼顾了城市的户籍人口部分的“封闭性”和流动人口部分的“开放性”;其对非正规部门的处理方式弥补了现有理论的不足。本文提出的均衡概念解释了流动人口的用地、就业以及通勤特征;对城市空间规模的比较静态分析表明该均衡继承了封闭城市和开放城市模型的经典结论。相应的回归方程解释了 2003—2007 年 630 多个中国城市空间规模差异的 88%,表明了该模型与实际数据的高度拟合性;特别地,政府规划中通常不予考虑的收入、市内交通条件被证实对城市空间规模有显著影响,说明市场机制正在发生作用。相反,农业地价对城市用地规模没有影响,表明现有的征地补偿制度缺乏有效地配置城乡土地的功能。此外,模型估计结果显示行政级别高的城市以及中西部地区城市使用了更多的用地。

上述结果表明,市场机制正在以直接或间接的方式影响我国城市的用地规模。现有城市用地规划依据了最重要的市场因素—户籍人口,但对其他市场因素考虑不足。这可能是经济发达地区建设用地紧张的因素之一。城市收入的增长必然导致城市扩张,我们认为高收入城市似应通过放宽建筑容积率(即建设更多高层建筑)来达到增加城市实际使用面积的效果。市内交通的改善同样会导致城市的扩张。放宽容积率标准、利用市场力量优化资本—土地组合有可能在不大规模增加城市用地的情况下适应交通改善后城市用地的需求。当前对城市建设用地的严格控制以及对农业用地的补偿方式导致了城市土地价格大大高于农业用地收益率,各种违规侵占农业用地的现象是市场不完善的必然结果。根本出路在于城乡土地市场的一体化。最后,本文的实证研究表明农村流动人口的存在会增加城市的用地需求。不难预见,当户籍制度改革进一步深入、农村流动人口可以享有目前城市户籍人口的同等权利和福利时,城市的用地需求将急剧增长,有关政府规划部门对此应有前瞻性规划和设想。

* 本文获教育部“985 工程”湖南大学经济开放与贸易发展哲学社会科学创新基地“经济开放与区域发展”项目资助。

注释:

①以 Brueckner(1990)为例,该研究的样本仅包括 24 个发展中国家的最大城市,数据的可获得性和国际差异迫使作者对原始理论进行了相当程度的变形,然而最终获得的拟合度仍然很低。

②在对称的情况下,三点必在过 CBD 的同一条射线上,因而 x_b 、 x_w 、 x_c 分别表示三个地点

到 CBD 的距离。

③该引理及本文其他命题的证明较为繁琐，限于篇幅没有在正文中提供。有兴趣读者可向笔者索取。

④此时均衡的定义及 x_c 的决定在 Wheaton(1974)中有完整的分析。

参考文献：

- [1]Brueckner J K. Analyzing third world urbanization: A model with empirical evidence [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1990, 38(3): 587—610.
- [2]Brueckner J K, Y Zenou. Harris-Todaro models with a land market[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1999, 29(3): 317—339.
- [3]Fan C C. Migration and labor-market returns in urban China: Results from a recent survey in Guangzhou[J]. *Environment and Planning A*, 2001, 33(3): 479—508.
- [4]Knight J B, L Song, H Jia. Chinese rural migrants in urban enterprises: Three perspectives[J]. *Journal of Development Studies*, 1999, 35(3): 73—104.
- [5]McGrath D T. More evidence on the spatial scale of cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 2005, 58(1):1—10.
- [6]Song Y, Zenou Y. Property taxation and urban sprawl: Theory and implications for U. S. cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 2006, 60(3): 519—534.

The Determinants of Spatial Scales of Cities during the Transition Period in China: A Theoretical and Empirical Study on a Consolidated Monocentric-city Model

HE Ming, KE Shan-zi

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: Based on the economic theories about urban land and the characteristics of cities in China, the paper constructs a monocentric-city model with the features of closeness and openness, develops the comparative statistic analysis of the classic monocentric-city model. The local equilibrium raised by the paper provides a supplementation for current related theories and is beneficial to reveal the employment and residential patterns of urban domicile population and rural floating population in urban areas and the characteristics of urban land use. Through econometric analysis of the data of over 630 cities from 2003 to 2007, the consolidated monocentric-city model can explain 88% of the difference degree of urban land use scales. Especially, factors such as the income, transport condition and floating population in cities which are seldom considered by governments' plans have significant effects on the scales of cities at present. It also finds that after all the factors above are controlled, the cities with higher administrative grades and the ones in central and western areas tend to be allocated with more land.

Key words: closed city; open city; domicile population; floating population; local equilibrium

(责任编辑 许 柏)