

# 房价水平、差异化产品区位分布与城市体系\*

范剑勇 邵挺

内容提要:地级及以上城市体系的扁平化趋势可能是我国经济增长粗放、产能过剩的体现。本文将 *Thünen* 模型中房价水平对差异化产品区位分布的影响关系植入到新经济地理学 *Krugman-Helpman* 模型,详细阐述城市房价水平过快上涨(特别是大型城市)对差异化产品区位选择产生扩散倾向的内在机制,并利用 1998—2007 年中国地级及以上城市的相关数据进行检验。通过计量模型的参数估计,我们发现,*Krugman-Helpman* 模型中导致城市体系扁平化趋势的“非黑洞”条件在中国是成立的。这一结论意味着,通过遏制房价水平非正常过快上涨等方法来扭转城市体系的扁平化趋势可能对调整经济结构与增长方式等具有启示意义。

关键词:“非黑洞”条件 房价水平 城市体系

## 一、引言

本文旨在探讨我国地级及以上城市体系扁平化趋势的内在机制<sup>①</sup>,基本思路是从房价水平过快上涨(特别是大型城市)入手,阐述其与以“大型城市集聚相对不足、中小型城市发展过多”为主要特征的扁平化趋势之间的内在机制。那么,如何描述地级及以上城市体系的扁平化趋势呢?我们认为,房价水平显著地影响差异化产品的区位分布,而差异化产品较为平均的区位分布可以间接反映城市体系的扁平化趋势。因此,本处首先交待本文差异化产品的涵义及其分布。差异化产品是相对于同质产品而言的,指具有类似功能的产品大类中包括了可以满足消费者多样化偏好的各种差异化产品小类(*Dixit-Stiglitz*,1977)。差异化产品一般是指在厂商水平上规模报酬递增的制成品,但在本文中它不仅包括一般意义上的制成品,也包括在大中型城市中存在的、具有规模经济的某些服务业产品,如金融服务业、技术咨询服务、高档的奢侈品、大型零售业或文化服务业产品等。本处先以制造业为例说明近十年差异化产品的区位分布特征,然后简要说明房价水平对差异化产品的区位分布影响。

本文以 1998—2007 年规模以上微观工业企业的工业增加值作为分析对象、以泰尔指数为指标媒介、以地级及以上城市为基本区域单元,考察全国总体的、省内与省际的地级城市之间制造业集聚程度差异(见表 1)<sup>②</sup>,发现以下特征:1)泰尔指数(T)总体上处于较低的水平,1998—2007 年期

\* 范剑勇,复旦大学经济学院、复旦大学产业与区域经济研究中心,邮政编码:200433,电子信箱:jyfan0393@163.com;邵挺,复旦大学经济学院,电子信箱:shaotingfd@gmail.com。本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(06JJD790006)、上海市重点学科建设项目(B101)、国家社会科学基金规划与重点项目(08BJL032、09AZD012)、上海市教委“曙光学者”研究项目(09SG09)、复旦大学 985 项目及“通用汽车·中国发展研究青年奖学金”项目资助,匿名审稿人提供了建设性意见,特此致谢!

① 我国地级及以上城市体系“扁平化趋势”一词取自陈良文、杨开忠、吴蛟(2007),主要是指“中小型城市发展过多、大型城市集聚相对不足”的状况,Anderson and Ge(2005)对我国城市体系也有类似判断。

② 已有文献(范剑勇 2004;Fujita and Hu 2001;等等)认为中国各大区域或省份之间制造业分布呈现出典型的、新经济地理学意义上的“中心-外围”特征,但路江涌、陶志刚(2006)认为近十年来虽然制造业的空间集聚程度不断稳步上升,但相比于美国等发达国家来说,从县级水平上看制造业空间集聚仍处于非常低的水平,更谈不上“中心-外围”的分布特征。范剑勇(2010)系统阐述了范剑勇(2004)与路江涌等(2006)之间的差异原因,并直接否认了路江涌等(2006)关于集聚水平过低的观点。

间的均值为 0.43 ,作为对比 ,法国城市间制造业分布的泰尔指数在其工业化中期的 1930 年为 0.93 ,在工业化后期 2000 年为 0.50 (Combes ,Lafourcade and Toutain ,2008) 。2) 将地级城市之间的泰尔指数分解为省际间与省内的各地级城市间不平等分布 ,一个有趣的现象是 ,省内泰尔指数均低于省际间泰尔指数 ,其均值仅为 0.20 ,占对全国总体上泰尔指数的份额为 47% ;作为对比 ,法国省内的泰尔指数在 1930 年与 2000 年分别为 0.62、0.33 ,其对总泰尔指数的贡献份额达到 67.7% 与 66% 。3) 将非沿海地区地级及以上城市单独列出来 ,尽管其泰尔指数的均值只有 0.37 ,但与全国层面的泰尔指数形成一个鲜明的对比是 ,非沿海地区省内泰尔指数 ( $T_w$ ) 无论从绝对值还是从贡献份额来讲 ,都大于全国层面的省内泰尔指数 ,其均值分别达到 0.22 和 59% ,这就预示着在非沿海地区内部各城市体系的大小分布相对合理一些 ,而在沿海地区内部 ,城市体系的扁平化趋势更加明显。因此 ,我国制造业相对于法国的同期发展阶段来讲 ,分布较为平均、集聚水平较低 ,尤其是以沿海地区省内各地级城市之间的分布为甚。而本文研究目标恰恰是地级及以上城市体系扁平化趋势的内在机制是什么?

表 1 1998—2007 年制造业在地级及以上城市间的分布演变 (泰尔指数)

年份	全国地级及以上城市					非沿海地区地级及以上城市				
	T	T <sub>b</sub>	T <sub>w</sub>	T <sub>b</sub> (100%)	T <sub>w</sub> (100%)	T	T <sub>b</sub>	T <sub>w</sub>	T <sub>b</sub> (100%)	T <sub>w</sub> (100%)
1998	0.415	0.232	0.183	55.9	44.1	0.362	0.141	0.222	38.8	61.2
1999	0.414	0.206	0.208	49.8	50.2	0.358	0.142	0.216	39.7	60.3
2000	0.428	0.22	0.208	51.4	48.6	0.387	0.153	0.234	39.5	60.5
2001	0.446	0.238	0.208	53.4	46.6	0.379	0.157	0.223	41.3	58.7
2002	0.435	0.226	0.209	52.0	48.0	0.375	0.153	0.222	40.7	59.3
2003	0.449	0.239	0.21	53.2	46.8	0.371	0.149	0.222	40.2	59.8
2004	0.464	0.248	0.216	53.4	46.6	0.380	0.163	0.216	43.0	57.0
2005	0.439	0.234	0.205	53.3	46.7	0.357	0.147	0.210	41.1	58.9
2006	0.419	0.226	0.194	53.9	46.1	0.345	0.145	0.200	42.0	58.0
2007	0.393	0.206	0.187	52.4	47.6	0.344	0.143	0.201	41.5	58.5
均值	0.430	0.2275	0.2	52.9	47.1	0.370	0.15	0.22	40.78	59.22

年份	法国各城市之间				
	T	T <sub>b</sub>	T <sub>w</sub>	T <sub>b</sub> (100%)	T <sub>w</sub> (100%)
1860	0.60	0.29	0.40	48.3	51.7
1930	0.93	0.30	0.62	32.3	67.7
2000	0.50	0.17	0.33	34.0	66.0

注：泰尔指数公式与法国的计算结果均取自 Combes ,Lafourcade and Toutain(2008) 。泰尔指数 (T) 可以分解为省内的泰尔指数 ( $T_w$ ) 和省间的泰尔指数 ( $T_b$ ) 。

数据来源：《中国规模以上工业企业微观数据库》(国家统计局 ,历年)。

我们再来观察综合地价水平在全国各地区间的差异<sup>①</sup>(图 1) ,长三角、珠三角与京津地区的综合地价水平在 2001—2008 年期间遥遥领先于其他地区。这就预示着 ,沿海地区的高房价有可能推动着制造业从沿海地区向内地转移 ,或者从沿海地区的大型城市向本地区中小城市转移。而王非暗等(2010)发现 ,以 2004 年为转折点 ,2004 年以前制造业一直是向沿海地区转移与集中 ,2004 年以后因河南省等少数中部省份的崛起 ,沿海地区的集聚水平出现了下降的趋势 ,而这与图 1 所示

<sup>①</sup> 地价综合水平值是商业地价、居住地价和工业地价这三种不同用途地价水平的平均处理值 ,详见国土资源部(2009 年第 3 页)。

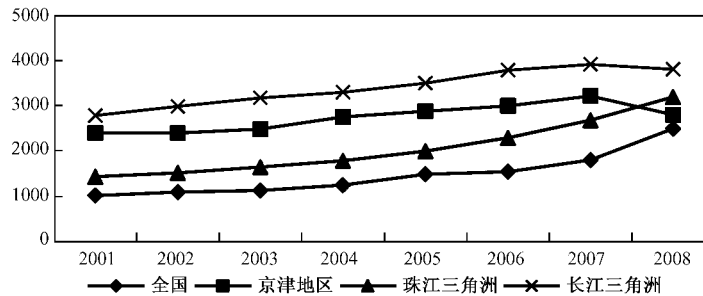


图1 2001—2008年长三角、珠三角、京津地区综合地价与全国均价比较

注:京津地区包括北京、天津。长三角包括上海、南京、杭州、湖州、常州等十六个城市;珠三角包括广州、深圳、佛山、中山、东莞、珠海等城市;单位:元/平方米。资料来源:国土资源部(2009)。

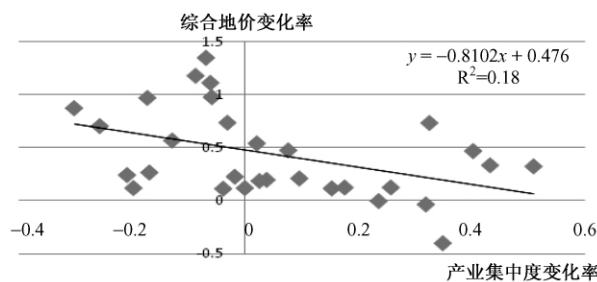


图2 2004—2007年制造业集中度变化率与综合地价变化率之间的散点图

注:产业集中度变化率 = (2007年产业平均集中率 - 2004年产业平均集中率) / 2004年产业平均集中率;综合地价变化率 = (2007年综合地价水平 - 2004年综合地价水平) / 2004年综合地价水平。图中没有包括西藏自治区。

资料来源:制造业集中度变化率来自王非暗、王珏、唐韵、范剑勇(2010),综合地价变化率来自国土资源部(2009)。

的沿海地区房价水平高企可能存在某种程度的联系或契合关系。也就是说,沿海地区或大型城市房价水平的上升,使部分制造业难于在本地区扎根,进而扩散到周边地区或中小城市。为此,我们以散点图为例(图2),纵轴为各省会城市和直辖市2004—2007年期间综合地价变化率,横轴为相应省份或直辖市在2004—2007年的产业集中变化率。从图中可以看出,两者呈现出明显的反向关系,城市综合地价上升得越快,则该省份制造业的平均产业集中度下降幅度越大,制造业的扩散趋势越明显。

## 二、差异化产品分布与房价水平:Thünen模型

我们如何来刻画差异化产品区位分布与房价水平之间的内在逻辑关系?新经济地理学理论中的中心-外围模型仅仅解释了大地理范围之间的产业区位分布(范剑勇、李方文,2010)<sup>①</sup>,它没有解释、也无法解释空间范围更狭小的差异化产品的区位分布,诸如中国地级及以上城市之间的产业

<sup>①</sup> 从新贸易理论看(Helpman and Krugman, 1985),鉴于制成品的生产具有厂商水平上的规模报酬递增特征,而制成品的跨区域流动具有运输成本,对某一制成品需求量最大的地区往往是专业化于该产品生产与出口的地区,这一厂商的区位选择行为体现为制造业区位分布的本地市场效应(Krugman, 1980; Davis and Weinstein, 2003)。延续新贸易理论的视角继续往下探讨,本地市场效应中的对某一制成品需求旺盛的地区在现实生活中往往也是对其他制成品需求最大的地区,该区域通常被称为“产业集聚”区,如中国1990年代以来的东部沿海地区,其余地区被称为“外围”区域。这一制造业的空间分布被称为新经济地理学的“中心-外围”结构(Fujita et al, 1999)。

分布。现实情况是,考虑到大型城市中土地等不可流动的要素,经济集聚会加剧对这类稀缺资源的竞争,提高本地区不可贸易的要素或服务的价格,“倒逼”某些有选择性的产业转移到同类要素价格相对低下的外围区域。同时,各城市的大小分布遵循着一条带有普遍性的 Zipf's 经验法则 (Gabaix and Ioannides 2004)<sup>①</sup>,体现为一国内部各城市呈现出错落有致、协调发展的结构关系。那么,我们需要阐述的是,是什么因素或机制决定着大中小城市之间的有序分布?这种城市结构与产业的分布有什么样的直接关系?屠能模型认为(Thünen, 1826),在一个城市内部的厂商区位决策中,产品的自身运输成本大小往往决定了该制成品的区位选择,产品运输成本高的某些高端制成品或服务业,其生产的区位往往可以选择在靠近市中心的、地价水平高的区位,因为其节省下来的运输成本恰好能被高房价所填充,而运输成本低的制成品,其理性的区位选择是远离市中心、房价水平低的区位。本文将这一假说应用于城市体系中的产业分布,大城市中占据主导地位的产品往往是一些广义运输成本高的服务业产品,而中小型城市的产品往往是一些标准化产品,其生产过程中的广义运输成本较低。因此,城市体系中产业合理的分布是大型城市以服务业为主、中小型城市以标准化制成品生产为主。需要指出的是,诸如金融产品、贸易服务产品、制造业中的研发与管理部门等服务业产品等,其广义的运输成本较高,每一种产品从其思想的诞生到产品的完工,都需要相关当事人进行多种形式的交流与沟通后才有可能成功。如果这一类产品能够在空间上集中生产的话,则可以节省大量的运输成本。而这一空间位置恰恰是信息最为充分、外部性最强的城市市中心区域或者大型城市。另一方面,大型城市在生产运输成本高的差异化服务业产品的同时,也从外地输入各类标准化的制成品。一般来讲,差异化的标准制成品往往是运输成本低,一旦设计出来,按照生产流水线进行生产与加工就可以完成。因此,在大型城市,消费者面临的是既有标准化的制成品,也有种类众多、规模效应强的差异化服务业产品,产品间的替代弹性较低,同时其地价水平也较高。在中小型城市,生产的是运输成本低的标准制成品,消费者选择产品的范围与大型城市相比,差异化服务业产品选择范围明显小于大型城市。

概括地说,假如城市之间存在一定的运输成本(既不太低,也不太高),各差异化产品的运输成本差异决定了其在城市间的分布,生产者服务业或技术含量高的制成品生产定位于大型城市,而一般性制成品则定位于中小型城市。对于消费者而言,当其偏好较强差异化的产品、并有能力忍受大城市的高房价时,则其向大城市迁移,并在一定程度上进一步抬高了大型城市的房价水平,而这反过来又推动了大城市中运输成本不高的制成品行业向周边的中小型城市扩散。同时,也存在反方向流动,如果消费者不堪忍受大城市的房价水平,则其被迫放弃大城市中多样性的消费选择,此时,这部分消费者迁移到中小城市,其消费选择的范围变得狭窄了。<sup>②</sup>通过上述双向流动,多数消费者的效用水平最终停留在一个均衡水平上,刨去房价等因素后的真实工资或效用水平是相等的。

如果将上述理想化条件下的均衡置于以下外界力量的冲击,那么将会出现怎样的变化:1)沿海地区经济经过前一阶段经济的高速发展,土地已经成为一种稀缺要素,而中央政府又实施了严格的耕地保护政策,且不允许非农建设用地指标的跨省份交易,使沿海地区或大型城市发展经济所需的非农土地供给受到很大的限制;2)沿海地区或大型城市政府在劳动力市场上实施歧视性的地方保护,如在医疗、养老与保障性住房等方面对外来务工人员实行歧视性政策。上述第一个冲击推动了沿海地区或大型城市的房价水平过快上涨,此时大型城市内部的某些制造业将向周边地区扩散。第二个冲击将使大型城市发展经济所需的劳动力要素供给不足,“民工荒”现象可能出现;根据堇

<sup>①</sup> 这是一个经验法则,表示在一国内部大中小城市有序地进行排列与分布并遵循  $P_i = P_1 R_i^{-1}$ 。其中,  $P_i$  是第  $i$  城市的人口,  $P_1$  是城市体系中处于最大的城市人口数量,  $R_i$  是第  $i$  个城市位于该城市体系中的位次。

<sup>②</sup> 当然,如果中小城市的居民要想消费差异化服务产品,就必须花很高的运输成本从大型城市进口。

断竞争的模型,大型城市差异化产品供给不足,产品多样性选择下降、产品间的替代弹性上升。因此,在上述外界因素冲击下,城市体系将不可避免地向扁平化方向发展,以致出现“大型城市发展相对不足、中小城市过多”的状态。

### 三、房价水平与城市体系:Krugman-Helpman 模型

#### (一) Krugman-Helpman 模型的基本含义

如何将上一部分屠能模型中房价水平与差异化产品区位分布之间的内在联系嵌入到以 Krugman (1991) 为代表的新经济地理学理论中? 在已有的文献中, Helpman (1998) 做了最接近于屠能模型本意的尝试。该模型的最大特征与贡献是在新经济地理学的框架中引入土地要素, 并证明在运输成本的一定范围内, 因偏好于大型城市的差异化产品并甘愿忍受高房价的消费者将流向大型城市, 而不能忍受高房价、并只能接受较小选择范围的差异化产品的消费者将迁移到中小城市, 最终消费者的效用水平将达到一个均衡值。下面我们叙述 Helpman (1998) 的主要内容。

假设由两个城市组成的城市体系, 拥有两大部门: 差异化的可贸易部门 ( $M$ ) 和同质、不可贸易的房产部门 ( $H$ )。其中差异化的可贸易部门包括制成品与部分服务业, 房地产部门是完全竞争的, 其产品不能在区域间流动。两城市共有  $N$  个同质的消费者, 其效用函数用  $U = M^\delta H^{1-\delta}$  来表示。其中  $H$  是住房消费量, 参数  $\delta$  表示用于差异化产品支出占总消费支出的比重。同时, 每个企业只生产一种差异化产品。消费者对各类差异化产品的需求量满足替代弹性不变 (CES) 的函数形式  $M = (\sum_{i=1}^n c_i^\rho)^{1/\rho}$ , 其中  $c_i$  是指第  $i$  种差异化产品的消费数量,  $\rho$  是指消费者对产品多样性的偏好程度, 其表达式是  $\rho = (\varepsilon - 1) / \varepsilon$ , 其中  $\varepsilon$  是任何两种差异化产品间的价格替代弹性。

Helpman 模型的基本思路是, 除了消费者的多样性偏好与制成品生产在厂商水平上的规模报酬递增等假定均与 Krugman (1991) 相同以外, 它假设城市消费者的收入来源有自身的劳动收入和提供住房服务收入两种, 并将这一收入与消费者支出相等的关系植入到 Krugman (1991) 原有的模型中, 得出城市人口规模与住房支出、产品间替代弹性之间的关系。故事内容是, 初始条件下两城市的住房存量、人口均假定相同, 当劳动力流入到某一城市后, 实际上起了两个作用: 一是该城市的房价水平上升, 二是该城市的市场容量扩大和差异化产品数量增多, 产品间的替代弹性系数下降。此时居住在大城市的消费者面临的选择是, 要么留在房价水平高、消费选择余地大的大城市, 要么不堪忍受高房价而流向小城市直到两城市的人口规模与房价水平恢复到初始水平。Helpman 模型对上述感性认识的解决方法是, 建立两城市居民的相对效用水平与两城市间相对人口比例之间的函数关系, 通过数值模拟可以发现城市人口规模与住房支出水平 (代表房价水平高低)、产品间替代弹性之间的关系:

1. 均衡时消费者面临的产品间替代弹性系数与住房支出份额之乘积  $\varepsilon(1-\delta) > 1$ , 即差异化产品不是足够丰富、住房支出份额却已经处于较高的水平, 此时消费者认为不值得为消费不丰富的差异化产品而忍受高房价, 其行为是迁移出较大的城市, 直到重新恢复到两个城市人口相等的初始状况。这一条件被称为“非黑洞”条件。

2. 均衡时消费者的替代弹性系数与住房支出份额之乘积  $\varepsilon(1-\delta) < 1$  时, 即差异化产品种类数已经足够多, 而住房支出份额又不是太高, 此时消费者认为, 为了消费多样化的差异化产品而忍受一定程度的高房价是值得的, 此时其中一个城市将逐渐增大。这一条件被称为“黑洞”条件。

需要指出的是, 屠能模型与 Helpman 模型关于房价的决定机制仅是存在表面上的差别。在屠能模型中, 大型城市的房价水平不是由劳动力流入到大型城市后所产生的, 而是差异化产品本身的特征所决定的。当经济发展到一定阶段后, 大型城市的主要产业很可能已经上升到生产者服务业

和高端制造业,其产业的集聚程度远高于中小城市,对稀缺资源——土地的竞争也必然强于小城市。在 Helpman 模型中,劳动力流入到某一城市后,不仅抬升了该城市的房价水平,而且增加了该城市的市场规模与差异化产品的种类数量,其经济集聚程度提升。因此,不管是屠能模型还是 Helpman 模型,大型城市的集聚与房价水平都较高,两者在本质上是一致的。

目前利用 Helpman 理论模型的实证研究都不是将目标着眼于差异化产品的区位分布,而是定位于工资水平,如 Hanson(2005)、Mion(2004)、Brakman et al(2004)等。本文的思路是利用工资方程作为手段,来估计出工资方程中的关键性结构参数,并通过计算  $\varepsilon(1-\delta)$  值来判断我国地级及以上城市体系是否存在扁平化发展倾向。在 Helpman 模型中,如果  $\varepsilon(1-\delta) > 1$  条件成立,劳动力向低房价的中小城市的迁移就成了一种理性的选择,此时城市体系将呈现出“大型城市集聚相对不足、中小城市过多”的状态,而这正是本文有待求证的目标。

### (二) 实证模型

我们将新经济地理学中的运输成本定义为  $T = T^{D_{rs}} > 1$ ,表示差异化产品从  $r$  地运到  $s$  地的运输成本,其中  $D_{rs}$  是表示  $r$  地到  $s$  地的距离,本处将 Helpman 的两城市模型放宽到多地区背景中。结合 Helpman(1998)与 Krugman(1991)模型,我们可以推出  $r$  地的工资决定方程组:

$$W_r = [\sum_s Y_s I_s^{\varepsilon-1} T^{D_{rs}(1-\varepsilon)}]^{1/\varepsilon} \quad (1)$$

$$I_r = [\sum_s \lambda_s (T^{D_{rs}})^{1-\varepsilon} W_s^{1-\varepsilon}]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (2)$$

$$Y_r = \lambda_r L W_r \quad (3)$$

其中  $\lambda_r$  是指  $r$  地区的劳动力占有所有地区总劳动力的比重,  $W_r$  为名义工资水平,  $Y_s$  为  $s$  地区的收入水平,  $I_s$  为  $s$  地区制成品的价格指数,  $L$  为所有地区的劳动力数量之和。在实证研究中,我们不能直接对(1)式进行参数估计,其原因如下:一是由于数据的缺乏,很难计算出产品的本地或者周围价格指数( $I_r$  或  $I_s$ )。二是由于内生性的问题,由(2)式可知,产品价格指数本身是内生的,取决于所有地区的工资水平、运输成本等因素。

Hanson(2005)引入一个住宅市场的均衡来简化(1)式,同时避免了内生性问题的出现。Hanson(2005)直接假设地区间的真实工资水平相等,其包含差异化产品价格和住房消费服务的价格:

$$W_r/P_r^{1-\delta} I_r^\delta = W_s/P_s^{1-\delta} I_s^\delta \quad (4)$$

其中  $P_r$  和  $P_s$  分别表示  $r$  地和  $s$  地的住房服务的价格水平。

结合(1)和(4)式,再取对数展开,得到:

$$\ln(W_{r,t}) = \alpha_0 + (1/\varepsilon) \ln(\sum_s Y_{s,t} P_{s,t}^{(1-\delta)(1-\varepsilon)/\delta} W_{s,t}^{(\varepsilon-1)/\delta} T^{(1-\varepsilon)D_{rs}}) + v_{r,t} \quad (5)$$

参考 Mion(2004)的做法,把运输成本函数定义为  $T^{-D_{rs}(\varepsilon-1)} = \theta D_{rs}^{-1}$ ,对(5)进行一阶泰勒展开,通过估计  $\theta$  这个参数值来衡量距离对工资水平的影响。在得到一阶线性展开后,我们借鉴 Arellano & Bond(1991)方法,得到如下的动态一阶自回归模型:

$$\ln(W_{r,t}) = \alpha + \sum_{s=1}^n [(K_1 \overline{Y_{s,t}} + K_2 \overline{P_{s,t}} + K_3 \overline{W_{s,t}}) D_{rs}^{-1}] + \rho \ln(W_{r,t-1}) + \beta X_{r,t} + \mu_r + v_{r,t} \quad (6)$$

其中  $\ln(W_{r,t-1})$  是因变量的一阶滞后项,  $\mu_r$  表示非观测的地区固定效应,  $v_{r,t}$  是随机误差项;另外,  $K_1 = \frac{\theta}{\varepsilon}$ ,  $K_2 = \frac{\theta(1-\delta)(1-\varepsilon)}{\varepsilon\delta}$ ,  $K_3 = \frac{\theta(\varepsilon-1)}{\varepsilon\delta}$ ,  $\overline{P_{s,t}} = P_{s,t} \ln(P_{s,t}) / \sum_{s=1}^n P_{s,t}$ ,  $\overline{W_{s,t}} = P_{s,t} \ln(W_{s,t}) / \sum_{s=1}^n W_{s,t}$ 。

(6)式是关于  $(K_1, K_2, K_3)$  的线形表达式,用矩阵形式表示:

$$\ln(W_t) = K_1 H \bar{Y}_t + K_2 H \bar{P}_t + K_3 H \bar{W}_t + A \ln(W_{t-1}) + dummy_t + \beta X_t + u_t \quad (7)$$

其中,  $\bar{Y}_t, \bar{P}_t, \bar{W}_t$  是包含第  $t$  年所有地级及以上城市相关数据的向量。 $H$  是一个  $N \times N$  的空间矩阵, 每个矩阵值是  $H_{rs} = D_{rs}^{-1}$ 。 $X_t$  是指所有会影响各地级市工资水平的其它自变量。 $\beta$  是  $N \times 1$  的向量。这里的  $dummy$  是指东部地区、省会城市与港口城市的虚拟变量。

需要注意的是, 本文利用对式(7)中三个系数( $K_1, K_2, K_3$ )的回归值来估计出差异化产品的替代弹性( $\varepsilon$ )和消费者用于住房支出的比重( $1 - \delta$ )以及距离水平( $\theta$ )这三个参数值, 来判断产业是否存在从中心城市向中小城市扩散的趋势, 即是否满足 Helpman(1998)模型中的“非黑洞条件”。

我们先介绍 Helpman-Hanson 理论模型的实证检验结果, 以便与后面我们的实证结果作比较。Hanson(2005)用美国 3075 个县 1970—1990 年的面板数据, 发现差异化产品之间的替代弹性是 2.07, 居民用于差异化产品支出的比重是 0.76, 满足 Helpman 模型的  $\varepsilon(1 - \delta) < 1$  黑洞条件。Mion(2004)用意大利 103 个省 1991—1998 年的面板数据, 发现差异化产品之间的替代弹性是 3.43, 居民用于差异化产品的支出占收入比重是 0.77, 也满足了 Helpman 模型的黑洞条件。Brakeman *et al*(2004)用德国 151 个大区 1994 年和 1995 年的截面数据, 发现用于差异化产品的支出份额为 0.536, 替代弹性系数为 4.213, 与美国、意大利不同, 德国在东西德统一后的情况满足了 Helpman 模型的非黑洞条件, 从而证实了在 1994 年和 1995 年东西德之间地价水平的巨大差异使得大量差异化产品区位分布从西德向原东德地区扩散。

#### 四、数据来源、实证结果与讨论

本文利用 Hanson(2005)、Mion(2004)等人已经采用的 Krugman-Helpman 模型, 以新经济地理学工资方程为媒介, 求测关键性参数替代弹性系数( $\varepsilon$ )和消费者的住房支出比重( $1 - \delta$ )。

##### (一) 数据来源与指标说明

根据式(7), 本文使用的核心指标有地级城市层面的工资、收入水平、房价水平、城市之间的距离等, 其中收入水平是各城市的 GDP(单位:亿元), 房价水平是各城市单位建成区面积(单位:平方公里)上的房地产投资额(单位:万元)。为了增加计量的稳健性, 我们添加控制变量来控制其对工资产生的潜在影响。例如, 用各城市吸收的 FDI 总额占 GDP 的比重来表示本地区 FDI 吸收情况, 用每万人中及其以上学校在校生数量占本地区总人口的比重(student)表示劳动力技能水平, 用第二、三产业占 GDP 的比重(industry)来表示本地区的产业结构状况; 其它还包括一些公共基础设施变量(local amenity), 如人均医院病床数量(张)、人均公共图书馆藏书(册、件)(book)、人均铺装道路面积(平方米)(road)以及建设区绿化率比重(green)。我们还用省会城市(capital)、港口城市(port)<sup>①</sup>等虚拟变量来表示政治和地理因素(Bao *et al*, 2002)。本文指标所使用的数据均来自 1998—2007 年的《中国城市统计年鉴》。在剔除了样本期间行政区划发生变动的地级城市后, 共选取了 211 个地级城市。

我们对地级城市之间及内部的距离计算说明如下。各地级市内部距离的公式依据的是国际通行的  $D_{rr} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{area}{\pi}}$ , 单位是公里, 式中  $area$  代表该城市的土地面积。根据《中国区域间投入产出

<sup>①</sup> 港口城市分为沿海港口城市与内陆港口城市, 沿海港口城市包括: 青岛, 烟台, 威海, 日照, 海口, 三亚, 天津, 唐山, 秦皇岛, 沧州, 大连, 锦州, 营口, 连云港, 福州, 厦门, 泉州, 漳州, 广州, 深圳, 珠海, 汕头, 湛江, 中山, 上海, 宁波, 温州, 舟山, 台州, 北海, 防城港, 钦州。内陆港口城市包括: 哈尔滨, 佳木斯, 芜湖, 马鞍山, 铜陵, 安庆, 岳阳, 南京, 无锡, 苏州, 南通, 扬州, 镇江, 佛山, 东莞, 泸州, 武汉, 宜昌, 南昌, 九江, 南宁, 梧州, 重庆。

表》(国家信息中心 2005),全国可分为八大地区<sup>①</sup>,在八大地区内部的地级城市之间距离,我们根据国家测绘局公布的国家基础地理信息系统中的 1:400 万地形数据库,通过 Arcview3.0 软件整理而成。八大地区中的某一地级市到其它地区的距离用该地级城市到这一地区的中心城市距离来衡量,方法是通过 Google Earth 软件测得。

通过对所有变量的分析,变量的主要描述性统计特征如下:211 个地级市的平均工资水平、收入水平和地价水平从 1998 年开始都逐年增加;FDI 占 GDP 的比重逐年下降,这主要是由于近年来各城市的 GDP 增长速度快于 FDI 的流入速度;二、三产业占 GDP 的平均比重一直维持在 92% 左右,表明我国的工业化、城市化已经达到了相当的规模。另外四个公共基础设施变量总体上显现逐年改善的趋势,特别是人均铺装道路面积从 1998 年的 5.12 平方米快速增加到 2006 年 9.59 平方米,表明各地区的基础设施建设在过去十年取得了很大的进展。

## (二) 计量检验

### 1. 计量方法

对(7)式我们采取了多种估计方法。先采用混合最小二乘法(*Pooled OLS*),结果见表 2 的第一列。只有当面板数据所包含的特定地区因素成分和随机误差项的和( $\mu_r + v_{r,t}$ )与解释变量不相关时,混合最小二乘法才能给出模型的一致估计量。但是,在式(5)中包含了解释变量的滞后变量,不满足这一条件。因此,我们使用面板数据的固定效应(*fixed effect*)和随机效应(*random effect*)模型来估计<sup>②</sup>,结果见于表 2 的第二和第三列,由于 Hausman 检验拒绝了随机效应,这里采用固定效应模型。另外,由于工资变量的滞后一期项,如果  $W_{r,t-1}$  与  $v_{r,t}$  相关,或者模型中其他解释变量如人力资本、外商直接投资、产业结构等也可能与  $v_{r,t}$  存在联立内生性问题。基于上述考虑,我们用二阶段(*two-stage*)系统 GMM 估计方法,即随机误差项  $v_{r,t}$  不存在自相关,并且解释变量的所有二阶及以上滞后变量与解释变量相关,但与  $v_{r,t}$  不相关,将这些解释变量的滞后变量作为工具变量来使用。

GMM 估计的一致性还取决于误差项没有自相关之假设的有效性和工具变量的可靠性,为此,我们采用 Arellano & Bond(1991)、Arellano & Bover(1995)、Blundell & Bond(1998)的两类检验工具。一是为检验过度识别限制的 Sargan 检验,通过对估计过程中使用的矩条件相似样本的分析来检验工具变量的有效性。Sargan 检验的原假设是模型估计选用的工具变量是合适的,本处 Sargan 统计量的  $p$  值大于 0.05,表示在 5% 的显著性水平上,工具变量的选择是合理的。二是误差项不是序列相关的假设有效性,比如对误差项是否存在一阶相关、二阶不相关等进行判断。Arellano-Bond AR(1) 检验或 Arellano-Bond AR(2) 检验的原假设分别是模型的残差序列不存在一阶序列相关或二阶序列相关,因此,如果相应统计量的  $p$  值小于 0.05,表示在 5% 的显著性水平上残差序列不存在一阶序列相关或二阶序列相关。我们的检验结果显示,二阶序列相关(AR(2))检验的结果表明不能拒绝动态一阶自回归模型的随机误差项不存在序列相关的原假设,表明我们的回归模型是合理的。

### 2. 计量结果

基于前面的考虑,我们讨论 GMM 方法下的检验结果。从表 2 中可以看出,  $H_i \bar{W}_{i,t}$  和  $H_i \bar{P}_{i,t}$  前的系数( $K_2$  和  $K_3$ )一正一负,这与 Helpman 模型的理论推论和 Hanson(2005)的实证结果是一致的。 $H_i \bar{Y}_{i,t}$  前面的系数显著为正,表明越接近高收入水平地区的城市,其工资水平越高。另外,东部地

<sup>①</sup> 本文中的八大地区及其中心城市如下:东北区域(沈阳):黑龙江、吉林、辽宁省;京津地区(北京):北京与天津市;北部沿海地区(济南):山东与河北省;东部沿海区域(上海):江苏、上海与浙江省;南部沿海地区(广州):广东、福建与海南省;中部区域(武汉):山西、安徽、江西、河南、湖南、湖北省;西北区域(兰州):内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、西藏、新疆与青海省;西南区域(成都):四川、重庆、广西、云南、贵州。中心城市选取的原则主要是城市的经济规模和尽可能处在整个区域的中心位置。

<sup>②</sup> 我们用 Hausman 检验来验证,统计量  $\chi^2(10) = 39.72$ ,拒绝了随机效应。



区、港口、省会城市这三个虚拟变量对本地的工资水平也有显著的正面作用,这符合我国的地理区位和现实政治特征。当地基础设施(人均病床拥有量、人均道路面积和建成区绿化率)的完善对提高本地的工资水平也有显著的作用。FDI 和非农产业比重对工资水平的正面影响作用也符合一般经验感觉与理论推断,这里不再展开讨论。

表 2 模型的初步结果

解释变量	(1) Pooled OLS	(2) Fixed Effect	(3) Random Effect	(4) GMM
$\ln(wage_{-1})$	0.3063*** (0.0113)	0.1561*** (0.0152)	0.4778*** (0.0111)	0.2813*** (0.0082)
$H_i \bar{Y}_{i,j}$	44.6781* (23.9763)	57.5594** (22.3678)	110.4105** (46.0862)	36.1492*** (11.1382)
$H_i \bar{W}_{i,j}$	123.6851*** (32.2703)	328.8009*** (49.4223)	58.7669** (24.2242)	278.6833*** (59.3917)
$H_i \bar{P}_{i,j}$	-35.1018** (13.1321)	-203.166*** (47.1836)	-27.068* (17.0717)	-165.203*** (28.2837)
FDI	0.0275*** (0.0035)	0.0267*** (0.0072)	0.0084*** (0.0019)	0.0221*** (0.0017)
student	2.3699*** (0.0928)	4.8158*** (0.1676)	0.3964*** (0.0458)	3.1281*** (0.0983)
industry	0.0671* (0.0293)	0.7673*** (0.0738)	0.0168* (0.0138)	0.2814** (0.1281)
bed	10.4901** (4.6289)	96.5977*** (10.4598)	3.8581** (1.8592)	8.8271*** (2.8728)
road	0.0012*** (0.0002)	0.0008* (0.0005)	0.0008*** (0.0002)	0.0024** (0.0012)
green	0.1733*** (0.0206)	0.0609* (0.0581)	0.0744*** (0.0109)	0.0972* (0.0837)
port	0.0158** (0.0053)		0.0025* (0.0022)	0.0173** (0.0083)
east	0.0211*** (0.0048)		0.1278*** (0.0323)	0.3281*** (0.0832)
capital	0.1024*** (0.0093)		0.1824*** (0.0218)	0.0739** (0.0378)
cons	2.4863*** (0.0499)	3.8173*** (0.0182)	1.9171*** (0.0429)	5.973*** (0.0736)
年份虚拟变量	是	是	是	是
观察值	2110	2110	2110	2110
R-square	0.5927	0.7395	0.7592	0.7612
AR(1)				0.0000
AR(2)				0.1462
Sargan-Test				0.1953

注:系数下方括号内的值是标准差,\*\*\*表示在1%水平上显著,\*\*表示在5%水平上显著,\*表示在10%水平上显著。这里我们删除了结果不显著的人均公共图书册数这一变量。

接下来,我们通过式(7)中的  $k_1, k_2, k_3$  表达式的求解,得到本文需要的参数值  $(\theta, \varepsilon, \delta)$  (见表3)。用 GMM 检验方法得到的参数结果是:  $\theta = 149.6291$ ,  $\varepsilon = 4.1392$ ,  $\delta = 0.4072$ ,居民用于住房支出的比重在0到1之间,差异化产品的替代弹性为4.1,这些结果都符合 Krugman-Helpman 模型的理论预测与国外类似实证结果。同时,1998—2007年间我国居民的住房支出占收入的比重为0.59,而在许多国家这一比重都维持在0.1—0.3之间(Hanson, 2005; Mion, 2004; Brakeman et al, 2004),因此,我国居民的住房支出要远远高于其它国家。从国际经验看,美国与意大利的乘积均小于1,不满足产业扩散的“非黑洞条件”。德国在估计的时间段正好是东西德统一之后,满足产业扩散的“非黑洞条件”;按照 Helpman 模型(1998)本义,这一条件意味着大型城市的房价水平偏高或者地区间房价差异太大,进而导致差异化产品区位分布向周边地区扩散。同时,从  $\varepsilon(1-\delta) > 1$  的计算结果看,我国这一乘积值达到2.45左右。由此推测,我国大型城市的居民可能出于以下原因向周边中小城市迁移:大型城市中的差异化产品还不够丰富,或者大型城市中的住房价格已经太高,或者上述两个因素兼而有之。

表 3 不同估计方法下的参数估计值

参数	(1) Pooled OLS	(2) Fixed Effect	(3) Random Effect	(4) GMM
$\theta$	133.26 <sup>*</sup> (83.281)	183.19 <sup>**</sup> (76.872)	142.11 <sup>*</sup> (110.384)	149.63 <sup>***</sup> (43.192)
$\varepsilon$	2.98 <sup>**</sup> (0.538)	3.18 <sup>*</sup> (1.837)	1.29 <sup>*</sup> (0.872)	4.14 <sup>***</sup> (1.231)
$\delta$	0.72 <sup>**</sup> (0.291)	0.38 <sup>*</sup> (0.217)	0.54 <sup>**</sup> (0.187)	0.41 <sup>***</sup> (0.082)

注:系数下方括号内的值是标准差,\*\*\*表示在 1% 水平上显著,\*\*表示在 5% 水平上显著,\*表示在 10% 水平上显著。

除了在全国 211 个地级城市层面上检测产业分布的“非黑洞”条件是否存在外,我们出于以下考虑进行了分时期与分地区的计量检验:1)对于沿海地区与非沿海地区来讲,沿海地区内部各大中小城市间的产业扩散比非沿海地区明显(见表 1),这预示着,沿海地区的非黑洞条件可能要强于非沿海地区( $\varepsilon(1-\delta)$ 乘积值),为此我们需要做出进一步的检验;2)在土地本身已经稀缺的情况下,“十一五”规划(2006—2010)强调 2010 年年底我国耕地面积不得低于 18 亿亩,这对大型城市或东部沿海地区的非农用地需求相对于其他区域来讲产生了更大的压力,推动这些区域的房价水平过快上涨和部分非农产业向周边地区扩散。

我们将全国的样本划为沿海地区与非沿海地区以及 1998—2005 年和 2006—2007 年两个时间段分别进行检验。计量方程的结果显示,各主要解释变量的符号都没有变化,且均为显著。在这些系数估计的基础上,我们到三个参数值( $\theta$ 、 $\varepsilon$ 、 $\delta$ )(表 4)。表 4 具有以下特征:1)不管分时间还是地区, $\varepsilon(1-\delta)$ 的乘积值都是大于 1,说明在各个区域的地级城市层面上,扁平化趋势始终存在。2)分地区来看,沿海地区的  $\varepsilon(1-\delta)$ 乘积值在两个时间段均大于非沿海地区,这预示着沿海地区的城市体系扁平化趋势甚于非沿海地区,这与我们在前面观察的制造业分布现象相符(见表 1)。如在 1998—2005 年期间沿海地区的乘积值为 2.95,同时期非沿海地区该值为 1.95,在 2006—2007 年期间沿海地区的乘积值为 3.37,而同时期非沿海地区该值为 2.29。3)分时间趋势来看,每个地区  $\varepsilon(1-\delta)$ 乘积值均有 14%—18%的提升。那么,是什么因素导致了两地区乘积值上升?我们发现,沿海地区的居民住房支出占收入的比重从 1998—2005 年间的 0.63 提高到 2006—2007 年的 0.78,上升了约 15 个百分点,相应地非东部地区则从 0.53 上升到 0.58,只上升了 5 个百分点。这就提示我们 2006 年以来沿海地区住房价格水平的过快上涨,是沿海地区  $\varepsilon(1-\delta)$ 乘积值上升的重要原因。沿海地区内部城市体系的扁平化趋势比非沿海地区明显,而表 1 的数据也印证了这一判断。

表 4 分区域、时间的参数估计值

参数	(1) 东部地区 (1998—2005)	(2) 东部地区 (2006—2007)	(3) 非东部地区 (1998—2005)	(4) 非东部地区 (2006—2007)
$\theta$	153.86 <sup>***</sup> (41.382)	147.59 <sup>***</sup> (37.291)	139.86 <sup>***</sup> (34.183)	141.96 <sup>***</sup> (38.843)
$\varepsilon$	4.65 <sup>***</sup> (0.786)	4.30 <sup>***</sup> (0.628)	3.65 <sup>***</sup> (0.482)	3.98 <sup>***</sup> (0.417)
$\delta$	0.37 <sup>***</sup> (0.072)	0.22 <sup>***</sup> (0.023)	0.47 <sup>***</sup> (0.068)	0.42 <sup>***</sup> (0.037)
观察值	728	182	960	240
R-square	0.65	0.53	0.72	0.56
各检验量 p-value				
AR(1)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)	0.1237	0.1478	0.1127	0.1678
Sargan-Test	0.1753	0.1362	0.1286	0.1533

注:系数下方括号内的值是标准差,\*\*\*表示在 1% 水平上显著,\*\*表示在 5% 水平上显著,\*表示在 10% 水平上显著。

需要说明的是,东部地区的差异化产品替代弹性系数反而高于非东部地区(见表 4),这主要与

Helpman 模型的设定有关。在原模型中,差异化产品的生产是规模报酬递增的,房地产部门替代 Krugman(1991)模型中的农业部门,呈现规模报酬不变特征,所以当东部地区居民的支出更少地花在差异化产品时,替代弹性系数反而高于中西部地区。<sup>①</sup>

总结起来,无论是从全国层面上还是从地区层面上看,差异化产品的区位分布均符合“非黑洞”条件,其直接的经济含义是大型城市的房价水平上涨过快,特别是“十一五”期间中的2006—2007年,大城市或沿海地区的房价水平上涨尤其突出。其他的原因可能是大城市中的差异化产品还不够丰富,特别是运输成本高的生产者服务业发展没有取得实质性突破,这可能与劳动力等要素市场的歧视有关,但这一方向的内容不是本文考察重点。

### (三) 计量结果的讨论

相对于以往应用 Helpman 模型的实证研究(Hanson 2005; Mion 2004; Brakman et al 2004),本文的贡献与特征在于以下几点:1)最大程度地将屠能模型的本义有机地植入了 Krugman-Helpman 模型中去,用新经济地理学语言表述了制造业扩散的内在决定机制。2)本文没有侧重于工资的空间决定机制,而是以工资方程为媒介,从房价水平角度重点阐述了差异化产品扩散与城市体系扁平化趋势的内在机制。3)区别于以往研究通常使用的截面或差分等计量方法,本文使用了系统 GMM 方法,可以更好地控制变量的内生性问题。

如何从本文的结论出发去理解中国城市体系扁平化趋势背后所隐藏着的经济学故事呢?我们将上述问题分解为以下两个子问题:一是房价本身为什么高企,特别是对沿海地区或大型城市的房价而言?<sup>②</sup>二是怎样看待城市体系的扁平化趋势是现阶段经济增长方式粗放、产能过剩与环境代价过大的体现?

对于第一个子问题的回答,我们认为,在中国平原面积只占国土面积 12% 弱的情况下,在改革开放以来中小城市群体式、爆发式的发展模式下,土地使用的不节约倾向较为明显。同时,经济发展取得了巨大的成功,这种经济规模的扩大最终体现在不可流动要素的价格提高,尤其体现在经济规模最大的区域的土地价格上。范剑勇等(2010)证实,用真实市场潜能衡量的经济规模大小在 1997 年区域间的差异非常显著,其中长江三角洲与珠江三角洲的经济规模在各区域中处于第一层次,其次是环渤海湾与京津地区,中部地区为第三层次,其余地区位居各区域的末位。因此,即使没有 18 亿耕地保护政策的外生冲击,区域间或大中小城市间的房价水平差异也是非常明显的。同时,在 18 亿耕地保护政策的红线条件下,沿海地区或大型城市的土地稀缺性更加突出,这直接推动了该区域的房价水平快速上升。

对于第二个子问题的回答,本文没有做出计量上的实证,因此不能判定城市体系的扁平化趋势是经济增长方式粗放、产能过剩、环境恶化的成因。但是,至少可以讲,城市体系的扁平化趋势体现了经济增长方式粗放、产业结构失衡等特征,这体现在以下事实基础:第一,现阶段产业结构失衡主要体现在第三产业发展不足、第二产业发展过度,大型城市的差异化产品发展不足恰恰体现在服务业特别是生产者服务业发展不足,而中小型城市更多地专注于制造业发展,城市体系的扁平化趋势可能体现了产业结构失衡与产能过剩的紧张局面。第二,各中小型城市爆发式、群体性增长,主要

<sup>①</sup> 上述推断还可以从  $\varepsilon/(\varepsilon-1)$  的比值得到印证。 $\varepsilon/(\varepsilon-1)$  度量生产差异化产品的规模经济程度,该值在东部地区 1998—2005 年和 2006—2007 年分别是 1.27 和 1.30,而在非东部地区该值为 1.38 和 1.34。从比值的直观意义上讲,非东部地区差异化产品的规模经济程度已经超过东部地区,显然这与实际情况不符。

<sup>②</sup> 匿名审稿人指出,制造业扩散产生的城市体系扁平化反过来对房价产生怎样的影响?我们认为,中国现阶段土地的稀缺性和中小城市土地使用的不节约倾向,使中小城市的房价本身处于上涨的趋势中。但是从理论上讲,制造业扩散应该降低大、中小城市间的房价差异,这从 Helpman 模型可以看出。因此,土地稀缺性的现实与 Helpman 模型结合起来,制造业扩散产生的综合结果是,中小城市房价上升的速度低于大型城市。非常感谢审稿人的建议。

是以标准化的制成品为主,地方政府为追求 GDP 总量而采取粗放式的增长,在许多情况下是以环境污染为代价取得的,并且效率也不高;例如,郑京海等(2008)发现全要素生产率增长率从 1978—1995 期间的 0.028—0.038 下降为 1995—2005 年期间的 0.010—0.028。

上述讨论可以得到怎样的政策含义呢?我们认为,以下方面值得进一步探讨:第一,严格区分大型城市房价水平的正常上涨与因投机因素产生的房价非正常过快上涨,前者是大型城市经济集聚到一定程度后对稀缺要素的竞争所产生的正常反应,也与产品的运输成本差异有密切关系,而房价非正常过快上涨也有可能和货币的过量投放等因素有关,降低因投机因素产生的房价上涨可以在一定程度上扭转城市体系的扁平化趋势。第二,在现有土地稀缺与耕地保护政策的条件下,如何发挥大型城市对中小型城市在生产者服务等方面的辐射功能,进而增强经济增长的可持续性。我们认为,加强都市圈内部中心城市与中小型城市之间的交通基础设施建设、削减城市间的各种壁垒来推进一体化水平可能是一条可行的途径,因为都市圈内部大、中小城市之间的合理分工是扭转城市体系扁平化趋势的前提条件之一。

## 五、总结性评论

本文从屠能模型中的房价水平对差异化产品区位分布的影响关系入手,详细分析了我国地级及以上城市体系的扁平化趋势、差异化产品扩散的内在机制。我们以 Krugman-Helpman 模型中工资方程为媒介,发现差异化产品间的替代弹性系数与居民住房支出份额之乘积大于 1,证实了差异化产品从大型城市向中小型城市扩散的理论预期,并和城市体系的“大型城市集聚相对不足、中小型城市发展过多”的扁平化趋势吻合起来。这一现象与现阶段产业结构失衡、经济增长粗放、环境管制放松等现象联系密切。同时,本文证实房价水平过快上涨(特别是大型城市)是产生城市体系扁平化趋势的重要原因。

在上述实证基础上,我们认为,通过加强都市圈内部中心城市与中小城市之间的一体化水平建设和遏制大型城市房价非正常过快上涨等方法在一定程度上可以扭转城市体系扁平化趋势,保持经济的可持续增长并进一步降低环境代价。

## 参考文献

- 陈良文、杨开忠、吴姣 2007:《中国城市体系演化的实证研究》,《江苏社会科学》第 1 期。
- 范剑勇,2004:《市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响》,《中国社会科学》第 6 期。
- 范剑勇、高人元、张雁 2010:《空间效率与区域协调发展的战略选择》,《世界经济》第 2 期。
- 范剑勇 2010:《制造业区位分布演变:基于 1998—2007 年微观企业数据的估计》,复旦大学经济学院工作论文。
- 范剑勇、李方文 2010:《产业集聚的证据与影响:兼作国内实证文献的综述》,复旦大学经济学院工作论文。
- 王非暗、王珏、唐韵、范剑勇 2010:《制造业扩散的时刻是否已经到来》,《浙江社会科学》第 9 期。
- 国家信息中心 2005:《中国区域间投入产出表》,社会科学文献出版社。
- 国土资源部,2009:《中国城市地价状况·历年》,地质出版社。
- 国家统计局,历年:《中国规模以上工业企业微观数据库》(解密)。
- 路江涌、陶志刚 2006,《中国制造业区域聚集及国际比较》,《经济研究》第 3 期。
- 郑京海、胡鞍钢、Arne Bigsten 2008:《中国的经济增长能否持续?——一个生产率视角》,《经济学(季刊)》第 7 卷第 3 期。
- Anderson, G. and Ying Ge 2005, “The Size Distribution of Chinese Cities”, *Regional Science and Urban Economics* 35, 756—776.
- Arellano, M. and S. Bond, 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation”, *Review of Economic Studies*, 58(2) 277—297.
- Arellano, M. and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Economics*, 68(1) 29—51.
- Bao, S, Chang, G, Sachs, J and Woo, W, 2002, “Geographic Factors and China’s Regional Development under Market Reforms 1978—1998”, *China Economic Review*, 13:89—111.

- Blundell, R. and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Economics*, 87(1), 115—134.
- Brakman S. H Garretsen and M. Schramm, 2004, "The Spatial Distribution of Wages and Employment: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany" *Journal of Regional Science* 44:437—66.
- Combes, P. P. and Lafourcade M, Thisse JF, Toutain JC, 2008, "The Rise and Fall of Spatial Inequalities in France: A Long-run Perspective", CEPR Discussion Paper No. DP7017.
- Davis, D., Weinstein, D., 2003. "Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Assessment", *Journal of International Economics* 59 (1), 1—23.
- Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz, 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67 (3), 297—308. *European Economic Review* 43 (2), 379—407.
- Fujita, M. and Hu, Dapeng, 2001, "Regional Disparity in China 1985—1994: the Effects of Globalization and Economic Liberalization", *Annals of Regional Science*, 35: 3—37.
- Fujita, M., Krugman, P., Venables, A. J., 1999, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Gabaix and Ioannides, 2004, "The Evolution of City Size Distributions", In: Henderson, V., Thisse, J. F. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4. Elsevier, Amsterdam, Chapter 59. pp. 2509—2569.
- Hanson, Gordon, 2005, "Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration", *Journal of International Economics* 67.
- Helpman, E., Ehhana and Paul R. Krugman, 1985, *Market Structure and Foreign Trade*, The MIT Press.
- Helpman, E. 1998, "The Size of Regions", In *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis* (ed. D. Pines, E. Sadka and Y. Zilcha), pp. 33—54. Cambridge University Press.
- Krugman, P. R., 1980, "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review* 70, 950—959.
- Krugman, P. R. 1991, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy* 99:483—499.
- Mion, G. 2004, "Spatial Externalities and Empirical Analysis: the Case of Italy", *Journal of Urban Economics* 56:97—118.
- Von Thünen, J. H., 1826, *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landschaft und Nationalökonomie*, Hamburg (English translation by C. M. Wartenberg, *Von Thünen's Isolated State*, Oxford: Pergamon Press, 1966).

## Housing Price, Location of Diversified Product and Urban System

Fan Jianyong and Shao Ting

(School of Economics, Fudan University)

**Abstract:** The flattening trend of urban system at the prefectural-level may be a manifestation of the extensive economic growth and excess capacity. This paper embedded the effect of housing price to diversified products' geographical distribution into the Krugman-Helpman model, described the internal diffusion mechanism of rising urban housing price (especially large cities) on the location choice of differentiated products, using the prefectural-level's relevant data during 1998—2007 and by parameter estimation of empirical model, we find that the "non-black hole" condition of urban system's flattening trend in the Krugman-Helpman model is established in China. This means that by controlling the level of abnormal price reversing the flattening trend of city system may have an important implication on adjusting the economic structure and growth pattern.

**Key Words** "Non-black Hole" Condition; Housing Price; Urban System

**JEL Classification:** R30, H30

(责任编辑:唐寿宁)(校对:昱莹)