

极态度的居民将认为健身更加重要。效益重要性评估还受到依从动力的显著影响,也就是说,认为主观规范因素重要的居民通常认为健身的效果也较为重要。

健身行为受社区环境和健身意向的影响。相对平均收入比较低的保障房、城中村和传统社区,虽然其获得的客观健身资源可能比商品房小区少,但居民自身对健身活动的主观限制少,健身意向更积极。相对于商品房小区居民,城中村和传统社区内的居民有更强烈的健身欲望和更多的健身活动,其原因

可能是此类社区居民由于收入和环境因素制约,经常会被动地进行身体活动,如走更长的路去上班或因没有私家车而走路上班等。

本研究影响健身意向和健身活动的最重要因素为知觉健身行为控制中的控制因素强度感知。居住社区自身建设质量不对居民的健身意向和健身活动产生影响,区位和资源的可达性影响健身意向和健身活动。提高居民的健身活动水平需从消减居民健身的主观限制、提升健身资源的可达性和完善社会保障与健身消费制度等方面进行政策考量。PLC

金融发展与城市规模—— 理论和来自中国城市的证据

李力行 申广军

从“资本技能互补”假设出发,本文从理论和实证两方面研究了金融发展与城市规模的关系。理论分析指出,金融发展程度较高的城市易于使用资本进行生产,因而对技能劳动的相对需求较大,这在短期内提高技能溢价、长期内扩大城市规模。实证研究发现,金融发展确实与城市规模正相关,并且这一结果十分稳健。金融发展提高了教育回报率,而后者对扩大城市规模有积极作用,因此教育回报率被认为是金融发展影响城市规模的渠道。

李力行,北京大学国家发展研究院

申广军,中山大学岭南学院

本文改编自北大 - 林肯中心工作论文,编号“W245-金融发展与城市规模——理论和来自中国城市的证据”。
详情参看: www.plc.pku.edu.cn/publications_ch.aspx

一、引言

正如上海世博会所宣传的那样，“城市，让生活更美好”。首先，城市是现代经济增长的动力。城市能够产生明显的聚集效应，通过分享、匹配和学习等渠道带来递增的规模收益 (Duranton and Puga, 2004)。具体地，如果一个城市聚集了很多同一行业的企业，这个城市能够享受斯密所描述的专业化和分工带来的好处；同样，城市产业的多样化也能给企业带来雅各布型的外部经济 (傅十和和洪俊杰, 2008)。其次，城市也是创造非农就业的源泉。城市发展的规模经济效应可以提高就业概率 (陆铭等, 2012)，并且工资水平也与城市规模正相关 (Glaeser and Maré, 2001)。或许正因为看到城市的种种优势，本届政府将新型城镇化列为力推的重点改革之一，“城镇化建设”已经和新型工业化、信息化、农业现代化一起，成为未来中国发展的方向。

“新型城镇化建设”的政策目标反衬出当前我国城市发展现状仍然比较落后，这表现为较低的城镇化率和较小的城市规模两方面 (李力行, 2010)。本文仅讨论城市规模。虽然周一星 (1988) 发现大城市经济效益较好是我国的客观事实，饶会林 (1989) 也证明大城市在经济、社会、环境、建设四个方面的效益都高于中小城市，但是直到本世纪初，“严格控制大城市规模”仍是城市发展的指导方针。王小鲁和夏小林 (1999) 认为我国大城市数量不足已经制约了经济增长，应当进一步发展大城市使其成为经济增长的一个重要推动因素。Au and Henderson (2006) 估计了人均收入和城市规模的关系，发现中国大部分城市规模较小，使得集聚经

济效应难以充分发挥。Fan et al. (2012) 也发现，经由“县改市”政策建立的小城市并未能够发挥集聚经济的效果。可见，如何扩大城市规模进而提高集聚能力，应当是“新型城镇化建设”的主要内容之一。然而，现有文献对城市规模的研究主要集中于城市最优规模的决定以及实际规模的分布，或者城市规模对经济增长和其他福利指标的影响，较少脱离最优城市规模的框架来讨论城市规模的决定因素。自从肖 (Edward Shaw) 和麦金农 (Ronald McKinnon) 提出金融深化理论以来，金融对经济发展的作用日益得到重视。Levine (2005) 指出金融可以从五个方面对经济增长起到积极作用，包括收集投资信息并分配资本、监管投资并参与治理、分散风险、动员储蓄和简化交易程序等。具体到城市发展，作为生产性服务业中的高端形态，金融发展对促进城市现代化和产业升级无疑起到了重要作用。中国的许多城市都希望建成金融中心，反映出城市管理者已经普遍认识到这种作用。尽管城市发展也可以通过增加对金融服务的需求而促进金融发展，但金融发展本身受到许多供给方面因素的影响，例如法律渊源 (La Porta et al., 1998)、利益集团的影响 (Rajan and Zingales, 2004)、社会规范与社会资本 (Coffee, 2001; Guiso et al., 2004) 等。从这个意义上讲，金融发展在一定程度上是外生于城市发展的。从理论和实证上研究金融发展对城市规模的促进作用、估计作用的大小、并识别作用机制，对讨论新型城镇化进程中如何继续提高城市集聚能力、扩大城市规模的现实问题，具有重要的借鉴意义。

本文从理论和实证两方面来探讨金融发展对城市规模的影响。理论部分通过引入异质性的劳动扩展了 Moretti (2011) 的区域劳动力市场模型，并在此基础上讨论了金融发展对城市规模的影响。由于技能劳动与资本的替代弹性小于非技能劳动与资本的替代弹性，金融发展会使得企业在更多地使用资本的同时增加对劳动 (尤其是技能劳动) 的需求，提高了技能溢价，这就吸引劳动力从别的地区涌入金融发展的地区。由于如下两个原因，技能工人数量增加而非技能工人数量变动方向不明：1) 关于替代弹性的假设决定了对技能工人的需求增加得更多；2) 人口的增加提高了生活成本，部分地挤出了非技能工人。但是就总量而言，金融发展的地区人口会有净增长，城市规模会扩大。实证分析支持了理论模型的预测。金融发展程度 (以信贷总量与 GDP 的比值衡量) 每提高一个标准差，城市规模扩大 3-5%，或者说 2.9-3.9 万人。该估计对于不同的计量设定和不同的度量指标都十分稳健，说明金融发展对扩大城市规模确实具有显著的积极作用。对传导渠道的实证检验也与理论模型一致：一方面，金融发展提高了教育回报率，金融发展程度变动一个标准差，可以引起教育回报率在同方向变动 10% (约 0.86 个百分点)；另一方面，教育回报率与城市规模正相关，教育回报率提高一个百分点，城市人口增加大约 3 万人。使用其他数据和其他方法的稳健性检验也支持上述结论。

本文的贡献体现在以下几个方面。首先，本文指出了提高城市规模的一个有效途径，即促进金融发展。金融发展使得企业更易于得到生产资金，这一方面缓解了它们的融资约束，一方面提高了劳动的边际产出。由于资本技能互补，金融发展提高工资水平的同时也提高了教育回报率，吸引劳动力 (尤其是高学历劳动力) 流入。这对于当前中国提高城市化率、增强城市经济集聚具有切实的政策含义。其次，关于金融发展能否促进经济增长一直争议不断，虽然 King and Levine (1993) 和 Rajan and Zingales (1998) 等研究指出金融发展对经济增长的积极作用，但是这些研究也因遗漏变量和反向因果等内生性问题受到批评，比如 Lucas (1988) 就认为金融对经济增长的作用被严重高估了。争议的原因之一在于金融发展影响经济增长的渠道并未完全得到

由于如下两个原因，技能工人数量增加而非技能工人数量变动方向不明：1) 关于替代弹性的假设决定了对技能工人的需求增加得更多；2) 人口的增加提高了生活成本，部分地挤出了非技能工人。

识别, 因此考察金融发展对经济增长的具体机制就成了研究重点。本文指出了金融发展能够促进经济增长的另一渠道: 金融发展提高城市规模, 增强城市集聚能力, 使得规模经济效应得以充分发挥。最后, 本文指出教育回报率存在地区差异, 并将其归因为金融发展程度的差异。据我们所知, 到目前为止还极少有文献研究金融发展程度与教育回报率之间的关系。本文阐明了金融发展通过“资本-技能互补”这一渠道传递到劳动力市场, 并进而影响教育回报率。这加深了对不同的要素市场之间相互作用的理解, 并为理解劳动力流转的结构性差异贡献了新的思路。

本文后续安排如下。第二节通过扩展 Moretti (2011) 的区域劳动力模型, 分析金融发展通过提高工资和教育回报率进而影响城市规模的机制。第三节考察金融发展对城市规模的影响, 第四节分析影响发生的渠道。最后第五节总结全文。

二、机制分析

(一) 基本设定

1. 城市规模与劳动供给

假定两个城市 $c \in \{a, b\}$, 每个城市都有技能劳动 s 和非技能劳动 l 两类工人, 则城市 c 的人口规模为 $N^c = N_s^c + N_l^c$, 其中 N_s^c 是城市 c 技能工人数量, N_l^c 定义类似。每个工人无弹性地提供一个单位的劳动, 他们可以选择在哪个城市工作, 因此劳动供给的决策就是居住城市的选择。假设两类劳动力可以在城市之间自由流动。特别地, 假设没有任何制度障碍, 两类劳动力都可以完全流转。但是, 技能劳动市场与非技能劳动市场之间是完全分割的, 即不存在劳动力在这两个市场之间流动。

假定 j 类工人在城市 c 的效用函数为

$$U_{ij}^c = w_j^c - x^c + A_j^c + e_{ij}^c, \quad c \in \{a, b\}, j \in \{s, l\} \quad (1)$$

其中 w_j^c 为 j 类工人在城市 c 的名义工资 (对数)。 x^c 为城市 c 的生活成本 (比如房价), 它对于两类工人是一样的。这样的设定使得当某一类工人数量变动时, 可以通过生活成本影响到另一类工人。虽然两类工人面临同样的城市环境, 但是他们感受到的舒适程度是不同的, A_j^c 为 j 类工人在城市 c 的舒适程度。 e_{ij}^c 是 j 类工人对城市 c 的偏好程度: e_{ij}^c 越大, 越不愿意从一个城市迁移到另一个城市。所以, 此处的偏好程度应该从广义上理解, 它可以衡量除了工资、生产成本和舒

适度之外的任何影响效用或者影响跨地区迁移难度的因素。假设工人 i 对两个城市的偏好之差服从均匀分布

$$e_{ij}^a - e_{ij}^b \sim U[-\tau, \tau > 0], \quad j \in \{s, l\} \quad (2)$$

那么工人 i 选择城市 a 当且仅当 $U_{ij}^a > U_{ij}^b$, 即 $e_{ij}^a - e_{ij}^b > w_j^b - w_j^a - x^b + x^a + A_j^b - A_j^a \triangleq \Omega$ 。根据 $e_{ij}^a - e_{ij}^b$ 的分布, 易知

$e_{ij}^a - e_{ij}^b > \Omega$ 的概率为 $\frac{\tau - \Omega}{2\tau}$, 即有 $\frac{\tau - \Omega}{2\tau}(N_j^a + N_j^b)$ 个人会选择城市 a 。

因此, 根据均衡时 $N_j^a = \frac{\tau - \Omega}{2\tau}(N_j^a + N_j^b)$ 可得城市 a 的 j 类工人数量满足

$$w_j^a - w_j^b = (x^a - x^b) + (A_j^b - A_j^a) + \tau \frac{(N_j^a - N_j^b)}{N_j}, \quad j \in \{s, l\} \quad (3)$$

其中 $N_j = N_j^a + N_j^b$ 表示 j 类工人的总量。可以看出, 当 (1) 城市 a 工资 w_j^a 越高或城市 b 工资 w_j^b 越低; (2) 城市 a 生活成本 x^a 越低或城市 b 生产成本 x^b 越高; 以及 (3) 城市 a 越舒适或城市 b 越不舒适时, 城市 a 的人越多。此外, 城市 a 工人数量对工资的敏感程度取决于 τ : τ 越大, 工人迁移难度越高, 此时同样的工资变动或者生活成本和舒适程度方面的差异只能引起较少工人迁移。

2. 劳动需求

两个城市的企业使用相同的生产要素——资本 k 、技能工人 s 和非技能工人 l ——和相同的技术生产同样的产品。城市 c 的生产函数严格拟凹且规模报酬不变:

$$y^c = f(k^c, s^c, l^c), \quad c \in \{a, b\} \quad (4)$$

生产函数具有良好的性质: 要素的边际生产力为正且递减, 即 $f_k \triangleq \frac{f}{k} > 0$, $f_{kk} \triangleq \frac{\partial^2 f}{k^2} < 0$; 交叉边际生产力为正, 即 $f_{ks} \triangleq \frac{\partial^2 f}{ks} > 0$; 其他生产要素也适用这些条件。与一般生产函数不同的是, 我们假定该

生产函数具有“资本—技能互补”的性质, 即资本与技能劳动的替代弹性小于它与非技能劳动的替代弹性, 或者说资本与技能劳动相对来讲更具有互补性, 即

$$\sigma_{ks} < \sigma_{kl} \quad (5)$$

其中 σ_{ks} , σ_{kl} 分别是资本与技能劳动和非技能劳动的替代弹性。

Griliches (1969) 最早地正式提出并使用美国人口普查与制造业调查数据验证了“资本—技能互补”假说: 附着“技能”或者“教育”的劳动比“原始”的劳动与物质资本的替代性更弱。其后, 许多经济学家对“资本—技能互补”假说进行了验证, 申广军 (2016) 综述了

技能劳动定义	σ_{KS}	σ_{KN}	$\sigma_{KS} - \sigma_{KN}$
大专及以上学历者	0.743 (0.0050)	1.355 (0.0002)	-0.605 (0.0050)
有低级或以上技术职称者	0.028 (0.0049)	1.303 (0.0002)	-1.276 (0.0049)
中级工及以上技术等级者	0.234 (0.0061)	1.368 (0.0002)	-1.134 (0.0061)

注：根据 2004 年第一次工业普查数据计算而得，详细方法请参见申广军（2015）。

相关文献。我们使用 2004 年第一次全国工业普查数据，通过超越对数生产函数方法估计了中国工业部门资本与技能劳动和非技能劳动的替代弹性。计算结果如表 1，各行使用不同方法来定义“技能劳动”：第一行根据教育水平划分，第二行根据有无技术职称划分，第三行根据技术等级划分。不管按照哪种定义，资本与技能劳动的替代弹性总是小于其与非技能劳动的替代弹性，且前者总是在区间 [0, 1] 之间，后者总是大于 1，这与文献中的典型估计相一致。可见，“资本—技能互补”假说符合中国的实际情况。

假定劳动市场是完全竞争的，所以工资等于劳动的边际产出就是劳动需求（反）函数

$$w_j^c = \ln f_j^c, \quad c \in \{a, b\}, j \in \{s, l\}. \quad (6)$$

为了能够求出闭式解，本文仿照 Moretti（2011）将劳动需求函数设定为线性形式

$$w_j^c = \alpha_j + \beta_j k^c - \beta_j N_j^c, \quad c \in \{a, b\}, j \in \{s, l\} \quad (7)$$

不同的是，由于假设“资本—技能互补”，这意味着

$$\beta_s > \beta_l \quad (8)$$

证明：因为

$$\beta_j = \frac{w_j}{k} = \frac{\ln W_j}{k} = \frac{\ln f_j}{k} = \frac{f_{kj}}{f_j}, \quad j \in \{s, l\}$$

其中 W_j^c 为 j 类工人在城市 c 的工资水平。所以

$$\beta_s > \beta_l \Leftrightarrow \frac{f_{ks}}{f_s} > \frac{f_{kl}}{f_l}$$

根据定义，

$$\sigma_{ks} = \frac{f_k f_s}{f f_{ks}}; \quad \sigma_{kl} = \frac{f_k f_l}{f f_{kl}}$$

不管按照哪种定义，资本与技能劳动的替代弹性总是小于其与非技能劳动的替代弹性。

所以

$$\frac{f_{ks}}{f_s} > \frac{f_{kl}}{f_l} \Leftrightarrow \sigma_{ks} < \sigma_{kl}$$

得证。

3. 生活成本

最后，假定城市的生活成本是由其人口规模决定的。具体地，假定城市 c 的生活成本是人口规模的线性函数

$$x^c = u^c + v^c N^c, \quad v^c > 0, c \in \{a, b\} \quad (9)$$

其中 v^c 衡量了生活成本对人口规模的敏感程度。

(二) 金融发展的影响

现在考虑金融发展对城市规模的影响，实质上是对两类工人跨地区流动的影响。由于技能溢价的变动影响着两类工人流动性的差异，所以我们首先考察金融发展对技能溢价的影响，其中技能溢价被定义为 $p^c = W_s^c / W_l^c, c \in \{a, b\}$ 。假定城市 b 金融环境改善，企业可以更多地使用资本进行生产， k^b 上升，这无疑将提高当地劳动的边际产出，即 f_s^b 和 f_l^b 都增大了，因而对劳动的需求提高了。在劳动力不进行跨地区流动的短期内，技能溢价的变动取决于两类劳动需求增加的相对幅度。由于 $p = W_s / W_l = f_s / f_l$ ，所以有

$$\frac{p^b}{k^b} = \frac{(W_s^b / S_l^b)}{k^b} = \frac{(f_s^b / f_l^b)}{k^b} = \frac{f_{sk}^b f_l^b - f_{lk}^b f_s^b}{(f_l^b)^2}$$

由于资本技能互补

$$\sigma_{ks} < \sigma_{kl} \Leftrightarrow \frac{f_{ks}}{f_s} > \frac{f_{kl}}{f_l} \Leftrightarrow f_{ks} f_l > f_{kl} f_s$$

所以

$$p^b / k^b > 0.$$

城市 b 的企业因为金融环境改善而使用更多的资本，“资本—技能互补”的性质使得技能工人的边际生产力相对于非技能工人增加得更快，因此对技能劳动的相对需求提高了。直觉上，金融发展程度较高的地区，由于使用资本的成本较低，利润最大化的企业更倾向于使用资本进行生产，同时也必定（相对于非技能劳动）更多地使用与资本替代性较弱的技能劳动。在不考虑劳动跨地区流动的短期，对技能工人需求的提升意味着技能溢价随着金融发展而提高了，即 $p^b / k^b > 0$ 。

由于金融发展导致城市 b 两类工人的工资都提高了，因此技能工人和非技能工人都从城市 a 流向城市 b ；同时，由于技能溢价的提高，技能工人比非技能工人有更强的迁移动机。这一人口流动过程伴随着几个方面的变动：

(1) 随着城市 b 的工人数量增长, 工资逐渐降低, 而城市 a 的工资逐渐提高; (2) 城市 b 的人口不断增多, 生活成本提高, 而城市 a 的人口不断减少, 生活成本降低; 和 (3) 城市 b 的技能溢价逐渐降低, 而城市 a 的技能溢价不断提高。最终在两地工人效用相同时, 工人停止流动。上述只是定性的分析, 定量的计算可以更清楚地看到金融发展对技能溢价和城市规模的影响:

(1) 均衡时城市 b 的技能溢价较高。

两个地区之间技能溢价的差距为 $\ln(p^b/p^a) = (w_s^b - w_l^b) - (w_s^a - w_l^a)$, 均衡时有

$$\frac{\ln p^b/p^a}{k^b} = \frac{A+B+C}{D} \quad (10)$$

其中 $B > 0; C > 0; D > 0$. 当 $N_s < N_l$ 时有 $A > 0$. 因此 $\frac{\ln p^b/p^a}{k^b} > 0$, 即金融发展的冲击提高了城市 b 的技能溢价。为什么两个城市的技能溢价即使在长期内也没能完全收敛呢? 这是因为工人对不同城市存在偏好差异。如果没有偏好差异, 即 $\tau = 0$, 则 $A = B = C = 0$, 因而 $\frac{\ln p^b/p^a}{k^b} = 0$, 金融发展不影响均衡时两个城市技能溢价的差距。在考虑工人偏好的情况下, 之所以地区 b 的技能溢价比地区 a 高, 是因为偏好差异在一定程度上减少了工人的跨地区流动。在两地区技能溢价相等之前, 工人跨地区流动就停止了。因此, 在这一过程中, 虽然地区 b 的技能溢价一直在下降, 地区 a 的技能溢价一直在上升, 但是最终并没有能够完全“拉平”技能溢价。

(2) 城市 b 的技能工人数量增加, 非技能工人数量变动方向不确定, 工人总量增加。这是因为

$$\begin{aligned} \frac{N_s^b}{k^b} &= \frac{(\beta_s - \beta_l)(v^a + v^b) + 2\beta_s\beta_l + 2\tau\beta_s/N_l}{E} > 0 \\ \frac{N_l^b}{k^b} &= \frac{(\beta_l - \beta_h)(v^a + v^b) + 2\beta_s\beta_l + 2\tau\beta_l/N_s}{E} \leq 0 \\ \frac{N^b}{k^b} &= \frac{4\beta_s\beta_l + 2\tau(\beta_s/N_l + \beta_l/N_s)}{E} > 0 \end{aligned}$$

其中 E 为正常数。对技能劳动和非技能劳动的单独分析可见技能溢价的作用。城市 b 的金融发展提高了两类工人的边际生产率和工资水平, 由于资本技能互补的特性, 技能工人的工资提高更多, 也就是技能溢价提高了。这导致城市 a 的技能工人比非技能工人更希望迁移到城市 b 。当城市 b 人口增多、进而生活成本提高时, 非技能工人流入的阻力提高而流出的动机增强, 这既导致了城市 b 技能溢价的降低, 也使得均衡状态下非技能工人变动方向的不确定。但是由于技能工人大量流入, 城市 b 的人口总量确定无疑地增加了。因此, 城市 b 的金融发展最终提高了该市的人口规模。

三、金融发展对城市规模的影响

(一) 数据与变量

本文实证分析主要使用《中国城市统计年鉴》的数据, 尤其是该年鉴中市辖区的数据。使用市辖区而非地级市数据的原因在于, 本文研究的对象是城市集聚, 考虑到中国的城市一般下辖数个县或县级市, 其中有的县或县级市离地级市中心很远, 把它们视为城市集聚区会导致较大偏误。相比而言, 市辖区是比较适合的城市集聚区域的替代。这种做法在文献中也常见 (Roberts et al., 2012; Gibson et al., 2014)。因此, 本文主要使用市辖区非农人口来衡量城市人口规模。市辖区非农人口平均数量从 1990 年的 50 万增长到 2011 年的 138 万, 20 余年间增幅约为 2.8 倍。为了检验结果的稳健性, 我们也使用地级市总人口作为城市规模的替代指标进行分析。文献中衡量金融发展的指标很多, 考虑到数据限制和与理论分析部分的一致性, 本文主要使用各市信贷总量与 GDP 比值, 即信贷市场相对规模。《中国城市统计年鉴》从 2003 年开始报告“年末金融机构各项贷款余额”这一数据, 这也决定了我们的样本跨度为 2003-2011 年。此外, 我们也使用金融行业从业人数在第三产业中的比重衡量金融发展, 以进行稳健性检验。

基准回归使用如下的双向固定效应模型:

$$SIZE_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 LoanGdp_{ct} + X_{ct}\alpha_2 + city_c + year_t + \nu_{ct} \quad (11)$$

其中 $SIZE_{ct}$ 为城市 c 在 t 年的人口规模 (对数值), $LoanGdp_{ct}$ 为对应的金融发展指标。 $city_c$ 和 $year_t$ 是城市层面和年份固定效应, 用以排除其他不可观测因素的影响。例如, 城市的地理位置会引起的人口规模差异, 同时也与金融发展相关。通过控制城市固定效应, 可以剔除这种不随时间改变的遗漏变量的影响。城市规模还受到其他诸多因素的影响, 遵循文献的传统, 我们在控制变量 X_{ct} 中包括了以下指标:

(1) 经济发展。Glaeser et al. (1995) 发现城市经济发展水平与城市人口规模总是相互促进、同步增长。经济发展水平又往往与金融发展程度正相关, 如果不控制经济发展水平, 势必因遗漏变量而产生内生性问题, 因此本文加入人均 GDP 来控制经济发展水平的影响。

(2) 市场潜力。对市场潜力的认识源于克鲁格曼 (Paul Krugman) 对市场规模效应的研究, 后续实证文献中市场潜力指标通常是基于一个城市到其他市场的成本和市场规模构建的, 较大的市场潜力可以对城市规模产生重要的积极作用。Head and Mayer (2004) 以是否使用价格指数进行调整区分了实际市场潜力和名义市场潜力。由

本文研究的对象是城市集聚, 考虑到中国的城市一般下辖数个县或县级市, 其中有的县或县级市离地级市中心很远, 把它们视为城市集聚区会导致较大偏误。相比而言, 市辖区是比较适合的城市集聚区域的替代。

于数据方面的限制, 很多研究都是用名义市场潜力这一指标, 如 Au and Henderson (2006) 与 Da Mata et al. (2007) 等。本文采用 Davis and Weinstein (2003) 使用的更为简化的计算程序, 城市 i 的市场潜力 $MP_i = \sum_j \frac{Y_j}{d_{ij}}$, 其中 Y_j 为城市 j 的需求量, 用当地 GDP 衡量, d_{ij} 为城市 i 与城市 j 之间的距离, 城市到自身的距离 $d_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{area_i}{3}}$, 其中 $area_i$ 为城市 i 的面积。

(3) 产业结构。产业结构也是影响城市规模的重要因素。比如, 张培刚在其著作《农业与工业化》中指出, 农业发展一方面为城市提供粮食、原料和劳动力, 一方面为城市工业发展提供市场需求。高鸿鹰和武康平 (2007) 发现工农业结构显著地影响城市人口规模。同时, 制造业和服务业不同的就业弹性也使得产业结构可以影响城市人口规模, Glaeser et al. (1995) 就发现城市人口规模增长与制造业份额负相关。即使在工业部门内部, 使用不同生产技术的行业 / 企业也有着不同的劳动密集程度, 这些行业的发展也不同程度地影响着城市规模。本文使用第二产业和第三产业的就业份额来控制产业结构的影响。

(4) 企业数量。城市规模决定经济集聚力量的大小, 后者也影响城市规模的进一步增长, 因此有必要控制经济集聚的程度。Henderson (2003) 使用企业数量衡量经济集聚带来的马歇尔外部性, 因此本文使用城市规模以上企业的数量 (对数值) 来控制经济集聚的影响。

(5) 城乡收入差距。城市规模变动源于人口流动, 尤其在当前中国城市化进展势头迅猛的背景下, 农村人口流入城市成为城市规模增长的重要源泉。虽然人口流动的原因复杂, 但是经济因素被认为是人口流动的重要动机之一。Da Mata et al. (2007) 发现农村收入潜力的下降显著地影响城市规模增长, 国内的一些研究也发现城乡收入差距对城乡劳动力流动和城市规模的影响。本文使用市辖区人均 GDP 与整个地级市的人均 GDP 的比值来控制城乡收入差距的影响。

(6) 城市公共资源。城市享有较好的教育和医疗资源, 这成为吸引人口源源不断流入城市的因素之一, 因此本文也控制教育与医疗资源, 其中前者被定义为生均教育财政支出, 后者是人均病床数量。Glaeser et al. (1995) 还考察了政府支出的影响, 本文也加入财政支出 (对数) 以控制其他公共资源的差异。

(7) 生态环境。随着收入水平的提高, 健康越来越受到人们的重视, 因而城市环境也成为影响劳动迁移的因素之一。对于工业化占主导地位的地区, 收入水平较高的城市往往也承受更严重的环境污染, 人们必须在高工资水平和高污染水平之间不断权衡, 环境污染已经被当作城市集聚的分散力进入新经济地理模型 (Forslid and Ottaviano, 2003)。历年《中国城市统计年鉴》没有根据统一的污染指标进行持续的报告, 因此我们选用污染的对立面——城市绿地——作为控制变量, 在实证分析中加入城市建成区绿地面积的比重。

(8) 外商直接投资 (FDI)。经济的开放程度可以影响城市规模变动, 比如出口既可以通过提高工业集聚来创造更多的就业机会, 从而推动城市规模增长, 也可能由于限制劳动密集程度更高的服务业的发展, 对城市人口规模产生负向影响。《中国城市统计年鉴》没有报告各城市出口的情况, 我们仿照 Au and Henderson (2006) 加入 FDI 金额 (对数) 来控制当地经济的开放程度。

(9) 运输能力。Head and Mayer (2004) 在考察集聚经济与贸易的模型中详述了交通运输的重要作用, 王小鲁 (2010) 也指出更好的交通运输条件也许能在一定程度上替代城市规模的扩大, 因为不同城市间的交通越便利, 越有可能降低人口向大城市集中的必要性。高鸿鹰和武康平 (2007) 和 Da Mata et al. (2007) 也都发现了运输能力或交通成本对城市规模的影响, 本文使用货运总量 (对数) 来控制城市的运输能力。表 2 报告了主要变量的描述统计量。

(二) 实证结果

表 3 报告了实证结果。基准回归使用信贷总量与 GDP 比值衡量金融发展程度, 该变量在第 (1) 列的回归系数在 1% 的水平显著为正, 显示金融发展对城市规模有强烈的促进作用。平均而言, 金融发展程度提高一个标准差 (0.53), 城市人口增加 5% ($=0.53 \times 0.0946 \times 100\%$)。样本期间城市平均人口规模为 98.3 万, 上述变动相当于 4.9 万人的扩张。因此金融发展对城市规模的影响在统计意义上和经济意义上都十分显著。为了剔除可能的反向因果关系的干扰, 第 (2) 列使用滞后一期的金融发展指标作为主要解释变量, 回归系数在数值上减小了, 但是仍然在 1% 的水平上显著为正。即使按照这一系数, 金融发展变动一个标准差也能促进城市人口增加 3%。第 (3) 列进一步使用了所有控制变量的滞后项, 也得到一个较为折衷的系数。对比前三列的系数, 可见金融发展对城市人口规模的影响十分显著, 并且数值上也较为稳定。最后两列通过使用不同的因变量 / 自变量提供稳健性检验, 其中第 (4) 列使用金融行业从业人员比重作为金融发

金融发展对城市规模的影响在统计意义上和经济意义上都十分显著。

表二：描述统计量

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
《中国城市统计年鉴》数据					
人口规模 (市辖区)	2534	4.103	0.923	1.617	7.473
人口规模 (地级市)	2532	5.028	0.935	2.663	8.106
信贷总量 /GDP	2567	1.040	0.533	0.214	2.930
金融业就业比重	2567	4.323	2.060	0	37.748
人均 GDP	2580	10.102	0.727	8.141	11.609
市场潜力	2844	15.001	0.670	13.165	16.404
第二产业就业份额	2567	46.551	14.919	10.524	78.292
第三产业就业份额	2567	51.522	14.102	14.700	82.300
企业数量	2565	5.261	1.291	2.833	8.720
城乡收入差距	2574	1.547	0.604	0.627	3.905
教育资源	2455	14.260	92.585	0.192	823.331
医疗资源	2564	51.597	21.433	10.338	106.880
财政支出	2568	12.485	1.171	9.571	15.420
生态环境	2563	34.529	9.539	5.141	60.442
运输能力	2575	8.594	0.894	5.429	10.607
外商直接投资	2352	8.413	2.463	0	14.047
2005 年人口抽样调查数据					
教育回报率	322	8.467	3.014	1.892	20.102
教育回报率	322	10.838	2.993	3.102	20.482
初中及以上人口比重	322	71.907	9.674	16.973	90.958
高中及以上人口比重	322	33.228	8.819	5.725	61.137
大专及以上人口比重	322	12.630	5.270	1.840	33.860

展指标，第 (5) 列则使用地级市人口规模作为因变量。金融行业从业人员比重的标准差约为 3.3，根据第 (4) 列的结果，金融发展一个标准差的变动可以贡献 4.3% 的城市人口规模增长，这与前三列的结果十分接近。而第 (5) 的结果显示，金融发展对地级市人口规模的影响几乎为市辖区的两倍，这可能是由于较多的外来人口并不住在市辖区的缘故。

表 3 的分析未考虑城市规模的持续性，估计的结果实际上是金融发展对城市规模的长期平均效应。通过控制城市规模的一阶滞

后项，可以得到金融发展对城市规模的短期效应。表 4 前两列报告了动态面板分析结果，因变量分别是市辖区和地级市的人口规模。首先，城市规模确实存在强烈的持续性，滞后项的系数在 1% 的水平上显著为正，其中市辖区人口规模的持续性强于地级市人口规模，这也符合我们的直觉。其次，控制城市规模的滞后项之后，金融发展对城市规模的促进作用更强，因为系数明显大于表 3 第 (1) 列和第 (5) 列。金融发展对城市规模的短期效应高于长期平均效应，这意味着金融发展对城市规模的提升能力是边际递减的。这与

表三：金融发展对城市规模的影响

	因变量：城市规模				
	基准回归 (1)	金融发展指标滞后 (2)	全部控制变量滞后 (3)	金融业就业比重 (4)	地级市人口规模 (5)
金融发展指标	0.0946*** (0.0264)	0.0528*** (0.0191)	0.0749*** (0.0215)	0.0183* (0.0104)	0.1875*** (0.0443)
人均 GDP	0.0295 (0.0735)	0.0157 (0.0643)	0.1425** (0.0652)	-0.0059 (0.0689)	-0.0434 (0.1078)
市场潜力	0.2142*** (0.0756)	0.2717*** (0.0787)	0.1909** (0.0817)	0.2166*** (0.0754)	0.6670*** (0.1342)
第二产业就业份额	0.0009 (0.0032)	0.0006 (0.0033)	0.0021 (0.0031)	0.0012 (0.0031)	-0.0039 (0.0031)
第三产业就业份额	-0.0018 (0.0025)	-0.0011 (0.0026)	-0.0009 (0.0042)	-0.0032 (0.0023)	-0.0023 (0.0029)
企业数目	0.0953** (0.0411)	0.1106*** (0.0357)	0.1234** (0.0588)	0.0776* (0.0387)	0.0721 (0.0430)
城乡收入差距	0.0012 (0.0174)	0.0139 (0.0171)	-0.0200 (0.0151)	0.0042 (0.0177)	-0.0115 (0.0239)
教育资源	0.0002* (0.0001)	0.0002 (0.0003)	0.0004*** (0.0001)	0.0003* (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
医疗资源	0.0000 (0.0012)	-0.0009 (0.0011)	0.0008 (0.0010)	-0.0001 (0.0012)	0.0052*** (0.0014)
财政支出	0.1629*** (0.0423)	0.1776*** (0.0442)	0.1567*** (0.0477)	0.1652*** (0.0435)	0.1856** (0.0748)
生态环境	0.0055*** (0.0014)	0.0060*** (0.0016)	0.0038* (0.0020)	0.0055*** (0.0014)	0.0042** (0.0020)
运输能力	0.1479*** (0.0393)	0.1540*** (0.0431)	0.1079** (0.0426)	0.1498*** (0.0394)	0.2702*** (0.0636)
外商直接投资	-0.0171* (0.0094)	-0.0328*** (0.0116)	-0.0158 (0.0096)	-0.0177* (0.0095)	-0.0324*** (0.0090)
观测值	2,079	1,821	1,848	2,079	2,072
R 方	0.5846	0.5684	0.5788	0.5834	0.6821
城市数量	262	261	262	262	262

注：所有回归控制了城市和年份固定效应。括号内标准误群聚到省层面。*、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

日常的观察一致，因为城市规模不可能无限扩张。随着城市规模的扩大，阻碍城市扩张的力量也会愈发强大（更加拥挤的交通、更加局促的环境或者更加频繁的犯罪），最终城市规模收敛至一个均衡水平。

以上分析还面临内生性的威胁。比如，虽然我们控制了丰富的变量和固定效应，但还存在遗漏变量的可能；金融发展的测度可能仍存在一定的误差；尤其是，以上分析结果得到的可能是反向因果关系，即城市规模对金融发展的促进作用。以上三类问题（即遗漏变量问题、测量误差问题和联立性偏误问题）构成了内生性的主要来源。为了解决内生性问题，我们仿照 Acemoglu et

al. (2001) 的开创性工作，搜寻历史数据作为工具变量。一个显而易见的选择是，使用民国时期的银行数量作为当前金融发展程度的工具变量，马光荣和李力行 (2014) 也曾使用这一方法。民国时期的银行数据整理自民国二十六年 (1937 年) 中国银行经济研究室编撰的《全国银行年鉴》，我们将银行数量（包括总行和分行）加总至地级市层面。民国时期的银行数量与当前的金融发展指标高度相关，相关系数高达 0.24 左右（因年份而异），满足工具变量的相关性条件；给定我们的控制变量，民国时期的银行数量与当前的城市规模之间没有直接的关系，因此满足工具变量的外生性条件。但是，

民国时期的银行数量并不能直接作为金融发展的工具变量，因为后者是面板数据，而前者只是横截面数据。Nunn and Qian (2014) 提供了一个解决方案：再找到一个随时间变化的变量，将其与横截面变量做交互项。我们选择省内其他城市的信贷增长，该指标剔除了本市的影响，而又能反映附近地区信贷环境的整体发展状况。因此，民国时期的银行数量（横截面数据）表示当地金融发展的“基础”，信贷增长（时间序列数据）反映金融发展的“速度”，二者的交互项可以合理地作为金融发展的工具变量。

表 4 后两列报告了工具变量分析结果，因变量分别是市辖区和地级市的人口规模。Panel B 中一阶段的回归结果显示，我们构造的工具变量与金融发展指标高度正相关，一阶段的 F 统计量超过经验法则要求的 10，因而没有弱工具变量的问题。Panel A 的二阶段回归结果仍然显示金融发展对城市规模存在显著的促进作用，并且该效应比表 3 中使用固定效应模型时要更强。这说明，潜在的内生性问题倾向于低估金融发展的作用。测量误差造成衰减偏误是可能的原因之一；也可能是由于我们遗漏了某个与金融发展正相关，但是阻碍城市扩张的因素，比如拥挤程度。通过工具变量分析可知，我们估计的结果可能是金融发展对城市规模的促进效应的下限，其真实作用应该比表 3 显示的更强。

潜在的内生性问题倾向于低估金融发展的作用。

表四：金融发展对城市规模的影响：工具变量与动态效应

	因变量：城市规模			
	市辖区 (1)	地级市 (2)	市辖区 (3)	地级市 (4)
Panel A: 回归结果				
城市规模滞后项	0.5952*** (0.0313)	0.4995*** (0.0238)		
金融发展指标	0.1286*** (0.0292)	0.2585*** (0.0489)	0.4072*** (0.0512)	0.5461*** (0.0784)
观测值	2,059	2,045	1,367	1,361
R 方	/	/	0.6182	0.7112
城市数量	262	262	189	189
Panel B: 其他统计量				
民国银行数量 # 信贷增长			0.1097*** (0.0107)	0.1126*** (0.0111)
一阶段 F 统计量			25.08	17.42
AR(1)	6.04	9.29		
AR(2)	0.41	1.76		
Sargan 检验的 p 值	0.744	0.993		

注：所有回归控制了表 3 中的其他变量以及城市和年份固定效应。括号内为稳健标准误。AR(1) 和 AR(2) 分别检验差分标准误的一阶和二阶序列相关。Sargan 检验用以检验是否存在过度识别问题。*、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

四、渠道分析

（一）教育回报率的地区差距

理论分析显示，技能溢价是金融发展影响城市规模的一个传导途径。因此，在本节的渠道分析中，我们考察连接金融发展与城市规模的两个逻辑链条：1) 金融发展是否影响技能溢价；2) 技能溢价是否影响城市规模。在进行渠道分析时，首先需要计算各个城市的技能溢价（教育回报率），我们使用 2005 年全国 1% 人口抽样调查的微观数据，分城市估计如下的 Mincer 方程来计算各地的教育回报率：

$$\log(wage)_i = \beta_0 + \beta_1 Edu_i + \beta_2 EX P_i + \beta_3 EX P_i^2 + X_i \beta_4 + \mu_i \quad (12)$$

其中 $\log(wage)_i$ 是个人工资的对数， Edu_i 是受教育年限，工作经验 $EX P_i$ 是年龄减去受教育年限再减去 6 得到的（假

设 6 岁开始上学), 其他控制变量 x_i 包括性别、居住地等。系数 β_1 即是我们要估计的教育回报率。

虽然研究者早就注意到教育回报率的城乡差距, 但是涉及教育回报率地区差异的研究仍然为数不多。申广军等 (2015) 指出我国城镇居民教育回报率的地区差异很大, 但限于数据, 他们并未分别估计各地区的教育回报率来说明这一点。本文使用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据对各城市的教育回报做出了较为精确的估计, 发现平均回报率为 8.5%, 标准差 3%, 可见教育回报率的分布比较分散, 各地教育回报率存在较大的差异。结合本文的研究目的, 我们按照金融发展程度将全国各地市分为高、中、低三组, 根据 2005 年人口普查的抽样数据计算的这三组城市的教育回报率分别为 9.4%、8.1% 和 7.8%。可见, 金融发展程度越高的地区, 教育回报率也越高。下一小节进一步实证分析金融发展与教育回报率的关系。

(二) 金融发展对教育回报率的影响

我们首先分析该逻辑链条的第一个环节: 金融发展对教育回报率的影响。由于教育回报率只有 2005 年的数据, 因此我们只能进行横截面的回归分析, 结果报告在表 5 中。第 (1) 列的基准回归使用 2004 年的信贷总量与 GDP 比值作为金融发展指标, 回归系数在 1% 的水平上显著为正。金融发展程度提高一个标准差 (0.57), 教育回报率提高 0.86 个百分点 ($=1.50 \times 0.57$), 超过当年均值 (8.5%) 的 10%。因此金融发展对教育回报率不仅在统计意义上, 而且在经济意义上都有显著的影响。第 (2) 列使用 2003 年的金融发展指标, 系数仍然显著为正, 但是在数值上明显低于前一列。这与前文理论模型的预测一致: 金融发展对教育回报率的短期影响很强, 但是随着劳动力的跨地区迁移逐渐减弱。第 (3) 列使用滞后一期的控制变量, 得到了 (相比于前两列) 较为折衷的系数。即使根据这一列的系数, 金融发展程度变动一个标准差也可以引起教育回报率在同方向变动 8.6%。表 5 的最后两列使用替换的指标来检验前述结果的稳健性: 第

金融发展对教育回报率不仅在统计意义上, 而且在经济意义上都有显著的影响。

金融发展对教育回报率的短期影响很强, 但是随着劳动力的跨地区迁移逐渐减弱。

表五: 金融发展对教育回报率的影响

	因变量: 2005 年教育回报率				
	基准回归 (2004 年) (1)	金融发展 指标滞后 (2)	全部控制 变量滞后 (3)	替代的教 育回报率 (4)	金融业 就业比重 (5)
金融发展指标	1.5066*** (0.5428)	0.9901*** (0.3185)	1.2887** (0.5476)	0.9675* (0.4855)	0.3250** (0.1455)
人均 GDP	0.9682** (0.4318)	1.1919** (0.5175)	1.1755** (0.5189)	0.4037 (0.4332)	0.8976** (0.4361)
第二产业就业份额	-0.0212 (0.0276)	-0.0034 (0.0189)	-0.0038 (0.0186)	0.0347 (0.0241)	-0.0144 (0.0288)
第三产业就业份额	-0.0155 (0.0277)	-0.0023 (0.0207)	-0.0073 (0.0207)	0.0663** (0.0286)	0.0215 (0.0276)
企业数目	-0.5729 (0.3374)	-0.3382 (0.2934)	-0.3401 (0.2774)	-0.4210 (0.3255)	-0.5667 (0.3862)
城乡收入差距	0.7446*** (0.2535)	0.8867** (0.3966)	0.8917** (0.3975)	1.0435*** (0.2875)	0.5896** (0.2536)
教育资源	0.0030*** (0.0009)	0.0004 (0.0013)	0.0005 (0.0012)	0.0051*** (0.0006)	0.0040*** (0.0007)
医疗资源	0.0299** (0.0118)	0.0224 (0.0137)	0.0208 (0.0153)	0.0032 (0.0148)	0.0440*** (0.0118)
生态环境	0.0187 (0.0196)	0.0070 (0.0181)	0.0053 (0.0181)	0.0381 (0.0229)	0.0016 (0.0243)
外商直接投资	0.1248 (0.1870)	-0.0040 (0.0847)	0.0090 (0.0786)	0.0439 (0.1583)	0.1736 (0.1765)
观测值	240	283	283	240	240
R 方	0.2818	0.2470	0.2608	0.1842	0.2474

注: 所有回归控制了城市的行政级别。括号内标准误差群聚到省层面。*、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

(4) 列使用替代的教育回报率, 该指标是通过估计不含控制变量 x_i 的方程 (12) 得到的; 第 (5) 列使用金融从业人员比重作为金融发展指标。结果显示金融发展对教育回报率的影响仍然存在, 继续支持理论模型的预测。

(三) 教育回报率对城市规模的影响

接下来, 我们考察该逻辑链条上的第二个环节: 教育回报率是否影响城市规模。结果报告在表 6。第 (1) 列基准回归使用 2006 年的数据 (除了教育回报率是 2005 年的变量), 结果显示, 教育回报率与翌年的

表六：教育回报率对城市规模的影响

	因变量：城市规模				
	基准回归 (2006年) (1)	2007年 城市规模 (2)	控制变量 滞后一期 (3)	替代的教 育回报率 (4)	地级市 人口规模 (5)
教育回报率	0.0356** (0.0162)	0.0382** (0.0162)	0.0338** (0.0141)	0.0305** (0.0121)	0.0294*** (0.0109)
观测值	231	213	225	231	229
R方	0.7217	0.7221	0.7286	0.7188	0.6252

注：所有回归控制了表3中的控制变量，限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到省层面。*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。

城市规模正相关，该系数在5%的水平上显著。平均而言，教育回报率提高一个百分点，城市人口增加3.6%；2006年全国城市平均人口规模为81.7万，因此教育回报率一个百分点的提高对应大约3万人的增加。当我们使用2007年的数据进行分析时（第2列），发现教育回报率更长期的影响还要略大一些，并且该系数仍然在5%的水平上显著为正。第（3）列因变量仍然是2006年的城市规模，但是所有控制变量都使用2005年数值，发现教育回报率对城市规模仍然有显著为正的作用，并且系数在数值上也非常接近之前的估计。第（4）列使用了教育回报率的替代指标（同表5第4列），第（5）列使用了城市规模的替代指标（地级市人口规模），控制变量与第（1）列保持一致。教育回报率在最后两列的系数仍然显著为正，数值大小也体现出估计的稳健性。总之，表6的结果说明，教育回报率与城市规模确实存在显著的正相关关系，教育回报率提高1个百分点能促进城市人口增加大约3%。

（四）稳健性检验

第二节的理论分析说明，金融发展通过提高两类劳动的边际生产率吸引劳动力流入，并且由于更高的技能溢价，技能劳动的流入多于非技能劳动。这为我们提供了另一个检验的方式：如果上文的渠道分析是正确的，那么金融发展程度较高的地区，技能工人比重也应当越大。为此，我们使用

教育回报率与城市规模确实存在显著的正相关关系，教育回报率提高1个百分点能促进城市人口增加大约3%。

2005年1%人口抽样调查数据计算了各市技能工人比重，并考察金融发展对该比重的影响。

回归结果报告在表8，其中前三列使用2004年金融发展指标（信贷总量与GDP比值），后三列使用2003年的指标。第（1）列因变量是拥有初中及以上学历的人口比重，金融发展对其有正的影响，但是系数并未在10%的水平上显著；第（2）列因变量是高中及以上人口比重，金融发展对其影响在10%的水平上显著为正；第（3）列因变量是大专及以上学历人口比重，金融发展对其影响在1%的水平上显著为正，金融发展水平提高一个标准差（0.57），大专以及上学历者比重提高1.2个百分点，或者说提高9.5%（当年平均水平为12.6%）。各列回归除了控制表3中出现的变量，还控制了2000年的技能人口比重，该变量是根据2000年人口普查的一个微观样本计算的。前三列金融发展的回归系数依次增大，显著性依次增强，这与理论预测结果一致：学历越高或者技能水平越高的人群，越多地受益于金融发展带来的技能溢价的提升，因而金融发展对其比重的积极作用越明显。后三列使用2003年金融发展指标重复了上述分析，基本结论完全一致。表8通过考察金融发展对技能人口比重的影响，进一步验证了技能溢价在金融发展影响城市规模中发挥的渠道作用。

学历越高或者技能水平越高的人群，越多地受益于金融发展带来的技能溢价的提升，因而金融发展对其比重的积极作用越明显。

表七：金融发展与技能工人比重：对影响渠道的再检验

	因变量：2005年技能工人比重					
	初中 及以上 (1)	高中 及以上 (2)	大专 及以上 (3)	初中 及以上 (4)	高中 及以上 (5)	大专 及以上 (6)
金融发展指标	0.3541 (0.6225)	1.6125* (0.8765)	2.1063*** (0.6050)	0.2721 (0.6852)	1.1724 (0.9839)	1.6004** (0.6020)
初始技能比重	0.5769*** (0.0771)	0.4261*** (0.0693)	0.1796*** (0.0391)	0.4988*** (0.0891)	0.3444*** (0.0734)	0.1177*** (0.0408)
观测值	212	212	212	237	237	237
R方	0.8477	0.6606	0.6188	0.8274	0.6432	0.5894

注：所有回归控制了表3中的控制变量，限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到省层面。*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。

五、结论性评述

本文分析了金融发展与城市规模的关系，我们在文献中首次通过“资本技能互补”这一假设将金融发展与城市规模联系在一起。理论分析表明，金融发展程度较高的城市，由于企业更容易使用资本生产，因而工人的边际生产率提高了，并且，“资本技能互补”意味着技能劳动的生产率提高幅度更大。这在短期内提高了技能溢价，长期内则吸引人口（尤其是技能人口）的流入，扩大了城市规模。实证研究部分我们综合了《中国城市统计年鉴》和人口抽样调查数据，发现金融发展确实有益于城市规模的扩大，并且这是通过教育回报率这一渠道实现的，因为金融发展提高了教育回报率，而教育回报率较高的城市吸引了大量的人口流入。实证结果十分稳健，使用不同的设定、替代的因变量和自变量进行检验，结论都支持理论部分的分析。

城市与区域经济学或者产业经济学的诸多研究都发现城市集聚对于现代经济增长的重要意义。然而，中国城市发展的现状仍然是较低的城市化率和相对较小的城市规模，“工业化超前、城市化滞后”的局面已经严重拖累了经济转型，大城市数量不足制约了经济增长，小城市也不能发挥集聚经济的效果。究其原因，服务业的落后是制约城市经济升级的重要因素。发展服务业，尤其是生产性服务业是下一步城市发展的重要手段。其中，金融发展是服务业的重中之重，其重要性也已经得到了广泛认识，许多城市都提出了建立金融中心的目标。本文考察了金融发展促进城市规模增长的作用，并分析了其通过提高教育回报从而促进高端人才集聚这一作用机制。金融发展有利于企业升级产业结构、采用新型生产技术，资本深化的过程也伴随着劳动需求的扩张，尤其是技能工人源源不断地流入。在下一步新型城镇化的进程中，金融发展将是大中型城市进一步集聚人气、保持城市规模增长的重要手段。PLC

房地产调控政策、房价变动与企业创新

○ 谭之博 陈陶然

房价变动影响企业持有的土地价值，会通过财富效应、信贷效应与替代效应影响企业创新吗？基于中国上市公司 2007-2015 年专利和土地交易数据的匹配数据库，本文分析了房价变动引发的上市公司及其子公司的不同类型土地价值的变动对其研发投入和创新产出的影响。实证分析结果表明，企业持有的土地价值和面积越大，其研发投入越大，专利申请和授权数量越多，且这一效应主要体现于工业用地。子公司持有的住宅用地对企业创新产生负面影响。住宅用地有利于获取短期和长期借款（尤其是私有企业），但却助长了投机动机，分散了创新资源。利用土地供给弹性差异致使房价变动的传导效应不同，以及房地产调控政策的时空差异，本文采用工具变量回归应对潜在的遗漏变量和反向因果问题，上述发现依然保持稳健。本文启示政策制定者全面理解土地持有的财富效应、信贷效应与替代效应，针对不同类型土地实施不同调控政策

谭之博，复旦大学

陈陶然，上海社会科学院世界经济研究所

本文改编自北大 - 林肯中心工作论文，编号“W246- 房地产调控政策、房价变动与企业创新”。
详情参看：www.plc.pku.edu.cn/publications_ch.aspx