

中国城市资源错配： 程度估算与动态演进分析

戴 胜 成金华 陈 军

摘 要 系统判断与有效认识城市资源错配程度及其动态演进过程是引导资源优化配置、推动高质量发展的基础。采用非参数凸分位数回归模型估算出 2004—2019 年 285 个中国城市劳动力、资本及土地错配程度，利用随机核密度估计量化城市资源错配程度分布动态演进特征，运用俱乐部收敛检验揭示城市资源错配程度集聚效应。在观察期内，中国城市劳动力、资本和土地均存在错配现象，其中资本错配程度略低。总体上劳动力和资本错配程度分别呈现下降和上升趋势，而土地错配程度则维持在高位波动。城市资源错配程度分布呈现多峰态，并存在显著的俱乐部收敛性。结论有益于准确把握中国城市资源配置现状，为新阶段推进城市要素市场化改革、构建统一大市场、实现高质量发展提供经验证据和参考启示。

关键词 中国城市 资源错配 动态演进 凸分位数回归 俱乐部收敛

[中图分类号] F124 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2024) 01-0066-15

一、引言

党的二十大报告提出，要“构建全国统一大市场，深化要素市场化改革，建设高标准市场体系。”这意味着，要素市场化改革已从顶层设计走向战略部署，资源要素供给侧结构性改革进入攻坚克难的新阶段。城市的核心功能是大规模的产业和要素集中，这种集中形成的聚集效应进一步吸引各类资源要素集聚（江曼琦、席强敏，2015）。在此背景下，系统判断与有效认识中国城市资源配置现状已成为重要的科学问题。

一般均衡理论认为，在完全竞争市场中，要素价格等于其边际产出价值。尽管自改革开放以来，中国商品市场已充分实现市场化，但土地、劳动力、资本、数据等要素市场化进程仍相对滞后。而且，由于受到宏观调控与产业政策等方面影响，要素价格与其机会成本之间产生偏差，进而形成内生性错配或政策性错配现象（张晓晶等，2018）。事实上，中国的要素市场不仅存在不同要素种类在同一经济主体中的扭曲配置，也存在不同经济主体之间的扭曲配置。资源要素错配不仅造成中国全要素生产率损失、经济增长实际潜力被掩盖（盖庆恩等，2015；陈诗一、陈登科，2017），还导致碳排放效率下降、碳排放总量增加、“双碳”目标实现难度上升（Zhou 等，2022）。故而，在低碳转型与高质量发展的要求下，解决资源要素流动不畅、市场分割、配置效率低下等问题已势在必行，而科学测度资源错配程度则是破除这些约束的重要前提。

【基金项目】国家社会科学基金项目“新时代我国生态文明建设制度化的经验研究”（批准号：22BKS158）。

【作者简介】戴胜，中国地质大学（武汉）经济管理学院博士，邮政编码：430078；成金华，通讯作者，中国地质大学（武汉）经济管理学院教授、博士生导师，邮政编码：430078；陈军，中国地质大学（武汉）马克思主义学院教授、博士生导师，邮政编码：430074。

本文基于我国 285 个地级市 2004—2019 年的投入产出数据，利用凸分位数回归模型估计出资源要素的边际产出，进而测算不同城市的劳动力、资本和土地资源的错配程度。此外，本文还采用动态分布刻画与俱乐部收敛检验分析城市资源要素配置区域差异，检验判断城市资源配置是否呈现多峰态以及是否存在俱乐部收敛性，为资源要素市场化改革和区域经济高质量发展提供经验证据。

二、文献综述

自 Hsieh 和 Klenow (2009) 构建规模报酬不变的异质性企业垄断竞争模型、量化资源错配程度及其影响以来，资源错配程度测度已成为资源错配研究的基础，并被广泛应用到不同的产业和部门、不同的国家和地区。在中国，资源错配测度的研究对象也多为微观层面的企业（厂商）或者中观层面的行业（产业）部门等（陈永伟、胡伟民，2011；杨振、陈甬军，2013；盖庆恩等，2015）。而宏观层面的省域或市域范围内资源错配测度研究虽有出现（白俊红等，2022），但整体仍相对较少，尤其是全国范围内城市、长周期的资源错配测度研究。

在这些实证应用中，资源错配程度测度主要是依赖于生产函数法、生产前沿分析法、指数法以及影子价格法等。具体而言，生产函数法主要是利用柯布－道格拉斯生产函数、常替代弹性生产函数、超越对数生产函数及时变弹性生产函数等来测算资源要素错配程度（章上峰、许冰，2009；白俊红、卞元超，2016）。虽然在实证中柯布－道格拉斯生产函数与超越对数生产函数更为常见，但有关待估生产函数形式的争议不断。此外，柯布－道格拉斯生产函数需要假定单位要素的替代弹性为单位一，而超越对数生产函数由于待估参数较多，易产生多重共线性。生产前沿分析法是通过参数随机前沿法或非参数数据包络法对生产可行性边界进行估计，进而测算出资源要素价格扭曲程度（Yang 等，2020）。尽管生产前沿分析法可以测度出要素价格扭曲对于经济产出的影响，但其依赖于所构建的前沿面，往往易受到离散点与异方差性的影响。指数法则通过构建不同的指数来测度资源要素错配程度，如构建扭曲指数（张杰等，2011），构建生产要素市场与商品市场发展水平和程度的差异指数（宋马林、金培振，2016），构建各地区要素市场的实际发育程度与要素市场发育程度最高地区的差值指数（蒋为，2016）以及构建企业间的生产率离散度指数（高翔等，2018）。影子价格法则是将实际的要素价格与资源配置效率达到最优时的影子价格进行比较，计算实际要素价格的偏离程度（Hsieh 和 Klenow，2009）。

本文以城市为研究对象，借鉴局部估计思想，将经典的生产函数法与生产前沿分析法相融合，利用非参数凸分位数回归模型估算出中国城市资源错配程度，并分析其动态演进规律。主要学术贡献体现在以下三个层面：第一，拓宽资源错配测度研究视角。虽然企业、行业层面的资源测度研究可以直面资源要素错配问题的症结，但城市作为经济资源流向、要素配置和企业竞争力呈现的聚集地在中国经济转型过程中占据重要地位。因此，本文以中国 285 个地级城市为研究对象，同时考察其劳动力、资本和土地等三类不同要素，深入了解城市资源错配现状以及分布演进趋势，可为资源要素市场化改革和区域经济高质量发展提供经验证据。第二，提出使用非参数凸分位数回归方法估算中国城市资源错配程度。区别于既有前沿分析法估计生产函数，凸分位数回归方法不但可以避免生产函数形式选择的争论，而且还可以减少离散点和异方差性对生产前沿面估计的影响。此外，在估计生产要素边际产出时，借鉴局部估计思想，充分考虑所有生产单元（包括无效率决策单元）的信息。以此提升待估生产函数的稳健性和城市资源错配程度估算的精准度，丰富了生产函数估计以及基于生产函数估计的资源错配测度方法。第三，量化城市资源错配程度分布演化过程。一方面，既有研究鲜有涉及城市资源错配程度分布过程，分析潜在的集聚效应；另一方面，也可以为刻画资源错配程度提供新的研究思路。因此，本文利用随机核密度图与等高线分布图刻画城市资源错配程度跨期演变过程，并采用俱乐部检验分析其中存在的集聚效应。这为认识城市资源错配程度和演进

过程提供数据支撑，也为系统寻求中国城市资源优化配置促进策略提供经验证据。

三、研究方法 with 样本数据

(一) 城市资源错配程度估算

作为资源错配的一种常见情形，要素市场价格扭曲可以被用来刻画资源的错配程度（陈永伟、胡伟民，2011）。要素市场的价格扭曲又分为要素市场价格的绝对扭曲与相对扭曲，其中前者指生产要素价格与其边际产出之间的偏差，而后者指可评价对象间的工资 - 租金率不相等。本文主要利用要素实际价格与其边际产出之间的比值来刻画资源要素市场的绝对扭曲程度，公式如下：

$$Dis = \frac{MP}{p} \quad (1)$$

其中， MP 和 p 分别为所考虑的资源要素边际产出与实际价格， Dis 则表示其绝对扭曲程度。本文考虑资本、劳动力以及土地三类基本资源要素。当 $Dis = 1$ 时，说明该资源要素的价格合理，不存在扭曲现象；当 $Dis < 1$ 时，则存在资源要素正向扭曲现象（即资源配置不足）；当 $Dis > 1$ 时，则存在资源要素负向扭曲现象（即资源配置过度）。因此，本文对错配程度减 1 后取绝对值处理，即资源错配程度 $Dis = |Dis^* - 1|$ 。绝对值越大说明城市该类资源要素的错配程度越高。

为了估计城市层面的要素边际产出，本文构建如下非参数生产函数模型：

$$y_{it} = f(x_{it})e^{\varepsilon_{it}} \quad (2)$$

其中， y_{it} 表示城市 i 第 t 年的地区生产总值， x_{it} 分别为城市 i 第 t 年的资源投入向量， f 表示待估非参数生产函数， ε_{it} 为均值为零的随机误差项。为避免生产函数是使用柯布 - 道格拉斯生产函数还是超越对数生产函数的争论，本文并未预先设定生产函数 f 的具体形式，而是假设其满足单调非减、凸性以及规模报酬不变等一般性生产定理。

鉴于城市层面数据可能存在离散点与异方差性，本文使用凸分位数回归模型估计生产函数（2）。当给定分位数 $\tau \in (0, 1)$ 时，非参数生产函数（2）可以被转换成对应的非参数分位数生产函数 Q_τ ，

$$Q_\tau(\tau|x) = f(x)e^{F_\varepsilon^{-1}(\tau)} \quad (3)$$

其中， F_ε 是关于随机误差项 ε 的累积分布函数。当给定数据集 $\{(x_{it}, y_{it})\}_{i=1}^N$ 和分位数 τ 时，同时为避免出现过拟合，本文使用正则化的凸分位数回归模型（Dai, 2023）对分位数生产函数 Q_τ 进行估计。

$$\begin{aligned} \min_{\beta, \varepsilon^-, \varepsilon^+} & (1 - \tau) \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^- + \tau \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^+ + \lambda \sum_{i=1}^N \|\beta'_i\|^2 \\ s. t. & \ln y_i = \ln(\beta'_i x_i) + \varepsilon_i^+ - \varepsilon_i^- \quad \forall i \\ & \beta'_i x_i \leq \beta'_h x_i \quad \forall i, h \\ & \beta_i \geq 0 \quad \forall i \\ & \varepsilon_i^+ \geq 0, \varepsilon_i^- \geq 0 \quad \forall i \end{aligned} \quad (4)$$

其中，第一个约束表示对数形式的多元回归方程，第二个约束刻画生产函数的凹性特征，第三个约束则是保证生产函数全局单调非减，最后一个约束反映残差的符号约束。通过对模型（4）求解，可以计算出 $100\tau\%$ 分位数上的资源要素的边际产出，即 $MP^\tau = \beta$ 。模型中调和参数 λ 可以通过信息准则（如 Akaike 信息准则和 Schwartz-type 准则）或一般性交叉检验等方法确定。为简化模型求解复杂度，本文在实证中假定调和参数 $\lambda = 0.1$ 。

尽管模型（4）可以估计出任意分位数上的生产函数，但为了更好地利用每一个样本点信息，本文利用局部估计的思想，同时估计 10 个分位数生产函数，即 5%，15%，...，85%，95% 分位数

生产函数。这种估计策略的逻辑是考虑每一个样本点的真实绩效水平，并使得每一个样本点尽可能地靠近其对应的真实分位数生产函数。在此过程中，样本点的分布将出现以下三种情形：样本点落在 5% 分位数下方，使用 5% 分位数作为基准估计其边际产出；样本点落在 95% 分位数上方，使用 95% 分位数作为基准估计其边际产出；样本点落在某两个分位数之间，例如 45% 和 55% 分位数，此时则使用两个分位数的加权平均来估计样本点的边际产出。相对于传统的确定性前沿估计，非参数凸分位数回归技术既可以利用每一个决策单元的信息，又能够充分考虑决策单元之间的异质性，使得估计结果更加准确。为求解非线性规划问题（4），本文使用 Python/pyStoNED 包，得到每个城市每年的资本、劳动力和土地资源的边际产出，进而测算出城市历年资源要素错配程度。

（二）城市资源错配程度分布动态演进

在估算出研究期内中国城市资源错配程度后，本文进一步使用随机核密度估计与俱乐部收敛检验方法量化分析城市层面资源错配程度的动态演进规律。具体来说：

1. 分布动态演变

为了解中国城市资源错配程度分布的动态演变，本文利用随机核密度估计方法分析资源错配程度的演化过程。参考 Quah（1997）， $f_t(x)$ 和 $f_{t+s}(y)$ 为时间 t 与 $t+s$ （ $s>0$ ）下变量 x 和变量 y 的分布函数，即表示 t 与 $t+s$ 时间下 Dis 的分布状况，并同时假设分布的演化满足时间不变且一阶可导条件。两者之间关系进而可定义为：

$$f_{t+s}(y) = \int_0^{\infty} g_s(y|x)f_t(x)dx \quad (5)$$

其中，条件概率分布 $g_s(y|x)$ 为随机核密度估计，用来刻画城市资源错配程度的分布从时间 t 到 $t+s$ 的演化过程。因此，条件概率分布 $g_s(y|x)$ 是分布动态演变估计的核心。同时，基于核密度估计，分布函数 $f_t(x)$ 与 $f_{t+s}(y)$ 的联合密度估计 $f_{t,t+s}(y, x)$ 可表示为：

$$f_{t,t+s}(y, x) = \frac{1}{Nh_x h_y} \sum_{i=1}^N K_x\left(\frac{x - x_i}{h_x}\right) K_y\left(\frac{y - y_i}{h_y}\right) \quad (6)$$

其中， $K(\cdot)$ 为核密度函数， N 为样本观测值总数， h_x 与 h_y 为带宽， x_i 与 y_i 为时间 t 与 $t+s$ 下样本的观测值，即城市层面资源要素的错配程度。在联合密度（6）估计中，带宽 h 通过经典的插入法确定，而核密度函数 $K(\cdot)$ 则选择高斯核密度函数。

在确定联合密度估计 $f_{t,t+s}(y, x)$ 后，条件概率分布 $g_s(y|x)$ 可通过下述公式进行求解：

$$g_s(y|x) = \frac{f_{t,t+s}(y, x)}{f_t(x)} \quad (7)$$

鉴于式（7）中条件概率分布 $g_s(y|x)$ 不随时间变化，分布从 t 到 $t+s$ 的传导过程将演化成长期均衡态势，即遍历分布。因此，相对于条件概率分布 $g_s(y|x)$ ，对应的遍历分布 $f_{\infty}(y)$ 可通过积分形式进行求解：

$$f_{t+s}(y) = \int_0^{\infty} g_s(y|x)f_t(x)dx \quad (8)$$

在实证中，通常可以利用三维的核密度估计图与等高线来展示变量分布的连续演化过程 $f_{\infty}(y)$ 。此外，在核密度分布中，位置变化可以反映出资源错配程度的高低；波峰高度和宽度则体现城市资源错配的聚集和分散程度；而核密度曲线的延展性则反映错配程度最大城市与其他城市之间的差异大小，曲线拖尾越长表明差异越大。

2. 俱乐部收敛检验

尽管随机核密度估计可以刻画出城市资源错配程度分布动态演进特征，但不能识别出城市的分组集聚情况。为此，进一步利用俱乐部收敛方法检验 2004—2019 年中国城市资源要素错配程度演

进是否趋于稳定状态,是否存在俱乐部集聚现象。借鉴 Phillips 和 Sul (2007),将面板数据集中唯一因子 Dis_{it} 分解成 $Dis_{it} = c_{it} + b_{it}$ 。其中, c_{it} 为系统性成分, b_{it} 表示暂时性成分。为分离出共同因子,将 Dis_{it} 转换为如下动态因子模型:

$$Dis_{it}^K = \left(\frac{c_{it} + b_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t \equiv \delta_{it} \mu_t, \forall i, t \quad (9)$$

式 (9) 中 μ_t 为共同因子,用来刻画确定性或随机性的趋势行为; δ_{it} 则是时间可变载荷系数,用来测度共同因子 μ_t 与 Dis_{it} 之间的异质距离。

依据 Phillips 和 Sul (2007),如果 Dis_{it} 存在收敛,那么时间可变载荷系数 δ_{it} 存在收敛,即 $\lim_{t \rightarrow \infty} \delta_{it} = \delta, \forall i$ 。因此,城市资源错配程度 Dis_{it} 是否收敛的检验可直接转化为对 δ_{it} 的 t 检验,其中原假设为 $H_0: \delta_i = \delta$ 且 $a \geq 0$ 。构建如下回归 t 检验方程:

$$\log \left(\frac{H_t}{H_t} \right) - 2 \log L(t) = c + bL(t) + \varepsilon_t \\ t = [rT], [rT] + 1, \dots, T; r > 0 \quad (10)$$

在回归模型 (10) 中, $H_t = (1/N) \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 h_{it} = \frac{Dis_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N Dis_{it}} = \frac{\delta_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \delta_{it}}, L(t) = \log t, \hat{b} = 2\hat{a}$, 其中 $\hat{a}$ 为原假设中参数 a 的最小二乘法估计量。此外,鉴于样本中时间序列 $T = 16 < 50$,因而在实证中将参数 r 设置成 0.33。

(三) 变量说明与数据来源

在采用凸分位数回归模型之前,需要明确不变价的生产总值、劳动力投入、物质资本投入、土地投入以及要素价格。相关变量的数据来源与处理方式如下。

期望产出。使用不变价的地区生产总值作为期望产出。在对地区生产总值进行消涨处理时,由于没有完整的城市层面价格指数,因而依据各城市所在省份的价格指数将城市地区生产总值平减到 2004 年不变价 (王雨飞、倪鹏飞, 2016)。

劳动力投入。采用《中国城市统计年鉴》中各城市年末单位从业人员数指标来测量城市劳动力资源的丰裕程度 (黄庆华、向静, 2022)。

资本存量。城市层面资本存量通常也是使用永续盘存法进行核算 (黄庆华、向静, 2022)。借鉴王雨飞、倪鹏飞 (2016) 研究,本文将 2005 年的城市实际固定资产投资总额与折旧率和 2005—2019 年的平均增长率之和的比值作为 2004 年各城市初始资本存量。各城市其他年份的资本存量则使用永续盘存法进行核算, $K_{it} = K_{i,t-1} (1 - \delta_t) + I_{it}/P_{it}$ 。其中, K_{it} 为城市 i 第 t 年的资本存量, $K_{i,t-1}$ 为城市 i 第 $t-1$ 年的资本存量, I_{it} 为城市 i 第 t 年的全市固定资产投资总额, δ_t 为资本折旧率,设定为 10.96%。2004—2016 年各城市固定资产投资总额数据直接来自《中国城市统计年鉴》,2017—2019 年则通过各城市《国民经济和社会发展统计公报》检索到的固定资产投资增长率计算而得。此外,由于基础统计资料无法获得城市固定资产投资价格指数,借鉴王雨飞、倪鹏飞 (2016),使用对应省份的价格指数将城市固定资产投资总额平减到 2004 年不变价。

土地资源投入。“优化国土空间格局”是党的二十大对自然资源管理的重大部署,而土地资源错配与国土空间格局优化相矛盾。通过对城市层面土地资源错配程度的研究可以为国土空间优化、区域协调发展以及新型城镇化建设提供着力点,因而本文将土地资源纳入生产函数进行考察。利用各城市建设用地面积指标来表示城市土地资源投入量,数据来源于《中国城市统计年鉴》。

劳动力价格。采用《中国城市统计年鉴》中各城市城镇单位就业人员平均工资表征劳动力价格,并依据居民消费价格指数将其平减到 2004 年的不变价。

资本价格。现有研究多是采用利率水平刻画资本价格,或是直接借鉴 Hsieh 和 Klenow (2019)

成果将利率简单设置为某个定值（如 10%），或是计算利率与折旧率之和（如 5% + 5%），抑或利率与折旧率之和减去通货膨胀率。但考虑到长跨度研究期内银行之间、城市资本信贷市场之间的利率水平存在差异，本文并未采用固定利率值，而是借鉴白俊红、卞元超（2016）的研究，使用研究期内中国央行公布的一年期金融机构贷款基准利率的均值作为实际利率水平。

土地资源价格。采用国有建设用地出让土地面积与成交价款的比值作为土地资源市场价格的替代变量。其中 2004—2017 年的源数据来源于《中国国土资源统计年鉴》，2018—2019 年的源数据则来自中国土地市场网（<http://www.landchina.com/>）发布的国有土地供应结果信息。数据清理后共收集到 293881 条交易记录，并对历年土地资源市场价格数据进行对比，发现 2004—2017 年的数据与 2018—2019 年的数据具有相同趋势。

本文所使用到的数据主要来源于 2005—2020 年《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及《中国国土资源统计年鉴》，对数据缺失较多的城市（如毕节市与铜仁市等）予以剔除，个别数据采用线性插值法逐一补齐，得到 285 个地级城市 2004—2019 年的面板数据，占到全国地级城市总量的近 97%。表 1 展示了投入－产出数据的描述性统计分析。

表 1 投入－产出变量描述性统计分析

统计量	国内生产总值 (10 ⁹ 元)	劳动力 (10 ⁴ 人)	资本存量 (10 ⁹ 元)	土地资源 (平方公里)
均值	137. 98	51. 01	435. 22	127. 65
标准差	199. 19	76. 87	605. 14	208. 35
偏度	4. 57	6. 11	3. 78	6. 41
峰度	34. 04	52. 51	24. 93	61. 21
最小值	3. 59	4. 05	7. 11	3. 00
最大值	2636. 92	986. 87	7497. 88	2915. 56
样本量	4560	4560	4560	4560
Shapiro-Wilk 检验	0. 561 ***	0. 451 ***	0. 625 ***	0. 443 ***
Shapiro-Francia 检验	0. 560 ***	0. 450 ***	0. 624 ***	0. 442 ***

注：* p < 0. 1，** p < 0. 05，*** p < 0. 01。

描述性统计结果显示各城市之间资本存量差异最大，这表明城市层面可能存在资本要素错配现象。此外，通过峰度和偏度的统计结果，可以确定城市层面的投入－产出数据均为非正态分布，这说明数据存在高噪音和异方差性，传统的均值估计或前沿面方法可能并不适合。此外，通过对变量进行 Shapiro-Wilk 和 Shapiro-Francia 检验，发现结果均显著地拒绝正态分布的原假设。因而，针对中国城市层面的生产函数估计，分位数为基础的模型更具适用性。

四、中国城市资源错配程度：区域比较

本文以 2004—2019 年 285 个中国地级城市为样本，利用非参数凸分位数回归模型估计城市要素边际产出，进而测度出城市层面的资源错配程度。图 1 展示了全国与各省的城市劳动力、资本和土地错配程度平均值。从整体上看，研究期内全国层面城市劳动力、资本和土地错配的平均程度分别为 0. 59、0. 38 与 0. 71。这说明中国城市层面确实存在资源要素错配现象，尤其土地错配程度最高。另外，图 1 还显示城市层面各种资源错配程度并非一致，即存在资本错配程度较低而劳动力或土地错配程度较高的现象。例如，在省域层面，上海市资本错配程度较低（0. 21），但其土地错配程度（0. 97）则相对较高。

在西部经济欠发达地区（如宁夏与青海等），劳动力资源错配程度较低；在东北（如吉林）或东中部（如山东、河南、江西等）劳动力资源富集地区，劳动力资源错配程度较高；在东部经济发达地区（如上海、江苏、广东等），城市劳动力错配程度也相对较高。这反映出，城市层面劳动力错配程度不仅与地区经济发展水平、劳动力资源富集程度相关，也与地区经济发展对劳动力需求与劳动力供给之间是否匹配有关。一方面，经济欠发达地区既无法提供充足的就业机会，又难以吸引人才和劳动力，以致劳动力资源供给往往大于需求而形成局部过剩；另一方面，经济发达地区则劳动力供给不足，经济发展对于劳动力的需求远大于劳动力资源的供给能力。

资本错配程度较高的城市一般位于中西部省份，如广西（0.47）、青海（0.61）及宁夏（0.64）等。这在一定程度上证明，城市层面资本错配程度通常仅与地区经济发展水平相关，并充分体现了资本配置的市场属性。而且，这些地区通常表现为本地资本市场发育缓慢，缺乏专业型资本服务和交易机构，市场化资本交易规模偏小。此外，图 1 还显示土地资源错配程度高的城市通常位于经济发达地区，如上海（0.97）、广东（0.83）以及重庆（0.88），而土地资源错配程度相对较低的城市则多是经济发展相对缓慢的省份，如山西（0.65）和黑龙江（0.59）。这说明城市土地错配程度亦受到经济发展水平的影响。值得注意的是，土地错配程度较高地区一般与城镇化水平较高地区重叠，反之亦然。

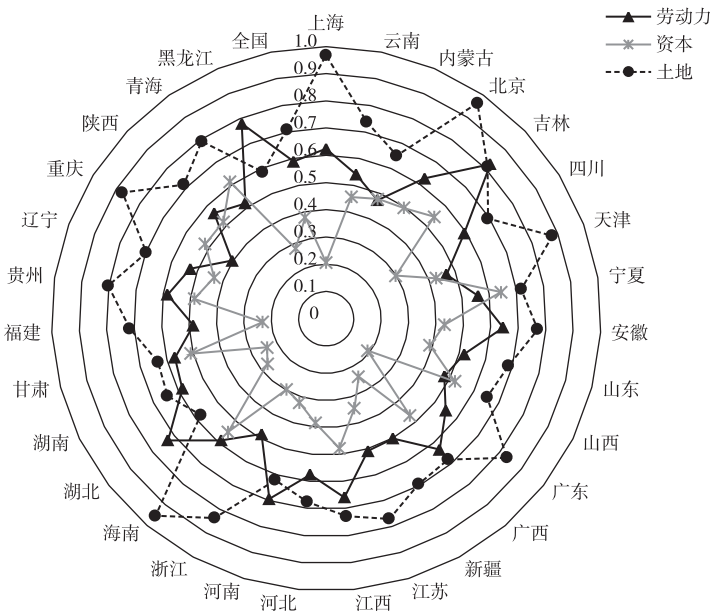


图 1 中国城市资源错配程度：分省平均

图 2 进一步呈现七大区域城市资源错配程度的核密度估计结果。首先，相对于劳动力和资本错配程度核密度曲线，各地区城市土地错配程度核密度曲线中心右偏，说明各区域土地错配现象最为显著。其次，三种资源错配程度核密度曲线均呈现出平缓的右侧摆尾，说明各区域内均存在极值现象，区域内差异性显著。最后，各地区劳动力错配程度核密度曲线的波峰最低，反映出城市劳动力错配程度的聚集度更低，但也表明劳动力错配程度区域内差异较大。

图 3 描绘了 2004—2019 年全国与七大区域城市资源错配平均程度演变。图 3a 显示全国城市劳动力要素平均错配程度呈现先下降后微幅上升的趋势，由 2004 年 1.58 下降到 2011 年 0.25 后上升至 2019 年 0.55。随着户籍制度改革加速推进，限制农业人口进入城镇就业的城乡二元制度壁垒被破除，快速城镇化对劳动力资源需求在不断扩张，实现了大规模就业人口转移。但是，随着中国已进入城镇化中后期，城镇化提升对改善劳动力资源供需矛盾的总体贡献正在减弱。而且，在贯彻新发展理念、构建新发展格局中，部分传统产能逐步出清并向如越南、泰国等其他发展中国家和市场

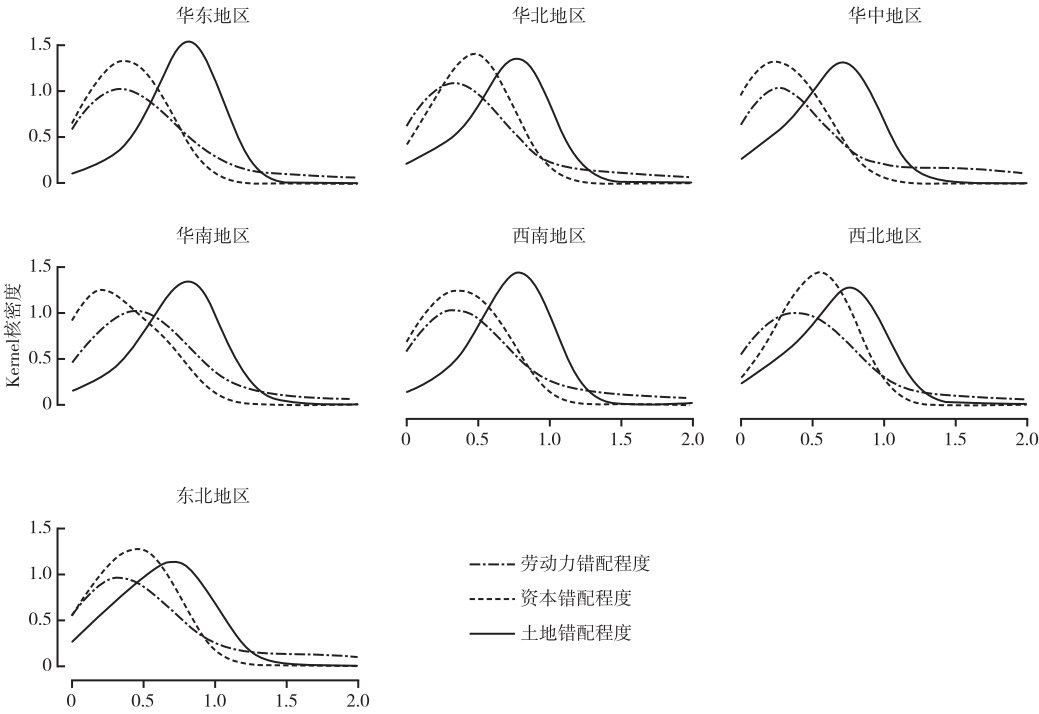


图2 城市资源错配程度核密度估计：七大区域比较

转移，同时高科技产业和战略性新兴产业快速发展使得城市劳动力市场的需求结构也随之调整，加之职业培训和教育制度相对滞后，城市高水平劳动力跨期供给能力不足，致使城市劳动力流动结构性错配程度不断增加。

全国城市资本平均错配水平呈现先小幅下降再上升后稳定趋势，由2003年0.25先下降至2007年0.23后上升至2017年0.54再持平至2019年（图3b）。2008—2017年城市资本错配程度上升主要可归因为：一方面，中国城市资本配置效率在很大程度上受到非市场因素影响。例如，对于不同层级城市，中央政府和地方省级政府在政策倾斜上存在差异，这不仅给受扶持程度较大的城市带来了更多的经济收益并产生“良性”错配，也给其他城市带来不良的政策性错配。而且由于潜在的政治晋升锦标赛存在，地方官员的个人意志也会影响到资本配置。此外，资本市场自身也存在特定偏好与歧视。当下国有银行在信贷市场中占据主导地位，因而政府部门在信贷资源配置上仍有一定影响。这容易诱使银行产生一些歧视，如“大城市偏好”等，直接影响资本在城市间、企业间自由流动，导致城市资本配置效率下降形成错配。另一方面，为应对2008年全球金融危机，中国政府提出扩大内需、促进经济平稳增长十项投资措施。虽然该计划使得中国经济在全球金融危机中实现软着陆，但也产生了低效投资、产能过剩以及资源浪费等加速资本错配的负面影响。而2017年之后，要素市场化改革的加速推进成为遏制城市资本错配程度继续上升的关键因素。要素市场化改革已从顶层设计走向部署与实践，市场在资源配置中起决定性作用得到加强，高效、合理与可持续的资源优化配置正成为现实，城市资本错配得到纠正已成为预期内结果。

全国城市土地资源平均错配程度维持在高位并微幅振荡。城市土地资源平均错配程度由2004年0.70下降至2007年0.50后上升至2014年0.75再持平至2019年（图3c）。特别是，2007年以后城市土地资源错配程度出现上升，可能是因为随着城市人口不断增加，城市建设规模快速扩张，加之土地使用结构不合理加剧了土地资源供应不足，导致土地资源供给和需求不平衡性错配进一步凸显。

各区域的城市资源错配程度与全国平均值变化趋势基本一致。具体而言，在分区域城市劳动力

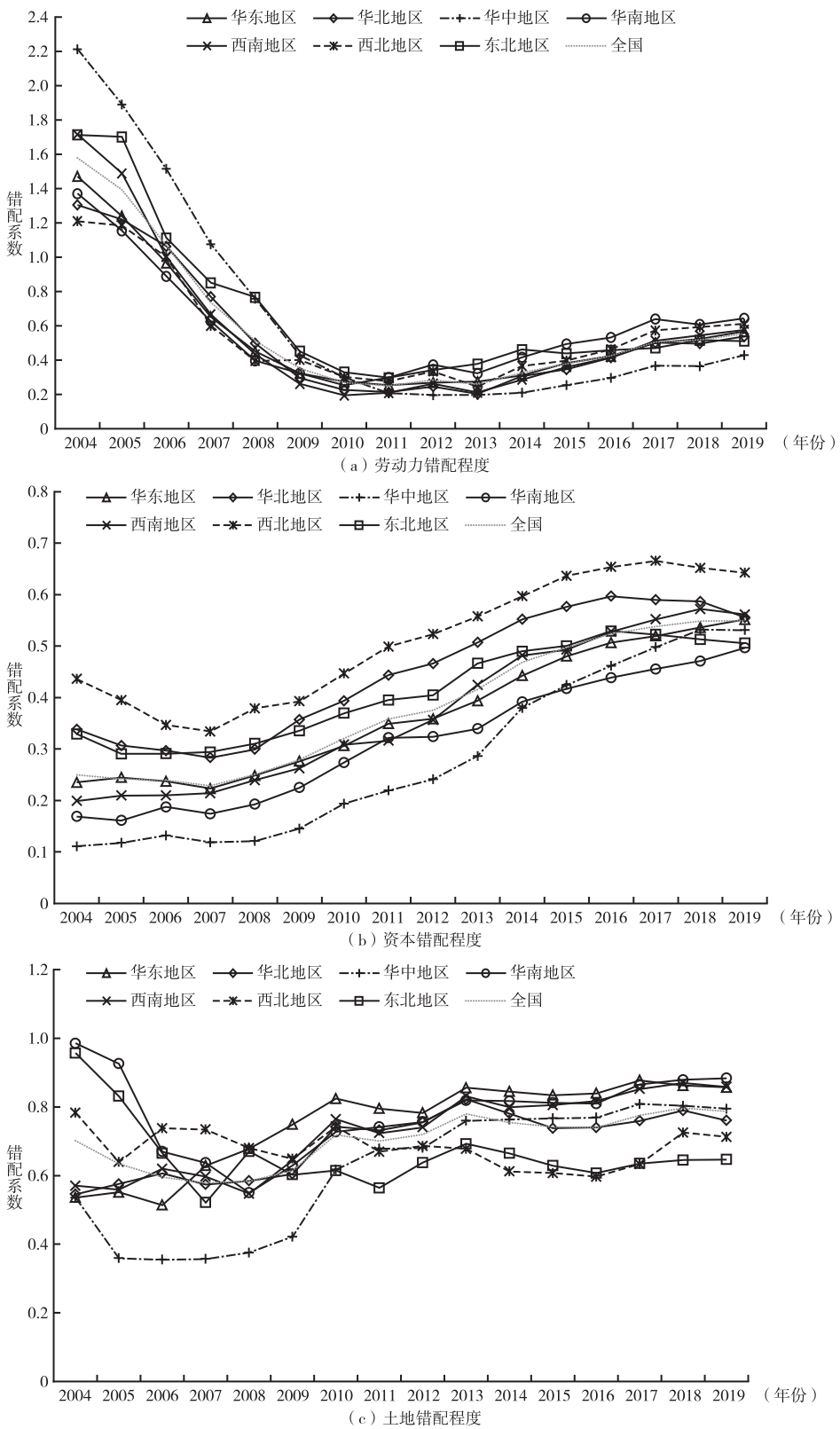


图 3 2004—2019 年中国城市资源平均错配程度

错配程度对比中 (图 3a), 主要有如下结果: 首先, 2004—2011 年期间华中地区城市劳动力错配程度下降速度最快为 91%, 西南地区下降 88%, 华北地区下降 84%, 华东地区和东北地区均是下降 83%, 华南地区下降 78%, 而西北地区则下降最少约 77%。其次, 2011 年前华南地区劳动力错配

程度偏低，而之后错配程度相对于其他地区则较高。早期华南地区享有改革先行先试红利和比较优势，且中国劳动力供给充沛，因而资源错配程度较轻。而当前华南地区“民工荒”现象频现，错配程度加深，一是因为整体劳动力供给出现瓶颈；二是随着人均地区生产总值提高和区域经济发展水平及差距缩小，劳动力选择性增加，华南地区并非最优选择；三是华南地区产业结构和劳动力需求结构整体升级，而供给结构改善程度不足，形成供需错配。最后，东北地区早期的劳动力错配程度较高主要是由于人口资源的向外扩散且新生人口总量相对较低，导致本地劳动力供给不足而形成资源错配。整体上，劳动力错配程度的高低不仅取决于地区经济发展水平，也受限于地区劳动力资源需求与供给之间的结构关系。

在分区域城市资本错配程度对比中（图 3b），可以看出西北地区资本错配平均程度最高（0.51），而华东、华中与华南地区资本错配平均程度则较低，分别为 0.37、0.28、0.32。这清晰反映出资本配置效率与经济发展程度之间存在正向关系。而在分区域城市土地错配程度对比中（图 3c），华东地区与华南地区的城市土地错配程度高于其他地区，而东北地区和华东地区则较低。整体上各地区城市土地错配程度变化幅度较小，且与经济发展水平以及城镇化水平呈现正相关关系，即经济发达、城镇化水平高的东部沿海地区的城市土地错配程度高。

为检验区域间城市资源错配程度是否存在差异，本文首先使用非参数 Kruskal-Wallis 检验进行事前分析以判断区域间是否存在错配程度差异，然后利用非参数 Dunn 检验进行事后比较分析以识别两组间是否存在差异。Kruskal-Wallis 差异性检验结果显示城市劳动力、资本以及土地错配程度均存在组间差异，即城市资源错配程度存在显著区域差异性（表 2）。对应的城市劳动力、资本以及土地错配程度效应量 η^2 估计值分别为 0.00、0.10、0.05，其中城市劳动力和土地错配程度区域差异为低效应，而资本错配程度区域差异为中等效应。这表明城市劳动力和土地错配程度的区域差异性低于城市资本错配程度的区域差异性。

表 2 中国城市资源错配程度区域差异：事后比较

事前分析								
Kruskal-Wallis 检验	H	劳动力	19.92 ***					
		资本	445.36 ***					
		土地	240.91 ***					
效应量	η^2	劳动力	0.003					
		资本	0.097					
		土地	0.052					
事后分析			华东	华北	华中	华南	西南	西北
Dunn 检验	华北	劳动力	1.35					
		资本	-6.53 ***					
		土地	6.31 ***					
	华中	劳动力	-0.27	-1.43				
		资本	8.22 ***	12.52 ***				
		土地	13.23 ***	5.09 ***				
	华南	劳动力	-3.17 **	-3.79 ***	-2.58			
		资本	4.90 ***	9.73 ***	-2.63 *			
		土地	1.81	-4.01 ***	-9.63 ***			
	西南	劳动力	-0.19	-1.29	0.04	2.43		
		资本	-0.16	5.32 ***	-6.78 ***	-4.16 ***		
		土地	3.77 **	-2.10	-7.31 ***	1.81		

续表

事后分析			华东	华北	华中	华南	西南	西北
Dunn 检验	西北	劳动力	-0.67	-1.73	-0.37	2.16	-0.38	
		资本	-12.8 ***	-4.79 ***	-18.3 ***	-15.2 ***	-10.3 ***	
		土地	7.74 ***	0.85	-4.42 ***	5.08 ***	3.04 **	
	东北	劳动力	-2.15	-2.92 **	-1.73	0.64	-1.66	-1.36
		资本	-3.54	2.30	-9.65 ***	-7.02 ***	-2.87 **	7.03 ***
		土地	9.61 ***	3.02 **	-1.70	7.01 ***	5.04 ***	2.31

注：1) Dunn 检验的显著性系数为 Bonferroni 方法调整后 p 值；
2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；
3) 低效应: $0.01 < \eta^2 \leq 0.06$, 中等效应: $0.06 < \eta^2 \leq 0.14$, 高效应: $\eta^2 > 0.14$ 。

Dunn 检验事后分析显示城市劳动力错配程度两两组间存在显著性差异的情形较少，说明城市存在劳动力错配是普遍现象，区域差异性不明显。例如，华东地区和华南地区劳动力错配程度在 5% 显著性水平上存在差异，表明其中某个地区劳动力错配程度严重，而另一个地区劳动力错配程度则相对较轻。而华东地区与华北地区的劳动力错配程度在统计水平上不存在差异，说明两者的错配程度同时较严重或者同时较轻。但是，城市资本和土地错配程度两两之间存在差异性的情形较多，表明某些地区的城市资本和土地错配程度可能较轻。三种资源区域差异性的不同特征可能与资源基础、资源流动性以及市场化程度等资源属性相关。但无论如何，减少城市资源错配程度区域差异是解决资源错配问题的一个主要着力点。

五、中国城市资源错配程度：动态演进分析

在考察城市资源错配程度区域差异后，本文进一步讨论其动态演进过程与分布状态。图 4 展示了 2004—2019 年间城市劳动力、资本和土地错配程度的动态演进过程。其中，图 4a、4c、4e 分别刻画了资源错配程度的跨期动态演变，而图 4b、4d、4f 则展示了资源错配程度的概率质量变化。随机核密度分布图中每一个“山峰”都表示所观察到从分布的一部分到另一部分的大量转移，而水平轴数值为常数。整体上，城市劳动力和资本错配程度演化分布均呈现多峰态，说明两者在研究期内的状态转移较为频繁，这在一定程度上展现了资源优化配置相关政策的积极效果。同时，资源错配程度的多峰态分布也进一步折射出城市层面资源错配存在集聚现象。例如，城市劳动力错配程度演化分布有 1 个最高“山峰”与 4 个局部小“山峰”，表示城市劳动力错配程度随时间在发生演变，且演化频率较快。而城市资本和土地错配程度演化分布的“山峰”相对较少，但“山峰”的高度更高，说明资本和土地错配程度转换频率虽然较低，但是转换幅度较大。通过观察错配程度演化频率与幅度可以发现连续型、低强度的错配纠偏政策更适用于解决城市劳动力资源错配，而高强度的、临时性的政策可能更适合解决城市资本和土地错配问题。

在等高线分布图中，资源错配程度概率质量分布显示城市劳动力、资本和土地错配程度均存在局部中心，表明中国城市层面存在资源错配程度差异，呈现多峰态演化分布形态。多中心的等高线图也揭示出城市资源错配程度分布可能存在非线性形态。此外，多中心的分布形态也说明存在由城市资源错配程度差异所引发的集聚现象。但不论是随机核密度分布还是等高线刻画，均不能识别出集聚效应中对应的具体城市。

为进一步研究资源错配程度动态演进中的城市集聚现象，本文使用 $\log t$ 对所估计出的 2004—2019 年 285 个地级城市劳动力、资本和土地错配程度进行收敛检验（表 3）。全样本检验结果显示，三类资源错配程度对应的 t 统计量均小于临界值 -1.65 ，表明全样本收敛的原假设在 5% 显著性水平上均被拒绝，进而说明研究期内中国城市劳动力、资本和土地错配程度呈现发散状态。因而，全样本检验未能真实反映出城市资源错配程度的分布现状，还需对全样本进行分组收敛检验。

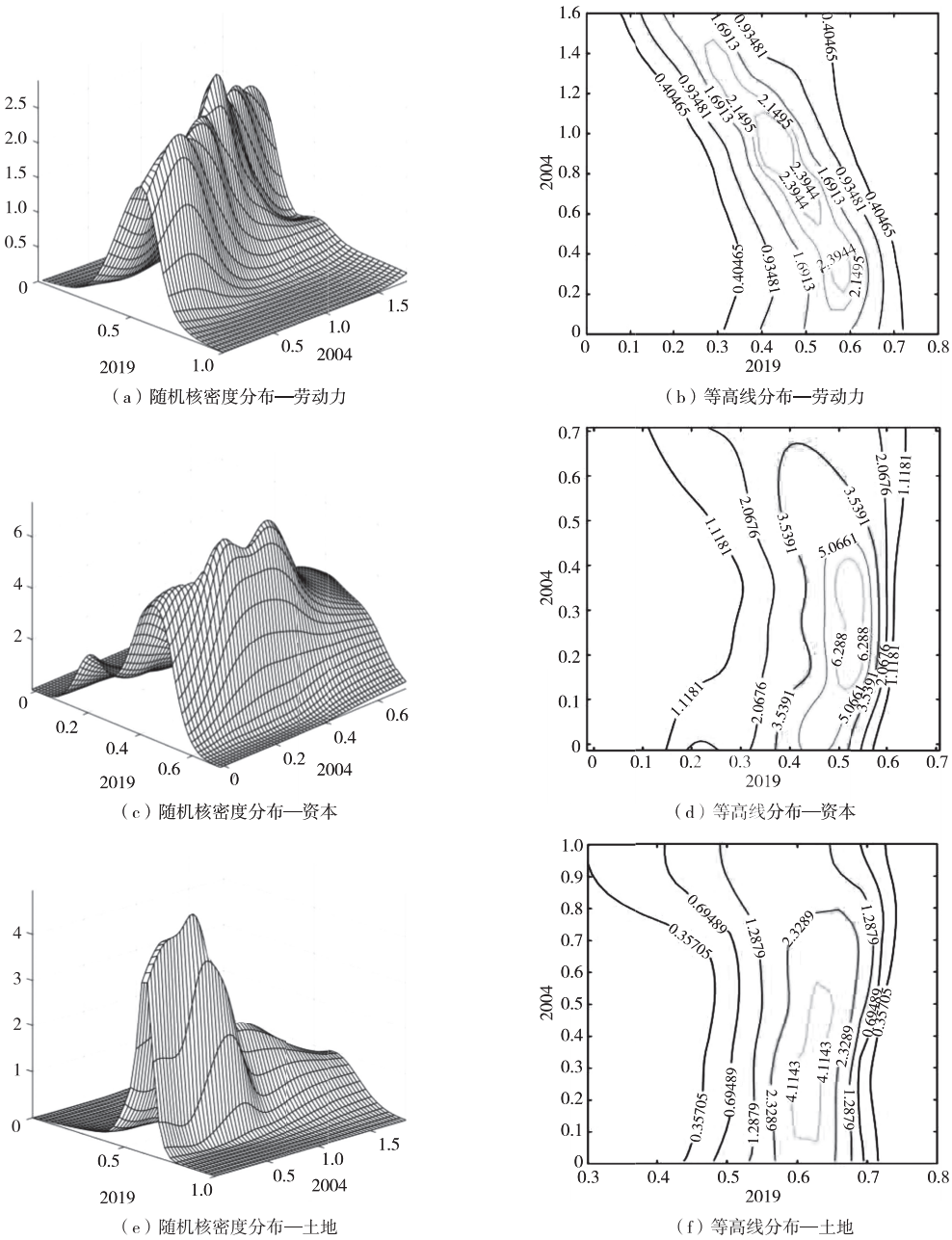


图 4 中国城市资源错配程度分布动态演变

表 3 城市劳动力、资本和土地错配程度俱乐部收敛检验结果

	logt 值	标准误	t 统计量	p 值
劳动力	-2.347	0.407	-5.764	0.000
资本	-1.768	0.190	-9.292	0.000
土地	-3.552	0.362	-9.801	0.000

表 4 呈现了通过俱乐部合并检验后城市资源错配程度最终俱乐部收敛检验结果。城市劳动力错配程度由 10 个初始俱乐部合并成 6 个大型趋同俱乐部，其中初始俱乐部 2、3、4 存在相同趋势而合并成新的俱乐部 2，初始俱乐部 5、6 合并成新的俱乐部 3，初始俱乐部 7、8 合并成新的俱乐部 4。城市资本错配程度合并成 7 个最终俱乐部，其中初始俱乐部 5、6、7、8 合并成包含 96 个城市的新

俱乐部 5。而城市土地错配程度合并成 13 个最终俱乐部，主要发生在初始俱乐部 10—17 之间，形成了 3 个新俱乐部。此外，合并后新俱乐部的统计量 t 值都大于 5% 显著性水平所对应的临界值 -1.65 ，表明中国城市资源错配存在集聚收敛现象。

表 4 城市资源错配程度最终俱乐部收敛检验结果

劳动力	logt 值	资本	logt 值	土地	logt 值
俱乐部 1[5]{1}	-3.03(-1.52)	俱乐部 1[3]{1}	-0.67(-1.27)	俱乐部 1[3]{1}	-1.65(-1.14)
俱乐部 2[7]{2,3,4}	-3.78(-1.57)	俱乐部 2[4]{2}	-1.70(-1.29)	俱乐部 2[12]{2}	-2.63(-1.60)
俱乐部 3[12]{5,6}	-0.12(-0.11)	俱乐部 3[5]{3}	-1.28(-1.52)	俱乐部 3[23]{3}	-2.26(-1.65)
俱乐部 4[57]{7,8}	-0.67(-1.05)	俱乐部 4[3]{4}	-0.89(-1.19)	俱乐部 4[12]{4}	-1.96(-1.55)
俱乐部 5[93]{9}	0.33(1.02)	俱乐部 5[96]{5,6,7,8}	0.08(0.20)	俱乐部 5[18]{5}	-1.37(-1.48)
俱乐部 6[111]{10}	-0.33(-0.82)	俱乐部 6[162]{9}	-0.65(-6.19)	俱乐部 6[3]{6}	-0.87(-1.04)
		俱乐部 7[12]{10}	0.23(0.56)	俱乐部 7[10]{7}	-0.53(-1.02)
				俱乐部 8[3]{8}	0.52(0.52)
				俱乐部 9[5]{9}	-0.13(-0.23)
				俱乐部 10[90]{10,11,12,13}	-0.27(-1.29)
				俱乐部 11[77]{14,15}	-0.34(-1.34)
				俱乐部 12[20]{16,17}	0.33(3.23)
				俱乐部 13[7]{18}	1.18(7.33)

注：1) logt 值为模型 (18) 中所估计的系数 $\hat{b}$ ；
2) 小括号内为 t 值，中括号内为所属俱乐部的城市数量，大括号内为合并前的俱乐部。

不同的俱乐部代表不同程度的资源错配，其中俱乐部编号靠前的组别资源错配程度相对较高，而编号靠后的组别资源错配程度相对较低。表 4 中劳动力错配俱乐部组别最少，显示城市劳动力错配程度分布更加均衡，这也验证了表 2 中 Dunn 检验的结果，即中国城市劳动力错配是普遍现象。此外，从具体的俱乐部分布来看，劳动力错配俱乐部 1 包含广州市、伊春市、东莞市、台州市和杭州市；资本错配俱乐部 1 包括南平市、莆田市和沧州市；土地错配俱乐部 1 包括岳阳市、晋中市和龙岩市。这里的城市分组结果与资源错配程度区域差异分析中的结果一致，即城市劳动力资源错配不仅与经济发展水平相关，而且和劳动力资源供给需求相关，而城市资本和土地资源错配则主要与经济发展水平相关，同时土地资源错配程度也受到土地资源供给和城镇化水平影响。

而且，城市资源错配程度俱乐部之间的收敛速度也存在差异。从劳动力错配角度来看，俱乐部 2 的收敛绝对速度最快，为 1.89，紧接着为俱乐部 1，其收敛绝对速度为 1.52，而俱乐部 3 的收敛绝对速度最慢，为 0.06。从资本错配角度来看，收敛绝对速度最快的是俱乐部 2，为 0.85，收敛最慢的为俱乐部 5，为 0.04。对于土地错配，俱乐部 2 的收敛绝对速度最快，为 1.32，俱乐部 9 的收敛速度为 0.07。收敛速度实际上也反映出俱乐部所属城市对资源错配纠偏政策强度的感应能力。当感应能力较强时，俱乐部内成员资源错配程度加速收敛，这在某种程度上体现了纠偏政策的实际效果。

六、结论与政策建议

科学理解城市资源错配程度对实现高质量发展具有重要的现实意义。然而，当前研究较少从城市层面出发系统地考察中国资源错配问题，尤其是通过具体的测度分析和认识中国城市层面资源错配程度及其演变规律。基于 2004—2019 年 285 个地级城市的面板数据，本文首先利用非参数凸分位数回归方法估算出城市劳动力、资本和土地错配程度，然后利用随机核密度估计与俱乐部收敛检验量化分析城市资源错配程度的动态演进特征。主要研究结论如下。

第一，就全国总体层面而言，2004—2019 年中国城市的劳动力、资本和土地要素均存在错配现

象，其中土地错配程度高于劳动力和资本错配程度。资源错配程度在时间维度演变呈现出不同趋势。总体上，劳动力错配程度呈现下降趋势，资本错配呈现上升趋势，而土地错配程度则维持在高位波动。此外，城市层面资源错配程度并非一致，存在劳动力错配程度高（低）而资本错配或土地错配程度低（高）的现象。

第二，就不同地区而言，各地区城市资源错配程度的变化与全国趋势基本一致，但存在区域差异。事后分析显示城市劳动力错配程度两两地区之间存在差异的情形较少，表明劳动力在城市层面出现错配是普遍现象。而城市资本和土地错配程度区域差异较为明显。此外，资源错配程度地区差异表明城市劳动力错配程度不仅与地区经济发展水平、劳动力资源富集程度相关，也与地区经济发展对劳动力需求与供给之间是否匹配有关；城市资本错配程度通常仅与地区经济发展水平相关；而城市土地资源错配不仅与城市化发展阶段有关，也与城市土地资源供给状况相关。

第三，就城市资源错配动态演进而言，城市劳动力、资本和土地错配程度分布均呈现多峰态，既说明它们分布跨周期状态转移较为频繁进而显现出资源优化配置政策效应，也折射出城市层面资源错配存在集聚现象。此外，俱乐部检验表明全样本的城市资源错配程度均为非收敛，但分俱乐部后检验均为收敛。在最终俱乐部检验中，城市按劳动力、资本和土地错配程度可划分为6个、7个和13个俱乐部，其中俱乐部编号靠前的所属城市通常错配程度较高，而俱乐部编号靠后的所属城市错配程度较低。

基于上述研究结论，本文建议：一是充分发挥市场配置资源的基础作用，以要素效益最大化和效率最优化为导向，加速推动要素在城市经济发展过程中实现跨区域自由、有序流动。二是坚决消除资源要素分配的一刀切和平均主义，减少中央与地方政府间关于资源分配的技术性制度障碍，尊重地方经济发展客观事实，灵活推进土地资源等要素统筹安排。三是明确要素区域市场化联动，积极探索城市资源要素协同配置机制，打破地区行政壁垒，优化各类要素认可和准入制度，消除市场分割造成的城市资源错配。四是坚持要素配置“顶层设计”和“因地制宜”相结合，通过设定要素流动负面管理清单等方式，减少冗余行政干预，构建城市“宜商”环境，引导资源要素向高边际产出、低边际成本地区集聚。

参考文献

- 白俊红、卞元超（2016）：《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》，《中国工业经济》第11期，第39—55页。
- 白俊红、王星媛、卞元超（2022）：《互联网发展对要素配置扭曲的影响》，《数量经济技术经济研究》第11期，第71—90页。
- 陈诗一、陈登科（2017）：《中国资源配置效率动态演化——纳入能源要素的新视角》，《中国社会科学》第4期，第67—83页。
- 陈永伟、胡伟民（2011）：《价格扭曲、要素错配和效率损失：理论和应用》，《经济学（季刊）》第4期，第250—271页。
- 盖庆恩、朱喜、程名望等（2015）：《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》，《经济研究》第5期，第61—75页。
- 高翔、刘啟仁、黄建忠（2018）：《要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率：事实与机制》，《世界经济》第10期，第26—50页。
- 黄庆华、向静（2022）：《消费升级与经济高质量发展：以长江经济带108个地级市为例》，《城市与环境研究》第4期，第41—59页。
- 蒋为（2016）：《增值税扭曲、生产率分布与资源误置》，《世界经济》第5期，第54—77页。
- 江曼琦、席强敏（2015）：《中国主要城市化地区测度——基于人口聚集视角》，《中国社会科学》第8期，第26—46、204—205页。
- 宋马林、金培振（2016）：《地方保护、资源错配与环境福利绩效》，《经济研究》第12期，第47—61页。
- 王雨飞、倪鹏飞（2016）：《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》，《中国工业经济》第2期，第21—36页。

- 杨振、陈甬军 (2013):《中国制造业资源误置及福利损失测度》,《经济研究》第 3 期,第 43—55 页。
- 张杰、周晓艳、李勇 (2011):《要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?》,《经济研究》第 8 期,第 78—91 页。
- 张晓晶、李成、李育 (2018):《扭曲、赶超与可持续增长——对政府与市场关系的重新审视》,《经济研究》第 1 期,第 4—20 页。
- 章上峰、许冰 (2009):《时变弹性生产函数与全要素生产率》,《经济学 (季刊)》第 2 期,第 551—568 页。
- Dai S. (2023), “Variable Selection in Convex Quantile Regression: L1-norm or L0-norm Regularization?”, *European Journal of Operational Research*, 305, pp. 338 – 355.
- Hsieh C. T. and P. J. Klenow (2009), “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), pp. 1403 – 1448.
- Phillips P. C. and D. Sul (2007), “Transition Modeling and Econometric Convergence Tests”, *Econometrica*, 75 (6), pp. 1771 – 1855.
- Quah D. T. (1997), “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs”, *Journal of Economic Growth*, 2 (1), pp. 27 – 59.
- Yang Z., S. Shao and C. Li, et al. (2020), “Alleviating the Misallocation of R&D Inputs in China’s Manufacturing Sector: From the Perspectives of Factor-biased Technological Innovation and Substitution Elasticity”, *Technological Forecasting and Social Change*, 151, 119878.
- Zhou D., Q. Huang and Z. Chong (2022), “Analysis on the Effect and Mechanism of Land Misallocation on Carbon Emissions Efficiency: Evidence from China”, *Land Use Policy*, 121, 106336.

Resource Misallocation in China’s Cities: Estimation and Dynamic Evolution

DAI Sheng¹, CHENG Jin-hua¹, CHEN Jun²

(1. School of Economics and Management, China University of Geosciences, Wuhan 430078, China;

2. School of Marxism, China University of Geosciences, Wuhan 430074, China)

Abstract: This paper aims to systematically assess and understand the degree of resource misallocation and its dynamic evolution in 285 China’s cities during 2004 – 2019. This paper adopts the convex quantile regression method to measure the degree of misallocation of urban labor, capital and land in China’s cities. Random kernel density estimation and club convergence test are then applied to quantify the dynamic evolution and the agglomeration effect of resource misallocation, respectively. Urban labor, capital and land in China’s cities are found to exhibit misallocation in the observation period, with capital showing a relatively lower degree of misallocation. Overall, labor misallocation and capital misallocation exhibit a downward trend and an upward trend respectively, while land misallocation slightly fluctuates at a high level. The distribution of resource misallocation in China’s cities shows a multi-peak mode and statistically significant club convergence. Combining the classic production function method and the production frontier analysis method, this paper uses the non-parametric convex quantile regression model to estimate the degree of resource misallocation and its dynamic evolution in China’s cities. This paper helps understand the status quo of resource allocation in China’s cities while acting as a useful guide to deepen the reform of market-oriented allocation of production factors, build a unified large market and achieve high-quality development.

Key Words: China’s cities; resource misallocation; dynamic evolution; convex quantile regression; club convergence

责任编辑: 宋迎昌