

直接影响与空间溢出效应：我国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别^①

丁志国 赵宣凯 赵 晶

(吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院)

【摘要】 本文选取 2000~2009 年间我国 31 个省、直辖市和自治区的面板数据，通过选择恰当的空间面板计量模型 (Spatial Panel Model) 实证研究本地城市化进程对城乡收入差距的直接影响，以及相邻地区城市化进程对本地城乡收入差距的空间溢出效应。实证结果表明：我国城市化进程对缩减城乡收入差距的积极影响和消极影响并存，取决于城市化进程的不同政策路径选择；省际间的城市化进程存在空间溢出效应，即本地的城乡收入差距也会受到临近省份城市化进程的显著影响。

关键词 城市化进程 城乡收入差距 空间面板模型 溢出效应

中图分类号 F224.0 **文献标识码** A

Direct and Spillover Effects: How does the Urbanization in China Affect the Urban-Rural Income Inequality

Abstract: This paper is aiming at estimating two kinds of effects on the urban-rural income inequality during the process of urbanization, direct effects from the local area, and spatial spillover effects from its closest neighborhoods, using the provincial data from China in the period of 2000~2009. The most appropriate model is chosen from a group of spatial panel models based on the specific data characteristics. At last, the paper comes to some conclusions as follows: the urbanization has both positively and negatively facilitated the shrink of income inequality, depending on the different of policies; and the spatial spillover effects do exist from other adjacent provinces, that is to say, the local income inequality will be significantly influenced by the neighborhoods' urbanization.

Key words: Urbanization; Urban-Rural Income Inequality; Spatial Panel Model; Spillover Effects

^① 本文得到 2010 年国家自然科学基金项目 (71073067)、2010 年国家社科基金重点项目 (10AJL006) 和 2009 年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (2009JJD790015) 资助。

引 言

城市化是一个国家或者地区经济发达程度的重要测度指标之一。一般而言，较高的城市化程度表明产业结构的布局更合理，对经济资源的配置和利用的效率也更高。城市化可以为地区经济发展提供持久的动力，能够优化城乡经济结构，促进经济良性循环发展与社会协调进步。自改革开放以来，中国的城市化步伐不断加快，截至 2009 年，中国城市化率为 46.6%，城镇人口达 6.2 亿，为美国人口总数的两倍，比欧盟 27 国人口总规模还要高出 1/4，城市化规模居全球第一位。但是，由于中国各区域的工业化和城市化进程并不均衡，城乡二元经济体制下收入差距的不断扩大依然是中国经济发展道路上亟待解决的关键问题之一。尤其是“十二五”规划强调的我国经济增长目标由“国富”向“民富”的转移，意味着我国将完善收入分配格局提升到重要的战略高度，将实现促进社会公平正义、缩小贫富差距、提高发展质量的战略转变。关于我国城市化进程如何对城乡居民收入分配产生影响的研究，能够为我国经济增长方式实现战略转移提供科学的决策依据。

大力发展城市化，扩大非农就业机会，能够推动中国经济持续发展已经成为学术界一致认同的观点。城市化发展滞后难以吸收过剩农村劳动力，加大农村人口负担和土地资源紧张，甚至恶化农村生态环境，进而影响了农业产业化和劳动生产效率的提高（李文，2001）。城市化主要包括三个层面上的转变：产业结构、人口职业以及城市地域空间。随着城市化水平的提高，第一产业剩余的劳动力逐渐向效率更高的第二和第三产业转移，优化了生产要素的配置，增加产业效率，保证经济持续增长。林毅夫（2002）认为我国的城市发展水平较低和城乡隔离政策源于“重工业优先发展战略”，必须根据中国要素禀赋结构特征按照比较优势原则，全力发展劳动密集型产业才能扩大非农就业规模，降低农业人口比重；而且在促进城市发展同时，也不能忽视中国农村现代化。宋元梁和肖卫东（2005）基于向量自回归模型运用脉冲响应函数和预测方差来刻画城镇发展和农民收入增长之间的动态相关性，结果呈现出正向的交互影响关系，验证了城市化进程是促进农民收入持续增长的根路径选择。金荣学和洪涛（2010）采用面板数据模型和工具变量估计方法发现在城市化较低的省份，城市化增速与经济增长具有较强相关性，中国的工业化道路与城市化相伴相生。

贫富收入差距加大是与我国过去经济高速增长相伴而来的现象，其中最为直接的体现就是城乡收入差距的扩大。城市化能够提升区域经济发展的效率，但并不必然能够带来公平的收入分配。城市化进程对缩小城乡收入差距可能具有积极作用，但由于存在经济发展的特殊性，我国的城市化进程也可能对城乡收入差距产生一些负面影响。陆铭和陈钊（2004）研究认为中国持续扩大的城乡收入差距与地方政府实施的带有城市倾向的经济政策有关，地区间人口户籍转换、经济开放、非国有化和政府对经济活动的参与都是加大城乡收入差距的原因。姚耀军（2005）实证检验了金融发展、城市化和城乡收入差距之间的关系，并认为城市化与城乡收入差距之间负相关，且前者是后者的 Granger 原因。沈凌和田国强（2009）从需求的角度实证检验了贫富差距与经济增长之间的关系，认为通过城市化进程降低低收入人口比例的政策路径优于单纯增加低收入人群收入水平的政策选择。周少甫等（2010）研究发现城市化水平对城乡收入差距具有显著的“门槛”效应，当城市化水平低于 0.456 时城市化对收入差距的作用并不显著；而超出这个水平城乡收入差距将明显降低。

十分明显，城市化进程可以为经济提供良好的基础设施条件和廉价劳动力资源，进而保

证经济的高效增长,但城市化进程对城乡收入差距的影响路径研究还缺少确定性的结论。另外,还需要注意的是中国经济区域发展存在严重不均衡,由于市场发育程度的不同中西部的的发展模式与东部沿海地区存在显著差异,然而相邻的省份之间在空间上存在着密切的经济联系。例如,北京市实施的城市化发展战略不仅对本地区的发展产生直接影响,也势必对其相邻的天津、河北等省市的经济产生一定程度的溢出效应。因此,本文拟从空间相关的角度出发,运用新近发展起来的空間面板模型(Spatial Panel Model),着重分析我国城市化进程对城乡收入差距产生的直接影响(Direct Effect)和溢出效应(Indirect Effect, Spillover Effect)。为我国实现“十二五”规划倡导的促进社会公平,提高国家发展质量战略目标的政策选择,提供科学的理论依据和数据支持。

本文的创新之处在于:第一,基于空間面板模型的近期发展成果,实证检验面板数据模型空间的交互作用,修正固定效应模型参数估计的误差,并在空間固定效应模型与随机效应模型两者之间进行更加科学合理的模型选取;第二,基于直接影响和空間溢出效应两个角度,对我国城市化进程影响城乡收入差距的路径进行科学识别。

一、空間面板模型的选取与设定

近年来,基于面板数据的空間计量模型的设定和估计方法逐步成熟,空間面板模型被越来越多地用于分析空間和区域经济问题。

1. 空間面板模型的分类及选择

Anselin等(2008)指出当观测个体之间存在空間上相互依存关系时,空間面板模型可以包含空間滞后变量(Spatial Lagged Dependant Variable)或者误差项服从空間自回过程(Spatial Autoregressive)。其中,第一个模型被称为空間滞后模型(Spatial Lag Model或者Auto Regression Model, SAR),第二个模型则被称为空間误差模型(Spatial Error Model, SEM)。LeSage和Pace(2009)构建了一个更为广泛的空間面板模型——空間Durbin模型(Spatial Durbin Model, SDM),同时包含空間滞后的内生变量和外生变量。

空間滞后模型(SAR)的基本结构如下:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x'_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示在 t 时刻, 橫截单位 i 的内生变量值 ($i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$); x'_{it} 表示 $1 \times k$ 维的外生变量, β 是相应的 $k \times 1$ 维系数向量, 数值固定但未知; $\sum_j w_{ij} y_{jt}$ 表示与 i 相邻的区域单位的内生变量 y_{jt} 对 y_{it} 的交互影响, w_{ij} 是预先确定的 $N \times N$ 维非负空間权重矩阵 w 的构成元素, w 描述了样本的空間安排; δ 是度量相邻地区内生变量互相影响程度的未知参数, 取值范围被假定限制在 $(1/r_{\min}, 1)$, 其中 r_{\min} 等于行正规化之后的矩阵 w 的最小纯实数根 (LeSage和Pace, 2009); ε_{it} 表示服从独立同分布的误差项, 均值为0, 方差为 σ^2 ; μ_i 和 λ_t 分别表示空間和时间上的特定效应, 其中空間特定效应控制了所有空間特定, 时间恒定的变量, 如果遗漏这些变量将致使橫截面研究的估计量产生偏误, 而空間效应则控制了所有时间上特定, 空間恒定的变量, 忽略这些变量将致使时间序列研究的估计量产生偏误 (Baltagi, 2005)。

空間误差模型(SEM)假定地区 i 的误差项将受到其相邻地区 j 的误差项影响, 模型的基本形式为:

$$y_i = x_i' \beta + \mu_i + \lambda_i + \phi_i$$

$$\phi_i = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \phi_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， ρ 被称为空间自相关系数 (Spatial Autocorrelation Coefficient)。

为判断 SAR 或 SEM 是否比其他不含任何空间交互作用的面板模型更适合刻画数据特征，需要进行拉格朗日乘数 (Lagrange Multiplier, LM) 检验以及稳健拉格朗日乘数检验，并且这些检验均基于非空间模型 (Non-Spatial Model) 计算的残差，服从 $\chi^2(1)$ 分布 (Elhorst, 2010a)。需要注意的是，模型存在空间效应、时间效应，抑或两种效应并存以及这种(些)效应被认为是固定还是随机出现，均能够影响到 LM 检验的结果。因此，针对不同的面板模型设定，都要进行 LM 检验。

如果 LM 检验的结果拒绝了原假设，支持 SAR 和 SEM 之中任意一个或者两者同时成立，那么需要进一步估计 SDM 模型 (Elhorst, 2010b)，其设定形式如下：

$$y_i = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_j + x_i' \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x_j' \theta + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， x_i' 为空间个体 i 的 $1 \times k$ 维空间滞后外生变量向量； $k \times 1$ 维向量 θ 与 β 类似，是不随时间变化的待估参数向量。此模型需要采用 Wald 统计检验量检验两个假设条件： $H_0^1: \theta=0$ 和 $H_0^2: \theta + \delta\beta=0$ 。第一个假设条件检验了 SDM 模型是否可以简化为 SAR 模型，第二个假设条件则用以检验 SDM 模型是否可以简化为 SEM 模型，根据计算得到的两个统计检验量均服从自由度为 k 的 χ^2 分布。如果检验结果同时拒绝两个假设条件，表明 SDM 模型更合理。

如果不能同时拒绝假设 H_0^1 和 H_0^2 ，将检验结果与上文 LM 检验结果相结合，即可进一步确定空间面板模型之中空间交互作用 (Spatial Interaction Effects) 的形式。如果假设条件 H_0^1 成立，且 LM 检验支持 SAR 模型，那么 SAR 模型更优；如果假设条件 H_0^2 成立且 LM 检验支持 SEM 模型，那么 SEM 模型是最佳选择。若上述两个条件不满足，那么应该采用 SDM 模型，这是因为 SDM 模型是 SAR 和 SEM 更广义的形式。

2. 固定效应和随机效应的选择

空间面板模型中空间效应 (Spatial-specific Effects) 和时间效应 (Time-specific Effects) 应该被看作是固定形式还是随机形式，可以运用 Hausman 检验。检验的原假设是 $H_0: h=0$,

$$h = (\hat{\gamma}_{Fe} - \hat{\gamma}_{Re})' [\text{var}(\hat{\gamma}_{Fe} - \hat{\gamma}_{Re})]^{-1} (\hat{\gamma}_{Fe} - \hat{\gamma}_{Re}) \quad (4)$$

其中， $\hat{\gamma}_{Fe}$ 和 $\hat{\gamma}_{Re}$ 分别表示空间固定效应模型和空间随机效应模型之中的参数估计向量^①。该统计量也服从 χ^2 分布，自由度等于未知参数的个数。如果原假设被拒绝，则应当采用空间固定效应模型。

需要格外强调的是，Lee 和 Yu (2010) 基于 Baltagi (2005) 年提出的中心化 (Demeaning) 方法求解空间固定效应模型参数的过程存在估计偏误。针对于 SAR、SEM 和 SDM 的固定效应模型，参数的偏误采用不同的误差纠正形式。

① 不包含常数项。

第一, 如果 SAR、SEM 和 SDM 仅包含时间固定效应, 残差项方差 σ^2 的估计量有偏。估计偏误的纠正形式 $\hat{\sigma}_c^2$ 为:

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{T}{T-1} \hat{\sigma}^2 \quad (5)$$

其中, $\hat{\sigma}^2$ 表示通过 Baltagi 的直接方法得到 σ^2 的估计量。估计误差前后模型的渐进方差矩阵保持不变, 然而既然用 $\hat{\sigma}_c^2$ 代替了 σ^2 , 因此参数估计量的标准误和 t 统计量值将发生改变。

第二, 如果 SAR、SEM 和 SDM 仅包含空间固定效应, 残差项方差 σ^2 的估计量有偏。估计偏误的纠正形式 $\hat{\sigma}_c^2$ 为:

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{N}{N-1} \hat{\sigma}^2 \quad (6)$$

可以看出若 N 足够大, 纠正过程难显其效。

第三, 如果 SAR、SEM 和 SDM 同时包含空间固定效应和时间固定效应, 除 σ^2 外的其它参数也会产生估计偏误, 且三种模型的误差纠正过程不尽相同。SAR、SEM 和 SDM 三种模型的误差纠正方式为:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix}_c = \begin{bmatrix} 1_k \\ 1 \\ \frac{T}{T-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} + \frac{1}{N} V(\hat{\beta}, \hat{\delta}, \hat{\sigma}^2) \begin{bmatrix} 0_k \\ \frac{1}{1-\delta} \\ \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\rho} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix}_c = \begin{bmatrix} 1_k \\ 1 \\ \frac{T}{T-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\rho} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} + \frac{1}{N} V(\hat{\beta}, \hat{\rho}, \hat{\sigma}^2) \begin{bmatrix} 0_k \\ \frac{1}{1-\rho} \\ \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix}_c = \begin{bmatrix} 1_k \\ 1_k \\ 1 \\ \frac{T}{T-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} + \frac{1}{N} V(\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\sigma}^2) \begin{bmatrix} 0_k \\ 0_k \\ \frac{1}{1-\delta} \\ \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中, $V(\hat{\beta}, \hat{\delta}, \hat{\sigma}^2)$ 、 $V(\hat{\beta}, \hat{\rho}, \hat{\sigma}^2)$ 和 $V(\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\sigma}^2)$ 为渐进方差矩阵。从数学的角度而言, 这些模型的渐进方差矩阵在纠正前后没有发生本质区别, 但是方程参数估计量的标准误和统计量值确实发生改变。

2. 直接影响与溢出效应

许多实证检验采用一个或者多个空间回归模型的点估计检验是否存在空间溢出效应假说。然而 LeSage 和 Pace (2009) 指出用这种方法得到的结论有误, 并提出采用求解偏微分方法, 解释在不同模型设定情况下变量的变化产生的冲击, 为检验空间溢出效应提供了更有效的基础。SDM 模型可以被改写为如下矩阵形式:

$$Y = (I - \delta\omega)^{-1}\alpha + (I - \delta\omega)^{-1}(X'\beta + \omega X'\theta) + (I - \delta\omega)^{-1}\epsilon \quad (10)$$

其中，Y 关于第 1 至第 N 个区域的内生变量 X' 中第 k 个变量的偏微分矩阵可以较为容易获得：

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \quad \dots \quad \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \delta\omega)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (11)$$

其中，LeSage 和 Pace 将上式最右端矩阵的对角线元素的均值定义直接影响，每行或者列中非对角元素之和的均值定义为间接影响，也被称为溢出效应。在 SDM 中，第 k 个变量产生的变化对内生变量产生的直接冲击等于 β_k ，对相邻地区产生的溢出效应的平均取值为 $\sum_{i=1, i \neq j}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}\theta_k / N$ ($i \neq j$)。假定 $\theta_k - \delta\beta_k = 0$ ，SDM 与 SEM 等价，因此偏微分矩阵被缩减为仅包含对角线元素的对角矩阵，且对角线元素为 β_k ，这说明第 k 个变量对内生变量全部是直接冲击。若 $\theta_k = 0$ ，SDM 化简为 SAR，虽然偏微分矩阵中的第二个构成矩阵的非对角线元素为 0，但直接影响和溢出效应依然存在。

尽管直接影响和溢出效应的计算很简便，但需要注意的一个问题就是它们的取值和显著性难以从系数估计值及相应标准误或 t 统计量值得到。这是因为其取值由不同的系数估计值得到，其离散程度依赖于所有的系数估计值的离散程度。为刻画直接影响和溢出效应的统计显著性，LeSage 和 Pace 建议采用极大似然估计得到的方差—协方差矩阵模拟直接影响和溢出效应的分布。从方差—协方差矩阵中得到的某个特定的参数联合抽样可以由下式获得：

$$[\delta, \alpha, \beta', \theta', \sigma^2]'_{drawn} = [\hat{\delta}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}', \hat{\theta}', \hat{\sigma}^2]' + P'\xi \quad (12)$$

其中，P 表示 $\text{var}(\hat{\delta}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}', \hat{\theta}', \hat{\sigma}^2)$ 的上三角 Cholesky 分解； ξ 是一个 $2k+3$ 维（与估计的参数数量相同）列向量，包含从标准整台分布 $N(0,1)$ 中所抽取的数值。如若进行 D 次参数联合抽取，特定内生变量的直接或者间接效应在每一次取样过程中均能计算出，对每次实验的结果取均值便可近似得到 D 次抽样总体的直接影响或溢出效应，该均值除以相应的标准差即可获得其显著性水平。

直接影响和溢出效应的计算有两种方式。其中最直接的方法是运用方程 (11) 中偏微分矩阵计算每次抽样过程的直接或间接效应，然后计算 D 次抽取的均值。由于每次抽取过程需要重新计算偏微分矩阵耗用的时间较多，尤其是 N 取值较大时，运算过程过于复杂。第二种方法由 LeSage 和 Pace 提出，使用如下的分解公式：

$$(I - \delta\omega)^{-1} = I + \delta\omega + \delta^2\omega^2 + \delta^3\omega^3 + \dots \quad (13)$$

通过预先设定方程 (13) 右侧 ω 和 δ 的次数（如 $\delta^{100}\omega^{100}$ ），可以避免矩阵 $(I - \delta\omega)$ 的复杂求逆过程，能够很容易地获得每次参数联合抽样的直接与间接效应取值。

二、研究思路与数据来源

科学地识别我国城市化进程对城乡收入差距的影响关系与路径，能够为我国“十二五”

期间的经济发展模式转变、实现社会公平和提高收入分配效率的政策选择,提供科学的理论依据和数据支持。本文拟回答的问题是:我国的城市化进程对城乡收入差距的影响关系,具体包括直接影响和地区间的空间溢出效应。依据研究目标设计,本文选取2000~2009年间31个省、直辖市和自治区的面板数据,运用合适的空间计量模型进行参数估计,实证检验我国城市化进程对城乡收入差距的直接影响,以及临近区域之间的空间溢出效应。采用的数据来源于各省、市和自治区的统计年鉴和中经数据库,运算的软件为Matlab 7.10及相应软件包^①。

表1 变量选取

分类	变量名称	变量含义
内生变量	URIn	表示城乡收入差距,城市居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入
	EMPer	城市从业人员比例,城镇就业人口/全部就业人口
外生变量	FINPer	城镇固定资产投资比例,城镇固定投资额/全社会固定投资总额
	INDPer	第二和第三产业发展程度,第二和第三产业增加值/地区GDP
	GDPIns	GDP增长速度
区域矩阵	w_1	根据全国31个省、市、自治区的地理位置分布构建的区域矩阵,相邻的区域之间取值为1,不相邻取0,由于海南省地理位置的特殊性,构建矩阵的过程中假定其仅与广东省相邻。该矩阵经过适当的变换可以转变为权重矩阵 w

根据相关文献,城市化进程的三大标志性特征:一是第一产业的剩余劳动力逐渐向高效率的第二、第三产业转移;二是城镇人口在总人口中比重上升;三是城市规模逐步扩大。因此,本文的实证检验选择的变量如表1所示。其中,城乡收入差距作为内生变量,为城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之间的比例。外生变量的具体选取有四个:城镇从业人员比例、城镇固定资产投资比例、第二和第三产业比重和GDP增长速度。

城市化的进程与工业化的发展密不可分。贸易和需求的不断增长催生了工业化的发展,同时农村剩余劳动力源源不断地向城市输送,导致城市从业人员比例上升,城市经济规模扩张。而且,工业与服务业的发展呈现共生的关系(郭克莎,2009)。在工业化进程的初期,城市化的水平较低,但会随着工业化的发展而不断提升。与此同时,居民生活水平的提升刺激了服务业需求水平的增加,服务业在GDP中占据的比重也呈现上升的趋势,在欧美地区以及日本等发达国家这一比例甚至超过工业成为推动城市化的主要推动力量。我国经济发展程度相对落后,居民的平均收入水平和人均GDP的规模较低,工业占据GDP的比重仍然较高,因此采用第二和第三产业在GDP中占据的比重作为城市化的度量指标之一。

三、实证结果分析

为了能够科学地刻画我国城市化进程对城乡收入差距的影响关系,必须选择合适的空间面板模型进行参数估计。本文首先基于我国31个省、直辖市和自治区的面板数据,构建不含空间交互作用的计量模型:

$$URIn_{it} = \alpha + \beta_1 EMPer_{it} + \beta_2 FINPer_{it} + \beta_3 INDPer_{it} + \beta_4 GDPIns_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (14)$$

^① 程序包源于: <http://www.regroningen.nl/elhorst/software>。

其中， μ_i 和 λ_t 分别表示在空间和时间特定的效应，但这些特定效应究竟应该是固定的还是随机的，不同地区的固定效应是否具有联合显著特征，还需要进一步进行检验。

在上述非空间效应面板模型的基础之上，需要计算 LM 检验统计量以判定 SAR 或者 SEM 模型是否能够更合理拟合样本数据特征。值得注意的是，空间交互作用形式的 LM 检验应该在固定效应模型的基础之上求得，而且时间固定效应和空间固定效应并不一定存在，所以需要在混合估计模型^①、空间固定效应模型、时间固定效应模型以及空间和时间双固定效应模型的基础上分别进行 LM 统计量检验。表 2 列示出非空间面板模型（固定效应）的系数估计结果，并计算出 LM 统计量。其中，表 2 的 A 部分是模型的系数估计结果，B 部分是空间滞后影响和空间误差自相关的 LM 检验结果，C 部分给出空间和时间双固定效应模型下，空间固定效应和时间固定效应是否联合显著的统计检验结果。根据表 2 中 C 部分的固定效应联合显著性检验结果可以发现^②，模型空间和时间固定效应均显著存在，所以模型 (14) 中应该同时包含 μ_i 和 λ_t ，同时，LM 检验统计量的计算结果也应该在双固定效应模型的基础上得到。表 2 阴影部分四个 LM 统计检验量的结果全部在 5% 的显著性水平下通过检验，这清晰地表明，SAR 和 SEM 两个模型同时成立。

另外，如果 LM 检验的结果拒绝了原假设，支持 SAR 和 SEM 之中任意一个或者两者同时成立，那么需要进一步估计 SDM 模型，根据公式 (3)，得到的实证检验模型为：

$$\begin{aligned} URIn_{it} = & \alpha + \mu_i + \lambda_t + \delta \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \times URIn_{jt} + \beta_1 EMP_{it} + \beta_2 FIN_{it} + \beta_3 IND_{it} \\ & + \beta_4 GDP_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \times EMP_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \times FIN_{jt} \\ & + \theta_3 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \times IND_{jt} + \theta_4 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \times GDP_{jt} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

其中， w_{ij} 是根据区域矩阵 w_1 计算得到的权重矩阵 w 中的相应元素。空间和时间固定效应模型的估计运用 Baltagi (2005) 提出的中心化 (Demeaning) 方法得到的直接估计结果在表 3 中第 (1) 列之中。Lee 和 Yu (2010) 认为这种直接的估计方法得到的系数估计值存在偏误，表 3 第 (2) 列是采用公式进行误差修正的空间和时间固定效应 SDM 模型估计结果。为了最终确定空间面板模型的恰当形式，需要计算 Wald 内生变量空间滞后统计量和误差项空间自回归统计检验量，并分别检验两个假设条件： $H_0^1: \theta=0$ 和 $H_0^2: \theta+\delta\beta=0$ 。表 3 第 (2) 列中的两个 Wald 统计检验量在 1% 的显著性水平下通过检验，因此本文的实证模型应该采用较 SAR 和 SEM 模型更广义的形式——SDM 模型。

① 空间固定效应和时间固定效应都不存在，相当于直接利用面板数据进行 OLS 估计。

② 根据似然比 (Likelihood Ratio) 统计量进行检验。

表2 非空间面板模型的估计结果和LM检验

(A) 模型估计结果				
变量名称	混合估计模型 (Pooled OLS 估计)	空间固定 效应模型	时间固定 效应模型	空间和时间 固定效应模型
截距项	1.1378* (1.8427)			
EMPer	-2.1455*** (-8.9049)	-0.0350 (-0.2564)	-2.7641*** (-10.4582)	-0.4501** (-2.1098)
FINPer	4.4430*** (9.4829)	2.0551*** (6.3616)	4.7700*** (9.9012)	1.4524*** (4.5762)
INDPer	-1.4019*** (-2.6147)	-0.6966 (-1.3382)	-0.8011 (-1.4473)	-2.3775*** (-4.2794)
GDPI _{ns}	0.2464 (0.4270)	0.6324*** (2.6824)	0.1418 (0.1650)	0.8290** (2.3417)
R ²	0.4058	0.9246	0.4650	0.9374
对数似然值	-241.2472	78.7206	-224.9684	107.5135
(B) 各模型空间交互影响的LM检验				
内生变量空间滞后影响 统计量	104.0656***	47.5474***	91.9501***	20.7419***
内生变量空间滞后影响 统计量(稳健)	37.9839***	24.914***	54.2100***	12.8556***
空间误差自相关影响 统计量	66.7820***	28.2722***	43.5010***	13.3401***
空间误差自相关影响 统计量(稳健)	0.7002	5.6392**	.7610**	5.4537**
(C) 空间和时间固定效应联合显著性检验				
空间固定效应统计量	664.9638	P 值	0.0000	
时间固定效应统计量	57.5858	P 值	0.0000	

注：(1) 括号内数值为系数的 t 统计量；(2)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过检验。

在上述空间面板模型形式的确定过程中，模型设定过程始终围绕的一个前提是，空间效应和时间效应被认为固定的。表 3 中第 (3) 列给出将空间和时间效应 (μ_i 和 λ_t) 作为随机效应得到的 SDM 模型的系数估计结果。根据公式 (4) 得到的 Hausman 统计检验结果表明，不能拒绝将 μ_i 和 λ_t 作为随机效应的原假设，因此随机效应的 SDM 模型更有效。这是因为在固定效应模型中，空间单位的个数较多，增加估计参数数量降低了自由度，而随机效

应模型则可以有效避免自由度的损失。随机效应 SDM 模型的系数估计结果显示，除系数 θ_1 和 θ_4 之外，其余系数的估计值均通过显著性检验。

表 3 含有时间和空间效应的 SDM 模型估计结果^①

变量名称	(1) 空间和时间 固定效应模型	(2) 空间和时间 固定效应模型 (误差纠正)	(3) 空间和时间 随机效应模型
δ	0.3140*** (4.6764)	0.3142*** (4.6730)	0.3470*** (5.3103)
β_1	-0.6676*** (-2.6425)	-0.6676** (-2.5071)	-0.6990*** (-2.8157)
β_2	0.9370*** (3.1233)	0.9368*** (2.9661)	0.9326*** (3.0569)
β_3	-1.6324*** (-3.1342)	-1.6323*** (-2.9734)	-1.6043*** (-3.1769)
β_4	0.9884*** (3.0172)	0.9884** (2.8623)	0.9821*** (2.8608)
θ_1	0.7376** (1.9664)	0.7377* (1.8657)	0.6168 (1.6309)
θ_2	2.2021*** (4.3276)	2.2017*** (4.1159)	2.1524*** (4.2127)
θ_3	-0.9747 (-0.8497)	-0.9741*** (-0.8067)	-2.0768** (-1.9716)
θ_4	-0.2104 (-0.3432)	-0.2105 (-0.3258)	-0.3379 (-0.5258)
R^2	0.9472	0.9472	0.9399
相关系数平方 ^② corr^2	0.2354	0.2354	0.5117
对数似然值	130.0157	130.0157	-419.9605
Wald 内生变量空间 滞后统计检验量	21.5892***	19.4989***	21.8129***
Wald 误差项空间自 回归统计检验量	27.5349***	24.8346***	30.8171***
Hausman 检验	13.6413 P=0.1357		

注：同表 2。

实证检验的系数估计结果十分明晰地表明，城乡收入差距不仅受到本地区城镇就业水平、城镇固定投资比例、第二和第三产业比重以及经济增长速度的影响，还受到相邻地区的

① 截距项、固定效应以及随机效应的取值由于篇幅限制省略。

② 测度模型拟合程度的另外一种指标，真实值与拟合值之间的相关系数的平方。当模型中含有被解释变量的空间滞后值作为解释变量时，采用 R^2 更为合理；如果不存在，应采用相关系数平方 (corr^2) 作为测量指标。

城乡收入差距、城镇固定资产投资比例以及第二和第三产业比重影响。在其他条件不变的情况下,本地区城镇固定资产投资比例上升,GDP增速上升将加剧城乡收入差距扩大,而且相邻地区的城乡收入差距扩大,城镇固定资产投资比例增加也能够促使本地区城乡收入差距的加大;但是城市化的进程对于缩减贫富差距也有积极作用,本地区城镇就业比重以及工业、服务业比重上升,相邻地区的工业、服务业发展将显著降低本地的城乡收入差距。

至此本文已经得到两条基本结论:第一,我国城市化进程是一把“双刃剑”,对缩减城乡收入差距,增加农民收入保障民生具有积极和消极的影响,城市化的政策路径不同选择,产生的效果不同;第二,我国各邻近省份的城市化进程存在空间溢出效应,对本地的城乡收入差距也会产生显著影响。

LeSage 和 Pace (2009) 曾指出利用点估计的方法检验空间变量的溢出效应得到的结论有偏误,并提出采用求解偏微分方法,解释在不同模型设定情况下变量的变化产生的冲击。本文根据 SDM 模型的参数估计结果,运用式(11)和式(13),分别得到4个变量在固定效应模型和随机效应模型下发生变动,进而对城乡收入差距产生的直接影响和空间溢出效应,估计结果如表4所示。

表4 城市化各个内生变量的直接影响和溢出效应检验

变量名称	空间和时间固定效应模型(误差纠正)			空间和时间随机效应模型		
	直接影响	溢出效应	总影响	直接影响	溢出效应	总影响
EMPer	-0.6260*** (-2.4116)	0.7145 (1.4580)	0.0885 (0.1984)	-0.6669*** (-2.8829)	0.5469 (1.1182)	-0.1200 (-0.2559)
FINPer	1.1610*** (3.6258)	3.4850*** (4.4911)	4.6460*** (5.2082)	1.1560*** (3.7866)	3.5854*** (4.9066)	4.7414*** (5.6039)
INDPer	-1.7788*** (-3.1517)	-2.0746 (-1.2427)	-3.8534** (-2.0470)	-1.8543*** (-3.5924)	-3.7248** (-2.5007)	-5.5791*** (-3.2889)
GDPIns	1.0000*** (2.8701)	0.1937 (0.2068)	1.1937 (1.1173)	0.9670*** (2.6280)	-0.0105 (-0.0114)	0.9565 (0.8875)

注:同表2。

从空间和时间随机效应模型得到直接影响和空间溢出效应的估计值和统计结果发现,城镇从业人员比例和GDP增速的变化并不存在区域间的溢出效应,而城镇固定资产投资比例和第二、第三产业比重变化将导致非常显著的空间溢出效应,但是溢出效应产生的效果截然相反。并且,若相邻地区的城镇固定资产投资比例和第二、第三产业比重分别上升增加1%,本地的城乡收入差距将相应增加0.03554单位或者下降0.037248单位。而且更为重要的是,相邻地区的固定资产投资比例和第二、第三产业比重发生变化对城乡收入差距造成的影响几乎是本地该变量的2~3倍,表明空间溢出效应是影响我国城乡收入差距的核心因素。从城镇固定资产投资比例和第二、第三产业比重变化对城乡收入差距产生的总影响角度看,前者上升1%致使城乡收入差距上升0.047414,小于后者增加1%而使收入差距缩小-0.055791的幅度。

五、结论及政策建议

近些年来,我国的城市化进程发展迅猛,并为中国经济持续增长源源不断地注入了活力。然而,与经济增长相伴生的却是城乡居民收入差距的不断扩大,这与我国政府所倡导的

和谐社会和更加注重社会公平的科学发展思路背道而驰，并且容易积累形成社会矛盾，不利于经济健康持续平稳的发展。为了能够在我国缩小城乡收入差距的政策选择过程中，提供更加科学的理论依据和数据支持，本文研究选取了2000~2009年间中国31个省、直辖市和自治区的面板数据，选择空间计量模型实证检验了我国城市化进程对城乡收入差距的影响，并从直接影响和空间溢出效应的角度分析了本地和相邻地区城市化对城乡收入差距的影响关系。

实证检验的结论表明：第一，我国的城市化进程是一把“双刃剑”，对缩减城乡收入差距的积极和消极影响并存，城市化的政策路径的不同选择，产生的效果不同。调整产业结构，增加工业和服务业的比重，积极引导农村剩余劳动力转移到城市中效率更高的产业中，能够有效增加农民收入，进而缩小城乡收入差距。而相反，增加城镇固定资产投资和盲目追求GDP增速，将使城乡收入差距进一步扩大。第二，我国城市化进程存在部分空间溢出效应，即邻近省份的城市化进程也会对本地的城乡收入差距具有显著影响。另外，邻近省份的城市化进程对城镇从业人员比例和GDP增速的变化并不存在空间溢出效应，而城镇固定资产投资比例和第二、第三产业比重变化将导致非常显著的空间溢出效应，但是溢出效应的效果截然相反。

因此，在我国的城市化进程之中需要注意两个方面内容：一是城市化的路径选择方面，缩减城乡收入差距需要根据我国要素禀赋结构特征并按照比较优势原则，继续加大发展劳动密集型产业的力度，能够有效引导农村剩余劳动力到城市就业，进而改善城乡收入差距。城市的固定资产投资规模应适当控制，避免盲目的基础设施投资，而应该将更多资金投放到农村，推进农村基础设施建设和农业现代化是提高农民收入的重要举措。二是不同地区城市化的进程并不是完全独立的，相邻的省市城市化紧密相连，且溢出效应明显。因此，相邻地区之间应该制定城市化的协同发展策略，这样不仅能够节约资源，而且事半功倍。

参考文献

- [1] Anselin, L., J. Le Gallo, H. Jayet, L. Matyas and P. Sevestre, Dordrecht, 2008, *Spatial Panel Econometrics* [M], In *the Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, Third Edition (eds.), the Netherlands: Kluwer: 627~662.
- [2] Baltagi, B. H., 2005, *Econometric Analysis of Panel Data* [M], 3rd ed. Chichester, UK: Wiley.
- [3] Elhorst, J. P., M. M. Fischer and A. Getis, 2010a, *Spatial Panel Data Models* [M], In *Handbook of Applied Spatial Analysis* (eds.), Berlin: Springer: 377~407.
- [4] Elhorst, J. P., 2010b, *Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar* [J], *Spatial Economic Analysis*, 5: 9~28.
- [5] Lee, L. F., J. Yu, 2010, *Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models With Fixed Effects* [J], *Journal of Econometrics*, 154: 165~185.
- [6] LeSage, J. P., R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics* [J], Boca Raton, US: CRC Press Taylor & Francis Group.
- [7] 工业化与城市化协调发展研究课题组：《工业化与城市化关系的经济学分析》[J]，《中国社会科学》2002年第2期。
- [8] 金荣学、解洪涛：《中国城市化水平对升级经济增长差异的实证分析》[J]，《管理世界》2010年第2期。
- [9] 李文：《城市化滞后的经济结果分析》[J]，《中国社会科学》2001年第4期。

- [10] 林毅夫:《中国的城市化发展与农村现代化》[J],《北京大学学报》2002年第7期。
- [11] 陆明、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》[J],《经济研究》2004年第6期。
- [12] 沈凌、田国强:《贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析》[J],《经济研究》2009年第1期。
- [13] 宋元梁、肖卫东:《中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析》[J],《数量经济技术经济研究》2005年第9期。
- [14] 孙永正:《城市化内涵、进程和目标水准实证研究》[J],《中国软科学》2001年第12期。
- [15] 姚耀军:《金融发展、城市化与城乡收入差距——协整分析及其 Granger 因果检验》[J],《中国农村观察》2005年第2期。
- [16] 中国经济增长与宏观稳定课题组:《城市化、产业效率与经济增长》[J],《经济研究》2009年第10期。
- [17] 周少甫、亓寿伟、卢忠宝:《地区差异、城市化与城乡收入差距》[J],《中国人口、资源与环境》2010年第8期。

(责任编辑:彭战;校对:陈星星)

(上接第46页)

- [17] 李胜文、李新春、杨学儒:《中国的环境效率与环境管制——基于1986~2007年省级水平的估算》[J],《财经研究》2010年第2期。
- [18] 师博、沈坤荣:《市场分割下的中国全要素能源效率:基于超效率DEA方法的经验分析》[J],《世界经济》2009年第9期。
- [19] 涂正革:《环境、资源与工业增长的协调性》[J],《经济研究》2008年第2期。
- [20] 涂正革、肖耿:《环境约束下的中国工业增长模式研究》[J],《世界经济》2009年第11期。
- [21] 王兵、吴延瑞、颜鹏飞:《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》[J],《经济研究》2010年第5期。
- [22] 魏楚、沈满洪:《能源效率及其影响因素:基于DEA的实证分析》[J],《管理世界》2007年第8期。
- [23] 吴敬琏:《中国增长模式抉择》[M],上海远东出版社,2006。
- [24] 吴军:《环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第11期。
- [25] 徐盈之、吴海明:《环境约束下区域协调发展水平综合效率的实证研究》[J],《中国工业经济》2010年第8期。
- [26] 杨红亮、史丹、肖洁:《自然环境因素对能源效率的影响——中国各地区的理论节能潜力和实际节能潜力分析》[J],《中国工业经济》2009年第4期。
- [27] 杨文举:《中国地区工业的动态环境绩效:基于DEA的经验分析》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第6期。
- [28] 朱启荣:《中国出口贸易中的CO₂排放问题研究》[J],《中国工业经济》2010年第1期。

(责任编辑:王静;校对:陈星星)