

# 中国省际户籍匹配工业偏离的时空演变及驱动因素

殷李松, 伯娜, 贾敬全, 田伟

(淮北师范大学经济学院, 安徽淮北 235000)

**[摘要]** 基于中国 1993—2015 年 31 个省域面板数据, 运用探索性空间数据法和动态空间杜宾面板模型研究省际户籍匹配工业偏离的时空演变与驱动因素。结果表明: 省际户籍匹配工业偏离差异从 2005 年高位回落, 至 2011 年平稳运行, 存在空间正相关, 且空间格局层级稳定, 存在路径依赖, 并且长短期空间溢出都表明扩大省际户籍匹配工业偏离的驱动因素为人口分离、工业发展、经济差距和出口, 缩小因素为产业结构、农业发展和城镇化。对此, 按省际户籍人口相匹配原则, 实施工业平衡布局, 于有效解决区域发展不平衡不充分的社会矛盾, 实现共同富裕至关重要。

**[关键词]** 工业偏离; 省际户籍匹配; 空间溢出; 动态空间杜宾面板模型

**[中图分类号]** F 224, C 922 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-1710(2018)03-0064-08

DOI:10.15886/j.cnki.hnus.2018.03.010

在中西部支持东部、东部带动中西部的两个大局战略下, 中国走上了非平衡发展道路, 各省户籍匹配工业偏离(指工业占全国比重与户籍人口占全国比重的偏离, 文中后述简称工业偏离)主导着人口、资金、商贸往来, 使得全国出现了 2.47 亿流动人口。对此, 研究省际工业偏离的时空演变及其驱动因素, 对区域经济协调发展意义重大。

## 一、文献综述

当我国面临人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展间的社会矛盾时, 学界认为其突出体现是区域经济发展的不平衡不充分<sup>①</sup>, 并就区域协调发展展开了大量研究, 其主要观点是通过东部向中西部的产业转移, 带动中西部经济发展, 并为东部发展高端产业腾出空间<sup>②</sup>。这种以产业协调带动区域协调主张的核心理念是以人为本, 在半数以上人口的户籍仍在农村时, 就是促使产业聚集与劳动力(或户籍人口)就近聚集相匹配<sup>③</sup>。

在产业聚集与劳动力(或户籍人口)就近聚集匹配进程中, 遵循产业的劳动力聚集功能至关重要。自然属性以及消费偏好特征, 使得农业不具有劳动力聚集功能, 虽说服务业有此功能, 但它依赖于工农业发展, 因此, 建立促进劳动力(或户籍人口)就近转移, 或者有利于劳动力回流聚集的产业链布局, 使各地都能从特定生产环节中价值分配<sup>④</sup>, 摆脱对跨区劳务交换工业品的路径依赖, 壮大地区间以生产为依托的大量、频繁商品贸易<sup>⑤</sup>是关键。

**[收稿日期]** 2018-03-08

**[基金项目]** 安徽省哲学社会科学规划项目(AHSKY2016D104); 安徽省自然科学基金项目(1808085MG227); 安徽省教育厅人文社科重点研究基地重点项目(SK2017A0347; SK2017A0353)

**[作者简介]** 殷李松(1972-), 男, 安徽太湖人, 淮北师范大学经济学院副教授, 主要从事产业经济学、空间经济学等经济研究。

① 陈晓佳, 安虎森《比较优势、贸易自由度与产业份额》,《西南民族大学学报(人文社科版)》2018年第2期,第118-126页。

② 龚晓菊, 刘祥东《产业区域梯度转移及行业选择》,《产业经济研究》2012年第4期,第89-94页。

③ 颜银根《转移支付、产业跨区转移与区域协调发展》,《财经研究》2014年第9期,第50-61页。

④ 郑学党, 华晓红《全球价值链、东亚生产网络与区域经济一体化》,《兰州学刊》2017年第6期,第168-179页。

⑤ 穆建新《后危机时代劳务输出大省如何解决农村剩余劳动力问题——劳务输出地与输入地关系格局的视角》,《农村经济》2010年第11期,第117-121页。

壮大地区间商品贸易占主导地位的产业链布局,按新经济地理学以扩大市场规模为基础的核心理论,需要有为政府引领和参与,主要是创造市场或扩大市场规模<sup>①</sup>。这是因为,首先,对区域而言,生产规模扩张与本地市场规模有正向关系,即克鲁格曼的本地市场效应<sup>②</sup>。其次,本地市场效应释放又随区际贸易成本降低而变大,即鲍德温市场规模放大效应,这又与区域市场一体化或开放程度有关<sup>③</sup>,而后者则取决于政府制度安排,它会影响区际贸易成本,进而作用于市场规模扩张<sup>④</sup>。对此,分两种情况:其一,对于欠发达地区,要尽可能降低发达地区可移动生产要素的进入成本,以促进生产扩张,带动就业就近转移,或者外出劳动力回流聚集<sup>⑤</sup>。其二,通过政策上的差别化,适度保护欠发达地区的产品销售空间,并防止可流动要素被发达地区过度吸引,这也是扩大欠发达地区市场规模的有效途径<sup>⑥</sup>。

综观文献可知:尽管现有研究在以产业协调带动区域协调观点上取得了共识,并认识到有为政府引领和参与创造市场或扩大市场规模的重要性,然而在省际户籍匹配工业偏离的时空演变及其驱动因素方面,还处于研究的薄弱环节,对此,本文就此两方面展开探索,以期能够为中国主要社会矛盾的化解和区域经济协调发展提供理论基础和实践指导。

## 二、中国省际户籍匹配工业偏离的时空演变

### (一) 标准差与变异系数

标准差、偏态、峰度是揭示变量差异、数据分布的最常用方法,本文用于研究中国省际户籍匹配工业偏离(注:后述将户籍匹配工业偏离简称为工业偏离)的差异与分布状态,公式为:

$$S_t = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_{it} - \bar{y}_t)^2}, \quad (1)$$

$$sk_t = \frac{1}{ns_t^3} \sum_{i=1}^n (y_{it} - \bar{y}_t)^3, \quad (2)$$

$$k_t = \frac{1}{ns_t^4} \sum_{i=1}^n (y_{it} - \bar{y}_t)^4, \quad (3)$$

式中: $y_{it}$ 为第*i*省(市)*t*年工业偏离值(*i*省工业占全国之比/*i*省户籍人口占全国之比);*n*为省(市)个数; $\bar{y}_t$ 为*t*年工业偏离平均值。 $s_t$ 为*t*年省际工业偏离的标准差,数字越大,差异越大。 $sk_t$ 为*t*年省际工业偏离的偏态,若大于0,则数据分布为右偏,即数据位于均值右边比左边少,且少数数据很大,也就是工业于户籍人口超前省(市)少,但超前度高;若小于0,则正好相反。 $k_t$ 为*t*年省际工业偏离的峰度,若大于3,则数据分布的凸起程度大于标准正态分布,即省际工业偏离密集在均值周围;若小于3,状态正好相反。

### (二) 探索性空间数据法

揭示中国省际工业偏离的全局聚散与局域层级变化方面,可采用探索性空间数据法中的全局莫兰指数(记为 $I_t$ )和局域莫兰指数(记为 $I_{it}$ )。具体公式为:

$$I_t = \frac{n}{\sum_u \sum_j w_{uj}} \times \frac{\sum_u \sum_j w_{uj} (y_{ut} - \bar{y}_t) (y_{jt} - \bar{y}_t)}{\sum_u (y_{ut} - \bar{y}_t)^2}, \quad (4)$$

$$I_{it} = \frac{n}{\sum_u \sum_j w_{uj}} \times \frac{(y_{it} - \bar{y}_t) \sum_j w_{ij} (y_{jt} - \bar{y}_t)}{\sum_j (y_{jt} - \bar{y}_t)^2}, \quad (5)$$

① 安虎森,陈晓佳《市场整合的城镇化效应分析——基于交通扩大市场规模的视角》,《甘肃社会科学》2018年第1期,第131-139页。

② Krugman P. "Increasing Returns and Economic Geography" Nber Working Papers, Vol. 99, No. 3, 1990, pp. 483-499.

③ Baldwin R, Harrigan J. "Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence" American Economic Journal Microeconomics, Vol. 3, No. 2, 2011, pp. 60-88.

④ 陈甬军,丛子薇《更好发挥政府在区域市场一体化中的作用》,《财贸经济》2017年第2期,第5-19页。

⑤ 覃成林,杨霞《先富地区带动了其他地区共同富裕吗——基于空间外溢效应的分析》,《中国工业经济》2017年第10期,第44-61页。

⑥ 贾敬全,殷李松《财政支出对产业结构升级的空间效应研究》,《财经研究》2015年第9期,第18-28页。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{若 } i \text{ 与 } j \text{ 近邻} \\ 0 & \text{若 } i \text{ 与 } j \text{ 不近邻} \end{cases}, \quad (6)$$

式(3)至式(5)中  $y_{it}$ 、 $y_{jt}$  是  $t$  年  $i$ 、 $j$  省(市)的工业偏离值,  $w_{ij}$  为空间权重矩阵, 由于近邻关系是固定的, 所以没有时间下标, 其他符号含义同前。  $I_t$  的正号表示空间单元相似值分布趋于集聚, 负号则趋于分散。  $I_t$  可探讨工业在哪里集聚或者在哪里出现层级变化, 这方面蔡芳芳等(2012)引入了低值萧索区(LL)、低高空心区(低值被高值包围, LH)、高低孤立区(高值被低值包围, HL)以及高值集簇区(HH)来刻画局部空间分层<sup>①</sup>, 本文也用此方法考察中国省际工业偏离的局域空间层级演变。

(三) 中国省际工业偏离的时间演变

计算 1993—2015 年中国省际工业偏离的标准差(图 1)、偏态与峰度(图 2)。

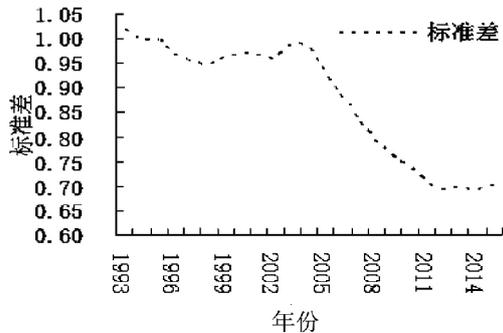


图1 中国省际工业偏离标准差

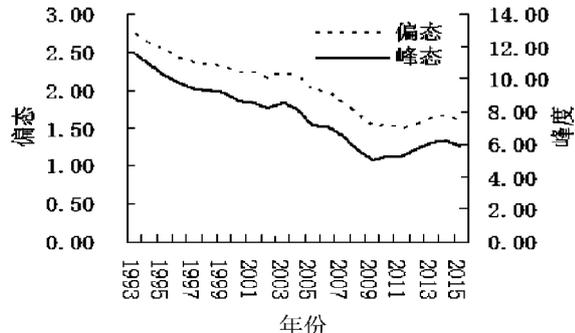


图2 中国省际工业偏离的偏态与峰度

图 1、图 2 显示: 中国省际工业偏离差异以 2005 年为界, 从高位回落(图 1), 但偏态都大于 0(1.5 以上, 1993—2009 年下降, 之后有所回升, 图 2), 为右偏分布, 意味着工业于户籍人口超前的省份少, 但超前程度高, 峰度尽管自 1993 年后一直回落, 但是仍然在 5 以上(工业偏离密集在均值周围), 2009 年之后偏态与峰度都出现了与原路径的依赖。

上述表明: 中国省际工业偏离是非正态分布, 而且偏态与峰度与正态分布相比, 差异巨大, 其含义是: 第一, 存在因变量依赖或空间近邻聚集; 第二, 寻找驱动因素方面, 借助正态假设的估计与推断技术, 已经不适合, 结果会是严重错误, 需要开放式空间建模技术。对此, 本文将在第三部分展开讨论, 下面继续考察空间依赖有多大, 哪些省份工业在超前, 哪些省份在滞后, 又有哪些省份存在超前与滞后之间发生了转化。

(四) 中国省际工业偏离的空间演变

为考察中国省际工业偏离的空间依赖演变, 计算全局莫兰指数与小概率值(表 1)。

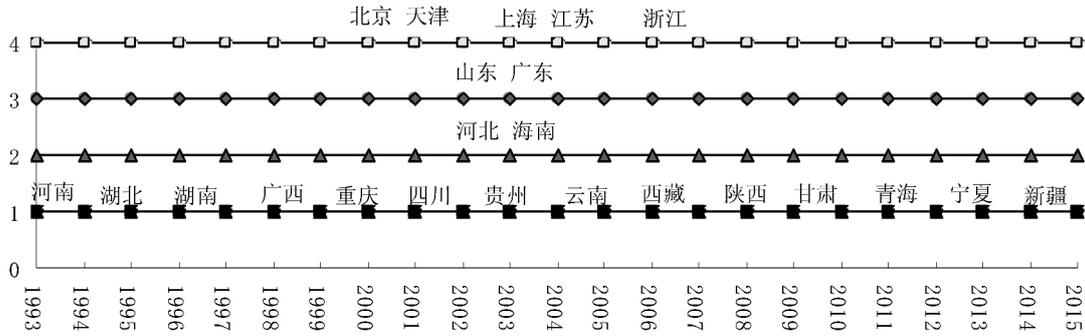
表 1 1993—2015 年中国省际工业偏离的全局莫兰指数及检验

变量	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Moran 指数	0.2869	0.3115	0.3195	0.3311	0.3338	0.338	0.3456	0.3487	0.3621	0.3768	0.3717	0.3781
小概率 P	0.0054	0.0031	0.0028	0.0022	0.0022	0.002	0.0017	0.0017	0.0012	0.0008	0.0009	0.0008
变量	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
Moran 指数	0.3745	0.3649	0.3636	0.3216	0.3235	0.3093	0.2818	0.2606	0.2564	0.2435	0.2439	
小概率 P	0.0011	0.0014	0.0016	0.0054	0.0057	0.0078	0.0143	0.0215	0.0224	0.0288	0.0297	

表 1 显示: 中国省际工业偏离存在显著空间正相关, 即超前、滞后均成片。这种近邻聚集至 2002 年达到峰顶, 并维持到 2007 年后减弱, 但平均交相影响度仍为 24.39%。至于多少是工业偏离引发的时间路径依赖, 多少是聚集引发的空间路径依赖, 或是还有多少是驱动因素引发的依赖等, 在没有对省际工业偏离进行区位分解之前, 很难判断, 这些将在第三部分讨论。

局域莫兰指数可以考察各省(市)工业超前、滞后的层级演进(见图 3、图 4)。

① 蔡芳芳, 濮励杰, 张健等《基于 ESDA 的江苏省县域经济发展空间模式解析》, 《经济地理》2012 年第 3 期, 第 24—30 页。



注: 1 为 LL 区 2 为 LH 区 3 为 HL 区 4 为 HH 区 1,2 还代表工业滞后 3,4 代表工业超前, 后同。

图 3 1993—2015 年省际工业偏离局域空间层级不变省份

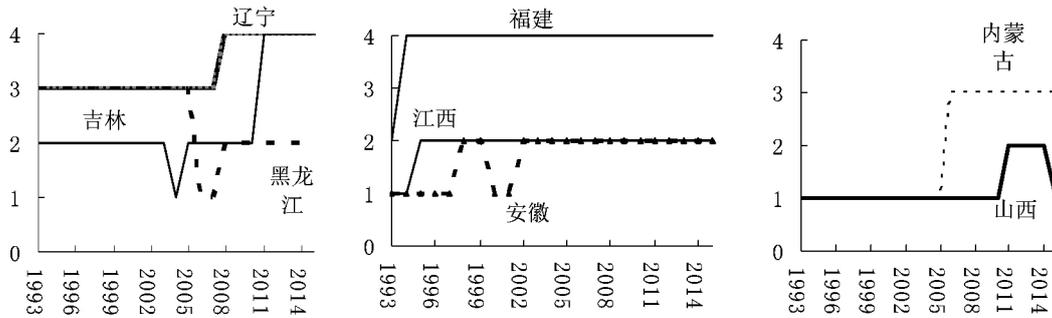


图 4 1993—2015 年省际工业偏离局域空间层级变化省份

图 3、图 4 显示: 省际工业偏离局域格局有稳定性 23 个无层级变化 8 个有层级变化。23 个层级无变化省份中 7 个工业超前(分 2 档,北京、天津、上海、江苏、浙江为 HH 区,山东、广东为 HL 区),16 个工业滞后(分 2 档,河北、海南是 LH 区,其他为 LL 区,由河南、湖北、湖南和西部地区中的 11 个省份构成)。8 个层级变化省份中 6 个上升(吉林、辽宁、福建、江西、安徽、内蒙古) 1 个下降(黑龙江) 1 个上升再返回原层级(山西 2009 年上升 2014 年返回原层级)。层级变化多在 1993 年前后(江西、福建)、2005 年前后(辽宁、黑龙江、安徽、内蒙古),以及 2009 年前后(吉林、山西)。据文献回顾可知:这必然与市场重大变化有关,实际上,1993 年市场化改革加快,2005 年出口市场已受到全球危机的潜在影响(虽说危机在 2008 年爆发) 2009 年前后,电子商务崛起,这些都是重大事件。当然,总格局以稳定为主(23 个无层级变化),这有内在驱动因素存在,需要揭示出来。

### 三、中国省际户籍匹配工业偏离的驱动因素

借助空间建模技术,分三步推导出实证模型,再分解工业偏离的空间溢出,揭示驱动因素。

#### (一) 实证模型

第一步:概念模型。对各地而言,影响工业偏离的因素可归为六类:异质效应、路径依赖、时间特定效应和空间特定效应、本地效应、外地效应、遗漏效应。其中:异质效应指各地独特因素如沿海位置、历史遗迹等对工业偏离的影响(通常非时变),记为  $d_i h_i$  ( $d_i$  为异质因素  $h_i$  为影响系数)。路径依赖是指本地与外地以往工业偏离对本地当期工业偏离的影响,记为  $g_i y_{i,t-1}$  和  $k_i w_{ij} y_{j,t-1}$  ( $y_{i,t-1}$ 、 $w_{ij} y_{j,t-1}$  为本地、外地以往工业偏离,主要考虑上一期  $g_i$ 、 $k_i$  为影响系数  $w_{ij}$  为  $j$  地对  $i$  地的 0-1 空间权重,近邻为 1,否则为 0)。时间特定效应( $\eta_{it}$ )指某些年份的重大事件对工业偏离的影响,空间特定效应( $\eta_{it}$ )指各地特有因素如矿产、地方文化等的影响,这些与异质因素相比,通常存在时变。本地效应指本地主要驱动因素对工业偏离的影响,记为  $x_{i,t} \beta_{i,t}$  ( $x_{i,t}$  为本地驱动因素  $\beta_{i,t}$  代表系列  $\beta_{i,t}$  为影响系数)。外地效应指外地主要驱动因素对本地工业偏离的影响,记为  $w_{ij} x_{j,t} \beta_{j,t}$  ( $w_{ij} x_{j,t}$  为外地驱动因素  $\beta_{j,t}$  为影响系数)。遗漏效应指前述之外的“所有遗漏”对工业偏离的影响,记为  $Z_{it} \xi_i$  ( $Z_{it}$  为“所有遗漏”构成的综合体  $\xi_i$  为影响系数)。这样,概念模

型为:

$$y_{it} = d_i h_i + g_i y_{i,t-1} + k_i w_{ij} y_{j,t-1} + \eta_{1t} + \eta_{2t} + x_{i,t} \beta_{i,t} + w_{ij} x_{j,t} \beta_{j,t} + z_t \xi_t, \quad (7)$$

式(7)不可能直接估计,因为“所有遗漏”不是随机冲击,它会影响主要驱动因素(在变量设定部分讨论)。当前,对复杂事实,借助数理技术处理概念模型,以推导出实证模型。

第二步:实证模型。式(7)中“所有遗漏”如习俗、法律等,在各地会交相影响(记影响系数为  $\rho_t$ ),设去除交互后的综合影响因子为  $\nu_t$ ,则有:

$$z_t = \rho_t w_{ij} z_t + \nu_t, \quad (8)$$

处理式(8)有:

$$z_t = (I_n - \rho_t w_{ij})^{-1} \nu_t, \quad (9)$$

将式(9)代入式(7)有:

$$y_{it} = d_i h_i + g_i y_{i,t-1} + k_i w_{ij} y_{j,t-1} + \eta_{1t} + \eta_{2t} + x_{i,t} \beta_{i,t} + w_{ij} x_{j,t} \beta_{j,t} + (I_n - \rho_t w_{ij})^{-1} \nu_t \xi_t. \quad (10)$$

对式(10)  $\nu_t$  不是随机冲击,因为即便去除了“所有遗漏”的交互影响,  $\nu_t$  中的习俗、法律等渗透类要素,仍然会渗透并通过主要驱动因素作用于工业偏离,设为线性渗透,则有:

$$\nu_t \xi_t = x_t y_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2 I_n), \quad (11)$$

式(11)中  $y_t$  为渗透率,这样在去除了“所有遗漏”的“交互”与“渗透”之后,  $\varepsilon_t$  通常为随机冲击,即便仍然存在微弱规律,则贝叶斯估计就能处理。

将式(11)代入式(10),并通过数理处理,则有:

$$y_{it} = \rho_t w_{ij} y_{it} + (I_n - \rho_t w_{ij}) (d_i h_i + g_i y_{i,t-1} + k_i w_{ij} y_{j,t-1} + \eta_{1t} + \eta_{2t}) + x_{i,t} (\beta_{i,t} + y_t) + w_{ij} x_{j,t} (-\rho_t \beta_{i,t} - \rho_t w_{ij} \beta_{j,t}) + \varepsilon_t. \quad (12)$$

对式(12),记:  $a_{1i} = (I_n - \rho_t w_{ij}) d_i h_i$ ,  $\sigma_i y_{i,t-1} = (I_n - \rho_t w_{ij}) g_i y_{i,t-1}$ ,  $g_i w_{ij} y_{j,t-1} = (I_n - \rho_t w_{ij}) k_i w_{ij} y_{j,t-1}$ ,  $\tau_{mi} = (I_n - \rho_t w_{ij}) \eta_{1t}$ ,  $\tau_{si} = (I_n - \rho_t w_{ij}) \eta_{2t}$ ,  $a_{1i} = \beta_{i,t} + y_t$ ,  $a_{2i} = -\rho_t \beta_{i,t} - \rho_t w_{ij} \beta_{j,t}$ , 则有:

$$y_{it} = a_{1i} + \sigma_i y_{i,t-1} + \rho_t w_{ij} y_{it} + g_i w_{ij} y_{j,t-1} + \tau_{mi} + \tau_{si} + x_{i,t} a_{1i} + w_{ij} x_{j,t} a_{2i} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

式(13)右边第1项为异质效应,第2、3、4项为时间、空间、时空路径依赖,第5、6项为时间特定效应、空间特定效应,第7、8项为本地效应、外地效应,最后一项为随机冲击。

尽管式(13)与式(7)形式相同,但有本质区别。因为,从推导过程可知:虽说研究文献常讲“*A*对*B*有多大影响”,但确切地讲,应是“*A*及其在对海量遗漏因素的互动(交互而来)与接受(渗透,因为渗透与接受有关)共同作用下对*B*的影响,属于综合影响”,所以,对同样问题,研究常常出现不同结论,这很大程度上与“互动”和“接受”有关。

另外,式(13)为*i*地工业偏离公式,各地都有类似公式,将其联立则构成矩阵方程式:

$$y = a l_n + \sigma y_{-1} + \rho w y + g w y_{-1} + \tau_m + \tau_s + x a_1 + w x a_2 + \varepsilon. \quad (14)$$

式(14)相比式(13)去除了地区、时间下标,代表列向量或列矩阵,其中为主要驱动因素构成的列矩阵  $w$  为空间权重矩阵,  $y_{-1}$  为  $y$  的滞后一期,这不是式(13)的重复,而是矩阵方程。实际上,式(14)是空间计量经济学中的动态空间杜宾面板模型(DSDPM),是实证模型。

第三步:空间溢出。求取省际工业偏离的空间溢出效应,先改写式(14)为:

$$y = (I - \rho w)^{-1} (\sigma I + g w) y_{-1} + (I - \rho w)^{-1} (x a_1 + w x a_2) + (I - \rho w)^{-1} (a l_n + \tau_m + \tau_s + \varepsilon), \quad (15)$$

其后,在特定时点上,对式(15)的第*k*个自变量求偏导,则有短期空间溢出效应矩阵:

$$[\partial E(y) / \partial x_{1k} \cdots \partial E(y) / \partial x_{nk}]_t = (I - \rho w)^{-1} (I a_{1k} + w a_{2k}). \quad (16)$$

类同,在长期中,对式(15)的第*k*个自变量求偏导,则有长期空间溢出效应矩阵:

$$[\partial E(y) / \partial x_{1k} \cdots \partial E(y) / \partial x_{nk}] = [(I - \sigma) I - (\rho + g) w]^{-1} (I a_{1k} + w a_{2k}). \quad (17)$$

对矩阵式(16)、(17)而言,对角线元素均值为直接效应,非对角线元素的均值为间接效应。

### (二) 变量选取、数据来源与估计结果

中国省际工业偏离的驱动因素主要有两类:工业化因素与人的因素。按发展经济学、产业经济学等学科理论,工业、农业、出口、城镇化是公认的工业化影响因素。人的因素则主要有经济差距、人户分离,

这两者均与老乡带老乡外出务工的封闭流有关,这是源于:非平衡发展模式下,中西部工业于户籍人口滞后,会导致就业岗位不足,东部省份则正好相反,由此,会引发劳动力跨省外出务工,最初是精英人才外出,但跨省也处于弱势,会利用感召力带动亲朋好友外出,之后,亲朋好友带动亲朋好友,形成外出务工潮<sup>①</sup>,引发省际经济差距、人户分离,并反过来支撑工业偏离。基于这些,本文指标、含义与计算方法,见表2。

表2 主要指标、含义与计算方法

指标	含义	计算方法
因变量	省际户籍匹配工业偏离	工业对户籍人口的偏离
	经济差距	相对水平
	产业结构	三产与一二产的相对水平
	人户分离	相对分离
自变量	城镇化	常住城镇化率
	工业	相对水平
	农业	相对水平
	出口程度	相对水平

本文选取中国大陆31个省(市)1993—2015年数据,原始数据来自于国家和各省统计年鉴,少量缺失数据,用SPSS24的线性插值法补充。研究以1993年为起点是源于1992年是极其关键年份,故以随后一年为起点,实证主要用Matlab2011完成,结果见3。

表3 动态空间杜宾模型估计与检验

决定因素	参数	决定因素	参数
工业偏离(-1)	0.1222***	W* 工业偏离(-1)	0.0375**
经济差距	0.1637***	W* 经济差距	-0.0183
产业结构	-0.0803***	W* 产业结构	0.0717**
人户偏离	0.0888***	W* 人户偏离	-0.1176***
城镇化	0.0098**	W* 城镇化	-0.0230**
工业水平	0.7716***	W* 工业水平	-0.5729***
农业水平	-0.0155*	W* 农业水平	-0.0759***
出口程度	-0.0081***	W* 出口程度	0.0071*
W* dep. var	0.5951***	-	-
R <sup>2</sup>	0.9994	LR 统计量	568.518***

注:表中“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示统计指标在0.1、0.05与0.01水平下显著,后同。

表3的工业偏离(-1)、W\* dep. var和W\* 工业偏离(-1)系数均为正,表明工业偏离存在时间、空间、时空路径依赖,这是因为:劳动力外出务工收益大,回流性小;国内产业转移不能有效降低成本(劳动力跨省聚集下,东部招工难,中西部就不存在大量剩余),并且与东部近40年沉积相比,中西部的管理经验、营商环境等处于劣势,转移不易;东部工业品出口遭遇挑战时,企业优先考虑的是扩展国内销售市场,电商、快递业兴起,提供了强力支撑。

### (三) 中国省际工业偏离的驱动因素

对表3参数,按式(16)、(17)可算出工业偏离的溢出效应(表4),据此可知驱动因素。

① 殷李松,伯娜,贾敬全《失衡、失业、失范:破解未竟的就业难题》,《学术界》2014年第6期,第217-227页。

表 4 基于动态空间杜宾模型的溢出效应

驱动因素	短期效应		长期效应	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
人户偏离	0.254 1***	1.891 1***	0.389 9***	3.268 3***
工业发展	0.862 5***	1.042 4***	1.071 3***	2.177 4***
经济差距	0.201 6***	0.427 4***	0.258 9***	0.812 7***
出口程度	0.005 0	0.150 4**	0.013 2	0.254 3***
产业结构	-0.088 6***	-0.088 3***	-0.109 1***	-0.192 2***
农业发展	-0.021 5**	-0.062 1	-0.028 9	-0.121 5
城镇化	0.008 0	-0.022 6	0.008 4	-0.033 6

### 1. 短期驱动因素

一方面,表 4 显示,扩大工业偏离的短期驱动因素为人户分离(0.2541、1.8911,分别为直接效应、间接效应,下同)、工业发展(0.8625、1.0424)、经济差距(0.2016、0.4274)、出口(0.0050、0.1504)。运行逻辑是:(1)全球制造业外包下,出口作为“引线”,导致了工业超前、滞后省份间的分化,引发了经济差距;(2)在工业超前、滞后省份并存,经济差距形成后,中西部会出现外出务工潮,使得人户分离、东部工业超前、中西部工业滞后同步演化;(3)这种演化直至 2005 国际贸易摩擦增多,全球金融危机进入临界爆发期,才出现收敛;(4)全球金融危机爆发后,省际工业偏离差异与经济差距明显缩小;(5)2010 年兴起的电商、快递业等,为东部工业品开拓国内市场提供了强力支持,使得省际工业偏离对原路径又产生了依赖。

另一方面,表 4 显示,缩小工业偏离的短期驱动因素为产业结构(-0.0886、-0.0883)、农业发展(-0.0215、-0.0621)、城镇化(0.0080、-0.0226)。运行逻辑是:(1)排除其他因素,三产产值于一二产产值之和的比例上升,于东部而言,则是工业发展空间的相对压缩,给中西部让渡了空间,而中西部这种比例上升,在工业严重滞后情况下,对工业发展的影响明显,所以产业结构变化是缩小省际工业偏离的主要因素。(2)就农业发展而言,在近半人口仍在农村情况下,发展农业是中西部可持续发展不可或缺环节。(3)城镇化率提高本身就是地区工业、农业发展的结果,同时也为工业、服务业、农业注入动力,所以能缩小工业偏离。

### 2. 长期驱动因素

表 4 显示,扩大工业偏离的长期驱动因素为人户分离(0.3899、3.2683),工业发展(1.0713、2.1774),经济差距(0.2589、0.8127),出口(0.0132、0.2543);缩小工业偏离的长期驱动因素为产业结构(-0.1091、-0.1922),农业发展(-0.0289、-0.1215),城镇化(0.0084、-0.0336)。就运行逻辑而言,长期是短期的累积,根源是一样的,对此不再复述。

## 四、结论与建议

### (一) 主要结论

结论一,中国省际工业偏离演进显示:时间上,工业偏离差异从 2005 年高位回落,至 2011 年平稳,且均为右偏尖峰分布;空间上,工业偏离存在全局空间正相关,2002 年达峰顶,并维持至 2007 年回落,在局域层级上,具有稳定性,从 1993—2015 年,23 个无层级变化,8 个存在层级变化,其节点是 1993 年、2005 年与 2011 年,共性特征是销售市场发生重大变化。

结论二,中国省际工业偏离演进存在时间、空间、时空路径依赖,内在驱动因素上,无论是短期还是长期视角,都表明:扩大工业偏离的驱动因素为人户分离、工业发展、经济差距和出口,缩小因素为产业结构、农业发展和城镇化,并且长期溢出是短期溢出的 1.5~2.0 倍。

### (二) 政策建议

第一,户籍匹配工业平衡布局。鉴于中国省际工业偏离存在强路径依赖,所以,有为政府要实施户籍匹配工业平衡布局,在加强点轴发展时,要突出重构以县域人口为本,能让中西部各县乡都能参与,并从

特定生产环节中获得价值分配的产业链布局体系。在中西部承接东部产业转移时,要根据户籍匹配工业偏离情况,实施统筹规划,并以县域为立足点,补足工业缺口,以实现可居性就业,回归以生产为依托,商品贸易为纽带的区域协调发展道路。

第二,东中西部有别的产业结构政策。跨界雇工下,东部工业超前与中西部工业滞后存在反向关联。为配合户籍匹配工业平衡布局战略实施,在产业结构政策上,东部与中西部要采取相反的产业结构政策,即东部地区加快第三产业发展,而中西部则要加快第二产业发展,以此推进东部工业向中西部地区转移。另外,中西部在补足工业缺口时,要将产业承接、发展、升级结合起来,实施低能耗、低污染、高质量的发展战略。

第三,回乡创业诱导策略。省际工业偏离局域层级的稳定性是由老乡带老乡的劳动力封闭流支撑,其主导人员是中西部能人,而能人在东部均能获得高收入,具有融入东部的实力,回乡创业动力欠缺,对此,中西部农村公共投入的加大,并不足以激发能人回乡创业,因而,在城镇化过程中,要实施反封闭流的人力资源战略:国家层面上加大中西部县域的教育、医保、住房投入,地方层面上,针对主导人员,制定回乡创业的强扶持和厚奖励制度。

第四,中西部工业品销售市场空间扩张策略。决定地区经济竞争力的是销售市场,实际上,相比为中西部工业发展提供财政支持、贷款扶持等而言,扩展其工业品销售空间更为迫切,因为在工业滞后累积近40年后,强调市场下的“产品公平竞争”很难归于公平,而为落后地区的工业发展扩展市场销售空间,既是公平要义,更能事半功倍。可从三方面发力:一是,给予东部工业企业落户中西部县城以优惠,二是,对东部工业企业向中西部销售产品时增税,三是,对消费者购买中西部工业企业生产的产品给予补贴。这样,工业企业在东部生产要承担三大“成本”,在中西部生产则享受三大“收益”,追求利润最大化下,都会进行权衡,若用力恰到好处,则会显著加快国内产业转移步伐。

[责任编辑:靳香玲]

## The Temporal-Spatial Evolution and Driving Factors of Industry Deviation in Inter-Provincial Household Register Matching in China

YIN Li-song, BO Na, JIA Jing-quan, TIAN Wei

(School of Economics, Huaibei Normal University, Huaibei 235000, China)

**Abstract:** With the province-level panel data in China from 1993 to 2015, this paper adopts the exploratory spatial data analysis (ESDA) and dynamic space Durbin panel model to study the temporal-spatial evolution and driving factors of industry deviation in the inter-provincial household register matching. The result indicates that the industry deviation difference in the inter-provincial household register matching dropped from a high position in 2005 to a smooth operation in 2011, showing a positive spatial correlation and a stable spatial pattern with a path dependence. Meantime, both the short-term and long-term spatial spillovers show that the driving factors for expanding the industry deviation in the inter-provincial household register matching include household separation, industrial development, as well as economic disparity and export. And the narrowing factors are industrial structure, agricultural development and urbanization. In this regard, the industrial layout is suggested to match the principle in accordance with the population of inter-provincial household register, which will be of critical significance to effectively solve the social contradiction of unbalanced and inadequate regional development as well as achieve common prosperity.

**Key words:** industry deviation; inter-provincial household register matching; spatial spillover; dynamic space Durbin panel mode