

【国民经济】

中国经济增长的核心动力

——基于资源配置效率的产业升级方向与路径选择

丁志国¹, 赵宣凯¹, 苏治²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012;

2. 中央财经大学统计学院, 北京 100081)

[摘要] 伴随中国经济增速放缓迹象的不断出现和强化,什么能够成为中国经济继续健康发展的核心动力已经成为学术界争论的焦点,而这一问题判别的最重要科学依据则应该是资源要素的配置效率分析。本文采用新近发展的空间面板模型,在测度要素配置对本地经济发展直接影响效应的同时,还测度了要素配置对其他地区经济的间接溢出效应,以判别劳动力、固定资产投资和技术进步等资源要素对中国经济增长的实际影响效果。结果表明:在过去的13年间,劳动力对三次产业发展的促进作用均不显著;固定资产投资对第二产业的正向直接效应显著,但伴随着显著且更加严重的负向溢出效应,总效应显著为负,而对第三产业的正向直接效应和正向总效应显著;技术进步对三次产业的促进效应均显著。由此可见,劳动力不是影响中国经济增长的核心动力,关于中国经济增长的“人口红利说”不存在有效的科学依据;固定资产投资仍然是中国经济增长行之有效的驱动力量,但不是第二产业而是在第三产业;技术进步才是驱动中国经济健康持续增长的核心动力,同时也是中国实现产业升级的方向和必然的路径选择。

[关键词] 要素配置效率; 固定资产投资; 技术进步; 空间面板模型

[中图分类号]JF124.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2012)09-0018-13

一、引言

作为世界第二大经济体,中国2012年第二季度的经济增速下降到7.6%,为2009年以来的最低点,引发了经济学家们关于中国经济放缓的担忧,以及如何能够保持中国经济继续健康发展的大讨论。显然,为了避免政策手段选择的短视行为,讨论本身不仅应该寻找中国经济保增长的短期路径,还应该回答中国经济未来健康增长的长期方向问题,即“十二五”规划提出的经济增长方式转变和

[收稿日期] 2012-07-17

[基金项目] 国家自然科学基金项目“跨期条件下Beta系数时变对资产定价的影响机理研究”(批准号71073067);国家社会科学基金重点项目“中国经济发展过程中的文化消费问题研究”(批准号12AZD021);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国农村金融生态环境的风险生成机理与政策应对路径选择”(批准号11JJD790010)。

[作者简介] 丁志国(1968—),男,吉林延边人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师;赵宣凯(1986—),男,河北衡水人,吉林大学数量经济研究中心博士研究生;苏治(1978—),男,吉林长春人,中央财经大学统计学院副教授。

产业升级方向的选择,进而回答中国经济增长的核心动力究竟是什么的问题。事实上,关于中国未来经济增长方式和产业升级方向的选择,学术界还存在较大分歧。目前多数学者认为中国第二产业比例已经过高,提升第三产业占比才是未来产业结构调整的重点方向。但也有学者认为中国第二产业在 GDP 中所占比例还有提升空间,加快发展第二产业仍旧是中国产业升级的方向及产业政策的着力点(李钢等,2011)。不管怎样,产业升级的目标是保证有限的要素资源能够从低效率部门向高效率部门转移,从而保证中国经济的健康可持续增长。毋庸置疑,判别产业升级方向的关键依据应该是资源要素的配置效率,而不应该是所占的比例多少。因此,对各产业部门要素资源的配置效率进行科学测度,是判断中国经济增长核心动力的基础。

客观分析要素资源配置效率的前提是科学测度方法的选择,已有关于中国产业升级方向选择的主要证据来自与西方发达经济体之间产业布局的比较,或者是基于传统面板模型(Panel Model)得出的实证结果。显然,由于存在经济发展阶段和发展模式的差异,与西方工业化国家产业布局直接进行比较的方法过于简单,而近年来空间面板模型(Spatial Panel Model)的发展也已经证明,传统面板模型在信息获得全面性方面存在明显缺陷。Anselin et al.(2008)指出,传统面板模型虽然包含了较多的经济信息,但却无法刻画区域之间的要素交互影响关系。而经典经济学理论认为:要素资源在促进经济增长过程中,通过不同渠道向其他区域扩散,并对整个经济产生最终影响。显然,作为统一的经济整体,中国地区之间的经济联系十分紧密,某一地区的产业结构调整不仅会直接改变本地区的资源要素配置效率,同时也会间接影响到其他地区的资源要素配置效率,进而带动其他地区被动地进行产业结构调整(丁志国等,2011a,2011b)。因此,不管是在忽略所处经济发展阶段和模式差异的基础上,简单地将中国与西方工业化国家的产业布局直接进行比较的结论,还是忽略中国地区间经济具有紧密联系的事实,采用传统面板数据模型所得出的实证结果,均难免有失偏颇。本文拟采用新近发展的空间面板模型,不仅测度三次产业的要素资源配置对本地区经济的直接影响效果,同时还测度要素资源配置对其他地区经济的间接溢出效应,并判别资源要素配置对中国经济增长的全局影响效果,最终给出中国未来产业升级方向和路径选择的科学判别依据,并回答中国经济增长核心动力究竟是什么的问题。

二、中国产业布局与要素资源配置现状

改革开放 30 年,中国经济发展的成就令世人瞩目,但也必须看到,饥不择食地沿着西方早期工业化技术路线和竞争方式推进的改革进程,也付出了极大的代价,那种导致严重不平衡和对资源环境过度消耗和损害的经济增长道路不可持续(金碚,2011)。为了避免重走饥不择食的老路,在规划中国经济未来发展的过程中,必须有的放矢地进行科学的产业布局,确保有限的资源要素实现最优配置效率,以保证中国经济健康可持续发展战略目标的顺利实现(刘伟,张辉,2008)。为了能够提供未来产业升级方向和路径选择的判别依据,图 1 和图 2 分别给出了东南亚金融风暴结束以来中国三次产业的 GDP 占比以及对 GDP 的贡献率。

由图 1 和图 2 不难发现:一是在过去 13 年中农业占 GDP 的比重由 18%逐年下降到 2010 年的 10%,对 GDP 增长的贡献率也由 8%下降到了 4%,表明中国的非农业化程度正在逐年提升;二是工业在 GDP 中的占比和对 GDP 贡献率均一直保持稳定,分别保持在 46%和 57%左右,并始终处在主导地位,说明工业的发展确实构成了近年中国经济增长的主导力量;三是第三产业在 GDP 中的占比由 36%上升到 43%,同时对 GDP 的贡献率也由 32%上升到 39%,弥补了农业占比下降出现的缺口,说明中国过去的经济发展经历了第二产业相对稳定,第三产业对第一产业实现替代的经济增长特征。需要说明的是,第二产业的 GDP 占比和贡献率相对稳定并不意味着工业发展的停滞,而是工业保持了与 GDP 大致相同的增长速度。虽然,这些数据揭示了过去 13 年间中国经济增长的特征,但揭示的主要是中国经济发展的结果,并没有给出各种资源要素在各个产业之间的配置关系。因

此,图3—图5分别给出了从业人员数量、固定资产投资和全要素生产率在三次产业中配置关系的变化情况。

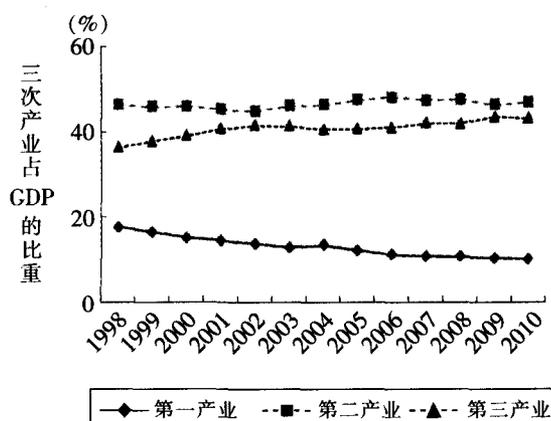


图1 1998—2010年三次产业占GDP总量比重

资料来源:《中国统计年鉴》。

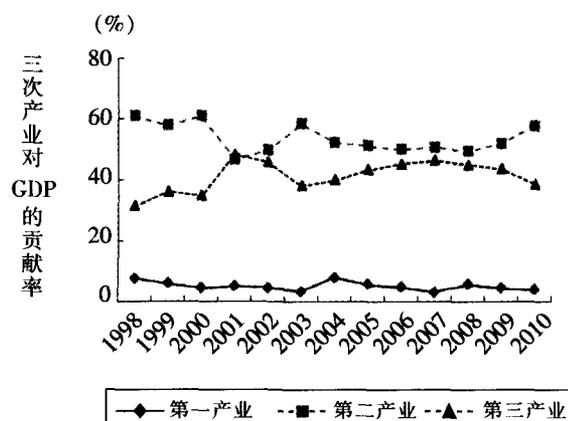


图2 1998—2010年三次产业对GDP的贡献率

资料来源:《中国统计年鉴》。

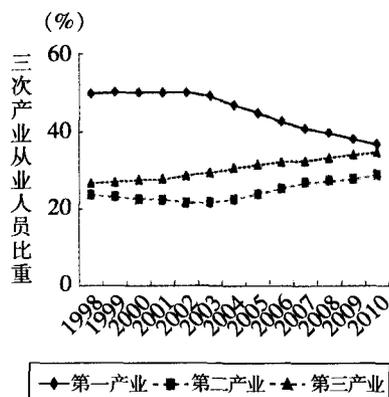


图3 1998—2010年三次产业从业人员比重

资料来源:《中国统计年鉴》。

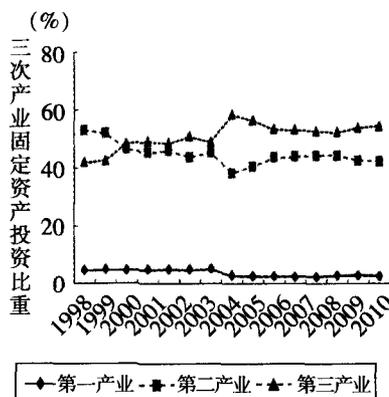


图4 1998—2010年三次产业固定资产投资比重

资料来源:《中国统计年鉴》。

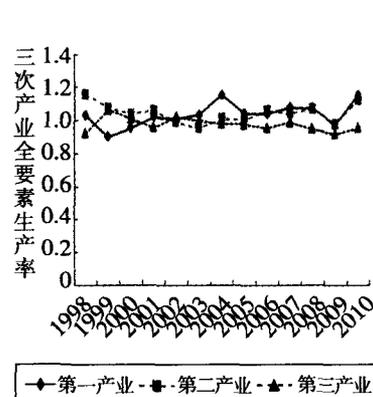


图5 1998—2010年三次产业全要素生产率

资料来源:《中国统计年鉴》。

显然,从业人员数量、固定资产投资和全要素生产率分别测度了劳动力、投资和生产效率这三种要素资源的配置状况。由图3可以发现,农业从业人员占比自2003年后开始出现明显下降,到2010年降幅达到13%,表明始于2003年的中国城市化进程的加速确实从传统农业生产中吸引了大批劳动力,但直至今日农业从业人员仍然占据全部从业人员总量的37%,构成了中国最大的劳动群体。与此同时,第二产业和第三产业的就业人数占比分别增加了5%和8%,有效地吸收了从农业生产中释放出来的劳动力,且第三产业吸收就业的能力更强。图4给出了过去13年间固定资产投资的变化情况,农业的固定资产投资占比出现了逐年下降的趋势,2010年仅占全部总投资的2.9%,表明即使在“三农”问题极其关注的今天,中国在农业方面的投资仍然极其有限,这可能是现阶段城乡差距仍在继续扩大的原因之一。与之相对应,2002—2010年,第二产业固定资产投资从47%下降到42%,而第三产业投资则由49%增加到55%,表明过去中国固定资产投资的重点已经由第二产业向第三产业转移,政府对第三产业的扶持力度正在不断加强。图5给出了由全要素生产率刻画

的中国劳动生产率的变化情况,必须注意的是 1998—2010 年虽然中国经济保持了令世人瞩目的增长速度,经济总量由 8.4 万亿元增加到 39.8 万亿元,但生产效率却一直保持在相对较低的水平,尤其是第三产业的劳动生产率还呈现出了下降趋势。这些都证明了中国过去的经济增长方式还一直沿袭着“先增长,后效率”的粗放型模式,也印证了进行经济发展方式转变的必要性和紧迫性(罗长远,张军,2009)。

为了更加科学地测度要素资源在不同产业中的配置效率,本文在综合考虑中国不同地区间经济活动存在交互影响关系的基础上,选用新近发展起来的空間面板模型,实证检验三次产业中劳动力、固定资产投资和全要素生产率等要素资源的配置效率,及其对经济增长的直接效应和区域间的间接影响。实证结果能够更加准确地刻画产业结构布局对中国经济增长的真实影响效果,为中国未来产业升级方向与路径选择提供科学依据和数据支持,并回答中国经济增长核心动力究竟是什么的问题。

三、空间面板数据模型设定与数据选取

1. 模型设定

Anselin et al.(2008)指出当观测个体之间存在空间上相互依存关系时,空间面板模型可以包含空间滞后变量或者误差项服从空间自回归过程,前者构成空间滞后模型(Spatial Lag Model, SAR),后者构成空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。LeSage and Pace(2009)构建了一个同时包含空间滞后的内生变量和外生变量空间面板数据模型——空间 Durbin 模型(Spatial Durbin Model, SDM)。

空间滞后模型(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} 表示时间点 t , 空间单位 i 的被解释变量 ($i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$); X'_{it} 为 $1 \times k$ 维的空间外生变量矩阵; β 表示这些外生变量系数向量; $\sum_j w_{ij} y_{jt}$ 表示与 i 相邻的区域单位的被解释变量 y_{jt} 对 y_{it} 的影响, 其中 $j \neq i$, w_{ij} 是 $N \times N$ 维非负空间权重矩阵 w 的构成元素, 而正是 w 确定了观测样本在空间上如何交互影响; δ 度量相邻地区被解释变量互相影响程度, 取值范围被限制在 $(1/r_{min}, 1)$, 其中 r_{min} 等于矩阵 w 行正规化之后的最小纯实数根(LeSage and Pace, 2009); ε_{it} 是误差项, 服从 $(0, \sigma^2)$ 独立同分布; μ_i 和 λ_t 与普通面板模型设定相同, 这里表示空间效应(Spatial-specific Effects)和时间效应(Time-specific Effects)。其中 μ_i 控制了观测个体空间特定, 不随时间改变的因素影响, 而 λ_t 则控制了所有时间上特定, 但在空间上恒定的因素影响。模型设定的初始, 两者应该同时存在。Baltagi (2005) 提出如果缺少 μ_i 将致使横截面个体的估计量产生偏误, 而遗漏 λ_t 将导致时间序列研究的估计量产生偏误。

空间误差模型(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:

$$y_{it} = X'_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \phi_{it}$$

$$\phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \phi_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

等式中各符号代表含义与 (1) 近似, 区别在于用空间自相关系数(Spatial Autocorrelation Coefficient) ρ 度量相邻地区经济变量互相影响的程度。

采用空间面板模型重要的第一步就是判断客观采集的数据是否存在空间或者说区域上的交互影响, 普遍采用的检验统计量是拉格朗日乘数检验(Lagrange Multiplier, LM), 以及 LeSage and Pace(2009)改进的稳健的拉格朗日乘数检验。统计检验的原理是计算非空间模型的残差所服从的

分布(Elhorst,2010)。特别需要说明的是,具体的空间模型设定具有三种形式,只存在空间效应,仅有时间效应,或者两者同时存在。而且空间和时间效应究竟是固定,还是随机也将影响拉格朗日乘数的检验结果。所以判定空间面板模型的一个传统方法就是针对这三种空间面板模型都要进行检验。

一旦 LM 统计检验量的结果支持 SAR 或者 SEM 模型,或者两者同时成立,就需要设定更加广义的SDM 模型,并据此进行统计检验,寻找空间面板模型的具体形式。SDM 模型设定形式如下:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + X'_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} X'_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, X'_{it} 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。

为判定模型的空间影响的具体形式,需要针对 SDM 模型采用 Wald 统计量进行两个假设检验: $H_0^1: \theta = 0$ 和 $H_0^2: \theta + \delta\beta = 0$ 。其中 H_0^1 是为检验 SDM 模型是否可以被简化为 SAR 模型, H_0^2 则用以检验 SDM 模型是否可以被缩减为 SEM 模型。在两个原假设下, Wald 统计量均服从 $\chi^2(k)$ 分布。模型的判断标准很直观, 如果 H_0^1 和 H_0^2 被同时拒绝, 说明 SDM 模型更合理; 如果不能同时拒绝上述两个原假设, 将检验结果进一步与上文 LM 检验结果相结合, 即可确定空间面板模型之中空间交互作用(Spatial Interaction Effects)的形式。如果原假设 H_0^1 成立, 且 LM 检验支持 SAR 模型, SAR 模型可以更好地拟合数据特征; 如果原假设 H_0^2 成立且 LM 检验支持 SEM 模型, 那么 SEM 模型更优。若上述两项均不满足, 应该选择更稳健的 SDM 模型, 因为 SDM 是包含了 SAR 和 SEM 的广义空间面板模型。

在确定空间面板模型的具体形式后, 还需要进一步判断模型中空间效应 μ_i 和时间效应 λ_t 究竟是固定还是随机。判别的标准与普通的面板模型相同, 采用传统的 Hausman 检验, 验证原假设 $H_0: h = 0$ 是否成立。其中:

$$h = (\hat{y}_{fe} - \hat{y}_{re})' [\text{var}(\hat{y}_{fe} - \hat{y}_{re})]^{-1} (\hat{y}_{fe} - \hat{y}_{re}) \quad (4)$$

其中, \hat{y}_{fe} 和 \hat{y}_{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。检验统计量 h 服从 χ^2 分布。如果原假设被拒绝, 则应当采用空间固定效应模型。需要注意的是, Lee and Yu (2010) 发现, 基于 Baltagi (2005) 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 SAR、SEM 和 SDM 的固定效应模型, 参数的偏误应该采用 3 种不同的误差纠正形式(丁志国等, 2011a, 2011b)。出于篇幅限制, 本文将在下文的模型设定过程中详细说明所采用的误差纠正形式。

为分解出本地区对其他地区的空间溢出影响并进行参数检验, 许多实证都采用一个或者多个空间模型的点估计方法。然而, 这种方法受到 LeSage and Pace (2009) 的质疑。他们认为点估计容易产生错误的结论, 并提出从求解偏微分的角度得到解释变量发生变化时对相邻区域产生的平均溢出效应, 然后进行统计检验。这为度量和检验空间溢出效应提供了更加有效的思路, SDM 的矩阵表达形式为:

$$Y = (I - \delta w)^{-1} \alpha + (1 - \delta w)^{-1} (X' \beta + w X' \theta) + (I - \delta w)^{-1} \varepsilon \quad (5)$$

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为:

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (1 - \delta w)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12} \theta_k & \dots & w_{1N} \theta_k \\ w_{21} \theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N} \theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} \theta_k & w_{N2} \theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

① 不包含常数项。

等式最右端矩阵的对角线元素的均值在 LeSage and Pace(2009)中被定义为解释变量的直接影响,每行或者列中非对角元素之和的均值称为溢出效应,表明解释变量变化产生的间接影响的均值。具体而言,在 SDM 中 β_k 测度了第 k 个解释变量发生变化时对被解释变量所产生的直接冲击 β_k ,而对相邻地区产生的平均溢出效应取值为 $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \theta_k / N (i \neq j)$ 。如果 $\theta_k - \delta \beta_k = 0$,那么 SDM 与 SEM 等价,因此上述的偏微分矩阵简化为对角矩阵,其对角线元素为 β_k ,这意味着表明第 k 个解释变量溢出效应不存在,直接影响就是全部影响。如果 $\theta_k = 0$,SDM 等价于 SAR,上述偏微分矩阵中的第二个构成矩阵的非对角线元素全部为 0,但直接影响和溢出效应依然存在 $((1 - \delta w)^{-1} \neq 0)$ 。为刻画直接影响和间接影响的统计显著性,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间接影响的分布,具体的计算方法详见丁志国等(2011a)。

2. 样本数据选取

本文根据索洛经济增长理论,选取 1998—2010 年间^①中国 31 个省、区、市各产业的从业人员数量、固定资产投资总额和各产业全要素生产率,分别代表劳动力、资本和技术进步,作为经济增长的解释变量,选取区域 GDP 总额作为被解释变量(见表 1)。其中,全要素生产率(Total Factors Productivity, TFP)是衡量一个国家或地区产业技术效率的重要指标,综合刻画了技术生产有效性和技术进步对经济效率的影响。数据来源于各省、市和自治区的统计年鉴和中经网数据库。参数估计软件为 DEAP 2.0, Matlab 7.10 及空间面板数据模型软件包^②。

表 1 模型变量选取

分类	变量名称	变量含义
被解释变量	GDP_{it}	第 i 省(区、市)在第 t 年的地区总值。
解释变量	$Emp_{1,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第一产业的从业人员数量。
	$Emp_{2,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第二产业的从业人员数量。
	$Emp_{3,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第三产业的从业人员数量。
	$Flnw_{1,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第一产业的固定资产投资总额。
	$Flnw_{2,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第二产业的固定资产投资总额。
	$Flnw_{3,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第三产业的固定资产投资总额。
	$TFP_{1,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第一产业的全要素生产率。
	$TFP_{2,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第二产业的全要素生产率。
	$TFP_{3,it}$	第 i 省(区、市)在第 t 年第三产业的全要素生产率。
相邻区域关系矩阵	w_1	根据全国 31 个省、区、市的地理位置分布所构建的初始空间矩阵。如果两个地区空间上相邻其取值为 1,否则为 0。但是海南省四面环海,位置特殊,假定其仅与广东省相邻。该矩阵经过变换转变为权重矩阵 w 。

四、中国要素资源配置效率的测度

为了正确估计空间面板数据模型,必须遵循如下步骤:一是构建一个不含空间交互影响的一般面板数据固定效应模型,确定该模型包含时间固定效应还是空间固定效应,抑或空间和时间固定效应同时存在,或者同时都不存在;二是根据确定的面板数据固定效应模型进行统计检验,判断模型存在哪种类型的空间交互影响关系;三是在固定效应模型的基础上同时考虑因变量和自变量的空间滞后作用,建立 SDM 模型,并对上文提及的两个假设条件进行检验,确定空间面板数据模型固定效应模型的形式是 SAR、SEM 还是 SDM;四是参照空间面板固定效应模型的形式估计空间面板

① 数据选取周期的确定主要是因为,本文希望考察的主要是 1997 年东南亚金融风暴结束后我国经济的发展特征。

② 程序包源于: <http://www.regroingen.nl/elhorst/software>, 如有需要也可与作者联系索取。

机效应模型,并计算出统计检验量,判定选取随机效应模型还是固定效应模型,同时计算出模型变量的直接效应和间接影响。

下面首先基于中国 31 个省、区、市的面板数据,构建如下不考虑区域间经济活动交互影响关系的面板数据模型:

$$\ln(GDP_{it}) = \mu_i + \lambda_t + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln(Emp_{k,it}) + \sum_{k=1}^3 \beta_k \ln(FInv_{k,it}) + \sum_{k=1}^3 \gamma_k TFP_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, μ_i 和 λ_t 分别表示空间和时间特定效应; k 表示自变量所代表的产业。这些特定效应究竟是固定还是随机,需要进一步进行检验,不过为有序地确定包含空间交互影响的模型形式,初步将其视为固定效应。

模型空间交互影响的形式依赖于固定效应模型的形式,因此在进行空间滞后效应的 LM 检验之前,需要进行空间和时间固定效应的联合显著性统计检验。表 2 列示出四种非空间面板模型(固定效应)的系数估计结果以及空间和时间固定效应的联合显著性检验。根据固定效应联合显著性检验结果可以发现^①,模型空间和时间固定效应均显著存在,所以模型(7)中应该同时包含 μ_i 和 λ_t ,因此,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 中的第(4)列给出了空间和时间固定效应并存下的面板模型系数估计结果,以及在此条件下因变量空间滞后影响,空间误差自相关影响的(稳健)LM 检验。虽然检验结果并不一致,但在更稳健的条件下,可以看到空间自变量影响和空间误差项的影响在 1% 的显著性水平下同时存在。因此,需要进一步估计 SDM 模型,其设定形式如下:

$$\begin{aligned} \ln(GDP_{it}) = & \mu_i + \lambda_t + \delta \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln(GDP_{jt}) + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln(Emp_{k,it}) + \sum_{k=1}^3 \beta_k \ln(FInv_{k,it}) + \sum_{k=1}^3 \gamma_k TFP_{k,it} \\ & + \sum_{k=1}^3 \theta_k \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln(Emp_{k,jt}) + \sum_{k=1}^3 \phi_k \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln(FInv_{k,jt}) + \sum_{k=1}^3 \varphi_k \sum_{j=1}^{31} w_{ij} TFP_{k,jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

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; δ, θ_k, ϕ_k 和 φ_k 分别表示自变量和因变量空间滞后值的系数。

表 3 中第(1)列和第(2)列给出了含有时间和空间固定效应的 SDM 模型系数估计结果,前后的区别在于:第(1)列为运用 Baltagi(2005)提出的中心化方法得到的直接估计结果,而 Lee and 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,需要进行误差修正,本文采用的具体计算方法为:

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

以便得到更稳健的系数统计推断,结果见表 3 第(2)列。其中, $\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\sigma}^2$ 是等式(3)的系数估计值, $V(\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\sigma}^2)$ 为渐进方差矩阵。

为最终确定空间面板的形式,还需要采用 Wald 统计检验量检验上文提到的两个假设条件: $H_0^1: \theta=0$ 和 $H_0^2: \theta+\delta\beta=0$ 。表 3 中(2)列的检验结果显示两个 Wald 统计检验量分别为 27.3766 和 28.2162,在 1% 的显著性水平下通过检验,所以空间面板模型的最终形式应该采用更广义的 SDM 模型。需要

^① 根据似然比(Likelihood Ratio)统计量进行统计推断。

表 2 非空间面板模型的系数估计和拉格朗日乘数(LM)检验

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	
		(1)		(2)		(3)		(4)	
		系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值
截距项		4.9491***	0.0000	—	—	—	—	—	—
各产业从业 人员数量	1	0.1815***	0.0000	-0.5159***	0.0000	0.0558***	0.0049	-0.0973**	0.0186
	2	0.3372***	0.0000	-0.2633***	0.0000	0.0130	0.7753	-0.0456*	0.0644
	3	-0.1976***	0.0008	0.2674***	0.0000	0.0601	0.2053	0.0495**	0.0459
各产业固定 资产投资	1	-0.1167***	0.0000	0.0748***	0.0000	-0.0106	0.6252	-0.0039	0.6918
	2	0.1803***	0.0000	0.1337***	0.0000	0.2611***	0.0000	0.0452***	0.0009
	3	0.5608***	0.0000	0.3560***	0.0000	0.7267***	0.0000	0.1169***	0.0000
全要素生产 率(TFP)	1	-0.0575	0.5730	0.0403	0.2899	0.0975	0.2451	0.0357	0.1199
	2	0.4160***	0.0012	0.1503***	0.0014	0.1511	0.1718	0.1157***	0.0001
	3	0.5781***	0.0000	0.2612***	0.0000	0.3125***	0.0086	0.1739***	0.0000
模型 R ²		0.9388		0.9925		0.9650		0.9977	
极大似然对数值		-64.4228		358.6143		48.2028		594.0889	
因变量空间滞后影响 LM 检验统计量		0.4203		211.1359***		33.3907***		1.8527	
因变量空间滞后影响 LM 检验统计量(稳健)		5.2739**		99.1429***		20.0878***		9.5254***	
空间误差自相关影响 LM 检验统计量		84.2165***		121.2098***		34.6306***		0.0000	
空间误差自相关影响 LM 检验统计量(稳健)		89.0700***		9.2167***		21.3277***		7.6726***	
模型空间固定效应 显著性检验统计量				1091.7722		P 值=0.0000			
模型空间固定效应 显著性检验统计量				470.94930		P 值=0.0000			

注：“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平下通过检验。

特别指出的是,上述空间面板模型确定的前提是空间和时间上的双向特定效应为固定效应。固定效应和随机效应究竟孰优孰劣,需要进行 Hausman 检验。表 3 中(3)列给出了 SDM 模型在空间和时间随机效应下的系数估计结果,并计算出 Hausman 统计检验量等于 34.3493,在 5%的显著性水平下通过检验。检验结果进一步证实,考虑空间和时间固定效应的 SDM 模型是最恰当的空间面板模型形式。然而值得特别关注的是,在表 2 第(4)列中系数估计值表示的各产业从业人员、固定资产投资总额和全要素生产率的单位变化产生的边际效应,而在 SDM 模型下估计的系数代表的含义却发生了变化。这就需要根据公式(6)估计出各产业变量对经济影响的直接和间接作用大小,结果见表 4。

LeSage and 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的方法,解释在不同模型设定情况下变量的变化产生的冲击。根据 SDM 模型的参数估计结果,采用公式(6)分别计算得到三次产业变量在固定效应模型和随机效应模型下发生变动对经济的直接效应和间接影响。表 4 中第(2)部分是空间面板数据模型得到的各次产业变量对经济增长的直接效应和间接影响的估计结果。

由表 4 可知,从业人员数量对经济的影响方面,第一产业从业人员数量的直接效应估计结果通

表 3 时间和空间效应并存的 SDM 模型估计结果

变量名称	产业	空间和时间固定效应模型		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	
		(1)		(2)		(3)	
		系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值
各产业从业人员数量(α)	1	-0.1832***	0.0041	-0.1832***	0.0058	-0.1081*	0.0815
	2	-0.0370	0.1455	-0.0370	0.1620	-0.0339	0.2007
	3	0.0410	0.1071	0.0410	0.1216	0.0386	0.1448
各产业固定资产投资(β)	1	-0.0059	0.6075	-0.0059	0.6216	-0.0051	0.6670
	2	0.0475***	0.0004	0.0475***	0.0006	0.0492***	0.0004
	3	0.1133***	0.0000	0.1133***	0.0000	0.1158***	0.0000
全要素生产率(TFP)(γ)	1	0.0289	0.2127	0.0289	0.2312	0.0301	0.2130
	2	0.1058***	0.0002	0.1058***	0.0004	0.1045***	0.0004
	3	0.1505***	0.0000	0.1505***	0.0000	0.1548***	0.0000
产业从业人员空间滞后变量(θ)	1	0.1226	0.2829	0.1226	0.3020	0.0467	0.6748
	2	-0.0327	0.5008	-0.0327	0.5177	-0.0226	0.6533
	3	0.0181	0.7139	0.0181	0.7248	0.0094	0.8554
产业固定资产投资的空间滞后变量(ϕ)	1	0.0188	0.4070	0.0188	0.4257	0.0171	0.4647
	2	-0.0747***	0.0037	-0.0747***	0.0052	-0.0787***	0.0033
	3	-0.0195	0.5728	-0.0195	0.5869	-0.0156	0.6632
全要素生产率(TFP)的空间滞后变量(φ)	1	0.1134***	0.0072	0.1134***	0.0098	0.1103**	0.0120
	2	-0.0153	0.8095	-0.0153	0.8166	-0.0189	0.7756
	3	-0.1071***	0.0939	-0.1071	0.1072	-0.1062	0.1109
空间滞后被解释变量(δ)		0.0060	0.9302	0.0061	0.9285	0.0430	0.5238
模型 R ²		0.9978		0.9978		0.9970	
相关系数平方 $corr^2$		0.3195		0.3195		0.1943	
对数似然值		608.8904		608.8904		368.9304	
Wald 内生变量空间滞后统计检验量(H_0^1)		29.5657***		27.3766***		25.2048***	
Wald 误差项空间自回归统计检验量(H_0^2)		30.5593***		28.2162***		24.4775***	
Hausman 统计检验		34.3493**					

注:①“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平下通过检验。②截距项、固定效应以及随机效应的取值由于篇幅限制省略。③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 R² 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。

过显著性检验,且为负向影响关系,而间接影响不显著,第二和第三产业从业人员数量的直接效应和间接效应均未通过显著性检验,表明中国区域间资源重新配置的主要路径并不是劳动力转移,且从业人员数量不是影响第二产业和第三产业发展的核心原因。第一产业从业人员数量对经济增长的弹性系数为-0.1875,表明农业从业人员增加会明显制约本地区的农业经济增长。因此,现阶段中国发展农业的关键不是让更多的农民留在土地上,而是让更多的农业劳动力从传统农业生产中解放出来,让更多的农业人口放弃传统的农耕方式,进而实现农业生产的产业化和现代化。近年来中国经济发展的实践也已经证明,通过城市化进程降低第一产业的从业人员数量已经成为中国经济持续增长的动力源泉。

表 4

三次产业变量对经济增长的直接和间接影响检验

变量名称		空间和时间固定效应模型			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		
		(1)			(2)			(3)		
	产业	直接效应	间接影响	总效应	直接效应	间接影响	总效应	直接效应	间接影响	总效应
产业 就业 人员	1	-0.1797*** (-2.7674)	0.1161 (1.0070)	-0.0637 (-0.8177)	-0.1875*** (-2.8454)	0.1313 (1.1497)	-0.0562 (-0.6972)	-0.1054 (-1.7020)	0.0430 (0.3783)	-0.0624 (-0.7400)
	2	-0.0374 (-1.4358)	-0.0350 (-0.7343)	-0.0724 (-1.4073)	-0.0377 (-1.4177)	-0.0309 (-0.6147)	-0.0686 (-1.2990)	-0.0347 (-1.3159)	-0.0255 (-0.4796)	-0.0602 (-1.0463)
	3	0.0413 (1.5733)	0.0201 (0.4168)	0.0614 (1.1518)	0.0415 (1.5709)	0.0164 (0.3190)	0.0579 (1.0602)	0.0391 (1.4927)	0.0109 (0.2015)	0.0499 (0.8483)
产业 固定 资产 投资	1	-0.0055 (-0.4922)	0.0186 (0.8395)	0.0131 (0.5919)	-0.0058 (-0.4919)	0.0179 (0.7662)	0.0121 (0.5190)	-0.0050 (-0.4329)	0.0163 (0.6838)	0.0112 (0.4690)
	2	0.0476*** (3.6057)	-0.0754*** (-3.0230)	-0.0278 (-0.9909)	0.0475*** (3.3429)	-0.0753*** (-2.8038)	-0.0274*** (-0.9366)	0.0478*** (3.4412)	-0.0819*** (-2.8670)	-0.0342 (-1.0746)
	3	0.1135*** (6.4010)	-0.0196 (-0.5964)	0.0939** (2.4820)	0.1135*** (5.9611)	-0.0192 (-0.5534)	0.0943** (2.3653)	0.1165*** (5.9206)	-0.0072 (-0.1955)	0.1093*** (2.6122)
全要 素生 产率 (TFP)	1	0.0286 (1.2595)	0.1135*** (2.6398)	0.1421*** (3.2555)	0.0301 (1.2485)	0.1137*** (2.7143)	0.1438*** (3.1702)	0.0321 (1.3146)	0.1148** (2.4548)	0.1469*** (2.8664)
	2	0.1065*** (3.7956)	-0.0169 (-0.2620)	0.0896 (1.2694)	0.1050*** (3.6347)	-0.0126 (-0.1900)	0.0924 (1.2376)	0.1058*** (3.5693)	-0.0158 (-0.2279)	0.0900 (1.1664)
	3	0.1504*** (4.8067)	-0.1060 (-1.6195)	0.0444 (0.6134)	0.1498*** (4.3325)	-0.1072 (-1.6834)	0.0426 (0.5890)	0.1545*** (4.5490)	-0.0998 (-1.4716)	0.0547 (0.7068)

注:①小括号内表示系数的t-统计量值;②“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%显著性水平下通过检验。

固定资产投资方面,第一产业的直接效应和间接影响都不显著,表明在现有相对分散的农业生产方式下,增加固定资产投资并不是促进农业发展的有效途径。一个非常值得注意的事实就是,第二产业的正向直接效应和负向间接影响同时存在,负向间接影响的弹性系数(-0.0753)明显超过正向的直接效应(0.0475),且综合效应显著为负(-0.0274),表明固定资产投资对本地区工业的发展确实具有促进作用,但却会对其他地区的经济增长形成负向溢出效应,最终使总效应为负。这样的结果说明继续加大第二产业的固定资产投资规模虽然可能带来本地区的经济增长,但却并不能实现促进全局经济增长的总体目标,即加大第二产业投资对经济增长的全局促进效果已经不复存在。与之相比,第三产业的投资对经济增长的正向直接促进效果明显(0.1135)超过第二产业直接效应的2倍,间接影响不显著,且正向总效应显著(0.0943),表明加大第三产业投资确实是促进中国经济增长的最直接和有效的途径。改革开放30多年来,中国以极大的勇气和“血拼”的方式,凭借着工业生产能力的提高,创造了令世界惊叹,甚至“不可思议”的巨大成就(金碚,2011)。但同时也需要清醒地认识工业过度膨胀所带来的不利因素,及其催生的系统性风险。外部需求疲软、资源过度浪费、高污染、低效率和生存环境恶化等问题,无一不对现阶段我国的经济增长形成负面影响。因此,继续增加第二产业投资规模已经没有办法为中国经济的可持续增长提供必要的驱动力量,而加大第三产业的规模则仍然是中国未来经济增长行之有效的推动力量,但投资的重点已经不再是第二产业,而是第三产业。

为什么第二产业的固定资产投资在对本地区经济增长具有显著促进效应的同时,会给其他地区经济增长带来更为严重的负向溢出效应呢?原因就在于地方政府发展经济的强烈愿望和政绩考

核体制的共同作用。各地方政府为了实现本地区经济增长的目标,往往通过出台各种优惠政策来刺激本地区的第二产业发展,造成高度雷同的工业园区和工业新区不断建成,必然的结果就是大规模重复投资、过度竞争和产能过剩问题严重。因此,增加第二产业的固定资产投资虽然能够促进本地区的经济增长,但却对其他地区的经济形成负向溢出效应,最终根本无法实现经济增长的全局目标。显然,即使是在中国经济增速变缓的新形势下,继续加大第二产业固定资产投资规模,也必然成为不明智的选择。事实上,无论是现阶段还是未来,第二产业仍然将是中国经济健康发展的主导力量之一,因为只有这样才能有效地防止经济的“空心化”趋势(赵春雨等,2011)。但是,发展的过程必须警惕重复建设造成的过度竞争、恶性竞争和产能过剩问题。因此,第二产业发展的关键不是继续扩大投资规模,而是依靠技术进步和提升生产效率。与之相对应,增加第三产业的固定资产投资在有效地促进本地区经济增长的同时并不存在显著的负向溢出效应,且对本地区经济增长的促进效果也达到第二产业投资直接效应的两倍以上,并能够最终实现显著的全局正效应。因此,加大第三产业的规模才是中国未来产业升级的关键路径之一。当然,为了协调地方与全局之间的利益关系,国家应该出台有效的政策抑制地方政府进一步扩大第二产业投资规模的冲动,引导有限的资源向第三产业流动。同时,鉴于第三产业主要以中小企业为主,且普遍存在融资难的问题,国家应该建立和完善保障中小企业发展的金融支撑体系,督促金融中介机构加大向第三产业提供融资的力度,尤其是应该出台更有针对性的激励措施,引导民间资本为第三产业提供融资服务,并大力培育和发展创新型金融机构,为第三产业的健康发展提供资金保证(丁志国等,2011b)。

即使是在中国经济增速变缓和稳增长的新形势下,关于固定资产投资也是一个十分敏感的话题。许多学者对中国过去的投资驱动型经济增长方式提出诟病,指责的焦点主要集中在两个方面,一是对固定资产投资在GDP中所占比重过高的担忧,二是将2009年中央政府为了刺激经济推出的4万亿投资与近期的通货膨胀和产能过剩问题联系在一起。诚然,中国经济过度依赖固定资产投资一直是学者们所担心的,但是否应该继续扩大固定资产投资规模的科学判别依据并不应该是投资在GDP中所占比例的高低,而是要看是否还存在足够多的优质投资机会。一个不争的事实就是,中国并非用尽了所有的优质投资机会,而是曾经选择了太多的劣质投资项目,尤其在4万亿投资过程中这种失误更加明显,导致产能过剩成为困扰中国经济的最重要问题之一。例如,截至2011年末,全国范围内获得批复的在建和已建成煤化工甲醇项目的总产能将会达到6000万吨规模,而市场的实际需求却只有1400万吨左右,同样的问题至少还存在于电解铝、多晶硅、液晶面板和汽车等领域。但是,我们是否还应该跳出来更加理性地思考这样一个问题:如果2009年中央政府没有推出4万亿元投资,那么今天中国的经济又会怎样?“头痛医头,脚痛医脚”固然不可取,但至少实实在在地帮助中国渡过了难关。另外,许多学者的研究结论已经表明,近期的通货膨胀具有明显的跨境传染特征(属于输入型通货膨胀),其根源很大程度上在于现行国际货币体系下美国的量化宽松政策外溢的结果。还有学者们担心,迄今为止世界上没有哪个国家能够在如此依赖投资的条件下保持经济的长期高速增长。但是,没有人曾经做到过,就意味着真的不可能吗?鲁迅先生的名言“其实地上本没有路,走的人多了,也便成了路”已经给出了最好的答案。中国经济过去30年所创造的“不可思议”的巨大成就,不也是没有哪个国家曾经达到过吗?这里并不是说我们希望一直依赖投资,而是在我国现行的分税制条件下,以及我国经济改革所处的特殊阶段,强大的国家财政规模就意味着固定资产投资在相当长的一段时期内仍然将是中国经济增长行之有效的驱动力量。事实上,中国经济过去能够保持“一枝独秀”,在很大程度上已经证明了现阶段投资拉动是有效率的,并且投资拉动显然也正是中国过去经济增长奇迹的最重要原因之一。

刻画劳动生产效率的全要素生产率方面,第一产业的正向间接影响和总效应十分显著,且弹性系数分别达到0.1137和0.1438,表明提高农业科学技术水平虽然不会对本地区经济产生直接显著的正向影响,却能够通过技术扩散对相邻区域产生明显的间接影响,并最终对全局的经济增长起到

明显促进作用。第二产业和第三产业的全要素生产率对本地区的经济增长具有明显的正向直接效应,弹性系数分别达到 0.1050 和 0.1498,表明第二产业和第三产业科学技术水平的提高能够直接地促进区域经济增长。这样的结果印证了在工业化的中后期阶段,资源和劳动力等生产要素对经济进一步发展的推动作用将逐步减弱,技术密集型行业所占的比重将不断上升的客观规律(金碚, 2011)。总之,依赖廉价劳动力的经济增长时代已经结束,经济发展方式转变的关键是技术进步和生产效率提升,同时技术进步和劳动生产效率的提高已经成为中国经济增长的核心动力。

五、结论与政策含义

伴随中国经济增速放缓迹象的不断出现和强化,如何保证中国经济继续健康发展已经成为学术界争论的焦点,而这一问题判别的最重要科学依据则应该是资源要素的配置效率分析。但是,不管是忽略所处发展阶段差异,简单地将中国与西方工业化国家的产业布局直接进行比较的结论,还是忽略中国地区间经济具有紧密联系的事实,采用传统面板数据模型所得出的实证结果,均难免有失偏颇。本文采用最新发展的空间面板模型,在测度要素资源配置对本地经济发展直接影响效应的同时,还测度了要素资源配置对其他地区经济的间接溢出效应,以判别劳动力、固定资产投资和技术进步等要素对中国经济增长的实际影响效果。结果表明:在过去 13 年间,劳动力对三次产业发展的促进作用均不显著,表明劳动力并不是影响中国经济增长的核心动力,关于中国经济增长的“人口红利说”并不存在有效的科学依据;固定资产投资对第一产业的促进作用不显著,对第二产业的正向直接效应显著,但伴随着显著且更加严重的负向溢出效应,总效应显著为负,而对第三产业的正向直接效应和正向总效应显著,表明固定资产投资仍然是中国经济增长行之有效的驱动力量,但投资的方向并不在第二产业而是在第三产业;技术进步对三次产业的促进效应均显著,且作用的效果明显强于其他要素资源,表明技术进步才是驱动中国经济健康持续增长的核心动力,同时也是中国实现经济发展方式转变的方向和必然的路径选择。

现阶段,新的难题又摆在了我们的面前,全球经济低迷出口受限,居民消费在很大程度上依赖于经济繁荣带来的未来预期。因此,固定资产投资仍然是当前最行之有效的稳增长保繁荣的政策选择。显然,关于固定资产投资问题的核心已经不是要不要投资,而是究竟应该投什么? 19 世纪末美国人开始修建铁路,改变了美国,改变了世界。不难想象当初刚刚建好的铁路也一定经历过运力过剩的问题,甚至直至今日多数发达国家的铁路和高速公路也没有达到满负荷运转的程度。但是,这些四通八达的铁路和公路交通网难道不正是这些国家成为发达国家的最重要指标之一吗? 这些国家当年如果没有建设这些“铁、公、基”,它们还会成为发达国家吗? 一个不争的逻辑就是,有了这样的基础设施规模,经济未必一定能行,但是没有这样的基础设施规模,经济一定不行! 中央政府已经给出了一系列的规划蓝图和发展目标,实现这些目标的基础是经济增长,经济增长的前提是交通运输和基础设施的保障。试想一下,如果中国能够在未来一段时间内建设一个以北京、上海、广州、长春、成都和西安为中心的 1 小时、2 小时和 3 小时(时速为 400 公里)的高铁经济圈,也许中国会改变,世界也会改变。毋庸置疑,“温甬线”事故提醒我们,工程质量是发展的生命线,但因噎废食将会使我们犯大错误! 中国经济的健康发展离不开固定资产投资,至少暂时离不开投资拉动。中国的现状不是建得太多,而是建得太少。太多的是闲置工业区和无人居民区,太少的是四通八达的交通运输路网和功能齐备的基础设施。全国范围内无处不堵的交通状况,已经给出了不容置疑的佐证。继续扩大以“铁、公、基”为主导的固定资产投资规模,不仅能够帮助中国解决目前稳增长保繁荣的问题,还能够有效地创造内需,保障中国经济未来的健康发展。中国强大中央财政的任务就应该是,利用投资引导、创造经济发展的环境,实现市场机制下的经济繁荣。另外,交通运输和基础设施投资的另外一个好处就是,能够有效解决过去房地产市场过热形成的部分产能过剩问题,进而保证中国经济平稳着陆和健康发展,并最终实现产业升级目标。

[参考文献]

- [1]Anselin, L., J. Le Gallo, H. Jayet. Spatial Panel Econometrics[A]. L. Matyas, and P. Sevestre, Dordrecht. The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice [C]. The Netherlands: Kluwer, 2008.
- [2]LeSage, J. P., R.K. Pace. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor & Francis Group,2009.
- [3]Baltagi, B. H. Econometric Analysis of Panel Data[M]. Chichester, UK: Wiley, 2005.
- [4]Elhorst, J. P. Spatial Panel Data Models[A]. M.M. Fischer, and A. Getis. Handbook of Applied Spatial Analysis [C]. Berlin: Springer, 2010.
- [5]Lee, L. F., J. Yu. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects [J]. Journal of Econometrics,2010,(154).
- [6]李钢,廖建辉,向奕霓. 中国产业升级的方向与路径——中国第二产业占 GDP 的比例过高了吗[J]. 中国工业经济,2011,(10).
- [7]丁志国, 赵宣凯, 赵晶. 直接影响与空间溢出效应:中国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别[J]. 数量经济技术经济研究, 2011a,(9).
- [8]丁志国, 赵晶, 赵宣凯.我国城乡收入差距的库兹涅茨效应识别与农村金融政策应对路径选择[J]. 金融研究,2011b,(7).
- [9]金碚. 中国工业的转型升级[J]. 中国工业经济,2011,(7).
- [10]刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究,2008,(11).
- [11]罗长远, 张军. 经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究[J]. 中国社会科学,2009,(4).
- [12]赵春雨, 朱承亮, 安树伟. 生产率增长、要素重置与中国经济增长[J]. 中国工业经济,2011,(8).

What Is the Core Driving Force of China's Economic Growth——Industrial Upgrading Directions and Path Choice Based on Resources Allocation Efficiency

DING Zhi-guo¹, ZHAO Xuan-kai¹, SU Zhi²

(1. The Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun 130012, China;

2. Statistics School of Central Finance and Economic University, Beijing 100081, China)

Abstract: Accompanied by constantly emerging signs that China's economy began to slow down, the issue what could be the core driving force of China's economic growth has come to the limelight of the academic debating. The most important scientific rule to judge this issue, however, ought to be allocation efficiency analysis of resources factors. In order to test the real influence effects that labor force, fixed asset investment and technology progress and other resources factors on China's economic growth, this paper applies the latest developed spatial panel model to examine not only the direct influences effects that factors allocation on local economic development, but also indirect spillover effects that factors allocation on economy of other areas. The empirical evidence reveals the following results: Firstly, labor force did not boost three industries significantly in the past 13 years. Fixed asset investment has positive direct effects on the second industry. But it accompanied by significant and more serious negative spillover effects and the total effect is negative. Fixed asset investment has positive direct effects on the third industry and the total effect is significant positive. Last but not least, technology progress has significant positive influences on all three industries. Therefore, labor force is not the core driving force of China's economic growth and the term demographic dividend of China's economic growth exists no valid scientific basis. Fixed asset investment on the third industry instead of the second industry is still an effective driving force to China's economic growth. Technology progress is the core driving force to make China's economy grow constantly. It played on important role on industrial upgrading directions of China and is a necessity path choice.

Key Words: factor allocation efficiency; fixed asset investment; technology progress; spatial panel model

[责任编辑:王燕梅]