

城镇化、城乡差距与中国经济的包容性增长^①

范建双 虞晓芬 周 琳

(浙江工业大学经贸管理学院)

研究目标：分析城镇化、城乡差距对经济包容性增长的影响。**研究方法：**采用 Hicks-Moorsteen 指数测算经济包容性全要素生产率 (TFP)；建立理论分析框架，采用空间计量模型从直接影响和溢出效应两方面进行实证检验。**研究发现：**同时考虑城乡收入差距和非收入差距的包容性 TFP 要低于传统 TFP，即传统 TFP 可能被高估。城镇化本身对包容性增长没有显著的影响，但由城镇化引起的城乡非收入差距扩大对包容性增长具有显著的负面直接影响；城乡收入差距和非收入差距的缩小对包容性增长具有促进效应，二者的交叉项同时存在显著负向直接影响和溢出效应。**研究创新：**将城乡非收入差距纳入到包容性增长的分析框架并从直接影响和溢出效应两个维度进行分析。**研究价值：**对有序推进城镇化进程和实现经济包容性增长有重要现实意义。

关键词 城镇化 城乡差距 包容性增长 Hicks-Moorsteen 空间面板

中图分类号 F222 **文献标识码** A

引言

改革开放以来，我国的城镇化水平从 1978 年的 17.92% 增长到 2015 年的 56.10%，其间增长了 3 倍多。城镇化的快速发展极大地带动了消费需求、扩大了中等收入人群比重，对区域经济的带动作用不断增强。囿于历史和体制原因，城镇化进程中城乡差距扩大问题日益突出（城乡收入比从 1978 年的 2.57:1 扩大到 2015 年的 2.95:1），诸多非包容的问题和矛盾给经济和社会的可持续发展带来了巨大挑战。经济包容性增长理念的提出，赋予了城镇化新的内涵，也使得如何通过城镇化健康有序发展促进经济包容性增长成为政策要点。陶希东（2013）将我国的传统城市化模式界定为“排斥性城市化”，提出新型城市化道路的包容性发展应该成为中国城市化道路的战略选择。城镇化为包容性增长创造了市场交换条件，同时其收入分配也是经济包容性增长的“双刃剑”，高帆和汪亚楠（2016）发现城乡收入差距通过市场需求和人力资本对 TFP 存在倒“U”形的影响关系。

经济包容性增长备受国内外学者关注，对其理论内涵的认识主要形成以下三种观点：第一种是理解为机会均等的增长。强调建立包容性的制度，提供广泛的机会，通过维持长期经

^① 本文获得国家自然科学基金项目“城市蔓延对全要素碳排放绩效的影响机制及效应研究”（71774142）、浙江省哲学社会科学重点研究基地项目“产业结构演进、新型城镇化对土地集约利用的影响研究：基于浙江县域视角”（16JG045）、浙江省自然科学基金项目“城镇化质量对土地可持续集约利用的影响机理及优化路径设计：基于浙江县域的研究视角”（LY16G030029）、杭州市科技计划软科学研究重点项目“加快促进产业结构优化升级的杭州市土地集约利用政策效果评价研究”（20160834M23）和浙江省哲学社会科学重点研究基地“技术创新与企业国际化研究中心”的资助。

经济增长,确保增长效益为大众所广泛共享(Ali和Zhuang,2007;邵宜航和刘雅南,2011);第二种是理解为益贫式增长。提出包容性增长必须降低不平等和解决制度性贫困,包括收入和非收入不平等(Klasen,2008;文雁兵,2014);第三种是理解为可持续式增长。强调经济增长速度与质量并重、经济增长平衡和增长过程的制度变迁与结构调整(李刚,2011;黄秋菊和景维民,2011)。从影响机制的视角,陈义国和陈甬军(2014)提出了城镇化能够通过缩小城乡差距促进经济的包容性增长,但没有给出经验证据,因此其理论的科学性有待检验。而且中国的区域发展极不均衡,中西部与东部地区的经济发展水平和模式存在显著差异,而且相邻省份之间在空间上存在密切关联。即城镇化和城乡差距对经济包容性增长可能同时存在直接影响和空间溢出效应。深刻理解三者之间的内在关系对于我国缩小城乡差距,实现区域经济的包容性增长意义重大。

一、城镇化、城乡差距对经济包容性增长的影响机理

1. 城镇化对城乡差距的影响

城镇化发展对城乡差距的影响是一把双刃剑。一方面,城镇化有利于缩小城乡差距。首先,在存在城乡收入差距的背景下,劳动力就会从收入低的农村向城镇转移和流动,当劳动力转移的速度超过资本流入的速度,就会使农村的人均资源占有量提升,因此,劳动力转移会通过要素报酬的均等化来缩小城乡收入差距。从边际产出的角度,城镇化的发展吸引了大量农村劳动力,使得农村劳动力供给减少而城镇劳动力供给增加,从而引起城镇劳动力边际产出减少而农村增加,这有利于缩小城乡差距。其次,城镇化发展中后期,城镇土地资源日益匮乏,由于农村居民向城镇的转移,农村土地资源相对富裕,一些城镇产业为了降低用地成本便会向农村转移,使得部分资本“回流”农村,而城镇化水平提高导致的城镇资本和劳动力边际产出的降低也会促使一部分资金和劳动力向农村回流,有利于加快了农村基础设施建设,促进农业现代化生产,提高农村劳动生产率,进而缩小了城乡差距;同时,城镇化过程中向城镇流动的农村劳动力一部分会成为城镇居民,另一部分会将在城镇积累的资金带回农村用于农业投资和农村基础设施建设,从而缩小城乡公共服务差距(程开明和李金昌,2007)。再次,城镇化的进程推动了现代农业的发展,导致农业的生产方式和组织结构都发生了变化,为农村土地流转提供了机会,促进了规模化的农业生产,增加了农民收入;现代农业不仅仅限于农业的发展,随着人民生活水平的提高,农村生态项目、旅游项目等逐步展开,这极大地提高了农村经济活力,有利于缩小城乡差距。最后,城镇化带来了城镇数量的增加和城镇规模的扩大,使得城镇能够更好地发挥集聚功能和辐射功能,并为周边农村地区的发展提供了更大的市场需求,促进了产业发展和农民增收,缩小了城乡差距。

另一方面,城镇化也会对城乡差距产生负面影响。首先,在我国现有户籍制度下,农村居民转为城市居民主要通过户籍买卖、农地征用、子女考上大学及城乡联姻等渠道。中国统计城乡收入是以户籍为口径的,而城镇化发展往往会吸引生活水平较高的农户较早成为城镇居民,使得统计上的城乡收入差距扩大(陆铭和陈钊,2004)。而城镇化进程中随着农村人口向城镇的大量转移,导致了农村劳动力的减少,一定程度上抑制了农村发展,扩大了实际的城乡差距。其次,城镇化进程中农村人口不断向城镇集聚对城镇基础设施提出了更高的要求,为了缓解城镇基础设施的供需矛盾和城镇偏向政策的引导下,我国的固定资产投资更多以城镇为主,农村投资相应减少,导致城乡非收入差距扩大。再次,城镇化进程中也伴随着城镇土地的不断升值,城镇居民由于房产的快速升值而获得更多财产性收入,而农村地区住

宅通常升值较慢,城镇周边的农用地通常也以较低的价格被征用,农民很难从土地升值中获利,因此导致城乡收入差距扩大(王健康等,2015)。最后,由于目前的教育资源主要集中在城镇,城镇居民更容易获得接受良好教育的机会。而城镇化过程中向城镇集聚的农村人口并没有机会接受良好的教育,而是以从事知识含量较低体力劳动和技术工种为主。即使有机会在城镇接受良好教育,这些人群一般会被城镇资源所吸引而留在城镇,进一步扩大了城乡人力资本水平,从而扩大城乡收入差距。

2. 城乡差距对经济包容性增长的影响

由包容性增长的内涵可知,城乡差距的缩小是包容性增长的内在要求。即只有当经济增长的成果被绝大多数人享有时,经济增长才是包容性的。从需求的角度看,根据凯恩斯的消费理论,就边际消费倾向而言,低收入人群往往要高于高收入人群,源于高收入者虽然有消费能力,但是消费倾向较低,而低收入者虽然有消费倾向,但是消费能力不足,因此城乡差距扩大整个社会的消费能力就会被弱化,导致市场需求规模减小,不利于包容性增长(高帆和汪亚楠,2016)。从人力资本的角度看,城乡收入差距扩大制约了农村劳动力水平,生活条件较低的农村居民很难进行人力资本投资。随着生产技术的发展,现代化产业的生产效率远远高于传统产业,而这些农村居民由于劳动力质量较低无法在现代部门从事生产,这不仅使得现代产业劳动力缺乏,而且因为传统产业劳动力质量得不到提升,也限制了自身生产效率的提高,因此不利于经济的可持续增长(钞小静和沈坤荣,2014)。也有研究表明,在城镇化过程中,农村剩余劳动力在城镇高收入的诱导下大量涌向城镇,从而使得城镇部门的人口规模超过其适度规模,引起城市蔓延,这会导致城镇经济效率的迅速下降,进而降低整体经济效率(田新民等,2009)。而城乡非收入差距通常会导致起点不公和机会不公,如基础设施、教育、医疗、就业机会、住房等差距的扩大会进一步恶化城乡收入差距并减少农民获得工资性收入的机会(骆永民,2010)。尤其在教育领域,教育的城乡差距在一定程度上会影响几代人的受教育权利和机会,最终影响几代人的收入水平和就业机会。当经济增长的成果在城乡之间的分配状况是失衡的,这样的经济增长就是非包容性的。即城乡差距的扩大不利于包容性增长。

3. 城镇化、城乡差距与包容性增长的内在作用机制

城镇化会通过辐射效应和规模效应来影响城乡居民的机会均等化程度和利益共享机制,进而对经济包容性增长产生直接影响。并考虑到城镇化通过对城乡差距的正负效应也会对包容性增长产生间接影响。因此本文提出城镇化、城乡差距以及二者的交互效应对经济包容性增长的作用机制可能存在三种不同的作用路径(见图1)。

(1) 路径 I: 城镇化本身会对经济包容性增长产生直接影响。首先,城镇化水平的提高以大量的基础设施建设为基础,城镇基础设施的完善和城镇规模的扩大会对周围农村地区产生辐射效应,带动周围农村基础设施建设。农村基础设施的不断完善能够提高农村居民的收入水平和获取人力资本回报,并通过基本公共服务城乡均等化来保障居民尤其是低收入群体从中获益,这种福利获取机会的均等能够改善经济增长的包容性(张勋和万广华,2016);其次,城镇化进程的推进会导致城镇规模的不断扩张,城镇规模的扩张产生的规模经济效益能够提高城镇居民的就业率,尤其是农村转移到城镇的低技能劳动力从城镇规模扩张中获益更多,实现农民脱贫和城乡居民的利益共享,从而有利于经济包容性增长(陆铭等,2012)。

(2) 路径 II: 城镇化进程中农村居民在城镇高收入的吸引下向城镇的集聚过程会通过要素报酬的均等化来缩小城乡收入差距;同时,人口的城镇大规模集聚促进了规模经济的形

成,城镇的集聚和辐射功能被增强,带动周边农村的发展,缩小城乡非收入差距。即城镇化水平的提高有利于缩小城乡差距。而城乡差距的缩小会促进城镇和乡村居民在人力资本投资上的均衡性,并一定程度抑制农村人口向城镇的过度集聚而产生城市蔓延,有利于劳动力质量的提升、收入分配的均衡和城镇经济效率的提高,从而对经济包容性增长产生间接正向影响。

(3) 路径 III: 城镇化进程中,在现有户籍人口的统计口径下会扩大统计上的城乡收入差距。首先,城乡收入差距的扩大会诱发农村人口向城镇的过度集聚导致城市蔓延,降低城镇经济效率。其次,城乡收入差距过大会抑制农村居民在人力资本方面的投资,降低劳动力质量而抑制生产率的提高。最后,城镇化过程中农村人口向城镇的集聚过程会加剧固定资产投资向城镇倾斜,扩大了城乡非收入差距,进一步又加剧了城乡收入差距,形成恶性循环,从而对经济包容性增长产生间接负向影响。

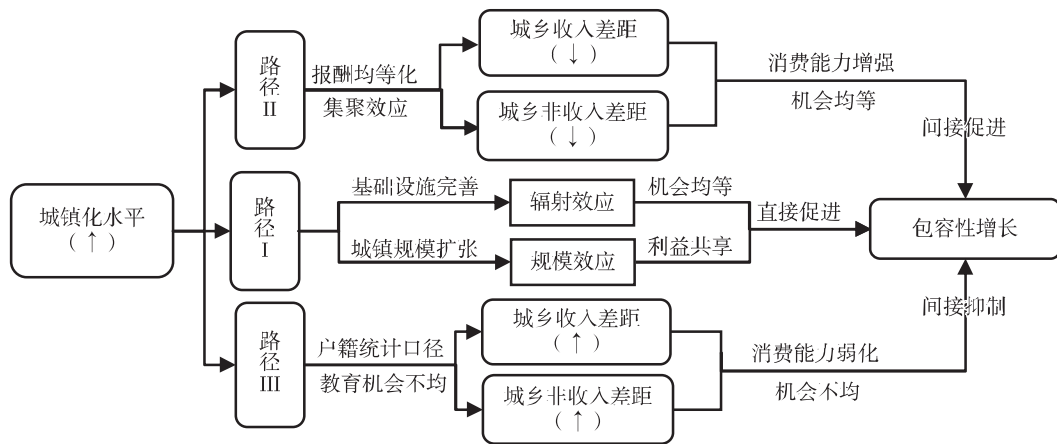


图1 城镇化、城乡差距对包容性增长的影响机制和方向

注: ↑表示提高, ↓表示下降。

资料来源: 作者绘制。

二、经济包容性增长的测度

经济包容性增长的测度主要有两种方法: 一种是建立评价指标体系, 采用一定的评价方法如模糊综合评价、专家打分法等对包容性指数进行测算 (Silber 和 Son, 2010; McKinley, 2010; 魏捷和任保平, 2011; 于敏和王小林, 2012); 另一种是从效率的角度对包容性增长进行测度, 如陈红蕾和覃伟芳 (2014) 运用数据包络分析 (DEA) 方法对包容性 TFP 进行了测算, 但模型中忽视了城乡非收入差距因素的影响, 仅包含城乡收入差距变量。为了更加科学合理测度包容性增长, 并同时将其城乡收入差距和非收入差距作为非期望产出引入模型, 本文将采用基于 Hicks-Moorsteen 指数的 DEA 方法对经济包容性增长进行测度。

1. 包容性 TFP 指数的构建

采用 Hicks-Moorsteen 指数来构建包容性 TFP 指数。借助 Shephard 距离函数, 将产出和投入函数分别表示为:

$$\begin{aligned} Y(y) &= [D_O(x_{is}, y, s) D_O(x_d, y, t)]^{1/2} \\ X(x) &= [D_I(x, y_{is}, s) D_I(x, y_d, t)]^{1/2} \end{aligned} \quad (1)$$

式 (1) 中 x, y 表示投入和产出数据的向量; s, t 表示时间; $D_I(x, y)$ 为投入 Shephard 距离函数, 有 $D_I(x, y) = \max \{ \rho > 0; (x/\rho, y) \in P \}$; $D_O(x, y)$ 为产出 Shephard 距离函数, 并有: $D_O(x, y) = \min \{ \delta > 0; (x, y/\delta) \in P \}$; P 表示时间 s, t 的生产可能性集合。则有:

$$TFP_{hs,t} = \left\{ \frac{D_O(x_{hs}, y_{ht}, s) D_I(x_{ht}, y_{hs}, s) D_O(x_{ht}, y_{ht}, t) D_I(x_{hs}, y_{ht}, t)}{D_O(x_{hs}, y_{hs}, s) D_I(x_{ht}, y_{hs}, s) D_O(x_{ht}, y_{hs}, t) D_I(x_{ht}, y_{ht}, t)} \right\}^{1/2} \quad (2)$$

式 (2) 即为 Hicks-Moorsteen 指数。该指数可以进一步分解为几个多项式的乘积, 是一种不需要价格信息的具有完全乘积特征的理性化 TFP 指数。本文采用投入导向的 DEA 模型, 即在产出不变的情况下达到投入最小化的效率评估 (范建双等, 2015)。O'Donnell (2008) 首先定义了综合效率 (E) 的概念, 即该区域的实际 TFP 与同一时期最大化 TFP 的比值, 并有:

$$E_{it} = \frac{TFP_{it}}{TFP_t^*} = \frac{Y_{it}/X_{it}}{Y_t^*/X_t^*} \leq 1 \quad (3)$$

式 (3) 中, TFP_{it} 表示 i 区域在 t 时期的 TFP, TFP_t^* 表示在 t 时期 TFP 可能取得的最大值, 有 $TFP_t^* = \max_i Y_{it}/X_{it}$ 。 X_t^* 和 Y_t^* 分别表示使得 TFP 取得最大值的投入和产出总量。 $x_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{Kit})'$ 和 $y_{it} = (y_{1it}, \dots, y_{Jit})'$ 分别表示区域 i 在 t 时期的投入和产出向量。其中投入向量包括劳动力和资本, 产出向量包括衡量期望产出的经济增长和衡量非期望产出的城乡差距。在投入导向下, 综合效率有两种分解方式: 一种是分解为投入技术效率 (ITE)、投入规模效率 (ISE) 和投入范围效率 (ISC), 即 $E_{it} = ITE_{it} \times ISE_{it} \times ISC_{it}$; 第二种方式是分解为投入技术效率 (ITE)、投入残余规模效率 (RISE)、投入混合效率 (IME), 即 $E_{it} = ITE_{it} \times RISE_{it} \times IME_{it}$ 。其中 ISE 和 RISE 用来衡量规模经济情况; ISC 用来衡量范围经济情况; IME 用来衡量资源配置效率, 并有:

$$\begin{aligned} ITE_{it} &= \frac{Y_{it}/X_{it}}{Y_{it}/\bar{X}_{it}} = \frac{X_{it}}{\bar{X}_{it}} = D_I(x_{it}, y_{it}, t)^{-1} \leq 1; & ISE_{it} &= \frac{Y_{it}/\bar{X}_{it}}{\bar{Y}_{it}/\bar{X}_{it}} \leq 1 \\ ISC_{it} &= \frac{\bar{Y}_{it}/\bar{X}_{it}}{TFP_t^*} \leq 1; & RISE_{it} &= \frac{Y_{it}/\bar{X}_{it}}{TFP_t^*} \leq 1; & IME_{it} &= \frac{Y_{it}/\bar{X}_{it}}{Y_{it}/\bar{X}_{it}} = \frac{\bar{X}_{it}}{X_{it}} \leq 1 \end{aligned} \quad (4)$$

式 (4) 中, $\bar{X}_{it} = X_{it} D_I(x_{it}, y_{it}, t)^{-1}$ 表示采用一定数量的投入向量 x_{it} 生产 y_{it} 时的最小可能总投入; $\bar{Y}_{it}$ 和 $\bar{X}_{it}$ 分别表示当 TFP 在产出和投入向量分别是 y_{it} 和 x_{it} 时被最大化所取得的总产出和总投入; $\hat{X}_{it}$ 表示采用任意投入变量生产 y_{it} 时的最小可能投入。将式 (3) 变形为 $TFP_{it} = E_{it} \times TFP_t^*$, 同时进一步对 TFP 进行跨期比较, 即用省份 i 在 t 时期的 TFP 除以于省份 h 在 s 时期的 TFP, 可求取 $TFP_{hs,t}$:

$$TFP_{hs,t} = \frac{TFP_{it}}{TFP_{hs}} = \left(\frac{TFP_t^*}{TFP_s^*} \right) \times \left(\frac{E_{it}}{E_{hs}} \right) = \Delta TFP \times \Delta E \quad (5)$$

式 (5) 中 ΔTFP 表示所有时期 TFP 最大值的变化, 用来测度技术进步; ΔE 表示综合效率变化。则包容性 TFP 可以进一步分解为:

$$TFP_{hs,t} = \left(\frac{TFP_t^*}{TFP_s^*} \right) \times \left(\frac{ITE_{it}}{ITE_{hs}} \times \frac{ISE_{it}}{ISE_{hs}} \times \frac{ISC_{it}}{ISC_{hs}} \right) = \Delta TFP \times (\Delta ITE \times \Delta ISE \times \Delta ISC) \quad (6)$$

$$TFP_{hs,i} = \left(\frac{TFP_i^*}{TFP_s^*} \right) \times \left(\frac{ITE_{it}}{ITE_{hs}} \times \frac{IME_{it}}{IME_{hs}} \times \frac{RISE_{it}}{RISE_{hs}} \right) = \Delta TFP \times (\Delta ITE \times \Delta IME \times \Delta RISE) \quad (7)$$

由式(6)和式(7)可知,包容性TFP被分解为技术进步(ΔTFP)和综合效率变动(ΔE)的两种分解方式:一种是技术效率增长率(ΔITE)、规模效率增长率(ΔIME)和范围效率增长率(ΔISC);另一种是 ΔITE 、混合效率增长率(ΔIME)和残余规模效率增长率($\Delta RISE$)。为了得到更加准确合理的结果,本文还估算了传统不考虑城乡差距的TFP指数。通过对比分析包容性TFP与传统TFP的估算值,从而明确在城乡差距约束下TFP是否被高估或者低估。

2. 变量选择与数据说明

本文选取全国29个省份1978~2015年的面板数据作为研究对象,相关数据来源于1952~1995年和1952~2004年《中国国内生产总值核算历史资料》《新中国60年统计资料汇编》、历年《中国统计年鉴》和各省份的历年统计年鉴^①。

指标选取主要考虑投入和产出两方面。投入指标选取劳动力和资本。劳动力投入采用年度从业人员数量来衡量,资本投入采用资本存量来衡量。资本存量数据在统计年鉴中没有披露,本文采用永续盘存法进行计算,即 $K_t = I_t + (1 - \Delta) K_{t-1}$,其中 K_t 表示第 t 年的资本存量, I_t 表示第 t 年的投资额, Δ 表示折旧率。本文采用张军等(2004)的研究思路来估算各省份的资本存量。基期资本存量用1978年的固定资本形成总额除以10%作为该省份的初始资本存量,每年的折旧率统一取9.6%。产出指标包括期望产出和非期望产出,期望产出指标用1978年基准价格计算的各省份的实际GDP来衡量。非期望产出包括城乡收入差距和非收入差距。Hicks-Moorsteen指数仅对期望产出进行效率估算,本文对两个非期望产出指标取倒数,即用农村居民人均纯收入与城镇居民人均可支配收入之比来衡量城乡收入差距指标,用农村固定资产投入与城镇固定资产投入之比来衡量城乡非收入差距(限于数据收集困难,本文仅考虑基础设施差距,基础设施主要来源于固定资产投入)。两类指标取值越高说明城乡差距越小,经济发展的包容性越好,反之则意味着经济发展的包容性越差。

3. 包容性TFP的时间变化趋势

以下采用Hicks-Moorsteen TFP指数的DEA方法分别估算传统TFP指数(模型1)和包容性TFP指数(模型2)。并进一步将两类TFP指数进行分解,结果如表1所示。从表1可知,模型1估算的传统TFP年均增长率为1.49%,与陈红蕾和覃伟芳(2014)估算的1.72%接近。 ΔTFP 年均增长率达到1.42%, ΔE 的年均增长率为0.7%。TFP增长的主要动力为技术进步, ΔE 对TFP的贡献较小。模型2估算的包容性TFP年均增长率为-4.86%, ΔTFP 的年均变化率为-10.04%, ΔE 的年均增长率为5.76%,导致包容性TFP下降的主要原因在于 ΔTFP 的急速下降。可以看出,包容性TFP远低于传统TFP,并且远低于陈红蕾和覃伟芳(2014)估算的包容性TFP值(-2.29%)。源于本文测算的包容性TFP同时考虑了城乡收入差距和非收入差距的非期望产出,促进经济增长的一部分投入要素被用于维护公共服务和收入的公平分配,从而导致包容性TFP值偏低,即不考虑城乡收入差距和非收入差距高估了实际的经济增长效率。从发展阶段看,模型1测算的传统TFP指数在四个阶段呈现出依次递减的趋势。造成这种趋势的根源在于 ΔE 的持续下降,并由

^① 需要说明的是,本文选取中国29个省份。由于重庆1997年之后才有统计数据,为了保证数据的连续性,本文将重庆1997年之后的数据并入四川,西藏数据缺失严重予以剔除。

1978~1988 年的正值 (1.0335) 变为负值, 降到 2009~2015 年的 0.9757。尽管 ΔTFP 在研究期内有上升的趋势, 但是其提高速度低于 ΔE 的下降速度。四个阶段中, ΔE 在 1978~1988 年取值最高, 年均增长率达到 3.35%, 而 ΔTFP 的年均增长率为 1.08%, 表明这一阶段的传统 TFP 增长主要来源于 ΔE , 这说明在改革开放的初期, 市场经济地位的确立极大激发了劳动者和创业者的积极性和创造力, 私营经济得到了蓬勃发展, 资源配置效率和劳动生产率极大提高, 并初步形成规模经济。 ΔE 从 1989~1998 年开始均为负增长, 并进一步呈下降趋势。 ΔTFP 在四个阶段较为稳定, 第二阶段的增长率最高 (2.33%), 之后阶段出现了轻微的下降。从模型 2 的测算结果看, 包容性 TFP 在四个阶段呈现先降后升的趋势, 取值均小于 1, 并在 1999~2008 年的第三阶段达到最低 (-7.5%)。这说明在考虑了城乡收入和非收入差距后, TFP 出现了负增长。源于城乡差距作为非期望产出, 城乡差距的不断扩大直接导致了包容性 TFP 的下降和负增长。城乡差距的扩大对 ΔTFP 和 ΔE 均有一定阻碍, 过大的城乡差距会吸引大量农村富余劳动力向城镇转移, 人口在城镇的过度集聚会造成城镇蔓延式增长, 城市经济效率下降, 而且收入差距的扩大影响了劳动力质量, 制约了生产技术和效率, 抑制了包容性 TFP 的增长。

表 1 两类模型估算分年 Hicks-Moorsteen TFP 指数及其分解均值

阶 段	模型 1			模型 2		
	TFP 指数	ΔTFP	ΔE	TFP 指数	ΔTFP	ΔE
1978~1988 年	1.0447	1.0108	1.0335	0.9940	0.9143	1.0872
1989~1998 年	1.0189	1.0233	0.9957	0.9528	0.9239	1.0313
1999~2008 年	1.0044	1.0134	0.9911	0.9250	0.8777	1.0539
2009~2015 年	0.9829	1.0074	0.9757	0.9283	0.8763	1.0593
1978~2015 年	1.0149	1.0142	1.0007	0.9514	0.8996	1.0576

注: 由于 Hicks-Moorsteen TFP 指数是乘数型指数, 故各行历年平均值为几何平均。

资料来源: 运用 DPIN3.0 软件运算后作者整理。

图 2 是包容性 TFP 及其分解要素在研究期内的变动情况。从图 2 中可以总结出以下几点: 首先, 包容性 TFP 指数在研究期内呈现“一升、二降、三平稳”的发展态势, 即 TFP 增长率由正转负并逐渐趋于稳定, 其波动性呈现收敛态势, 表明区域之间发展的均衡性与可持续性。包容性 TFP 仅在 1978~1983 年和 1990 年出现了正增长, 其他年份均为负增长, 源于尽管经济增长水平逐渐提高, 同时城乡差距也逐年上升, 城乡差距的扩大不仅抵消了经济增长水平的提高并一定程度上阻碍了经济增长。

其次, 包容性 TFP 指数出现剧烈波动的节点与改革进程和重大事件密切相关。1978~1981 年出现了快速上升, 这主要归因于经济体制的改革使得生产力得到释放, 有力推动了经济快速增长, 而这一阶段城乡差距并不明显。1981~1986 年呈现出波动中下降的趋势, 并在 1986 年达到最低点 (0.8965)。随着改革重心转到城市后, 一些制度性矛盾和问题逐渐凸显, 制约了 TFP 增长。1987~1995 年出现了波动性上升趋势; 1996~1999 年由于亚洲金融危机的影响出现了小幅的下降; 从 2000 年开始, 包容性 TFP 增长开始趋于稳定, 并处于负增长。原因在于中国加入 WTO 参与全球贸易使得经济快速增长, 但是同时由于重工轻农、重城市而轻农村的制度安排使得城乡差距进一步扩大, 从而使得包容性 TFP 增长率为负。2000~2015 年期间在 2009 年出现了最低值 (0.9116), 源于受到全球金融危机的影响。

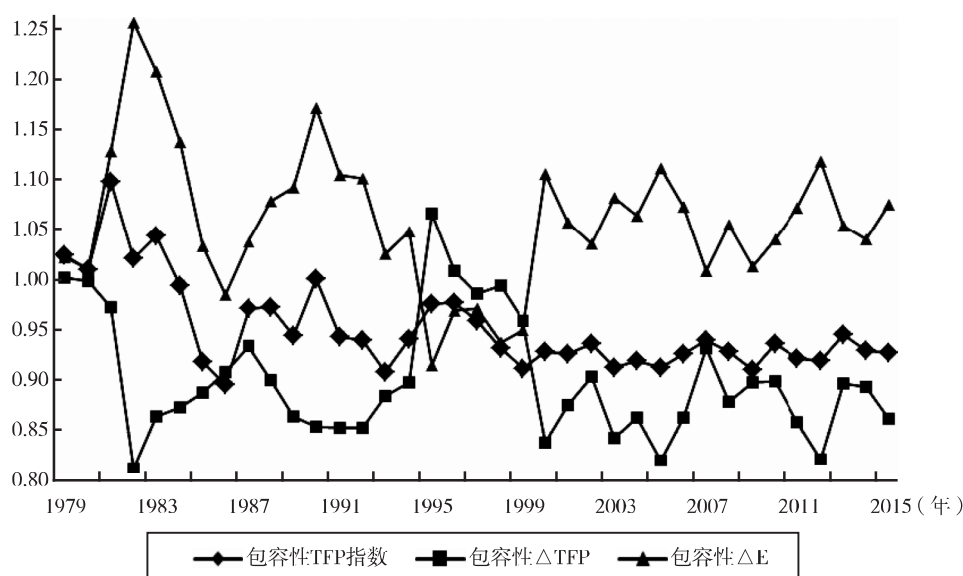


图2 包容性 TFP、技术进步与综合效率变化 (1978~2015 年)

资料来源:运用 DPIN3.0 软件运算后由作者汇总绘制。

之后年份的包容性 TFP 增长率又有所提高,一方面源于国家应对危机处理得当,进一步刺激了经济的复苏,同时也是国家开始重视“三农”问题,“城市反哺农村”“工业反哺农业”政策的实施,改善了农村的基础设施建设、增加了农民收入,使得城乡差距一定程度上减小,改善了包容性 TFP。

最后, ΔTFP 和 ΔE 之间存在明显负向关系。 ΔTFP 在研究期内除了 1978 年、1995 年和 1996 年三个年份大于 1 以外,其余年份均为负增长。而 ΔE 则除了 1986 年和 1995~1999 年小于 1 以外,其余年份均为正增长。1978~1983 年包容性 TFP 的正增长主要源于 ΔE 的高增长,而 ΔTFP 起到抑制作用。1984~1989 年包容性 TFP 出现了负增长,源于尽管 1983~1987 年 ΔTFP 有所提升,但同一时期 ΔE 出现了大幅下跌。1990 年包容性 TFP 的正增长源于 ΔE 的大幅提升。之后 ΔE 的快速下跌进一步加速了包容性 TFP 的走低。1993 年之后包容性 TFP 开始反弹源于 ΔTFP 的大幅提升,并且在 1995~1999 年间出现了 ΔTFP 高于 ΔE 的情况。2000 年之后 ΔTFP 则一路在震荡中走低且始终为负;而 ΔE 则开始一路在波动中上升且始终为正。并且由于 ΔTFP 的负增长远高于 ΔE 的正增长,使得包容性 TFP 始终为负增长。

4. 包容性 TFP 的区域差异分析

按照各省份传统 TFP 指数值由高至低排序得到各省份的 TFP 指数及其分解如表 2 所示。

表2 两类模型估算的各省份 Hicks-Moorsteen TFP 指数及其分解均值

省 份	模型 1				模型 2			
	排序	TFP 指数	ΔTFP	ΔE	排序	TFP 指数	ΔTFP	ΔE
北京	1	1.0679	1.0765	0.9920	11	0.9553	0.9281	1.0293
天津	2	1.0520	1.0569	0.9954	7	0.9667	0.8888	1.0877
江苏	3	1.0434	1.0717	0.9736	4	0.9898	0.8718	1.1354

(续)								
省 份	模型 1				模型 2			
	排序	TFP 指数	Δ TFP	Δ E	排序	TFP 指数	Δ TFP	Δ E
青海	4	1.0414	1.0612	0.9813	6	0.9723	0.9794	0.9928
宁夏	5	1.0381	1.0709	0.9694	2	0.9910	1.0132	0.9780
上海	6	1.0365	1.0251	1.0108	5	0.9860	0.8874	1.1111
内蒙古	7	1.0349	1.0168	1.0178	24	0.9303	0.9070	1.0257
广东	8	1.0342	1.0478	0.9870	1	1.0052	0.8900	1.1295
新疆	9	1.0283	1.0201	1.0080	22	0.9416	0.9003	1.0459
海南	10	1.0191	1.0223	0.9969	19	0.9441	1.0106	0.9342
福建	11	1.0116	0.9983	1.0133	10	0.9585	0.8863	1.0815
江西	12	1.0107	0.9973	1.0135	28	0.9135	0.8980	1.0172
吉林	13	1.0089	1.0056	1.0033	23	0.9325	0.8772	1.0630
四川	14	1.0088	0.9949	1.0140	3	0.9907	0.9030	1.0972
山西	15	1.0080	0.9944	1.0136	14	0.9523	0.8992	1.0590
贵州	16	1.0074	0.9947	1.0128	21	0.9429	0.8924	1.0566
陕西	17	1.0067	0.9948	1.0120	17	0.9483	0.8867	1.0694
山东	18	1.0039	0.9960	1.0079	13	0.9545	0.8905	1.0719
浙江	19	1.0017	1.0009	1.0007	9	0.9605	0.8663	1.1087
河北	20	1.0014	0.9965	1.0049	26	0.9269	0.8977	1.0325
甘肃	21	1.0009	0.9922	1.0088	27	0.9205	0.8822	1.0434
黑龙江	22	1.0007	0.9984	1.0023	15	0.9516	0.8800	1.0813
湖南	23	1.0006	0.9948	1.0059	8	0.9640	0.9069	1.0630
安徽	24	0.9967	0.9948	1.0020	16	0.9499	0.9038	1.0510
湖北	25	0.9950	0.9970	0.9980	12	0.9549	0.8833	1.0810
云南	26	0.9938	0.9951	0.9983	20	0.9435	0.8816	1.0702
广西	27	0.9936	0.9962	0.9973	29	0.9122	0.8881	1.0272
辽宁	28	0.9927	1.0058	0.9869	18	0.9471	0.8871	1.0676
河南	29	0.9885	0.9950	0.9935	25	0.9278	0.8924	1.0397

注：同表 1。

从传统 TFP 的结果看，除了安徽、湖北、云南、广西、辽宁和河南以外，其余省份的 TFP 值均大于 1。北京市的年均增长率最高（6.79%）。北京作为首都是全国的政治中心和科技创新中心，有着极强的资源和人才集聚能力，生产率水平较高也就不难理解。排名第二和第三位的依次是天津（5.2%）和江苏（4.34%）。排名最低的是河南省，且为负增长（-1.15%）。河南省的产业结构仍然以第二产业为主导，产业转型升级缓慢，产能过剩问题突出。各省份的 TFP 驱动因素也不同。其中，上海、内蒙古、新疆、吉林和浙江的 TFP 增长的动力同时来源于 Δ TFP 和 Δ E；北京、天津、江苏、青海、宁夏、广东、海南和辽宁的 TFP 增长源泉是 Δ TFP， Δ E 则起到相反作用；福建、江西、四川、山西、贵州、陕西、山东、河北、甘肃、黑龙江、湖南和安徽 TFP 增长的动力来源于 Δ E， Δ TFP 则起到相反的作用；湖北、云南、广西和河南的 Δ TFP 和 Δ E 均对 TFP 增长起到了抑制作用。从模型 2 的结果看，包容性 TFP 取值有所下降，除了广东以外，其他省份的取值均小于 1，并且各省份之间的排名也发生了较大变化。北京由排名第 1 降到第 11 位，广东由第 8 上升到第 1 位，河南由第 29 位上升到第 25 位，广西由第 27 位降到第 29 位。包容性 TFP 取值排

名前三位的分别是广东（0.52%）、宁夏（-0.9%）和四川（-0.93%）。排名后三位的分别是甘肃（-7.95%）、江西（-8.65%）和广西（-8.78%）。从包容性 TFP 的源泉来看，其取值小于 1 的主要原因在于 ΔTFP 的下降，尽管 ΔE 在大部分省份表现为正，但低于 ΔTFP 的负向作用。其中，青海省的 ΔTFP 和 ΔE 对包容性 TFP 均起到了抑制作用；宁夏和海南省的包容性 TFP 的源泉是 ΔTFP ， ΔE 则起到了相反的作用；其余 26 个省份的包容性 TFP 的源泉是 ΔE ， ΔTFP 则起到了相反的作用。

5. 包容性 TFP 的进一步分解

根据式（6）和式（7）进一步将 ΔE 进行分解，分解结果如表 3 所示。

表 3 包容性 TFP 指数综合效率变动的分解

省 份	ΔITE	ΔISE	ΔIME	$\Delta RISE$	ΔISC
北京	0.9931	1.0000	1.0091	1.0271	1.0365
天津	1.0065	1.0028	1.0128	1.0670	1.0777
河北	0.9839	1.0200	0.9920	1.0578	1.0288
山西	1.0108	1.0003	0.9971	1.0507	1.0474
内蒙古	1.0037	1.0003	0.9996	1.0221	1.0217
辽宁	0.9937	0.9997	0.9994	1.0751	1.0747
吉林	1.0099	0.9889	0.9803	1.0736	1.0644
黑龙江	1.0073	0.9955	0.9794	1.0962	1.0784
上海	1.0000	1.0000	1.0000	1.1111	1.1111
江苏	1.0088	0.9884	1.0000	1.1255	1.1387
浙江	1.0000	1.0052	0.9987	1.1101	1.1030
安徽	0.9982	1.0038	0.9902	1.0633	1.0488
福建	0.9997	1.0088	0.9896	1.0932	1.0724
江西	0.9975	1.0086	0.9883	1.0319	1.0111
山东	1.0101	0.9959	0.9936	1.0680	1.0654
河南	0.9805	1.0161	0.9938	1.0670	1.0436
湖北	0.9994	0.9999	0.9996	1.0821	1.0817
湖南	1.0080	1.0001	0.9880	1.0671	1.0544
广东	1.0136	0.9928	0.9917	1.1236	1.1224
广西	0.9805	1.0214	0.9829	1.0659	1.0257
海南	1.0000	1.0000	0.9936	0.9402	0.9342
四川	1.0214	0.9952	1.0000	1.0742	1.0794
贵州	1.0279	1.0003	0.9856	1.0429	1.0276
云南	1.0036	1.0001	0.9987	1.0678	1.0663
陕西	1.0042	0.9995	0.9989	1.0662	1.0656
甘肃	0.9973	1.0060	1.0025	1.0436	1.0400
青海	1.0000	1.0000	1.0017	0.9911	0.9928
宁夏	1.0000	1.0057	1.0005	0.9775	0.9725
新疆	0.9999	1.0083	0.9978	1.0483	1.0374

注：同表 1。

从表 3 不难看出, ΔITE 取值小于 1 的包括北京、河北、辽宁、安徽、福建、江西、河南、湖北、广西、甘肃和新疆 11 个省份, 说明技术效率在研究期内出现了负增长; 上海、浙江、海南、青海和宁夏 5 个省份的取值等于 1, 说明技术效率在研究期内保持不变; 其余省份的取值大于 1, 说明技术效率在研究期内出现了正增长。 ΔISE 取值小于 1 的有辽宁、吉林、黑龙江、江苏、山东、湖北、广东、四川和陕西 9 个省份, 表明规模效率无效; ΔISE 取值等于 1 的包括北京、上海、海南和青海, 说明规模效率有效; 其他省份的 ΔISE 取值大于 1, 说明规模效率完全有效。 ΔIME 取值大于 1 的有北京、天津和甘肃 3 个省份, 说明资源配置效率完全有效; ΔIME 取值等于 1 的有上海、江苏和四川 3 个省份, 表明资源配置效率有效; 其余省份的取值小于 1, 说明资源配置效率无效。除了海南、青海和宁夏以外, 其他省份的 $\Delta RISE$ 取值均大于 1, 说明中国大部分省份的残余规模效率都是有效的。 ΔISC 的取值规律与 $\Delta RISE$ 保持一致, 说明中国大部分省份的范围效率是有效的。

三、城镇化、城乡差距对包容性增长的影响效应检验

1. 数据来源与指标选取

为了对理论机制加以验证, 本文将采用 1979~2015 年 29 个省份的空间面板数据进行实证检验。各变量说明如下: (1) 因变量。采用前文测算的包容性 TFP 指数作为因变量。(2) 自变量。主要包括城镇化水平、城乡收入差距和城乡非收入差距。其中, 城镇化水平 (Ubr) 采用城镇人口占总人口的比重衡量; 城乡收入差距 ($Income$) 采用农村居民人均纯收入与城镇居民人均可支配收入之比来表示; 城乡非收入差距 ($Nonincome$) 采用农村固定资产投资与城镇固定资产投资之比来衡量。(3) 控制变量。控制变量方面, 考虑到数据的可获得性, 选取了地区的经济发展水平、产业结构、资源禀赋和对外开放程度四类指标作为控制变量。其中, 经济发展水平 ($\ln gdp$) 用 1978 年不变价格的人均 GDP 的对数来表征; 产业结构 (IS) 用第二、三产业的产值之和占 GDP 的比重来衡量; 资源禀赋 ($Capital$) 采用资本存量与从业人员数量的比值来衡量; 对外开放程度 ($Dopen$) 采用进出口贸易总额占 GDP 的比重来表征。数据来源于 1952~2004 年《中国国内生产总值核算历史资料》,《新中国 60 年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》, 缺失的数据通过查找各省份的统计年鉴补齐。

2. 空间面板数据模型的选取与设定

(1) 空间面板数据模型的选取。鉴于区域间经济包容性增长可能存在空间的相互影响, 传统的回归分析方法不再适用解释空间异质性问题。为了研究城镇化和城乡差距对包容性增长的影响和空间溢出效应, 本文借助空间面板数据模型进行检验。空间面板数据模型一般分为含有空间滞后项和含有空间自相关误差项的面板数据。前者是内生交互项, 被称为空间滞后模型 (SAR); 后者是误差项之间交互作用, 被称为空间误差模型 (SEM)。之后又有学者对空间误差模型进行了拓展, 提出了空间杜宾模型 (SDM), 该模型既包含了解释变量的空间滞后项, 还包括了被解释变量的空间滞后项。三类模型的基本形式如下:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \beta x'_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$y_{it} = \beta x'_{it} + \mu_i + \lambda_t + \phi_{it} \quad \phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \phi_{jt} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \beta x'_{it} + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} x'_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(8)~式(10)分别为SAR、SEM和SDM模型的基础形式。其中, y_{it} 表示横截面单元*i*在*t*时期的内生被解释变量($i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T$)。 x_{it} 表示 $1 \times k$ 维的外生解释变量, β 和 θ 均为变量 x_{it} 的 $k \times 1$ 维系数向量; $\sum w_{ij} y_{jt}$ 表示相邻单位内生变量的交互影响, w_{ij} 是空间权重矩阵, ρ 是用来衡量相邻两个单元内生变量互相影响程度的未知参数; ε_{it} 和 ϕ_{it} 表示随机误差项; μ_i 表示空间效应, λ_t 表示时间效应。在进行空间面板数据的实证检验之前, 需要判断三类模型的适用性, 即首先要判断是否需要引入空间变量。通常采用拉格朗日乘数(LM)检验, 如果LM的检验结果拒绝原假设, 则说明了空间面板模型建立的必要性。进一步的采用Wald统计检验从三类模型中选择最佳模型。

(2) 直接影响与空间溢出效应。为了进一步检验空间溢出效应的大小, 需要采用一定的方法将直接影响与空间溢出效应剥离, 而不是直接运用空间面板数据模型进行简单的回归分析。有学者提出采用求解偏微分方法来分解直接影响和溢出效应, 但是该方法需要进行多次抽样, 计算量大, 过程复杂(丁志国等, 2011)。现有研究多采用James和Pace(2009)的分解公式:

$$[I - \rho w]^{-1} = I + \rho w + \rho w^2 + \rho w^3 + \dots \quad (11)$$

3. 实证结果分析

在进行相关空间计量分析之前, 首先要对经济包容性增长(被解释变量)进行空间自相关分析, 本文用Moran's I来计算经济包容性增长的空间相关性, 其公式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (12)$$

式(12)中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$; $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第*i*地区的观测值; n 为地区总数, w_{ij} 代表空间权重矩阵, 并有 $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$, d_{ij} 表示地区*i*与地区*j*之间的距离, 实证过程中将所得的矩阵进行标准化处理。根据式(12)计算各年全局空间自相关指数(见表4)。

表4 1979~2015年经济包容性增长Moran's I指数

年 份	Moran's I	P 值	年 份	Moran's I	P 值
1979	-0.0210	0.4465	2000	0.0485	0.0394
1982	-0.0274	0.4624	2003	0.0181	0.0065
1985	0.0099	0.3401	2006	-0.0534	0.0444
1988	-0.0491	0.4491	2009	0.1773	0.0818
1991	-0.0228	0.4546	2012	0.2117	0.0144
1994	0.0528	0.2130	2015	0.1839	0.0228
1997	-0.0464	0.4624	—	—	—

资料来源: 运用Matlab软件计算后作者整理。

从表4可以看出2000~2015年Moran's I均显著, 说明2000年以来我国经济包容性增长存在显著的空间关联特征, 因此可以将空间影响因子引入模型中来刻画包容性TFP的空间关联性。考虑到城镇化通过对城乡差距的两种可能作用路径对经济包容性增长产生影

响,将二者割裂开来研究有失偏颇。本文将在线性模型基础上进一步引入城镇化与城乡收入差距、城镇化与城乡非收入差距变量以及城乡差距与城乡非收入差距的交互项,以检验三者的交关联效应对经济包容性增长的影响。本文首先构建不包含空间交互作用的面板数据模型:

$$TFP_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot Ubr_{it} + \beta_2 Income_{it} + \beta_3 Nonincome_{it} + \beta_4 Ubr_{it} \cdot Income_{it} + \beta_5 Ubr_{it} \cdot Nonincome_{it} + \beta_6 Income_{it} \cdot Nonincome_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

式(13)中, TFP_{it} 表示第 i 个省份的包容性 TFP 指数; X_{it} 表示控制变量; μ_i 和 λ_i 分别表示空间效应和时间效应, ε_{it} 表示随机扰动项。首先对上述模型进行了估计,并计算了 LM 统计量检验结果,以及空间、时间和双固定效应模型下,相应的显著性检验(见表 5)。从表 5 可以看出,空间固定效应的 LR 检验结果不显著,不能拒绝原假设,而时间固定效应的 LR 检验结果在 1% 显著性水平下显著,说明模型中只包含时间固定效应,不包含空间固定效应,因此,应该在时间固定效应模型的基础上计算 LM 统计结果。

表 5 非空间面板模型的系数估计和 LM 检验

变 量	混合估计模型	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
常数项	-0.0005 (-0.1094)	—	—	—
Ubr	0.3996 (1.25257)	0.3998 (1.2540)	0.2637 (0.7678)	0.2643 (0.7695)
$Income$	1.6270*** (6.0535)	1.6275*** (6.0577)	1.7094*** (6.0494)	1.7107*** (6.0532)
$Nonincome$	2.3361*** (11.8104)	2.3354*** (11.8122)	2.3673*** (11.9718)	2.3666*** (11.9677)
$Ubr \cdot Income$	-0.2106 (-0.3755)	-0.2114 (-0.3770)	-0.3215 (-0.5594)	-0.3237 (-0.5631)
$Ubr \cdot Nonincome$	-0.8282** (-2.1774)	-0.8292** (-2.1813)	-0.8108** (-2.1527)	-0.8119** (-2.1559)
$Income \cdot Nonincome$	-2.0139*** (-5.7034)	-2.0119*** (-5.7006)	-2.0500*** (-5.7749)	-2.0478*** (-5.7686)
$\ln gdp$	-0.2470* (-1.9513)	-0.2483* (-1.9613)	-0.4214*** (-2.6329)	-0.4240*** (-2.6475)
IS	-0.3613** (-2.3293)	-0.3612** (-2.3296)	-0.3295** (-1.9734)	-0.3295** (-1.9734)
$Capital$	0.0929** (2.2179)	0.0940** (2.2651)	0.1026** (2.4516)	0.1038** (2.4698)
$Dopen$	0.0537* (1.7498)	0.0537* (1.7501)	0.0462 (1.4900)	0.0462 (1.4898)
R^2	0.4658	0.4660	0.4506	0.4507
$\log L$	498.9566	499.2561	528.9460	529.2898
$LM\ Spatial\ Lag$	0.2091 (0.4579)	0.2082 (0.4565)	9.4536*** (3.0902)	9.4438*** (3.3201)

(续)				
变 量	混合估计模型	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
<i>LM Spatial Error</i>	0.0579 (0.2404)	0.0598 (0.2443)	10.3024*** (3.2905)	10.3027*** (3.3818)
<i>R-LM Spatial Lag</i>	1.2934 (1.1383)	1.3009 (1.1409)	0.2849 (0.5330)	0.2817 (0.5302)
<i>R-LM Spatial Error</i>	1.1422 (1.0692)	1.1525 (1.0736)	1.1337 (1.0645)	1.1405 (1.0670)
空间固定效应 LR 检验	0.6875 (0.0000)			
时间固定效应 LR 检验	60.0674*** (2.7882)			

注：括号内为系数的 t 值，***、** 和 * 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下显著。

资料来源：运用 Matlab 软件计算后作者整理。

表 5 中时间固定效应的 LM 统计量检验均在 1% 显著性水平下显著，则说明 SAR 和 SEM 模型都成立，那么就需要进一步估计 SDM 模型，根据式 (10)，本文采用的模型为：

$$\begin{aligned}
 TFP_{it} = & \alpha + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} TFP_{jt} + \beta_1 Ubr_{it} + \beta_2 Income_{it} + \beta_3 Nonincome_{it} \\
 & + \beta_4 Ubr_{it} \cdot Income_{it} + \beta_5 Ubr_{it} \cdot Nonincome_{it} + \beta_6 Income_{it} \cdot Nonincome_{it} \\
 & + \theta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} Ubr_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} Income_{jt} + \theta_3 \sum_{j=1}^N w_{ij} Nonincome_{jt} \\
 & + \theta_4 \sum_{j=1}^N w_{ij} Ubr_{jt} \cdot Income_{jt} + \theta_5 \sum_{j=1}^N w_{ij} Ubr_{jt} \cdot Nonincome_{jt} \\
 & + \theta_6 \sum_{j=1}^N w_{ij} Income_{jt} \cdot Nonincome_{jt} + \theta_7 \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (14)$$

式 (14) 中参数含义与式 (13) 相同， w_{ij} 代表空间权重矩阵。表 6 是时间固定效应下 SDM 模型的估计结果，由于参数估计中可能会产生偏误，针对 SDM 模型进行了误差修正。从 Wald 检验结果可知，空间滞后项和空间误差项均通过了 1% 的显著性检验，说明 SDM 模型比 SAR 和 SEM 模型更加适用。最后 Hausman 检验的统计值为 24.3774 (0.2751)，表示不能拒绝存在随机效应的原假设，因此采用随机效应下的 SDM 模型更有效。随机效应 SDM 模型的实证检验结果表明，大部分变量的回归结果均显著。可以看出，经济包容性增长不仅受到城乡收入差距、非收入差距、城镇化与城乡非收入差距交互效应、城乡差距交互效应、地区经济发展水平、产业结构以及资源禀赋的直接影响，还受到相邻地区城乡非收入差距、城乡差距交互效应、产业结构以及对外开放程度的影响。在其他条件不变的情况下，本地区城乡收入和非收入差距的缩小，以及资源禀赋条件的改善都能够显著提升包容性增长水平，而且相邻地区的城乡非收入差距、产业结构调整 and 对外开放程度的提高也能够促进本地区包容性增长水平的提高；但是城镇化与城乡收入差距的交互作用、城乡收入差距和非收入差距的交互作用、地区经济发展水平的提高和产业结构的优化升级均对经济包容性增长有显著的负向影响，而相邻地区的城乡收入差距和非收入差距的交互作用也不利于本地区经济包容性水平的提高。

表 6 时间效应存在下的 SDM 模型估计结果

变 量	时间固定效应模型	时间固定效应模型 (误差修正)	时间随机效应模型
Ubr	0.1711 (0.5073)	0.1711 (0.4985)	0.1706 (0.5057)
$Income$	1.7530*** (6.2487)	1.7530*** (6.1400)	1.7521*** (6.2422)
$Nonincome$	2.4370*** (12.4172)	2.4370*** (12.2024)	2.4345*** (12.3979)
$Ubr \cdot Income$	-0.0942 (-0.1655)	-0.0942 (-0.1626)	-0.0945 (-0.1658)
$Ubr \cdot Nonincome$	-0.7697** (-2.0763)	-0.7697** (-2.0402)	-0.7684** (-2.0716)
$Income \cdot Nonincome$	-2.2070*** (-6.2775)	-2.2070*** (-6.1690)	-2.2024*** (-6.2610)
$\ln gdp$	-0.3491** (-2.2067)	-0.3491** (-2.1684)	-0.3481** (-2.1992)
IS	-0.2987* (-1.8261)	-0.2987 (-1.7944)	-0.2998* (-1.8321)
$Capital$	0.1107*** (2.6870)	0.1107*** (2.6403)	0.1106*** (2.6824)
$Dopen$	0.0471 (1.5367)	0.0471 (1.5100)	0.0469 (1.5313)
$W \cdot Ubr$	0.1895 (0.2207)	0.1895 (0.2169)	0.1864 (0.2169)
$W \cdot Income$	0.7335 (1.0268)	0.7335 (1.0092)	0.7152 (1.0006)
$W \cdot Nonincome$	1.7917*** (3.9439)	1.7917*** (3.8816)	1.7614*** (3.8753)
$W \cdot (Ubr \cdot Income)$	0.2838 (0.2098)	0.2838 (0.2062)	0.2839 (0.2098)
$W \cdot (Ubr \cdot Nonincome)$	-0.3281 (-0.3533)	-0.3281 (-0.3472)	-0.3184 (-0.3427)
$W \cdot (Income \cdot Nonincome)$	-2.9592*** (-4.0306)	-2.9592*** (-3.9626)	-2.9277*** (-3.9855)
$W \cdot \ln gdp$	-0.5730 (-1.5291)	-0.5730 (-1.5026)	-0.5687 (-1.5168)
$W \cdot IS$	1.0377** (2.2715)	1.0377** (2.2321)	1.0389** (2.2729)

(续)			
变 量	时间固定效应模型	时间固定效应模型 (误差修正)	时间随机效应模型
$W \cdot Capital$	0.0976 (0.9680)	0.0976 (0.9512)	0.0959 (0.9510)
$W \cdot Dopen$	0.1109** (1.9725)	0.1109* (1.9383)	0.1100* (1.9546)
R^2	0.5212	0.5212	0.4769
相关系数平方 $Corr^2$	0.4622	0.4622	0.4623
$LogL$	549.31376	549.01122	629.83116
$Wald\ Spatial\ Lag$	32.4258*** (3.5828)	31.3467*** (3.4733)	31.8621*** (3.5258)
$Wald\ Spatial\ Error$	28.2818*** (3.1560)	27.3068*** (3.0485)	28.1438*** (3.1382)
Hausman	24.3774 (1.0191)		

注：同表5。

由于以上检验采用了点估计的方法，实证结果可能存在偏差，因此需要进一步利用式(11)和随机效应下的SDM模型的参数估计结果对各因素的影响效应进行分解（见表7）。从表7可知，城镇化对经济的包容性增长影响效应并不显著，但是城镇化与城乡非收入差距的交互效应对包容性增长具有显著直接负向影响，这说明目前中国城镇化进程扩大了城乡非收入差距，这验证了理论分析中城镇化、城乡差距以及二者的交互效应对区域经济的包容性增长的作用机制的路径III。而城镇化以及城镇化与城乡差距的交互效应的空间溢出效应均不显著，一方面可能是因为城镇化质量的增长速度远远不及城镇化水平的增长速度，城镇化进程中城镇基础设施以及社会文化建设无法满足日益增长的人口的需求，其溢出效应不显著；另一方面城镇化的溢出效应是一个区域的现象，随着地理空间范围的扩大，其溢出效应不再显著。城乡收入差距对包容性增长的影响显著为正，说明各省份城乡收入差距的减小对包容性增长具有积极的促进作用。但是其空间溢出效应并不显著，这可能受到全球化趋势的影响，自中国加入WTO以来，各省份经济发展受到国际经济局势变化的影响日益增大，而受其相邻省份的影响则日益减小。城乡非收入差距对包容性增长的影响和空间溢出效应均显著为正。这说明我国各省份城乡非收入差距的缩小不仅能够促进本省份的经济包容性增长，还能促进其他相邻省份的经济包容性增长，从而有利于我国整体经济包容性增长的提高，是一个互利共赢的博弈。城乡收入差距与非收入差距的交叉项系数显著为负，即二者的交互作用会对经济包容性增长产生直接负向影响。城乡非收入差距的扩大导致了城市的无序蔓延，城镇化质量下降，同时造成了城乡收入差距与非收入差距的恶性循环，使得经济增长的成果在城乡之间分配失衡，不利于经济的包容性增长，这与本文中理论假设的路径III相一致。同时，二者的交叉项同时存在显著的负向空间溢出效应，这说明我国各地区城乡收入和非收入差距的交互作用不仅恶化了本地区的包容性增长，还进一步对其他相邻地区的包容性增长产生抑制作用，从而影响我国整体的包容性增长水平。因此，对城乡差距问题的关注要兼顾收入和非收入差距，尤其是城乡教育、医疗等方面的非收入差距更容易被忽视。

表 7 各变量对经济包容性增长的直接影响和空间溢出效应

变 量	时间随机效应模型		
	直接影响	空间溢出效应	总效应
<i>Ubr</i>	0.1617 (0.4782)	0.1494 (0.1995)	0.3111 (0.3970)
<i>Income</i>	1.7353*** (6.3211)	0.2642 (0.4394)	1.9994*** (3.2789)
<i>Nonincome</i>	2.3940*** (11.9900)	0.9777** (2.6646)	3.3716*** (9.0658)
<i>Ubr • Income</i>	-0.1022 (0.8574)	0.2316 (0.2040)	0.1294 (0.1043)
<i>Ubr • Nonincome</i>	-0.7808** (-0.1813)	-0.0829 (-0.1029)	-0.8637 (-1.0720)
<i>Income • Nonincome</i>	-2.1140*** (-2.1612)	-2.0151*** (-3.2580)	-4.1291*** (-6.5030)
<i>lngdp</i>	-0.3326** (-6.0628)	-0.4129 (-1.1979)	-0.7455** (-2.2161)
<i>IS</i>	-0.3395** (-2.0811)	0.9362** (2.4689)	0.5967 (1.5411)
<i>Capital</i>	0.1071 (2.7713)	0.0585 (0.6802)	0.1656* (1.7387)
<i>Dopen</i>	0.0446 (1.4510)	0.0821** (1.6078)	0.1267** (2.2830)

注：同表 5。

控制变量方面，地区经济发展水平对包容性增长的直接影响显著为负，即经济发展水平的提高会抑制包容性增长，源于地区经济发展水平的提高尽管加速了区域全民整体财富的积累效应，但是这种财富积累效应取得的成果更多产生在第二、三产业，因而更多被城镇居民获得，农村居民由于劳动力素质较低，更多在农村从事第一产业，因而难以参与财富分配和成果分享，从而导致城乡收入差距进一步扩大，因而不利于包容性增长。然而其空间溢出效应为负且并不显著，这可能与上文分析的城镇化类似，地区经济发展对包容性增长的影响也是一个地区现象，随着空间地理距离的增加，其影响效果不再显著。产业结构对包容性增长的直接影响显著为负，一方面与中国改革开放以来重工业和制造业为主的发展现状有关，重工业和制造业占比较大，造成部分地区产能过剩，技术进步提升缓慢，生产效率低下，不利于包容性增长；另一方面由于农村劳动力质量不高，多从事低端第一产业，与从事高技术第二、三产业的城镇居民相比，其收入差距越来越大，也不利于包容性增长。值得注意的是，其空间溢出效应显著为正，且溢出效应要比直接影响强度更大，这说明产业结构具有溢出效应，能促进相邻省份的经济包容性增长，源于第三产业的发展，尤其是高新技术产业的发展具有正向知识溢出效应，带动了相邻省份第三产业的发展，从而促进了相邻省份的包容性增长。资源禀赋对包容性增长的直接影响和溢出效应均为正且均不显著。理论上讲，改革开放以来，工业化的发展也是劳动力资本积累的过程，应该对经济包容性增长具有促进作用。对外开放程度对包容性增长的直接影响不显著，而其空间溢出效应显著为正，说明各省份在引进外资、技术、提高对外开放程度的同时，仅靠自身的对外开放是远远不够的，更应加强

与相邻地区的交流与合作,利用自身的比较优势在发展优势产业的同时,注重与相邻省份之间进行优势互补,取长补短,才能够更好地发挥对外开放程度对包容性增长的促进作用。

四、结论与政策建议

本文以城镇化、城乡差距对经济包容性增长的影响机制为基础,首先运用 Hicks-Moorsteen 指数对 1978~2015 年中国 29 个省份的包容性 TFP 进行了测度、比较和分析。研究结果表明:一是我国包容性 TFP 指数呈现出波动中递减的发展趋势,并由正变负。同时,包容性 TFP 指数要远低于传统 TFP 指数,说明不考虑城乡差距情况下的经济增长效率被高估。二是包容性 TFP 指数出现剧烈波动的节点与改革进程和重大事件密切相关。三是地区之间的差异明显,除了广东以外,其他省份的包容性 TFP 指数均值小于 1。四是包容性 TFP 增长分解的结果表明,中国大部分省份的规模效率和范围效率是有效的,而资源配置效率是无效的。利用空间面板数据模型,实证检验了城镇化、城乡差距对经济包容性增长的影响和空间溢出效应。结果表明:一是城镇化本身对包容性增长的影响并不显著,但是通过与城乡非收入差距的交互作用则对包容性增长产生了显著负向影响。二是我国城乡收入差距与非收入差距均对包容性增长产生了显著正向影响,并且城乡非收入差距存在显著正向空间溢出效应。二者的交叉项则对经济包容性增长的影响和空间溢出效应均显著且产生负向影响。三是各项控制变量对包容性增长的影响不尽相同。地区经济发展水平、产业结构对经济包容性增长的影响显著为负,而产业结构、对外开放程度对经济包容性增长存在显著正向空间溢出效应,资源禀赋对包容性增长不存在显著的影响。

综合上述研究讨论,本文提出如下政策建议以促进我国经济包容性增长:第一,应努力推进城乡公共服务的均等化,缩小城乡非收入差距。城镇化进程中加强城镇资金投放的同时也要积极推进农村基础设施建设,继续落实“三农”政策,促进农村现代化农化的发展,努力提高农业的规模化生产,增加农民收入。同时应该改革现有的户籍制度、医疗保险制度和社会保障制度,让农村居民可以与城镇居民享有同样的教育、医疗、住房等服务,并能够共享经济发展的红利。第二,提升农村人力资本,缩小城乡收入差距。应该加大农村教育投入,积极引导农民工进城,为其提供岗位培训,提高农村劳动力质量,增加其收入,进而缩小城乡收入差距。第三,优化产业结构,大力扶持第三产业和高新技术产业的发展,使其充分发挥空间溢出效应。鉴于产业结构调整对包容性增长具有显著的空间溢出效应,政府应该大力扶持城镇劳动密集型服务行业的发展,增加城镇就业岗位,尤其是随着我国人口老龄化的凸显,养老产业的发展亟需大量的从业人员。政府应该积极扶持养老服务产业的发展,大力培训相关的从业人员,让这些低技能岗位的就业者各尽所能、各得其所,不断融入城市生活之中(陶希东,2013)。第四,提高资源配置效率,促进区域间的协调发展。鉴于我国存在的普遍的配置效率无效,同时考虑到不同区域间的城镇化进程不是完全独立的,为此相邻省份之间应该加强联系,提高区域开放程度,并制定区域间的城镇化协同发展战略,能够充分利用自身的资源禀赋和比较优势来发展优势产业,形成区域间的优势互补,加强资源在区域内部和区域之间的流动性,从而实现资源的有效配置和自由流动,实现相邻区域的共同发展。

参 考 文 献

- [1] Ali I., Zhuang J., 2007, *Inclusive Growth toward a Prosperous Asia: Policy Implications* [R],

ERD Working Paper No. 97.

[2] Klasen S., 2008, *Economic Growth and Poverty Reduction: Measurement Issues in Income and Non-Income Dimensions* [J], *World Development*, 36 (3), 420~445.

[3] LeSage J., Pace R. K., 2009, *Introduction to Spatial Econometrics* [M], Boca Raton, US Florida: CRC Press Taylor & Francis Group.

[4] McKinley T., 2010, *Inclusive Growth Criteria and Indicators: An Inclusive Growth Index for Diagnosis of Country Progress* [R], Asian Development Bank Sustainable Development Working Paper Series, No. 14.

[5] O'Donnell C. J., 2008, *An Aggregate Quantity-price Framework for Measuring and Decomposing Productivity and Profitability Change* [R], CEPA Working Papers, No. WP07/2008.

[6] Silber J., Son H., 2010, *On the Link between the Bonferroni Index and the Measurement of Inclusive Growth* [J], *Economics Bulletin*, 30 (1), 421~428.

[7] 钞小静、沈坤荣:《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》[J],《经济研究》2014年第6期。

[8] 陈红蕾、覃伟芳:《中国经济的包容性增长:基于包容性全要素生产率视角的解释》[J],《中国工业经济》2014年第1期。

[9] 陈义国、陈甬军:《中国的城市化与城乡包容性增长》[J],《暨南学报(哲学社会科学版)》2014年第10期。

[10] 程开明、李金昌:《城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析》[J],《数量经济技术经济研究》2007年第7期。

[11] 丁志国、赵宣凯、赵晶:《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》[J],《数量经济技术经济研究》2011年第9期。

[12] 范建双、虞晓芬、赵磊:《中国国有、私营和外资工业企业地区间效率差异研究》[J],《数量经济技术经济研究》2015年第6期。

[13] 高帆、汪亚楠:《城乡收入差距是如何影响全要素生产率的?》[J],《数量经济技术经济研究》2016年第1期。

[14] 黄秋菊、景维民:《经济转型与包容性增长的关联度》[J],《改革》2011年第9期。

[15] 李刚:《“包容性增长”的学源基础、理论框架及其政策指向》[J],《经济学家》2011年第7期。

[16] 陆铭、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。

[17] 陆铭、高虹、佐藤宏:《城市规模与包容性就业》[J],《中国社会科学》2012年第10期。

[18] 骆永民:《中国城乡基础设施差距的经济效应分析——基于空间面板计量模型》[J],《中国农村经济》2010年第3期。

[19] 邵宜航、刘雅南:《从经济学再到政治经济学:理解包容性增长》[J],《经济学家》2011年第10期。

[20] 陶希东:《包容性城市化:中国新型城市化发展新策略》[J],《城市规划》2013年第7期。

[21] 川新民、王少国、杨永恒:《城乡收入差距变动及其对经济效率的影响》[J],《经济研究》2009年第7期。

[22] 王建康、谷国锋、姚丽:《城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距:基于2002~2012年省级面板数据》[J],《财贸研究》2015年第5期。

[23] 魏捷、任保平:《中国经济增长包容性的测度:1978~2009》[J],《中国工业经济》2011年第12期。

[24] 文雁兵:《制度性贫困催生的包容性增长:找寻一种减贫新思路》[J],《改革》2014年第9期。

[25] 于敏、王小林:《中国经济的包容性增长:测量与评价》[J],《经济评论》2012年第3期。

[26] 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》[J],《经济研究》2004年第10期。

[27] 张勋、万广华:《中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?》[J],《经济研究》2016年第10期。

Urbanization, Urban-rural Gap and Inclusive Growth in China

Fan Jianshuang Yu Xiaofen Zhou Lin

(College of Economics and Management, Zhejiang University of Technology)

Research Objectives: This paper analyzes the effect of urbanization and urban-rural gap to inclusive growth. **Research Methods:** This paper uses the Hicks-Moorsteen index method to measure the inclusive TFP growth in China; establishes the theoretical analysis framework, and tests the direct influence and spatial spillover effect by using the spatial panel data model. **Research Findings:** While the inclusion of urban-rural income gap and non-income gap of the inclusive TFP is lower than the traditional TFP, that is, the traditional TFP may be overestimated. Urbanization itself has no significant influence on inclusive growth, but it has a significant negative impact on the inclusive growth by expanding urban-rural non-income gap. The narrowing of urban-rural income gap and non-income gap is conducive to inclusive growth and the cross-entry between them has significant negative direct impact and spillover effect on inclusive growth. **Research Innovations:** This paper brings urban-rural non-income gap into the inclusive growth analysis framework and analyzes it from the direct impact and spillover effects two dimensions. **Research Value:** The results of the study have some policy suggestions on how to promote the urbanization process in an orderly manner and realize the inclusive growth.

Key Words: Urbanization; Urban-rural Gap; Inclusive Growth; Hicks-Moorsteen; Spatial Panel

JEL Classification: O15; O47; D24

(责任编辑: 陈星星)