

人口城镇化与工业结构升级

李敬,王朋朋

(重庆大学公共管理学院,重庆 400030)

摘要:通过构建两部门理论模型,并基于1997—2012年中国省际面板数据,实证检验了人口城镇化对工业结构升级的影响。结果表明,人口城镇化显著地促进了工业结构升级,但其存在门槛效应和地区差异。人口城镇化对工业结构升级的作用服从边际递减规律,随着人口城镇化水平的上升,人口城镇化的正向促进效应逐渐减弱。当人口城镇化水平超过0.763时,其效应已不明显。与沿海地区相比,内陆地区人口城镇化的效应要更显著一些。据此,提出了相应的政策建议。

关键词:人口城镇化;工业结构升级;两部门模型;门槛效应;地区差异

中图分类号:C92-05;F424.0 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2016)04-0029-10

一、问题提出

工业是立国之本、兴国之器、强国之基。新中国成立以来,中国工业发展取得了举世瞩目的成就。然而,伴随着经济发展进入“新常态”,中国工业经济也面临诸多困难与挑战。首先,中国处于工业化后期,与发达国家的“再工业化”叠加,工业发展面临宏观环境的较大变数。其次,国内工业增加值增速持续回落。2013年2月,工业增加值累计增长9.9%,而到2016年2月,下降至5.4%,工业增长面临“失速风险”。再次,传统要素驱动战略已力不从心,结构性产能过剩问题持续扩大^[1],从2012年3月至今,工业生产者出厂价格指数连续负增长,高端制造推进缓慢,工业结构面临“失衡风险”^①。“新常态”下,中国进一步推进深化改革,破解工业发展难题迫在眉睫。2015年5月,国务院公布了《中国制造2025》,以实现工业结构升级和发展转型。伴随着工业化进程的是城镇化的快速推进。2015年中国城镇化率(以常住人口统计)已达到56.1%。而在此之前,中央于2014年3月也颁布了《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》以加快推进城镇化建设。城镇是中国工业化的“主战场”。那么,推进城镇化建设,尤其是加快人口城镇化对实现工业结构升级和发展转型存在怎样的影响呢?这是一个值得关注与研究的话题。

已有文献最早从政府竞争视角研究工业结构的升级问题,发现政府为增强竞争力出台诱导性产业政策起到了推动工业结构优化的作用^[2-3]。当然,地方政府竞争也会导致区域工业结构同构的现象^[4]。也有文献讨论了资本配置对工业结构升级的影响,发现制度效率及金融市场整体发展更能形成有效的资本配置,促进工业增长^[5-6]。但Dewick *et al.*^[7]指出技术进步及扩散和溢出是推动工业发展转型的源动力,其内在运行机制在于要素生产率和相对价格的变化,而工业发展的结果是促进经

收稿日期:2016-03-10;修回日期:2016-04-12

作者简介:李敬(1973—),男,重庆云阳人,管理学博士,重庆大学公共管理学院教授,博士生导师,重庆社会科学院研究员,研究方向为金融管理与产业经济;王朋朋(1991—),男,河南洛阳人,重庆大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为金融管理与产业经济。

基金项目:国家社科基金重点项目(13AJY006);国家社科基金一般项目(10JY061);全国文化名家暨“四个一批”人才项目;重庆市哲学社会科学领军人才特支计划项目

济增长和收入提高,并反作用于工业结构升级^[8]。国内针对工业结构升级的研究视角较为丰富,如开放经济、国际金融危机、工业行业能源效率、技术能力与市场化进程、区域市场分割等^[9-44]。然而,直接针对人口城镇化与工业结构升级关系的文献相对较少,较多是对城镇化与产业结构的描述性分析,认为城镇化促进了要素空间集聚^[15],有利于推动技术创新和产业结构升级^[16-48];同时,产业结构优化也推动了城镇转型发展,提高了城镇化质量^[19-20]。但 Hope^[21]发现城镇化会抑制产业结构升级。这些文献未能正面回答人口城镇化对实现工业结构升级和发展转型会形成怎样的影响。因此,本文尝试在理论与实证分析基础上,以促进工业结构升级和转换创新驱动增长方式为目标,探索人口城镇化对工业结构升级的影响机制及制度创新路径,这对有序推进城镇化建设、转变工业增长模式、激发经济持续健康发展新动力有着较重要的理论与现实意义。

二、理论模型分析

理论上,人口城镇化对工业结构升级存在积极的推动效应。第一,人口城镇化通过集聚人力资本促进工业结构升级。城镇通常是特定区域范围内的政治、经济、文化与交通中心,具有制度优越、经济发达、文化繁荣及交通便利等诸多特征。其在就业、社会福利、公共服务与生活方式等多方面优势有利于吸引人才集聚,为实现工业结构升级提供了可持续的优质劳动力资源。第二,人口城镇化促进人力资本提升进而加快工业结构升级。城镇作为发达生产力的集聚区域,更有利于劳动力发挥专长与才能,个人努力的有效回报更多,一定程度会对人们自觉延长受教育年限产生促进效应,进而提升人力资本,为工业结构技术构成由传统要素密集型向资本技术密集型跨越奠定了知识基础。第三,人口城镇化可强化以知识和人力资本为表现形式的技术外溢效应,进而推动工业结构升级。新古典经济学的主流经济增长理论认为,劳动力、资本和技术进步对经济增长是严格外生的。但新经济增长理论将知识和人力资本引入经济增长,提出了知识溢出模型和人力资本积累模型等内生经济增长理论,认为以知识和人力资本等为表现形式的技术外溢效应是经济增长的源动力^[22-23]。而人口城镇化会增强这种外溢性。其一,人口城镇化与人力资本存在正相关关系^[24-25],城镇规模的不断扩大伴随着人力资本的积累及知识的溢出^[26],从而增强人力资本和物质资本对经济增长的正向效应^[27];其二,城镇具备规模生产的初始条件,人口向城镇集聚为建立在人力资本积累和“干中学”基础上的专业化劳动力的形成和新思想的涌现奠定了基础^[28];其三,城镇现代化的基础设施扩大了知识和信息传播与扩散的地理空间距离^[29],增加了相互学习的机会及“干中学”的机会,有利于提高技术进步率和技术水平,从而推动工业结构升级。

1. 基本模型设定

基于以上分析,借鉴田新民等^[30]、孙永强和巫和懋^[31]的研究,假设经济系统中存在两个部门:熟练劳动者集中的资本、技术密集型城镇高级工业部门(s)和非熟练劳动者集中的劳动密集型农村初级工业部门(p)。初级工业部门通过技术创新和储备可以升级到高级工业部门。

设定劳动力数量等于人口数量,且总人口数不变。则初级工业部门(p)劳动力数量 L_p 等于农村人口数,高级工业部门(s)劳动力数量 L_s 等于城镇人口数,将两个部门劳动力数量之间的结构变动作为人口城镇化进程的结果,即人口城镇化率 $\mu = \frac{L_s}{L} = \frac{L_s}{L_s + L_p}$ 。

假设高级工业部门和初级工业部门均存在大量的竞争性企业,企业的生产函数满足科布-道格拉斯型,且规模报酬不变,则两部门生产函数可分别记为:

$$Y_s = A_s K_s^\alpha L_s^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y_p = A_p K_p^\beta L_p^{1-\beta} \quad (2)$$

其中, Y 、 K 、 L 分别表示总产出、资本投入与劳动力投入, α 与 β 表示投入要素的产出弹性,且 $1 > \alpha > \beta > 0$,即高级工业部门的资本产出弹性大于初级工业部门。 A_s 、 A_p 是模型外生变量,分别表

示两个部门的生产技术水平。

假设经济系统中只生产和消费一类最终工业产品 G ，由高级工业部门 (s) 和初级工业部门 (p) 两部门各自的产品作为中间品共同生产，并满足规模报酬不变的科布 - 道格拉斯型生产函数，记为：

$$G(Y_s, Y_p) = AY_s^\theta Y_p^{1-\theta} \quad (3)$$

式中 A 为最终产品的生产技术， θ 为高级工业部门 (s) 产品作为中间产品的产出弹性。

2. 均衡分析

假设两部门的中间产品价格分别设定为 P_s 与 P_p ，则最终产品生产利润最大化满足条件如下：

$$\begin{cases} \max: G(Y_s, Y_p) = AY_s^\theta Y_p^{1-\theta} \\ \text{s. t. } P_s Y_s + P_p Y_p = C \end{cases} \quad (4)$$

求解得：

$$\begin{cases} P_s = A\theta(Y_p/Y_s)^{1-\theta} \\ P_p = A(1-\theta)(Y_s/Y_p)^\theta \end{cases} \quad (5)$$

整理可得：

$$\frac{P_s Y_s}{P_p Y_p} = \frac{\theta}{1-\theta} \quad (6)$$

(6) 式表明，最终产品中高级工业部门 (s) 产品所占比重为 θ 。

两部门的生产均遵循利润最大化与零利润原则进行生产，则劳动力实际工资为边际劳动产出，当劳动力市场处于均衡状态时，劳动力实际工资可表示为：

$$W = \frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{\partial(yL)}{\partial L} = y + Ly' \left(-\frac{K}{L^2} \right) = y - ky' \quad (7)$$

式中 y 与 k 分别为劳均产出和劳均资本。综合 (1)、(2) 及 (7) 式，可得：

$$\begin{cases} W_s = (1-\alpha)A_s k_s^\alpha = (1-\alpha)y_s \\ W_p = (1-\beta)A_p k_p^\beta = (1-\beta)y_p \end{cases} \quad (8)$$

同时，设定：

$$\varphi = \frac{W_s}{W_p} = \frac{(1-\alpha)y_s}{(1-\beta)y_p} \quad (9)$$

(9) 式两边同乘以 $\frac{L_s}{L_p}$ ，整理可得：

$$\frac{Y_s}{Y_p} = \frac{(1-\beta)L_s}{(1-\alpha)L_p} \varphi \quad (10)$$

将 (10) 式代入 (6) 式得：

$$\frac{(1-\beta)L_s P_s}{(1-\alpha)L_p P_p} \varphi = \frac{\theta}{1-\theta} \quad (11)$$

将 $\mu = \frac{L_s}{L} = \frac{L_s}{L_s + L_p}$ 代入 (11) 式，可得：

$$\frac{P_s(1-\beta)\mu}{P_p(1-\alpha)(1-\mu)} \varphi = \frac{\theta}{1-\theta} \quad (12)$$

基于 (12) 式，设定隐函数 F ：

$$F = \frac{P_s(1-\beta)\mu}{P_p(1-\alpha)(1-\mu)} \varphi - \frac{\theta}{1-\theta} = 0 \quad (13)$$

根据链式法则求资本和技术密集型城镇高级工业部门(s) 比重 θ 对人口城镇化 μ 的一阶偏导,可得:

$$\frac{\partial \theta}{\partial \mu} = \frac{\partial F / \partial \mu}{\partial F / \partial \theta} = \frac{\varphi P_s (1 - \beta) (1 - \theta)^2}{P_p (1 - \alpha) (1 - \mu)^2} > 0 \quad (14)$$

由此,可以初步认为,在上述假设条件下,人口城镇化水平 μ 的提高将有助于资本和技术密集型城镇高级工业部门(s) 比重 θ 的上升,即有利于工业结构的优化升级。

三、实证检验与分析

1. 变量选取与模型设定

(1) 被解释变量的选取 积极培育与大力发展战略性新兴产业,推进高端制造,逐步迈向高附加值和高技术为特征的制造业高端产业链是《中国制造 2025》的重要目标,也是中国实现工业结构升级和发展转型的关键。本文以战略性新兴产业总产值占工业总产值的比重表征工业结构升级,比重上升,说明工业发展在向高端制造与产业链高附加值和高技术环节迈进。关于战略性新兴产业的判定,参考国家统计局 2012 年发布的《战略性新兴产业分类(2012)》(试行),并以工业行业代码前四位为标准将战略性新兴产业具体行业与《国民经济行业分类—2011》进行衔接,同时借鉴吕岩威和孙慧^[32]、沈琳^[33]的研究,遴选化学纤维制造业、医药制造业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、通信设备与计算机及其他电子设备制造业、电气机械及器材制造业、仪器仪表制造业、办公机械制造业作为战略性新兴产业。

图 1 反映了 1997—2012 年全国与沿海、内陆地区工业结构升级指标的时间趋势。可以发现,中国工业结构升级的速度总体偏慢,1997—2004 年间保持提高态势,2005 年之后则较为稳定。沿海工业结构升级水平相对较高,并明显高于内陆地区。2000 年与 2005—2008 年间的中国工业结构升级水平出现明显的“凹陷”,可能的原因是 2000 年是国企改革与脱困的收官与关键之年,中国工业企业为实现增盈或整体扭亏着重发展技术研发转化和产销周期短的产品,抑制了对技术投入与产出周期较长的战略性新兴产业的支持;另外,2005 年中国进一步降低了进口关税,进口成本降低,也一定程度上抑制了国内工业战略性新兴产业的发展。

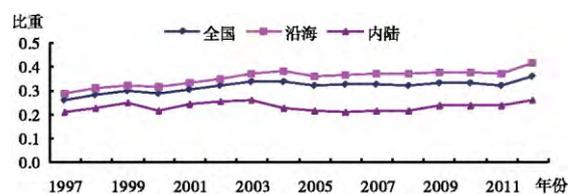


图 1 1997—2012 年全国、沿海及内陆工业结构升级指标时间趋势

(2) 解释变量的选取 解释变量主要分为两个部分,一是选取人口城镇化(UR)作为核心解释变量,用各省年末城镇常住人口与年末总人口之比衡量,二是选取人口城镇化之外影响中国工业结构升级的其他因素作为控制变量。具体包括人才规模(H),采用各省从业人数中大专以上学历人数占比表示;技术进步(TP),以各省年末资本存量与年末社会就业人数之比衡量,物质资本存量借鉴单豪杰^[34]采用永续盘存法估算;开放程度(OD),选择各省年末进出口贸易总额占国内生产总值比重表示;经济发展水平(ED),使用人均国内生产总值(PGDP)表征,并加入二次项考察其与工业结构升级是否存在非线性关系;市场竞争(MC),采用非国有经济的发展指数表示^[35];基础设施(IF),表征指标为各省每平方公里全社会货物运输量;科研投入(RI),以各省规模以上工业企业 R&D 经费内部支出占工业增加值的比重表示;国际金融危机(T),设定为虚拟变量,1997—2007 年赋值为 0,2008—2012 年赋值 1。鉴于不同指标间水平值差异较大,为保证计量结果的准确性,在计量分析中对技术进步(TP)、人均国内生产总值(PGDP)等取自然对数处理。

综上,设定面板实证检验模型,具体如下:

$$ISU_{it} = \alpha + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 H_{it} + \beta_3 TP_{it} + \beta_4 OD_{it} + \beta_5 ED_{it} + \beta_6 ED_{it}^2 + \beta_7 MC_{it} + \beta_8 IF_{it} + \beta_9 RI_{it} + \beta_{10} T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中,被解释变量 ISU 为工业结构升级, i 表示样本中被观测截面,即省份, $i = 1, 2, \dots, 30$; t 表示样本中每个截面被观测的时期, $t = 1997, 1998, \dots, 2012$; ε_{it} 为随机误差项。

2. 数据来源

本文选取中国 30 个省域 1997—2012 年的面板数据作为研究样本,所有统计数据来源于中国经济与社会发展统计数据库、国泰安数据服务中心及国家统计局。针对缺失数据,采用插值法进行补齐。变量统计性描述见表 1。

3. 实证检验

根据上文分析框架,运用 Stata 12.0 进行计量分析。表 2 报告了混合最小二乘法(Pooled OLS)、固定效应模型(Fixed-effects)与随机效应模型(Random-effects)估计结果。

基于面板 F 检验和 Hausman 检验,可以确定在统计意义上更为合适的计量模型。通过面板 F 检验,可得实际面板检验 F 值为 104.33,对应伴随概率为 0.000 0,拒绝原假设,即选择个体固定效应模型更为合适。再进行 Hausman 统计量检验,可得实际检验值为 20.74,伴随概率为 0.023 0,拒绝原假设,故选择固定效应模型进行回归分析,详细结果见表 3。通过在回归估计过程中依次加入控制变量可在一定程度验证回归估计的稳健性,表 3 中(2)至(10)列呈现了这一过程。可以发现,在不断加入控制变量时,人口城镇化的估计结果仍然具有良好的显著性,方向与程度趋于稳定,说明其对工业结构升级的局部解释力度趋于稳定,回归结果较为稳健。

表 1 变量符号表示、含义与统计性描述

符号	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
ISU	工业结构升级	480	0.258 5	0.143 0	0.030 2	0.667 6
UR	人口城镇化	480	0.427 6	0.163 2	0.140 4	0.893 0
H	人才规模	480	0.085 1	0.066 8	0.009	0.535 9
TP	技术进步	480	9.542 9	1.074 8	6.323 7	12.402 3
OD	开放程度	480	0.314 6	0.405 2	0.031 6	1.721 5
ED	经济发展水平	480	9.541 0	0.805 2	7.718 7	11.442 2
ED ²	经济发展水平	480	91.676 8	15.497 3	59.578 1	130.924 2
MC	市场竞争	480	6.708 2	3.414 6	0.000 0	16.090 4
IF	基础设施	480	8.080 2	1.434 2	4.032 3	11.893 1
RI	科研投入	480	0.023 2	0.122 3	0.002 5	0.074 7
T	国际金融危机	480	0.312 5	0.464 0	0.000 0	1.000 0

表 2 面板模型估计结果

变量	混合最小二乘法	固定效应模型	随机效应模型
UR	0.174 9*** (4.00)	0.039 7** (2.11)	0.038 8** (2.03)
H	-0.091 3 (-0.63)	0.198 1** (2.51)	0.168 1** (2.13)
TP	0.011 2 (1.44)	0.090 3*** (6.44)	0.068 7*** (5.55)
OD	0.127 1*** (7.30)	0.073 9*** (4.51)	0.077 8*** (4.88)
ED	-0.204 6 (-1.47)	-0.357 8*** (-6.00)	-0.352 7*** (-5.84)
ED ²	0.005 8 (0.75)	0.012 3*** (3.76)	0.012 8*** (3.85)
MC	0.011 6*** (4.19)	0.003 5* (1.94)	0.003 9** (2.15)
IF	0.041 4*** (9.54)	0.015 8* (1.95)	0.027 1*** (2.69)
RI	1.588 0*** (3.55)	0.587 7*** (2.60)	0.611 9*** (2.69)
T	0.002 5 (0.15)	0.002 9 (0.69)	0.001 1 (0.15)
截距项	1.017 8 (1.58)	1.460 8*** (5.50)	1.479 2*** (5.47)
调整后 R ²	0.592 5	0.270 3	0.402 8
面板设定 F 检验(伴随概率)		104.33 (0.000 0)	
Hausman 检验值(伴随概率)			20.74 (0.023 0)
样本数	480	480	480

注:1.*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 显著性水平检验。
2.混合最小二乘法与固定效应模型括号内为 t 值,随机效应模型括号内为 z 值。

表3 固定效应模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
UR	0.064 6*** (4.19)	0.034 1* (1.84)	0.051 2** (2.51)	0.041 2** (2.08)	0.059 1*** (3.10)	0.049 0*** (2.61)	0.047 8** (2.57)	0.047 0** (2.52)	0.039 4** (2.10)	0.039 7** (2.11)
H		0.162 8*** (2.89)	0.232 3*** (3.52)	0.165 5** (2.54)	0.339 4*** (5.07)	0.148 6* (1.91)	0.170 0** (2.20)	0.185 6** (2.37)	0.192 7** (2.48)	0.198 1** (2.51)
TP			-0.008 6** (-2.00)	-0.007 8* (-1.86)	0.087 0*** (6.06)	0.087 7*** (6.23)	0.086 3*** (6.19)	0.086 4*** (6.19)	0.089 7*** (6.44)	0.090 3*** (6.44)
OD				0.081 3*** (5.46)	0.092 8** (6.03)	0.097 4*** (6.46)	0.082 1*** (5.17)	0.082 1*** (5.17)	0.072 8*** (4.50)	0.073 9*** (4.51)
ED					-0.102 3*** (-6.87)	-0.356 9*** (-6.22)	-0.350 5*** (-6.15)	-0.357 1*** (-6.25)	-0.364 9*** (-6.41)	-0.357 8*** (-6.00)
ED ²						0.013 7*** (4.58)	0.012 5*** (4.17)	0.012 5*** (4.18)	0.012 8*** (4.30)	0.012 3*** (3.76)
MC							0.004 9*** (5.96)	0.004 8*** (2.83)	0.003 4* (1.90)	0.003 5* (1.94)
IF								0.010 3 (1.32)	0.016 0* (1.98)	0.015 8* (1.95)
RI									0.570 4*** (2.57)	0.587 7*** (2.60)
T										0.002 9 (0.69)
截距项	0.230 9*** (33.86)	0.230 1*** (33.99)	0.299 3*** (8.50)	0.273 5*** (7.94)	0.321 0*** (9.58)	1.502 2*** (4.50)	1.537 0*** (5.96)	1.515 2*** (5.51)	1.487 6*** (5.79)	1.460 8*** (5.50)
组内 R ²	0.037 7	0.055 3	0.063 7	0.122 4	0.206 5	0.242 3	0.256 2	0.259 1	0.270 0	0.270 3
样本数	480	480	480	480	480	480	480	480	480	480

注: 1. *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 显著性水平检验。2. 括号内为 t 值。

依据表 3 的估计结果, 可得出以下结论:

(1) 人口城镇化估计结果在 5% 或者更低的显著性水平上为正, 表明其与工业结构升级呈现显著正向关系, 即提升人口城镇化水平能够正向促进工业结构升级, 有力地支撑了本文第二部分的理论模型分析, 也为第一部分提出的问题给出了有效的回答。究其原因, 第一, 城镇在就业、社会福利、公共服务与生活方式等多方面优势有利于吸引人才和形成积聚, 为实现工业结构升级提供了可持续的优质劳动力资源。第二, 城镇作为发达生产力的集聚区域, 更有利于劳动力发挥专长与才能, 个人努力的有效回报更多, 一定程度会对人们自觉延长受教育年限产生促进效应, 进而提升人力资本, 为工业结构技术构成由传统要素密集型向资本技术密集型跨越奠定了知识基础。第三, 人口城镇化可以强化以知识和人力资本为表现形式的技术外溢效应, 进而推动工业结构升级。人口向城镇集聚为建立在人力资本积累和“干中学”基础上的专业化劳动力的形成和新思想的涌现奠定了基础, 扩大了知识和信息传播与扩散的地理空间距离, 有利于提高技术水平, 从而推动工业结构升级。

(2) 控制变量方面, 人才规模和技术进步对工业结构升级有着明显的正向影响, 主要是由于从业人员中大专及以上学历的比重越大, 人力资本禀赋越高, 劳动力吸收与掌握知识和技术并熟练运用和二次转化的能力越强, 一定程度上有利于工业结构升级。而技术进步有利于提高企业攻克生产难关与实现创新的能力, 且劳均资本存量是衡量技术进步和技术水平的重要外在表现^[36]。开放程度估计系数显著为正, 原因在于开放经济环境使得国家之间会存在知识扩散与外溢效应, 而对外贸易是知识外溢的重要载体^[37-38]。经济发展水平与工业结构升级之间存在非线性关系, 且一次项的估计系数绝对值大于二次项, 呈现“U”型关系。可能的解释是经济发展不同阶段, 经济增长方式具有差异性。改革开放初期, 经济发展水平较低, 多利用劳动力、土地等传统要素禀赋比较优势发展经济, 工业生产技术含量低, 忽视经济增长的“质”; 而经济发展进入较发达的阶段时, 集约型增长成为发展的重点, 工业结构也将进行必要的优化升级。然而, 中国自主创新对转型升级支撑力不足, 工业结构升级阻力较大, 故二次项回归估计结果绝对值小于一次项。市场竞争回归估计结果显著为正,

意味着非国有经济发展水平越高,越有益于工业结构升级。可能的解释是非国有企业拥有更先进的生产、管理技术与雄厚的研发创新实力,技术创新效率损失更小^[39-40],通过创新增加企业竞争优势的效能更高,有效加剧了市场竞争。科研投入显著为正,主要在于科研投入是影响技术创新产出的关键要素,创新产出效率一定时,科研投入越多,技术储备得到提升的程度越高。基础设施的显著性水平虽不稳定,但估计系数均为正。本文给出的解释是,基础设施作为区域贸易和要素流动的硬件条件,其有利于形成和扩大区域市场规模,促进区域信息、技术、要素资源共享,可一定程度促进工业结构升级。国际金融危机虚拟变量估计结果不显著。可能的解释是国际金融危机对中国技术水平较低的出口加工业影响较为严重,而战略性新兴产业的技术投入转化与投入—产出周期较长,且中国工业结构升级的路径依赖性较强,故在国际金融危机前后无显著变化。

4. 门槛效应

模型估计结果表明,人口城镇化对工业结构升级具有显著的正向促进作用。然而,此种作用是否表现出一定的结构突变特征呢?为此,本文以人口城镇化为门槛变量,依据其数据自身特征内生设定门槛区间,从而研究不同区间内其对工业结构升级的影响。依次假设存在0个、1个、2个及3个门槛,估计得到F统计量和采用“自抽样法”得到P值,发现双重门槛均最为显著。

根据表4的门槛检验结果,将人口城镇化的工业结构升级效应设定为低人口城镇化($UR < 0.560$)、较低人口城镇化($0.560 \leq UR < 0.763$)及较高人口城镇化($UR \geq 0.763$)等三种不同的区间。由表5可以看出,当人口城镇化未跨越最低门槛值0.560时,其工业结构升级效应显著为0.1739;在 $0.560 \leq UR < 0.763$ 的较低

门槛区间内,其工业结构升级效应显著为0.1111;而当门槛值达到0.763时,人口城镇化对工业结构升级的影响为0.0319,且不显著。有趣的是,随着人口城镇化水平的逐步上升,其对工业结构升级的正向效应渐弱。可能的原因是,人口城镇化的工业结构升级效应服从边际递减规律;另外,本文推测这可能与提升人口城镇化水平的制度(如户籍制度等)约束空间收窄有关。在未能有效解决制度约束问题的情况下,提升人口城镇化水平的政治、经济等成本将递增,这可能在一定程度抵减人口城镇化对工业结构升级的正向作用。

5. 稳健性检验

为了检验估计结果的稳健性,本文首先依据经济发展水平和自然地理位置将样本分为沿海与内

表4 门槛检验结果

	BS 次数	估计值	95% 置信区间	F 值	P 值
单一门槛	500	0.764	[0.254, 0.765]	9.892*	0.082
双重门槛	500	0.560 0.763	[0.195, 0.893] [0.255, 0.805]	9.716***	0.026
多重门槛	500	0.602	[0.600, 0.893]	0.000	0.466

表5 人口城镇化(UR)双重门槛模型估计结果

变量	系数	标准误	T 值	P 值	95% 置信区间	
<i>H</i>	0.1654	0.1217	1.36	0.175	-0.0739	0.4046
<i>TP</i>	0.0506	0.0058	8.67	0.000	0.0391	0.0621
<i>OD</i>	0.1182	0.0145	8.13	0.000	0.0897	0.1468
<i>ED</i>	-0.5002	0.1127	-4.44	0.000	-0.7215	-0.2788
<i>ED</i> ²	0.0211	0.0063	3.35	0.001	0.0087	0.0335
<i>MC</i>	0.0040	0.0024	1.67	0.096	-0.0007	0.0087
<i>IF</i>	0.0258	0.0048	5.42	0.000	0.0164	0.0351
<i>RI</i>	0.8119	0.3159	2.57	0.010	0.1912	1.4327
<i>T</i>	-0.0016	0.0113	-0.14	0.891	-0.0238	0.0206
$UR_{it}(UR < 0.560)$	0.1739	0.0568	3.06	0.002	0.0623	0.2855
$UR_{it}(0.560 \leq UR < 0.763)$	0.1111	0.0531	2.09	0.037	0.0068	0.2155
$UR_{it}(UR \geq 0.763)$	0.0319	0.0560	0.57	0.570	-0.0782	0.1419
截距项	2.2467	0.5100	4.40	0.000	1.2443	3.2491

陆两组^②,并分组进行回归,结果见表6中第(1)与(2)列。其次,通过剔除极端值,消除极端值对模型(1)回归结果的干扰,具体剔除人口城镇化样本值中低于5%及高于95%分位数值极端值并进行回归,结果见表6中第(3)列。

表6中,核心解释变量人口城镇化均显著为正,表明实证结果的稳健与可靠性水平较高。值得注意的是,人口城镇化、技术进步、开放程度及国际金融危机对工业结构升级的影响存在地区差异。具体表现为人口城镇化与技术进步的估计系数沿海明显小于内陆,而开放程度的估计系数沿海却大于内陆,国际金融危机在沿海与内陆却表现出相反的影响方向。可能的解释是沿海地区人口城镇化与技术进步水平要远高于内陆,根据“稻田条件”,其对工业结构升级的边际贡献就要小于内陆。因此,沿海地区人口城镇化及技术进步对工业结构升级的影响程度小于内陆。同时,沿海地区开放经济环境更易受益于知识与技术溢出,进而加快技术进步与工业结构优化,而内陆更多“扮演”承接沿海地区落后产业转移的“尴尬”角色,其直接受益于开放经济的机会较少、水平较低,也就造成了开放程度对沿海的影响程度更大。最后,2008年国际金融危机的爆发,严重冲击了过于依赖出口贸易的沿海地区的工业发展,抑制了其工业结构升级。中央政府虽制定多方位经济刺激,但对沿海地区而言,其形成实效仍需时日,内陆则“因祸得福”,惠于政策,在某种程度上有利于推动工业结构升级,故国际金融危机对工业结构升级的影响表现出明显的地区差异。其余变量统计上的显著性水平及其回归系数符号变化较小。

四、结论与启示

工业结构升级是新常态下实现工业增长方式转变、激发经济活力的关键路径,而人口城镇化是保持经济持续健康发展的强大引擎。本文通过构建两部门理论模型,初步发现人口城镇化对工业结构升级存在积极的推动效应。并基于1997—2012年中国省际面板数据,实证检验了人口城镇化对工业结构升级的影响。结果表明,总体上,人口城镇化显著地促进了工业结构升级,但其存在门槛效应和地区差异。随着人口城镇化水平的上升,人口城镇化对工业结构升级的正向效应逐渐减弱,当人口城镇化水平超过0.763时,其效应已不明显。与沿海地区相比,内陆地区人口城镇化的效应要更明显一些。本文的政策启示有以下几个方面:

(1) 坚持人口集聚和产业集聚协调推进,强化城镇产业就业支撑,优化城镇产业结构与布局,增强城镇对就业、要素集聚及产业发展的吸纳能力,完善教育、就业、养老、医疗卫生等公共服务和社会福利供给机制,合理引导人口流动和人口集聚。

(2) 坚持制度创新,有序推进人口管理制度改革,大力深化土地管理制度改革,建立新型城镇化资金保障机制,健全城镇住房制度,落实户籍管理、土地管理、公共服务、财税金融与行政管理等涉及城镇化协调发展重点领域和关键环节的深化改革,更好地发挥制度的保障与指导作用。

表6 稳健性检验回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
UR	0.045 8 [*] (1.64)	0.052 3 ^{**} (1.98)	0.052 2 ^{**} (2.23)
H	0.271 3 ^{**} (2.03)	0.194 0 (1.60)	0.228 8 ^{**} (2.20)
TP	0.0386 ^{**} (2.49)	0.097 1 ^{***} (5.89)	0.110 7 ^{***} (6.94)
OD	0.620 0 ^{***} (3.23)	0.095 1 (1.54)	0.072 9 ^{***} (3.35)
ED	-0.479 4 ^{**} (-2.14)	-0.349 8 ^{***} (-4.45)	-0.401 4 ^{***} (-6.01)
ED ²	0.021 2 [*] (1.88)	0.011 3 ^{**} (2.52)	0.013 7 ^{***} (3.69)
MC	0.008 9 ^{**} (2.27)	0.002 6 (1.16)	0.002 1 (1.01)
IF	0.031 3 ^{**} (2.36)	0.022 5 ^{**} (2.57)	0.016 8 [*] (1.87)
RI	1.147 1 ^{**} (2.14)	0.605 5 ^{**} (2.11)	0.574 9 ^{**} (2.46)
T	-0.049 4 ^{***} (-2.78)	0.008 9 (1.09)	0.002 7 (0.37)
截距项	2.129 0 ^{**} (1.96)	1.336 3 ^{***} (3.57)	1.546 3 ^{***} (4.92)
组内R ²	0.275 1	0.232 1	0.269 2
样本数	176	304	432

注:1. *、**、***分别表示通过10%、5%、1%显著性水平检验。2. 括号内为t值。

(3) 优化沿海与内陆接力、协调发展模式。沿海地区以先进装备制造业、战略性新兴产业和现代服务业为发展重点,继续支撑和引领经济社会发展;同时,依托基础设施网络和信息网络建设,积极深化沿海与内陆区域间分工协作和功能互补,引导有市场、有效益的工业向内陆转移,构建一体化工业发展新模式,打造“阶梯式”工业结构升级新通道。

参考文献:

- [1]何蕾. 中国工业行业产能利用率测度研究——基于面板协整的方法[J]. 产业经济研究, 2015(2): 90-99.
- [2]AMSDEN A H. Asia's next giants: South Korea and late industrialization [M]. New York: Oxford University Press, 1989.
- [3]WADE R. Governing the market: economic theory and the role of government in East Asian industrialization [M]. Princeton: Princeton University Press, 1990.
- [4]DING J, GE X, CASEY R. “Blue competition” in China: current situation and challenges [J]. Marine policy, 2014, 44: 351-359.
- [5]BECK T, LEVINE R, CLASSIFICATION J, et al. Industry growth and capital allocation: does having a market-or bank-based system matter? [J]. Journal of financial economics, 2002, 64(2): 147-180.
- [6]FISMAN R, LOVE I. Trade credit, financial intermediary development and industry growth [J]. Journal of finance, 2003, 58(1): 353-374.
- [7]DEWICK P, GREEN K, FLEETWOOD T, et al. Modelling creative destruction: technological diffusion and industrial structure change to 2050 [J]. Technological forecasting & social change, 2006, 73(9): 1084-1106.
- [8]PENEDER M. Industrial structure and aggregate growth [J]. Structural change & economic dynamics, 2003, 14(4): 427-448.
- [9]张彬, 桑百川. 中国制造业参与国际分工对升级的影响与升级路径选择——基于出口垂直专业化视角的研究 [J]. 产业经济研究, 2015(5): 12-20.
- [10]蒋贤品, 潘申彪. 开放经济对工业结构变迁的影响——基于浙江省的分析 [J]. 国际贸易问题, 2011(2): 82-89.
- [11]李文君, 李博. 国际金融危机对中国工业结构变迁的影响及对策分析 [J]. 经济学动态, 2009(10): 25-28.
- [12]王秋彬. 工业行业能源效率与工业结构优化升级——基于 2000—2006 年省际面板数据的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010(10): 49-63.
- [13]戴魁早. 中国工业结构变迁的驱动因素: 1985—2010 [J]. 当代经济科学, 2012(6): 1-14.
- [14]郭勇. 国际金融危机、区域市场分割与工业结构升级——基于 1985—2010 年省际面板数据的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2013(1): 19-31.
- [15]吴福象, 沈浩平. 新型城镇化、创新要素空间集聚与城市群产业发展 [J]. 中南财经政法大学学报, 2013(4): 36-42, 159.
- [16]杨文举. 中国城镇化与产业结构关系的实证分析 [J]. 经济经纬, 2007(1): 78-81.
- [17]MICHAELS G, RAUCH F, REDDING S J. Urbanization and structural transformation [J]. Quarterly journal of economics, 2012, 127(2): 535-586.
- [18]蓝庆新, 陈超凡. 新型城镇化推动产业结构升级了吗? ——基于中国省级面板数据的空间计量研究 [J]. 财经研究, 2013(12): 57-71.
- [19]沈正平. 优化产业结构与提升城镇化质量的互动机制及实现途径 [J]. 城市发展研究, 2013(5): 70-75.
- [20]肖功为, 贺翀. 中国产业结构优化升级引致的城镇化效应研究——一个省级面板分位数模型的实证检验 [J]. 财经理论与实践, 2013(5): 90-94.
- [21]HOPE K R. Urbanization and urban growth in Africa [J]. Journal of Asian & African studies, 1998, 33(4): 345-358.
- [22]ROMER P M. Increasing returns and long-run growth [J]. Journal of political economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [23]LUCAS R E. On the mechanics of economic development [J]. Journal of monetary economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [24]EATON B, ECKSTEIN O. Cities and growth: theory and evidence from France and Japan [J]. Regional science & urban

- economics, 1994, 27(4): 443-474.
- [25]沈坤荣,蒋锐. 中国城市化对经济增长影响机制的实证研究[J]. 统计研究, 2007(6): 9-15.
- [26]BLACK D, HENDERSON V. A theory of urban growth[J]. Journal of political economy, 1999, 107(2): 252-284.
- [27]王金营,董正信,兰学莉. 人口城镇化对人力资本和物质资本效用发挥影响的分析[J]. 人口学刊, 2005(6): 13-17.
- [28]戴永安,张曙霄. 城市经济效率演进的人口城市化中介机制研究[J]. 中国人口科学, 2010(6): 79-88, 112.
- [29]CANTOS P, GUMBAU-ALBERT M, MAUDOS J. Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: evidence of the Spanish case[J]. Transport reviews, 2005, 25(1): 25-50.
- [30]田新民,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(7): 107-118.
- [31]孙永强,巫和懋. 出口结构、城市化与城乡居民收入差距[J]. 世界经济, 2012(9): 105-120.
- [32]吕岩威,孙慧. 中国战略性新兴产业技术效率及其影响因素研究——基于18个大类行业面板数据的分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2013(11): 137-146.
- [33]沈琳. 技术创新对中国高技术产品出口复杂度影响的实证研究[J]. 南京财经大学学报, 2015(1): 14-19.
- [34]单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952—2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17-31.
- [35]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [36]李卫华. 现代比较优势理论剖析[J]. 中南财经政法大学学报, 2007(1): 16-20.
- [37]COE D T, HELPMAN E, HOFFMAISTER A W. North-South R&D spillovers[J]. The economic journal, 1997, 107(440): 134-149.
- [38]李小平,卢现祥,朱钟棣. 国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长[J]. 经济学(季刊), 2008(2): 549-564.
- [39]董晓庆,赵坚,袁朋伟. 国有企业创新效率损失研究[J]. 中国工业经济, 2014(2): 97-108.
- [40]吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3): 15-27.

注释:

- ①数据来源于国家统计局。
- ②沿海包括北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南等 11 个省份,内陆包括内蒙古、山西、黑龙江、吉林、江西、安徽、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 19 个省份。
- (责任编辑: 禾 日)

The Effect of Population Urbanization on Upgrading of Industrial Structure

LI Jing, WANG Pengpeng

(School of Public Affair, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: Based on two-sector theoretical model and China's provincial panel data during 1997—2012, this paper empirically tests the impact of population urbanization on upgrading of industrial structure. The results shows that population urbanization significantly promotes the upgrading of industrial structure in general, but with threshold effect and regional differences. The effect of population urbanization on upgrading of industrial structure obeys the law of diminishing marginal, which means the positive effect is gradually decreasing along with the rise of the population urbanization. When the population urbanization level is more than 0.763, its effect is not obvious. Compared with the coastal areas, the effect of population urbanization in inland areas is more significant. Accordingly, the policy suggestions are put forward.

Key words: population urbanization; upgrading of industrial structure; two-sector model; threshold effect; regional differences