

人力资本对产业结构转型升级的空间效应研究

——基于动态空间 Durbin 模型

林春艳¹ 孔凡超¹ 孟祥艳²

(1.山东财经大学统计学院,山东 济南 250014 2.山东财经大学金融学院,山东 济南 250014)

[摘 要] 基于 1997–2013 年中国省域面板数据,构建动态空间 Durbin 模型研究人力资本对产业结构转型升级的空间传导路径,并对其空间溢出效应进行长、短期分析。研究表明,人力资本存量和人力资本结构空间溢出效应明显,且其短期直接效应均要显著小于长期直接效应。总体来说,人力资本存量有利于产业结构合理化发展,且存在长期空间溢出效应。而人力资本结构的提高能够显著促进产业结构高级化发展,其空间溢出效应明显。此外,我国产业结构转型升级的进程还受区域产业结构发展程度、人力资本与技术结合度等因素的影响。

[关键词] 人力资本;人力资本结构;产业结构;动态空间 Durbin 模型

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2017.06.014

[中图分类号] F061.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2095-3410(2017)06-0122-08

一、引言

产业结构转型升级是生产要素(物质资本、人力资本等)在各产业间流动配置的动态过程,也是要素配置、技术进步以及市场导向综合作用结果。作为经济发展的基础,人力资本的规模和结构在很大程度上决定了该地区产业结构转型升级能力,其与产业结构的匹配程度直接影响着产业结构转型升级的质量、方向和效率(王力南,2012)^[1]。近年来,人力资本概念被广泛应用于经济增长、就业、收入分配等领域的研究中。首先,绝大多数学者认同人力资本水平的提升有利于产业结构转型升级,其促进作用主要体现在:一方面,人力资本的积累会产生“集聚效应”,这种比较优势会使相关产业或者部门率先进入规模报酬递增阶段,人力资本“配置能力”和“结构红利”保证了产业部门的转化能力,促进传统产业部门进行自我调

整和升级(Peneder,2003)^[2]。另一方面,人力资本提高不仅体现在其存量增加上,更表征为其所产生的功能效应。人力资本外部性特征在提高产业或部门生产效率同时,使产业结构朝合理化方向发展(代谦等,2006)^[3]。此外,人力资本通过“干中学”和“知识外溢”传导效应,诱发产业部门的技术研发与创新,进而推动产业结构向高级化发展(Romer,1990^[4];Ciccone et al,2009^[5])。其次,人力资本是产业结构转型升级的关键环节,人力资本结构与产业结构的耦合相似程度,很大程度上决定了劳动力、物质资本以及人力资本在产业间的配置效率。齐鹰飞和王伟同(2014)^[6]、张桂文和孙亚南(2014)^[7]认为产业结构转型升级需要一定的人力资本结构与之相适应,两者匹配程度越高,产业转换速度 and 创新能力越高效,产业结构转型升级进程越快。

[基金项目] 本文是国家自然科学基金项目“政策约束下基于不同风险测度的最优保险投资策略”(项目编号:71671104)、山东省社会科学规划重点项目“‘一带一路’倡议背景下中国生产性服务业结构升级转型路径研究”(项目编号:17BJJJ03)、山东省自然科学基金项目“基于变精度函数粗集理论的金融高频数据挖掘方法研究”(项目编号:ZR2013AQ019)和山东省统计科研重点课题项目“基于空间统计方法的我国人力资本与产业结构升级关系研究”(项目编号:KT16210)的阶段性成果。

[作者简介] 林春艳(1965–),女,山东乳山人,山东财经大学统计学院教授,博士生导师。主要研究方向:数理统计、经济统计。

关于人力资本与产业结构的研究,大致可分为两个维度进行总结,一是从人力资本存量角度。靳卫东(2010)^[8]等研究表明,人力资本存量是产业结构转型升级的重要因素,人力资本存量与产业间生产要素流动性正相关,其水平在很大程度上决定着产业结构转型的速度、升级的效率。周海银(2014)^[9]认为人力资本水平的提升能够显著推动我国中、东部地区产业结构转型升级。此外,欧阳峤等(2010)^[10]发现人力资本与劳动资本、物质资本以及技术水平存在密切相关关系,其在降低产业部门生产成本的同时,能够提高技术创新效率,促进产业结构升级。张其春等(2010)^[11]、张若雪(2010)^[12]研究认为我国产业结构转型升级速度缓慢,其主要原因在于我国人力资本存量较低、人力资本的产业分布失衡等。二是从人力资本结构角度。黄玖立等(2009)^[13]、张国强等(2010)^[14]认为,由于区域间劳动力质量水平差异,及人力资本的异质性特征,人力资本结构分布对产业结构升级作用呈现出明显的区域差异特点,从而使得人力资本与产业结构关系变得更为复杂。而廖楚晖等(2008)^[15]研究发现,人力资本结构对我国不同区域经济增长的贡献作用差异明显,这可能是由于产业部门或地区间劳动力流动、技术差异,以及产业间人力资本的投入产出函数不同等因素造成的。

从已有相关文献,不难发现,一方面大多数文献主要集中于人力资本与经济增长的关系研究(李娅等,2016)^[16],缺乏其与产业结构转型升级关系的研究,且大部分学者研究人力资本时仅局限于人力资本存量角度,并未考虑人力资本异质性。另一方面,上述文献多采用经典计量模型或者相关分析方法进行分析,其不足之处在于:由于区域经济发展不平衡性,人力资本和产业结构转型升级具有显著空间关联性。尽管已有学者考虑到人力资本所具有的外溢性特质(肖志勇,2010^[17];钱晓桦等,2010^[18]),但难以有效衡量出人力资本对产业结构转型升级的空间溢出效应。故本文在测度中国产业结构合理化和高级化基础上,引入动态空间 Durbin 模型,从空间溢出视角分别探讨人力资本对产业结构合理化和高级化的空间传导路径,并进一步剖析人力资本的长、短期空间溢出效应。

二、模型构建

(一)模型说明

本文在空间相关性检验和模型选择检验基础上建立动态空间面板模型,其优势主要体现在:一是可以衡量模型中空间直接效应和溢出效应的动态变化。二是将被解释变量滞后项及其空间系数纳入模型中,减少因遗漏变量所产生的模型偏误。

由于空间效应系数在工具变量法估计中的不可控性,对于所设定模型可能出现的内生性问题,处理方法主要有:一是将变量空间滞后项纳入到动态空间 Durbin 模型中,可以消除因遗漏变量所引起的内生性问题;二是运用极大似然估计方法进行估计,似然函数雅可比项能够对空间系数估计起到有效约束作用;三是动态空间 Durbin 双向固定效应模型,能够消除随时点变化但不随地区变化的因素所产生的影响,在一定程度上能够降低内生性影响。

(二)模型设定

静态空间 Durbin 模型构建形式如下:

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha \iota_N + X_t \beta + WX_t \theta + \varepsilon \quad (1)$$

在此基础上,本文借鉴 Elhorst (2014)^[19]、LeSage & Pace (2009)^[20]所建立的动态空间 Durbin 模型($\tau \neq 0, \eta \neq 0$),如式(2)和式(3):

$$Y_t = \tau Y_{t-1} + \delta WY_t + \eta WY_{t-1} + X_t \beta_1 + WX_t \beta_2 + v_t \quad (2)$$

$$Y_t = (I - \delta W)^{-1} (\tau I + \eta W) Y_{t-1} + (I - \delta W)^{-1} (X_t \beta_1 + WX_t \beta_2) + (I - \delta W)^{-1} v_t \quad (3)$$

式中, Y_t 为被解释变量,是 $N \times 1$ 向量,代表产业结构合理化 IR 高级化 IS, X 是解释变量,是 $N \times K$ 矩阵, ι_N 为 $N \times 1$ 单位矩阵, ε 和 v_t 分别为模型误差项, W 为空间权重矩阵, WY_t 为空间滞后变量, WY_{t-1} 为空间和时间滞后变量。

通过动态空间 Durbin 模型可导出短期效应和长期效应表达式,短期效应表达式为:

$$\left[\frac{\partial e(Y)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \right]_t = (I - \delta W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W) \quad (4)$$

长期效应表达式为:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \right] = [(1 - \tau) I - (\delta + \eta) W]^{-1} [\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W] \quad (5)$$

短期效应矩阵的对角元素代表短期直接效

应^①,非对角元素代表短期间接效应^②,长期效应矩阵的对角元素代表长期直接效应,非对角元素代表长期间接效应。

(三)空间权重选择

建立空间计量模型首要问题是选择合适的空间权重矩阵,现有空间计量文献中的设置方法通常有:一是采用空间邻接权重矩阵;二是考虑地区间不相邻但由于临近可能存在的相互作用关系,而采用空间地理距离权重矩阵;三是从区域经济组织邻近特征角度构造经济距离权重矩阵,以充分考虑区域经济发展特征等组织邻近间因素的影响作用。

考虑到地区间产业结构的协同效应以及人力资本的外部性,本文将在经济距离权重矩阵基础上研究人力资本与产业结构转型升级的空间作用关系。其中,空间地理距离权重矩阵用 W_1 表示,矩阵元素 W_{ij} 为空间单元 i, j 两地区省会间地理距离的平方倒数,由于经济水平差异会使省份间的相互空间影响强度不同^③,故在 W_1 基构造 $W_2 = W_1 \text{diag}(\bar{y}_1/\bar{y}, \bar{y}_2/\bar{y}, \bar{y}_3/\bar{y}, \dots, \bar{y}_n/\bar{y})$, \bar{y}_i 为第 i 省份人均 GDP, \bar{y} 为总人均 GDP。

三、变量说明和数据来源

(一)变量说明

1.被解释变量

本文将从产业结构合理化和高级化两个方面进行展开:产业结构合理化实质上是衡量产业间资源有效利用水平。有学者采用结构偏离度来衡量产业结构合理化发展,也有学者将泰尔指数形式运用到产业结构变迁对经济增长的影响研究等^[21]。本文在保留结构偏离度原有形式基础上,将各产业比重作为重要程度直接纳入其中,具体公式为(6):

$$IR = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \left| \frac{Y_i/Y}{L_i/L} - 1 \right| \quad (6)$$

式(6)中, L_i 和 Y_i 分别为 i 产业就业人数和产值。 Y_i/L_i 反映各产业部门生产率水平, Y_i/Y 反映 i 产业部门产出结构, L_i/L 反映 i 产业部门就业结构,进一步说明, IR 也能体现出产出结构和投入结构的耦合相似度。 IR 越小,表明产业结构越向合理化方向发展。

产业结构高级化发展程度主要体现在“经济服务化”上,即第三产业发展速度要显著快于第二产

业。故本文将第三产业增加值与第二产业增加值比值(IS)来表示“服务化”程度,即 IS 值愈大,说明产业结构在朝高级化方向发展。

2.核心解释变量

大部分实证研究中用平均受教育年限或者教育投入衡量人力资本水平,认为人力资本是同质的,而这实际上忽略了人力资本的异质性特征。本文核心解释变量包括人力资本存量和人力资本结构。

人力资本存量($\ln H$):已有文献中人力资本存量的衡量方法较多,常见的指标有平均受教育年限、教育支出比重、人力资本投资规模、中学入学率等。与大多数实证文献选用的指标保持一致,本文采用各省平均受教育年限衡量各省人力资本存量,即分别将小学、初中、高中、大专及以上的受教育年限设定为6年、9年、12年和16年,并以各教育阶段人口比例作为相应权重,分别计算各省份的平均受教育年限。相应教育人口数据均来自于《中国统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

人力资本结构($\ln HR$):人力资本存量反映出人力资本整体规模的变化,但并未刻画出人力资本结构的变化,考虑到产业结构转型升级中人力资本需求差异性特点,为加以区分产业结构转型升级中的劳动力异质性作用,本文构造人力资本结构指标,本文用大专及以上受教育人口比重作为其衡量指标。

3.控制变量

资本存量($\ln K$):借鉴张军做法,使用永续盘存法估算资本存量,折旧率 δ 设为 9.6%,具体计算公式为: $K_{it} = I_{it}/P_{it} + (1 - \delta) K_{i,t-1}$, $P_{it} = U_{it} * P_{i,t-1}$, 利用公式计算各省份 1997-2013 年资本存量,并将各省资本存量占相应 GDP 比重的对数值作为衡量指标。由于西藏个别年份固定资产价格指数缺失,本文采用同时期商品消费价格指数代替。技术创新($\ln P$):现有大部分文献大多采用专利授权量或者申请量衡量技术创新,由于专利授权的时滞性,以及专利申请性质类型,本文采用发明专利申请量来反映技术创新发展程度。贸易开放度($Trade$):采用各省份贸易依存度衡量各省贸易开放度,即各省进出口总额占相应 GDP 比重,贸易开放度能够反映出国外需求对产业结构的拉动作用,各省进出口总额按当年汇率进行换算。政府支出(Gov):采用各省政

府支出占相应 GDP 比重衡量各省的政府支出规模。

(二)数据来源

本文以全国 31 个省市(自治区)为研究对象,考虑到相关数据的统计口径变化和可获得性,为保持前后一致性,本文所选取的样本时间段为 1997-2013 年。本文涉及的数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、国泰安数据库、中经网以及中国科技网。

四、实证结果分析

(一)空间相关性检验

在建立空间计量模型前,应先要判断是否存在空间相关性或者空间交互作用,常用的空间检验方法有 Moran’s I 指数检验和稳健 LM 检验。

本文采用全局 Moran’s I 指数对产业结构合理化和高级化分别进行空间自相关检验,在经济距离权重矩阵的基础上,对于合理化和高级化,在核心解释变量为 lnH 时, Moran’s I 值分别为 0.178 和 0.035,对应 t 值为 7.47 和 2.25,核心解释变量为 lnHR 时, Moran’s I 值分别为 0.155 和 0.099,对应 t 值为 6.52 和 4.23,t 值表明 Moran’s I 值均通过了 5% 的显著性水平检验,说明我国产业结构在其转型升

级过程中存在正向空间关联性,对于 lnH 和 lnHR,产业结构合理化的正向空间相关性都要明显大于高级化。此外,本文还验证了在空间邻近矩阵和地理距离权重矩阵下的 Moran’s I 值,其相对应值明显偏小,这进一步说明对于经济距离特征相近的省份,其产业结构转型升级存在更为明显的空间相关性。

除此之外,借助稳健 LM 检验方法对无空间交互作用模型进行检验,由表 1 结果表明,(1)-(6)模型中稳健 LM 检验值(R-LMLag)均通过 5%显著性水平检验,即应拒绝无空间滞后因变量原假设;R-LMerror 值除(4)模型没有通过 5%显著性水平检验外,其余模型均通过 5%的显著性水平检验,即拒绝无空间自相关误差项原假设,则稳健 LM 检验表明产业结构合理化模型中存在空间交互作用。由表 2 结果表明,除(6)模型中 R-LMLag 值和(1)模型中 R-LMerror 值外,其他模型中的 R-LMLag 值和 R-LMerror 值均通过 5%显著性水平检验,即从整体来看,产业结构高级化模型中也存在空间交互作用。

由空间相关性检验结果和稳健 LM 检验结果,可认为模型中存在空间相关关系或者空间交互作用,即有必要建立空间计量模型进行探究。

表 1 人力资本对产业结构合理化的影响(无空间效应面板模型)

变量	地区固定效应		时间固定效应		地区时间固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnH	0.314(0.22)	-	-1.086(-6.09)	-	-0.510(-1.79)	-
lnHR	-	-1.298(-2.15)	-	-4.745(-9.56)	-	-1.023(-1.59)
Trade	-0.175(-2.28)	-0.141(-1.82)	-0.994(-18.97)	-0.772(-13.39)	-0.468(-6.25)	-0.429(-5.50)
K	0.085(0.94)	-0.005(-0.04)	-0.268(-6.08)	-0.207(-4.86)	0.062(0.77)	-0.004(-0.05)
Gov	0.165(0.86)	0.337(1.96)	0.364(1.86)	0.752(4.80)	0.243(1.32)	0.098(0.58)
lnP	0.110(6.74)	0.071(4.43)	0.016(0.82)	-0.007(-0.37)	0.266(10.63)	0.267(10.64)
LogL	55.75	57.32	-231.79	-207.39	127.64	127.31
R-LMLag	11.085	17.44	72.632	53.37	24.142	20.54
R-LMerror	17.778	24.74	10.205	3.74	38.245	32.88

注:括号里数字为 t 值,下同。

表 2 人力资本对产业结构高级化的影响(无空间效应面板模型)

变量	地区固定效应		时间固定效应		地区时间固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnH	-0.345(-2.09)	-	0.218(1.77)	-	-0.176(-0.93)	-
lnHR	-	0.823(2.08)	-	3.612(11.09)	-	1.638(3.89)
Trade	-0.005(-3.21)	-0.029(-0.57)	0.438(12.06)	0.230(6.10)	0.113(2.28)	0.061(1.20)
K	-0.154(-2.64)	-0.097(-1.51)	-0.019(-0.63)	-0.115(-4.12)	-0.242(-4.49)	-0.141(-2.39)
Gov	-0.312(-2.47)	-0.472(-4.17)	0.571(4.21)	0.653(6.36)	-0.172(-1.39)	-0.209(-1.90)
lnP	-0.007(-0.69)	0.025(2.40)	-0.101(-7.15)	-0.096(-7.64)	-0.099(-5.95)	-0.085(-5.21)
LogL	280.17	280.16	-39.35	14.90	341.64	348.72
R-LMLag	5.96	17.54	9.61	16.86	4.39	1.36
R-LMerror	1.98	10.11	10.31	14.89	5.09	4.14

(二)空间模型选择检验

构建空间模型时,应先考虑空间 Durbin 模型,运用 LR 检验或 Wald 检验^④进一步确定空间 Durbin 模型是否能够简化为空间滞后模型(SAR)或者空间误差模型(SEM)。在此过程中,通常会涉及时点固定效应模型、地区固定效应模型和双向固定效应模型。为使所建模型具有说服力,本文还运用 LR 检验地区固定效应和时点固定效应是否联合显著。

由各模型中 LogL 值可计算得出 LR 检验值:表 1 中,对于产业结构合理化,(1)、(3)和(5)模型中 LR 值分别为 143.76 和 718.86,(2)、(4)和(6)模型中 LR 值分别为 139.98 和 669.4,均拒绝原假设,即可将相应模型扩展到双向固定效应模型。表 2 中,对于产业结构高级化,(1)、(3)和(5)模型相对应的 LR 值为 122.94、761.98,(2)、(4)和(6)模型中 LR 值为 137.12、667.64,则可将相应模型扩展到双向固定效应模型。此外,上述两模型中的 Wald-lag 值和 LR-lag 值均通过 1%或 5%显著性水平检验,故相比 SAR 和 SEM,空间 Durbin 模型更为适合该问题的研究。

(三)估计结果解释

在表 1 非空间模型中,对于产业结构合理化,在双向效应模型中,变量 lnH、lnHR、Trade 系数显著小于零,lnP 系数显著大于零,变量 K 和 Gov 在(1)–(6)中变化差异明显,这说明 lnH、lnHR 和 Trade 能够显著推动产业结构合理化发展,而 lnP 却抑制产业结构合理化发展,变量 K 和 Gov 系数不显著,且

其地区效应和时点效应差别明显。在表 2 中,对于产业结构高级化,变量 lnHR 系数显著大于零,变量 K 和 lnP 系数显著小于零,其余变量系数的方向及显著性变化并不稳定。

为消除因忽视其他因素(如产业政策、地区差异等)所产生的影响,本文在静态空间 Durbin 模型^⑤基础上构建动态空间 Dubin 模型,估计结果见表 3,为进一步说明动态空间 Durbin 模型是否会增加模型解释力,本文运用 LR 检验 Y_{t-1} 和 WY_{t-1} 系数的联合显著性,根据静、动态空间 Durbin 模型中的 LogL 值,计算 LR 值分别为 505.02、497.16、441.3、447.2,这说明动态空间模型能够显著增强模型解释力。

表 3 动态空间 Durbin 双向固定效应模型				
解释变量	产业结构合理化(lnR)		产业结构高级化(lnS)	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
y_{-1}	-0.628(-3.01)	-0.853(-5.17)	0.737(6.83)	0.529(3.48)
$w * y$	-0.035(-0.42)	0.104(1.45)	-0.011(-1.92)	-0.031(-1.37)
$w * y_{-1}$	-0.149(-4.60)	-0.113(-2.86)	0.143(0.95)	0.087(2.06)
lnH	-0.980(-3.38)	-	-0.134(-1.36)	-
lnHR	-	-0.018(-1.08)	-	1.764(5.15)
Trade	-0.217(-2.05)	-0.175(-4.27)	0.172(3.57)	0.146(4.22)
K	-0.048(-0.98)	-0.039(-1.62)	-0.221(-2.33)	-0.190(-2.50)
Gov	0.303(6.30)	0.126(2.11)	-0.107(-0.40)	-0.204(-1.73)
lnP	0.264(3.52)	0.212(4.64)	-0.105(-2.95)	-0.137(-4.36)
$w * lnH$	-1.072(-2.17)	-	-0.014(-1.31)	-
$w * lnHR$	-	-1.015(-1.03)	-	0.625(3.71)
$w * Trade$	-0.356(-3.04)	-0.417(-2.52)	0.068(1.98)	0.083(2.01)
$w * K$	0.205(4.76)	0.562(2.09)	-0.253(-2.40)	-0.194(-0.94)
$w * Gov$	0.487(0.16)	0.813(1.26)	-0.028(-1.39)	-0.236(-2.85)
$w * lnP$	0.410(3.75)	0.329(4.41)	0.037(5.21)	0.052(1.27)
LogL	412.67	409.2	574.5	580.1

主要效应分解	效应分解 产业结构合理化		产业结构高级化	
	动态空间 Durbin 固定效应模(1)	动态空间 Durbin 固定效应模(2)	动态空间 Durbin 固定效应模型(3)	动态空间 Durbin 固定效应模型(4)
短期直接效应(lnH)	-0.107 (-2.31)	-	-0.071 (-1.38)	-
短期间接效应(lnH)	-0.036(-1.26)	-	0.089 (2.11)	-
短期直接效应(lnHR)	-	0.023(1.02)	-	0.105 (3.16)
短期间接效应(lnHR)	-	-0.258(-0.95)	-	0.077 (1.58)
长期直接效应(lnH)	-0.891 (-3.54)	-	-0.129 (-0.65)	-
长期间接效应(lnH)	-1.736(-2.88)	-	-0.857 (-1.49)	-
长期直接效应(lnHR)	-	-0.144(-0.20)	-	1.758 (4.15)
长期间接效应(lnHR)	-	1.951(1.56)	-	0.941 (1.91)
长期直接效应(Trade)	-0.404(-4.86)	-0.265 (-3.04)	0.124(2.02)	0.117 (3.24)
长期间接效应(Trade)	-0.383 (-2.63)	-0.391 (-2.71)	-0.232 (-1.98)	-0.205 (-2.68)
长期直接效应(K)	-0.126(-1.47)	-0.072 (-0.79)	-0.207(-3.57)	-0.081 (-1.45)
长期间接效应(K)	0.327(2.12)	0.710 (3.77)	-0.339(-2.64)	0.023 (0.87)
长期直接效应(Gov)	0.334(1.74)	-0.021 (-0.11)	-0.035(-0.27)	-0.064 (-0.53)
长期间接效应(Gov)	1.081(2.13)	-0.382(-0.78)	-0.453(-0.97)	-0.756 (-2.25)
长期直接效应(lnP)	0.164 (5.73)	0.185 (6.76)	-0.088 (-4.44)	-0.092 (-5.08)
长期间接效应(lnP)	0.206 (3.60)	0.350 (5.99)	-0.013 (-0.27)	0.027 (0.72)

从动态空间模型(表3)中均可看出,人均受教育程度能够显著提升产业结构合理化程度,但对高级化作用并不显著,与之相反,人力资本结构有利于产业结构高级化发展,但却对合理化发展作用不明显。表3中,空间系数 $w * \ln H$ 和 $w * \ln HR$ 分别在模型(1)、(4)中显著不为零,即 $\ln H$ 、 $\ln HR$ 存在明显空间效应。在效应分解表4中,与 $w * \ln H$ 、 $w * HR$ 类似, $\ln H$ 、 $\ln HR$ 在模型(1)、(4)中的长期效应显著。(1)中 $\ln H$ 长期直接效应为-0.891,t值为-3.54,与非空间模型相比, $\ln H$ 系数为-0.510,被低估42.7%,又表3中 $\ln H$ 系数为-0.980,反馈效应为0.089,达到直接效应9.9%,(4)中 $\ln HR$ 长期直接效应为1.758,t值为4.15, $\ln HR$ 非空间系数为1.638,被低估了6.8%,(4)中 $\ln HR$ 系数为1.764,反馈效应为-0.006,达到直接效应-0.3%, $\ln H$ 和 $\ln HR$ 变量的反馈效应相对较小。表4(1)、(4)中 $\ln H$ 、 $\ln HR$ 的长期溢出效应分别为-1.736、0.941,t值为-2.88、1.91, $\ln H$ 、 $\ln HR$ 在(2)、(3)模型中的长期直接效应和溢出效应并不显著,与表3(2)、(3)中 $w * \ln H$ 和 $w * \ln HR$ 系数的显著性水平相吻合,这说明 $\ln H$ 在提高本地区产业结构合理化程度的基础上,能够显著促进地理经济邻近地区产业结构合理化发展,呈现出明显空间溢出效应特征,而 $\ln HR$ 则有利于产业结构高级化发展,并具有显著空间溢出效应。此外,长期来看,由于 $\ln H$ 发生变化,“邻近”地区产业结构合理化与本省份产业结构合理化变化之比为1.95:1,对于 $\ln HR$ 的变化,“邻近”地区产业结构高级化与本省份产业结构高级化变化之比为1:1.87。进一步表明,我国区域或省份间产业结构转型升级所表现出的相协同、相一致的发展特征,与我国“邻近”省份间人力资本存量及其结构的显著空间溢出效应存在较大关系。

从整体来看,表4中(1)-(4), $\ln H$ 、 $\ln HR$ 短期效应(绝对值)比相应长期效应要小,(1)中 $\ln H$ 的短期直接效应和溢出效应分别为-0.107、-0.036,长期直接效应和溢出效应分别为-0.891、-1.736,(4)中 $\ln HR$ 短期直接效应和溢出效应分别为0.105、0.077,长期直接效应和溢出效应分别为1.758、0.941, $\ln H$ 、 $\ln HR$ 短期溢出效应的显著性并不理想,但其长期直接效应和长期溢出效应均通过5%显著

性水平检验,这种现象可能与人均受教育程度 $\ln H$ 和人力资本结构 $\ln HR$ 所产生的影响效应在稳定之前都需要一定“缓冲”时间有关,在此期间人力资本所发挥的作用有限。另外,与静态Durbin模型相比,动态空间Durbin模型中 $\ln H$ 、 $\ln HR$ 等解释变量的长期直接效应(绝对值)明显要大,且各效应系数的显著性水平有所提高,从侧面说明静态空间模型低估了变量的长期效应,这也印证了建立动态空间Durbin模型的合理性。

表3模型(1)、(4)中, $\ln IR$ 滞后一期系数及 $w * y_{-1}$ 系数分别为-0.628、-0.149,t值为-3.01、-4.60, $\ln HR$ 滞后一期系数及 $w * y_{-1}$ 系数分别为0.529、0.087,t值为3.48、2.06,一方面说明产业结构转型升级不仅受核心变量和控制变量影响,还与地区间产业结构合理化和高级化的发展程度密切相关。另一方面,产业结构合理化(高级化)滞后期体现出空间“邻近”滞后影响作用,其不仅促进本省份当期产业结构合理化(高级化)发展,而且对与其合理化(高级化)程度相似的“邻近”省份具有显著推动作用,这说明若“邻近”省份间产业结构合理化(高级化)程度越相近,产业产出结构与要素结构匹配程度越高,各生产要素能够实现合理有效配置,这必然会进一步促进“邻近”省份间产业结构转型与升级。

人力资本存量能够显著提升产业结构合理化程度,人力资本结构有利于产业结构高级化发展。究其原因,人力资本存量水平的提高有利于劳动力等生产要素在地区和产业间自由流动,实现资源有效配置。但我国产业结构在由劳动密集型、资本密集型向技术密集型、知识密集型升级过程中,需要高技术、高学历人才与之相匹配,而现有人力资本存量水平还难以支撑产业结构升级,一方面可能与我国缺乏高层次、高素质、高技能的人才有关,另一方面可能是由于劳动力流动的城乡二元结构、教育经费投资不均衡等原因造成的。

从控制变量的角度来看,表3中,(1)、(2)的 $\ln P$ 系数分别为0.264、0.212,t值为3.52、4.64,(3)、(4)的 $\ln P$ 系数为-0.105、-0.137,对应t值为-2.95、-4.36,这说明以发明专利申请量衡量的技术创新并不利于我国产业结构合理化和高级化的提高,究其

原因,这可能与我国技术创新主要集中于工业企业(第二产业)或者技术研发创新能力不足等因素有关。为进一步确定人力资本在其中的作用,本文还分别将人力资本存量、人力资本结构与技术创新的连乘项引入到模型中^⑥,结果发现连乘项($\ln H * \ln P$ 或 $\ln HR * \ln P$)系数在产业结构合理化模型和产业结构高级化模型中均显著为负,这表明人力资本整体水平的提高有助于产业结构合理化的提高,但却不利于产业结构高级化发展,即在产业结构升级过程中,人力资本并未与技术创新实现有效结合,或者我国人力资本结构未有效满足产业结构高级化发展的需求。

此外,政府支出有利于产业结构合理化发展,但其却对产业结构高级化作用不显著。贸易开放度有利于产业结构向合理化发展,且空间溢出效应明显,尽管其对本地区产业结构高级化具有长期正向直接效应,但其长期空间溢出效应却为负向。资本存量在表3中(1)、(2)系数不显著,(3)、(4)中显著为负,在表4(1)中长期空间溢出效应显著为正,这说明资本存量并不利于我国现阶段产业结构转型升级。贸易开放度和资本存量的影响作用与王力南研究结论相一致,这可能是由于资本存量投资主要集中于重工业,使得产业结构转型升级步伐缓慢,而贸易开放度可以有效带动第三产业发展,从而推动产业结构升级。

五、启示

结合本文研究结论,针对两者关系提出政策建议如下:

一是,重视我国产业结构转型升级的空间区域联动机制。我国产业结构转型升级具有明显空间关联性,各区域或省份相关部门在依据本省份经济发展水平、资源禀赋等方面的基础上,还应重视产业结构区域关联带动效应,相关决策的制定要充分考虑到邻近区域或者省份的人力资本水平特点和产业结构政策,发挥省际产业结构转型升级的协同效应。二是,有效利用人力资本的空间溢出效应。即应充分利用人力资本对产业结构转型升级的空间辐射效应,加强“邻近”区域间人力资本水平的关联性,从而使其空间促进作用达到最大化。三是,在提高人力资本存量的同时,更应注重人力资本结构的优化。

因此,一方面在加大对高等教育财政支持的同时,更应使高等教育资源实现区域间协调化和均衡化,加强创新型、技术型人才的交流和引进,优化人力资本结构。另一方面,鼓励并扶持企业对劳动者的职业技术教育培训,提高劳动者技能和素质,从而促进生产要素的有效配置。四是,促进人力资本与技术创新相结合,增加人力资本的产出效率,从而推进产业结构转型与升级。

【注】

- ①直接效应:某单元特定解释变量变化引起本单元被解释变量的变化。
- ②间接效应:也称溢出效应,某单元特定解释变量的变化引起其他单元被解释变量变化。
- ③例如,由于经济发展程度不同,北京对天津空间影响作用与天津对北京作用会明显不同,而这是 w_i 无法衡量出来的。
- ④若空间滞后模型和空间误差模型能够进行估计,检验可以采用^{LH}检验形式,若其中存在空间模型不能被估计情况,检验则只能采用^{Wald}检验形式。
- ⑤限于篇幅原因,静态Durbin模型估计结果和效应分解并未列出,有意者可想作者索取。
- ⑥将其连乘项替代原来的 $\ln H$ 、 $\ln HR$ 和 $\ln P$,限于篇幅原因,结果并未给出。

参考文献:

[1]王力南. 产业结构调整驱动因素:人力资本投资[J]. 统计与决策,2012,(06):167-169.

[2]Peneder M. Industrial Structure and Aggregate Growth[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2003, 14(4): 427-448.

[3]代谦,别朝霞. 人力资本、动态比较优势与发展中国家产业结构升级[J]. 世界经济,2006,(11):70-96.

[4]Romer P. M. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy,1990,98(5):s71-s102.

[5]Ciccone A, Papaioannou E. Human Capital, the Structure of Production, and Growth[J]. The Review of Economics and Statistics,2009,91(1):66-82.

[6]齐鹏飞,王伟同. 人口发展与产业结构调整:经济可持续发展的双驱动力[J]. 中国人口科学,2014,(04):121-125.

[7]张桂文,孙亚南. 人力资本与产业结构演进耦合关系的实证研究[J]. 中国人口科学,2014,(06):96-128.

- [8]靳卫东. 人力资本与产业结构转化的动态匹配效应:就业、增长和收入分配问题的评述[J]. 经济评论,2010,(06):137-142.
- [9]周海银. 人力资本与产业结构升级——基于省际面板数据的检验[J]. 东岳论丛,2014,(09):95-99.
- [10]欧阳晓,刘智勇. 发展中大国人力资本综合优势与经济增长——基于异质性与适应性视角的研究[J]. 中国工业经济,2010,(11):26-35.
- [11]张其春,郝永勤. 福建省人力资本与产业结构协同现状及发展研究[J]. 华东经济管理,2006,(03):4-8.
- [12]张若雪. 人力资本、技术采用与产业结构升级[J]. 财经科学,2010,(02):66-74.
- [13]黄玖立,冼国明. 人力资本与中国省区的产业增长[J]. 世界经济,2009,(05):27-40.
- [14]张国强,温军,汤向俊. 中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级[J]. 中国人口·资源与环境,2011,(10):138-146.
- [15]廖楚晖,杨超. 人力资本结构与地区经济增长差异[J]. 财贸经济,2008,(07):54-56.
- [16]李娅,王希元. 中国政府人力资本投资的增长效应与最优规模研究[J]. 云南财经大学学报,2016,(05):51-61.
- [17]肖志勇. 人力资本、空间溢出与经济增长——基于空间面板数据模型的经验分析[J]. 财经科学,2010,(03):61-68.
- [18]钱晓烨,迟巍,黎波. 人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2010,(04):107-121.
- [19]Elhorst J.P. Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels[M]. Springer Heidelberg New York Dordrecht London,2014.
- [20]Lesage J.P, Pace P.K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. CRC Press Taylor & Francis Group,2009.
- [21]干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,(05):4-31.

(责任编辑:刘 军)

Research on Spatial Effect of Human Capital on Industrial Transformation and Upgrading ——Based on Dynamic Spatial Durbin Model

LIN Chunyan¹, KONG Fanchao¹, MENG Xiangyan²

(1.School of Statistics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2.School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: Based on China's Provincial Panel Data from 1997 to 2013, we use dynamic spatial Durbin model to study the spatial effect of Human capital on industrial restructuring and upgrading and analyze the long- and short- term spatial spillover effect. The results show that the spatial spillover effect of both the amount and structure of human capital appears to be significant, and the direct short-term effect is obviously smaller than that of long term. In general, the amount of human capital has a positive effect on the rational development of the industrial structure and presents a long-term spatial spillover effect. The improvement of Human capital structure can significantly optimize the industrial structure and has obvious spatial spillover effect. In addition, industrial transformation and upgrading are vulnerable to the level of regional development of industrial structure and the combined degree of human capital and technology.

Key Words: Human capital; Human capital structure; Industrial structure; Dynamic spatial Durbin model