

# 人力资本集聚对产业结构升级 影响的非线性特征\*

## ——基于 PSTR 模型的实证研究

孙海波 焦翠红 林秀梅

(吉林大学数量经济研究中心 吉林长春 130012)

**摘要：**本文构建面板平滑转换模型，运用我国 2003—2013 年的省级面板数据，研究了人力资本集聚对产业结构升级的影响。结果不仅支持人力资本集聚与产业结构升级之间“U”型关系的存在，还表明人力资本集聚对产业结构升级存在经济发展水平的门限效应。当前经济较为发达的东部省份已进入人力资本集聚对产业结构升级的正向影响阶段，而中西部地区大部分省份尚未跨越经济发展水平的临界值，人力资本集聚并不利于这些省份产业结构改善。进一步，为克服由人力资本集聚与产业结构升级双向因果关系带来的内生性问题，本文构建联立方程模型重新进行检验，发现所得结果与面板平滑转换模型结果相一致，表明本文结论具有很好的稳健性。

**关键词：**人力资本集聚 产业结构升级 非线性特征 PSTR 模型

### 一、引言

改革开放以来，中国产业结构发生深刻变革，主要表现为农业增加值比重逐渐下降，工业与服务业增加值比重不断攀升。但我国产业结构调整仍面临严峻挑战，集中体现为产业发展质量低下、发展方式粗放，以及产业结构不合理等问题。2014 年，全国层面来看，第二产业增加值比重为 42.7%，第三产业增加值比重为 48.1%，虽然第三产业增加值比重已经超过第二产业，但与发达国家相比还存在一定差距，发达国家服务业增加值占 GDP 比重已超过 70%；分地区层面来看，东部地区第三产业增加值比重为 48.81%，中西部地区第三产业增加值比重为 40.27%。可见，当前我国产业结构有待进一步优化，区域产业结构差异明显。造成这种现象的原因很多，其中不乏人力资本集聚因素。如今，中国经济发展迅猛，教育水平大幅提高，人力资本集聚现象越来越明显，发达地区与欠发达地区之间人力资本水平差距呈不断扩大趋势（王小鲁等，2004）。为此，有必要针对人力资本集聚

\* 本文为国家社科基金重大项目（编号：15ZDA015）、国家自然科学基金面上项目（编号：71373101）、吉林大学研究生创新研究计划（编号：2016050）、新结构经济学专项研究基金的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见。

与产业结构升级之间关系进行深入研究，这不仅可以为产业结构调整提供理论依据，而且 also 具有重要的现实意义。

近年，伴随新经济地理学的发展，有关人力资本集聚的研究逐渐展开并取得丰硕成果。Fujita 和 Thisse (2003) 依托新经济地理学和内生经济增长理论，阐释了人力资本集聚对经济增长的影响。Alessandra 和 Philip (2009) 指出，人力资本集聚在区域经济发展中扮演重要角色。Rauch (1993) 通过对美国大城市调查数据分析，发现人力资本集聚对地区劳动生产率的提升具有明显促进作用。Glaeser 和 Resseger (2010) 的研究也证实这一点，认为地区劳动生产率与人力资本集聚呈正相关关系。张海峰 (2016) 考察了人力资本集聚对区域创新绩效的影响，结果表明人力资本集聚有利于区域创新绩效的提升。此外，还有一些研究讨论了人力资本集聚对产业结构升级的影响。Joshua 和 Edward (2012) 研究认为，人力资本集聚与来自私人部门的创新溢出对产业发展具有积极影响。焦勇 (2015) 利用 2003—2012 年中国省级面板数据，实证检验了人力资本集聚对产业结构变迁的影响，认为人力资本集聚可以推动产业结构向中高端迈进。许庆明等 (2015) 将中国长三角地区人口集聚程度和产业结构状况与日本、韩国进行对比，发现提升长三角地区人口集聚程度能够加快地区产业结构升级。陶长琪和周璇 (2016) 研究表明，省域人力资本集聚对产业结构升级具有促进作用。

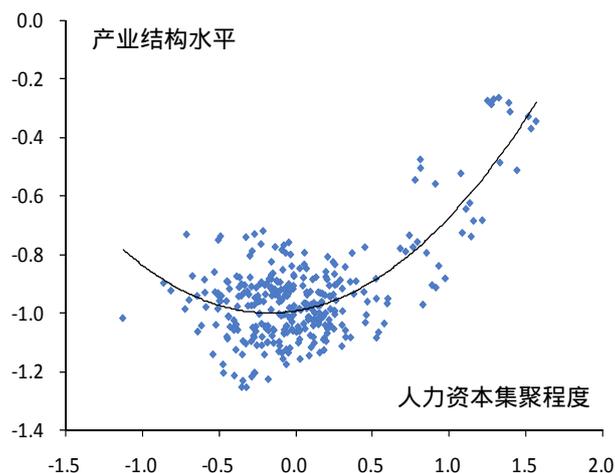
总体来看，现有研究都强调人力资本集聚对产业结构升级的线性影响，事实上，受制于经济发展水平，人力资本集聚对产业结构升级并非简单地表现为线性的正向或者负向作用，两者之间可能存在非线性特征，然而当前文献对此并未涉及。于是，本文从以下三个方面对已有文献做出有益的补充：第一，不同于已有研究中所采用的线性回归技术，本文利用面板平滑迁移 (PSTR) 模型对人力资本集聚与产业结构升级之间的非线性特征进行识别，PSTR 模型不仅能够较为细致地刻画模型回归系数在截面上的异质性，而且模型回归系数还可以实现在不同区制间平滑转换，能够很好地捕捉变量之间的非线性特征。第二，考虑到人力资本集聚与产业结构升级存在双向因果关系可能带来内生性问题，本文设定有效的联立方程模型以克服内生性问题带来的影响，增强研究结论的可信度。第三，鉴于我国地区经济发展不平衡，进一步探讨了人力资本集聚对产业结构升级影响的区域差异，以期更加深入地把握区域产业结构调整的政策取向。

## 二、理论分析与研究假说

人力资本集聚不仅可以降低知识传播成本，而且在一定程度上有利于企业技术水平的提升，进而改善地区产业结构 (Glaeser, 1999)。人力资本集聚程度高的地区，高学历人口密度大，方便知识共享产生新思想，充分满足该地区产业结构调整对专业人才的需求。同时，Vollrath (2009) 研究发现，人力资本错配严重影响全要素生产率的提升。对于人力资本离散区而言，人才流失严重，无法满足产业结构优化对高水平人力资本的需求，也就导致人力资本离散区企业创新动力不足，产业结构调整乏力，成为制约产业结构升级的主要因素之一 (王金营, 2013)。以上分析表明，人力资本集聚对产业结构升级可能同时存在正效应和负效应的双重影响。为清晰展示二者关系，我们利用我国 2003—2013 年分地区人力资本集聚程度与产业结构水平数据绘制出散点图 (图 1)。据此，我们提出假说 1：

假说 1：人力资本集聚与产业结构升级之间呈 U 型关系。

图 1 人力资本集聚程度与产业结构水平的散点图



随着经济发展,大量高层次人力资本向城市集聚,尤其是一些收入水平较高的地区(李海峥等,2013)。陈得文和苗建军(2012)采用空间过滤模型消除人力资本空间相关性影响后,发现经济发展水平高的地区人力资本集聚效应最明显。Curran 和 Blackburn(1994)也指出,地区经济发展落后将导致人力资本流失。从中国现实经济看,地区经济发展水平差异明显,例如,2014年,北京、天津和上海人均GDP已超过9.5万元(当年价),而甘肃、贵州和云南仍不足3万元,如此大的地区差异必然会对人力资本流动产生影响,进而影响人力资本集聚效应的发挥。Barro等(1992)的研究强调人力资本与物质资本相互匹配的重要性,只有二者匹配协调才能对产业结构升级产生积极的影响。若一个地区经济发展落后,缺少生产所需的先进机器、必要设备等重要的物质资本,即使有大量人力资本集聚于此,也难以实现经济大步前进,那么合理的产业结构也就无从谈起(魏下海和张建武,1999)。可以看出,人力资本集聚效应的发挥会受到地区经济发展水平的约束,在经济发展较好的地区,人力资本集聚表现出明显的比较优势。而经济发展落后的地区,人力资本拥有量基础薄弱导致产业技术水平难以短期内提升。因此,我们提出假说2:

假说2:人力资本集聚对产业结构升级的影响存在经济发展水平门限效应。

### 三、研究方法

对于检验变量之间非线性关系是否依赖于某一个变量(门限变量),最原始的方法是人为主观地确定门限值,然后根据门限值将样本分为两组或者多组,最后对每组样本进行参数估计。可是这种做法不仅在门限值选取上具有很大的随机性,而且也没有对门限值进行参数估计和显著性检验,存在着严重缺陷,得到的估计结果也不具有稳健性。Hansen(1999)借助严格的统计推断方法对门限值进行假设检验与参数估计,提出面板门限回归(PTR)模型,很好地克服了上述方法存在的缺陷。单门限模型形式可简洁地表示为:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1' x_{it} \cdot I(q_{it} < \gamma) + \beta_2' x_{it} \cdot I(q_{it} \geq \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $I(\cdot)$ 代表指示性函数,当括号内条件表达式成立,取值为1,反之取值为0。如果存在多个门限值,可在上式基础上进行扩展。然而,大多经济环境下两种区制之间的转

换是一个渐进的变化过程，Hansen (1999) 提出的门限回归模型，在门限值两侧转换是跳跃式的，无法实现平滑转换。González 等 (2005) 通过放松面板门限回归模型中的一些限制条件，并引入一个连续变化的转换函数，提出 PSTR 模型，从而实现模型在高、低两种区制之间平滑变换，避免 PTR 模型中的突变现象，使面板门限回归模型更加一般化。

### (一) PSTR 模型介绍

本文主要介绍两区制 PSTR 模型，具体形式如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} \cdot g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $i=1,2,\dots,N$  代表样本个数， $t=1,2,\dots,T$  代表时间； $y_{it}$  与  $x_{it}$  分别表示被解释变量与解释变量的向量； $\alpha_i$  表示个体效应； $\varepsilon_{it}$  代表零均值同方差的随机干扰项； $\beta_0$  和  $\beta_1$  表示解释变量系数； $g(q_{it}; \gamma, c)$  是以可观测变量  $q_{it}$  为转换变量的连续有界函数。

已有研究多将  $g(q_{it}; \gamma, c)$  设定为 Logistic 函数，具体表达式如下：

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left[ 1 + \exp \left( -\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right]^{-1} \quad (3)$$

其中， $c = (c_1, c_2, \dots, c_m)$  表示位置参数，且  $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ ， $m$  代表位置参数的维度； $\gamma > 0$  表示平滑参数，其值的大小直接影响到  $g(q_{it}; \gamma, c)$  平滑转换速度。González 等 (2005) 以及 Colletaz 和 Hurlin (2006) 的研究表明一般  $m$  取 1 或 2 足以满足解决问题的需要。为了更加清晰地观察转换函数的变换过程，我们分别模拟平滑参数  $\gamma$  取 0.1、0.5、1 和 5 四种不同值时， $g(q_{it}; \gamma, c)$  的图像。其中，位置参数只进行简便取值， $m=1$  所对应的  $c=0$ ， $m=2$  所对应的  $c_1 = -1, c_2 = 1$ ，具体模拟结果如图 2 和图 3 所示。

图 2  $m=1; c=0$

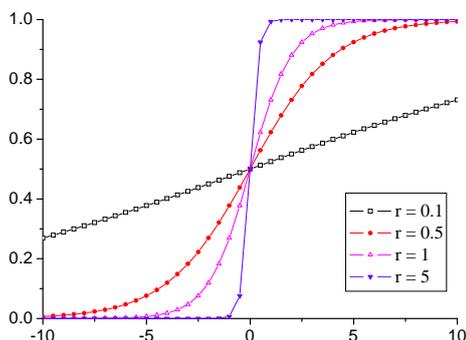
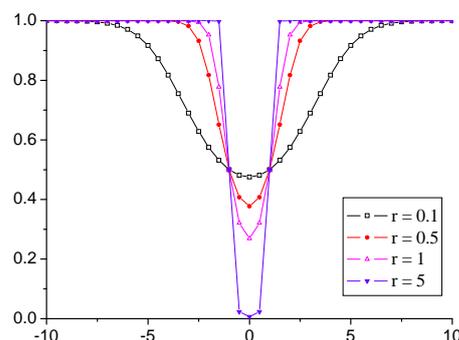


图 3  $m=2; c_1 = -1, c_2 = 1$



从模拟结果中可以看出，当  $\gamma$  取值较小时， $g(q_{it}; \gamma, c)$  可以实现平滑转换；当  $\gamma$  取值过大时， $g(q_{it}; \gamma, c)$  转换速度较快，在转换点附近图像变得更加陡峭。据 Logistic 函数的性质可知  $g(q_{it}; \gamma, c)$  的取值范围在 0 到 1 之间，在转换函数的两个端点解释变量的回归系数分别为  $\beta_1$  和  $\beta_1 + \beta_2$ 。接下来，我们分析  $m$  不同取值时，PSTR 模型的详细情况：

1、 $m=1$ ，表明位置参数只有一个维度。

转换函数表示为  $g(q_{it}; \gamma, c) = \left[ 1 + \exp(-\gamma(q_{it} - c)) \right]^{-1}$ 。若  $q_{it} \rightarrow -\infty$ ，则有  $g(q_{it}; \gamma, c) \rightarrow 0$ ，PSTR 模型表征为低区制；若  $q_{it} \rightarrow +\infty$ ，则有  $g(q_{it}; \gamma, c) \rightarrow 1$ ，PSTR 模型表征为高区制。随着转换函数的取值在 0 到 1 之间变化，PSTR 模型实现了在高、低两种区制间平滑转换。

此外，当  $q_{it} = c$  或者  $\gamma \rightarrow 0$  时， $g(q_{it}; \gamma, c) = 0.5$ ，PSTR 模型退变为一般的固定效应模型；当  $\gamma \rightarrow +\infty$  时，如果  $q_{it} < c$ ，有  $g(q_{it}; \gamma, c) \rightarrow 0$ ；如果  $q_{it} > c$ ，有  $g(q_{it}; \gamma, c) \rightarrow 1$ ，那么，PSTR 模型退变为普通面板门限回归模型。

2、 $m=2$ ，表明位置参数有两个维度。

转换函数表示为  $g(q_{it}; \gamma, c_1, c_2) = [1 + \exp(-\gamma(q_{it} - c_1)(q_{it} - c_2))]^{-1}$ ， $c_1 \leq c_2$ 。此时， $g(q_{it}; \gamma, c_1, c_2)$  关于  $q_{it} = (c_1 + c_2)/2$  对称，并且转换函数在该点处取得最小值。在  $q_{it} < c_1$  与  $q_{it} > c_2$  区间内，PSTR 模型对应的是两个相同的区制，当  $q_{it} \rightarrow \pm\infty$  时， $g(q_{it}; \gamma, c_1, c_2) \rightarrow 1$ ，PSTR 模型表征为高区制；在  $q_{it} = c$  或者  $\gamma \rightarrow 0$  情况下， $g(q_{it}; \gamma, c_1, c_2) = 0.5$ ，PSTR 模型又退变为一般的固定效应模型。可见，一般固定效应模型与普通面板门限回归模型都是面板平滑转换模型的特殊形式。

(二) PSTR 模型的线性与非线性残余检验

线性检验是对原假设  $H_0: \gamma = 0$  的检验。为有效弥补相关参数未识别对模型估计结果产生的影响，将  $g(q_{it}; \gamma, c)$  在  $\gamma = 0$  处利用一阶泰勒展开进行处理，构造辅助回归方程。针对检验原假设是否成立，González 等构造了相关统计量进行检验，具体如下：

$$LM = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (4)$$

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / mk}{SSR_0 / (TN - N - m(k+1))} \quad (5)$$

其中， $SSR_0$  与  $SSR_1$  分别表示原假设下残差平方和与备择假设下残差平方和。2006 年 Colletaz 和 Hurlin 又提出 pseudo-LTR 统计量，丰富了模型检验方法，具体形式为：

$$LRT = -TN(\log(SSR_1) - \log(SSR_0)) \quad (6)$$

如果拒绝线性原假设，则说明模型存在非线性转换机制，即  $r \geq 1$ 。进而，需要继续检验非线性部分的个数，直至接受原假设，获得最终的  $r$  值。

## 四、变量说明与模型构建

(一) 变量说明

1、被解释变量：产业结构水平

产业结构升级不仅意味整体产业效率的提升，生产要素逐渐从低生产率部门向高生产率部门转移，也暗含产业内部技术结构的升级，由劳动密集型产业向技术密集型产业转变，从而实现经济效率不断提升。伴随我国产业结构调整，经济服务化趋势日益突显，服务业将成为中国产业结构升级的主要走向（罗富政和罗能生，2016）。为此，本文参考闫文娟等（2012）的做法，采用第三产业产值占国内生产总值比重来衡量产业结构水平。

2、核心释变量：人力资本集聚

本文参考陈得文和苗建军（2012）的测算方法，采用大专及其以上受教育程度的人口数来衡量人力资本水平，并借助区位熵来考察我国不同地区的人力资本集聚程度。

$$HA_i = \frac{HC_i}{P_i} \bigg/ \frac{THC}{P} \quad (7)$$

式中,  $HA_i$  表示  $i$  地区人力资本集聚程度;  $HC_i$  表示  $i$  地区人力资本水平;  $THC$  表示全国人力资本总水平;  $P_i$  表示  $i$  地区人口数;  $P$  表示全国总人口数。  $HA_i$  数值越大, 说明该地区的人力资本集聚程度越高。考虑到 2008 年金融危机可能对地区间劳动力流动产生一定影响, 导致人力资本分布格局发生改变, 为了清晰地展示这种变化, 本文分别给出 2003—2008 和 2009—2013 两个时间段内人力资本集聚程度核密度分布图 (图 4 和图 5)。

图 4 2003—2008 年  $HA$  核密度分布图

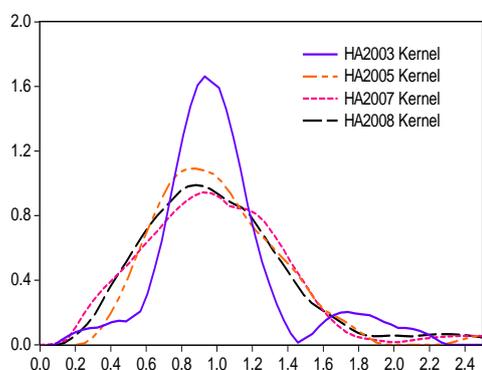


图 5 2009—2013 年  $HA$  核密度分布图

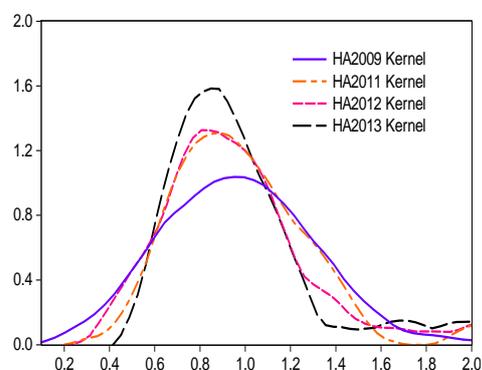


图 4 可以看出, 2003 年地区人力资本集聚程度核密度分布图峰幅窄、峰值高, 并且呈现出不对称的双峰特征。其原因可能是受到 1999 年我国普通高校本专科院校扩招政策的影响, 2003 年本专科毕业人数增多, 对地区人力资本集聚产生一定冲击, 从而出现双峰特征。到 2005 年以后, 峰值有所回落, 且宽峰特征显著。此外, 核密度分布图呈现出明显的拖尾现象。说明这一时期内, 地区人力资本集聚程度差异明显, 有极化的发展趋势。图 5 显示, 2009 年到 2013 年, 单峰特征明显、峰值逐渐回升并且峰宽收窄。其原因可能是, 受到金融危机的冲击, 东部地区就业压力加大, 而中西部地区的就业潜力相对凸显, 导致部分劳动力从东部地区回流到中西部地区, 使得人力资本分布不均衡问题有所缓解。

### 3、转换变量：经济发展水平

经济发展水平采用各地区人均 GDP 衡量, 并利用各地区人均 GDP 指数进行平减, 换算成 2003 年为基期的人均 GDP。

4、其他控制变量：基础设施, 参考汪伟等 (2015) 的方法, 用各地区每平方公里的公路里程来表示; 城市化水平, 用各地区城镇人口数比年末总人口数衡量; 对外开放程度, 用各地区进出口贸易总额与 GDP 比值表示, 其中进出口贸易总额利用各年人民币汇率 (年平均价) 进行调整; 投资率, 参照魏下海和张建武 (2010) 的做法, 用资本形成总额占 GDP 比重来表示。政府财政支出, 沿用陈得文和苗建军 (2012) 的方法, 用政府财政支出与 GDP 之比来测度。出生率, 采用一年内一地区平均每千人所出生的人数的比率表示。

以上数据来自《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》以及各省统计年鉴。由于西藏部分数据缺失, 故不将其纳入样本范围, 本文选取 2003—2013 年 30 个省市 (区) 面板数据作为研究对象, 并对变量进行对数化处理。

### (二) 模型构建

为捕捉人力资本集聚程度对产业结构升级的非线性影响, 在上文分析基础上, 我们构建如下计量模型:

$$STR_{it} = \alpha_i + \beta_{11}HA_{it} + \beta_{1n} \sum_{n=1}^N X_{it} + (\beta_{21}HA_{it} + \beta_{2n} \sum_{n=1}^N X_{it}) \cdot g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， $STR_{it}$  代表产业结构水平， $HA_{it}$  代表人力资本集聚程度， $X_{it}$  代表一系列控制变量， $q_{it}$  代表转换变量。随着转换函数  $g(q_{it}; \gamma, c)$  在 0 到 1 之间变化，模型 (8) 实现了从低区制到高区制的平滑转换。进一步，可以推导出人力资本集聚程度对产业结构升级的影响系数：

$$e_{it} = \beta_{11} + \beta_{21} \cdot g(q_{it}; \gamma, c) \quad (9)$$

式 (9) 可以看出，当  $\beta_{21} < 0$  时， $(\beta_{11} + \beta_{21}) < e_{it} < \beta_{11}$ ，表明伴随模型从低区制向高区制转变，人力资本集聚程度对产业结构升级的影响系数降低；当  $\beta_{21} > 0$  时， $\beta_{11} < e_{it} < (\beta_{11} + \beta_{21})$ ，意味着模型从低区制向高区制转变，人力资本集聚程度对产业结构升级的影响系数增加。可见， $e_{it}$  的实际值是  $\beta_{11}$  与加权变换后  $\beta_{21}$  的加总。

## 五、实证结果与分析

### (一) 模型检验

避免出现虚假回归，我们对所有变量进行 LLC 检验，结果显示全部变量都拒绝存在单位根的原假设。为此，可以直接利用这些变量进行回归分析。在对 PSTR 模型进行参数估计之前，需要计算 LM、LMF 和 LRT 统计量对模型进行线性与非线性残余检验。本文 PSTR 模型的相关检验与估计结果均通过 Matlab2010b 软件实现。表 1 给出以经济发展水平作为转换变量时，不同位置参数维度下的 PSTR 模型线性与非线性残余检验结果。

表 1 线性与非线性残余检验结果

原假设与备择假设	$m = 1$			$m = 2$		
	LM	LMF	LRT	LM	LMF	LRT
线性检验 ( $H_0: r = 0; H_1: r = 1$ )	129.729 (0.000)	27.114 (0.000)	164.809 (0.000)	157.945 (0.000)	18.753 (0.000)	214.921 (0.000)
一个转换函数 ( $H_0: r = 1; H_1: r = 2$ )	4.595 (0.709)	0.563 (0.786)	4.628 (0.705)	18.729 (0.176)	1.169 (0.299)	19.282 (0.154)
AIC	-5.116			-5.114		
BIC	-4.932			-4.918		

注：括号内为 P 值， $m$  表示位置参数维度。

从表 1 的结果可以看出，在  $m = 1$  与  $m = 2$  两种情况下，LM、LMF 和 LRT 统计量均在 1% 的显著性水平上，拒绝原假设  $H_0: r = 0$ 。表明本文所选用的面板数据具有明显的异质性，也就是说人力资本集聚对产业结构升级的影响具有非线性特征，验证了本文计量模型设定的合理性。进一步，对 PSTR 模型非线性残余检验，结果显示， $m = 1$  与  $m = 2$  时都不能拒绝原假设  $H_0: r = 1$ 。说明 PSTR 模型只含有一个非线性转换函数，即  $r = 1$ 。在接受模型只含有一个转换函数后，需要确定位置参数的维度。我们采用 AIC 和 BIC 准则来确定最佳  $m$  取值。当  $m = 1$  时，两个转换变量所对应的 AIC 值和 BIC 值均小于  $m = 2$  时的值。据此，可以得出模型最佳转换函数个数和位置参数维度组合为  $r = 1, m = 1$ 。表 2 给出 PSTR

模型具体的参数估计结果。

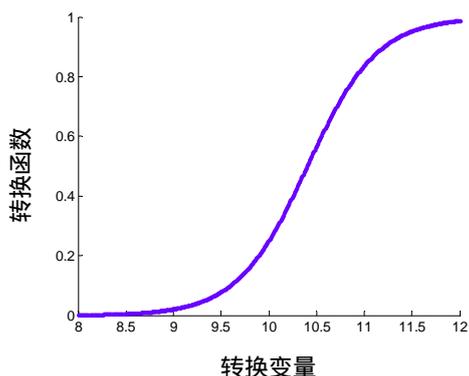
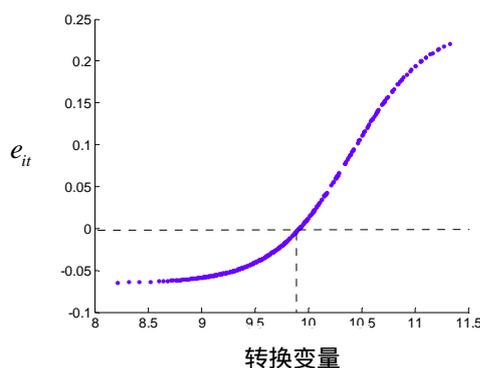
表 2 PSTR 模型估计结果

变 量	线性部分			非线性部分		
	参数	估计值	<i>t</i> 统计量	参数	估计值	<i>t</i> 统计量
人力资本集聚	$\beta_{11}$	-0.065*** (0.023)	-2.802	$\beta_{21}$	0.309*** (0.050)	6.125
基础设施	$\beta_{12}$	0.059*** (0.010)	5.641	$\beta_{22}$	-0.214*** (0.044)	-4.822
城市化水平	$\beta_{13}$	-0.031 (0.030)	-1.022	$\beta_{23}$	0.901*** (0.133)	6.740
对外开放程度	$\beta_{14}$	0.011 (0.012)	0.911	$\beta_{24}$	0.139*** (0.042)	3.291
投资率	$\beta_{15}$	-0.567*** (0.060)	-9.441	$\beta_{25}$	1.252*** (0.203)	6.165
政府财政支出	$\beta_{16}$	-0.113*** (0.053)	-2.112	$\beta_{26}$	0.389*** (0.148)	2.629
出生率	$\beta_{17}$	-7.282*** (2.310)	-3.152	$\beta_{27}$	16.972*** (7.783)	2.181
平滑参数	$\gamma$	2.732	位置参数	$C$		10.399

注：括号内为标准差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%显著性水平上显著。下表同。

表 2 结果显示，位置参数的估计值为 10.399，对应的人均 GDP 为 3.283 万元（2003 年价格），在位置参数两侧人力资本集聚对产业结构升级的影响存在显著差异。当人均 GDP 低于 3.283 万元，人力资本集聚对产业结构升级的影响系数为 -0.065，并通过显著性检验，说明在经济发展水平较低时，人力资本集聚对产业结构升级表现出负效应；当人均 GDP 达到门限值时，人力资本集聚对产业结构升级的影响系数变为 0.089（ $-0.065+0.309 \times 0.5$ ）；当人均 GDP 高于 3.283 万元，人力资本集聚对产业结构升级的正效应逐渐显现，影响系数最终稳定在 0.244（ $-0.065+0.309$ ）。具体而言，经济发达地区收入水平相对较高，工作环境和基础设施等条件优越，诱使人力资本向这些地区集聚，有助于经济发达地区产业结构优化调整（焦勇，2015）。而落后地区人才流失严重，人力资本配置不合理，无法满足产业升级对专业化劳动力的需求，严重阻碍产业结构转型与经济发展（李天健和侯景新，2015）。在双重因素的作用下，人力资本集聚势必会对产业结构升级产生非线性影响。此外，结合表 2 中平滑参数估计结果与图 6 的转换函数图形可以看出，转换函数渐进式变化，说明人力资本集聚对产业结构升级的影响系数实现了在不同区间平滑转换。图 7 给出人力资本集聚程度对产业结构升级影响系数与经济发展水平的散点图。从中可以看出，伴随转换变量的增大， $e_{it}$  由负值逐渐转变为正值。当  $e_{it} < 0$ ，说明人力资本集聚对产业结构升级具有抑制作用，但随经济不断发展这种抑制作用趋弱；当  $e_{it} > 0$ ，说明人力资本集聚对产业结构升级具有促进作用，并且随经济发展水平提高不断增强。综合以上分析可以看出，产业结构水平随着人力资本集聚程度加大呈先降低后升高的走势，表现出明显的“U”型特征，并且这种“U”型反转受经济发展水平的影响。

图 6 转换函数图

图 7  $e_{it}$  与转换变量散点图

从模型控制变量估计结果来看，当经济发展水平在门限值以内时，基础设施估计系数为正，并且在 1% 的显著性水平上通过检验，说明通过基础设施建设可以有效地推进产业结构升级；当经济发展水平越过门限值后，基础设施的估计系数显著为负，表明在经济发展达到一定水平后，基础设施建设的促进效应逐渐消失，继续加强基础设施建设对产业结构改善将没有任何帮助。城市化水平与对外开放程度的估计结果相同，线性部分未能通过显著性检验，而非线性部分估计系数显著为正，表明只有在经济发达的情况下，城市化建设与对外开放对产业结构升级的促进作用才能突显。当模型处于低区制时，投资率、政府财政支出和出生率对产业结构升级具有明显的抑制作用，而模型进入高区制后，抑制作用转变为促进作用。可能的原因是物质资本投资和政府财政支出的促进作用具有时滞性，初期的大量物质资本投资与政府支出并不会产生明显效果，随时间推移逐渐表现出促进作用。出生率表现显著为负的原因可能是人口红利时期过高的出生率对经济发展造成一定压力，但近年我国人口红利逐渐消失，老龄化现象严重，而新生人口在一定程度上可以缓解老龄化，起到改善劳动力年龄结构的作用，所以出生率与产业结构升级又表现出正相关。

## （二）稳健性检验

以上本文利用 PSTR 模型验证了我国人力资本集聚与产业结构升级之间具有非线性特征。不过人力资本集聚与产业结构升级之间存在双向因果关系，即人力资本集聚有利于地区创新能力的提升，对地区产业结构升级具有促进作用，同时，产业层次水平较高的地区在吸引人力资本方面又表现出明显的优势。这种双向因果关系容易引发内生性问题，从而影响估计结果的准确性。为此，我们构建产业结构与人力资本集聚的联立方程模型以解决内生性问题。

### 1、产业结构方程

在产业结构方程中，被解释变量仍是产业结构水平，核心解释变量为人力资本集聚程度，控制变量为基础设施、城市化水平、对外开放程度、投资率、政府财政支出、出生率，各变量的度量与前文相同。为检验人力资本集聚与产业结构升级之间的非线性关系受经济发展水平的制约，本文引入四个二元虚拟变量 D1、D2、D3、D4，这四个虚拟变量是根据经济发展水平来设定的。具体而言，将经济发展水平按照由低到高排序的四分位数为临界点，当经济发展水平处于最小值到上四分位数的范围时，D1 取值为 1，否则取值为 0。D2、D3、D4 依此类推。据此， $HA \times D1$  表示低经济发展水平的处理组， $HA \times D2$  和  $HA \times D3$  分别对应中低和中高经济发展水平的处理组， $HA \times D4$  表示高经济发展水平的处理组，根据

$HA \times D1$ 、 $HA \times D2$ 、 $HA \times D3$  和  $HA \times D4$  的估计系数来判断人力资本集聚与产业结构升级之间是否存在非线性关系。

## 2、人力资本集聚方程

在人力资本集聚方程中,主要从以下几四个方面选取影响人力资本集聚的变量。第一、经济活力程度,本文使用产业结构水平衡量经济活力程度,并将其作为核心解释变量,如果一个地区拥有较高级的产业结构,那么该地区的经济更具活力,自然会吸引大量人力资本;第二、社会发展水平,一方面,收入水平无疑是影响人力资本集聚的重要因素之一,本文用各地区城镇居民平均每人全年家庭收入来源中的工薪收入衡量收入水平,另一方面,从工作稳定性的角度考虑,城市就业形势也会影响到人们是否在该城市工作,用各地区年末城镇登记失业率来反映;第三、环境因素,如今环境问题日益严峻,人们在选择工作和居住城市时也开始考虑环境问题,为此,我们将环境因素作为一个控制变量引入到模型中,本文以工业废气排放总量来衡量地区环境状况;第四,科教资源,通过科教投入也可以反映出一个地区对人才的重视程度,分别以 R&D 经费内部支出占 GDP 比重和教育支出占 GDP 比重衡量。相关数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》和《中国教育统计年鉴》。

结合产业结构方程和人力资本集聚方程,得到一个联立方程模型。此外,我们还控制了年份效应和地区效应,具体形式为:

$$\begin{cases} STR_{it} = \sum_{j=1}^4 \alpha_j HA_{it} \times D_j + \alpha \sum X_{it} + Yr + Provn + \varepsilon_{1,it} \\ HA_{it} = \beta_1 STR_{it} + \beta \sum Y_{it} + Yr + Provn + \varepsilon_{2,it} \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中, Yr 代表年份效应, Provn 代表地区效应, X 和 Y 分别表示除核心解释变量之外的其他控制变量,  $\varepsilon_1$  和  $\varepsilon_2$  表示随机干扰项,其他变量含义同前文。

选择合适的估计对联立方程模型进行参数估计也是需要考虑的问题,由于人力资本集聚与产业结构升级之间存在相互影响,所以使用普通最小二乘法(OLS)或者广义最小二乘法(GLS)对联立方程中的每个方程进行估计并不是最有效的。而三阶段最小二乘法(3SLS)通过将似不相关回归和两阶段最小二乘法相结合,能够同时处理系统中各方程的内生性问题和误差项之间的相关性问题,得到的估计结果更为有效。据此,本文选用3SLS对联立方程(10)进行估计,具体估计结果如表3所示。

为了进行对比,表3中给出未控制地区效应和时间效应的估计结果。可以看出,无论是产业结构方程还是人力资本集聚方程,在控制地区效应和时间效应之后  $R^2$  均增大,说明模型的解释能力有所提高。因此,本文重点关注控制地区效应和时间效应的估计结果。从表3中1b的结果可以看出,人力资本集聚\*D1项的估计系数为-0.145,并且在1%的显著性水平上通过检验,表明当经济发展处于较低水平时,人力资本集聚未能促进产业结构升级,反而表现为抑制作用;人力资本集聚\*D2项与人力资本集聚\*D3项的估计系数分别为-0.006和0.072,二者均未能通过显著性检验,可能是因为经济发展处于中等水平时,人力资本流入和流出相对频繁,导致其对产业结构升级的总体作用效果并不明显;人力资本集聚\*D4项的估计系数显著为正,说明经济发展水平达到一定程度后,人力资本会对产业结构升级起到明显的推动作用。综上可知,伴随经济发展水平由低到高,人力资本集聚对产业结构升级的作用效果由负向转为正向,与PSTR模型估计结果相一致。

表 3 3SLS 估计结果

变量	产业结构方程		变量	人力资本集聚方程	
	1a	1b		2a	2b
人力资本集聚*D1	-0.132*** (0.034)	-0.145*** (0.032)	产业结构水平	0.723*** (0.160)	0.478*** (0.177)
人力资本集聚*D2	-0.002 (0.044)	-0.006 (0.042)	收入水平	0.083 (0.065)	0.463*** (0.119)
人力资本集聚*D3	0.063 (0.052)	0.072 (0.049)	失业率	-1.387 (2.875)	1.286 (2.926)
人力资本集聚*D4	0.227*** (0.025)	0.221*** (0.024)	环境因素	-0.187*** (0.030)	-0.173*** (0.031)
基础设施	0.042*** (0.009)	0.035*** (0.009)	教育投入	-0.416*** (0.072)	-0.275*** (0.082)
城市化水平	0.086*** (0.029)	0.123 (0.032)	科技投入	0.276*** (0.035)	0.249*** (0.035)
对外开放程度	0.022*** (0.008)	0.042*** (0.009)			
投资率	-0.318*** (0.059)	-0.393*** (0.058)			
政府财政支出	0.006 (0.050)	-0.103* (0.055)			
出生率	6.489*** (2.739)	4.474* (2.679)			
常数项	-0.842*** (0.041)	-0.832*** (0.042)	常数项	1.718*** (0.654)	-1.720 (1.111)
地区效应	NO	YES	地区效应	NO	YES
时间效应	NO	YES	时间效应	NO	YES
F 值	61.95***	36.56***	F 值	61.58***	24.79***
R <sup>2</sup>	0.661	0.704	R <sup>2</sup>	0.534	0.559

### (三) 区域差异分析

根据 PSTR 模型估计得到的门限值,我们按照 2006 年、2010 年和 2013 年各地区经济发展水平与门限值的大小关系,将样本划分为低区间(低于门限值)和高区间(大于等于门限值)两个部分,具体划分结果如表 4 所示。

从表 4 中我们可以清晰地看出,2006 年,仅有北京、天津、上海和浙江四个省份位于高区间,其余省份全部位于低区间;2010 年,辽宁、江苏、福建、山东和广东这些沿海省份进入高区间;到 2013 年,吉林与黑龙江两个省份也进入高区间。由此可见,除海南省之外,东部地区其他省份均已越过经济发展水平门限值,分布在“U”型右侧的上行区,人力资本集聚可以加速这些省份产业结构优化升级,而中西部地区大部分省份仍受经济发展水平约束,集中在“U”型左侧的下行区,致使人资本集聚的产业结构升级效应无法发挥。

表 4 按经济发展水平门限值划分的省份分布

时间	低区间	高区间
2006	河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	北京、天津、上海、浙江
2010	河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	北京、天津、内蒙古、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东
2013	山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、海南、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、重庆

## 六、结 论

本文利用面板平滑转换模型，以经济发展水平作为门限变量，检验了人力资本集聚与产业结构升级之间是否存在非线性关系。在此基础上，为消除人力资本集聚与产业结构升级之间双向因果关系的影响，我们构建人力资本集聚与产业结构升级联立方程模型重新检验。最后，考虑到我国地区经济发展水平存在明显差异，又进行区域差异分析。综合上述分析得出如下结论：（1）人力资本集聚与产业结构升级表现出明显的“U”特征，并且二者之间存在连续平滑转换机制。（2）联立方程模型估计结果显示，当地区经济发展水平相对较低时，人力资本集聚并不利于本地区产业结构升级；当地区经济发展进入高水平阶段后，人力资本集聚对地区产业结构升级表现出明显地推动作用。与面板平滑转换模型结果一致，保证了本文结论的稳健性。（3）从地区差异分析来看，目前人力资本集聚对经济较为发达的东部地区产业结构和经济发展具有促进作用。但中西部大部分省份仍处于“U”型左侧的下行区，受经济发展水平限制，人力资本集聚并不利于这些地区产业结构升级。

基于实证研究结论，我们认为通过人力资本集聚促进地区产业结构升级的一个行之有效途径就是加快经济发展步伐，提高人均收入水平。对于东部地区而言，充分释放人力资本集聚红利，助推产业结构向高级化发展。同时，东部地区继续发挥沿海城市和经济特区的先导作用，带动其他地区产业结构转型。中西部地区经济发展长期滞后，严重阻碍地区产业结构升级。为此，中西部地区要利用自身资源优势，合理完善现有生产力布局，确定重点发展产业和战略产业，通过产业转移对接，引进与自身资源禀赋关联度大、产业链长的投资项目，尽快跨越经济发展水平门槛。此外，还要完善基础设施建设，提升城市服务功能，尤其在人才引进方面，要完善人才激励和服务保障体系，营造一个良好的发展环境，为人才引进提供基本保障。与此同时，中央政府要继续加强对中西部地区的扶持力度，给予一定的优惠政策，引导人才向中西部地区流动。考虑到我国经济发展区域差异之大，人力资本分布不均衡。因此，要着力解决人力资本空间分布不平等的问题。一方面，协调好省际间教育资源投入，尤其是加大中西部的一些偏远地区基础教育投入；另一方面，要确

保各地区不同阶层的社会群体拥有平等的受教育机会，促使人力资本分布结构合理化。

#### 参考文献：

1. 陈得文、苗建军：《人力资本集聚、空间溢出与区域经济增长——基于空间过滤模型分析》[J]，《产业经济研究》2012年第4期。
2. 焦勇：《生产要素地理集聚会影响产业结构变迁吗》[J]，《统计研究》2015年第8期。
3. 李海峥、贾娜、张晓蓓、Barbara F：《中国人力资本的区域分布及发展动态》[J]，《经济研究》2013年第7期。
4. 罗富政、罗能生：《税收负担如何影响产业结构调整？——基于税负层次和规模的讨论》[J]，《产业经济研究》2016年第1期。
5. 李天健、侯景新：《中国人力资本的空间集聚与分布差异》[J]，《世界经济文汇》2015年第3期。
6. 陶长琪、周璇：《要素集聚下技术创新与产业结构优化升级的非线性和溢出效应研究》[J]，《当代财经》2016年第1期。
7. 王金营：《区域人力资本积聚和开发机制研究》[M]，北京：人民出版社，2013年。
8. 汪伟、刘玉飞、彭冬冬：《人口老龄化的产业结构升级效应研究》[J]，《中国工业经济》2015年第11期。
9. 魏下海、张建武：《人力资本对全要素生产率增长的门槛效应研究》[J]，《中国人口科学》2010年第5期。
10. 王小鲁、樊纲：《中国地区差距的变动趋势和影响因素》[J]，《经济研究》2004年第1期。
11. 许庆明、胡晨光、刘道学：《城市群人口集聚梯度与产业结构优化升级——中国长三角地区与日本、韩国的比较》[J]，《中国人口科学》2015年第1期。
12. 闫文娟、郭树龙、史亚东：《环境规制、产业结构升级与就业效应：线性还是非线性？》[J]，《经济科学》2012年第6期。
13. 张海峰：《人力资本集聚与区域创新绩效——基于浙江的实证研究》[J]，《浙江社会科学》2016年第2期。
14. Alessandra, F., and Philip, M., 2009, "Universities, Agglomerations and Graduate Human Capital Mobility." [J], *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, vol.100, pp 210-223.
15. Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X., 1992, "Public Finance in mMdels of Economic Growth." [J], *The Review of Economic Studies*, vol.59, pp645-661.
16. Colletaz, G., and Hurlin, C., 2006, "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach." [R], *LEO Working Paper No.1*.
17. Curran, J., and Blackburn, R., 1994, "Small Firms and Local Economic Networks." *Paul Chapman*.
18. Fujita, M., and Thisse, J. F., 2003, "Dose Geographic Agglomeration Foster Economic Growth? and Who Lose From It." [J], *The Japanese Economic Review*, vol.54, pp121-145 .
19. Glaeser, E. L., and Resseger, M. G., 2010, "The Complementarity between Cities and Skills." [J], *Journal of Regional Science*, vol.50, pp221-244.
20. Glaeser, E. L., 1999, "Learning in Cities." [J], *Journal of Urban Economics*, vol.46, pp254-277.
21. González, A., Teräsvirta, T., and Dijk, D., 2005, "Panel Smooth Transition Regression Model." [R], *Working Paper, Series in Economics and Finance*.
22. Hansen, B. E., 1999, "Threshold Effects in Non-dynamic Nannels: Estimation , Testing , and Inference." [J], *Journal of Econometrics*, vol.93, pp345-368.
23. Joshua, D., and Edward, F., 2012, "Regional Industrial Structure and Agglomeration Economies: An Analysis of Productivity in Three Manufacturing Industries." [J], *Regional Science and Urban Economics*, vol.42, pp1-14.
24. Rauch, J. E., 1993, "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities." [J], *Journal of Urban Economics*, vol.34, pp380-400.
25. Vollrath, D., 2009, "How Important are Dual Economy Effects for Aggregate Productivity?" [J]. *Journal of Development Economics*, vol.88, pp325 -334.

(H)