

集聚、研发要素流动与产业竞争力

——以高端服务业为例

吴远仁^{1,2}, 李淑燕^{1,2}

(1. 泉州师范学院 陈守仁商学院, 福建 泉州 362000; 2. 福建省民营经济发展研究院 福建 泉州 362000)

摘要: 利用新经济地理学理论构建了高端服务业集聚、研发要素流动影响高端服务业竞争力的理论模型。理论分析表明, 高端服务业竞争力与高端服务业集聚度、研发要素流动、劳动力数量、工业品支出份额正相关, 与产品间替代弹性负相关。继而, 利用中国31个省市自治区(因数据缺失, 不包含港澳台地区)2003—2018年数据, 空间探索性分析发现中国省域间高端服务业竞争力存在明显空间正自相关性。空间面板计量模型检验结果也很好地支持了理论模型的结论。表明高端服务业集聚度、R&D人员流动量和R&D资本流动量的提升正向促进高端服务业竞争力, 但三者的总效应主要是由直接溢出效应决定的。本文结论为我国进一步促进高端服务业集聚, 统筹区际间研发要素流动, 进而提升中国高端服务业竞争力提供政策启示。

关键词: 高端服务业集聚; 研发要素流动; 产业竞争力; 新经济地理; 空间面板模型

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)6—0021—10

一、引言

当前, 经济发展外部环境的不确定性和不稳定性急剧增加, 我国审时度势, 提出了以国内大循环为主体构建国内国际双循环相互促进的新发展格局的应对战略。在新发展格局战略下, 加快国内大循环, 扩大对内开放程度, 提升国内区际开放度的紧迫性和重要性已经远高于对外开放, 成为深化对外开放的基础和前提(刘志彪, 2020), 而统筹作为影响创新效率和产业发展的研发要素在区际间的流动成为重中之重。另外, 高端服务业作为经济上的皇冠, 其最基本的功能是能够促进制造业和服务业转型升级, 已经成为各国产业发展的制高点, 甚至决定了国家产业发展。高端服务业的集聚特性使得这些城市的经济竞争力和辐射力得到大幅提升(丝奇雅·沙森, 2005), 成为获得全球产业控制力的利器(托马斯·弗里德曼, 2015)。同时, 产业集聚作为促进产业发展的一种有效方式, 已经成为我国高端服务业发展的主要方向, 且由于高端服务业所需资源的高端性、稀缺性, 高端服务业的发展需要投入大量的研发要素。因此, 统筹研发要素区际流动, 大力发展高端服务业, 充分利用高端服务业的集聚特性和研发要素流动正向外部性, 进而促进高端服务业竞争力的提升成为各个国家和地区的不二选择。然而, 对于高端服务业产业集聚、区际间研发要素流动与高端服务业竞争力提升间的关系研究鲜有学者触及。

服务业集聚对产业竞争力影响的研究多数集中在生产性服务业集聚对制造业竞争力提升的影响方面, 得出生产性服务业集聚能够显著促进制造业竞争力(江茜和王耀中, 2016; 张志彬, 2019), 但也有学者研究发现生产性服务业集聚负向影响制造业竞争力, 且这种影响效应表现出先减后增的“U型”发展趋势(田祖海和郑浩杰, 2018)。收集文献发现, 鲜有学者对服务业集聚对其自身竞争力的影响展开研究。马鹏和李文秀(2014a)研究发现, 高端服务业集聚能够充分发挥其正的“外部性”和规避负的“外部性”, 进而显著提升高端服务业产业控制力, 但文中忽略了空间因素的影响。吴远仁(2016)通过分析提升中国高端服务业竞争力的必要性基础上, 纳入高端服务业集聚等变量实证检验得到高端服务业集聚能够促进高端服务业竞争力, 但高端服务业集聚对其竞争力影响的理论机制尚需进一步完善。

伴随中国创新战略和大力发展高端服务业战略的深入推进, 各地区对研发要素的需求大量增加, 并积极

收稿日期: 2021-12-30

基金项目: 福建省自然科学基金“福建省生产性服务业对外开放、集聚与制造业高质量发展”(2020J01781); 福建省科技厅创新战略项目“福建省跨境电商生态圈构建及创新机制研究”(2020R0111); 泉州市社会科学规划项目“泉州推进国家跨境电商综合试验区建设研究”(2021D12)

作者简介: 吴远仁, 博士, 泉州师范学院副教授, 研究方向: 产业经济、区域经济、跨境电商发展; (通讯作者)李淑燕, 博士, 泉州师范学院副教授, 研究方向: 创新管理、跨境电商发展研究。

创造各种有利条件吸引研发要素向本地区流动。现有针对研发要素在区际间流动对经济或产业发展关系的研究,主要得到两种结论。一是优化了研发要素在区域间的配置,提高其使用效率,且由于研发要素在区域间流动产生的“知识溢出”显著提升区域协同创新效率(邵汉华和钟琪,2018)和流入地的创新绩效(卓乘风和邓峰,2017),高知识劳动力的流动对企业的创新产出产生显著的正向影响(Braunerhjelm et al, 2020)和显著提升了服务业企业增加值的创造能力(张慧慧和徐力恒,2021);二是研发要素的流动也有可能造成流入地研发基础设施使用激增而产生拥挤,致使大幅降低研发要素的使用效率,以及造成流出地研发要素的短缺等不利影响。但有关研发要素流动对相关产业尤其是高端服务业竞争力影响的研究鲜有涉及,尚缺乏相应的理论模型分析与实证检验。

以上有关研发要素流动对经济活动影响,以及服务业集聚对产业竞争力影响的研究,为本文提供了良好的基础和借鉴。然而,综合考虑高端服务业集聚与研发要素流动对高端服务业竞争力可能的影响研究尚没有发现。那么,当前我国高端服务业集聚与研发要素流动影响高端服务业竞争力的具体机理机制是什么?是否促进了我国高端服务业的发展,能否得到我国经验数据的具体验证?这两个问题已经成为当前统筹区域间研发要素流动,大力发展高端服务业并促进其集聚发展亟需解答和验证的问题。因此,将从高端服务业集聚与研发要素流动的视角,利用新经济地理学模型考察高端服务业集聚与研发要素流动影响高端服务业竞争力的内在机制,继而使用空间面板数据模型利用我国省域层面面板数据进行检验,为我国统筹研发要素资源配置,促进高端服务业发展提供政策启示。

与以往研究相比,本文的贡献主要体现在两方面。第一,从高端服务业集聚和研发要素流动的视角,利用新经济地理学模型将高端服务业集聚和研发要素流动与高端服务业竞争力纳入一个统一的分析框架,深入揭示高端服务业集聚和研发要素流动影响高端服务业竞争力的内在作用机制;第二,实证研究充分考虑了高端服务业集聚与研发要素流动所可能产生的空间相关性,采用多种空间面板数据模型对理论模型的结论进行检验,对各变量的空间溢出效应进行测度。

二、集聚、研发要素流动影响产业竞争力的理论机制

本部分在新经济地理学理论的基础上,以高端服务业产业为例,将高端服务业集聚和研发要素流动纳入到同一个模型中,构建同时包含高端服务业集聚、研发要素流动与高端服务业竞争力提升三者关系的理论模型,分析高端服务业集聚和研发要素流动对高端服务业竞争力提升的影响机制。

(一)模型假设

模型基本假设如下:整个经济体具有两区域、三部门和两要素,即东部和西部,工业(M)、农业(A)和高端服务业(H)三个部门,有劳动力(L)和研发要素(R)两种要素。假设经济体总劳动力为 L^w ,劳动力的名义工资(W)在三个部门中没有差别(本文经济变量采用东部不加“*”,西部加“*”表示)。劳动力可以在区域内自由流动但不能跨区域流动,研发要素可以在区域内和区域间自由流动。

农业和工业部门分别处于完全竞争和垄断竞争市场中。农业部门具有生产同质产品、规模收益不变等特征。农产品唯一投入要素为劳动力,每单位农产品需要 a_A 单位劳动力,农产品在整个经济体内的交易成本为零,价格为 p_A 。工业部门具有生产差异化产品、规模收益递增特点,工业品在东西部跨区交易时存在“冰山”运输成本,交易一单位工业品必须运输 τ ($\tau \geq 1$)单位,以抵消“融解”掉了的“冰山”运输成本。假设每个工业企业生产一单位差异化的工业品,每种差异化工业品可变投入为 a_M 单位的劳动力,固定投入为一单位的高端知识且收益率为 π ;假设代表性工业企业产出 x 单位工业品,劳动力的名义工资为 w ,则代表性工业企业的成本函数为 $\pi + wa_M x$ 。

高端服务业产出高端知识,每单位高端知识产出需要投入 a_R 单位研发要素。不管何时东部和西部投入到高端服务业的研发要素总量不变均为1,东部和西部占比分别为 r_L 和 r_L^* 。假设本地区内的研发要素能够全部被利用,而其他地区研发要素的可利用程度取决于区域间研发要素的流动量,本文将区域间研发要素的流动称为研发要素区际开放度,并用 λ 表示。那么,可以将两区域间的高端知识溢出函数 $f(\lambda)$ 表示为研发要素区际开放度(λ)的增函数,为简单起见,采用线性增函数形式。由于线性增函数必须具备三个限制条件(曹

骥赞,2007),本文采用 $f(\lambda)=(1+\lambda)/2$ 。假设东部和西部的知识存量分别为 F 和 F^* ,高端服务业生产高端知识的成本函数用“可以利用的高端知识存量”做分母的“反比例函数”表示,则高端服务业的边际投入为

$$\text{东部: } a_R = \frac{1}{F + f(\lambda)F^*} \quad (1)$$

$$\text{西部: } a_R^* = \frac{1}{F^* + f(\lambda)F} \quad (2)$$

假设两个地区消费者的偏好、技术、资源禀赋等都相同,同样具有总子双重效用。总效用(U)用柯布-道格拉斯型函数(CD函数)表示,是消费者量为出,用于购买工业品和农产品所具有的效用;子效用 C_M 用不变替代弹性函数(CES函数)表示,表示消费者购买差异化的工业品所具有的效用。可以表示为

$$\text{总效用: } U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \quad (3)$$

$$\text{子效用: } C_M = \left[\int_0^{n^*} (c_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad 0 < \mu < 1 < \sigma \quad (4)$$

其中: C_A 为对同质农产品消费量或效用; C_M 为对差异化工工业品组合消费量或效用; n 和 n^* 分别为东部和西部工业品的种类; $n^w = n + n^*$ 为经济体总的工业品种类; c_i 为消费者消费第 i 种工业品的数量; μ 和 σ 分别为消费者对工业品的支出份额和不同工业品间的替代弹性。基于前述的假设,不同的工业品使用一个单位的高端知识作为固定投入,故高端知识间的替代弹性也为 σ 。

消费者在可支配收入约束下,其消费函数为

$$P_A C_A + \int_0^{n^*} p_i c_i di = Y \quad (5)$$

其中: Y 是消费者的可支配收入; P_A 为同质的农产品价格; p_i 为第 i 种工业品价格。

用 E 和 E^* 分别为东部和西部的支出,分别占整个经济体比例为 s_E 和 s_E^* ,且 $s_E + s_E^* = 1$;则经济体总支出为 $E^w = E + E^*$;假设收入全部用于消费支出,则 $Y = E^w$ 。用 F 和 F^* 分别为东部和西部的知识存量,分别占整个经济体比例为 s_n 和 s_n^* ,且 $s_n + s_n^* = 1$,则经济体总的知识存量为 $F^w = F + F^*$;由于假设不同的工业品需要固定投入一个单位的高端知识。因此, s_n 和 s_n^* 也代表两个区域在整个经济体中工业企业数的占比。

(二)模型的短期均衡

1. 农业部门

农业部门处于完全竞争市场中,具有生产同质产品、规模收益不变,实行边际成本定价方法等特征,假设东部和西部农产品价格为 p_A 和 p_A^* ,则东部为 $p_A = w a_A$,西部为 $p_A^* = w^* a_A$ 。由于农产品的交易不需要成本,故 $p_A = p_A^*$,进而 $w = w^*$,即整个经济体劳动力工资相同。将计价单位设定为农业部门单位劳动投入 a_A ,可以得到 $p_A = p_A^* = w = w^* = 1$ 。

2. 工业部门

(1)企业产出量。由于假设收入全部用于消费支出, E 和 E^* 分别表示东部和西部的支出,则东部的消费水平等于区域内劳动力收入加上高端知识总收益减去高端知识创造投资的差额。由于东部消费者对工业品的支出份额为 μ ,则东部消费工业品的支出为 μE 。在受到收入一定的限制情况下,消费者追求效用最大化,根据总子效用最大化的一阶条件,可以得到东部消费者消费工业品 j 的数量,即^①

$$c_j = \mu E \frac{p_j^{-\sigma}}{p_M^{1-\sigma}} = \mu E \frac{p_j^{-\sigma}}{\Delta n^w}, \quad \Delta n^w = \int_0^{n^*} p_i^{1-\sigma} di \quad (6)$$

其中: p_j 为工业品 j 的价格; n^w 为经济体总的工业品种类数。由于每个工业企业的产品在整个经济体中进行销售,假设工业品在本区域内不用运输成本,跨区域销售需要“冰山”运输成本,则可以得到工业品 j 的产出量为 $x_j = c_j + \tau c_j^*$ 。

(2)工业品价格。工业企业处于垄断竞争市场中,企业可以自由进入和退出,同样采用边际成本加成定

① 限于篇幅,式(6)~式(8)具体推导过程可以参考郑长德(2014)。

价法,在处于均衡状态时企业获得的净利润为零。在短期均衡时,整个经济体工业企业的产出量和价格都保持均衡。以东部为例,由于工业品在本区域内不用运输成本,跨区域销售需要“冰山”运输成本。因此东部产品在西部的销售价格是东部的 τ 倍,得出:

$$P = \frac{wa_m\sigma}{\sigma-1}, \quad P^* = \frac{\tau wa_m\sigma}{\sigma-1} \quad (7)$$

(3) 高端知识收益率。每个工业企业生产单位工业品时的固定成本为一个单位高端知识,故企业的经营利润就是高端知识收益率。同时,由于每单位高端知识产出需要投入 a_R 单位研发要素,则高端知识收益率也就是 a_R 单位研发要素的收益率。

$$\pi = \frac{px}{\sigma} \quad (8)$$

东部工业企业的经营利润为 $\pi = bBE^W/F^W$, $B = [s_E/\Delta + \Phi(1-s_E)/\Delta^*]\chi$, 西部工业企业的经营利润为 $\pi^* = bB^*E^W/F^W$, $B^* = [\Phi s_E/\Delta + (1-s_E)/\Delta^*]\chi$, 其中, $b = \mu/\sigma$, $\Delta = \chi s_n + \Phi(1-s_n)$, $\Delta^* = \chi \Phi s_n + (1-s_n)$, $\chi = (a_m/a_m^*)^{1-\sigma} = [s_n + f(\lambda)(1-s_n)]/[(1-s_n) + f(\lambda)s_n]$ 均作为中间变量, μ, σ, s_E, s_n 意思与前文相同。

(4) 市场支出份额。假设整个经济体的消费支出等于收入。不管东部还是西部,其总收入等于劳动力收入与高端服务业企业的收益剩余(研发要素的收益剩余)。东部的支出等于东部的劳动力收入与高端知识收益之和减去高端知识创造支出。对于在同一个国家不同地区的高端服务业竞争力而言,高端服务业增长率是其衡量的最重要指标。假设高端知识存量的增长速度为 g , 高端知识折旧率为 δ , 则高端知识创造支出包括弥补高端知识折旧 $\delta F^W a_R$ 和维持高端知识净增长的投入 $g F^W a_R$ 。因此,东部和西部的经济支出分别为 $E = s_L L^W + s_n b B E^W - (g + \delta) F a_R$, $E^* = (1-s_L) L^W + s_n^* b B^* E^W - (g + \delta) F^* a_R^*$ 。则经济体的总支出为 $E^W = L^W + b E^W - (g + \delta)(F a_R + F^* a_R^*)$, 东部和西部的市场支出份额分别为 $s_E = E/E^W$, $s_E^* = E^*/E^W$, 且两者之和为 1。

(三) 模型的长期均衡

1. 均衡条件

长期均衡就是指研发要素区际开放度和贸易开放度在一定的范围内时,整个经济体的区位分布模式保持稳定,此时区域间的高端知识空间分布(s_n)和市场支出份额(s_E)均保持长期稳定状态。一般存在两种长期均衡状态,即核心-边缘均衡或对称均衡。当处于对称均衡时,两个区域的工业企业和高端知识均等分布,高端知识创造速度也相同,且此时的高端知识价值等于高端知识创造成本。当处于核心-边缘均衡时,所有的工业企业和高端知识都在核心区中聚集,核心区的高端知识价值与高端知识创造成本相等;而边缘区则不同,由于此时高端知识价值低于高端知识创造成本,造成高端知识创造停止。根据“托宾 q 理论”,两种均衡状态下高端知识价值与高端知识创造成本的关系可以表示为

对称均衡情况下: $q = v/G = 1$, $q^* = v^*/G^* = 1$, $0 < s_n < 1$; 核心-边缘均衡情况下: $q = v/G = 1$, $q^* = v^*/G^* < 1$, $s_n = 1$, 或 $q = v/G < 1$, $q^* = v^*/G^* = 1$, $s_n = 0$; 其中, q 为托宾 q 值,等于高端知识价值(东部为 v , 西部为 v^*)与高端知识创造成本(东部为 G , 西部为 G^*)的比率。

在长期均衡情况下,高端知识空间分布(s_n)与高端知识存量增长率(g)处于稳定状态,此时整个经济体的总收入 E^W 也处于稳定状态,即为一定值。此时高端知识的总收益:

$$\pi s_n F^W + \pi^* (1 - s_n) F^W = b E^W \quad (9)$$

式(9)也代表了经济体中工业企业的总营业利润。由于 E^W 为定值。因此高端知识的总收益也为定值。由于高端知识存量以 g 的速度增长,则工业品种类也将随之增加,每单位的高端知识收益值将以 g 的速率下降,即 $\pi(t) = \pi e^{-gt}$; 同时,假设高端知识所有者对未来收益的折现值为 ρ 。则东部单位高端知识的当期价值为

$$v = \int_0^\infty e^{-\rho t} e^{-\delta t} (\pi e^{-gt}) dt = \frac{\pi}{\rho + \delta + g} \quad (10)$$

则西部高端知识的当期价值为 $v^* = \pi^*/(\rho + \delta + g)$ 。

2. 集聚、研发要素流动对高端服务业竞争力的影响

当东部和西部长期对称均衡时, $s_n = s_n^* = 1/2$ 。将式(1)的高端知识生产成本代入整个经济体总支出 $E^W = L^W + b E^W - (g + \delta)(F a_R + F^* a_R^*)$ 中进行计算,可得 $E^W = [1/(1-b)][L^W - 4(g + \delta)/(3 + \lambda)]$ 。此时东部 $q = v/G = \pi/[(\rho + g + \delta) \times a_R] = 1$, $s_n = s_n^* = 1/2$, $B = \chi = 1$, 代入高端知识生产成本 a_R 和高端知识收益 π , 得到:

$$q = \frac{v}{G} = \frac{\pi}{(\rho + \delta + g)a_R} = \frac{bE^W [F + (1 + \lambda)F^*/2]}{(\rho + \delta + g)F^W} = \frac{bE^W [S_n + (1 + \lambda)(1 - S_n)/2]}{(\rho + \delta + g)} = \frac{bE^W (3 + \lambda)}{4(\rho + \delta + g)} = 1 \quad (11)$$

将 E^W 代入解得：

$$g_{\text{sym}} = \frac{bL^W (3 + \lambda)}{4} - (1 - b)\rho - \delta \quad (12)$$

式(12)为整个经济体高端知识增长率,由此式可知,对称均衡时研发要素区际开放度正向影响高端知识增长速度,促进高端服务业竞争力的提升,同时与劳动力数量、工业品支出份额正相关;与产品间替代弹性、高端资源损耗率和收益的折现率负相关。

核心-边缘均衡时, $s_n=1$ 和 $s_n^*=0$, $q = v/G = \pi/[(\rho + g + \delta)a_R] = (bE^W)/[(\rho + g + \delta)F^W a_R] = 1$, $q^* < 1$,且 $\chi=1/f(\lambda)=2/(1+\lambda)$, $B=1$ 。将 $s_n=1$ 代入整个经济体总支出 $E^W=L^W+bE^W-(g+\delta)(Fa_R+F^*a_R^*)$ 中,可得 $E^W=L^W+bE^W-(g+\delta)$,即 $E^W=[L^W-(g+\delta)]/(1-b)$ 。将 $B=1$ 和 E^W 代入到式(11)中,可得 $q = \frac{v}{G} = \frac{b(L^W - g - \delta)}{(\rho + g + \delta)a_R} = 1$,解得此时的高端知识增长率为

$$g_{\text{cp}} = bL^W - (1 - b)\rho - \delta \quad (13)$$

由式(13)得到,核心-边缘长期均衡时各变量对高端知识增长率的影响方向与对称均衡时相同,但高端知识增长率已经不受研发要素区际开放度影响。式(13)减去式(12)可得：

$$g_{\text{cp}} - g_{\text{sym}} = \frac{bL^W (1 - \lambda)}{4} \quad (14)$$

由于 $0 \leq \lambda \leq 1$,所以式(14)大于0。高端知识增长率在核心-边缘均衡情况下比对称均衡情况下高,这表明高端服务业的集聚对整个经济体高端服务业的增长起到促进的作用,能够提升高端服务业竞争力。

综上,高端服务业集聚与研发要素流动均能够提升高端服务业竞争力。下文将利用我国省域的面板数据对高端服务业集聚和研发要素流动是否对高端服务业竞争力产生促进作用进行验证。

三、计量模型设定、变量和数据

(一)空间计量模型的建立

前文运用新经济地理模型探讨了高端服务业集聚和研发要素区际流动对高端服务业竞争力的影响。某个省份高端服务业集聚和研发要素流动并不是相互独立的,它们会产生相应的溢出效应影响其他省份的经济活动,同样也会受到其他省份经济行为的影响。因此,忽略高端服务业集聚和研发要素流动所伴随的空间相关性可能会造成模型的错误设定。而空间计量经济学模型通过设置空间权重矩阵来刻画被解释变量、解释变量和误差扰动项的自身空间依存性,并且能够通过结构方程来验证新经济地理提出的假设和量化新经济地理因素的影响。因此,为了将经济活动的空间相关性考虑在内,采用空间计量模型考察高端服务业集聚和研发要素区际流动对高端服务业竞争力的影响,并对它们的溢出效应进行实际测度。

空间计量经济学模型经过近几十年的发展,产生了许多模型,但最常用的模型主要有空间滞后模型(SAR模型)、空间误差模型(SEM模型)和空间杜宾模型(SDM模型)三种,且不同的模型其溢出的产生原因和传导机制不同。SEM模型假定其溢出原因是由随机冲击产生的,并主要通过误差项传导空间效应;SAR模型则假定其溢出主要是由被解释变量通过空间相互作用而产生的溢出效应(Anserlin et al, 2010);SDM模型则综合考虑了SAR和SEM两类模型的空间传导机制,以及空间交互作用,即一个地区的被解释变量不仅受本地区自变量的影响,还会受到其他地区被解释变量和自变量的影响。结合本研究,三种模型设定如下。

(1)空间滞后面板模型：

$$\ln GJ_{it} = \alpha_0 + \rho W \ln GJ_{it} + \alpha_1 \ln QWS_{it} + \alpha_2 \ln pfl_{it} + \alpha_3 \ln cfl_{it} + \alpha_4 \ln L_{it} + \alpha_5 \ln T_{it} + \alpha_6 \ln Z_{it} + \varepsilon \quad (15)$$

(2)空间误差面板模型：

$$\ln GJ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln QWS_{it} + \alpha_2 \ln pfl_{it} + \alpha_3 \ln cfl_{it} + \alpha_4 \ln L_{it} + \alpha_5 \ln T_{it} + \alpha_6 \ln Z_{it} + \lambda W\varepsilon + \varepsilon \quad (16)$$

(3)空间杜宾面板模型：

$$\begin{aligned} \ln GJ_{it} = & \alpha_0 + \rho W \ln GJ_{it} + \alpha_1 \ln QWS_{it} + \alpha_2 \ln pfl_{it} + \alpha_3 \ln cfl_{it} + \\ & \alpha_4 \ln L_{it} + \alpha_5 \ln T_{it} + \alpha_6 \ln Z_{it} + \alpha_1 W \ln QWS_{it} + \alpha_2 W \ln pfl_{it} + \\ & \alpha_3 W \ln cfl_{it} + \alpha_4 W \ln L_{it} + \alpha_5 W \ln T_{it} + \alpha_6 W \ln Z_{it} + \varepsilon \end{aligned} \quad (17)$$

其中: i 为31个省直辖市自治区(因数据缺失,不含港澳台地区); t 为2003—2018年的16年时间; GJ 为高端服务业竞争力指标; QWS 为高端服务业的集聚指标; pfl 为R&D人员流动量; cfl 为R&D资本流动量; L 为劳动力; T 为产品间的替代弹性; Z 为工业品的支出份额; W 采用空间距离权重矩阵,其主对角线数值均为0,其他值为 $1/d^2$,其中 d 为两个省份地理中心位置之间的距离;参数 $\alpha_1 \sim \alpha_5$ 分别反映各解释变量对因变量的影响; ρ 表示地区因变量的空间依赖关系,揭示空间自相关的影响方向和程度; λ 为空间误差自相关系数,用来测度邻近地区关于高端服务业竞争力的误差冲击对本地区因变量的影响程度。

(二)空间计量模型空间效应的测算

LeSage和Pace(2008a)为了规避含有空间滞后项的空间计量模型运行结果的回归系数无法正确表征自变量对因变量的影响,根据空间效应作用的范围和对象的不同,将其影响区分为直接效应、间接效应(空间溢出效应)和总效应。三种效应依次表征自变量 x 对本地区被解释变量 y 的平均影响,自变量 x 对其他地区的被解释变量 y 的平均影响,而总效应反映的是自变量 x 对整个经济体产生的平均影响,并采用偏微分方法正确测度三种效应。

(三)数据来源与指标说明

中国服务业产业的统计数据在GB/T 4754—2002分类标准出台后才逐渐完善,本文中的高端服务业范围借鉴原毅军和陈艳莹(2011)的分类,以及数据可得性和可比性原则,将以下四类产业认定为高端服务业,即信息传输、计算机服务和软件业;金融业;租赁和商务服务业;科学研究、技术服务和地质勘查业。样本范围为31个省直辖市自治区(以下简称省份),时间为2003—2018年,数据均来自于中国知网的中国经济社会大数据研究平台,各变量数据均以2003年为基期进行计算。根据理论模型分析结果,具体变量说明如下:

1. 因变量

因变量即高端服务业竞争力。在全国范围内,各省份的人均GDP(用 Y_i 表示)可以较好地衡量该省的综合经济竞争力。而各省份的高端服务业竞争力本身就是该地区综合经济竞争力特别是第三产业竞争力非常重要的部分,其值相当于该省份高端服务业产值在该省份第三生产总值中的占比。因此,可以构造如下的高端服务业竞争力公式:

$$GJ_i = \frac{SALE_i / X_i}{\sum_i (SALE_i / X_i)} Y_i \quad (18)$$

其中: $SALE_i$ 为 i 省份高端服务业生产总值; X_i 为 i 省份第三生产总值;可以看出高端服务业竞争力指标(GJ_i)实质上是两个统计数的乘积,它综合考虑了各省份的综合经济竞争力和高端服务业在各省份第三产业中所占的分量,能够较好的测度各省份高端服务业的竞争力。由于中国各省份高端服务业相关行业的生产总值在很多省份中缺乏统计,依据数据可得性原则和服务业统计数据特殊性,借鉴马鹏和李文秀(2014b)的做法,本文的高端服务业生产总值采用高端服务业城镇单位从业员工工资总额替代。

2. 解释变量

根据理论模型分析结果,相应的采用以下变量作为解释变量进行检验。

(1)高端服务业集聚度,采用区位熵(QWS)进行衡量,具体为 $QWS=(\text{该省高端服务业城镇单位从业人数}/\text{该省从业人数})/(\text{全国高端服务业城镇单位从业人数}/\text{全国从业人数})$ 。该区位熵的大小反映了不同省份高端服务业的集聚程度。计算结果与吴远仁和李淑燕(2019)所得结论一致,即,中国高端服务业空间集聚度较低,在许多省份中甚至呈现下降趋势。

(2)研发要素区际开放度。R&D人员和R&D资本历来是研发要素最重要的两种资源。因此,本文计算R&D人员流动量和R&D资本流动量作为研发要素区际开放度的变量(邓峰和杨婷玉,2019)。

①R&D人员流动量。“拉力-推力”理论被劳动经济学用于解释影响劳动力迁移的动因,即劳动力从一个地区流入其他地区数量由该地区的推动力和其他地区的吸引力的合力决定。一个地区的R&D人员数不断增多容易造成该地区的资源拥挤而产生挤出效应,而一个地区的经济发展水平等因素是吸引R&D人员向其

流动的主要动因。参照已有的研究构建 R&D 人员流动量指标为

$$pfl_{ij} = \frac{\ln RDP_i \times \ln PGDP_j}{D_{ij}} \quad (19)$$

$$pfl_i = \sum_{j=1}^n pfl_{ij} \quad (20)$$

其中： i, j 为不同的省份； pfl_{ij} 为 i 省份流向 j 省份的 R&D 人员流动量； RDP_i 为 i 省份 R&D 人员数， $PGDP_j$ 为 j 省份的人均 GDP，为 j 省份的经济发展水平； D_{ij} 为根据 i, j 两省份的省会城市经纬度测算出来的两省份间的距离； pfl_i 为 i 省份流入到其他省份总的 R&D 人员流动量； $n=1, 2, \dots, 31$ ，代表 31 个省直辖市自治区。

② R&D 资本流动量。区域间的金融市场发展水平决定了 R&D 资本流动的去向和数量，参照蒋天颖等（2014）的研究，构建 R&D 资本流动量测算指标为

$$cfl_{ij} = \frac{\ln RDC_i \times \ln RDC_j}{D_{ij}} \quad (21)$$

$$cfl_i = \sum_{j=1}^n cfl_{ij} \quad (22)$$

其中： cfl_{ij} 为 i 省份流到 j 省份的 R&D 资本流动量； RDC_i 为 i 省份的 R&D 资本存量， RDC_j 为 j 省份的 R&D 资本存量，其值采用常用的永续盘存法计算； cfl_i 为 i 省份流入到其他省份总的 R&D 资本流动量。

（3）经济体的劳动力数量（ L ），采用各省市的从业人员数表示。

（4）产品间的替代弹性（ T ），采用各省份规模以上工业企业数与 31 个省份平均规模以上工业企业数的比值表示。

（5）工业品支出份额（ Z ），采用制造业固定资产投资占全国固定资产投资的比重表示。

四、实证结果与分析

（一）空间自相关分析

借助 Geoda 软件，使用全局 Moran's I 指数对中国 2003—2018 年的高端服务业竞争力指标进行空间相关性检验，检验该指标在省域间是否存在空间自相关性（表 1）。

从表 1 结果可以看出，中国高端服务业竞争力的全局 Moran's I 在 2003—2018 研究年份中均大于 0，且其 P 值全部在 5% 以下显著。全局 Moran's I 总体表现出波动上升趋势，2014 年以来均超过 0.255，表明中国高端服务业竞争力在省级层面间具有显著的空间正相关性，相邻省市的经济存在空间上的相互影响。

（二）空间面板模型选择与估计

基于上述模型设定和检验思路，为了消除变量异方差的影响，所有变量均采用其自然对数的形式，对混合数据的普通面板数据模型进行普通最小二乘法（OLS）回归，回归结果见表 2。

表 2 表明，高端服务业集聚、R&D 人员流动、R&D 资本流动和产品间的替代弹性对高端服务业竞争力均表现出显著的促进作用。经济体的劳动力数量、工业品支出份额对高端服务业竞争力均表现出显著的抑制作用。其中，只有经济体的劳动力数量对高端服务业竞争力的影响与理论模型相悖。对模型 OLS 回归残差进行 Moran 检验及 LM 检验（表 3）。

表 1 2003—2018 年高端服务业竞争力的 Moran's I 指数统计值

年份	Moran's I	Z	P	年份	Moran's I	Z	P
2003	0.161	2.315	0.033	2011	0.128	2.138	0.045
2004	0.188	2.500	0.027	2012	0.145	2.556	0.028
2005	0.189	2.410	0.032	2013	0.147	2.357	0.040
2006	0.174	2.435	0.038	2014	0.262	3.139	0.008
2007	0.173	2.510	0.031	2015	0.260	3.159	0.014
2008	0.170	2.567	0.024	2016	0.259	3.190	0.009
2009	0.159	2.108	0.048	2017	0.269	3.125	0.012
2010	0.158	2.232	0.043	2018	0.255	3.001	0.013

注：伴随概率 P 值产生的系列为 999。

表 2 OLS 估计结果

变量	QWS	pfl	cfl	L	T	Z	R^2
回归结果（ p 值）	0.719(0.000)	0.100(0.000)	0.375(0.000)	-0.238(0.000)	0.418(0.000)	-0.220(0.200)	0.839

表 3 中, OLS 回归残差的四种 LM 检验值只有 $LMsar$ 值和 $LMerr$ 值通过显著性检验, 稳健的 $LMsar$ 值和稳健的 $LMerr$ 值均未通过检验, 且 $LMsar > LMerr$ 值。因此, 空间滞后面板模型优于空间误差面板模型。残差的 Moran's I 值为 0.387, P 值为 0, 表明模型存在显著的空间正相关性, 采用 OLS 方法回归会使结果有偏或无效。因此, 为了提高回归结果准确性, 需选用能够将各省份经济活动空间相关性考虑在内的空间面板 SAR、SEM 和 SDM 模型进行估计。进一步经豪斯曼检验, 空间面板计量模型均选用固定效应, 使用 MATLAB R2016a 软件完成估计, 结果见表 4。

表 4 的估计结果表明, SAR、SEM 和 SDM 空间计量的空间项系数全部显著为正, 表明在省级层面, 本省的高端服务业竞争力会受到其他省份高端服务业竞争力的加权影响。对比几类模型的拟合效果, 从 SDM 模型回归结果来看, 几乎所有的空间交互项系数都不显著, 基本上满足模型转化的原假设 $H_0: \theta_i = 0$ 但不满足 $\theta_i \neq -\delta\beta_i$, 表明 SDM 模型能够等价转化成 SAR 模型, 但不能等价转换成 SEM 模型。同时, 结合前面的分析, 空间滞后面板模型优于空间误差面板模型。因此, 下文的分析主要基于 SAR 模型进行。

从表 4 报告的结果来看, 各变量的回归系数只有经济体的劳动力数量对高端服务业竞争力的影响表现出显著的抑制作用, 与第二部分的理论模型相悖, 其他变量的回归结果都很好印证了理论模型的结论。SAR 模型中高端服务业集聚度对高端服务业产业竞争力表现出显著的促进作用, 表明高端服务业的集聚效应明显。R&D 人员流动量和 R&D 资本流动量变量系数显著为正, 表明 R&D 人员流动量和 R&D 资本流动量的提升对高端服务业竞争力具有显著的正向作用。这有力地说明了随着我国各省份区域间对内开放力度和营商环境的不断增强, 我国省域层面研发要素的流动使得研发要素得到了更有效地利用, 有力地促进了高端服务业产业竞争力的提升, 其潜在的政策含义就是继续加强区域间的开放力度, 促进研发要素合理流动, 提升高端服务业产业竞争力。从另外几个变量来看, 经济体劳动力数量对高端服务业竞争力的提升表现不显著, 但已经不像 OLS 回归那样对高端服务业竞争力产生显著的负向影响这很可能是高端服务业是一些资本密集和知识密集的服务业集合体, 我国劳动力整体知识储备和能力跟不上高端服务业的发展需要, 影响了我国高端服务业产业竞争力的提升。产品间的替代弹性对高端服务业竞争力的提升表现出显著的负向影响; 工业品的支出份额对高端服务业竞争力的提升表现出显著的正向影响。由于 SAR 模型的回归系数并不能直接反映自变量对因变量的影响程度。因此我们还需要计算出直接效应、空间溢出效应和总效应才能具体表征。SAR 模型中上述三种效应的具体值参见表 5。

从表 5 可以看出, 高端服务业集聚对高端服务业竞争力提升的直接效应和空间溢出效应均显著为正, 且空间溢出效应占总效应的 20.8%。这表明中国省份

表 3 Moran 检验和 LM 检验

	Moran's I	$LMsar$	$LMerr$	稳健 $LMsar$	稳健 $LMerr$
指数值	0.387	23.354	22.770	1.354	0.770
p 值	0.000	0.000	0.000	0.245	0.380

表 4 空间面板模型估计结果

解释变量/模型	SAR 模型	SEM 模型	SDM 模型
$\ln QWS$	0.330***	0.369***	0.339***
$\ln pfl$	0.706***	0.723***	0.760***
$\ln cfl$	0.793***	1.040***	0.071
$\ln L$	0.04	0.036	0.047
$\ln T$	-0.039*	-0.033	-0.025
$\ln Z$	0.045***	0.040***	0.047***
$W \times \ln QWS$	/	/	-0.110*
$W \times \ln pfl$	/	/	0.197
$W \times \ln cfl$	/	/	0.5
$W \times \ln L$	/	/	0.116
$W \times \ln T$	/	/	-0.038
$W \times \ln Z$	/	/	0.026
δ 或 λ	0.226***	0.234**	0.216***
R^2 值	0.983	0.982	0.984
$corr_squared$ (调整的可决系数)	0.589	0.59	0.611
Log_L (极大似然值)	442.851	441.905	451.613
$Sigma_e$ (残差值)	0.01	0.01	0.01
Hausman 检验	12.611	-43.3301	-67.557
P 值	0.082	0	0

注: 1%、5% 和 10% 显著性分别用***、**和*表示; “/”表示值为空。

表 5 SAR 模型的直接效应、空间溢出效应和总效应

效应类别	变量	系数	T 统计量	P
直接效应	$\ln QWS$	0.338	7.939	0.000
	$\ln pfl$	0.722	4.661	0.000
	$\ln cfl$	0.809	8.187	0.000
	$\ln L$	0.043	0.524	0.604
	$\ln T$	-0.039	-1.625	0.114
	$\ln Z$	0.045	2.920	0.006
间接效应/空间溢出效应	$\ln QWS$	0.089	4.229	0.000
	$\ln pfl$	0.191	3.352	0.002
	$\ln cfl$	0.213	4.613	0.000
	$\ln L$	0.011	0.501	0.620
	$\ln T$	-0.010	-1.506	0.142
	$\ln Z$	0.012	2.448	0.020
总效应	$\ln QWS$	0.427	7.874	0.000
	$\ln pfl$	0.913	4.626	0.000
	$\ln cfl$	1.022	8.646	0.000
	$\ln L$	0.054	0.522	0.606
	$\ln T$	-0.050	-1.621	0.115
	$\ln Z$	0.057	2.898	0.007

间高端服务业的发展不是随机独立的,还会受到其他省份高端服务业发展的影响,通过提升高端服务业集聚度能够进一步提升高端服务业竞争力。研发要素区际流动对高端服务业竞争力提升的直接效应和空间溢出效应均显著为正,即研发要素在区际间的流动不仅能够促进本地区高端服务业竞争力的提升,其所伴随的空间知识溢出效应还有助于提升其他地区的高端服务业竞争力;但R&D人员流动和R&D资本流动所带动的空间溢出效应仅占总效应的20.9%和20.8%,显示出进一步促进中国研发要素在区际间的流动,充分发挥其空间溢出效应提升中国高端服务业整体竞争力具有较大的空间。经济体劳动力数量和产品间的替代弹性对高端服务业竞争力提升的三种效应均不显著;工业品的支出份额对高端服务业竞争力的提升的三种效应均显著为正,表现出明显的正向影响和空间溢出效应。因此,基本上再次验证了前文理论模型分析结果。同时,根据理论模型,在核心-边缘均衡情况下,高端服务业增长率已经不受研发要素区际开放度的影响,但实证检验切是对其有着显著的促进作用,再次验证了中国高端服务业集聚度相对较低的结论。

(三)稳健性检验

为检验不同空间权重矩阵对估计结果的影响,特别是综合考虑经济活动和地理差别的经济距离权重矩阵对研究结果的影响,采用经济距离权重矩阵进行空间面板数据模型的估计,以检验结果是否稳定。估计结果表明,SAR模型仍然是最优的空间面板数据模型。对比两种矩阵对应估计结果显示,两种距离矩阵对各变量估计系数的方向和显著性没有发生根本性改变,只是各变量的估计系数的大小有些出入表明本文的研究结果是稳健的。

由于模型中可能遗漏了其他影响高端服务业的产业竞争力的重要变量,或者是变量之间互为因果关系都可能造成模型的内生性问题。变量之间互为因果关系表现在高端服务业在区域内的集聚或研发要素在区际间的流动会影响区域高端服务业的产业竞争力,反过来,区域高端服务业产业竞争力水平的差异也可能影响到区域高端服务业的集聚度和研发要素的流动规模与方向。因此,为规避变量间可能存在的内生性,对空间SAR模型采用广义矩估计(GMM)方法进行检验,而如何选择GMM方法中的工具变量则显得尤为关键。虽然Kelejian和Prucha(1998)研究指出理想的工具变量应为 $W_n(I_n - \delta W_n)^{-1}X_n\beta$,并得到了余泳泽和刘大勇(2013)的验证,但由于无法提前得到 δ 值而较难应用。因此参照白俊红等(2017)的研究,选用 $W \times QWS$ 、 $W \times pfl$ 和 $W \times cfl$ 分别作为高端服务业集聚度、R&D人员流动量和R&D资本流动量GMM估计的工具变量,并通过了Hansen J检验。对比空间GMM估计与前面空间SAR的估计结果表明,各变量回归系数的值大小虽有些出入,但方向不变,显著性水平也改变不大。因此,前述研究结果具有较强的稳健性。^②

五、结论与政策含义

统筹研发要素流动,大力发展高端服务业,充分利用高端服务业的集聚特性和研发要素流动正向外部性,进而促进高端服务业竞争力的提升成为各个国家和地区的不二选择。本文着重考察了高端服务业集聚与研发要素区际流动对高端服务业竞争力的影响机制,以及能否得到中国经济数据的验证。利用新经济地理学理论构建了高端服务业集聚、研发要素流动影响高端服务业竞争力的理论模型,在此基础上利用31个省份2003—2018年经济数据,设定空间面板计量模型对理论模型的结论进行实证检验。主要的研究发现和结论有:

高端服务业集聚度较低,各省份的高端服务业竞争力之间存在显著的空间相关性。高端服务业集聚度、R&D人员流动量和R&D资本流动量的空间总效应均表现出明显的促进作用,但三者的总效应主要是由直接溢出效应决定的,空间溢出效应的贡献率相对较低。这些结论的政策启示如下:一是促进高端服务业集聚并做好区域统筹协调发展。在发展高端服务业,促进其集聚发展,制定相应的产业发展规划时,应该充分利用本地区经济条件,加强地区间的交流与合作,促进本地区高端服务业集聚发展并积极向外溢出,同时积极吸收其他地区特别是周边省份高端服务业的溢出效应,统筹协调区域间高端服务业的发展。二是提升营商环境,扩大对内开放力度。R&D人员和R&D资本等研发要素作为高端服务业重要的投入要素,其不但可以直接促进高端服务业竞争力的提升,而且在区际间的流动能够显著地促进周边地区高端服务业竞争力。因此各地区应该营造良好的营商环境,进一步破除地区壁垒,扩大对内开放,建立完善的人才市场和资本市场,营造良好的区域间研发要素流动的体制机制,在充分利用本地区研发要素基础上促进其向周边地区溢出,同时利用好周边地区研发要素的溢出部分,这将有利于促进中国高端服务业竞争力的持续提升。

^② 限于篇幅,本文没有列出稳健性检验的结果。

参考文献

- [1] 白俊红,王钺,蒋伏心,等,2017.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,52(7):109-123.
- [2] 曹曦赞,2007.知识溢出双增长模型和中国经验数据的检验[D].天津:南开大学.
- [3] 邓峰,杨婷玉,2019.市场分割对省域创新效率的空间相关性研究——基于创新要素流动视角[J].科技管理研究,(17):19-29.
- [4] 江茜,王耀中,2016.生产性服务业集聚与制造业竞争力[J].首都经济贸易大学学报,18(1):74-80.[J].财经理论与实践,40(5):121-127.
- [5] 蒋颖,谢敏,刘刚,2014.基于引力模型的区域创新产出空间联系研究——以浙江省为例[J].地理科学,34(11):1320-1326.
- [6] 刘志彪,2020.重塑中国经济内外循环的新逻辑[J].探索与争鸣,(7):42-49.
- [7] 马鹏,李文秀,2014a.高端服务业集聚效应研究——基于产业控制力视角的分析.中国软科学,(4):169-179.
- [8] 马鹏,李文秀,2014b.高端服务业视角的中国产业控制力提升理论与实证研究[J].产经评论,(2):5-14.
- [9] 邵汉华,钟琪,2018.研发要素空间流动与区域协同创新效率[J].软科学,(11):120-123.
- [10] 丝奇雅·沙森,2005.全球城市:纽约伦敦东京[M].上海:上海社会科学院出版社.
- [11] 田祖海,郑浩杰,2018.生产性服务业集聚对制造业竞争力的影响研究——基于地区和外溢性视角[J].北京邮电大学学报(社会科学版),103(4):68-74,84.
- [12] 托马斯·弗里德曼,2015.世界是平的:21世纪简史[M].湖南:湖南科学技术出版社.
- [13] 吴远仁,2016.我国高端服务业集聚形成机理与集聚效应研究[D].泉州:华侨大学.
- [14] 吴远仁,李淑燕,2019.高端服务业的空间分布,空间溢出及对工业升级的影响[J].商业研究,(3):59-68.
- [15] 余泳泽,刘大勇,2013.我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J].管理世界,29(7):6-20,70,187.
- [16] 原毅军,陈艳莹,2011.中国高端服务业发展研究[M].北京:科学出版社.
- [17] 张慧慧,徐力恒,2021.高技能劳动力对服务业企业增加值的影响——基于技能偏向型生产函数的异质性分析.技术经济,40(8),63-75.
- [18] 张志彬,2019.生产性服务业集聚对工业竞争力提升的影响研究——基于珠三角城市群面板数据的分析[J].财经理论与实践,(5):121-127.
- [19] 郑长德,2014.空间经济学与中国区域发展:理论与实证研究[M].北京:经济科学出版社.
- [20] 卓乘风,邓峰,2017.创新要素流动与区域创新绩效——空间视角下政府调节作用的非线性检验[J].科学与科学技术管理,38(7):15-26.
- [21] ANSERLIN L, SYABRI I, KHO Y, 2010. GeoDa: An introduction to spatial data analysis[J]. Springer Berlin Heidelberg, 73-89.
- [22] BRAUNERHJELM P, DING D, THULIN P, 2020. Labour market mobility, knowledge diffusion and innovation [J]. European Economic Review, 123: 103-386.
- [23] KELEJIAN H H, PRUCHA I R, 1998, A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances[J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 17(1):99-121.
- [24] LESAGE J P, PACE R K, 2008a. Spatial econometric modeling of origin-destination flows[J]. Journal of Regional Science, 48(5): 941-967.
- [25] LESAGE J, PACE R K, 2008b. Introduction to spatial econometrics[J]. Chapman & Hall CRC Press, (123): 19-44.

Agglomeration, R&D Factor Flow and Industrial Competitiveness: Taking the High-end Service Industry as an Example

Wu Yuanren^{1,2}, Li Shuyan^{1,2}

(1. Tan Siu Lin Business School, Quanzhou Normal University, Quanzhou 362000, Fujian, China;

2. Fujian Institute of Private Economic Development, Quanzhou 362000, Fujian, China)

Abstract: Using the theory of new economic geography, a theoretical model of the agglomeration of high-end service industry and the flow of R&D factors affecting the competitiveness of high-end service industry was constructed. Theoretical analysis shows that the competitiveness of high-end service industry is positively correlated with the agglomeration degree of high-end service industry, the flow of R&D factors, the number of labor force and the share of industrial product expenditures, and negatively correlated with the elasticity of substitution between products. Then, using the data of 31 provinces in mainland China from 2003 to 2018, spatial exploratory analysis found that there was an obvious spatial positive autocorrelation in the competitiveness of high-end service industry among Chinese provinces. The test results of spatial panel econometric model also well support the conclusion of the theoretical model. It shows that the improvement of high-end service industry agglomeration, R&D personnel flow and R&D capital flow positively promote the competitiveness of high-end service industry, but the total effect of the three is mainly determined by the direct spillover effect. The conclusion of this paper provides policy enlightenment for China to further promote the agglomeration of high-end service industry, coordinate the flow of interregional R&D factors, and then enhance the competitiveness of China's high-end service industry.

Keywords: high-end service industry agglomeration; R&D factor flow; service industry competitiveness; new economic geography; spatial panel model