

高铁会影响东北地区产业结构演变吗？

——东北振兴的另一种思路

孙学涛^{1,2}

(1. 山东社会科学院农村发展研究所, 济南250002; 2. 中国海洋大学经济学院, 山东青岛266100)

摘要:经济的竞争归根到底是产业的竞争,在全面推进高速铁路建设和积极推动产业结构升级的背景下,基于东北地区147个县和34个城市的数据,运用SARAR模型分析高铁对不同行政区域产业结构的影响。研究发现:高铁建设存在着显著的空间集聚性,同时高铁建设对城市产业结构产生一定的正向溢出效应;高铁促进了城市和县域产业结构高级化水平提升;高铁还会带来“鲍莫尔成本病”,即高铁不利于地区产业结构合理化调整;高铁在产业结构的虹吸效应中起到促进作用;高铁会通过抑制第一产业发展来促进第三产业发展进而影响地区产业结构;高铁对产业结构的影响主要是通过资本要素产生影响。同时采用了4种方法检验高铁对产业结构调整的影响,发现相关结论仍然是稳健的。最后根据研究结论从要素流动、政府干预和交通衔接等角度提出相关政策建议。

关键词:高铁;产业结构;县域;城市;SARAR模型

中图分类号:F299.27 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2021)08-0076-13

一、引言

东北地区是中国重要的工业和农业生产基地,振兴东北老工业基地是解决东北地区经济发展失速的重要举措。2018年东北地区总人口为1.09亿,经济总量超过5.55万亿元。1978年东北地区生产总值占全国的13.21%,同期中国国内生产总值增速为11.7%,而辽宁省、吉林省和黑龙江省地区生产总值增速分别为10.7%、12.8%和11.1%。改革开放以来,由于东北老工业基地不能适应市场经济的发展,出现了以资源枯竭和工业结构失衡为主的“东北现象”,2000年东北地区生产总值占中国国内生产总值的9.74%,同期中国国内生产总值增速为8.5%,然而辽宁省、吉林省和黑龙江省地区生产总值增速分别为8.9%、9.2%和8.2%。由于东北地区经济总量占中国经济总量的比重越来越小,同时其经济增长速度开始低于中国经济增长的平均速度,基于此国家做出了振兴东北老工业基地的战略。振兴东北老工业基地的战略虽然取得了一定的成果,但东北地区经济仍然不景气,以至于辽宁省、吉林省和黑龙江省2016年的经济增速分别为-2.5%、6.9%和6.1%,2017年经济增速分别为4.2%、5.3%和6.4%,2018年经济增速分别为5.7%、4.5%和5.0%,低于中国2016年的经济增速6.7%、2017年的经济增速6.9%和2018年的经济增速6.6%,同时东北地区生产总值占中国国内生产总值的比重也下降到2018年的6.16%。

近年来东北地区产业结构类似、产能过剩和交通基础设施落后等问题导致了东北老工业基地出现了农业经济效益难以提高、工业结构失衡和新工业不发达的“新东北现象”。本文对中国的铁路交通设施进行分析发现,1982年东北地区铁路营业里程为1.2万公里,占中国铁路营业里程的23.83%;同期中国铁路营业里程增速为0.72%,而辽宁省、吉林省和黑龙江省的增速分别为-0.11%、0.02%和1.15%。随着改革开放的不断深入,2000年东北地区铁路营业里程仍然为1.2万公里,而占中国铁路营业里程的比重则下降到20.53%;同期中国铁路营业里程增速为1.27%,而辽宁省、吉林省和黑龙江省的增速分别为-0.04%、-0.06%和0.00%。随着社会主义市场经济不断发展,2016年东北地区铁路营业里程为1.7万公里,占中国铁路营业里程的比重下降到13.59%,同期中国铁路营业里程增速为2.50%,而辽宁省、吉林省和黑龙江省的增速分别为-3.72%、0.00%和0.00%。同样自2008年中国首条高速铁路(以下简称高铁)运行以来,东北地区高铁建设同样也落

收稿日期:2020-08-10

基金项目:山东省社科规划研究专项课题“数字金融对山东省县域结构红利释放的作用机理与政策优化”(20CSDJ48);山东社会科学院博士基金“高铁时代背景下农村劳动力流动的配效率:兼对结构红利假说的再检验”(58)

作者简介:孙学涛,博士,山东社会科学院农村发展研究所助理研究员,中国海洋大学经济学院应用经济学博士后,研究方向:区域经济发展。

后于中国其他地区,截至2018年底东北地区通高铁的火车站仅有32座,占中国通高铁火车站的6.69%。

在改革开放的40年内,东北地区经济虽有发展,但明显落后于全国其他地区;同样东北地区铁路特别是高铁虽有发展,也明显落后于全国其他地区。“经济发展,交通先行”,东北地区经济落后于全国其他地区与铁路建设有密切的关系,从以上统计数据可以看出东北地区是由于铁路交通落后于全国其他地区,才导致东北地区产业结构单一、工业结构偏离和三次产业结构比例不合理等问题,进而东北地区经济落后于全国其他地区。综上所述,东北地区落后于全国其他地区可能的原因是由于铁路建设的落后。在中国进入“高铁时代”大背景下,本文尝试从高铁角度研究交通基础设施对东北地区产业结构演变的影响,从高铁所代表的基础设施角度为振兴东北地区提供科学支撑和政策参考。

本文其余的研究内容具体如下:第二部分主要综述高铁与产业结构之间的关系;第三部分从理论上讨论开通高铁对不同级别城市产业结构的影响差异;第四部分主要介绍了本文所运用的空间计量模型及空间权重矩阵;第五部分是主要介绍了本文的样本数据及指标选取;第六部分是从实证角度分析了高铁对城市和县域产业结构的影响、高铁对城市和县域一二三产业增加值的影响及高铁对城市和县域要素投入的影响;第七部分采用了4种方法检验了高铁对城市和县域产业结构影响的稳健性;第八部分是主要介绍了本文研究结论及相关政策建议。

二、文献综述

产业结构调整是推动地区经济增长的主要动力(Peneder,2002;张辉和丁匡达,2013;曾国平等,2015;于斌斌,2015)。而产业结构调整的本质是劳动和资本要素在不同产业(或地区)进行重新配置的过程(刘伟和张辉,2008;刘志彪,2010)。从理论上讲,产业结构调整会促进行政区域内要素生产效率的提升,进而推动地区经济增长。学者将经济增长过程中的产业结构效应称之为“结构红利”(刘伟和张辉,2008;干春晖等,2011;张广胜和王振华,2014)。由于东北地区以重工业为主,因此在新常态背景下,通过产业结构调整、释放结构红利来促进东北地区经济发展也是理性且可行的选择。在此背景下,对东北老工业基地经济增长中的产业结构转换动力机制进行系统研究很有必要。

资源要素在产业间配置和再配置的过程中高铁不仅具有空间溢出效应,同时高铁还在“蒂伯特选择”过程中承担着用脚投票的功能(吴福象和沈浩平,2013)。高铁通过影响区域之间的可达性(Cervero,1998;Leuning et al,2007),进而影响劳动力(或资本)要素的流动和分布(冯兵等,2014;张天华等,2018),进而实现要素的空间集聚(李红昌等,2016),最终促进了地区产业结构升级。学者发现高速铁路沿线第三产业的份额明显高于非沿线城市的份额(Ueda,1989;Masson et al,2009;刘亚洲,2013),即高铁缩短了行政区域之间的时间距离(吕韬等,2010;伊力扎提和林晓言,2020),促进了要素在行政区域之间的交流(杜兴强和彭妙薇,2017),推动了沿线城市第三产业的发展(高翔等,2015),提升该地区的产业结构水平(李中,2018;杨思莹和李政,2019)。高铁还会促进城市知识密集型产业的发展(张学良,2012;霍春辉和杨锐,2016),即高铁不仅会提升城市的产业结构水平(Chen和Hall,2011),而且还会促进城市产业结构合理化水平提升(张天华等,2018),最终促进了经济增长(Li et al,2018)。

我国的高速铁路建设与产业转移同步进行,东北地区的高速铁路建设遵循一个理念,即通过高速铁路建设充分发挥大城市对中小城市的带动作用(宋文杰等,2015)。因此东北地区产业结构表现出同质化现象,显著的特点是两城市之间的距离越近,则这两个城市产业结构之间的相似度就越高(陈普,2020),同时大城市与临近的县级城市之间也表现出趋同的趋势,并且大城市还会掠夺县级城市的高附加值产业,进而不利于县域产业结构升级。部分学者还发现高铁可能导致要素向其他城市转移,进而产生“隧道效应”(Chen和Hall,2011;董艳梅和朱英明,2016)。学者发现交通基础设施对产业结构升级具有“虹吸效应”(Daniel和Germà,2012;Yang et al,2020;张克中和陶东杰,2016),高铁会促进厂商选择接近主要市场的区位(Krugman,1991),同时还会抑制相邻地区的产业结构(Faber,2013),从而会削弱贫困地区经济转型的动力(李中,2018;卢万国,2019),进而会提升地区经济的极化水平(Daniel和Germà,2012)。

虽然讨论高铁对地区产业结构影响的相关文献较多,但已有文献存在着以下三点可拓展之处:第一,产业异质性方面。高铁对产业结构的影响体现在对不同产业要素投入和产出的影响差异,但现有文献只分析高铁对产业结构的影响差异,没有分析高铁对地区经济不同产业的要素投入和产品产出的影响差异;第二,

已有的文献主要研究某条高铁对沿线行政区域产业结构的影响,少有文献涉及高铁对全体行政区域产业结构的影响,虽然部分文献讨论了高铁对城市(或县域)经济的影响及其空间溢出效应,现有文献将其二者分开研究,只研究高铁对县域或高铁对城市的影响,由于城市经济与县域经济之间存在着一定的相关性,这种割裂开来的研究可能会导致研究结论是有偏的(Yu et al, 2016; 孙学涛等, 2018)。

因此,针对以上文献的不足及相关文献存在的分歧,运用带空间自回归误差项的空间自回归模型(以下简称 SARAR 模型)讨论高铁对东北地区城市和县域产业结构的影响。具体如下:第一,本文在分析高铁对产业结构的影响的同时还尝试分析高铁对产业结构的作用机制,即讨论高铁对地区不同产业要素投入和产出的影响差异;第二,本文将研究对象限定为东北地区的 147 个县和 34 个城市,讨论高铁对东北老工业基地产业结构影响,同时分析高铁对城市产业结构和县域产业结构的影响差异,并分析这种差异产生的原因,以探讨高铁对产业结构的影响是否会存在“鲍莫尔成本病”。

三、理论分析

高铁能够缩小城市之间的交通时间,高铁提高城市与城市之间的通达性,促进城市与城市之间的技术交流。假设经济发达地区 D(以下简称地区 D)经济增长主要方式是增加要素投入,在全社会要素总量一定的情况下,则地区 D 的要素增量主要来源于经济落后地区 A(以下简称地区 A),因此地区 D 获得的额外收益为 R_D 。借鉴 Johansson 和 Karlsson (2007) 的知识溢出函数,可以构建要素从地区 A 流向地区 D 的要素流动函数为

$$R_D = R_A^{\gamma/\lambda} Q_A^{1/\lambda} \tau_{AD}^{-1/\lambda} \quad (1)$$

其中:公式(1)内 R_A 表示地区 A 的要素存量; γ 表示要素流动与地区 D 的经济匹配程度; λ 表示地区 D 的要素吸收能力; Q_A 表示地区 A 的商品数量; τ_{AD} 表示地区 A 与地区 D 之间的要素流动成本。

由公式(1)可知,从地区 A 流动到地区 D 的要素数量与地区 A 的要素存量及地区 A 的商品数量呈正相关关系,要素流量与地区 D 的交易成本呈负相关关系。

为了简化分析,进一步假设,令 $\tau_{AD} = t_{AD}$,其中: t_{AD} 表示地区 A 到地区 D 的时间,则式(1)进一步化简为

$$R_D = R_A^{\gamma/\lambda} Q_A^{1/\lambda} t_{AD}^{-1/\lambda} \quad (2)$$

当地区 A 到地区 D 的时间进一步缩短为 βt_{AD} ,其中 $0 < \beta < 1$,则式(2)进一步化简为

$$R'_D = (R_A^{\gamma} Q_A t_{AD}^{-1})^{1/\lambda} \beta^{-1/\lambda} \quad (3)$$

其中: R'_D 表示时间距离缩短之后地区 D 获得的额外收益; $(R_A^{\gamma} Q_A t_{AD}^{-1})^{1/\lambda}$ 与传统的相对通达性的测度方式一样(Karlsson, 2007); $\beta^{-1/\lambda}$ 表示由于地区 A 到地区 D 高铁的开通所缩小的两地之间的交通时间。由于 $0 < \beta < 1$,则 $R_D < R'_D$,即行政区域之间开通高铁会缩小两地的交通时间,进而会提高地区 D 获得的额外收益。

行政区域的可变生产成本会受到高铁开通的影响,两地区之间的交通时间越短,可变生产成本也就越低。更一般地可以表示为高铁开通之前存在 $P_D < P_A + \psi$,高铁开通之后存在 $P_A + \psi < P_D$ 。其中 $P_A + \psi$ 表示地区 A 的要素流动到地区 D 的价格; P_A 表示地区 A 的要素价格; ψ 表示地区 A 与地区 D 之间的要素流动成本; P_D 表示地区 D 的要素价格。

根据式(3)可知,高铁开通的城市要素流出量相对较高,在其他条件不变的情况下,开通高铁会降低两城市之间的要素流动成本,要素向发达地区流动的概率就会更大。本文尝试将经济落后地区 B(以下简称地区 B)引入到模型中,假设地区 A 开通高铁,而地区 B 没有开通高铁,即地区 A 比地区 B 拥有交通优势,同时假定地区之间不存在高铁设施的演进。根据以上假定,地区 A 存在 $P_A + \psi < P_D$;地区 B 存在 $P_D < P_B + \psi$ 。

由于地区 A 的要素价格与要素流动成本之和小于地区 D 的要素价格,地区 A 的优势要素会从地区 A 流向地区 D,随着要素的流动,地区 D 的要素配置结构会进一步优化,进而使地区 D 的优势产业更突出,产业结构会更合理;而地区 A 的劣势产业会更突出,产业结构会更不合理。由此可知地区 A 的产业结构合理化水平为

$$his_A = \sum_{j=1}^3 \left(\frac{gdp_{Aj} - gdp_t}{gdp_A - gdp_t} \right) \ln \left(\frac{gdp_j - gdp_t}{L_{Aj} - L_t} \middle/ \frac{gdp_A - gdp_t}{L_A - L_A} \right) \quad (4)$$

其中:式(4)内的 his_A 表示地区 A 产业结构合理化水平; gdp_{Aj} 表示为地区 A 第 j 产业增加值; gdp_t 表示为地区

A 转移到地区 D 的要素所导致的产业增加值； gdp_A 表示 A 的地区生产总值； L_A 表示为地区 A 年末从业人员； L_{Aj} 表示地区 A 第 j 产业的从业人员； L_i 表示由地区 A 转移到地区 D 的劳动要素。

地区 D 的产业结构合理化水平为

$$his_D = \sum_{j=1}^3 \left(\frac{gdp_{Dj} + gdp_i}{gdp_D + gdp_i} \right) \ln \left(\frac{gdp_{Dj} + gdp_i}{L_{Dj} + L_i} \middle/ \frac{gdp_D + gdp_i}{L_D + L_i} \right) \quad (5)$$

其中： his_D 表示地区 D 产业结构合理化水平； gdp_{Dj} 表示为地区 D 第 j 产业增加值； gdp_i 表示为地区 A 转移到地区 D 的要素所导致的产业增加值； gdp_D 表示 D 的地区生产总值； L_D 表示为地区 D 年末从业人员； L_{Dj} 表示地区 D 第 j 产业的从业人员； L_i 表示由地区 A 转移到地区 D 的劳动要素。

由于地区 B 内的要素价格与要素流动成本之和大于地区 D 的要素价格，要素不会从地区 B 流向地区 D，地区 B 内不会影响地区 D 的要素配置。

同理可以推导出高铁开通对地区 D、地区 A 和地区 B 的产业结构高级化的影响。

综上所述，可以得出本文理论推演的结论：对于开通高铁的地区而言，高铁会促进经济发达地区产业结构合理化和高级化，会抑制经济落后地区产业结构合理化和高级化；对于未开通高铁的地区而言，高铁不会对地区产业结构产生影响 (Li et al, 2019)。

四、计量模型

行政区域的经济水平不仅取决于行政区域本身，还依赖于与其相邻的其他行政区域，即行政区域之间存在着空间依赖关系。因此行政区域的经济水平都会受到相邻行政区域的影响 (孙学涛等, 2018; 吴玉鸣, 2006)。为了解决样本数据的空间依赖关系，学者提出了空间计量经济学的概念 (Anselin, 1992)。因此实证分析过程中本文尝试运用空间计量模型研究高铁对不同层级行政区域产业结构调整的影响。已有文献对空间数据的研究主要采用两个不同模型讨论空间模型的自回归项和误差项，这些模型存在一个缺陷，空间模型的自回归项和误差项可能会同时存在。本文尝试引入能够同时研究空间模型的自回归项和误差项的 SARAR 模型分析高铁对不同层级行政区域产业结构调整的影响，其模型为

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + X_{it}\beta + \mu \quad (6)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (7)$$

其中： Y_{it} 表示不同层级行政区域 i 在 t 期的产业结构高级化 (或合理化) 变量； X_{it} 表示对应层级行政区域 i 在 t 期内影响产业结构的解释变量； W 表示行政区域之间的相互邻接关系； ρ 表示模型的空间自回归项的估计系数； λ 表示模型的空间误差项的估计系数； ε 表示扰动项； μ 表示其他不可预知的因素对行政区域产业结构的影响，且 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ， I_n 表示样本 n 的矩阵； ρWY 表示相邻行政区域产业结构对本行政区域产业结构调整的影响效应，即空间自回归效应； $\lambda W\mu$ 表示其他不可预知的因素对行政区域产业结构的影响效应，即空间误差效应。如果 SARAR 模型 $\lambda = 0$ ，且 $\rho \neq 0$ ，则 SARAR 模型的式 (6) 和式 (7) 进一步简化为

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon \quad (8)$$

式 (8) 所表示的空间计量模型仅含有空间自回归项。因此式 (8) 所表示的模型为空间自回归模型 (SAR 模型)。

如果 SARAR 模型 $\rho = 0$ ，且 $\lambda \neq 0$ ，则 SARAR 模型的式 (6) 和式 (7) 进一步简化为

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu \quad (9)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (10)$$

式 (9) 和式 (10) 所表示的空间计量模型仅含有空间误差项。因此式 (9) 和式 (10) 所表示的模型为空间误差模型 (SEM 模型)。

如果 SARAR 模型 $\lambda = \rho = 0$ ，则 SARAR 模型的式 (6) 和式 (7) 进一步简化为

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon \quad (11)$$

式 (11) 所表示的计量模型既不含有空间自回归项也不含有空间误差项。因此式 (11) 所表示的计量模型为传统的计量模型。

如果计量模型内含有内生性或非线性关系，使用传统的 OLS 估计计量模型可能会产生偏差，学者常用工

具变量法或最大似然估计法估计模型;在讨论高铁对产业结构影响过程中,本文没有找到与高铁有关,同时又与计量模型随机误差项无关的变量。基于此,本文尝试运用最大似然估计法讨论高铁与产业结构之间的关系,本文在实证分析过程中尝试运用最大似然估计法研究高铁对不同层级行政区域产业结构调整的影响。

SARAR 模型在分析高铁对不同层级行政区域产业结构调整的影响过程中需要加入行政区域的空间权重,本文在计量分析过程中尝试利用地理距离权重矩阵,行政区域*i*与行政区域*j*之间的权重设定为行政区域*i*与行政区域*j*之间的空间距离的倒数。

五、数据和计量指标

基于统计指标的一致性和指标变量的可获得性。本文选取了 2002—2017 年东北地区 147 个县域和 34 个城市的数据,实际样本为 2896 组。数据来源于《辽宁统计年鉴》(2003—2018 年)、《吉林统计年鉴》(2003—2018 年)、《黑龙江统计年鉴》(2003—2018 年)和《中国城市统计年鉴》(2003—2018 年),高铁数据来源于铁道部 12306 网站。

本文的被解释变量为产业结构,现有文献在分析产业结构时,主要从产业结构高级化角度进行分析,部分文献还讨论了产业结构的合理化,还没有看到有文献从其他方面刻画产业结构指标。由于产业结构不仅需要服务化的“量”变化,而且还需要产业结构合理化的“质”变化。因此本文的产业结构含高级化和合理化两个部分,高级化计算公式为 $gis_t = \sum_{j=1}^3 j\theta_j$,公式内 gis_t 表示行政区内的产业结构高级化水平; θ_j 表示行政区在时期 t 内第 j 产业增加值占行政区的比重; j 表示第 j 产业; t 表示时期 t 。合理化计算公式为 $his = \sum_{j=1}^3 \left(\frac{gdp_j}{gdp} \right) \ln \left(\frac{gdp_j}{L_j} / \frac{gdp}{L} \right)$,公式内 his 表示行政区域产业结构合理化水平; $gdp(gdp_j)$ 分别表示行政区地区(或第 j 产业)生产总值; L 和 L_j 分别表示行政区(第 j 产业)年末从业人员。高铁指标(Raw)是本文的解释变量,衡量方式为行政区域内开通高铁表示为 1,未开通高铁表示为 0,如果县域所在的地级城市开通高铁,而本县域内未开通高铁则县域高铁表示为 0.5;如果县域所在的地级城市开通高铁,而本县域内也开通高铁则县域高铁表示为 1。 $Phone$ 衡量行政区域信息技术对行政区域产业结构的影响; $Student$ 衡量行政区域人力资本水平对行政区域产业结构的影响; $Urbanize$ 衡量行政区域内劳动要素在不同部门之间变化对行政区域产业结构的影响; $Deposit$ 衡量行政区域资本要素市场变化对行政区域产业结构的影响; $Hospital$ 衡量行政区域医疗卫生水平对行政区域产业结构的影响; $Finance$ 衡量行政区域政府干预区域经济发展对行政区域产业结构的影响; $Industry$ 衡量行政区域企业发展状况对行政区域产业结构的影响; $Consume$ 衡量行政区域社会需求对行政区域产业结构的影响。产业结构、高铁及控制变量的统计描述如表 1 所示。

表 1 东北地区面板数据统计描述^①

变量	含义	县域数据				地级城市数据			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Raw</i>	是否开通高铁(是=1,否=0)	0.0937	0.2429	0	1	0.1425	0.3500	0	1
<i>Gis</i>	产业结构高级化	2.1500	5.0786	0.9657	2.7065	2.1809	0.1269	1.8312	2.4439
<i>His</i>	产业结构合理化	1.1122	11.8251	-0.2365	6.3652	-0.1117	0.0958	-0.4555	-0.0003
<i>Phone</i>	人均年末电话用户数(户/人)	0.5202	0.3705	0.0219	4.2411	4.6023	1.0113	0.0000	7.0250
<i>Student</i>	人均普通中学在校学生数(人/人)	0.1211	0.0535	0.0214	0.6024	7.2632	8.1019	0.0000	35.9799
<i>Urbanize</i>	城镇化率(%)	0.6618	0.2913	0.0385	7.3333	0.4439	0.1647	0.1057	0.8591
<i>Deposit</i>	人均年末存款余额(万元/人)	2.4294	3.1158	0.0213	40.0112	1.6868	1.1871	0.0000	7.9961
<i>Hospital</i>	每百人医院卫生床位数(床/百人)	0.7007	0.4678	0.0543	4.1109	38.9181	10.6206	13.7283	73.6006
<i>Finance</i>	财政支出与地区生产总值之比(万元/万元)	0.1784	0.4278	0.0189	17.7309	0.0592	0.0292	0.0032	0.3258
<i>Industry</i>	规模以上工业总产值与地区生产总值之比(万元/万元)	0.8161	4.2157	0.0035	182.6542	1.0826	0.5417	0.1472	3.5447
<i>Consume</i>	人均社会消费品零售总额(万元/人)	1.1978	1.4235	0.0000	28.8528	0.6605	0.5072	0.0679	3.2680

资料来源:《辽宁统计年鉴》《吉林统计年鉴》《黑龙江统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》(2003—2018 年),高铁数据来源于铁道部 12306 网站,使用 Stata14.0 整理得到。

①县域行政区域内对从业人员的统计数据只有农业从业人员和地区年末从业人员,没有统计第二产业和第三产业的从业人员,因此本文在计算县域产业结构合理化指标时,只区分了农业部门和非农部门,非农部门包含第二产业和第三产业。

六、实证分析

(一)空间相关性检验

进行空间计量分析之前,需要讨论样本数据的空间相关关系。如果样本数据之间没有任何空间关系,则需要用传统计量模型分析;样本数据之间包含任何一类空间关系,则都需要用空间计量模型分析。研究样本数据空间相关性的方法有 Moran's I 指数、Geary's C 指数和 Getis-Ord 指数 G ,这三种衡量样本数据空间相关性的方法各有优缺点,本文分析测算了东北老工业基地 147 个县域和 34 个地级城市高铁的 Moran's I 指数、Geary's C 指数和 Getis-Ord 指数 G ,由于三种空间相关性的检验结果基本一致,本文只报告了东北老工业基地 147 个县域高铁的 Moran's I 指数,具体结果见表 2。

表 2 Moran's I 检验结果

年份	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Moran's I	0.080***	0.026	0.026	0.026	0.026	0.026	0.026	0.018
Z	3.828	1.367	1.367	1.367	1.367	1.367	1.367	1.020
年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0.018	0.018**	0.046***	0.066***	0.071***	0.109***	0.114***	0.120***
Z	1.020	1.020	2.099	2.009	2.100	3.030	3.408	4.919

注: *、**和***分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。

资料来源: 高铁数据来源于铁道部 12306 网站, 使用 Stata14.0 整理得到。

由表 2 的 Moran's I 指数的检验结果可知,东北地区县域高铁之间具有一定的空间关系。2011 年以后东北地区县域高铁的空间溢出效应显著,表明东北地区的县域高铁不仅会影响本地区的产业结构,而且还会影响相邻地区的产业结构。从表 2 可以看出东北地区县域的高铁之间表现为正向的空间相关关系,具体而言,拥有高铁的县域集中在一起,没有高铁的县域集中在一起。由于 2010 年以前东北地区开通高铁的县域较少,导致 2010 年及以前高铁的 Moran's I 检验没有通过显著性水平检验。

(二)高铁对东北地区产业结构调整的影响

由于采用的是空间面板数据模型,需要分析高铁对产业结构的影响更适合混合效应、随机效应还是固定效应模型? 因此本文对面板数据分别做了 BP 检验和 Hausman 检验。通过检验发现固定效应更适合讨论高铁与产业结构之间的关系。故本文在采用 SARAR 模型分析高铁对东北老工业基地产业结构影响时选择固定效应。具体结果见表 3。

表 3 给出了高铁对不同层级产业结构调整的量分析结果。从表 3 的实证结果可以看出表示空间自回归效应的空间自回归系数和表示空间误差效应的空间误差系数都通过了显著性水平检验,说明本文的数据适合采用空间计量模型分析。高铁对东北地区产业结构的影响具体分析如下:

表 3 高铁对产业结构调整的影响

变量	产业结构高级化		产业结构合理化	
	县域	城市	县域	城市
Raw	0.4177*** (0.0980)	0.0303*** (0.0093)	-1.0286*** (0.1968)	0.0077 (0.0078)
Phone	0.0841 (0.0831)	-0.0016 (0.0050)	0.2554 (0.1657)	-0.0012 (0.0032)
Student	0.4259 (0.5385)	-0.0038*** (0.0008)	0.1354 (0.1056)	0.0001 (0.0007)
Urbanize	-0.0040 (0.0602)	-0.0314 (0.0339)	0.0784 (0.1194)	0.0185 (0.0220)
Deposit	-0.0772*** (0.0174)	-0.0040 (0.0036)	-0.1269*** (0.0340)	-0.0016 (0.0028)
Hospital	0.0810 (0.0789)	-0.0015*** (0.0006)	0.2770* (0.1568)	-0.0002 (0.0004)
Finance	1.8853*** (0.1362)	0.1306 (0.1011)	2.0503*** (0.2706)	-0.1892*** (0.0859)
Industry	1.0230*** (0.0137)	-0.0005 (0.0091)	2.6190*** (0.0271)	0.0031 (0.0069)
Consume	0.1521*** (0.0151)	0.0803*** (0.0121)	0.3057*** (0.0300)	0.0079 (0.0089)
ρ	-0.0309** (0.0122)	-0.6265*** (0.1377)	-0.0231** (0.0105)	0.4943*** (0.1074)
λ	0.6584*** (0.0374)	0.7492*** (0.0581)	0.7161*** (0.0313)	-0.7623*** (0.1438)
ε	0.3713*** (0.0112)	0.0018*** (0.0001)	1.4763*** (0.0447)	0.0016*** (0.0001)
伪 R^2	0.9821	0.1320	0.9858	0.0198
Log Likelihood	-1724.36	765.76	-3051.74	799.61
样本量	2352	544	2352	544

注: *、**和***分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%;括号内数值为标准误。

资料来源:《辽宁统计年鉴》《吉林统计年鉴》《黑龙江统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》(2003—2018 年),高铁数据来源于铁道部 12306 网站,使用 Stata14.0 整理得到。

首先,研究高铁对县域产业结构的影响。从表 3 模型的回归结果可以看出,高铁对东北地区县域产业结构高级化具有显著正向影响,说明高铁有利于提升县域产业结构的高级化水平;高铁对东北地区县域产业结构合理化的影响为负,并且通过了 1% 的显著性水平检验,说明高铁不利于提升县域产业结构的合理化水平,即高铁在县域产业结构合理化水平提升中会带来“鲍莫尔成本病”。综上所述,实证分析的结论与理论分析结论一致,可能的解释是高铁会拉近县域与城市之间的距离,促进县域与城市之间资源的流动。根据虹吸效应理论,城市经济会吸引县域的优势资本和高素质劳动力,高铁的开通促进了县域资本要素和劳动要素向城市流动,从而不利于县域合理化水平提升;随着县域高铁的开通,便于县域承接城市的产业转移,进而促进县域产业结构高级化。

其次,研究高铁对城市产业结构的影响。从表 3 模型的回归结果可以看出,高铁对城市产业结构高级化具有显著正向影响,说明高铁有利于提升城市产业结构高级化水平;高铁对城市产业结构合理化的影响为正,但没有通过显著性水平检验,说明高铁不会影响城市产业结构的合理化水平。综上所述,高铁影响城市产业结构高级化,但对产业结构合理化没有影响,由此可知实证分析的结论与理论分析结论基本一致。可能的解释是高铁促进了各城市之间、城市与县域之间要素的交流,根据虹吸效应理论,城市经济会吸引县域或经济发展水平较低城市的优势资本和高素质劳动力,进而促进自身产业结构高级化,但吸引的优势资本和高素质劳动力可能与自身资源禀赋不匹配,进而不利于城市产业结构合理化水平提升。

再次,研究高铁对县域产业结构与城市产业结构影响的差异。从表 3 模型的回归结果可以看出,高铁对县域产业结构高级化具有显著正向的影响,对城市产业结构高级化也具有显著正向的影响;说明高铁不仅能够促进县域产业结构高级化,而且还能够促进城市产业结构高级化,由此可知实证分析的结论与理论分析结论一致。高铁对县域产业结构合理化的影响为负,通过了 1% 的显著性水平检验,对城市产业结构合理化的影响为正,但没有通过显著性水平检验,说明高铁抑制了县域产业结构合理化水平提升,但不能促进城市产业结构合理化,以上研究结论进一步验证了理论分析的结论。

最后,研究控制变量对被解释变量的影响。由于其他指标在实证分析过程中处于次要位置,限于文章的篇幅,其他控制变量不再一一分析。

(三)进一步讨论

为了进一步分析高铁对不同层级行政区域各产业增加值的影响差异,本文基于东北地区不同层级行政区域的数据,利用 SARAR 模型分析高铁对行政区域不同产业增加值的影响。其中被解释变量为各产业增加值占地区生产总值的比重。具体分析结果见表 4。

表 4 给出了高铁对行政区域内不同产业增加值的计量回归结果,通过表 4 的回归结果可以看出,高铁对城市和县域行政区域第一产业增加值的影响均为负,并且通过了显著性水平检验;高铁对城市和县域行政区域第二产业增加值的影响均没有通过显著性水平检验;高铁对城市和县域行政区域第三产业增加值的影响均为正,并且通过了显著性水平检验。说明高铁开通抑制了第一产业经济的增长,进而促进了第三产业经济

表 4 高铁对行政区域不同产业增加值的影响

变量	城市			县域		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
Raw	-0.0219***(0.0054)	-0.0050(0.0078)	0.0172**(0.0059)	-0.0365***(0.0088)	0.0037(0.0089)	0.0343***(0.0080)
Phone	-0.0029(0.0022)	0.0114***(0.0038)	-0.0071**(0.0032)	0.0127(0.0079)	-0.0100(0.0081)	0.0005(0.0074)
Student	0.0017***(0.0005)	-0.0009(0.0006)	-0.0016***(0.0005)	0.0152(0.0470)	-0.2110***(0.0488)	0.2227***(0.0438)
Urbanize	-0.0380***(0.0154)	0.0408(0.0267)	-0.0349(0.0217)	-0.0092(0.0069)	0.0053(0.0071)	0.0047(0.0064)
Deposit	0.0053****(0.0019)	-0.0021(0.0030)	-0.0009(0.0022)	0.0033***(0.0015)	0.0007(0.0016)	-0.0057****(0.0015)
Hospital	0.0014****(0.0003)	0.0007(0.0005)	-0.0011****(0.0004)	0.0020(0.0085)	-0.0210***(0.0087)	0.0188***(0.0079)
Finance	0.0014(0.0575)	-0.1147(0.0835)	0.1158*(0.0638)	0.0720****(0.0144)	-0.1344****(0.0149)	0.0648****(0.0134)
Industry	-0.02939****(0.0049)	0.0825****(0.0075)	-0.0438****(0.0057)	-0.0076****(0.0014)	0.0135****(0.0015)	-0.0061****(0.0013)
Consume	-0.0134*(0.0070)	-0.0038(0.0096)	0.0472****(0.0078)	-0.0056****(0.0017)	0.0023(0.0017)	0.0035****(0.0015)
ρ	0.6260****(0.0630)	-0.0723(0.2033)	-0.1213(0.1692)	0.7450****(0.0317)	0.7497****(0.0286)	0.4749****(0.0698)
λ	-0.8585****(0.1337)	0.5463****(0.1334)	0.6959****(0.0896)	-0.5032****(0.0796)	-0.5329****(0.0723)	-0.4870****(0.0927)
ε	0.0008****(0.0001)	0.0012****(0.0001)	0.0007****(0.0000)	0.0047****(0.0001)	0.0050****(0.0002)	0.0041****(0.0001)
伪 R ²	0.0723	0.4911	0.0439	0.0748	0.2205	0.0337
Log Likelihood	953.8720	862.8449	979.6907	2427.7055	2366.7655	2595.4293
样本量	544	544	544	2352	2352	2352

注: *、**和***分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%;括号表示为标准误。数据使用 Stata14.0 整理得到。

的增长,对第二产业经济增长没有显著的影响。可能的解释是高铁在虹吸效应的作用下,将第一产业内优势要素吸引到第三产业内,从而抑制了第一产业经济的增长,促进了第三产业经济的增长;而高铁会将第一产业的要素直接吸引到第三产业,不会经过第二产业。因此高铁对第二产业增加值的影响不显著。

为分析高铁是通过资本要素影响行政区域不同产业增加值,还是主要通过劳动要素影响行政区域内各产业增加值?本文基于东北地区城市和县域行政区域各产业的劳动要素和资本要素投入数据,利用SARAR模型分析高铁对城市和县域行政区域各产业要素投入的影响。其中被解释变量为各产业劳动(或资本)要素占地区劳动(或资本)要素投入的比例,由于统计年鉴没有公布行政区域各产业的资本要素投入数量,本文只收集到农业固定资产投资和城镇固定资产投资。因此资本要素只区分农业资本要素和非农资本要素。对于行政区域固定资本存量的计算方法,本文借鉴Goldsmith提出的永续盘存法(张军等,2004;张广胜和王振华,2014;孙学涛等,2018)。同时统计年鉴内没有公布县域的第一二三产业的从业人员,只公布了乡村从业人员和单位从业人员。因此县域劳动要素投入只区分农业劳动要素和非农劳动要素。具体分析结果见表5。

表5 高铁对行政区域不同产业要素投入的影响

变量	城市				县域	
	第一产业从业人员	第二产业从业人员	第三产业从业人员	农业固定资产投资	农业从业人员	农业固定资产投资
Raw	0.0039(0.0073)	0.0024(0.0082)	-0.0058(0.0069)	-0.0071*(0.0032)	0.0003(0.0053)	-0.1141*** (0.0338)
Phone	0.6991** (0.3047)	-1.6047*** (0.3744)	0.9006*** (0.2981)	0.0142(0.0102)	-0.0247*** (0.0050)	-0.0299(0.0294)
Student	0.0345(0.0688)	-0.0824(0.0767)	0.0619(0.0593)	-0.0032** (0.0015)	-0.1132*** (0.0289)	0.1572(0.1712)
Urbanize	-0.6746(1.9406)	4.7511** (2.2330)	-4.6972** (1.9567)	0.1938*** (0.0671)	-0.0127*** (0.0044)	-0.0175(0.0230)
Deposit	-0.2562(0.2631)	0.3049(0.2952)	-0.1536(0.2428)	0.0134*(0.0072)	-0.0022** (0.0010)	-0.0205*** (0.0057)
Hospital	0.0568(0.0386)	-0.0014(0.0433)	-0.0835** (0.0361)	-0.0024** (0.0012)	-0.0232*** (0.0053)	0.0015(0.0294)
Finance	-19.4528* (8.4680)	23.9890** (9.4157)	-0.3168(7.1470)	0.4902(0.3670)	-0.0236*** (0.0091)	0.3814*** (0.0497)
Industry	-0.0786(0.6588)	0.7693(0.7445)	-0.8781(0.5989)	0.0330*(0.0193)	0.0021** (0.0009)	-0.0367*** (0.0050)
Consume	-1.4906*(0.8646)	1.2088(0.9712)	1.0039(0.7622)	0.1115*** (0.0257)	-0.0016(0.0011)	-0.0017(0.0056)
ρ	0.8396*** (0.0317)	0.7514*** (0.0406)	0.6167*** (0.0833)	-0.5729*** (0.1300)	0.6867*** (0.0375)	0.5389*** (0.0728)
λ	-1.2720*** (0.0734)	-1.1867*** (0.0818)	-0.6124*** (0.1551)	0.9807*** (0.0042)	-0.7257*** (0.0664)	0.0981(0.1147)
ε	0.0016*** (0.0001)	0.0020*** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	0.0065*** (0.0004)	0.0019*** (0.0001)	0.0515*** (0.0016)
伪R ²	0.0420	0.1406	0.3940	0.0555	0.3507	0.0526
Log Likelihood	749.9395	718.3861	875.1581	408.7034	3263.3432	176.2433
样本量	544	544	544	544	2352	2352

注:*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号表示为标准误。数据使用Stata14.0整理得到。由于农业固定资产投资和非农固定资产投资为相反关系。如果高铁对农业固定资产投资的影响为正,则高铁对非农固定资产投资的影响为负;反之亦然。因此实证分析结果只报告出农业固定资产投资的结果。县域劳动要素实证结果相同。

表5给出了高铁对城市和县域行政区域各产业劳动要素和资本要素的回归分析结果,通过表5的回归结果可以看出,高铁对城市和县域行政区域劳动要素影响的系数没有通过显著性水平检验;高铁对城市和县域农业资本要素影响的系数均为负,并且通过了显著性水平检验。说明高铁主要通过资本要素影响行政区域各产业增加值;不会通过劳动要素影响行政区域各产业增加值;同时高铁会抑制农业部门的资本要素投入。可能的解释是中国二元制的经济结构依然存在,高铁开通很难影响行政区域的劳动要素,高铁只能通过影响行政区域的资本要素,进而影响行政区域产业增加值。即高铁通过影响资本要素,进而影响行政区域产业增加值,同时高铁还会加速非农部门对农业部门资本要素的吸引。

七、稳健性检验

根据现有文献对空间计量模型的研究方法,本文尝试采用以下四种方式对空间计量模型进一步检验,研究基准回归和进一步讨论部分的稳健性。首先,更换空间计量模型,分析高铁对产业结构调整的影响;其次,更换空间计量指标,分析高铁对产业结构调整的影响;再次,更换空间计量模型权重矩阵,分析高铁对产业结构调整的影响;最后,细分样本,分析高铁对产业结构调整的影响。由于进一步讨论部分均通过了稳健性检验,限于篇幅,本文只汇报高铁对产业结构影响的检验结果。

首先,更换空间计量模型。基准模型分析高铁对产业结构的影响采用的是SARAR模型,在该模型内同时讨论了高铁对产业结构影响的空间自回归项和误差项,本部分尝试运用空间自回归模型(SAR模型)讨论高铁对产业结构影响的空间自回归项,运用空间误差模型(SEM模型)讨论高铁对产业结构影响的空间误差项,模

型的其他处理方法均不变;运用空间杜宾模型(SDM 模型)讨论高铁对产业结构影响的直接效应、间接效应及总效应。本文只报告了SDM模型的估计结果,囿于篇幅,本部分没有汇报其他模型的结果。具体估计结果见表6。

表6给出了更换空间计量模型后的估计结果,更换空间计量模型后高铁对县域产业结构高级化的影响为正,高铁对县域产业结构和合理化的影响为负,并且均通过了1%的显著性水平检验;同时高铁对城市产业结构高级化的影响为正,并且通过了1%的显著性水平检验;高铁对城市产业结构合理化的影响为正,但没有通过显著性水平检验。说明高铁对产业结构的影响与基准回归的结果基本一致,说明更换空间计量模型后,高铁对产业结构影响的相关结论仍然是稳健的。

其次,更换空间计量指标。基准模型的分析过程中采用了当期高铁作为核心解释变量,本部分在分析过程中借鉴董艳梅和朱英明(2016)等学者的研究成果,将高铁滞后一期作为核心解释变量分析高铁对产业结构调整的影响,模型的其他处理方法均不变。具体估计结果见表7。

表6 更换空间计量模型

变量	县域产业结构高级化	城市产业结构高级化	县域产业结构合理化	城市产业结构合理化
Raw	0.7023*** (0.0863)	0.0330*** (0.0102)	-1.7870*** (0.1783)	0.0062 (0.0093)
Phone	0.1108 (0.0754)	-0.0016 (0.0050)	0.1108 (0.0754)	-0.0012 (0.0032)
Student	4.1344*** (0.4401)	-0.0038*** (0.0008)	4.1344*** (0.4401)	0.0001 (0.0007)
Urbanize	-0.0520 (0.0660)	-0.0314 (0.0339)	-0.0520 (0.0660)	0.0185 (0.0220)
Deposit	-0.0972*** (0.0130)	-0.0040 (0.0036)	-0.0972*** (0.0130)	-0.0016 (0.0028)
Hospital	-0.0463 (0.0700)	-0.0015*** (0.0006)	-0.0463 (0.0700)	-0.0002 (0.0004)
Finance	1.7589*** (0.1358)	0.1306 (0.1011)	1.7589*** (0.1358)	-0.1892** (0.0859)
Industry	1.0345*** (0.0137)	-0.0005 (0.0091)	1.0345*** (0.0137)	0.0031 (0.0069)
Consume	0.1004*** (0.01605)	0.0803*** (0.0121)	0.1004*** (0.0983)	0.0079 (0.0089)
ρ	-0.0083 (0.0126)	0.2322*** (0.0749)	-0.0077 (0.0110)	-0.1189 (0.1090)
lgt_	-0.3413*** (0.1122)	-2.1725*** (0.1466)	-0.5531*** (0.1011)	-1.8329 (0.1491)
ε	0.4212*** (0.0143)	0.0020*** (0.0001)	1.7337*** (0.0586)	0.0017 (0.0001)
伪R ²	0.9837	0.1786	0.9876	0.0140
Log Likelihood	-2014.60	662.37	-3385.48	710.19
样本量	2352	544	2352	544

注: *、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号表示为标准误。数据使用Stata14.0整理得到,lgt_表示估计且未知的参数对产业结构的影响。

表7 更换空间计量指标

变量	县域产业结构高级化	城市产业结构高级化	县域产业结构合理化	城市产业结构合理化
Raw	0.4846*** (0.1142)	0.0312*** (0.0083)	-1.2626*** (0.2276)	0.0091 (0.0080)
Phone	0.0709 (0.0881)	-0.0024 (0.0048)	0.2468 (0.1741)	-0.0017 (0.0033)
Student	0.5208 (0.6034)	-0.0042*** (0.0008)	0.3476 (1.1748)	-0.0007 (0.0007)
Urbanize	-0.0012 (0.0652)	-0.0053 (0.0331)	0.0544 (0.1286)	0.0317 (0.0218)
Deposit	-0.1031*** (0.0207)	-0.0012 (0.0035)	-0.1549*** (0.0402)	-0.0029 (0.0029)
Hospital	0.0634 (0.0845)	-0.0010 (0.0006)	0.2077 (0.1667)	-0.0000 (0.0004)
Finance	1.8609*** (0.1412)	-0.7207*** (0.1726)	1.9151*** (0.2783)	-0.4086** (0.1255)
Industry	1.0267*** (0.0142)	0.0140 (0.0094)	2.6346*** (0.0279)	0.0134 (0.0072)
Consume	0.1512*** (0.0156)	0.0728*** (0.0119)	0.3000*** (0.0307)	0.0126 (0.0086)
ρ	-0.0271* (0.0124)	-0.5582*** (0.1475)	-0.0207 (0.0106)	0.4304*** (0.1178)
λ	0.6187*** (0.0437)	0.7582*** (0.0593)	0.6936*** (0.0353)	-0.8041*** (0.1496)
ε	0.3831*** (0.0120)	0.0016*** (0.0001)	1.4980*** (0.0469)	0.0014*** (0.0001)
伪R ²	0.9770	0.0252	0.9810	0.0007
Log Likelihood	-1608.3508	736.5541	-2820.3976	758.6415
样本量	2352	544	2352	544

注: *、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号内数值为标准误。数据使用Stata14.0整理得到。

表7给出了更换空间计量指标后的估计结果,更换空间计量指标后高铁对县域产业结构高级化的影响为正,高铁对县域产业结构和合理化的影响为负,并且均通过了1%的显著性水平检验;同时高铁对城市产业结构高级化的影响为正,并且通过了1%的显著性水平检验;高铁对城市产业结构合理化的影响为正,但没有通过显著性水平检验。说明高铁对产业结构的影响与基准回归的结果基本一致,说明更换空间计量指标后,高铁对产业结构影响的相关结论仍然是稳健的。

再次,更换权重矩阵。本部分借鉴贾敬全和殷李松(2015)和孙学涛等(2018)学者的研究成果,采用邻接关系重新构建权重矩阵,具体方式是如果行政区域*i*与行政区域*j*有共同的邻接点,则行政区域*i*与行政区域*j*之间的权重设定为1;否则,设定为0。模型的其他处理方法均不变,具体估计结果如表8所示。

表8可以看出更换权重矩阵后,高铁对县域产业结构高级化的影响为正,高铁对县域产业结构和合理化的影响为负,并且均通过了1%的显著性水平检验;同时高铁对城市产业结构高级化的影响为正,并且通过了1%的显著性水平检验;高铁对城市产业结构合理化的影响为正,但没有通过显著性水平检验。说明高铁对产业结构的影响与基准回归的结果基本一致,说明更换空间计量模型权重矩阵后,高铁对产业结构影响的相关结论仍然是稳健的。

最后,细分样本。基准回归分析过程中将东北地区县域和地级城市作为一个整体,本部分尝试将东北地区划分为辽宁省、吉林省和黑龙江省,分别讨论高铁对不同省份产业结构调整的影响,模型的其他处理方法均不变,高铁对不同省份产业结构的影响见表9和表10。

表9给出了高铁对东北三省县域产业结构影响的估计结果。从表9的估计结果可以看出,高铁对三省份县域产业结构高级化的影响显著为正。高铁对辽宁省和吉林省产业结构合理化的影响为负,并且对吉林省的影响通过了显著性水平检验,对辽宁省的影响没有通过显著性水平检验;高铁对黑龙江省产业结构合理化的影响为正,但没有通过显著性水平检验。综上所述,说明高铁对东北地区县域产业结构的影响与基准回归的估计结果基本一致。

表8 更换权重矩阵

变量	县域产业结构高级化	城市产业结构高级化	县域产业结构合理化	城市产业结构合理化
Raw	0.4429*** (0.0972)	0.0312*** (0.0083)	-1.0938*** (0.1945)	0.0087 (0.0077)
Phone	0.0652 (0.0826)	0.0011 (0.0034)	0.2212 (0.1644)	-0.0005 (0.0032)
Student	0.5397 (0.5438)	-0.0026*** (0.0008)	0.2861 (1.0666)	0.0001 (0.0007)
Urbanize	0.0105 (0.0611)	0.0468 (0.0248)	0.0937 (0.1213)	0.0168 (0.0215)
Deposit	-0.0741*** (0.0173)	-0.0040 (0.0031)	-0.1143*** (0.0336)	-0.0018 (0.0028)
Hospital	0.0979 (0.0786)	-0.0028*** (0.0005)	0.3227* (0.1558)	-0.0002 (0.0004)
Finance	1.8761*** (0.1364)	0.0846 (0.0898)	2.0342*** (0.2710)	-0.1720* (0.0849)
Industry	1.0240*** (0.0137)	0.0053 (0.0074)	2.6208*** (0.0272)	0.0013 (0.0068)
Consume	0.1512*** (0.0151)	0.0400*** (0.0106)	0.3046*** (0.0299)	0.0073 (0.0089)
ρ	-0.0297** (0.0112)	0.5986*** (0.0675)	-0.0232* (0.0095)	0.5323*** (0.1004)
λ	0.6546*** (0.0378)	-0.7772*** (0.1355)	0.7166*** (0.0312)	-0.7612*** (0.1270)
ε	0.3717*** (0.0113)	0.0018*** (0.0001)	1.4737*** (0.0446)	0.0016*** (0.0001)
伪R ²	0.9766	0.0167	0.9796	0.0049
Log Likelihood	-1726.1376	763.7718	-3051.7733	800.4040
样本量	2352	544	2352	544

注: *、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号内数值为标准误。数据使用Stata14.0整理得到。

表9 高铁对东北地区县域产业结构的影响

变量	产业结构高级化			产业结构合理化		
	辽宁省	吉林省	黑龙江省	辽宁省	吉林省	黑龙江省
Raw-x	0.0255** (0.0122)	0.3855** (0.1699)	0.2126** (0.1038)	-0.0204 (0.0399)	-0.9836*** (0.3223)	0.0911 (0.1134)
Phone	0.0387* (0.0206)	0.2207 (0.1699)	-0.0549 (0.0562)	0.0360 (0.0273)	0.2207 (0.1363)	-0.0732 (0.0561)
Student	0.1434 (0.0895)	2.0539* (1.2345)	0.1272 (0.2693)	0.0531 (0.1131)	2.0539* (1.2345)	0.3563 (0.2867)
Urbanize	-0.0555 (0.0570)	-0.0273 (0.1048)	0.0152 (0.0414)	-0.1230* (0.0716)	-0.0273 (0.1048)	-0.0070 (0.0445)
Deposit	0.0128*** (0.0049)	-0.1613*** (0.0393)	-0.0197** (0.0092)	0.0195*** (0.0061)	-0.1613*** (0.0393)	-0.0023 (0.0075)
Hospital	0.0044 (0.0186)	-0.5438*** (0.1760)	0.0001 (0.0547)	0.0143 (0.0235)	-0.5438*** (0.1760)	0.0315 (0.0433)
Finance	-0.2032** (0.0841)	3.8109*** (0.2608)	0.1464* (0.0863)	-0.1810* (0.1086)	3.8109*** (0.2608)	0.0409 (0.0872)
Industry	0.0188*** (0.0055)	0.8472*** (0.0257)	-0.0463 (0.0323)	0.0269*** (0.0070)	0.8472*** (0.0257)	-0.0004 (0.0321)
Consume	0.0027 (0.0034)	0.1478*** (0.0239)	0.0034 (0.0154)	0.0038 (0.0041)	0.1478 (0.0239)	0.0106 (0.0165)
ρ	0.7013*** (0.0531)	-0.0046 (0.0074)	0.4402*** (0.0939)	0.6664*** (0.0597)	-0.0046 (0.0061)	0.4783*** (0.0859)
λ	-0.9046*** (0.0745)	-0.0682 (0.0896)	-0.5130*** (0.1115)	-0.4193*** (0.1256)	-0.1731 (0.0855)	-0.4958*** (0.1123)
ε	0.0040*** (0.0002)	0.4820*** (0.0280)	0.0912*** (0.0047)	0.0352*** (0.0020)	1.8194*** (0.1057)	0.1106*** (0.0057)
伪R ²	0.2612	0.9950	0.0228	0.3182	0.9965	0.0308
Log Likelihood	746.35	-514.25	-175.47	147.68	-851.83	-257.25
样本量	704	624	1024	704	624	1024

注: *、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号内数值为标准误。数据使用Stata14.0整理得到。

表10 高铁对东北地区城市产业结构的影响

变量	产业结构高级化			产业结构合理化		
	辽宁省	吉林省	黑龙江省	辽宁省	吉林省	黑龙江省
Raw	0.0322*** (0.0080)	-0.0242* (0.0142)	0.0600** (0.0269)	0.0107 (0.0095)	-0.0347*** (0.0121)	0.0288 (0.0296)
Phone	-0.0049 (0.0040)	0.0312*** (0.0073)	-0.0258*** (0.0082)	-0.0152*** (0.0049)	0.0173*** (0.0062)	0.0056 (0.0086)
Student	-0.0019 (0.0015)	-0.0013* (0.0007)	0.0016 (0.0019)	0.0020 (0.0016)	0.0003 (0.0007)	0.0041* (0.0021)
Urbanize	-0.1147*** (0.0372)	-0.0984** (0.0461)	0.1528*** (0.0465)	-0.0814* (0.0454)	-0.0188 (0.0521)	0.1074** (0.0460)
Deposit	-0.0036 (0.0037)	0.0070 (0.0088)	0.0023 (0.0050)	0.0010 (0.0039)	0.0046 (0.0075)	0.0028 (0.0054)
Hospital	-0.0015*** (0.0005)	-0.0046*** (0.0013)	-0.0017** (0.0009)	0.0006 (0.0006)	-0.0028*** (0.0010)	0.0010 (0.0009)
Finance	0.7026*** (0.1519)	-0.1300 (0.2859)	0.1740 (0.1168)	0.1124 (0.1582)	-0.8312*** (0.2505)	-0.0641 (0.1325)
Industry	-0.0093 (0.0069)	-0.0306 (0.0190)	-0.0406** (0.0207)	0.0001 (0.0080)	-0.0116 (0.0193)	-0.0747*** (0.0227)
Consume	0.0083 (0.0126)	0.1338*** (0.0253)	0.0817*** (0.0209)	-0.0183 (0.0146)	0.1333*** (0.0287)	-0.0356* (0.0200)
ρ	-0.3042 (0.1909)	0.1313 (0.1616)	0.0598 (0.1398)	-0.3391 (0.2397)	-0.9196*** (0.1076)	-0.6393*** (0.2013)
λ	0.5498*** (0.1079)	-0.4732** (0.2252)	0.4892*** (0.1425)	0.3181 (0.2006)	0.6070*** (0.1226)	0.4112** (0.1748)
ε	0.0006*** (0.0001)	0.0012*** (0.0002)	0.0015*** (0.0002)	0.0009*** (0.0001)	0.0008*** (0.0001)	0.0018*** (0.0002)
伪R ²	0.3263	0.6783	0.4216	0.1512	0.4158	0.1603
Log Likelihood	418.40	204.54	287.87	387.96	210.11	269.67
样本量	224	128	192	224	128	192

注：*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%；括号内数值为标准误。数据使用Stata14.0整理得到。

表10给出了高铁对东北三省城市产业结构影响的估计结果,高铁对辽宁省和黑龙江省产业结构高级化的影响为正,并且通过了显著性水平检验;同时高铁对吉林省产业结构高级化的影响为负,但没有通过显著性水平检验;高铁对辽宁省和黑龙江省产业结构合理化的影响为正,也没有通过显著性水平检验;高铁对吉林省产业结构合理化的影响为负,并且通过显著性水平检验。综上所述,说明高铁对东北地区城市产业结构的影响与基准回归的估计结果基本一致。说明细分样本后,高铁对东北地区产业结构影响的相关结论仍然是稳健的。

八、结论

在已有文献的研究基础上,以东北地区34个城市和147个县域为样本,利用SARAR模型讨论了高铁与产业结构之间的关系。研究发现:第一,高铁的Moran's I指数显著为正;第二,高铁对地级城市产业结构高级化的影响显著为正,对县域产业结构高级化的影响显著为正;第三,高铁对地级城市产业结构合理化的影响不显著,但对县域产业结构合理化的影响显著为负;第四,高铁对行政区域第一产业增加值的影响为负,对第三产业增加值的影响为正,对第二产业增加值没有显著的影响;第五,高铁对行政区域农业资本要素的影响为负,对非农资本要素的影响为正。

根据以上研究发现可以得出如下结论:第一,高铁存在着空间集聚性,同时高铁对行政区域产生一定的正向溢出效应;第二,高铁能够促进城市和县域产业结构高级化;第三,高铁不会影响城市产业结构合理化水平,但会抑制县域产业结构合理化水平提升,即高铁在促进产业结构合理化过程中会带来“鲍莫尔成本病”;第四,高铁在虹吸效应过程中起到促进作用,城市通过高铁吸引县域的优势资本和高素质劳动力,进而促进城市产业结构升级;第五,高铁通过抑制城市和县域第一产业的发展,进而促进了城市和县域第三产业的发展,对城市和县域第二产业没有显著的影响;第六,高铁通过影响资本要素进而影响产业增加值,不会通过影响劳动要素影响产业增加值。

基于以上研究发现可以得出如下政策启示:

第一,充分发挥高铁对要素的吸引作用,促进城市集聚的形成。一方面高铁建设不但能够增强现有铁路的运输能力,而且还能够提高要素的流动性;另一方面高铁建设缩短了城市之间的时间距离,有利于要素向高铁站所在城市集聚,从而改变东北地区不同层级行政区域的产业结构和要素配置结构。随着行政区域内高铁站的建成和高铁站等级的提升,要素的流动性不断增强和流动范围不断扩大,根据新经济地理理论,要素流动性不断提高,会促进行政区域内社会专业分工的细化,发挥知识的溢出效应,进而提升行政区域的经济效率,促进地区经济增长。因此东北地区应该以高铁站所在行政区域为中心,整合相邻行政区域的资源,形成以高铁站所在行政区域为纽带的城市中心,对于促进东北地区经济结构转型升级,实现东北振兴有重要的意义。但由于东北地区高铁建设以哈大高铁为主,未形成完善高铁网。因此东北地区未开通高铁站的中心城市应充分发挥经济因素和政府干预的作用,积极促进劳动要素和资本要素向中心地区流动,形成中心城市,进而带动县级城市的发展。

第二,县级政府积极承接产业转移。研究发现,高铁建设能够显著促进县域第三产业增加值。因此开通高铁的城市(或县域)可以根据自身的资源禀赋状况,积极承接高铁站开通城市转移来的第三产业,2012年哈大高铁开通之后,哈大高铁沿线的县级行政区域依赖相对较低的劳动力成本和本地区相对独特的民俗文化,以承接来自其他城市等转移第三产业。研究发现,开通高铁能够抑制第一产业的发展。因此未开通高铁的县级行政区域,根据本区域的资源禀赋发展现代农业,提高农业附加值,增加农民收入。高铁建设促进优势劳动要素和资本要素由县域向城市流动。因此需要加大对县域经济基础较好地区的扶持力度,以促进县域周边地区经济发展,将优势劳动要素和资本要素留在本行政区域内。

第三,重视不同交通工具之间的衔接关系。由于高铁具有载客量大和速度快等特点,同时为了保证高铁运行速度,高铁站点的设立也相对较少。但研究发现,高铁开通能够促进行政区域内经济发展,同时高铁还具有一定的空间溢出效应。因此高铁未开通行政区域应该积极促进自身与高铁开通行政区域的之间交通基础设施的建设,积极向高铁开通行政区域靠拢,避免被高铁边缘化,高铁未开通行政区域与高铁开通行政区域相衔接也是释放高铁扩散效应的一种形式。由于高铁站占地面积较大,高铁为了带动周边地区经济发展,高铁站基本都建在开发区内。因此必须注重高铁与其他交通工具之间的衔接关系,构建地区立体化交通体系,充分发挥组合交通工具对地区产业结构的影响,最终在地区资源的优化配置和要素效率过程中发挥出交通基础设施的作用。同时部分中小城市也应该根据自身的经济发展实力选择开通高铁的时机,由于高铁建设成本相对较高,应避免因开通高铁而加重地区负担。

参考文献

- [1] 陈普, 2020. 要素禀赋、产业距离与产业升级路径选择[J]. 技术经济, 39(6): 24-33.
- [2] 董艳梅, 朱英明, 2016. 高铁建设的就业效应研究——基于中国285个城市倾向匹配倍差法的证据[J]. 经济管理, 38(11): 26-44.
- [3] 杜兴强, 彭妙薇, 2017. 高铁开通会促进企业高级人才的流动吗?[J]. 经济管理, 39(12): 89-107.
- [4] 冯兵, 郑玲莉, 周怡然, 2014. 高速铁路对区域产业发展的影响分析——以湖北为例[J]. 湖北社会科学(5): 62-66.
- [5] 干春晖, 郑若谷, 余典范, 2011. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 46(5): 4-16, 31.
- [6] 高翔, 龙小宁, 杨广亮, 2015. 交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据[J]. 管理世界(8): 81-96.
- [7] 霍春辉, 杨锐, 2016. 集聚外部性对产业创新绩效的影响[J]. 经济管理, 38(3): 20-32.
- [8] 贾敬全, 殷李松, 2015. 财政支出对产业结构升级的空间效应研究[J]. 财经研究, 41(9): 18-28.
- [9] 李红昌, Linda Tjia, 胡顺香, 2016. 中国高速铁路对沿线城市经济集聚与均等化的影响[J]. 数量经济技术经济研究(11): 127-143.
- [10] 李中, 2018. 高速铁路与产业结构升级的关系研究[J]. 铁道运输与经济, 40(10): 38-44.
- [11] 刘伟, 张辉, 2008. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究, 43(11): 4-15.
- [12] 刘亚洲, 李祥妹, 王君, 2013. 沪宁高铁沿线制造业产业发展优势空间分异研究[J]. 华东经济管理, 27(7): 67-71.
- [13] 刘志彪, 2010. 我国东部沿海地区外向型经济转型升级与对策思考[J]. 中国经济问题(1): 15-22.
- [14] 卢万国. 2019. 粤桂黔高铁开通对核心——边缘产业空间结构演化的影响[D]. 南宁: 广西大学.
- [15] 吕韬, 姚士谋, 曹有挥, 等, 2010. 中国城市群区域城际轨道交通布局模式[J]. 地理科学进展, 29(2): 249-256.
- [16] 宋文杰, 朱青, 朱月梅, 等, 2015. 高铁对不同规模城市发展的影响[J]. 经济地理, 35(10): 57-63.
- [17] 孙学涛, 王振华, 张广胜, 2018. 全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应[J]. 经济评论(3): 46-58.
- [18] 吴福象, 沈浩平, 2013. 新型城镇化、基础设施空间溢出与地区产业结构升级——基于长三角城市群16个核心城市的实证分析[J]. 财经科学(7): 89-98.
- [19] 吴玉鸣, 2006. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究[J]. 数量经济技术经济研究(5): 74-85, 130.
- [20] 杨思莹, 李政, 2019. 高铁开通与城市创新[J]. 财经科学(1): 87-99.
- [21] 伊力扎提·艾热提, 林晓言, 2020. 高铁时空收敛视角下长三角经济联系的变化[J]. 技术经济, 39(4): 145-153.
- [22] 于斌斌, 2015. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济(12): 83-98.
- [23] 曾国平, 彭艳, 曹跃群, 2015. 产业结构调整与全要素生产率增长实证分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 21(6): 77-85.
- [24] 张广胜, 王振华, 2014. 县域经济增长中结构红利的测度及决定——基于中国1820个县面板数据的实证分析[J]. 经济理论与经济管理(6): 102-112.
- [25] 张辉, 丁匡达, 2013. 美国产业结构、全要素生产率与经济增长关系研究: 1975—2011[J]. 经济学动态(7): 140-148.
- [26] 张军, 吴桂英, 张吉鹏, 2004. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究(10): 35-44.

- [27] 张克中, 陶东杰, 2016. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态(6): 62-73.
- [28] 张天华, 陈力, 董志强, 2018. 高速公路建设、企业演化与区域经济效率[J]. 中国工业经济(1): 79-99.
- [29] 张学良, 2012. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学(3): 60-77, 206.
- [30] ANSELIN L, HUDAK S, 1992. Spatial econometrics in practice: A review of software options[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 22(3): 509-536.
- [31] CERVERO R, 1998. The transit metropolis: A global inquiry[M]. Washington D C: Island Press: 27-31.
- [32] CHEN C, HALL P, 2011. The impacts of high-speed trains on British economic geography: A study of the UK's InterCity 125/225 and its effects[J]. *Journal of Transport Geography*, 19(4): 689-704.
- [33] DANIEL A, Germà B, 2012. High-speed rail: Lessons for policy makers from experiences abroad[J]. *Public Administration Review*, 72(3): 336-349.
- [34] FABER B, 2013. Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China's national trunk highway system[J]. *Cep Discussion Papers*(5): 335-351.
- [35] JOHANSSON S, KARLSSON C, 2007. R&D accessibility and regional export diversity[J]. *Annals of Regional Science*, 41(3): 501-523.
- [36] KARLSSON C, 2007. Knowledge in regional economic growth—the role of knowledge accessibility[J]. *Industry & Innovation*, 14(2): 129-149.
- [37] KRUGMAN P, 1991. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.
- [38] LEUNING T, SWAFFIELD J, HARTWICH O M, 2007. Cities limited[M]. London: Policy Exchange Press: 1-53.
- [39] LI H, JACK S, HU S, et al, 2018. Do high-speed railways lead to urban economic growth in China? A panel data study of China's cities[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*(69): 70-89.
- [40] LI H, JACK S, LIU L, 2019. The impact of high-speed rail on civil aviation in China[J]. *Transport Policy*(74): 187-200.
- [41] MASSON S, PETIOT R, 2009. Can the high speed rail reinforce tourism attractiveness? The case of the high speed rail between Perpignan and Barcelona[J]. *Technovation*, 29(9): 611-617.
- [42] PENEDER M, 2002. Structural change and aggregate growth [M]. Vienna: Federal Ministry for Economic Affairs and Labour: 4-19.
- [43] UEDA T, 1989. The impact of Shinkansen in regional development[J]. *Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie*, 104(3): 292-307.
- [44] YANG Z, LI C, JIAO J, et al, 2020. On the joint impact of high-speed rail and megalopolis policy on regional economic growth in China[J]. *Transport Policy*, 8: 20-30.
- [45] YU J, ZHOU L, ZHU G, 2016. Strategic interaction in political competition: Evidence from spatial effects across Chinese cities[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 57: 23-37.

Will High-speed Rail Affect the Evolution of Industrial Structure in Northeast China: Another Idea for the Revitalization of Northeast China

Sun Xuetao^{1,2}

(1. Institute of Rural Development, Shandong Academy of Social Sciences, Jinan 25002, China;

2. School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, Shandong, China)

Abstract: The economic competition is ultimately the competition of the industry. Under the background of comprehensively promoting the construction of high-speed railway and actively promoting the upgrading of industrial structure, based on the data of 147 counties and 34 cities in Northeast, the spatial SARAR model was used to analyze the impact of high-speed rail on the industrial structure of different economies. The results show as follows. First, there was a significant spatial agglomeration in the construction of high-speed railways. At the same time, the construction of high-speed railways has a certain positive spillover effect on the urban industrial structure. Second, the high-speed rail has promoted the upgrading of the city's and county's industrial structure. Third, high-speed rail will also bring "Baumol cost disease", that it inhibits the upgrading of the rationalization of the county's industrial structure. Fourth, high-speed trains play a catalytic role in the siphon effect of the economy of industrial structure. Fifth, high-speed rail will promote the development of the tertiary industry by restraining the development of the primary industry, and then affect the regional industrial structure. Sixth, high-speed rails affect industrial output by affecting capital elements. Four methods have been used to test the impact of high-speed rail on industrial restructuring and found that the relevant conclusions are still robust. Finally, according to the conclusion, we put forward relevant policy recommendations from the perspective of factor mobility, government intervention and traffic convergence.

Keywords: high-speed rail; industrial structure; county; city; SARAR model