

东北振兴战略是否促进了经济结构调整？

——基于 PSM-DID 方法的研究

赵 勇 刘金凤 张 倩

摘 要 东北振兴战略作为中国区域协调发展总体战略的重要组成部分，对其实施效果的评价，不仅有助于客观认识其本身的实施成效，还有助于新一轮东北振兴战略和其他区域协调发展战略的有效实施。作者在1994～2015年中国202个地级市面板数据的基础上，采用双重差分倾向得分匹配法评估了东北振兴战略在促进经济结构调整方面的效应。研究发现，东北振兴战略既没有明显促进东北地区产业结构优化，也没有明显提高产业集聚水平。新一轮东北振兴战略，应注重区域政策设计的长期结构调整导向，改进区域政策设计的援助方式，提高区域政策执行的到位性和协同性，完善区域政策执行的体制和制度保障。

关键词 东北振兴战略 经济结构调整 双重差分倾向得分匹配法

[中图分类号] F120.4 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2017) 04-0027-20

一、引言

改革开放前，东北地区凭借丰富的自然资源和雄厚的工业基础，成为中国经济发展的重要工业基地。但改革开放以来，东南沿海地区得到了快速发展，东北地区不仅被逐渐超越，其自身发展也陷入困境。针对东北地区经济发展面临的困境，2003年10月，中共中央、国务院发布了《关于实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干

【基金项目】 国家社会科学基金一般项目“新型城镇化空间均衡发展的形成机制、结构效应及实现路径研究”（批准号：14BJL124）。

【作者简介】 赵勇（1980-），西北大学经济管理学院副教授、硕士生导师，邮政编码：710127；刘金凤（1991-），西北大学经济管理学院硕士研究生，本文通讯作者；张倩（1992-），西北大学经济管理学院硕士研究生。

致谢：感谢审稿专家匿名评审，当然文责自负。

意见》，明确提出了东北振兴战略。在东北振兴战略及相关政策实施后，东北地区的经济社会发展取得了一定成效，但是2014年以来东北地区的经济增速出现了明显的下降，在全国经济增速排名中显著靠后，陷入了新的困境（魏后凯，2017）。2016年，国务院进一步出台了《关于深入推进实施新一轮东北振兴战略加快推动东北地区经济企稳向好若干重要举措的意见》，国家发展和改革委员会制定了《东北振兴“十三五”规划》，试图通过继续实施新一轮东北振兴战略，采取更加有力的政策措施来稳定东北地区的发展，实现东北的真正振兴。

回顾东北振兴战略的实施历程及实施成效，摆在政策研究者面前最大的疑惑是：2003年以来实施的东北振兴战略是否真正促进了东北地区发展，该如何客观地评价这一战略的效应？如果这一战略的实施效果不明显，其原因是战略本身制定和实施存在问题，还是存在其他外部因素，抑或二者都有？进一步，在新一轮东北振兴战略实施过程中，该如何吸取上一轮东北振兴战略的经验教训，完善振兴战略及其政策组合，以更加有效地实施和管理新一轮东北振兴战略，推动东北地区走出困境，实现真正振兴？

针对东北振兴战略及其政策效应，学者们使用不同方法对其进行了广泛的评价（魏后凯，2008；盛广耀，2013；洪俊杰等，2014；和军，2016；苏明政等，2017）。但已有研究也存在一些问题：一方面，已有研究较少从结构角度对东北振兴战略及其政策效应进行评价，而且对东北振兴战略在促进地区经济增长和经济结构调整方面的作用并未达成一致认识，东北振兴战略及相关政策的绩效究竟如何仍存在诸多争议；另一方面，在评价方法上，既有研究往往通过直接对比东北振兴战略实施前后的地区经济绩效做出判断（魏后凯，2008、2017）。从科学评价的角度来看，这些研究均不能准确识别出东北振兴战略的政策“净效应”。尽管一些学者试图运用双重差分法（Difference in Difference, DID）评价东北振兴战略及相关政策的“净效应”（洪俊杰等，2014；苏明政等，2017），但在方法的运用方面仍然存在适用条件、样本选择、变量设定、稳健性检验等问题，导致研究结论有可能并不稳健。此外，既有研究在进行区域政策评价时，选择的样本时间段往往较短，适用于评价短期经济增长效应，但难以客观评价东北振兴战略及其政策的长期结构效应。

基于此，本文运用中国1994~2015年地级市面板数据，试图从长期结构变化视角并利用双重差分倾向得分匹配法（Difference in Difference-Propensity Score Matching, PSM-DID）对东北振兴战略的政策实施效果进行评价。研究表明，东北振兴战略并没有显著地优化东北地区的产业结构，也没有提高产业集聚水平和改善空间结构。本文的边际贡献在于：（1）首次从产业结构和空间结构双重视角并使用地级市面板数据对东北振兴战略的实施效果进行评价；（2）运用PSM-DID方法进行政策效果评估，特别是对PSM-DID方法的适用条件进行了充分的前置性验证，使得评估方法的运用更加科学合理。

二、文献综述

从理论角度来看，区域政策制定的导向存在较大争论，形成了空间中中性型区域政策和空间导向型区域政策两种截然不同的理论主张（Glaeser and Gottlieb, 2008；Kline, 2010；Kline and Moretti, 2013、2014）。由于空间导向型区域政策在实践中的普遍性，大量文献对各国实施的空间导向型区域政策的效应进行了验证和评价，主要采用 DID 方法或 PSM-DID 方法就实施的区域政策对特定区域的产业集聚、经济增长以及就业和收入等方面的影响进行评价（Busso et al., 2013；Partridge and Betz, 2013；Kline and Moretti, 2014；Reynolds and Rohlin, 2014）。对于中国的空间导向型区域政策实践，也有许多文献对包括东北振兴战略、西部大开发战略、国家高新技术产业园区、经济特区等在内的区域政策效应进行了评价（魏后凯, 2008；刘生龙等, 2009；Wang, 2013；洪俊杰等, 2014；刘瑞明、赵仁杰, 2015a、2015b）。

针对东北振兴战略及其政策效应，魏后凯（2008）通过比较分析东北振兴战略及其政策实施前后主要经济指标的变化情况，认为东北振兴战略开局良好且取得了一定成效，但存在国有企业改革和对外开放缓慢、政策尚未彻底落实、政策过于泛化等一系列问题。盛广耀（2013）通过纵向比较东北地区经济指标在振兴战略实施前后的变化和横向比较振兴战略实施后东北地区与东、中、西部地区之间的经济指标差异，认为东北振兴战略尽管取得了一系列成效，但是仍然面临着第三产业发展不足、工业结构核心竞争力不强、国有企业体制机制不健全等突出问题，未来振兴战略需要突出经济结构调整。和军（2016）横向比较了东北地区与其他三大区域以及全国的相关经济指标，发现东北振兴战略实施后，东北地区在粮食综合生产能力、耕地面积以及城镇居民人均可支配收入等方面取得了成效，但在经济增长、第三产业发展、产业结构转型升级等方面相对滞后。尽管指出了东北振兴战略存在的一些问题，但上述文献更多的是通过统计分析直接比较东北地区在振兴战略实施前后的经济变化或横向比较东北地区与全国其他地区之间的经济差异来进行评价。从科学评价的角度看，这些研究均不足以准确识别出东北振兴战略及其政策的“净效应”。

在此基础上，一些研究开始使用政策评价中常用的 DID 方法对东北振兴战略及相关政策的实施效果进行评估。洪俊杰等（2014）在 1998 ~ 2007 年中国工业企业数据的基础上，利用 DID 方法考察了区域振兴战略对中国工业空间结构变动的影响，认为东北振兴战略并没有促进产业向东北地区集聚和转移，而其他区域振兴战略则取得了一定效果。聂辉华等（2009）就东北地区增值税转型政策对企业行为和绩效的影响进行了研究，并讨论了企业行为对产业结构优化和就业形势的影响，认为增值税转型显著地促进了企业对固定资产的投资，提高了企业的资本劳动比和生产率；但企业效率的提高主要是通过用资本替代劳动的方式，而不是通过自主技术创新的方式；

增值税转型还显著地减少了就业。刘璟和袁诚（2012）的研究发现，东北地区的增值税改革显著提高了试点企业劳动力的雇用，企业并没有出现增加固定资产而减少劳动力的情况，而是同时增加了固定资产和劳动力。上述研究利用微观数据并使用 DID 方法对东北振兴战略及相关政策的效应进行了创新性研究，但是样本的时间段非常短，难以客观评价区域政策对空间结构的影响。原因在于，企业和产业迁移以及工业空间结构的调整非常缓慢，在政策实施后极短的时期内，其结构调整效应很难充分显现，区域政策结构效应的观察和评价需要在政策实施后较长时期内才能得到客观有效的评价。特别是东北振兴战略的相关政策和投资项目更多属于长期投资，其效应（尤其是间接效应）的发挥需要较长时间来逐步显现。在这些研究的基础上，苏明政等（2017）采用 PSM-DID 方法对东北振兴战略的短期效应和长期效应进行检验，发现东北振兴战略在短期内显著促进了经济总量的增加，但是并没有显著提高东北地区的全要素生产率，也没有促进东北地区产业结构转型。但该研究在样本选择、方法运用等方面存在一定的不足。例如，1994~2015 年所选样本城市中部分城市数据缺失，而且在此期间发生了行政区划调整，使得所选样本城市并不符合分析要求。同时，论文对倾向得分匹配过程、共同支撑检验交代不足。

尽管已有一些研究对东北振兴战略及相关政策的效应进行了评价，但目前仍存在问题：（1）较少从经济结构（包括产业结构和空间结构）视角评价东北振兴战略的政策效应；（2）政策效应评价的样本时间段较短，难以客观评价东北振兴战略的实际效应；（3）双重差分方法运用及稳健性检验尚存在的问题。因此，本文试图在中国 1994~2015 年地级市面板数据的基础上，基于产业结构和空间结构双重视角，运用 PSM-DID 方法对 2003 年以来东北振兴战略政策实施的长期效果进行评价。

三、估计方法、数据来源与变量选择

（一）估计方法

1. 双重差分法

双重差分法是目前政策评估普遍采用的一种方法。该方法将样本分为处理组和控制组，并将控制组的结果作为处理组的反事实结果，即以控制组的结果替代处理组在未受政策影响状态下的结果，进而通过计算处理组与控制组的结果之差得到政策效应。双重差分法的最大优势是可以利用面板数据来控制不可观测变量的影响，尤其是可以控制随时间不变和随时间同步变化因素的影响（万海远、李实，2013）。本文的处理组为东北地区地级市，控制组为非东北地区地级市，将非东北地区地级市的结果作为东北地区地级市的反事实结果，然后计算东北地区地级市的事实结果与反事实结果之差，进而得到东北振兴战略的政策效应，即平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）。计算公式如下：

$$ATT_{DD} = E(Y_{t_1}^T - Y_{t_0}^T | D = 1) - E(Y_{t_1}^C - Y_{t_0}^C | D = 0) \quad (1)$$

其中， E 为期望算子； D 为政策参与的虚拟变量，处理组赋值为 1，控制组赋值为 0； T 、 C 分别表示处理组和控制组； t_0 、 t_1 分别为政策发生前的时点和政策发生后的时点； Y_{t_0} 、 Y_{t_1} 分别表示政策发生前和政策发生后的结果变量（即经济结构）。上式右边两项分别为处理组和控制组自身的差分，可以消除两组样本自身的变化趋势，两组样本自身差分的差分就是东北振兴战略对经济结构的政策效应。

2. 倾向得分匹配法

双重差分法必须满足严格的前提条件，一是样本选择的随机性假设，二是共同趋势假设。然而东北振兴战略的实施是为了缩小东北地区与全国其他地区之间的差距、促进区域协调发展，显然并非随机选取。并且四大经济板块的地级市具有不同的经济特征，也不能满足共同趋势假设。因此，简单地把非东北地区地级市的结果作为东北地区地级市的反事实结果会出现样本选择偏差问题，需要在做双重差分之前选取与东北地区地级市经济特征相似的样本作为控制组。

Rosenbaum 和 Rubin (1983) 提出的倾向得分匹配法 (Propensity Score Matching, PSM) 可以根据可观测变量克服上述问题。具体计算步骤如下。

(1) 基于给定的协变量（可观测变量）估算出每个地级市实施振兴战略的预测概率，即倾向得分 $P(X_i)$ 。本文运用 Logit 模型估计倾向得分，该模型的因变量是二元虚拟变量，处理组赋值为 1，控制组赋值为 0，协变量为评价处理组和控制组经济特征相似度的若干经济社会指标，根据协变量依次计算出每个地级市实施振兴战略的概率。计算公式如下：

$$P(X_i) = \Pr(D_i = 1 | X_i) = F[g(X_i)] \quad (2)$$

其中， X_i 为第 i 个城市的协变量； D_i 为处理组虚拟变量； $g(\cdot)$ 为线性函数； $F(\cdot)$ 为 Logit 函数。

(2) 根据估算出的倾向得分将实施振兴战略的东北地区地级市（处理组）与非东北地区地级市（控制组）在共同支撑域内进行匹配，以匹配成功后（即经济特征最为相似）的非东北地区地级市作为东北地区地级市的反事实结果。匹配后样本满足条件独立分布假设，即给定匹配后的地级市，振兴战略实施地区的选取是随机的，则平均处理效应为：

$$ATT_{PSM} = E_{P(X)|D=1} \{E[Y^T | D = 1, P(X)] - E[Y^C | D = 0, P(X)]\} \quad (3)$$

其中， X 为协变量，表示影响振兴战略实施地区选取的一组变量； $P(X)$ 为根据协变量估算出的地级市实施振兴战略的概率，即倾向得分； Y^T 、 Y^C 分别为处理组和控制组的结果变量即经济结构。

3. 双重差分倾向得分匹配法

尽管倾向得分匹配法可以克服可观测变量的样本选择偏差问题，但是这一方法也

存在一个很大的问题。它假定政策实施地区的选取完全取决于可观测变量,不可观测变量则不会对政策实施地区的选取产生任何影响。也就是说,该方法并不能纠正不可观测变量对政策实施地区选取的影响。因此,Dehejia(2005)指出简单地利用倾向得分匹配法估计出的平均处理效应仍然是有偏的。而由双重差分法的介绍可知,双重差分法可以克服不可观测变量的影响,正好弥补倾向得分匹配法在这一方面的不足。为此,Heckman等(1997、1998)提出了双重差分倾向得分匹配法,可以充分利用双重差分法和倾向得分匹配法的各自优点,同时克服不可观测变量和可观测变量对样本选择的影响。

因此,本文以地级市面板数据为基础,采用PSM-DID方法,同时控制不可观测变量和可观测变量对振兴战略实施地区选取的影响,有效地解决样本选择偏差问题,从而得到东北振兴战略对经济结构的平均处理效应:

$$ATT_{PSM-DID} = E[Y_{t_1}^T - Y_{t_0}^T | X_{t_0}, D = 1] - E[Y_{t_1}^C - Y_{t_0}^C | X_{t_0}, D = 0] \quad (4)$$

其中, X_{t_0} 为协变量,表示政策发生前影响振兴战略实施地区选取的一组变量,之所以采用政策发生前的时点值是为了保证这些变量不受振兴战略的影响,同时,这些协变量不仅影响地级市是否被选取为振兴战略实施地区,还影响地区的经济结构;其他变量与上文相同,式(4)为估计东北振兴战略对地区经济结构影响的基准模型。

(二) 数据来源及处理

本文采用的数据是1994~2015年中国202个地级市的面板数据,^①数据来源于历年《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。之所以以1994年为起始年,一是数据的可获得性,1994年之前的《中国城市统计年鉴》数据指标缺失太多;二是分税制是从1994年开始实行的,分税制改革对中国区域经济发展具有重大影响,这样处理可以减少因分税制改革而导致的估计误差。

本文对原始样本做了如下处理:首先,由于西藏自治区的样本数据缺失严重,所以本文剔除了该地区的全部样本;其次,由于研究时段内部分城市行政区划有所调整,为保证数据的连续性,本文以1994年的202个地级市为基准,剔除了1994年之后撤销的2个地级市和陆续增加的82个地级市。此外,考虑到东北振兴战略不仅作用于市辖区的经济结构,还对全市的经济结构调整产生影响,因此具体指标选择全市(含所辖县)的统计口径。经过上述处理,本文最终使用的是202个地级市1994~2015年的平衡面板数据,其中33个东北地区地级市属于处理组(2003年开始实施东北振兴战略),169个非东北地区地级市为控制组。

(三) 变量选择

经济结构通常可以从产业结构和空间结构两个维度来观察。因此,本文选择产业

^① 不包括香港、澳门和台湾。

结构和空间结构（产业集聚）作为被解释变量，分别以 *industrystruc* 和 *agglo* 表示。根据已有文献的普遍做法，产业结构以第三产业产值与第二产业产值之比来表征（干春晖等，2011；原毅军、谢荣辉，2014）；产业集聚以每一百平方公里的第二产业产值和第三产业产值之和来表征。核心虚拟变量为实验组虚拟变量（*northeast*）和实验期虚拟变量（*t*）。其中，对于实验组虚拟变量，东北三省（辽宁省、吉林省、黑龙江省）的地级市赋值为 1，其他地区地级市赋值为 0；对于实验期虚拟变量，2003 年及之后赋值为 1，否则为 0。

PSM-DID 方法能够有效解决选择偏差问题的关键在于设定科学合理的倾向得分匹配模型，进而得到匹配质量较高的处理组和控制组。为了提高匹配质量，本文在选取倾向得分匹配模型的协变量时，尽可能地将影响振兴战略实施地区选取的因素考虑进来。一般来说，振兴战略是针对经济发展水平相对落后的地区，所以某一地区的经济发展水平是影响其是否被选取为振兴战略实施地区的重要因素。本文采用人均实际 GDP 来度量各地级市的经济发展水平。由于缺少各地级市的 GDP 指数，本文参考已有文献的普遍做法，根据相应省份以上一年为基期的 GDP 指数计算出各地级市的实际 GDP，然后除以当年年末总人口得到各地级市的人均实际 GDP（刘瑞明、赵仁杰，2015b；董艳梅、朱英明，2016）。此外，政府支出规模、外商直接投资水平、固定资产投资水平、人力资本、基础设施（本文具体用每万人拥有的公共汽车和人均道路面积来表示）、市场规模、交通运输成本等经济社会指标也是政策制定者决定是否选取某一地区为振兴战略实施地区的考虑因素。各变量的具体计算方法如表 1 所示。

表 1 主要变量及其计算方法

变量名称	变量含义	计算方法
<i>industrystruc</i>	产业结构	第三产业产值/第二产业产值
<i>agglo</i>	产业集聚	(第二产业产值 + 第三产业产值)/土地面积/100
<i>northeast</i>	实施东北振兴战略的地区	实验组虚拟变量(0,1)
<i>t</i>	实施东北振兴战略的时间	实验期虚拟变量(0,1)
<i>lnpergdp</i>	经济发展水平	对地区人均实际 GDP 取对数
<i>gov</i>	政府支出规模	(政府财政预算内支出/地区 GDP) × 100
<i>fdi</i>	外商直接投资水平	(实际利用外商直接投资额/地区 GDP) × 100
<i>far</i>	固定资产投资水平	(当年固定资产投资额/地区 GDP) × 100
<i>edu</i>	人力资本	普通高等学校在校人数/地区总人口 × 1000
<i>bus</i>	每万人拥有的公共汽车	地区公共汽车数量/地区总人口 × 10000
<i>perroad</i>	人均道路面积	地区道路面积/地区总人口
<i>marketsize</i>	市场规模	地区人均实际 GDP/全国人均实际 GDP
<i>transport</i>	运输成本	地区货运总量/100

注：实际利用外商直接投资额根据当年汇率折算为人民币价值。

资料来源：作者整理。

上述协变量不仅影响地级市是否被选取为振兴战略实施地区，无疑也会影响地级市的结果变量（即经济结构）。Caliendo 和 Kopeinig（2008）强调，只有同时影响结果变量和政策实施概率的变量才应该纳入倾向得分匹配模型，本文的变量选择符合这一要求。各变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	样本观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>industrystruc</i>	4444	0.7990	0.3622	0.0943	3.9398
<i>agglo</i>	4444	13.3286	35.8370	0.0395	876.1073
<i>northeast</i>	4444	0.1634	0.3697	0.0000	1.0000
<i>t</i>	4444	0.5909	0.4912	0.0000	1.0000
<i>lnpergdp</i>	4444	9.3342	0.8827	6.0193	11.8835
<i>gov</i>	4444	9.9603	40.9418	0.0000	2695.4010
<i>fdi</i>	4444	3.1004	5.0290	0.0000	69.2733
<i>far</i>	4444	44.6032	28.0071	0.0000	591.8638
<i>edu</i>	4444	12.5768	19.6923	0.0000	129.3687
<i>perroad</i>	4444	8.7516	8.7873	0.0000	419.1000
<i>bus</i>	4444	7.0112	7.0297	0.0000	115.0000
<i>marketsize</i>	4444	1.3861	1.1350	0.0863	14.7890
<i>transport</i>	4444	79.4877	89.5693	1.6800	2724.2300

资料来源：作者根据 Stata14 软件估计。

四、实证结果及分析

本部分将利用 PSM-DID 方法估计东北振兴战略对经济结构的平均处理效应，具体步骤如下：（1）根据 Logit 模型计算出地级市实施振兴战略的预测概率，并据此对东北地区地级市和非东北地区地级市进行匹配；（2）检验样本匹配质量，包括平衡性检验和共同支撑检验；（3）估计东北振兴战略对经济结构的平均处理效应；（4）进行稳健性检验。

（一）倾向得分匹配

利用东北振兴战略实施之前的 1994 ~ 2002 年地级市面板数据，构建如下政策实施预测概率的 Logit 模型，并据此进行倾向得分匹配。

$$\text{logit}(\text{treated}_{it} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， treated_{it} 为振兴战略的政策虚拟变量，若地级市在 2003 年被确定为振兴战略的实施地区，则赋值为 1，否则为 0； X_{it} 为协变量，表示影响振兴战略实施地区选

取的一组变量。以产业结构为结果变量进行估计时，协变量包括经济发展水平、政府支出规模、外商直接投资水平、固定资产投资水平、人力资本、基础设施；以空间结构为结果变量进行估计时，在以上协变量的基础上增加市场规模、运输成本变量。

根据上述 Logit 模型得到回归结果，如表 3 和表 4 所示。从协变量系数的 p 值可以看出，大多数协变量（经济发展水平、政府支出规模、外商直接投资水平、固定资产投资水平、人力资本、基础设施）对是否被确定为振兴战略实施地区具有显著影响；从 pseudo R^2 值可以看出模型具有较高的拟合度。这样，就可以得到地级市实施振兴战略的预测概率，并据此对处理组和控制组进行核匹配。

表 3 以产业结构为结果变量的协变量对战略实施地区选取的影响

协变量名称	系数	标准误	z 值	$P > z $
<i>lnpergdp</i>	0.6997	0.1669	4.1900	0.0000***
<i>gov</i>	0.3086	0.0307	10.0600	0.0000***
<i>fdi</i>	-0.1736	0.0271	-6.4000	0.0000***
<i>far</i>	-0.0397	0.0076	-5.2000	0.0000***
<i>edu</i>	-0.0414	0.0133	-3.1000	0.0020***
<i>bus</i>	-0.0146	0.0154	-0.9400	0.3450
<i>perroad</i>	-0.0941	0.0337	-2.8000	0.0050***
<i>_cons</i>	-6.9999	1.3164	-5.3200	0.0000***
pseudo R^2	0.1308		样本量	1818

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源：作者根据 Stata14 软件估计。

表 4 以空间结构为结果变量的协变量对战略实施地区选取的影响

协变量名称	系数	标准误	z 值	$P > z $
<i>lnpergdp</i>	0.8701	0.2222	3.9100	0.0000***
<i>gov</i>	0.3171	0.0314	10.1100	0.0000***
<i>fdi</i>	-0.1638	0.0285	-5.7400	0.0000***
<i>far</i>	-0.0397	0.0077	-5.1500	0.0000***
<i>edu</i>	-0.0506	0.0145	-3.5000	0.0000***
<i>bus</i>	-0.0068	0.0174	-0.3900	0.6970
<i>perroad</i>	-0.0887	0.0338	-2.6200	0.0090***
<i>marketsize</i>	-0.1655	0.1184	-1.4000	0.1620
<i>transport</i>	0.0017	0.0017	1.0000	0.3180
<i>_cons</i>	-8.4365	1.7532	-4.8100	0.0000***
pseudo R^2	0.1331		样本量	1818

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源：作者根据 Stata14 软件估计。

(二) 样本匹配质量检验

1. 平衡性检验

对处理组和控制组进行核匹配后,需要进行平衡性检验以确保匹配结果较好地平衡了数据,克服了选择偏差问题。平衡性条件要求协变量和倾向得分在处理组和控制组之间不存在显著差异,即匹配后的样本需要满足条件独立分布假设。本文不仅根据处理组与控制组之间的均值差异 t 检验和匹配前后标准化偏差对单个协变量进行平衡性检验,也以匹配后样本重新估算的 Logit 倾向得分模型的 R^2 和解释变量联合显著性检验(LR 检验)对整体平衡性进行了检验。

根据表 5 和表 6 可知,分别以产业结构和空间结构为结果变量进行匹配后,处理组和控制组协变量的标准化偏差都小于 7%,符合匹配后两组协变量的标准化偏差不超过 10% 的标准,并且 t 检验的结果都不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设,这表明处理组和控制组之间不存在显著性差异,满足单个协变量平衡性条件。由匹配后样本的倾向得分模型较小的 R^2 值(模型 R^2 值越小,表示协变量的联合显著性越差,匹配后的处理组和控制组之间的差异就越小,匹配质量就越高)和解释变量联合显著性检验较大的 p 值可知,匹配后的协变量和倾向得分在处理组和控制组之间的分布是一致的,满足整体平衡性条件。

表 5 以产业结构为结果变量进行匹配

协变量名称	是否进行匹配	处理组	控制组	偏差(%)	t 值	$P > t $
<i>lnpergdp</i>	匹配前	8.6705	8.6750	-0.8000	-0.1100	0.9120
	匹配后	8.6731	8.6547	3.2000	0.4000	0.6890
<i>gov</i>	匹配前	5.2982	3.8851	53.0000	8.5900	0.0000***
	匹配后	5.0258	4.8489	6.6000	0.8500	0.3970
<i>fdi</i>	匹配前	1.8402	4.3846	-45.6000	-5.8100	0.0000***
	匹配后	1.8545	1.7322	2.2000	0.5700	0.5660
<i>far</i>	匹配前	22.3900	23.4510	-9.3000	-1.2600	0.2080
	匹配后	22.1120	22.0920	0.2000	0.0200	0.9800
<i>edu</i>	匹配前	3.6580	4.4143	-12.6000	-1.8000	0.0710*
	匹配后	3.6276	3.5839	0.7000	0.1000	0.9200
<i>bus</i>	匹配前	4.9381	5.2999	-7.7000	-1.0100	0.3110
	匹配后	4.9666	4.8557	2.4000	0.3000	0.7630
<i>perroad</i>	匹配前	4.6255	5.7461	-13.6000	-1.7000	0.0900*
	匹配后	4.6520	4.6159	0.4000	0.1700	0.9670
联合检验		pseudo R^2		LR χ^2		$p > \chi^2$
	匹配前	0.1340		217.1700		0.0000
	匹配后	0.0010		1.1200		0.9930

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源:作者根据 Stata14 软件估计。

表 6 以产业集聚为结果变量进行匹配

协变量名称	是否进行匹配	处理组	控制组	偏差(%)	t 值	P > t
<i>lnpergdp</i>	匹配前	8.6705	8.6750	-0.8000	-0.1100	0.9120
	匹配后	8.6707	8.6548	2.7000	0.3500	0.7230
<i>gov</i>	匹配前	5.2982	3.8851	53.0000	8.5900	0.0000***
	匹配后	5.0076	4.8321	6.6000	0.8500	0.3930
<i>fdi</i>	匹配前	1.8402	4.3846	-45.6000	-5.8100	0.0000***
	匹配后	1.8578	1.7241	2.4000	0.6400	0.5220
<i>far</i>	匹配前	22.3900	23.4510	-9.3000	-1.2600	0.2080
	匹配后	22.1000	22.1040	0.0000	0.0000	0.9960
<i>edu</i>	匹配前	3.6580	4.4143	-12.6000	-1.8000	0.0710*
	匹配后	3.6268	3.5500	1.3000	0.1800	0.8590
<i>bus</i>	匹配前	4.9381	5.2999	-7.7000	-1.0100	0.3110
	匹配后	4.9656	4.8467	2.5000	0.3400	0.7300
<i>perroad</i>	匹配前	4.6255	5.7461	-13.6000	-1.7000	0.0900*
	匹配后	4.6561	4.6237	0.4000	0.1500	0.8790
<i>marketsize</i>	匹配前	1.1712	1.2994	-12.4000	-1.6900	0.0910*
	匹配后	1.1789	1.1649	1.3000	0.1800	0.8530
<i>transport</i>	匹配前	44.0450	45.3130	-3.1000	-0.4700	0.6390
	匹配后	43.9110	42.8080	2.7000	0.3000	0.7680
联合检验		pseudo R ²		LR chi ²		p > chi ²
匹配前		0.1370		221.16		0.0000
匹配后		0.0020		1.3800		0.9980

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源：作者根据 Stata14 软件估计。

2. 共同支撑检验

在估计平均处理效应之前，还需进行共同支撑检验，即检验倾向得分在处理组和控制组中是否有足够大的重合区域即共同支撑区域，以确保倾向得分匹配的有效性（Heckman and Edward, 2001）。以产业结构为结果变量进行匹配时，处理组和控制组的样本量分别为 297 个和 1279 个，落在共同支撑域外的处理组和控制组的样本量分别为 7 个和 66 个；以空间结构为结果变量进行匹配时，处理组和控制组的样本量分别为 297 个和 1274 个，落在共同支撑域外的处理组和控制组的样本量分别为 8 个和 70 个。由此可见，落在共同支撑域外的样本量很小，倾向得分在处理组和控制组中具有足够大的共同支撑域，可确保倾向得分匹配的有效性和平均处理效应的准确性。

(三) 平均处理效应

由以上平衡性检验和共同支撑检验可知,匹配后的样本满足PSM-DID方法的前提假设条件(包括条件独立分布假设和共同支撑假设)。因此,本文根据基准模型式(4)分别以产业结构和空间结构(即产业集聚)作为结果变量进行回归,得到东北振兴战略对经济结构的平均处理效应。回归结果(见表7)显示,东北振兴战略既没有显著地优化东北地区的产业结构,也没有有效地促进产业集聚水平。

表7 东北振兴战略对经济结构的平均处理效应

	东北振兴 前控制组	东北振兴 前处理组	东北振兴前 控制组与处 理组的差分	东北振兴 后控制组	东北振兴 后处理组	东北振兴后 控制组与处 理组的差分	双重差分 检验结果即平 均处理效应
<i>industrystruc</i>	0.7580	0.9100	0.1520	0.7180	0.8830	0.1660	0.0130
标准误			0.0180			0.0150	0.0230
t 值			8.6000			10.9700	0.5800
$P > t $			0.0000 ***			0.0000 ***	0.5630
R ²							0.0500
<i>aggllo</i>	3.2940	1.5640	-1.7300	15.6640	7.2420	-8.4220	-6.6920
标准误			1.0330			0.8420	1.3330
t 值			-1.6700			-10.0000	-5.0200
$P > t $			0.0940 *			0.0000 ***	0.0000 ***
R ²							0.0600

注:①***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过显著性检验。②以产业结构为结果变量时,参与匹配的样本为4241个,其中处理组样本为693个,控制组样本为3548个;以产业集聚为结果变量时,参与匹配的样本数为4196个,其中处理组样本为717个,控制组样本为3479个。

资料来源:作者根据Stata14软件估计。

(四) 稳健性检验

1. 采用产业结构和产业集聚的就业指标进行检验

为了保证上述结果的稳健性,本文采用产业结构和产业集聚的就业指标进行稳健性检验。考虑到东北地区人口外流较为严重,本文采用第二产业劳动力和第三产业劳动力之和占总劳动力的比重来表示产业结构。同时,考虑到单位从业人员的统计口径在1998年发生了较大变化,所以本文采用人口密度(每平方公里的百人数量)来表示产业集聚。选取产业结构和产业集聚的就业指标,再采用PSM-DID方法进行回归。回归结果(见表8)表明,东北振兴战略对东北地区的经济结构的提升依然没有显著促进作用,这与前文分析结果相一致。

表 8 东北振兴战略对经济结构的平均处理效应（就业指标）

	东北振兴 前控制组	东北振兴 前处理组	东北振兴前 控制组与处 理组的差分	东北振兴 后控制组	东北振兴 后处理组	东北振兴后 控制组与处 理组的差分	双重差分检 验结果即平 均处理效应
<i>laborstruc</i>	77.5780	78.2040	0.6250	98.1220	88.2880	-9.8340	-10.4600
标准误			0.7530			0.6250	0.9790
t 值			0.8300			-15.7400	-10.6900
$P > t $			0.4060			0.0000 ***	0.0000 ***
R^2							0.2300
<i>popdensity</i>	4.2830	2.0020	-2.2810	4.6680	2.0290	-2.6390	-0.3580
标准误			0.1090			0.0900	0.1410
t 值			-21.0100			-29.1900	-2.5400
$P > t $			0.0000 ***			0.0000 ***	0.0110 **
R^2							0.2400

注：①***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。②以产业结构为结果变量时，参与匹配的样本为 4189 个，其中处理组样本为 706 个，控制组样本为 3483 个；以产业集聚为结果变量时，参与匹配的样本数为 4183 个，其中处理组样本为 704 个，控制组样本为 3479 个。

资料来源：作者根据 Stata14 软件估计。

2. 反事实检验

运用 PSM-DID 方法的一个假设前提条件是处理组与控制组具有可比性，即如果东北振兴战略没有实施，则处理组与控制组之间的经济结构差异就不随时间发生变化。现有文献普遍采用反事实检验的方法对这一假设条件进行实证检验（董艳梅、朱英明，2016）。本文选取东北振兴战略实施之前的 1994 ~ 2002 年这一时间段，分别将 2000 年和 2001 年作为假设的振兴战略实施时间，采用 PSM-DID 方法对其进行回归检验。回归结果如表 9 和表 10 所示，无论选择 2000 年还是 2001 年作为假设的振兴战略实施时间，振兴战略对产业结构和产业集聚的平均处理效应都不显著，即产业结构和产业集聚在处理组和控制组之间并不存在显著性差异，这在一定程度上验证了 2003 年实施的东北振兴战略确实对地区经济结构调整产生了影响，并不是时间变动所导致的结果，此稳健性分析与前文的分析结果相一致。

（五）结论解释

上述研究结果表明，东北振兴战略对东北地区经济结构调整并没有产生显著的影响。其原因可能在于，东北地区作为老工业基地，其经济发展不同于一般落后地区，尤其是不同于中西部欠发达地区。东北地区实现振兴或转型升级的重点在于随着中国在全球价值链的动态演进，以及在全国产业雁阵分工动态变化的格局下，实现东北地

表9 反事实检验 (2000年)

	东北振兴前控制组	东北振兴前处理组	东北振兴前控制组与处理组的差分	东北振兴后控制组	东北振兴后处理组	东北振兴后控制组与处理组的差分	双重差分检验结果即平均处理效应
<i>industrystruc</i>	0.7270	0.8990	0.1620	0.8210	0.9660	0.1440	-0.0170
标准误			0.0200			0.0280	0.0350
t 值			8.0400			5.1000	-0.0500
P > t			0.0000 ***			0.0000 ***	0.6150
R ²							0.0600
<i>agгло</i>	2.5290	1.3000	-1.2290	3.8610	2.0300	-1.8310	-0.6020
标准误			0.2250			0.3140	0.3870
t 值			-5.4600			-5.8200	-1.5600
P > t			0.0000 ***			0.0000 ***	0.1200
R ²							0.0500

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。
资料来源:作者根据 Stata14 软件估计。

表10 反事实检验 (2001年)

	东北振兴前控制组	东北振兴前处理组	东北振兴前控制组与处理组的差分	东北振兴后控制组	东北振兴后处理组	东北振兴后控制组与处理组的差分	双重差分检验结果即平均处理效应
<i>industrystruc</i>	0.7350	0.8960	0.1610	0.8330	0.9690	0.1360	-0.0250
标准误			0.0190			0.0350	0.0390
t 值			8.5700			3.9400	-0.6300
P > t			0.0000 ***			0.0000 ***	0.5270
R ²							0.0600
<i>agгло</i>	2.7130	1.3850	-1.3280	4.2360	2.2090	-2.0270	-0.6990
标准误			0.2530			0.4880	0.5500
t 值			-5.2500			-4.1500	-1.2700
P > t			0.0000 ***			0.0000 ***	0.2030
R ²							0.0400

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。
资料来源:作者根据 Stata14 软件估计。

区动态比较优势的演进,对已经充分发展的传统工业进行改造升级,并积极培育新产业和重塑竞争力,由资本密集型的能源重化工业向以零部件为主的高端制造

业升级。这一动态过程的关键是产业技术能力和区域自生能力的升级，根本上取决于知识和人力资本的升级，应培育以知识和人力资本密集型的生产性服务业，并通过生产性服务业的发展以及生产性服务业与传统制造业的融合发展，来提升制造业的效率和竞争力（袁富华等，2015、2016）。^①在东北振兴战略实施过程中，政策设计的短期增长导向和大项目带动增长方式、政策执行的选择性执行策略和以邻为壑策略等因素导致了结构升级延滞。尽管一些政策措施在东北振兴战略实施初期是合适的和必要的，但是在优惠政策减少及短期增长恢复的情况下，没有将政策实施的重点转向结构调整和转型升级，特别是没有通过加快对科教研发部门以及国有企业的改革来推动产业技术能力和区域自生能力的提升以及研发知识和人力资本的升级。

1. 区域政策设计的短期增长导向导致东北地区经济结构调整延滞

政策质量是决定一国长期经济增长的重要因素，而政策质量和效力则取决于政策的设计、执行和监督（大野健一，2016）。面对东北地区的经济困境，在振兴战略实施初期，以短期脱困和GDP增长为目标，国家出台了包括投融资、专项支持、扩大增值税抵扣范围等多项优惠政策。这些政策的出台，在短期内降低了东北地区众多国有企业的经营成本和历史负担，为企业结构调整和技术改造创造了良好的外部环境，特别是这些政策措施暂时缓解了能源化工、装备制造等传统工业的困难，这一理念和做法在当时的背景下无可厚非。但是随着全国宏观经济的繁荣，在东北经济出现明显好转的情况下，仍然没有将振兴的重点转到技术能力升级和区域自生能力升级上来，这导致东北振兴战略难以兼顾长远的经济结构调整。

2. 区域政策设计的大项目带动增长方式导致东北地区陷入结构调整陷阱和产能过剩怪圈

在东北振兴战略实施初期，按照比较优势，同时出于国民经济产业体系完整性的考虑，东北地区投资建设了一批重化工大项目，为短期拉动东北地区经济增长起到了明显的作用。但是能源化工项目在带来GDP的同时，也为产能过剩埋下了伏笔。国家对相关重化工业的过度投资，使得东北地区产业结构进一步恶化，并且这些重化工业、国防军工业从产业区域分工角度来看属于产业上游，产业链条较短，民营经济进入壁垒较高，不利于第三产业的发展 and 产业结构的调整。随着中国发展阶段的转换，工业化中期向工业化后期的转变，包括钢铁、煤炭等在内的重化工业以及基建、房地产等的长期需求峰值均已到来或即将到来，以重化工为代表的主导产业在经济结构中的需求、占比、利润水平均会出现显著的下降（刘世锦，2011）。这一重大阶段性变化，使得长期需求不足和结构性产能过剩现象更加显现，也更凸显了大项目带动增长方式在产业结构调整方面的弊端。

^① 当然，从全球范围内来看，老工业基地振兴是世界难题，区域的兴起与衰落也有其客观规律。例如，美国铁锈地带的案例表明，强行振兴不再具有比较优势的传统产业最终可能会导致失败。

3. 区域政策执行的选择性倾向导致东北地区转型滞后

区域政策的有效性很大程度上取决于其是否能够促进市场竞争,也就是说最终是否能够实现市场增进,这要求区域政策管理得当和治理有效(菲利普·阿吉翁等,2016)。而政策设计、管理和治理有效与否主要取决于政策制定者的利益结构或政治均衡(詹姆斯·罗宾逊,2016)。我国的区域治理大致采取“中央决策、地方执行”的事权划分模式,中央政府和地方政府事权和财权的不对等、责任和义务的不对等,导致中央政府和地方政府的利益激励相容性不足,进而使得地方政府在政策执行过程中的选择性执行现象非常普遍。在东北振兴战略的多重任务中,除了经济增长目标外,中央还对经济结构调整、国有企业改革等有明确的要求。在现行的中央地方分权结构和晋升激励体制下,地方政府出于自身利益更倾向于追求短期增长而忽视结构调整等涉及长期发展的问题,在推进市场化、国有企业改革、科教研发等事业单位体制改革的力度偏弱。在产业政策执行过程中,地方政府倾向于选择基建、房地产、能源重化工等有利于短期做大GDP的产业,基建和房地产行业的发展产生资源诅咒效应和虹吸效应,吸引了大量资本、人力向房地产行业集中配置,导致产业升级的要素支持不足。在改革政策的执行过程中,选择易于改革的领域,使得国有企业改革滞后,进而导致民营经济发展滞后和市场经济成长空间受到较大限制。

4. 区域政策执行的以邻为壑策略导致区域空间结构失衡

空间导向的区域倾斜性优惠政策和大量投资通常会带来经济增长和就业岗位增加,从而吸引人口和就业人员的涌入,进而促进特定地区的发展(Kline and Moretti, 2014)。从中国区域战略规划实践来看,区域分工与协作是实现区域整体利益最大化的重要前提。但是东北地区地方政府竞争激烈,在地区竞争中采取的市场分割和以邻为壑竞争策略,对要素流动、产业空间布局、城市结构、区域空间结构等产生了较大的影响。在政府主导的资源空间配置模式下,区域政策执行过程中的以邻为壑策略抑制了要素的自由流动,企业选址和再选址行为更多受政府政策的影响。市场机制难以发挥决定性作用,导致产业空间分布集中度和经济密度过低。同时,政府主导下形成的“企业扎堆”也并不是真正意义上的产业集群。产业集群的匹配、共享、学习效应并不明显,尤其是学习效应,也就难以发挥产业集群的规模效应、网络效应、结构效应、创新效应,更不利于生产率的提高。此外,区域政策执行过程中的以邻为壑策略,在城市层面制约了城市的功能专业化;在区域层面阻碍了“中心城市以生产性服务业为主、外围城市以制造业为主”的空间功能分工结构演进,引起区域空间结构失衡。

五、结论与政策建议

东北振兴战略作为空间干预和区域援助的一项重要区域政策实践,对其实施效果

的评价具有重要意义。本文运用中国 1994 ~ 2015 年地级市面板数据，从长期结构调整视角并利用 PSM-DID 方法对东北振兴战略的政策实施效果进行了评价。研究结果表明，东北振兴战略对东北地区的经济结构调整并没有产生显著的影响。针对东北地区发展过程中存在的问题以及东北振兴战略效果不佳的可能原因，特别是考虑中国经济结构调整和发展阶段转换的新背景，在实施新一轮东北振兴战略时，应着眼于东北地区经济结构优化。本文隐含的政策含义如下。

一是要注重区域政策设计的长期结构调整导向。短期增长导向的区域政策设计在取得巨大成效的同时，弊端日益显现，也难以适应未来区域发展的要求。为此，在新一轮东北振兴战略实施过程中，政策设计的理念和导向应突出长期结构调整。可以借鉴德国鲁尔地区、美国铁锈地带等老工业基地振兴的经验，特别是要重视新技术革命的应用给老工业基地产业结构调整 and 地区发展模式转型带来的机遇，通过新技术的应用以及知识经济、信息经济的发展来跨越传统转型和振兴路径。

二是要改进区域政策设计的援助方式。对于东北地区等老工业基地，作为问题区域或特殊区域，其发展仍然离不开援助，但是需要对援助方式进行改革和创新。改变过去以大项目投资为主的援助方式，更多从深化改革、促进经济体制转型、加快市场化进程和推进对外开放等领域，给予特殊援助，特别是通过与中央部委和东部发达地区的对口援助合作，在地方政府干部选拔交流、发达地区改革发展方案等方面进行合作和援助，加快推进市场化进程。

三是要提高区域政策执行的到位性和协同性。从过往区域政策来看，多数区域政策设计还是比较合理的，政策效果不明显的重要原因在于区域政策的选择性执行或执行不到位，尤其当区域政策涉及改革、创新、结构调整等难度较大的任务目标时，地方政府往往倾向于选择恢复短期经济增长这种易于执行的任务而忽视难度较大的任务。为此，在政策设计时，应考虑上述政策目标在执行实施过程中的难度，明确相关区域政策目标和具体任务，提高考核的科学性和合理性，保证政策落实的可操作性。同时，应加快导致政策选择性执行的制度因素改革，特别是推动新阶段中央地方分权和晋升激励制度的改革，改变中央政府对地方政府的激励导向和激励方式。此外，中国已进入区域一体化与地区差距倒 U 型曲线的右半段，推动区域协作和一体化不仅具有必要性而且具有可行性。因此，在区域政策执行过程中，应更加注重从较大范围的区域空间来考虑区域政策的制定和实施，提高区域政策实施过程中的协同性，避免出现以往的以邻为壑现象。

四是要完善区域政策执行的体制和制度保障。区域政策执行的有效性和到位与否，与经济体制有很大的关系，特别是与市场能否在资源配置中发挥决定性作用有着密切的关系。为此，应着力推动东北地区经济体制改革，积极促进政府职能转变，全面深化国有资本和国有企业改革，真正使市场在资源配置中发挥决定性作用，为区域政策的有效执行和实施创造体制和制度条件。

参考文献

- 大野健一 (2016):《产业政策的质量:中等收入陷阱的决定因素》,《比较》第6期, <http://bijiao.caixin.com/2017-04-10/101076404.html>[2017-06-23]。
- 董艳梅、朱英明 (2016):《高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角》,《中国工业经济》第10期,第92~108页。
- 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》,《经济研究》第5期,第4~16页。
- 和军 (2016):《东北振兴战略实施效果总体评价——基于2003~2014年增长率视角》,《辽宁大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第36~43页。
- 洪俊杰、刘志强、黄薇 (2014):《区域振兴战略与中国工业空间结构变动——对中国工业企业调查数据的实证分析》,《经济研究》第8期,第28~40页。
- 刘璟、袁诚 (2012):《增值税转型改变了企业的雇佣行为吗?——对东北增值税转型试点的经验分析》,《经济科学》第1期,第103~114页。
- 刘瑞明、赵仁杰 (2015a):《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》第8期,第30~38页。
- 刘瑞明、赵仁杰 (2015b):《西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究》,《中国工业经济》第6期,第32~43页。
- 刘生龙、王亚华、胡鞍钢 (2009):《西部大开发成效与中国经济收敛》,《经济研究》第9期,第94~104页。
- 刘世锦 (2011):《陷阱还是高墙?中国经济面临的真实挑战与战略选择》,北京:中信出版社。
- 聂辉华、方明月、李涛 (2009):《增值税转型对企业行为和绩效的影响》,《管理世界》第5期,第17~24、35页。
- 菲利普·阿吉翁、蔡婧、马赛厄斯·德瓦特里庞等 (2016):《产业政策和竞争》,《比较》第1期, <http://bijiao.caixin.com/2016-03-16/100920867.html>[2017-06-23]。
- 盛广耀 (2013):《东北振兴战略实施效果评析》,《社会科学辑刊》第2期,第94~102页。
- 苏明政、徐佳信、张满林 (2017):《东北振兴政策效果评估》,《上海经济研究》第4期,第112~117页。
- 万海远、李实 (2013):《户籍歧视对城乡收入差距的影响》,《经济研究》第9期,第43~55页。
- 魏后凯 (2008):《东北振兴政策的效果评价及思路》,《社会科学辑刊》第1期,第60~65页。
- 魏后凯 (2017):《东北经济的新困境及重振战略思路》,《社会科学辑刊》第1期,第26~32页。
- 袁富华、张平、陆明涛 (2015):《长期经济增长过程中的人力资本结构——兼论中国人力资本梯度升级问题》,《经济学动态》第5期,第11~22页。
- 袁富华、张平、刘霞辉等 (2016):《增长跨越:经济结构服务化、知识过程和效率模式重

塑》，《经济研究》第10期，第12~26页。

原毅军、谢荣辉（2014）：《环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验》，《中国工业经济》第8期，第57~69页。

詹姆斯·罗宾逊（2016）：《产业政策和发 展：政治经济学视角》，《比较》第1期，<http://bijiao.caixin.com/2016-03-15/100920436.html> [2017-06-23]。

Busso, M., J. Gregory and P. Kline (2013), “Assessing the Incidence and Efficiency of a Prominent Place Based Policy”, *American Economic Review*, 103 (2), pp. 897-947.

Caliendo, M. and S. Kopeinig (2008), “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching”, *Journal of Economic Surveys*, 22 (1), pp. 31-72.

Dehejia, R. (2005), “Practical Propensity Score Matching: A Reply to Smith and Todd”, *Journal of Econometrics*, 125 (1-2), pp. 355-364.

Glaeser, E. and J. Gottlieb (2008), “The Economics of Place-Making Policies”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 39 (1), pp. 155-239.

Heckman, J. J., H. Ichimura and P. E. Todd (1997), “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program”, *Review of Economic Studies*, 64 (4), pp. 605-654.

Heckman, J. J. and V. Edward (2001), “Policy-Relevant Treatment Effects”, *American Economic Review*, 91 (2), pp. 107-111.

Heckman, J. J., H. Ichimura and P. E. Todd (1998), “Matching as an Econometric Evaluation Estimator”, *Review of Economic Studies*, 65 (2), pp. 261-294.

Kline, P. (2010), “Place Based Policies, Heterogeneity, and Agglomeration”, *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 100 (2), pp. 383-387.

Kline, P. and E. Moretti (2013), “People, Places, and Public Policy: Some Simple Welfare Economics of Local Economic Development Programs”, *Social Science Electronic Publishing*, 6 (1), pp. 629-662.

Kline, P. and E. Moretti (2014), “Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129 (1), pp. 275-331.

Partridge, M. D. and M. Betz (2013), “Country Road Take Me Home: Migration Patterns in the Appalachia America and Place-Based Policy”, *International Regional Science Review*, 36 (3), pp. 267-295.

Reynolds, C. L. and S. Rohlin (2014), “Do Location-Based Tax Incentives Improve Quality of Life and Quality of Business Environment”, *Journal of Regional Science*, 54 (1), pp. 1-32.

Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1983), “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70 (1), pp. 41-55.

Wang, J. (2013), “The economic impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities”, *Journal of Development Economics*, 101 (1), pp. 133-147.

Does the Northeast Revitalization Strategy Promote the Economic Structure Adjustment? A Study Based on PSM-DID Method

ZHAO Yong, LIU Jin-feng, ZHANG Qian

(School of Economics & Management of Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: As an important component of the overall strategy of regional coordinated development in China, evaluating the effectiveness of the Northeast Revitalization Strategy (NRS) is of great benefit not only to objectively understand the effectiveness of itself, but also to the effective implementation of the new round of NRS and other regional coordinated development strategies. Based on the panel data of 202 cities from 1994 to 2015 in China, this paper evaluates the effect of NRS in promoting the economic structure adjustment using the Difference in Difference-Propensity Score Matching (PSM-DID) method. Our research find that the NRS improves neither the industrial structure optimization nor the level of industrial agglomeration of northeast region obviously. Therefore, in the new round of NRS, the government should pay more attention to the long-term structural adjustment and the more effective aid in regional policy design. It is also important for the government to improve the execution and cooperation efficiency, and set the system and mechanisms guaranteed for the regional policy implementation.

Key Words: the Northeast Revitalization Strategy; economic structure adjustment; PSM-DID method

责任编辑：庄立