

城市化、结构变迁与生态环境

刘 舫¹, 郑 洁², 李红勋¹

(1. 北京林业大学经济管理学院,北京 100083; 2. 北京大学新结构经济学研究院,北京 100871)

摘 要:基于新结构经济学视角对城市化与生态环境的理论关系进行重构。理论分析认为,城市化通过自然资源、物质资本、劳动力、人力资本和基础设施等禀赋结构变迁驱动产业结构升级和技术创新等生产结构变迁,进而影响生态环境。利用 1997—2018 年中国省级层面的面板数据对理论观点进行实证检验,通过采用空间联立方程模型等一系列的稳健性检验和内生性处理后,支持本文的理论假说。

关键词:城市化;结构变迁;生态环境;新结构经济学

中图分类号:F290;X24 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2021)05-0037-11

一、文献述评

关于城市化与生态环境研究呈现出多元化的研究范式,涉及学科主要有生态学、地理学、环境学和经济学等。由于各学科的学科背景、理论基础、研究视角等不同,所提出的学科体系、理论框架甚至核心概念表述都有很大差异,可谓是众说纷纭、百家争鸣。例如,环境科学侧重于城市化引发的环境污染的微观机理,地理学则更擅长于区域研究与宏观分析,而生态学更强调生态系统之间的联系,注重生态平衡^[1-2],新古典经济学研究更加强调城市化进程中的环境资源配置。尽管研究范式呈现多元化,但从主流来看,大多文献还是沿着生态学和地理学的研

究范式展开^[3-6]。或是受到这些学科的影响,环境经济学对此问题的研究尚未形成具有鲜明学科特征的成熟的研究范式,沿着环境经济学的研究主要集中在城市化与生态环境的非线性关系的讨论。已有研究主要是借鉴环境库兹涅茨曲线(EKC)做法,研究城市化与生态环境是否存在倒 U 形关系^[7-11]。例如,邵帅等研究发现,城镇化与碳排放强度之间也存在显著的“倒 U”型曲线关系,表明随着城镇化的提高,城市基础设施、环境规制、低碳技术、环保意识等不断完善,经济集聚的外部性逐渐凸显,使得城镇化在超过一定的阈值后将有利于碳减排^[12]。

尽管 EKC 为分析城市化与生态环境提供了一个基本的环境经济学分析框架,但是对于其中的机

收稿日期:2021-07-26

基金项目:国家社会科学基金(18BJL120);中国博士后科学基金(2018M630001)

作者简介:刘舫(1991—),女,河南南阳人,博士研究生,从事城市化与生态环境研究。

通信作者:李红勋(1969—),男,河南虞城人,教授,从事环境经济研究。

制研究尚不够成熟。正如关于经济发展与环境污染的EKC研究所言,EKC关系不会自动实现,其研究的重点在于识别其影响机制^[13],因此,城市化与生态环境关系的研究重点也在于两者机制的研究。其中比较经典的机制分析框架是将环境问题归结为三因素^[14]:经济规模、产业结构和技术水平,这一机制分析框架得到广泛应用^[15-17]。然而,该分析框架是把这三因素假设为独立的、外生的变量。对于经济总量如何增长,产业结构如何升级以及技术水平如何进步等问题却没有很好的回答,而这些问题却是经济学研究的核心问题。或者说这一分析框架是受到旧结构主义思潮影响的结果,旧结构主义常把发展目标定义为产业结构和技术结构的提升^[18],尽管理想很美好,但是20世纪60—70年代的实践结果已经表明旧结构主义的失败。其失败的原因在于仅看到先进产业和技术的收益面而未考虑成本面,忽视了要素禀赋结构对产业结构和技术结构的决定性作用^[19]。事实上,经济规模是内生于产业结构和技术水平的,而产业结构和技术水平又内生于禀赋结构。所以说,无论从理论和实证角度而言,基于上述机制分析框架的结果均具有很强的内生性问题。因此,本文需要反思已有关于城市化与生态环境的分析框架,引入新视角,而从新结构经济学视角出发就是一个有益的尝试。

在新结构经济学看来,要素禀赋及其结构是整个结构分析的切入点,是内生结构分析的核心自变量。之所以把它放在第一位,是因为不管经济学理论多复杂,对分析一个现象来说不是用收入(预算)效应就是用相对价格(替代)效应来解释,要素禀赋是一个经济在某一时点上的总预算,而其结构则决定了在某一时点要素的相对价格,也就是要素禀赋和其结构同时包括了解释社会经济现象的两个最重要参数^[20]。基于此,就可以构建一个“城市化—禀赋结构—生产结构—生态环境”的新结构经济学分析框架。在此分析框架中,城市化的本质特征是促进禀赋要素的积累和结构变迁,进而驱动生产结构(产业结构和技术结构)变迁,生产结构的环境特征进一步影响生态环境。具体而言,城市化通过自然资源、物质资本、劳动力、人力资本、基础设施积累等禀赋结构变迁驱动产业结构升级、技术创新等生产结构变迁,伴随着不同产业结构和技术结构的能耗和污染强度等环境特征不同,从而使得生态

环境的主要问题和特征也随之而不同。可以看出,基于新结构经济学的这一分析框架也就内生化了上述三因素机制分析框架中的经济规模、产业结构和技术水平。因为城市化促进禀赋积累和结构变迁,而禀赋结构内生产业结构和技术结构,最优的产业结构和技术结构就能够实现利润最大化^[21],促进经济增长,有利于经济规模扩大,从而影响生态环境。

相比于已有研究,本文可能的创新在于:第一,在研究范式方面,已有关于城市化与生态环境的研究大多以生态学和地理学的研究范式为主,大多基于耦合模型进行分析,尽管对耦合机制的分析比较细致全面,但是该种研究范式是假设城市化与生态环境两者间是同步相互影响的。然而,从新结构经济学视角,更加侧重两者的因果关系分析,更加强调识别两者之间根本的影响机制;第二,理论贡献方面在于初步构建了一个关于城市化与生态环境的新结构经济学分析框架,即“城市化—禀赋结构—生产结构—生态环境”,丰富和拓展了已有环境经济学在此领域的研究。在此分析框架下,本文把经典的环境影响三因素模型内生化,即把经济规模、产业结构和技术水平内生于要素禀赋及其结构。与此同时,也有助于打开城市化与生态环境影响机制的黑箱,尽管已有研究也认识到城市化的特征是人口、生产要素和产业等在空间集聚,在这过程中对生态环境产生复杂的影响,但是对于这些变量如何在空间集聚、如何影响生态环境尚未形成清晰的认识,特别是对于生产要素和产业技术的关系没有清楚的认识。从新结构经济学视角,有助于打开黑箱,厘清各变量之间的关系;第三,在实证策略方面,考虑到城市化与生态环境的内生性和空间外溢性,构建空间联立方程模型等较为前沿的计量方法进行识别。

二、城市化、结构变迁与生态环境的分析框架

新结构经济学强调禀赋结构作为结构分析的起点,由此内生出生产结构(产业结构和技术结构),并在此底层结构下内生出其他上层建筑结构的运行机制,换言之,其强调由禀赋结构驱动的结构变迁机制^[22-23]。聚焦城市化与生态环境的关系,其本质是空间结构与环境结构的运行关系,因此,基于新结构经济学的研究范式,可以构建出两者的分析框架,如图1所示,即城市化与生态环境的根本机制在于禀

赋结构和生产结构,下文将按此框架展开论述。

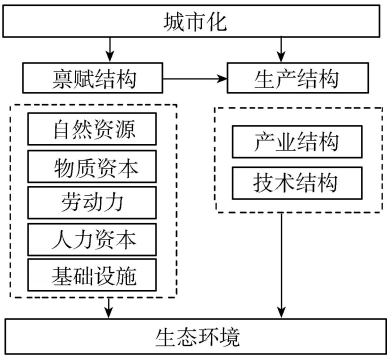


图1 城市化、结构变迁与生态环境的分析框架

1. 城市化对生态环境的禀赋结构变迁机制

城市化会影响各类禀赋要素的积累,从而引起禀赋结构的变迁,进而直接或间接的影响生态环境。在新结构经济学看来禀赋要素主要包括:自然资源、物质资本、劳动力、人力资本和基础设施等,因此,下面就城市化对各类禀赋要素的影响展开梳理。

首先,已有研究一般认为,城市化不利于自然资源禀赋的积累,造成自然资源禀赋的耗散,城市化的过程本质是大量人口和企业集聚的过程,为了维持大量企业和家庭的生产生活需要,就不得不消费大量的自然资源^[24-25];其次,大量理论和实证研究表明,城市化与物质资本禀赋积累呈现显著的正相关关系^[26-27],城市化的集聚效应能够导致资本更高的回报,吸引人口和生产要素向城市集中,实现资源的优化配置,从而可以加速物质资本积累和聚集,提高全要素生产率;第三,经典的刘易斯二元结构理论表明,城市化进程有利于劳动力禀赋的积累和结构变迁。中国城市化进程的加速发展,吸引了大量劳动力从第一产业向第二、三产业转移,提高了劳动力资源在产业和区域之间的配置效率^[28];第四,大量研究表明,城市化有利于人力资本积累^[29-30],而人力资本积累的可持续增长效应有利于改善生态环境^[31];第五,已有研究认为,城市化与基础设施更多表现的是相辅相成的关系^[32],城市化水平越高,最优的人均基础设施使用量越高,基础设施水平的提高进一步推动城市化水平的提高^[33]。由于基础设施建设本身会产生大量的粉尘等工业污染物,尤其是水泥的消耗会极大地增加碳排放^[34],造成环境污染,因此基础设施禀赋会对生态环境产生直接影响。

通过以上对城市化与各类禀赋要素的关系梳理,提出可供检验的理论假说1:城市化会影响各类

禀赋要素的积累,使得地区的禀赋结构发生变迁。

2. 城市化对生态环境的生产结构变迁机制

上述分析表明城市化会影响禀赋结构变迁,不仅如此,城市化还会通过禀赋结构变迁进一步驱动生产结构变迁,关于这一逻辑环节,新结构经济学做了扎实的理论和实证研究^[21]。新结构经济学认为,一个经济体的产业结构和适宜技术是内生于该经济体要素禀赋结构的,随着一个经济体的资本禀赋变得更加充裕,该经济体的产业结构将内生地变迁至资本更加密集的产业结构,产业结构变迁将形成一个连续的倒V形产业演化路径:当资本积累到一定阶段,一个新的产业将产生、繁荣,随后衰落、并最终消失;随着资本积累到更高阶段时,一个资本更密集的产业将会出现并发展^[35-36]。

在上述基础上,进一步梳理城市化中生产结构(包括产业结构和技术结构)对生态环境的影响。其中关于产业结构对生态环境的影响,经典的理论阐述如Chenery等在城市化与工业化演进模型中所言,城市化发展早期阶段,产业结构由低污染、低能耗的农业经济向高污染、高能耗的工业经济变迁,在这过程中将产生大量的环境污染,生态环境遭到恶化;而当城市化发展到一定阶段,低污染、低能耗的服务业将成为产业结构的主导,在这过程中环境污染减少,生态环境将得到改善^[37]。因此,随着城市化的演进,产业结构变迁与环境污染之间会呈现倒“U”形的趋势^[38]。而关于技术结构对生态环境的影响主要存在三个方面:首先由内生增长理论可知,技术进步可以提高资源利用效率,使得在给定产出的条件下自然资源的消耗下降,从而减少环境污染;其次,技术进步还有助于清洁技术的研发,随着清洁技术对传统技术的替代,单位产出的污染排放将显著降低;最后,技术进步还可以推动产业结构升级,进一步作用于生态环境。因此,城市化进程中的技术升级和结构优化都会显著影响生态环境^[39-40]。

通过以上的理论梳理,提出以下可供检验的理论假说:

理论假说2:城市化通过禀赋结构变迁驱动生产结构变迁。

理论假说3:城市化通过禀赋结构变迁和生产结构变迁影响生态环境。

三、实证策略

1. 基本计量模型设定

首先,为了检验城市化与禀赋结构的理论假说1,构建计量模型如下:

$$endw_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 urban_{it} + \alpha X_{it} + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 为地区; t 为年份; $endw_{it}$ 为禀赋要素或禀赋结构; $urban_{it}$ 为核心解释变量,表示城市化水平; α_1 为城市化对因变量的估计系数; α_0 为常数项; X_{it} 是其它控制变量; α 为其他控制变量对因变量的估计系数; φ_j 为地区固定效应; δ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

其次,检验理论假说2,即城市化通过禀赋结构变迁驱动生产结构变迁。考虑构建如下基本模型:

$$stru_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 urban_{it} + \alpha_2 endw_{it} + \alpha X_{it} + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $stru_{it}$ 为生产结构变量; α_2 为禀赋结构对因变量的估计系数。

再次,为了检验理论假说3,即城市化通过禀赋结构变迁和生产结构变迁作用于生态环境。考虑构建以下基本模型:

$$envit_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 urban_{it} + \alpha_2 endw_{it} + \alpha_3 stru_{it} + \alpha X_{it} + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: $envit_{it}$ 为生态环境变量; α_3 为生产结构对因变量的估计系数。

2. 变量及数据说明

第一,生态环境的指标选取。环境污染直接影响着生态环境的质量,环境污染越严重,则生态环境质量越差,反之亦然。因此,以各类污染物的排放量这一逆向指标作为生态环境的代理变量。参考已有研究^[41-42],选取具有代表性的污染物,具体包括工业二氧化硫、工业化学需氧量和工业烟尘排放量。

第二,城市化的指标选取。目前测算城市化的方法主要有城镇人口比重法、非农业人口比重法、建成区面积比重法、调整系数法等。其中城镇人口比重法是判断城市化水平的主流方法之一,本文也选取该指标度量城市化水平,即以城镇人口占总人口的比重来表示城市化。

第三,禀赋结构的指标选取。根据理论分析部分可知,禀赋结构包括自然资源、物质资本、劳动力、人力资本和基础设施五类禀赋要素。其中自然资源禀赋采用包括原煤、原油、天然气和水力发电在内的

一次能源生产量作为衡量指标^①;物质资本采用各省物质资本存量表征,根据永续存盘法计算所得;劳动力采用各省就业人数表征;人力资本则采用中国人力资本与劳动经济研究中心测算的中国各省人力资本指数度量;基础设施采用各省基础设施存量表征,其参照金戈自2003年后对基础设施投资的统计口径,并利用永续存盘法计算所得^[43]。

第四,生产结构的指标选取。生产结构主要包括产业结构和技术结构两部分。随着我国的经济发展已进入中等收入阶段,大部分省份的产业结构都已非第一产业为主,因此,本文采用第二产业增加值占GDP比例来表征产业结构。技术结构主要体现的是技术创新,本文采用发明专利申请数与专利申请总数的比重作为各省技术结构的衡量指标。

第五,控制变量的选取。影响生态环境的因素众多,参考已有研究选取以下控制变量:①根据环境库兹涅茨假说,引入人均GDP及其二次项作为发展阶段的控制变量;②已有研究发现政府的分权结构是影响生态环境的重要因素,故引入财政分权变量,主要以财政分权自主度指标衡量,即省本级预算内财政收入/省本级预算内财政总支出;③一个地区的人口密度越大,则对生态环境的压力可能越强,以单位面积上的常住人口数来表征人口密度;④对外开放会对生态环境产生影响已基本形成共识,用进出口贸易总额占GDP比重来度量对外开放度以控制其对各地区生态环境的影响。⑤一般而言,随着收入水平的提升,公众对环保的要求越来越高,迫使政府加大力度来改善生态环境。因此,环境治理是影响生态环境的重要变量^[44],参照郑洁等构建的环境治理指数作为衡量政府环境治理水平的指标^[45]。

第六,数据说明。本文的样本由1997—2018年30个省级层面的面板数据组成。各变量原始数据来源于:历年的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及《中国固定资产投资统计年鉴》。所有价格型指标均调整为1997年不变价格。表1给出了各变量的描述性统计,可以看出有些变量存在离群值问题,为此,下文的实证检验均进行了离群值处理。

①自然资源禀赋=0.7143×原煤产量+1.4286×原油产量+1.3300×天然气产量+0.1229×水力发电量,其中各种能源折标准煤参考系数来自《中国能源统计年鉴》。

表 1 变量的描述性统计

变量名	变量说明	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>so</i>	工业二氧化硫排放量	万 t	660	58.10	37.89	1.03	176.01
<i>cod</i>	工业化学需氧量排放量	万 t	660	182 829.40	198 416.90	1 097.00	1 570 790.00
<i>dust</i>	工业烟尘排放量	万 t	660	30.75	23.93	0.65	145.07
<i>urban</i>	城市化		660	0.48	0.16	0.22	0.90
<i>nature</i>	自然资源禀赋		660	7 340.18	11 790.13	0.00	74 445.01
<i>capita</i>	物质资本	10 亿元	660	801.21	971.13	21.29	6 797.67
<i>labor</i>	劳动力	万人	660	2 451.62	1 640.26	254.84	6 726.00
<i>humank</i>	人力资本	10 亿元	660	25 173.47	23 767.72	567.26	138 061.80
<i>infra</i>	基础设施存量	亿元	660	6 539.85	7 797.04	98.00	41 961.35
<i>sinds</i>	产业结构		660	0.45	0.08	0.19	0.66
<i>patent</i>	技术结构		660	0.34	0.09	0.16	0.57
<i>rgdp</i>	人均 GDP	万元/人	660	2.58	2.24	0.22	11.81
<i>rgdp2</i>	人均 GDP 二次项	万元/人	660	11.66	20.25	0.04	139.54
<i>fdecz</i>	财政分权		660	0.53	0.18	0.15	0.95
<i>pden</i>	人口密度	人/hm ²	660	3.91	4.66	0.07	29.45
<i>open</i>	对外开放度		660	0.32	0.61	0.03	12.05
<i>eindex</i>	环境治理指数		660	0.22	0.16	0.00	0.79

四、实证结果及分析

1. 基准回归结果

在进行实证分析之前,为了避免模型产生伪回归问题,首先利用 LLC 和 ADF 等检验方法进行平稳性检验,根据单位根检验结果可知,面板数据的各变量存在一阶单整。其次,通过 *E-G* 两步法对上述一阶差分后平稳的原始变量进行协整检验,*PP* 统计量和 *ADF* 统计量均显示存在协整关系。同时,考虑到污染物排放量的数量级较大,为了消除异方差的影响,对其进行自然对数处理。最后,进行多重共线性检验,结果发现 *VIF* 值小于 10,不存在严重的多重共线性问题,可以进行下一步的实证分析。

表 2 报告了利用面板数据的固定效应模型对理论假说进行估计的基本回归结果。其中列(1)和列(2)分别是以自然资源禀赋结构(自然资源禀赋除以劳动力)和要素禀赋结构(物质资本除以劳动力)作为因变量,以城市化作为自变量的基准估计结果,可以看出,列(1)中城市化(*urban*)的估计系数显著为负,这说明城市化与自然资源禀赋结构呈负相关关系,其经济含义是指城市化水平越高,自然资源禀赋结构越低,即自然资源相对越稀缺。列(2)中城市化的估计系数显著为正,说明城市化与要素禀赋结构呈正相关关系,其经济含义是指城市化的提高,有利于资本要素禀赋的积累和结构的升级。除此以外,以人力资本禀赋结构和基础设施禀赋结构作为

因变量,城市化作为自变量的估计系数也显著为正,同样意味着城市化的提高有利于人力资本和基础设施禀赋的积累和其结构的升级(限于篇幅,其估计结果未列出)。至此,本文初步验证了理论假说 1,即城市化会影响各类禀赋要素的积累,使得地区的禀赋结构发生变迁。

其中列(3)和列(4)分别是以产业结构和技术结构作为因变量,城市化和各禀赋结构作为自变量的基准估计结果,可以看出,列(3)中城市化及其二次项(*urban2*)的估计系数分别显著为正和负,这说明城市化与产业结构呈现倒 U 形关系,其经济学含义在于随着城市化的进展,城市中的第二产业逐渐由主导产业转为非主导产业,这一结果与库兹涅茨的特征事实相符,也与已有的研究相符。但是,与已有研究不同的是,本文基于新结构经济学视角有新的理论见解,城市化与第二产业结构的变迁关系是由各禀赋结构变迁驱动所致的,这一点可从各禀赋结构的估计系数加以验证。从列(3)的估计结果中可以发现,自然资源禀赋结构(*nszl*)、物质资本禀赋结构(*kvszl*)、人力资本禀赋结构(*hvszl*)以及基础设施禀赋结构(*ivszl*)的估计系数均在不同程度上显著为正,说明各禀赋结构与第二产业结构呈正相关关系,经济含义就在于随着城市化的进程,各禀赋要素的积累和结构的变迁驱动着产业结构的变迁,使得第二产业结构的发展呈现出先升后降的特征。与之相应的是,列(4)中城市化的估计系数显著为正,这说

表 2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	自然资源禀赋结构	要素禀赋结构	产业结构	技术结构	工业 SO ₂	工业 COD	工业烟尘
<i>urban</i>	-25.514 *** (-10.360)	3.170 *** (25.291)	0.970 *** (7.776)	0.367 *** (2.782)	-0.572 * (-1.836)	-1.616 * (-1.749)	-0.847 (-1.340)
<i>urban2</i>			-0.636 *** (-3.977)				
<i>nysl</i>			0.004 *** (9.058)	0.145 *** (3.693)	0.009 *** (2.655)	0.008 (1.241)	0.003 * (1.755)
<i>kysl</i>			0.029 * (1.843)	0.027 ** (2.148)	0.093 (0.812)	0.298 (1.420)	0.295 (1.057)
<i>hysl</i>			0.001 ** (2.132)	0.106 *** (4.568)	-0.034 *** (-4.498)	-0.034 ** (-2.452)	-0.046 *** (-4.854)
<i>ivsl</i>			0.009 *** (5.396)	0.082 *** (3.468)	-0.017 (-1.377)	-0.017 (-1.726)	-0.073 *** (-4.610)
<i>sinds</i>					1.923 *** (6.091)	0.896 *** (2.548)	0.015 ** (2.038)
<i>patent</i>					-0.603 *** (-2.651)	-0.797 * (-1.909)	-0.463 * (-1.720)
<i>rgdp</i>					0.261 *** (6.468)	0.049 (0.662)	0.058 (1.141)
<i>rgdp2</i>					-0.024 *** (-7.941)	-0.001 (-0.100)	-0.003 (-0.723)
<i>fdec</i>					0.623 *** (2.750)	0.191 (0.458)	0.885 *** (3.111)
<i>pden</i>					0.096 *** (3.698)	0.033 (0.689)	0.008 (0.231)
<i>open</i>					-0.039 (-1.493)	-0.069 (-1.456)	-0.065 ** (-2.012)
<i>eindex</i>					-0.051 (-0.383)	-0.571 ** (-2.336)	-0.248 (-1.488)
<i>_cons</i>	-7.825 *** (-6.562)	-1.138 *** (-18.758)	0.163 *** (6.372)	0.532 *** (21.689)	12.537 *** (40.306)	12.361 *** (21.661)	11.734 *** (30.064)
<i>N</i>	660	660	660	660	660	660	660
<i>R²</i>	0.159	0.529	0.352	0.262	0.422	0.314	0.190

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上通过显著性检验,括号内为*t*值。下同。

明城市化与技术结构呈现正相关关系,其意味着随着城市化水平的提高,技术结构也在不断提高。这一结果也与已有研究一致。但本文认为这也是由禀赋结构变迁驱动所致的,同样列(4)中各禀赋结构估计系数的结果验证了这一点。由此,本文初步的验证了理论假说2,即城市化通过禀赋结构变迁驱动生产结构变迁。

其中列(5)至列(7)分别是以工业二氧化硫、工业化学需氧量和工业烟尘排放量的对数作为因变量,以城市化、禀赋结构和生产结构作为自变量的基准估计结果,总体来看,城市化的估计系数均显著为负,这说明在控制其他变量的影响下,城市化是有利于减少环境污染排放、促进生态环境改善的。进一步从机制来看,可以发现,禀赋结构和生产结构均在

不同程度对生态环境有影响。以列(5)的估计结果为例,其中自然资源禀赋结构的估计系数显著为正,说明城市化进程中自然资源禀赋结构的变迁不利于生态环境的改善;物质资本禀赋结构的估计系数为正但不显著,可能的原因在于物质资本对生态环境的影响更多是通过生产结构表现出来,因此其直接效应不明显;人力资本禀赋结构的估计系数显著为负,这意味着城市化进程中人力资本禀赋结构的变迁有利于降低污染排放量促进生态环境的改善;同时,基础设施禀赋结构的估计系数为负,也在一定程度上说明基础设施禀赋结构的升级是有利于整体环境污染排放下降的。进一步,从产业结构(*sinds*)的估计系数来看,可以发现,其估计系数显著为正,这一结果与理论预期是一致的,由于第二产业的能耗

和排污特征使得其对生态环境造成极大压力。与之相对应的是,技术结构(*patent*)的估计系数显著为负,这一点也与理论和经验直觉相符合,伴随着城市化的推进,经济发展水平的不断提高,技术创新水平也不断提高,则有利于生态环境改善。至此,本文大致初步验证了理论假说3,即城市化通过禀赋结构变迁和生产结构变迁作用于生态环境。

另外,简要地从控制变量的估计结果来看,其中人均GDP及其二次项的估计系数分别显著为正和负,与已有研究的环境库兹涅茨曲线假说一致;财政分权的估计系数显著为正,说明分权整体上加剧污染,不利于生态环境;人口密度的估计系数为正,说

明人口密度越大,其规模效应将加大生态环境的压力;对外开放度的估计系数显著为负,说明开放整体上是有利于生态环境改善的;而政府环境治理的估计系数显著为负,说明政府的环境治理行为是有利于改善生态环境的。

2. 稳健性检验

尽管上述的基准估计结果较好地验证了本文的研究假说,但是由于宏观变量受到影响的因素较多,因此有必要进行稳健性检验。首先,考虑到城市化变量的度量问题,根据上一节中指标选取的说明,本文采用土地城市化指标代替人口城市化指标来度量城市化,即采用城镇建成区面积比重来表征,表3的

表3 稳健性检验的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	要素禀赋结构	产业结构	技术结构	工业 SO ₂	遗漏变量	遗漏变量	人均 SO ₂	滞后效应
<i>urban</i>	3.702 *** (22.932)	0.817 *** (4.779)	0.462 *** (4.643)	-1.281 * (-1.910)	-1.294 *** (-2.746)	-0.342 * (-1.685)	-0.424 * (-1.871)	-0.851 ** (-2.526)
<i>urban2</i>		-0.439 ** (-2.117)						
<i>nvsl</i>		0.004 *** (8.088)	0.021 *** (3.863)	0.010 ** (2.439)	0.010 *** (2.670)	0.008 ** (2.253)	0.010 *** (2.762)	0.004 * (1.867)
<i>kvsl</i>		0.026 * (1.750)	0.136 *** (2.931)	0.079 (0.637)	0.032 (0.284)	0.074 (0.641)	0.102 (0.925)	0.049 (0.668)
<i>hvsl</i>		0.001 * (1.803)	0.011 *** (3.518)	-0.028 *** (-3.492)	-0.015 *** (-2.716)	-0.030 *** (-4.088)	-0.039 *** (-5.384)	-0.006 (-1.221)
<i>ivsl</i>		0.011 *** (5.768)	0.215 *** (3.258)	-0.025 * (-1.856)	-0.020 (-1.549)	-0.014 (-1.121)	-0.019 (-1.592)	-0.041 *** (-5.074)
<i>sinds</i>				0.975 *** (2.656)	1.921 *** (6.022)	1.947 *** (6.133)	1.901 *** (6.229)	0.710 *** (3.402)
<i>patent</i>				-0.779 *** (-2.914)	-0.641 *** (-2.791)	-0.607 *** (-2.647)	-0.514 ** (-2.335)	-0.212 (-1.428)
<i>rgdp</i>				0.263 *** (5.768)	0.254 *** (6.463)	0.245 *** (6.093)	0.249 *** (6.381)	0.086 *** (3.211)
<i>rgdp2</i>				-0.022 *** (-6.231)	-0.022 *** (-7.583)	-0.023 *** (-7.731)	-0.023 *** (-8.081)	-0.006 ** (-2.577)
<i>fdec</i>				0.694 ** (1.971)	0.512 ** (2.262)		0.645 *** (2.943)	0.037 (0.232)
<i>pden</i>				0.064 ** (1.989)		0.084 *** (3.226)	0.061 ** (2.418)	0.027 (1.478)
<i>open</i>				0.133 (0.929)	-0.036 (-1.381)		-0.020 (-0.797)	0.138 * (1.649)
<i>eindex</i>				-0.114 (-0.817)		-0.100 (-0.749)	-0.096 (-0.746)	-0.198 ** (-2.300)
<i>L. ln_so</i>								0.901 *** (28.694)
<i>_cons</i>	-1.409 *** (-17.310)	0.189 *** (5.112)	0.493 *** (15.082)	12.769 *** (33.019)	13.026 *** (45.741)	12.139 *** (44.256)	4.540 *** (15.097)	1.312 *** (2.893)
<i>N</i>	660	660	660	660	660	660	660	630
<i>R²</i>	0.539	0.281	0.311	0.425	0.407	0.411	0.505	0.771

列(1)至列(4)报告了这一估计结果,可以看出,城市化与要素禀赋结构仍然呈现正相关关系,支持研究假说1。城市化及其二次项与产业结构的非线性关系明显,呈现倒U形特征;与此同时,城市化与技术结构的正相关关系显著,从而验证了理论假说2。城市化与环境污染物的负相关关系也十分显著,符合本文的理论预期,由此说明测量偏差问题不会根本的影响本文结论。其次,由于影响生态环境的因素众多,尽管本文也控制了一些影响因素,但是遗漏变量问题不可避免,为此,列(5)和列(6)随机选取控制变量来检验本文结构的稳健性,从估计结果来看,可以发现,城市化、禀赋结构和生产结构的估计结果均为发生根本性的改变,在一定程度上可以说明遗漏变量问题未对本文的结论产生本质性影响。同时,考虑到利用污染排放物总量作为因变量无法控制规模效应问题,列(7)进一步采用人均污染排放量作为因变量进行稳健性检验,可以看出,城市化仍然起到抑制污染排放的作用,有利于促进生态环境改善。与此同时,禀赋结构和生产结构对生态环境的影响也未发生根本改变,说明城市化、禀赋结构和生产结构对生态环境不仅有总量效应和还具有平均效应。另外,考虑到污染排放具有一定的惯性,列(8)报告了加入因变量滞后项($L. ln_so$)的估计结果,可见,各变量的估计系数未发生明显变化,说明滞后效应对本文结论影响不大(限于篇幅对其他两类污染物滞后项的估计结果未列出)。

3. 互为因果的内生性处理:联立方程模型

尽管城市化在一定程度上外生于生态环境,但是不可否认,在城市化发展到一定阶段,生态环境会对城市化产生反向影响。例如,空气环境的恶化,会对居民的健康和生活方式、城市的产业结构布局带来影响,对城市的发展产生约束,生态环境对城市化的约束则主要是通过改变人口和资本流向等引起,与此同时,产业结构变迁与聚集也影响着城市化的进程。因此,互为因果的内生性问题不可避免。为了刻画城市化与生态环境之间的内生关系,本小节采用联立方程模型进行实证检验,基准的联立方程模型设定如下:

$$\begin{aligned} envit_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 urban_{it} + \alpha_2 endw_{it} + \\ & \alpha_3 stru_{it} + \alpha X_{it} + \varphi_j + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} urban_{it} = & \beta_0 + \beta_1 envit_{it} + \beta_2 endw_{it} + \\ & \beta_3 stru_{it} + \beta X_{it} + \varphi_j + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

式中: β_0 为常数项; β_1 为生态环境对因变量的估计系数; β_2 为禀赋结构对因变量的估计系数; β_3 为生产结构对因变量的估计系数; β 为其他控制变量对因变量的估计系数。式(4)是生态环境方程,式(5)是城市化方程。

表4给出了互为因果的内生性处理的估计结果。其中列(1)至列(4)采用2SLS对联立方程进行估计^①,从生态环境方程来看,可以发现,城市化的估计系数高度显著为负,符合理论预期,不仅如此,以列(1)工业二氧化硫排放量作为因变量的结果为例,将其与表2的列(5)相比,可以发现,城市化的估计系数和显著性均有很程度的提高,这说明在控制互为因果的内生性问题后,城市化的生态环境效应更为明显,更加支持本文的理论假说。同样,从禀赋结构和生产结构的估计结果也可以看出,与表2列(5)中没有考虑互为因果的内生性问题相比,其估计系数和显著性水平均有不同程度的提高,说明减缓内生性问题后,本文的理论假说得到有效支持。进一步,从城市化方程来看,生态环境变量的估计系数显著为负,说明以逆向指标环境污染物表征的生态环境越恶化,则越不利于城市化,这也支持了已有研究认为生态环境是城市化发展的重要约束条件的结论。从各类禀赋结构的估计结果来看,其估计系数均显著为正,说明各禀赋结构对城市化均具有显著的促进作用。从生产结构的估计结果来看,其中第二产业结构的估计系数显著为正,而第三产业结构的估计系数为正但不显著,说明现阶段主要是以第二产业结构变迁推动城市化发展,第三产业结构变迁的驱动作用还不明显。另外,人均GDP和人口密度的估计系数显著为正,说明随着经济发展阶段的演进和人口密度的提高,均有利于城市化水平的提高。

大量研究表明,城市化和生态环境变量均存在明显的空间外溢性^[46]。为了充分考虑这一因素的影响,在基准的联立方程模型基础上,进一步通过引入城市化的空间滞后项($w. urban$)和生态环境的空间滞后项($w. envit$)来构建空间联立方程模型。其中表征空间关系的空间权重矩阵采用常见的二值空

① 本文也采用其他的估计方法,结果差异不大,具有稳健性。另外,限于篇幅以工业烟尘排放量作为因变量的估计结果未列出,如需可取。

表 4 互为因果的内生性估计结果

变量	联立方程 1		联立方程 2		空间联立方程 3		空间联立方程 4	
	工业 SO ₂ (1)	城市化 (2)	工业 COD (3)	城市化 (4)	工业 SO ₂ (5)	城市化 (6)	工业 COD (7)	城市化 (8)
<i>envit</i>		-0.054 *** (-12.094)		-0.027 *** (-7.312)		-0.003 * (-1.664)		-0.001 (-1.450)
<i>urban</i>	-5.366 *** (-15.436)		-4.141 *** (-8.695)		-1.195 ** (-2.059)		-4.714 *** (-2.609)	
<i>w. envit</i>					0.942 *** (7.143)	-0.001 * (-1.677)	0.819 *** (4.407)	-0.002 *** (-2.646)
<i>w. urban</i>					-1.553 (-1.407)	0.988 *** (7.287)	-3.968 (-1.387)	0.985 *** (7.997)
<i>nvsl</i>	0.030 *** (7.537)	0.002 *** (3.61)	0.002 (1.444)	0.001 * (1.873)	0.005 *** (4.337)	0.001 (1.540)	0.002 (1.693)	0.001 (1.379)
<i>kvsl</i>	0.320 ** (2.273)	0.002 * (1.829)	0.176 (0.925)	0.033 * (1.783)	0.021 (0.512)	0.001 (0.445)	0.001 (0.014)	0.001 (0.908)
<i>hvsl</i>	-0.001 (-1.017)	0.004 *** (3.72)	-0.031 *** (-2.589)	0.004 *** (3.587)	-0.005 * (-1.692)	0.001 (0.74)	-0.004 (-1.582)	0.001 * (1.812)
<i>ivsl</i>	-0.034 (-1.600)	0.008 *** (3.107)	-0.011 (-1.354)	0.008 *** (3.140)	-0.037 *** (-5.737)	0.001 * (1.766)	-0.042 ** (-2.553)	0.001 (1.173)
<i>sinds</i>	4.545 *** (11.421)	0.458 *** (8.532)	3.870 *** (7.185)	0.281 *** (5.428)	0.559 *** (4.38)	0.006 (1.131)	0.983 *** (3.082)	0.012 *** (2.63)
<i>patent</i>	-0.131 * (-1.863)	0.002 (1.133)	-0.101 * (-1.908)	0.016 * (1.917)	-0.018 * (-1.785)	0.002 (1.312)	-0.026 * (-1.968)	0.002 (1.308)
<i>rgdp</i>	0.450 *** (7.559)	0.033 *** (6.869)	0.131 (1.608)	0.029 *** (5.834)	0.038 ** (2.019)	0.001 (0.319)	0.057 (1.199)	0.001 (0.935)
<i>rgdp2</i>	-0.031 *** (-7.088)		-0.008 (-1.418)		-0.001 (-0.906)		-0.002 (-0.611)	
<i>fdec</i>	0.812 *** (3.357)		2.083 *** (6.261)		0.044 (0.517)		0.371 (1.61)	
<i>pden</i>	0.073 *** (7.123)	0.010 *** (8.415)	0.031 ** (2.257)	0.009 *** (7.383)	0.001 (0.017)	0.001 * (1.739)	0.001 (0.026)	0.001 (1.312)
<i>open</i>	-0.043 (-0.906)		-0.135 ** (-2.045)		-0.139 *** (-3.142)		-0.058 (-0.499)	
<i>eindex</i>	-1.488 *** (-8.169)		-1.620 *** (-6.482)		-0.216 *** (-3.537)		-0.216 (-1.419)	
<i>_cons</i>	11.782 *** (53.116)	0.810 *** (14.954)	10.484 *** (34.814)	0.505 *** (11.033)	0.683 *** (4.337)	-0.009 * (-1.676)	1.801 *** (6.099)	0.001 (0.347)
<i>N</i>	660	660	660	660	660	660	660	660
<i>R²</i>	0.596	0.74	0.509	0.732	0.967	0.998	0.85	0.998

间权重矩阵,即如果两地区相邻则 $w_{ij} = 1$, 否则 $w_{ij} = 0$ 。估计方法参照已有研究采用广义空间三阶段最小二乘法 (GS3SLS), 具体步骤见文献[47], 列(5)至列(8)展示了该估计结果。首先,从列(5)和列(7)生态环境方程的估计结果来看,可以发现,生态环境的空间滞后项的估计系数显著为正,说明环境污染物的存在明显的空间关联性,其他地区的生态环境会影响到本地的生态环境,这一点已基本达成共识。城市化的空间滞后项的估计系数为负但不显著,说明其他地区的城市化发展对本地的生态环境的影响较少,其空间外溢性对生态环境的作用不明

显。聚焦城市化变量的估计系数可以发现,仍然显著为负,由此说明在考虑空间外溢性和互为因果的内生性后,城市化对生态环境的影响未发生根本变化,表明本文理论假说具有一定的稳健性。与此同时,禀赋结构和生产结构的估计系数也与理论预期相符,进一步支持理论假说。其次,从列(6)和列(8)的城市化方程来看,生态环境的空间滞后项的估计系数显著为负,说明其他地区的生态环境恶化会抑制本地区城市化发展,这一点与事实相符,例如北京周边地区环境污染的空间外溢性会影响到北京

的城市健康发展。城市化的空间滞后项的估计系数高度显著为正,说明其他地区城市化的发展会影响的本地区城市化发展,这一点与经验直觉也是一致的,随着城市化的发展,其外溢性会带动周边地区的城市发展。同样以北京为例,北京的城市化过程对河北的经济发展具有明显的带动作用,进而促进河北城市化。生态环境变量的估计系数仍然为负,但显著性有所下降,可能的原因是在模型中引入生态环境的空间滞后项,部分效应由空间滞后项表现出来,因此,总体上不影响本文的理论假说。

五、结论与启示

基于新结构经济学的研究范式,对城市化与生态环境的理论关系进行重构,提出理论假说。理论分析认为,城市化会影响自然资源、物质资本、劳动力、人力资本和基础设施等各类禀赋要素的积累,从而使得地区的禀赋结构发生变迁;与此同时,城市化通过禀赋结构变迁将驱动产业结构升级和技术创新等生产结构变迁;进一步,根据不同禀赋结构和生产结构的能耗和污染属性不同,使得城市化进程中生态环境的主要问题和特征也随之而不同。利用1997—2018年中国省级层面的面板数据对上述的理论观点进行实证检验,通过采用空间联立方程模型等一系列的稳健性检验和内生性处理后,支持本文的理论假说。

《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》指出,“生态环境明显改善、空气质量逐步好转”将成为我国新型城镇化推进需要完成的重要目标。为了实现该目标,城市化的关键就在于推动禀赋结构升级和生产结构升级,这样才能与生态环境友好相处。也正如规划提出的,本文要顺应现代城市发展新理念新趋势,强调要通过构建绿色生产、生活方式和消费模式,把生态文明的理念全面融入城市发展,推动城市绿色发展。

参考文献:

[1] 刘耀彬,李仁东,宋学锋. 城市化与城市生态环境关系研究综述与评价[J]. 中国人口:资源与环境,2005(3):58-63.

[2] 王保乾,朱希镭. 新型城镇化、产业结构升级与水污染关系研究[J]. 水利经济,2021,39(1):6-14.

[3] 黄金川,方创琳. 城市化与生态环境交互耦合机制与规

律性分析[J]. 地理研究,2003,22(2):211-220.

[4] LI Y, LI Y, ZHOU Y, et al. Investigation of a coupling model of coordination between urbanization and the environment[J]. Journal of Environmental Management, 2012,98:127-133.

[5] HAN F, XIE R, LU Y, et al. The effects of urban agglomeration economies on carbon emissions: evidence from Chinese cities[J]. Journal of Cleaner Production, 2018,172:1096-1110.

[6] 焦士兴,李青云,王安周,等. 基于生态位的安阳市用水结构与产业结构动态演化分析[J]. 水资源保护,2021,37(1):79-85.

[7] 王家庭,王璇. 我国城市化与环境污染的关系研究——基于28个省市面板数据的实证分析[J]. 城市问题,2010(11):9-15.

[8] MARTÍNEZ-ZARZOSO I. The impact of urbanization on CO₂ emissions: evidence from developing countries[J]. Ecological Economics,2011,70(7):1344-1353.

[9] WANG X, TIAN G, YANG D, et al. Responses of PM_{2.5} pollution to urbanization in China[J]. Energy Policy, 2018,5:602-610.

[10] XU Q, DONG Y X, YANG R. Urbanization impact on carbon emissions in the Pearl River Delta region: kuznets curve relationships[J]. Journal of Cleaner Production, 2018,180:514-523.

[11] 沈晓梅,胡凯莉,盛前,等. 技术进步视角下产业结构对工业废水排放的门槛效应研究——基于省际面板数据的实证检验[J]. 水利经济,2020,38(1):8-13.

[12] 邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界,2019,35(1):36-60.

[13] DINDA S. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey[J]. Ecological Economics,2004,49(4):431-455.

[14] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995,110(2):353-377.

[15] BROCK W A, TAYLOR M S. Economic growth and the environment: a review of theory and empirics [J]. Handbook of Economic Growth,2005,1:1749-1821.

[16] 王锋,吴丽华,杨超. 中国经济发展中碳排放增长的驱动因素研究[J]. 经济研究,2010,45(2):123-136.

[17] QIN B, WU J. Does urban concentration mitigate CO₂ emissions? evidence from China 1998 - 2008[J]. China Economic Review,2015,35(2):220-231.

[18] ROSENSTEIN-RODAN P N. Problems of industrialisation of eastern and south-eastern Europe [J]. The Economic Journal,1943,53(210/211):202-211.

- [19] 林毅夫. 新结构经济学——重构发展经济学的框架[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(1): 1-32.
- [20] 林毅夫. 如何做新结构经济学的研究[J]. 上海大学学报(社会科学版), 2020, 37(2): 1-18.
- [21] 林毅夫, 付才辉. 新结构经济学导论[M]. 北京: 高等教育出版社, 2019.
- [22] JU J, LIN J Y, WANG Y. Endowment structures, industrial dynamics, and economic growth[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 76: 244-263.
- [23] 林毅夫, 付才辉, 郑洁. 新结构环境经济学初探[M]. 北京: 北京大学出版社, 2021.
- [24] 李少星, 颜培霞. 自然资源禀赋与城市化水平关系的多尺度考察[J]. 中国人口·资源与环境, 2007, 17(6): 44-49.
- [25] 陈迅, 赵锋, 高远东. 中国自然资源利用效率与城市化关系的实证分析[J]. 资源科学, 2013, 35(2): 430-438.
- [26] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析[J]. 经济研究, 2010, 45(10): 20-32.
- [27] 丁为民. 城镇化、资本积累与资本空间运动[J]. 当代经济研究, 2015(9): 5-11.
- [28] 蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 4-17.
- [29] 沈坤荣, 蒋锐. 中国城市化对经济增长影响机制的实证研究[J]. 统计研究, 2007(6): 9-15.
- [30] BERTINELLI L, BLACK D. Urbanization and growth[J]. Journal of Urban Economics, 2004, 56(1): 80-96.
- [31] 张腾飞, 杨俊, 盛鹏飞. 城镇化对中国碳排放的影响及作用渠道[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(2): 47-57.
- [32] BLACK D, HENDERSON J V. A theory of urban growth[J]. Journal of Political Economy, 1999, 107(2): 252-284.
- [33] 聂高辉, 宋璐. 城镇化、基础设施投资与城乡收入差距——基于省级面板数据的实证分析[J]. 华东经济管理, 2020, 34(2): 86-93.
- [34] 林伯强, 刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放: 影响因素和减排策略[J]. 经济研究, 2010, 45(8): 66-78.
- [35] LIN J Y, ZHANG P. Industrial structure, appropriate technology and economic growth in less developed countries[J]. Policy Research Working Paper, 2009, 9: 1-30.
- [36] 苏杭, 郑磊, 牟逸飞. 要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析[J]. 管理世界, 2017(4): 70-79.
- [37] CHENERY H B, SYRQUIN R S. Patterns of Development, 1950-1970[M]. Oxford: Oxford University Press, 1975.
- [38] 陈丹妮. 城镇化对产业结构演进的影响[J]. 财经科学, 2017(11): 65-77.
- [39] MICHAELS G, RAUCH F, REDDING S J. Urbanization and structural transformation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012(2): 535-586.
- [40] 鲁元平, 王品超, 朱晓盼. 城市化、空间溢出与技术创新——基于中国 264 个地级市的经验证据[J]. 财经科学, 2017(11): 78-89.
- [41] 张婕, 吴寿敏, 张云. 长三角城市群绿色发展水平测度与分析[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(4): 53-60.
- [42] 王思如, 杨大文, 孙金华, 等. 我国农业面源污染现状与特征分析[J]. 水资源保护, 2021, 37(4): 140-147.
- [43] 金戈. 中国基础设施资本存量估算[J]. 经济研究, 2012, 47(4): 4-14.
- [44] 汪国华, 杨安邦. 农村环境污染治理的内生路径研究: 基于村庄传统文化整合视角[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(4): 91-96.
- [45] 郑洁, 付才辉, 赵秋运. 发展战略与环境治理[J]. 财经研究, 2019, 45(10): 4-20.
- [46] 梁伟, 杨明, 张延伟. 城镇化率的提升必然加剧雾霾污染吗——兼论城镇化与雾霾污染的空间溢出效应[J]. 地理研究, 2017, 36(10): 1947-1958.
- [47] KELEJIAN H H, PRUCHA I R. Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations[J]. Journal of Econometrics, 2004, 118(1/2): 27-50.

(责任编辑: 张志琴)

