

再生资源产业替代如何影响 经济增长质量？*

——中国省域经济视角的实证检验

高艳红¹ 陈德敏¹ 张 瑞²

(1.重庆大学经济与工商管理学院 重庆 400044)

(2.重庆交通大学管理学院 重庆 400074)

摘要：使用 2005-2012 年我国 21 个省际单位的面板数据，本文首次考察了再生资源产业替代对经济增长质量的影响。我们发现，再生资源产业替代对于经济增长质量呈现出显著的“倒 U 型”曲线关系。从曲线转折点值的变动情况看，人力资本水平和技术创新投入促使转折点后移，而对外开放程度和政府干预程度促使转折点前移；在 2005-2012 年间，我国 80% 以上省份位于“倒 U 型”曲线转折点之前，处于可持续的“支持型”发展状态，而天津、浙江、广东、安徽和湖南 5 省处于“限制型”地区，说明当前我国大部分地区再生资源产业发展有利于经济增长质量的提升。

关键词：再生资源产业替代 经济增长质量 随机边界面板生产模型 系统 GMM 估计

一、引言

随着工业化、城镇化、信息化发展速度的加快，消费结构不断升级，资源消耗量迅速增加，由此也带来了源自于生产、流通和消费阶段的资源和产品废弃量的大幅攀升。2013 年，我国废钢铁、废塑料、废纸、废轮胎、废电器电子产品、报废船舶和报废汽车等 8 大类主要再生资源国内源回收总量约为 1.6 亿吨，回收总值达 4817.1 亿元；废钢铁、废有色金属、废塑料、废纸、报废船舶 5 大类别的再生资源共进口约 4537.1 万吨。再生资源作为对原生资源的一种替代资源，学术界对于再生资源产业的相关研究大多关注其资源节约与环境治理效应，而对其经济效应关注甚少。有关数据显示，2012 年我国“废弃资源和废旧材料回收加工业”工业产值达 2679 亿元，占相应地区工业总产值的 4.35%，同年采矿业工业产值约 34275.3 亿元，占全国工业总产值的 17.17%。到 2012 年，我国再生资

* 本文得到国家社会科学基金项目（12&ZD209），重庆市社会科学规划项目（2013QNJJ18）的资助。

数据来源：中国再生资源行业发展报告（2014）。

由于山西、辽宁、河南、海南、云南、西藏、青海、宁夏、新疆和广西 10 省、市、自治区“废弃资源和废旧材料回收加工业”相关数据未作统计，因此本数据不能完全代表全国再生资源产业的工业产值，2012 年全国再生资源产业工业产值要大于 2679 亿元。

源行业工业增加值增长速度同全国工业增长速度增长之比高达 1.5，仅次于黑色金属矿采选业（占比约 2.1）和有色金属矿采选业（占比约 1.6）；固定资产投资比上年同期增长约 52%，处于工业各行业最高增长水平。

可见，再生资源产业作为一种新兴产业和朝阳产业，除了其巨大环境效应和对原生资源的节约开发外，产业发展本身对经济增长的贡献也不可忽视。那么，再生资源产业对经济发展的贡献如何？或者说再生资源作为一种替代资源，其对原生资源的产业替代（本文将其称为“再生资源产业替代”）如何影响经济增长质量？查找相关文献发现，有关再生资源与经济增长关系的研究，奥利等（Olli et al,1993）早在 1993 年就已经论证了经济增长、再生资源 and 环境污染之间的关联，认为再生资源是处理经济增长和环境污染之间的可再生资本。国内对于再生资源产业发展的理论研究薄弱，已有研究大多从宏观角度从产业政策或市场组织现状调查入手，并针对具体的问题提出相应的建议（陈德敏，2003；李文东，2007；周宏春，2008；冯慧娟等，2009），实证定量研究仅从再生资源产业聚集度（郭庭政等，2010；李健等，2012）或再生资源产业回收行为（陈德敏和高艳红，2013）等方面展开，却很少有文献关注再生资源产业与经济增长之间的关系。

关于再生资源替代原生资源的研究多是集中于两者的价格联动效应，张菲菲和李慧明（2009）认为初始资源对再生资源完全替代与再生资源对初始资源有限替代的不平衡关系导致了初始资源价格变化向再生资源价格的单向波动，引发了再生资源产业的市场风险。杨一博和宗刚（2012）认为再生资源的价格波动除由同质的初始资源的价格波动冲击引发之外，还可能由其他异质的再生资源价格波动引发，而这种价格联动造成的市场风险可以通过疏通价格传导路径得到有效控制。然而，经济发展对资源的依赖已成为不争的事实，在当前资源短缺，人类物质生活需求不断增加的背景下，经济发展越来越重视对再生资源的综合利用和循环利用。那么，再生资源的产业替代对经济增长质量有无影响？有何影响？这是本文研究的初衷。

本文的结构安排如下：第二部分对区域经济增长的质量进行测算，并分析其动态变化特征；第三部分利用 2005-2012 年中国省际面板数据进行实证分析，研究再生资源产业替代对经济增长质量的影响，并对经验结果进行分析与讨论；第四部分是结论与政策建议。

二、区域经济增长质量测算及其动态变化特征

（一）随机边界面板生产模型

根据 Lacus（1988）经典的内生经济增长模型，包含人力资本贡献的生产函数可表示为：

$$Y = AK^{\delta} (uhL)^{1-\delta} h^{\phi} \quad (1)$$

其中， Y 为总产出， K 为物质资本存量， u 为劳动者的工作时间比例， h 是以教育水

数据来源：中国工业发展报告（2013）根据中华人民共和国国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn/tjsj/jdsj/>）提供数据整理绘制。

本文提出的再生资源产业替代区别于传统的接续替代产业的概念和内涵，本文所指的再生资源产业替代是从原生资源与再生资源对经济发展贡献中此消彼长的关系出发，在资源总量有限的前提下经济发展过程中再生资源对原生资源的资源效益替代。

平衡量的劳动力平均水平, L 为劳动力数量, uhL 被定义为人力资本存量, h 反映人力资本的溢出效应; A 是常数项, 表示初始技术水平。

本文拟采用式 (1) 基本框架分析经济增长, 认为影响经济增长的生产要素禀赋包括物质资本存量 K 、劳动力 L 和人力资本 H , 其余因素均作为常数处理。基于巴特斯等 (Battese et al, 1995) 提出的面板数据模型 (Panel Data), 区域 i 在第 t 期的经济增长水平可表示为:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, H_{it}) \exp(v_{it} - u_{it}), u_{it} \geq 0 \quad (2)$$

v_{it} 为随机性因素, 且 $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$, $cov(v_{it}, u_{it}) = 0$ 。 u_{it} 为实际产出到生产边界的距离即技术无效率部分, 设 u_{it} 服从半正态分布 $N^+(u, \sigma_u^2)$ 。

参照何强 (2014) 对中国经济增长质量研究中构造的经济增长质量指数, 我们定义:

$$EQI_{it} = \exp(-u_{it}) = \frac{\exp[f(K_{it}, L_{it}, H_{it}) - u_{it}]}{\exp[f(K_{it}, L_{it}, H_{it})]} \in (0, 1)$$

为区域 i 的经济增长质量指数, 表示区域实际经济增长规模 (技术无效时) 与最优增长规模 (技术完全有效时) 的偏离程度; 当 $u_{it}=0$ 时, $EQI_{it}=1$ 表示区域落在有效率的生产边界上, 区域 i 的经济增长达到最大效率; 当 $u_{it}>0$ 时, $EQI_{it}<1$ 表示区域落在有效率的生产边界之外, 区域 i 的经济增长存在非效率。式 (2) 为随机边界经济增长函数的基本形式 (Wang, 2003), 假定生产函数为 C-D 生产函数, 那么构建本文测度经济增长质量的随机边界生产函数模型为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln H_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

本文采用最大似然法估计, 对参数 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 和随机误差项无效比重 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ (取代 σ_v^2 和 σ_u^2) 进行估计, γ 越接近于 1, 表明实际产出对前沿产出的偏离主要是由于技术无效引起的, 应采用 SFA 模型。

(二) 数据来源与指标说明

本文选取 2005-2012 年中国 21 个省、市、自治区的面板数据为样本。指标选取如下:

投入指标: (1) 劳动力 (L)。借鉴李小平和朱钟棣 (2004) 的研究方法, 使用从业人员总数代替劳动力投入。当年就业人数按照 (当年年末就业人数 + 上一年年末就业) / 2 计算得到。(2) 资本存量 (K)。参照单豪杰 (2008) 对资本存量的估算方法, 采用固定资本形成总额作为当年投资指标; 固定资产投资价格指数根据《中国国内生产总值核算资料 (1992-1995)》、《中国国内生产总值核算历史资料 (1952-2004)》提供的 1952-2004 年全国和分省的固定资本形成价格指数, 计算出平减价格指数, 对于缺省指数的年份, 借用各省的固定资产投资价格指数进行替代, 利用这一指数平减各年投资; 在估算最近两年的资本存量时, 折旧率选择统一取 10.96%; 而基年资本存量的确定本文采用单豪杰估算的 1952 年的资本存量, 根据其公布的方法, 将资本存量扩展到 2012 年, 最终得到 2005-2012 年各省份的资本存量。为了消除价格因素影响, 本文运用 GDP 平减指数将资本存量换算为以 2005 年为基期计算的相应数值。(3) 人力资本 (H)。本文采用教育积累作为人力资本积累的替代变量, 教育程度用平均受教育年限来反应。劳动力平均受教育年限用劳动力受教

为和后面章节数据统计范围保持一致, 本部分选取除山西、辽宁、河南、海南、云南、西藏、青海、宁夏、新疆和广西以外的 21 个省市自治区的数据作为基本统计样本。

育程度结构指标加权计算(6岁及6岁以上人口),赋值:文盲0年,小学6年,初中9年,高中12年,大专以上16年。

产出指标:实际GDP产出。本文选取各省、市、自治区的实际GDP作为产出指标。为了剔除价格因素影响,将原始数据按可比价统一折算成实际GDP(2005年=100)。

(三) 区域经济增长质量测算

根据前述方法,本文以2005-2012年我国21个省级单位为样本,利用SFA专用程序Frontier4.1计量分析软件对样本数据进行处理。参数估计结果见表1。

表1 随机前沿生产函数估计结果

待估计的参数及统计量	系数	标准差	T 统计量
β_0	2.81561	0.67591	4.16566
β_1	0.34060	0.04262	7.99234
β_2	-0.04162	0.07265	-0.57280
β_3	0.64844	0.09373	6.91807
	0.99739	0.00118	845.57622
对数似然函数	172.58761		
单边误差 LR 检验量	397.99544		
样本数	160	期数	8
横断面数	20		

图1 EQI 指数变动情况

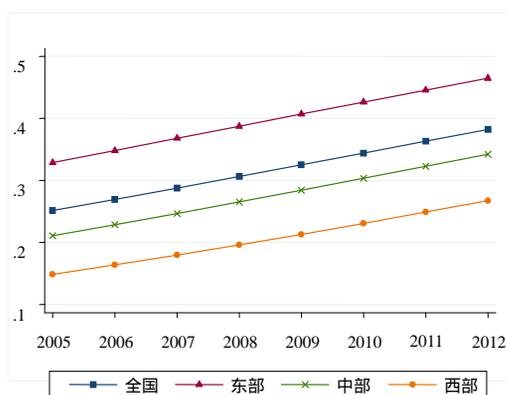
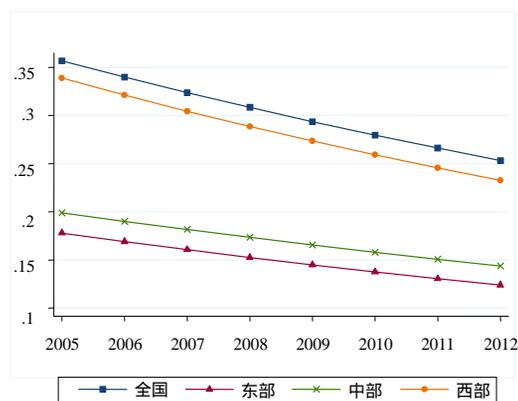


图2 EQI 指数变异系数



实证结果表明:(1) $\gamma=0.99739$ 表明2005-2012年我国经济增长无效率主要来源于人为无效率(占比约99.739%)。 γ 显著且LR统计检验在1%的水平下显著,说明式(3)中的误差项有着十分明显的复合结构。因此,对于样本数据使用SFA技术是完全必要的。从三大

变异系数=标准差/平均增长质量,用以衡量各地区之间经济增长质量的差异程度。

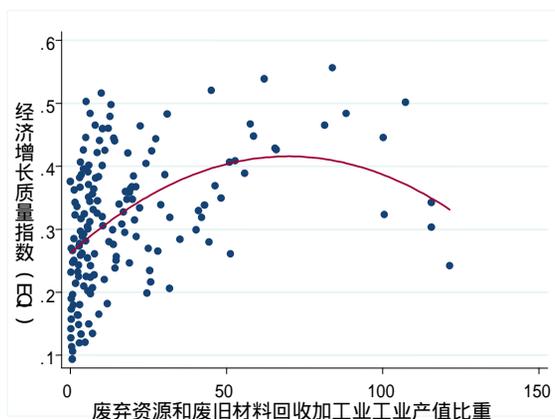
区域的平均经济增长质量值来看，西部地区最低，东部最高，且东部地区高于全国平均水平，图 1 反映了这一变化趋势。图 2 为经济增长质量变异系数，目的是考察我国区域经济增长质量的收敛性，从变化趋势可以看出，我国经济增长质量各省份的差异表现为逐渐缩小的趋势；从区域间对比看，东部地区变异系数最低，说明东部地区较其他区域内部差异最小，其次为中部，西部最大，这与近年来我国经济发展实际基本一致。

三、再生资源产业替代对经济增长质量影响的实证研究

(一) 经验观察与研究假设

为对再生资源产业替代与经济增长质量的关系进行一些初步判断，我们可以利用经验数据进行统计观察。为此，我们选取 2005-2012 年我国各省市自治区废弃资源和废旧材料回收加工行业工业产值占工业总产值的比重为横轴，各省市自治区经济增长质量指数 EQI 为纵轴，绘制出二者的散点拟合图（见图 3）。据此，我们可以推测，二者的关系在一定程度上呈现出倒 U 型的曲线关系。

图 3 再生资源产业替代与经济增长质量散点拟合图



基于上述分析和统计观察，我们提出如下供经验检验的假说：

假说：再生资源产业替代与经济增长质量之间存在着倒 U 型曲线关系。在曲线的拐点前后，再生资源产业替代与经济增长质量分别呈现出正相关和负相关。

本文余下部分主要针对上述假说，就再生资源产业替代对经济增长质量的非线性影响及其影响因素开展实证考察。

(二) 模型、数据与方法

1、模型设定与变量说明

本文主要采用动态面板数据模型开展实证研究。根据前文提出的假说，我们引入再生资源产业替代的二次方项，构建如下的动态面板数据回归模型：

$$EQI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RT_{it} + \alpha_2 RT_{it}^2 + \alpha_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， RT 为再生资源产业替代指标， RT^2 是其平方项； X 为控制变量向量集； i 和 t 分别表示各区域单位和年份； $\alpha_1 \sim \alpha_3$ 为待估参数； ε 为随机扰动项。

在模型（4）中，若再生资源产业替代 RT 及其平方项的系数 α_1 和 α_2 均显著不为零，则

根据 α_1 和 α_2 符号可以对经济增长质量与再生资源产业替代之间的关系进行如下判断:(1)若 $\alpha_1>0$, $\alpha_2<0$,则 EQI 与 RT 之间呈现前文假说提出的倒U型曲线关系,即当再生资源产业替代度小于曲线转折点值时,再生资源产业发展处于对经济增长质量的促进阶段,但当区域经济过分依赖再生资源产业部门,以致再生资源产业替代度超过转折点时,经济发展就会遭受再生资源的诅咒效应;原因是该阶段经济增长主要依赖原生资源,大量再生资源未得到合理利用,而与原生资源开发利用相比,再生资源循环利用将节省更多的使用成本,此时,若加强对再生资源的使用,将会在节约原生资源的同时,大幅提升经济增长质量;但随着原生资源的逐渐衰竭,区域经济会过分依赖再生资源产业部门而逐步从原生资源产业脱离,以致再生资源产业替代度超过转折点时,同资源的诅咒效应一样,经济发展就会同样受到再生资源的“诅咒”效应;(2)若 $\alpha_1<0$, $\alpha_2>0$,则 EQI 与 RT 之间呈现U型曲线关系。

查找相关文献发现,专门针对再生资源产业替代指标的度量方法较少涉及。我们认为:对再生资源产业替代指标的度量可从原生资源与再生资源对经济发展贡献中此消彼长的关系出发,采用再生资源产业资源效益替代变量来衡量再生资源对原生资源的产业替代。将再生资源产业替代视为一国或地区经济发展对再生资源的需求程度或依赖程度,主要体现在再生资源产业对该国或地区经济产业结构、就业结构、增长速度以及技术水平等方面的重要影响。再生资源产业替代指标的选取应反映出再生资源产业在地区经济发展中所具有的地位高低和贡献大小,本文采用相对值指标的构建方法,再生资源产业替代指标其指标分子应反映再生资源产业发展的规模水平,指标分母则应为对应区域工业经济发展的总体水平。基于此,为对再生资源产业进行总体考虑以及限于数据可得性,本文选取的再生资源产业替代指标为再生资源产业工业产值占地区工业总产值比重。由于各省份间再生资源产业替代的实际情况差异较大,为保持数据的真实性和平缓性,本文对再生资源产业工业产值占地区工业总产值比重取万分比的方式进行处理。

此外,本文选取如下6个因素作为控制变量引入模型:(1)滞后一期的 EQI 指数(EQI_{t-1}):为消弱经济发展惯性对分析结果产生干扰,我们将滞后一期的 EQI 指数作为一个基本控制变量引入模型,以期控制各截面单位的初始经济状态差异。(2)人均人力资本水平(RH):同前文一致,人均人力资本水平的度量我们采用人均受教育年限作为替代变量。(3)技术创新水平(TI):参照李天籽(2007)的做法选取申请专利授权数量作为度量技术创新水平的代理变量。(4)对外开放程度(OP):萨克斯等(Sachs et al, 1995)1995年在其研究中就已经考虑了一国参与国际分工对经济增长的影响,此后大量研究中将对外开放程度作为主要的解释变量引入到对经济增长模型。本文利用各省市当年实际利用外商投资占 GDP 比重来度量对外开放程度指标。(5)政府干预程度(GI):政策制度与经济增长的关系一直受学术界关注。关于政策制度对经济增长的影响,本文参照大多数研究采用政府干预程度作为控制变量(丁菊红和邓可斌,2007;李健等,2012;邵帅等,2013)的方法,采用公共财政支出扣除教育和科学事业支出后的财政支出占 GDP 比重来度量。(6)地区虚拟变量($M1, M2$):为考察区域间是否有显著差距,引入东部和中西部地区虚拟变量 $M1$ 和 $M2$ (当省份属于东部地区时 $M1=1, M2=0$;当省份属于中西部地区时 $M1=0, M2=1$)。

基于此，本文构建的经济增长质量回归模型如下：

$$EQI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EQI_{i,t-1} + \gamma_2 RT_{it} + \gamma_3 RT_{it}^2 + \gamma_4 RH_{it} + \gamma_5 TI_{it} + \gamma_6 OP_{it} + \gamma_7 GI_{it} + \gamma_8 M1_{it} + \gamma_9 M2_{it} + \eta_{it} \quad (5)$$

其中， $\gamma_0 \sim \gamma_9$ 为待估参数， η 为随机扰动项。

2、数据来源与估计方法

再生资源产业相关数据获取：大多数研究认为再生资源产业属于制造业分类之下，在我国《国民经济分类标准》(GB/T4754-2002)中与“废弃资源和废旧材料回收加工业(C43)”相对应(最近两年调整为：废弃资源综合利用业)。因此，本文采用该行业的数据作为再生资源产业的基础数据进行研究，数据均来源于2006-2013年中国21个省市统计年鉴，年鉴未统计该产业或者年鉴中统计的年份不连续的省份没有纳入研究范围，对于个别缺失数据取对应变量前后两年的均值进行了补充。这样，本文采用的面板数据集由2005-2012年8年间20个截面单位所组成(重庆划入四川省统计)，每个变量有160个样本观察值。另外，本文使用的其他数据主要来源于历年中国统计年鉴，各省市统计年鉴及中国科技统计年鉴。

本文将滞后被解释变量作为解释变量引入模型，从理论上讲存在因被解释变量滞后项与随机扰动项相关而产生的内生性问题，为此，本文采用SYS-GMM方法对模型进行估计，并对工具变量的过度识别进行检验。国内外学者使用工具变量进行过度识别检验时，一般使用Sargan检验(李强，2013)或是Hansen检验(邵帅，2013)，本文将使用Hansen检验这一工具对过度识别问题进行检验。同时，使用Arellano-Bond检验判断工具变量的选择是否合理。此外，在权重矩阵的选择上，我们选取两步(two-step)SYS-GMM估计相对于一步估计而言是渐进有效的。本文数据处理在STATA.12软件中xtabond2命令下完成。

(三) 假说检验与讨论

1、分析结果及讨论

表2中模型6计量检验显示了GMM估计自回归(AR)和过度识别的约束检验结果，结果显示，AR(2)和Hansen检验值的伴随概率值基本均大于0.1，表明所有工具变量均有效，扰动项也不存在二阶自相关，说明模型采用SYS-GMM方法进行参数估计是有效的。同时也可以看出， RT 和 RT^2 的系数分别在1%以上水平上高度显著为正和显著为负，这表明再生资源产业替代与经济增长质量之间存在着显著的倒U型曲线关系，这也与图3的统计观察结果相符。在验证了SYS-GMM参数估计方法的有效性以及初步判断倒U型曲线关系存在之后，下面我们同样利用SYS-GMM方法通过分步依次添加控制变量的方法对经济增长质量模型进行实证分析，再次验证假说中再生资源产业替代与经济增长质量之间倒U型曲线关系的存在性和真实性，同时考察各个控制变量对曲线特征的影响。

由表2报告的6组相关检验结果可以看出，各模型的残差均在1%的水平上不存在二阶自相关，且Hansen统计量均不显著，从而表明各模型所采用的工具变量均是合理有效的。此外，除虚拟变量 $M1$ 和 $M2$ 外，所有模型的变量系数均在5%水平上通过了显著性检验，并且在逐步添加控制变量的过程中，各系数符号均保持不变，表明估计结果非常稳健，所选取的变量对 EQI 均具有重要影响。

表 2 经济增长质量回归模型分布估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>LEQI</i>	1.007*** (0.00132)	1.003*** (0.00175)	1.007*** (0.00189)	1.013*** (0.00197)	1.012*** (0.00186)	1.013*** (0.00218)
<i>RT</i>	0.000142*** (0.0000101)	0.000201*** (0.0000188)	0.000216*** (0.0000184)	0.000146*** (0.0000222)	0.000101*** (0.0000243)	0.0000676*** (0.0000149)
<i>RT</i> ²	-0.00000141*** (7.74e-08)	-0.00000189*** (0.000000161)	-0.00000184*** (0.000000133)	-0.00000132*** (0.000000211)	-0.000000959*** (0.000000209)	-0.000000782*** (0.000000165)
<i>RH</i>		0.000246*** (0.0000201)	0.000178*** (0.0000289)	0.000142*** (0.0000235)	0.0000785* (0.0000315)	0.00000733 (0.0000139)
<i>TI</i>			2.17e-08*** (5.21e-09)	1.49e-08*** (4.32e-09)	1.24e-08** (4.39e-09)	7.80e-09*** (1.84e-09)
<i>OP</i>				-0.000564*** (0.000113)	-0.000447** (0.000141)	-0.000331** (0.000114)
<i>GI</i>					-0.0000595** (0.0000202)	-0.0000831*** (0.0000210)
<i>M1</i>						-0.000154 (0.000615)
<i>M2</i>						0.000560 (0.000332)
常数项	0.0153*** (0.000219)	0.0137*** (0.000396)	0.0135*** (0.000309)	0.0141*** (0.000515)	0.0159*** (0.000769)	0.0163*** (0.000522)
转折点 (%)	0.504	0.532	0.587	0.553	0.527	0.432
AR(1)	0.009	0.006	0.009	0.013	0.016	0.014
AR(2)	0.448	0.240	0.338	0.158	0.098	0.133
Hansen 检验值 (P)	18.51 (0.729)	16.44 (0.836)	14.23 (0.920)	14.44 (0.914)	13.05 (0.951)	17.35 (0.792)
样本容量	140	140	140	140	140	140

注：系数下方括号内数值为其标准误；* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

模型 1 仅包含经济增长质量一阶滞后项一个控制变量，*RT* 和 *RT*² 系数分别显著为正和显著为负，转折点在 *RT* 约为 0.504% 时出现。模型 2 和模型 3 依次引入人均人力资本水平和技术创新水平两个控制变量，其结果表明 *RT* 和 *RT*² 的系数符号和显著水平均保持不变。从转折点值的变化情况来看，模型 1~3 的转折点值呈上升趋势（转折点后移），说明技术创新和人力资本投入在一定程度上促进了经济增长质量的持续上升。

模型 4 引入对外开放程度因素。结果显示 *RT* 和 *RT*² 系数符号及显著性程度保持不变。但从对外开放程度 *OP* 的系数符号来看，该因素对我国省区经济增长质量的影响并不乐观，

没有表现出所谓的技术扩散或正向技术外溢效应。这与邵帅（2013）和张海洋（2005）的研究结论一致。长期以来，我国以劳动力和原材料优势吸引外资流入，处于价值链的最低端，且技术吸收消化能力有限，因此，很难获取外商投资的技术外溢效应。从转折点出现时机来看，对外开放程度因素的引入降低了倒 U 型曲线的转折点值（从 0.587% 降低为 0.553%）。

模型 5 中我们将政府干预程度作为控制变量引入模型，发现各变量的系数在 1% 或 5% 的水平上显著， RT 和 RT^2 系数符号仍然未发生改变。政府干预程度的系数显著为负，说明政府干预过度且缺乏效率，限制了经济增长质量的提高，同时也使得曲线的转折点向左移动（从 0.553% 降低为 0.527%）。模型 6 中我们考虑将东部地区和中西部地区虚拟变量 $M1$ 和 $M2$ 引入模型，结果发现， RT 和 RT^2 系数符号仍然未发生改变，符合倒 U 型曲线的特征，但地区虚拟变量对经济增长质量的影响并不显著，表明地区差异对再生资源产业替代与经济增长质量之间关系的影响并不明显，因此，建模中不应考虑地区差异的影响。

另外，由表 2 可知，采用 SYS-GMM 方法得到的 EQI 滞后一期变量的系数均显著为正。宏观经济变量往往具有一定的惯性，人力资本水平、技术创新水平、利用外资情况、政府干预程度等变量不仅在自身调整上存在滞后性，其对经济发展的影响也表现出滞后效应，这使得经济增长质量的变化表现出一定程度的路径依赖特征，从而说明经济增长质量的变化是一个连续积累的渐进调整的过程。

2、按转折点分类讨论

再生资源产业替代与经济增长质量的倒 U 型曲线关系表明，再生资源的循环利用对地区经济增长质量的“促进”和“阻碍”作用，取决于由再生资源产业工业产值占地区工业总产值的比重反映的再生资源产业替代的大小。根据前文的分析，我们取表 4 中模型 5 分析结果中的转折点值 0.527% 为界点将样本省市区分为两类：（1）再生资源产业工业产值比重小于 0.527% 的“支持型”地区，再生资源产业替代对经济增长质量表现出积极作用，此类城市处于理想的可持续发展状态；（2）再生资源产业工业产值比重大于 0.527% 的“限制型”地区，再生资源产业替代对经济增长质量表现出抑制作用，此类城市处于不可持续发展状态。表 3 报告了各年份上述两类城市的具体情况。可以看出，仅考虑再生资源产业的经济增长效应而言，在 2005-2012 年间，我国 80% 以上的省份处于可持续的“支持型”发展状态，天津、浙江、广东、安徽和湖南 5 省处于“限制型”地区，说明当前我国大部分地区再生资源产业发展有利于经济增长质量的提升。

表 3 按转折点分组的地区类型

年份	“支持型”地区	“限制型”地区
2005	北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、湖南、四川（重庆）、贵州、陕西、甘肃（20）	无
2006	北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、四川（重庆）、贵州、陕西、甘肃（19）	湖南（1）
2007	同上	同上
2008	北京、天津、河北、上海、江苏、福建、山东、广东、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、湖南、四川（重庆）、贵州、陕西、甘肃（19）	浙江（1）
2009	北京、河北、上海、江苏、福建、山东、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、湖南、四川（重庆）、贵州、陕西、甘肃（17）	天津、浙江、广东（3）

续表 3

年份	“支持型”地区	“限制型”地区
2010	北京、天津、河北、上海、江苏、福建、山东、内蒙古、吉林、黑龙江、江西、湖北、湖南、四川(重庆)、贵州、陕西、甘肃(17)	浙江、广东、安徽(3)
2011	北京、河北、上海、江苏、福建、山东、内蒙古、吉林、黑龙江、江西、湖北、湖南、四川(重庆)、贵州、陕西、甘肃(16)	天津、浙江、广东、安徽(4)
2012	同上	同上

注：括号内为各类型省份的数量。

四、结论与政策建议

本文将再生资源产业的经济增长效应作为主要关注对象研究其对原生资源的替代如何影响我国经济增长质量。在对既有文献进行回顾分析和对经验事实进行统计观察的基础上，提出了再生资源产业替代与经济增长质量之间呈现倒 U 型曲线关系的假说，并利用 2005-2012 年我国 21 个省市区的面板数据样本，通过系统 GMM 方法实证考察了再生资源产业替代对经济增长质量的倒 U 型曲线影响关系，主要结论如下：

(1) 再生资源产业替代对于经济增长质量呈现出显著的倒 U 型曲线关系。当再生资源产业替代小于倒 U 型曲线转折点时，其对经济增长质量的提升具有显著的促进作用；当地区过渡依赖于再生资源产业而超过一定的转折点时，发展再生资源产业就会阻碍经济增长质量的提高。

(2) 再生资源产业替代与经济增长质量之间所呈现出的倒 U 型曲线关系的转折点值对于不同的影响因素或控制变量的引入有一定的敏感性。也就是说，从曲线转折点值的变动情况来看，人力资本水平和技术创新投入促使转折点后移（变大），而对外开放程度和政府干预程度促使转折点前移（变小）。

(3) 取转折点值 0.527% 为界点，可将样本省份分为“支持型”地区和“限制型”地区两类。样本期内，我国 80% 以上的省份位于倒 U 型曲线转折点之前，处于可持续的“支持型”发展状态，而天津、浙江、广东、安徽和湖南 5 省处于“限制型”地区，表明当前我国大部分地区再生资源产业发展有利于经济增长质量的提升。

基于实证结论，本文得出启示如下：

第一，要想成功规避再生资源产业对经济增长质量的限制和阻碍作用，发挥再生资源产业的经济增长效应，就要不断加强人力资本积累和提高技术创新投入。首先，应当尽快提高国家财政性教育经费的支出占 GDP 的比重，提高国民的受教育程度，为中国经济的长期稳定增长提供足够的人力资本。其次，为推动技术创新促进经济增长，必须采取措施加快各区域技术创新环境建设力度，提高企业技术创新能力。另外，我们看到，实际利用外商投资和政府干预两项指标对经济增长质量的提升表现出显著的抑制性。因此，要合理引进外商投资，同时不断提高我国本土企业的技术吸收和消化能力，使技术外溢效益得到有效扩散，最终实现外商投资对经济增长质量提升的正向效应。此外，要适度减少政府对经济领域的干预程度，以降低再生资源产业替代对经济增长质量产生负面影响的风险。

第二，实证结果表明，再生资源产业替代对经济增长质量的提升有促进或限制作用（这种促进或限制作用分别处于倒 U 型曲线转折点左右两侧）。值得我们关注的是：当前我国大部分地区的再生资源替代比率并未超过 0.527% 的临界点，表明仅就经济增长效应而言，再生资源产业发展进程是比较合理的。那么，在实际操作中是否应该将中国未来的再生资

源产业替代比重保持现状或控制到转折点出现之前呢？本文将再生资源产业的经济增长效应作为主要关注对象研究其对原生资源的替代如何影响经济增长质量，实证结果表明，再生资源产业发展对经济增长质量的提升有一定影响，但发展再生资源产业，除了其经济增长效应之外还要考虑其社会效应或环境效应，在当前全球资源紧缺和气候环境变化严重的背景下，发展再生资源产业使得资源得到综合利用和循环利用的同时，对促进节能减排，缓解环境污染，破解“先污染再整治”的怪圈有重要意义，这也是本文有待进一步深入探讨之所在。

参考文献：

1. 陈德敏：《中国可再生资源综合利用的战略思路与对策》[J]，《中国软科学》2003年第8期。
2. 陈德敏、高艳红：《劳动力成本上升背景下废旧物资回收企业与政府行为分析——一个激励契约的设计》[J]，《中国人口资源与环境》2013年第12期。
3. 丁菊红、邓可斌：《政府干预、自然资源与经济增长：基于中国地区层面的研究》[J]，《中国工业经济》2007年第7期。
4. 冯慧娟、张继承：《再生资源产业化进程与政府调控对策》[J]，《资源与产业》2009年第6期。
5. 郭庭政、段宁、武春友：《我国资源再生产产业集群辨识研究》[J]，《中国人口资源与环境》2010年第2期。
6. 何强：《要素禀赋、内在约束与中国经济增长质量》[J]，《统计研究》2014年第1期。
7. 李文东：《再生资源产业发展中市场机制的缺陷和对策》[J]，《再生资源研究》2007年第3期。
8. 李健、唐燕、张吉辉：《中国再生资源产业集群变动趋势及影响因素研究》[J]，《中国人口资源与环境》2012年第5期。
9. 李小平、朱钟棣：《国际贸易的技术溢出门槛效应——基于中国各地区面板数据的分析》[J]，《统计研究》2004年第10期。
10. 李天籽：《自然资源丰裕度对中国地区经济增长的影响及其传导机制研究》[J]，《经济科学》2007年第6期。
11. 李强、徐康宁：《资源生产、资源消费与经济增长：理论与实证——来自跨国面板数据的证据》[J]，《世界经济研究》2013年第12期。
12. 单豪杰：《中国资本存量K的再估算：1952-2006》[J]，《数量经济技术经济研究》2008年第10期。
13. 邵帅、范美婷、杨莉莉：《资源产业依赖如何影响经济发展效率？——有条件资源诅咒假说的检验及解释》[J]，《管理世界》2013年第2期。
14. 杨一博、宗刚：《资源稀缺、异质替代与价格联动——对再生资源价格波动的新解释》[J]，《价格月刊》2012年第12期。
15. 周宏春：《我国再生资源产业发展现状与存在问题》[J]，《再生资源与循环经济》2008年第5期。
16. 张菲菲、李慧明：《资源替代、价格联动与产业风险——再生资源产业价格波动的实证研究》[J]，《财经研究》2009年第8期。
17. 周春应、章仁俊：《基于SFA模型的我国区域经济技术效率的实证研究》[J]，《科技进步与对策》2008年第4期。
18. 张海洋：《R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长》[J]，《经济研究》2005年第5期。
19. Battese, G.E. and T.J Coell,1995, "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production for Panel Data"[J], *Empirical Economics*, Vol20, pp.325-322.
20. Sachs, J.D. and A.M. Warner, 1995, "Natural Resource Abundance and Economic Growth", NBER Working Paper, No.5398, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
21. Tahvonen Olli and Kuuluvainen Jari,1993, "Economic Growth, Pollution, and Renewable Resources" [J], *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol24, pp.101-118.
22. Wang Hung-Jen, 2003, "A Stochastic Frontier Analysis of Financing Constraints on Investment: The Case of Financial Liberalization in Taiwan"[J], *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol21, pp.406-419.

(M)