

【经济学·管理学】

碳排放与经济增长关系的实证研究

——基于福建省的经验数据

赵昕东¹, 沈承放²

(1. 华侨大学 统计学院, 福建 厦门 361021;

2. 华侨大学 经济与金融学院, 福建 泉州 362021)

[摘要] 福建省低成本工业化的增长模式依托了资本驱动和劳动力资源禀赋,推动经济高速增长的同时,也付出了环境污染的代价,为此,探究环境污染对经济增长的影响具有重要的现实意义。文章将碳排放作为一种投入要素,建立绿色C-D生产函数模型,分析碳排放对经济增长的影响作用,研究经济增长源泉;检验EKC存在性,计算碳生产率和脱钩指数,以进一步探讨碳排放对经济增长在长短期内的影响作用。研究发现:现阶段二氧化碳排放量的增加将促进经济增长;经济增长主要受资本和劳动的驱动,资本投入对经济增长的贡献一直较大,劳动的贡献逐渐提高,技术进步的贡献不稳定,碳排放的贡献相对较小,但碳生产率较高。短期内二氧化碳排放能够实现较大程度的经济增长,长期内福建省碳排放与经济增长呈线性关系。最后给出相关政策建议,以实现福建省经济可持续增长。

[关键词] 经济增长; 二氧化碳排放; EKC 曲线

[中图分类号] F061.3, F205

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2021)04-0054-15

一、引言

改革开放以来,中国经济高速发展,提高了人们生活水平,但也破坏了生态环境,制约了经济的可持续发展。我国GDP从1952年的679.1亿元增长到2019年的986515.2亿元,年平均增长率高达11.81%,中国经济的高速发展是举目可见的。根据世界银行标准,中国已进入中等偏高收入国家行列,目前正处于重要的转型期,即将迈入高收入水平行列。但中国亦是二氧化碳排放量最大的国家,据世界银行数据,中国二氧化碳排放量从1960年的780726.302千吨增长到2016年的9893037.952千吨,年平均增长率为5.09%,2001年前二氧化碳排放量的增长率较低,2001—2014年是二氧化碳排放量急剧上升阶段,2014年后开始呈现下降趋势。而2016年美国二氧化碳排放量为5006302.077千吨,近似为中国的一半,与中国临近的韩国和日本分别为620302.386千吨、1135886.253千吨,仅为中国的6.27%、11.48%。在第七十五届联合国大会上,中国再次强调环境问题的重要性,表明中国将加大自主贡献力度,力争于2030年前达到峰值,于2060年前实现碳中和。可见,环境和经济的并行发展才是可持续的未来发展。

[收稿日期] 2020-12-20

[基金项目] 福建省软科学项目“福建省经济结构调整与经济增长结构转换路径研究”(2019R0064)。

[作者简介] 赵昕东(1968—),男,吉林长春人,统计学博士、经济学博士,华侨大学统计学院院长、博士生导师,主要研究方向为经济计量及经济政策分析;沈承放(1996—),男,辽宁营口人,华侨大学经济与金融学院在读博士研究生,主要研究方向为经济数据分析与政策评价。

借着改革开放的东风,福建省亦实现了高速发展,地区生产总值从 1952 年的 12.73 亿元增长到 2019 年的 42395 亿元,年均增长率为 19.44%,属于高发展水平省份,但福建省低成本工业化的增长模式依托了资本驱动和劳动力资源禀赋,在推动经济高速增长的同时,也造成了环境污染。本研究旨在分析福建省经济增长模式、经济增长源泉,研究福建省二氧化碳排放量与经济增长的关系,以期为福建省制定不同阶段相关产业政策以及合理的减排政策提供参考,并引导地方在减少环境污染的情况下,以更合理的方式实现经济增长。

二、文献综述

关于碳排放对经济增长影响的研究,国内外学者主要通过建立二氧化碳排放与 GDP 的计量模型,分析二者之间的协整关系和因果关系。^[1-6]亦有部分学者将碳排放等相关因素引入到生产函数后得到更好的拟合结果^[7-11],其中关于生产函数模型的选择,以 C-D 生产函数模型^[8-9]为主,前沿生产函数模型亦越来越受学者们欢迎^[8]。关于生产函数的应用形式,以对数形式为主,亦有部分学者使用含有交互项和二次项的超越对数形式^[10-11]。研究结论不一,大多数学者认为碳排放的增长会降低绿色全要素生产率。

碳排放与经济增长的长短期关系的研究中,长期关系以环境库兹涅茨曲线存在性为代表,检验碳排放与经济增长是否存在倒“U”型关系,因变量与自变量主要选择人均二氧化碳排放量与人均 GDP 等,控制变量选择产业结构、能源强度等。^[12]主要方法是将碳排放作为被解释变量,将经济增长及其二次甚至三次项作为解释变量,进行回归拟合,根据各解释变量系数的符号判断环境库兹涅茨曲线存在性,以得出碳排放与经济增长的长期关系,包括线性^[13]、倒“U”型^[12,14,15]、“N”型^[16]等。碳排放与经济增长的短期关系的研究,以碳生产率^[17]和脱钩分析为代表,脱钩分析中主要以脱钩指数^[17-18]、OECD 脱钩指标^[19]和 Tapio 脱钩指标^[12,20]为主,研究结果因研究方法、研究区域而存在差异。

已有的文献多为国际、全国或区域范围的面板数据或时间序列数据分析,仅面对福建省的研究较少,而不同区域之间发展水平差异较大,因此,本文致力于研究福建省碳排放对经济增长的影响以及二者之间的关系,以补充研究的缺乏,助力福建省低碳经济发展。参考目前学术界主流的研究方法,首先将碳排放作为一种投入要素,建立 C-D 生产函数,分析碳排放对经济增长的影响作用以及福建省经济增长源泉;其次,检验福建省 EKC 曲线的存在性,计算碳生产率和脱钩指数,探究福建省碳排放与经济增长的长短期关系。

三、碳排放—产出弹性的路径转换分析

本文在考虑资本、劳动的同时,将环境因素作为一种生产要素,建立福建省低碳经济柯布—道格拉斯生产函数:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}C^{\theta}。$$

其中,Y 为产出,A 为生产效率系数,K、L 和 C 分别为资本投入量、劳动投入量和二氧化碳排放量, α 、 β 和 θ 分别为相应的产出弹性。

(一)变量数据说明与分析

1. 总产出(Y)

总产出以消除价格影响的福建省生产总值 GDP 表示。为了消除价格因素的影响,真实反映经济发展动态,本文从《福建统计年鉴 2020》中获取了 1978 年至 2019 年(上年=100)福建省 GDP 指数,将其与 1978 年价格水平 GDP 相乘得到 1978 年价格水平的 GDP 数据,以表示福建省各年份总产出。

2. 劳动投入

劳动投入以福建省年底就业人员数表示,数据选取的时间范围为1993—2017年,数据来源于《福建统计年鉴2020》。

3. 二氧化碳排放量估算

由于统计年鉴中未提供二氧化碳排放量的统计数据,本文参考联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)发布的国家温室气体清单指南第2卷第6章中提出的二氧化碳排放量计算方法,根据福建省能源消费量估算二氧化碳排放量,即将二氧化碳排放量视为各种能源消费量与其碳排放系数乘积的总和:

$$CO_{2i} = \sum_{i=1}^n E_i \alpha_i。$$

其中, CO_{2i} 表示第*i*种能源的二氧化碳排放量, E_i 表示第*i*种能源消费量, α_i 表示第*i*种能源二氧化碳排放系数。下面进行核心指标的选择与计算。

(1) 能源选择

本文仅考虑三种一次能源,即原煤、原油和天然气。本文于《福建省统计年鉴2020》中获取了1978年至2019年福建省能源消费总量及三种一次能源构成比例数据,因总能源消费量的单位为标准煤(标准煤是我国能源度量的统一热量单位),无需标准单位化。根据三种能源占总量的比例,即可计算出三种能源以标准煤为单位的能源消费量。

(2) 二氧化碳排放系数估算

本文采用如下公式估算二氧化碳排放系数:

$$\alpha_i = NCV_i \cdot CEF_i \cdot COF_i \cdot (44/12)。$$

其中, NCV_i 表示第*i*种能源的平均低位发热量, CEF_i 表示第*i*种能源的碳排放系数, COF_i 表示第*i*种能源的碳氧化因子,(44/12)表示二氧化碳与碳分子量的比率。因此,二氧化碳排放量的计算公式为

$$CO_{2i} = \sum_{i=1}^3 E_i \alpha_i = \sum_{i=1}^3 E_i \cdot NCV_i \cdot CEF_i \cdot COF_i \cdot (44/12)。$$

平均低位发热量 NCV_i 数据来源于《中国能源统计年鉴》。煤炭的排放系数是不可获取的,借鉴陈诗一的计算方法^[7],由于我国烟煤与无烟煤的比率一直保持在1/4左右,因此,将两者的加权平均值(80%和20%)作为煤炭的排放系数。碳氧化因子亦借鉴陈诗一(2009)的做法^[7],将煤炭设置为0.99,石油和天然气设置为1。经计算得到煤炭、石油和天然气的二氧化碳排放系数,具体见表1。

表1 二氧化碳排放系数

能源	平均低位发热量 (千焦/千克)	碳排放系数 (千克/1000000千焦)	碳氧化因子	二氧化碳排放系数估计值 (千克/千克标准煤)
原煤	20908	26.0	0.99	2.763
原油	41816	20.0	1	2.145
天然气	38931	15.3	1	1.642

计算标准单位化的各能源消费量与其相应的二氧化碳排放系数乘积的总和,即得到二氧化碳排放量的时间序列数据(表2)。

表 2 二氧化碳排放量估算结果

年份	二氧化碳排放量 (万吨)	年份	二氧化碳排放量 (万吨)	年份	二氧化碳排放量 (万吨)
1978	1401.274368	1992	3346.611625	2006	13667.1323
1979	1556.622102	1993	3921.709176	2007	15843.903
1980	1467.19725	1994	4016.775178	2008	16750.02655
1981	1403.072037	1995	4405.695804	2009	18804.34507
1982	1520.17164	1996	4873.92109	2010	19588.4066
1983	1680.977655	1997	4638.845483	2011	22988.38194
1984	1872.18765	1998	4925.646402	2012	22641.5008
1985	2094.92808	1999	5477.237362	2013	23588.78954
1986	2332.224726	2000	5893.607008	2014	24902.56205
1987	2585.416725	2001	5984.825653	2015	23659.61102
1988	2833.233236	2002	7399.633294	2016	21478.28433
1989	3013.930296	2003	9027.014538	2017	23227.3236
1990	3078.114017	2004	10434.19285	2018	24996.96537
1991	3434.962341	2005	12390.49246	2019	25777.59618

总体上,福建省二氧化碳排放量呈现出逐年上涨的趋势。2000 年前小幅度上涨,2000—2010 年间大幅度上涨,2016 年出现较大幅度的回落,但 2016 年后又出现较大幅度的上涨。虽然二氧化碳排放量增长率波动较大,但一直围绕在 5% 左右,2002 年达到峰值 23.64%,2016 年出现最大负增长,为 -9.22%,具体如图 1 所示。

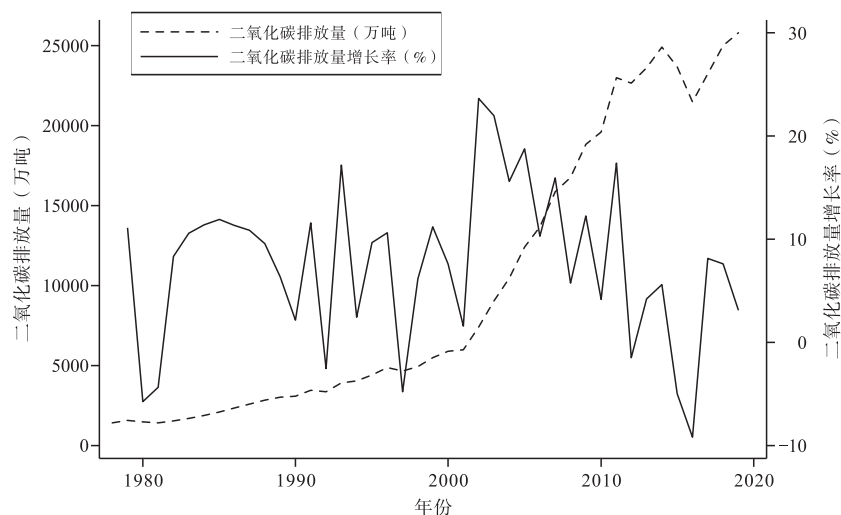


图 1 二氧化碳排放量增长率

4. 资本投入估算

资本投入亦没有统计数据可获取,经查阅相关文献,本文以固定资产存量表示资本投入,采用永续盘存法计算,其中核心指标的计算借鉴单豪杰的算法^[21]。本文主要运用上一期折旧后的资本存量与当期的资本存量增加值的和表示当期的资本投入量,具体公式如下:

$$K_t = I_t + (1 - \delta) \cdot K_{t-1}。$$

其中, K_t 表示当期的资本投入, K_{t-1} 表示上一期的资本存量, I_t 表示当期的可比价新增固定资产投资, δ 为折旧率。下面进行核心指标的计算。

(1) 可比价新增固定资产投资(I_t)

关于投资指标的选择,学者们主要采用积累额、全社会固定资产投资额、固定资产形成总额等,本文借鉴单豪杰的算法^[21],选择当期固定资本形成总额作为当期新增固定资产投资。根据新增固定资产投资的定义(即报告期内已经完成建造和购置的过程,并已交付生产或使用单位的固定资产价值),在几个常用的指标中,虽然积累额不需要考虑折旧率的问题,但是国家统计局对该数据的统计已经间断,无法继续使用;全社会固定资产投资额是国家统计局一直统计的指标,但该指标中包含了不能增加可再生资本的土地和机器的购买等支出,也不能作为一种更好的投资指标;而固定资本形成总额是全社会固定资产投资额扣除了不能增加可再生资本的支出,并添加了一些未统计的投资项目后形成的指标。由此可见,固定资本形成总额是相对合适的投资指标。^[21]

鉴于数据的可获取性,本文从《福建统计年鉴 2020》中获取了 1993 年至 2017 年的固定资本形成总额数据,以及固定资产投资价格指数(上年=100)。为了消除价格因素的影响,计算以 1993 年为基期的固定资产投资价格指数,将其与固定资本形成总额相乘得到平减后的实际固定资本形成总额,作为可比价新增固定资产投资(I_t),即

$$I_t = \alpha_t \cdot FCF_t。$$

其中, FCF_t 表示固定资本形成总额, α_t 表示 t 期以 1993 年 = 100 的固定资产投资价格指数。

(2) 折旧率(δ)

本文借鉴单豪杰的计算方法^[21],将折旧率统一设置为 10.96%。单豪杰认为在使用永续盘存法估算资本存量的公式中,根据定义,应使用重置率代替折旧率。在资本品相对效率几何下降的假设下(此时折旧率与重置率是相等的),应采用代表性集合效率递减的余额折旧法:

$$d_t = (1 - \delta)^T。$$

其中, d_t 表示资本品的相对效率, δ 表示折旧率或重置率,此时二者相等, T 代表时期。

假设国家法定残值率(3%~5%)与资本品相对效率一致,根据建筑和设备的年限(38 年,16 年),估算出建筑和设备的折旧率(8.12%,17.08%),再根据二者结构比例,使用加权平均法估算出不区分时间段的折旧率为 10.96%,将其作为统一的折旧率。

(3) 基期资本存量(K_{1993})

借鉴单豪杰的算法^[21],1993 年基期的资本存量用 1994 年实际固定资本形成总额除以折旧率与 1994—1998 年全社会固定资产投资年平均增长率之和表示。根据上文的计算方法,实际固定资本形成总额为平减后的固定资本形成总额(基于 1993 年价格水平),得到 1994 年实际固定资本形成总额为 375.16 亿元。1994—1998 年全社会固定资产投资年平均增长率的计算结果如表 3 所示。

表 3 基期资本存量计算

年份	全社会固定资产投资(亿元)	增长率(%)
1993	368.45	
1994	538.86	0.4625
1995	681.18	0.2641
1996	789.99	0.1597
1997	898.48	0.1373
1998	1053.01	0.1720
年平均增长率(%)		0.2391

因此,1993 年基期的资本存量为

$$K_{1993} = 375.16 / (0.2391 + 10.96\%) = 1075.8818 (\text{亿元})。$$

本文根据以上三个核心指标的估算结果,计算实际固定资本形成总额,并使用永续盘存法计算 1994—2017 年固定折旧率下的资本存量,计算结果如表 4 所示。

表 4 资本存量估算结果

年份	固定资本形成总额 (亿元)	固定资产投资价格指数 (1993 年=100)	实际固定资本形成总额 (亿元)	固定折旧率估算资本存量 (亿元)
1993	349.64	100	349.64	1075.88
1994	553.97	107.30	375.16	1333.13
1995	716.17	112.45	393.17	1580.19
1996	863.75	117.74	411.65	1818.65
1997	981.45	119.03	416.18	2035.51
1998	1145.35	116.65	407.86	2220.27
1999	1184.84	114.90	401.74	2378.67
2000	1216.91	115.13	402.54	2520.50
2001	1269.93	114.55	400.53	2644.79
2002	1383.54	114.21	399.33	2754.24
2003	1672.63	115.81	404.92	2857.30
2004	2100.48	119.75	418.68	2962.82
2005	2654.95	120.59	421.62	3059.71
2006	3310.15	123.00	430.05	3154.41
2007	4344.88	130.25	455.42	3264.11
2008	5601.36	137.94	482.29	3388.65
2009	6438.28	135.18	472.64	3489.90
2010	7341.57	139.64	488.24	3595.65
2011	9060.53	148.30	518.51	3720.08
2012	10270.16	148.74	520.07	3832.43
2013	11678.58	148.89	520.59	3932.98
2014	13038.04	149.49	522.67	4024.60
2015	14140.3	146.95	513.79	4097.29
2016	15576.09	146.95	513.79	4162.01
2017	17637.87	155.18	542.56	4248.41

根据上文的计算结果绘制资本投入及其增长率折线图,如图 2 所示。福建省资本投入量呈现出不断增加的趋势,但其增长率是逐渐下降的,2000 年前下降较快,2000 年后平稳中略有下降。

根据以上模型变量的统计与计算,综合数据的可获范围,整理得到各变量 1993—2017 年的数据描述(见表 5)。

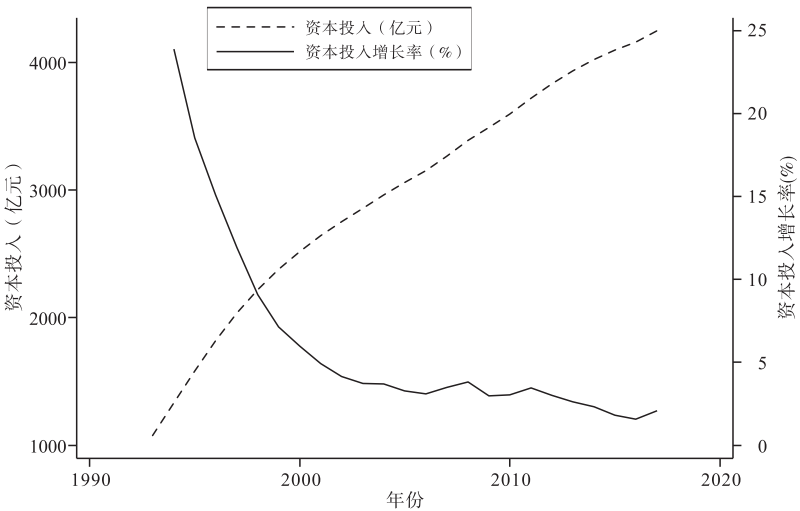


图 2 资本投入增长率

表 5 数据描述

变量	样本范围	均值	标准差	最小值	最大值
GDP(亿元)Y	1993—2017	2306.13	1754.90	412.77	6046.95
劳动投入(万人)L	1993—2017	2026.43	448.68	1531.42	2805.74
资本投入(亿元)K	1993—2017	2966.09	920.00	1075.88	4248.41
二氧化碳排放量(万吨)C	1993—2017	13221.19	7862.406	3921.71	24902.56

(二)模型参数估计

为了方便研究,将生产函数两端同时取对数,消除异方差的影响,且不改变变量间的协整关系,得到如下对数形式生产函数模型:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \theta \ln F。$$

其中,Y 为产出,A 为生产效率系数,K、L 和 C 分别为资本投入量、劳动投入量和二氧化碳排放量, α 、 β 和 θ 分别为相应的产出弹性。

首先进行单位根检验,结果如表 6 所示。

表 6 单位根检验

变量	差分次数	ADF 值	1% level	5% level	10% level	p 值
lnY	1	-3.38208	-3.752946	-2.998064	-2.638752	0.0225
lnL	1	-3.145215	-3.752946	-2.998064	-2.638752	0.0371
lnK	1	-16.32684	-3.752946	-2.998064	-2.638752	0.0000
lnC	1	-3.495593	-3.752946	-2.998064	-2.638752	0.0176

由以上结果可知,四个变量均为一阶单整,lnK 在 1%水平上一阶单整,lnY、lnL 和 lnF 均在 5%水平上一阶单整。因此,可以进行协整检验,具体结果如表 7 所示。

表 7 协整检验

协整数量	特征值	迹统计量	显著性水平 5%的临界值	p 值
不存在 *	0.533967	48.61164	47.85613	0.0424
至少一个 *	0.450166	31.05114	29.79707	0.0357
至少两个 *	0.32277	17.29396	15.49471	0.0265
至少三个 *	0.303834	8.329854	3.841466	0.0039

由表 7 可知,在 5% 显著性水平上,lnK、lnY、lnL 和 lnF 存在协整关系,因此,可以直接进行回归分析。下面使用稳健标准误进行最小二乘法估计,得到如下参数估计结果(见表 8)。

表 8 回归结果

lnY	系数	标准差	t	p
lnL	2.157937	0.126997	16.99	0.00
lnK	0.778864	0.0421783	18.47	0.00
lnC	0.1475458	0.0454097	3.25	0.004
常数项	-16.49396	0.7171351	-23.00	0.00

可决系数 $R^2=0.9980$,接近于 1,F 统计量为 3020.63,伴随概率为 0.000,可见回归结果是显著有效的。此外,在 1% 显著性水平上,lnL、lnK 和 lnC 的 p 值均小于 0.01,可见回归系数是显著的。为了进一步分析回归结果的有效性,进行序列自相关检验,得到 $D.W=1.149538$,可以认为不存在序列自相关问题,因此,可接受该回归结果,即可得到如下生产函数:

$$\ln Y = -16.49 + 0.78 \ln K + 2.16 \ln L + 0.15 \ln C,$$

$$Y = e^{-16.49} K^{0.78} L^{2.16} F^{0.15}。$$

由此可见,资本投入、劳动投入和碳排放对产出有着显著性的影响作用,且均表现出正向的促进作用。其中,资本产出弹性为 0.78,劳动产出弹性为 2.16,二氧化碳排放产出弹性为 0.15。劳动投入对产出的促进作用是很大的,资本投入对产出的影响相对较小,二氧化碳排放量对产出亦呈现出促进作用,说明福建省的经济增长是以牺牲生态环境为前提的,一些高碳排放企业在带来高增长的同时,也带来了环境污染问题。

(三)产出贡献率

将各投入要素的增长率除以 GDP 增长率再乘以相应的产出弹性,可得到各投入要素对产出的贡献度,分析产出的增长源泉,即资本、劳动、二氧化碳排放量的产出贡献率为

$$CR_i = \mu_i \cdot (dF_i/F_i)/(dY/Y)。$$

其中, F_i 表示第 i 种投入要素; CR_i 表示第 i 种投入要素的产出贡献率,分别为资本、劳动、二氧化碳排放量; μ_i 表示第 i 种投入要素相应的产出弹性。

表 9 投入要素的贡献率

年份	劳动贡献率 (%)	资本贡献率 (%)	二氧化碳排放量贡献率 (%)	全要素生产率贡献率 (%)
1994	15.39	91.87	1.79	-9.05
1995	12.87	99.01	9.95	-21.83
1996	28.27	88.50	11.99	-28.76
1997	18.42	66.43	-5.17	20.31
1998	10.49	65.55	8.59	15.37
1999	12.08	56.21	16.97	14.74
2000	41.78	50.01	12.26	-4.05
2001	26.32	44.21	2.67	26.80
2002	42.32	31.65	34.76	-8.73
2003	49.82	25.38	28.69	-3.88
2004	61.82	25.27	20.51	-7.60

年份	劳动贡献率 (%)	资本贡献率 (%)	二氧化碳排放量贡献率 (%)	全要素生产率贡献率 (%)
2005	55.91	21.99	24.24	-2.15
2006	62.91	16.20	10.37	10.52
2007	48.24	17.96	15.82	17.97
2008	53.55	23.07	6.65	16.73
2009	75.22	18.95	14.96	-9.12
2010	52.11	17.00	4.50	26.39
2011	171.10	21.95	21.17	-114.21
2012	83.18	20.48	-1.97	-1.69
2013	-9.99	18.60	5.71	85.68
2014	79.09	18.35	8.44	-5.88
2015	109.87	15.83	-8.41	-17.29
2016	26.58	14.67	-16.46	75.21
2017	8.30	19.99	15.08	56.63

由表9可知,资本对产出的贡献率一直较高,且均表现出正向作用;劳动对产出的贡献率于2001年前相对较小,2001年后的贡献率均较高,2017年其贡献率相对较小,且除2013年外均表现出正向作用;二氧化碳排放量对产出的贡献率于2002—2005年之间相对较大,均为正向作用,其他年份相对较小;全要素生产率对产出的贡献率正负相间,大小不稳定,1995—1997年间集中较高,之后除个别年份其贡献率较高外均一直较小,但2016—2017年全要素生产率对产出的贡献率较高,且为正向作用。可见,福建省资本投入对经济的增长贡献一直较大,近年来劳动投入和全要素生产率对经济增长的贡献作用也是不可小觑的,总体上看,二氧化碳排放量对经济增长产生正向贡献,仅于4个年份中表现出负向作用。

四、碳排放与经济增长的长短期均衡关系

由上文研究可知,碳排放的增加将促进经济增长,但这种促进作用是否一直存在,或者将持续多久,值得进一步探讨。因此,本文首先检验环境库兹涅茨曲线(EKC)存在性,探究福建省二氧化碳排放与经济增长的长期均衡关系;其次,利用碳生产率和脱钩指数,分析福建省二氧化碳排放与经济增长的短期均衡关系。

(一)环境库兹涅茨曲线(EKC)存在性

库兹涅茨曲线表明人均收入与收入不均等之间存在倒“U”型关系,1993年Panayotou将环境与人均收入间的倒“U”型关系称为环境库兹涅茨曲线(EKC),它表明环境最初随着收入增加而退化,当收入水平上升到一定程度后,环境随收入增加而改善,即环境质量与收入为倒“U”型关系。

为检验福建省环境库兹涅茨曲线(EKC)存在性,构建人均二氧化碳排放量与人均GDP的二元一次方程:

$$\ln PCC_t = \omega_0 + \omega_1 \ln PCY_t + \omega_2 (\ln PCY_t)^2 + \mu_t$$

其中, PCC 表示人均碳排放量(千克/人), PCY 表示人均地区生产总值, μ_t 是随机误差项。

根据以上方程,检验环境库兹涅茨曲线(EKC)存在性的方法如下:若 $\omega_1 > 0, \omega_2 < 0$,则认为人均二氧化碳排放量与人均GDP之间存在倒“U”型关系,即环境库兹涅茨曲线(EKC)是存在的;反之,不存在。

为保证模型的有效性,本文参考陈向阳等的算法^[12],考虑将产业结构和能源消费强度作为控制变量,建立以下计量模型:

$$\ln PCC_t = \omega_0 + \omega_1 \ln PCY_t + \omega_2 (\ln PCY_t)^2 + \omega_3 IE_t + \omega_4 SI_t + \mu_t。$$

其中, IE 和 SI 为控制变量,分别表示产业结构和能源消费强度。本研究从《福建统计年鉴 2020》获取 1978—2019 年的人均地区生产总值数据、第二产业产值、常住人口数,以及一次能源消费总量。根据常住人口数据将 1978—2019 年二氧化碳排放量计算为人均形式,并分别以第二产业总值占 GDP 的比例表示产业结构,以百万 GDP 的一次能源消费量表示能源消费强度(万吨标准煤/万元)。具体回归结果如表 10 所示。

表 10 回归结果

$\ln PCC$	系数	标准差	T 值
$\ln PCY$	1.568096	0.0791725	19.81
$(\ln PCY)^2$	-0.0234496	0.0033761	-6.95
$\ln IS$	0.3192131	0.1119414	2.85
$\ln EI$	1.32856	0.0506345	26.24
常数项	1.580373	0.2667989	5.92

可决系数 $R^2=0.9981$,F 统计量为 6326.04,伴随概率为 0.000,说明回归结果是显著有效的。系数均在 1%的水平上显著,说明该参数估计结果亦是有效的。

$$\ln PCC_t = 1.580 + 1.568 \ln PCY_t - 0.023 (\ln PCY_t)^2 + 0.319 \ln IS_t + 1.329 \ln EI_t,$$

因 $\omega_1 = 1.568096 > 0$, $\omega_2 = -0.0234496 < 0$,符合检验标准,则可认为福建省二氧化碳排放量与人均 GDP 之间存在倒“U”型关系,即环境库兹涅茨曲线(EKC)是存在的,但二次项系数较小,经计算拐点如下:

$$\text{拐点 } \delta = e^{-\omega_1/2\omega_2} = 214643579785916.0646。$$

可见,虽然从变量的系数符号来看,碳排放与经济增长之间符合倒“U”型关系,但拐点非常之大,因此,对二者关系进行线性和“N”型检验,建立以下两个模型:

$$\ln PCC_t = \omega_0 + \omega_1 \ln PCY_t + \omega_2 IE_t + \omega_3 SI_t + \mu_t,$$

$$\ln PCC_t = \omega_0 + \omega_1 \ln PCY_t + \omega_2 (\ln PCY_t)^2 + \omega_3 (\ln PCY_t)^3 + \omega_4 IE_t + \omega_5 SI_t + \mu_t。$$

对以上两个模型进行回归,得到结果如表 11 所示。

表 11 回归结果

$\ln C$	模型(1)	模型(2)	模型(3)
$\ln PCY$	1.020603*** (0.000)	1.057293*** (0.000)	2.098304*** (0.000)
$\ln EI$	1.056603*** (0.000)	1.098685*** (0.000)	1.320095*** (0.000)
$\ln IS$	0.2167324 (0.180)		0.4655613** (0.011)
$(\ln PCY)^2$			-0.0866436* (0.094)
$(\ln PCY)^3$			0.0023835 (0.219)
常数项	3.255773*** (0.000)	2.929996*** (0.000)	0.2753644 (0.793)

在线性回归中,模型(1)的 $R^2=0.9955$,F 统计量为 2442.21,伴随概率为 0.000,说明回归结果是显著有效的,经济增长系数是显著的,但产业结构系数是不显著的。因此,剔除该变量建立模型(2), $R^2=0.9952$,F 统计量为 3371.70,方程和各系数拟合结果均较好。而在三阶模型(3)中, $R^2=0.9981$,F 统计量为 5377.49,伴随概率为 0.000,回归结果是有效的,但三次项系数不显著。综合以上分析,库兹涅茨曲线是存在的,但拐点非常大,可以认为二氧化碳排放与经济增长更偏向于线性关系。

(二)碳生产率

碳生产率反映的是单位二氧化碳的 GDP 产出水平,由一段时期内 GDP 与二氧化碳排放量的比值表示,与单位 GDP 的碳排放强度呈倒数关系。因此,可通过碳生产率分析二氧化碳排放量与经济增长的短期关系。碳生产率公式如下:

$$\text{碳生产率} = \text{一段时间内 GDP} / \text{二氧化碳排放量}。$$

GDP 数据来源于《福建统计年鉴 2020》,二氧化碳排放量数据来自上文,经计算得到 1978—2019 年碳生产率,具体如表 12 所示。

表 12 碳生产率

年份	碳生产率 (万元/吨)	年份	碳生产率 (万元/吨)	年份	碳生产率 (万元/吨)
1978	0.4736	1992	2.3447	2006	5.4646
1979	0.4761	1993	2.8411	2007	5.8859
1980	0.5934	1994	4.0938	2008	6.5264
1981	0.7528	1995	4.755	2009	6.6038
1982	0.775	1996	5.097	2010	7.6589
1983	0.76	1997	6.1888	2011	7.7942
1984	0.8389	1998	6.4152	2012	8.9176
1985	0.957	1999	6.2334	2013	9.5401
1986	0.9542	2000	6.3875	2014	10.0159
1987	1.0801	2001	6.8053	2015	11.3355
1988	1.3526	2002	6.0375	2016	13.7858
1989	1.5209	2003	5.5385	2017	14.5701
1990	1.6968	2004	5.4744	2018	15.477
1991	1.8046	2005	5.1777	2019	16.4465

福建省单位二氧化碳的 GDP 产出水平是比较高的,已从 1978 年 0.4736 万元/吨增长到 2019 年的 16.4465 万元/吨,说明在短期内二氧化碳排放能够实现较大程度的经济增长,但对这一效应的过度依赖将导致很严重的生态环境问题,直接影响经济的可持续发展,因此,必须摒弃以要素投入为主的粗放型经济增长方式,建设资源节约型、环境友好型社会,既要保持高产出企业的产出能力,又要限制高排放高产出企业的碳排放规模。

(三)脱钩指数

脱钩指数在环境领域主要用于分析经济增长与环境压力之间的响应关系。当某一环境压力指标变化的速度小于经济增长速度时,认为这一环境压力指标与经济增长之间是相对脱钩关系,即不存在响应关系。脱钩指数的计算被描述为是某一环境指标的相对变化与经济增长指标的相对变化的比率,在本文的研究中,将二氧化碳排放与经济增长的脱钩指数定义如下:

$$\text{脱钩指数 } DI = \text{一段时间内二氧化碳排放量变化率} / \text{GDP 变化率}。$$

当脱钩指数 $DI < 0$ 时,表示二者之间存在强脱钩关系;当 $0 < DI < 0.8$ 时,表示二者之间存在弱脱钩关系;当 $0.8 < DI < 1.2$ 时,表示二者之间扩张连接;当 $DI > 1.2$ 时,表示二者之间存在增长负脱钩关系。经计算,得到 1979—2019 年脱钩指数,如表 13 所示。

表 13 脱钩指数

年份	脱钩指数	脱钩状态	年份	脱钩指数	脱钩状态
1979	0.9506	扩张连接	2000	0.7408	弱脱钩
1980	-0.3288	强脱钩	2001	0.1890	弱脱钩
1981	-0.2050	强脱钩	2002	2.4394	增长负脱钩
1982	0.7231	弱脱钩	2003	1.8467	增长负脱钩
1983	1.2525	扩张连接	2004	1.0939	扩张连接
1984	0.4960	弱脱钩	2005	1.5226	增长负脱钩
1985	0.4304	弱脱钩	2006	0.6277	弱脱钩
1986	1.0294	扩张连接	2007	0.6405	弱脱钩
1987	0.4261	弱脱钩	2008	0.3321	弱脱钩
1988	0.2574	弱脱钩	2009	0.9021	弱脱钩
1989	0.3250	弱脱钩	2010	0.2003	弱脱钩
1990	0.1528	弱脱钩	2011	0.8933	扩张连接
1991	0.6204	弱脱钩	2012	-0.1189	强脱钩
1992	-0.0967	强脱钩	2013	0.3652	弱脱钩
1993	0.4092	弱脱钩	2014	0.5140	弱脱钩
1994	0.0509	弱脱钩	2015	-0.6631	强脱钩
1995	0.3534	弱脱钩	2016	-0.8863	强脱钩
1996	0.5718	弱脱钩	2017	0.5696	弱脱钩
1997	-0.3099	强脱钩	2018	0.5321	弱脱钩
1998	0.6142	弱脱钩	2019	0.3259	弱脱钩
1999	1.3916	增长负脱钩			

1979—1986 年期间,二氧化碳排放与经济增长脱钩状态在扩张连接与脱钩之间不断转换,即 GDP 和二氧化碳排放量不断增长,但二者的增长率大小比较结果不断转换,其中 GDP 年平均增长率较大为 16.50%,二氧化碳排放量年平均增长率为 6.81%。该时期福建省开始拉开改革开放的序幕。

1887—1998 年期间,二氧化碳排放与经济增长之间一直保持着脱钩关系,此时二者均有所增长,但 GDP 的增长大于二氧化碳排放量的增长,其中 GDP 年平均增长率上升为 25.23%,二氧化碳排放量年平均增长率比较稳定为 6.60%。经济增长较大幅度提高可归因于闽东南发展战略的实施,华侨和外商产业投资带来了经济增长效益。

1999—2005 年期间,二氧化碳排放与经济增长一直在脱钩与否之间徘徊,2002—2005 年期间二者处于增长负脱钩状态,2002 年脱钩指数高达 2.4394,二氧化碳排放的增长率大于 GDP 增长率,GDP 年平均增长率下降为 12.04%,而二氧化碳排放量年平均增长率却上升为 19.99%,该结果可归因于产业结构的不合理。

2006—2019 年期间,除 2011 年处于扩张连接外,其余年份均处于脱钩状态,GDP 年平均增长率提高为 14.53%,二氧化碳排放量年平均增长率下降为 5.62%。该时期福建省实施“海峡西岸经济区”战略,并受益于产业结构的调整。

此外,1980年、1982年、1992年、1997年、2012年、2015年和2016年脱钩指数为负,二者处于强脱钩状态,即GDP增长率大于0,二氧化碳排放量增长率小于0。

五、结论与建议

(一) 结论

福建省二氧化碳排放量呈现出逐年上涨的趋势,仅2016年有所下降,或是由于环境规制的影响,二氧化碳排放量增长率虽波动较大却一直围绕在5%左右。根据生产函数拟合结果,资本投入、劳动投入和碳排放对产出有着显著性的影响作用,且均表现出正向的促进作用,其中,资本产出弹性为0.78,劳动产出弹性为2.16,二氧化碳排放产出弹性为0.15。资本对经济增长的贡献一直较大,劳动对经济增长的贡献越来越大,二氧化碳排放量对产出的贡献率于2002—2005年之间相对较大,均为正向作用。福建省二氧化碳排放与经济增长的长期关系更偏向于线性关系,单位二氧化碳的GDP产出水平是比较高的,说明在短期内二氧化碳排放能够实现较大程度的经济增长。1999—2005年期间,二氧化碳排放与经济增长较为挂钩,近些年弱脱钩的关系越来越凸显。

(二) 建议

福建省低成本工业化的增长模式依托了资本驱动和劳动力资源禀赋,推动了经济高速增长,但也付出了环境污染的代价,环境污染又反过来影响经济发展的可持续性。数据显示,福建省无论是空气污染或是水污染都需要进一步的治理,虽然空气污染程度低于全国水平,但高于经济发展稳定的广东省,而水污染情况明显高于全国水平,环境污染治理也是相对不稳定的。目前阶段,福建省碳排放对经济增长呈现出促进作用,即碳排放的增长会带动经济的增长,但我们不能依托于这种促进关系,而应在保持产出能力的条件下尽量减少碳排放。近年来,福建省二氧化碳排放量增长率整体上是先逐渐下降后又小幅度上升的,可见环境规制的力度是不够的。我们应更加依靠劳动、资本和全要素生产率发展经济,以创新克服粗放型增长模式。长期内,碳排放与经济增长更倾向于线性关系,经济的增长以线性方式增加碳排放;短期内,碳排放的GDP产出水平亦是较高的,因此,福建省应在保持经济增长的基础上加大节能减排力度,节能减排无疑将在某种程度上降低经济的增长,可将碳排放的产出能力转移到其他生产要素中,但最终一定是通过创新实现环境和经济的共赢。

具体建议如下:第一,提高公民的环保意识,加大宣传力度,让个人养成爱护环境、保护环境的良好习惯。在日常生活中,倡导以环保产品代替以往的易污染物品,如倡导个人使用布制袋子代替塑料袋,同时宣传生活垃圾的处理办法,如有害垃圾的处理、易污染废弃物的处理以及废水的排放渠道等。据了解,公民对垃圾处理的知识是相对欠缺的,因此,我们既要培养公民的环保意识,也要向公民宣传好的环保方法。第二,提高企业的环保意识,鼓励高污染、高排放企业积极转型,加强企业的循环生产,减少能源消耗量,建设绿色创新驱动型企业。淘汰高污染、低产出企业,减少该类企业的资源占用,整改高污染、高产出企业,应对其进行一对一帮扶,具体分析每个企业的污染原因和污染环节,联合科研学术界,将科研成果更好地应用到企业的生产和发展中,用绿色创新取缔或改进高污染生产环节,使企业不再受到环境规制的影响。第三,应注意观察碳排放对经济的贡献,在不同阶段制定相关产业政策约束企业生产环节的环境代价,同时保证维持经济可持续增长,实现较高的产出水平。第四,健全环境污染的法规体系和环境信息公开制度,保持严抓严打的态度,对恶意破坏环境的个人和企业施以严厉的惩罚,实时监测个人和企业有关“三废”的排放指标,即时叫停高污染的生产环节,排查企业不合理的污染物排放行为、技术含量过低的产品生产行为和过于重工业化的行为。第五,加大创新力度、发展和推广新能源的使用,加快重点行业的脱硫工程,降低单位产值的污染排放量。致力

于转变要素投入为主的粗放型经济增长方式,建设资源节约型、环境友好型社会。此外,人力资本和开放程度也是影响经济增长的重要因素。首先,应加大应用型人才培养力度和规模,将学术界科研成果更好地应用到实际生产中,做到产学研的高度结合;其次,在留住本省人才的同时,更要引进外省高层次人才,加大企业的创新力度,无论是管理创新还是技术创新;最后,加强开放程度,在建设国内大循环的基础上,做好国内国外双循环。

[参 考 文 献]

- [1] 段志英,斯琴.我国能源消费、碳排放与经济增长关系的实证研究[J].内蒙古财经大学学报,2019,17(1):33—36.
- [2] 全世文,袁静婷.我国经济增长与碳排放之间的变协整与阈值效应[J].改革,2019(2):37—45.
- [3] 胡莉娜,胡海洋.基于脱钩理论的西藏旅游业碳排放与经济增长关系研究[J].西藏大学学报(社会科学版),2019,34(4):185—192.
- [4] KAHRL F, ROLAND-HOLST D. Energy and exports in China[J]. China Economic Review, 2008,19(4):649—658.
- [5] RAHMAN M M, KASHEM M A. Carbon emissions, energy consumption and industrial growth in Bangladesh: Empirical evidence from ARDL cointegration and Granger causality analysis[J]. Energy Policy, 2017,110(11):600—608.
- [6] LEE C C, CHANG C P. New evidence on the convergence of per capita carbon dioxide emissions from panel seemingly unrelated regressions augmented Dickey-Fuller tests [J]. Energy, 2008,33(9):1468—1475.
- [7] 陈诗一.能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J].经济研究,2009,44(4):41—55.
- [8] 郭然然.北京市能源消费、二氧化碳排放与经济增长关系的实证研究[D].北京:首都经济贸易大学,2015.
- [9] 陆佳丽.河北省低碳转型对经济增长的影响研究[D].保定:河北大学,2019.
- [10] 湛莹,张捷.碳排放、绿色全要素生产率和经济增长[J].数量经济技术经济研究,2016,33(8):47—63.
- [11] 王留鑫,姚慧琴,韩先锋.碳排放、绿色全要素生产率与农业经济增长[J].经济问题探索,2019(2):142—149.
- [12] 陈向阳,李奕君.能源消费、碳排放与经济增长之间的关系研究——理论机制与实证检验[J].南京财经大学学报,2018(5):98—108.
- [13] LI R, LEUNG G C K. Coal consumption and economic growth in China[J]. Energy Policy, 2012(40):438—443.
- [14] 王菲,杨雪,田阳,等.基于EKC假说的碳排放与经济增长关系实证研究[J].生态经济,2018,34(10):19—23.
- [15] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995,110(2):353—377.
- [16] FRIEDL B, GETZNER M. Determinants of CO₂ emissions in a small open economy[J]. Ecological Economics, 2003,45(1):133—148.
- [17] 张丽峰.北京碳排放与经济增长间关系的实证研究——基于EKC和STIRPAT模型[J].技术经济,2013,32(1):90—95.
- [18] 曲健莹,李科.工业增长与二氧化碳排放“脱钩”的测算与分析[J].西安交通大学学报(社会科学版),2019,39(5):92—104.
- [19] 黄鑫,邢秀为,程文仕.土地利用碳排放与GDP含金量的脱钩关系及驱动因素[J].地域研究与开发,2020,39(3):156—161.
- [20] 王凤婷,方恺,于畅.京津冀产业能源碳排放与经济增长脱钩弹性及驱动因素——基于Tapio脱钩和LMDI模型的实证[J].工业技术经济,2019,38(8):32—40.
- [21] 单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17—31.

(责任编辑:蒋萍)

An Empirical Study on the Relationship Between Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: Based on the Empirical Data of Fujian Province

ZHAO Xin-dong, SHEN Cheng-fang

(1. School of Statistics, Huaqiao University, Xiamen, Fujian 361021;

2. School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou, Fujian 362021)

Abstract: The growth model of low-cost industrialization in Fujian Province relies on capital drive and labor resource endowment, which promotes the rapid economic growth at the price of environmental pollution. Therefore, it is of great practical significance to explore the impact of environmental pollution on economic growth. This paper takes carbon dioxide emissions as an input factor, establishes a green C-D production function model, analyzes the impact of carbon dioxide emissions on economic growth, studies the source of economic growth, tests the existence of EKC, and calculates carbon productivity and decoupling index, so as to further explore the impact of carbon dioxide emissions on economic growth in the long and short term. The results show that: at present, the increase of carbon dioxide emissions will promote economic growth; economic growth is mainly driven by capital and labor with the contribution of capital investment to economic growth being large, the contribution of labor having gradually increased; the contribution of technological progress is unstable, and the contribution of carbon dioxide emissions is relatively small, with the carbon productivity being high. In the short run, carbon dioxide emissions can achieve a greater degree of economic growth; and in the long run, there is a linear relationship between carbon dioxide emissions and economic growth in Fujian Province. Finally, some policy suggestions are given to realize the sustainable economic growth of Fujian Province.

Key words: economic growth; carbon dioxide emissions; EKC curve

(上接第 26 页)

The Transformation of German Agricultural Policy to “Sustainable Food Policy” and the Creation of “Food Environment”: A German Vision

YU Xiao-hua¹, CHEN Xiao-fu², SONG Yu-lan²

(1. Department of Rural Development and Agricultural Economics, University of Goettingen, Goettingen 37073, Germany;

2. School of Economics and Business, Xinjiang Agricultural University, Urumchi, Xinjiang 830052)

Abstract: The development of agricultural policies usually experiences 3 different stages: food security problem, farmers' income problem, and high-quality growth problem. This article first elaborates the evolution and current challenges of agricultural policies in Germany and the European Union, and then points out a systematic reform necessary for the European Common Agricultural Policies as the current policy framework does not fit the multifunctionalities of agriculture any more. In the second half of 2020, Germany took the presidency of the Council of the European Union and published its historical report for agricultural policy reform in the future—*Promoting More Sustainable Food Consumption: Developing an Integrated Food Policy and Creating Fair Food Environments*, which attempted to lead the reform of EU agricultural policy. It paves a road from the current agricultural policy with focus on the two pillars of agricultural production and rural development to the future “Comprehensive Sustainable Food Policy” which takes into account the externalities of agriculture, comprehensively considers the following “big four”: health, social issues, environment and animal welfare, and offered 8 policy instruments. High-quality development of agriculture must create a fair and good “food environment”. This directs and provides a reference for China's systematic agricultural policy reform which is to make agriculture “greener” and promote the overall revitalization of rural areas and high-quality agricultural development.

Key words: sustainable food policy; common agricultural policy; green agriculture; high-quality development; food environment; 3F-policy; Germany