

文章编号:2095-6134(2015)03-0333-09

基于因果和岭回归的新疆人口结构与 CO₂ 排放关系分析*

霍金炜^{1,2}, 杨德刚^{1†}, 汪 菲^{1,2}, 杨 帆^{1,2}, 张文彪^{1,2}

(1 中国科学院新疆生态与地理研究所, 乌鲁木齐 830011; 2 中国科学院大学, 北京 100049)

(2014 年 4 月 16 日收稿; 2014 年 7 月 22 日收修改稿)

Huo J W, Yang D G, Wang F, et al. Analysis of the relationship between population structure and CO₂ emissions in Xinjiang based on Granger causality and the ridge regression [J]. Journal of University of Chinese Academy of Sciences, 2015, 32(3): 333-341.

摘 要 利用新疆 1958—2011 年 CO₂ 排放量和人口数据, 运用格兰杰因果检验和岭回归模型对新疆人口因素变化与 CO₂ 排放之间的因果关系和作用力进行实证分析, 结果如下. 1) 在改革开放前, 所有人口指标均与 CO₂ 排放呈现双向的因果联系; 但改革开放后, 农村居民消费与 CO₂ 排放失去因果关系. 2) 人口因素对 CO₂ 排放的推动作用在不同的发展阶段变化较大; 随着改革开放政策的实施, 生活方式发生较大变化, 家庭户数与消费逐步取代就业结构和人口总量成为 CO₂ 排放最主要的推动因素.

关键词 人口结构; 家庭户数; 格兰杰因果; 岭回归

中图分类号: X24; X321 文献标志码: A doi:10.7523/j.issn.2095-6134.2015.03.007

Analysis of the relationship between population structure and CO₂ emissions in Xinjiang based on Granger causality and the ridge regression

HUO Jinwei^{1,2}, YANG Degang¹, WANG Fei^{1,2}, YANG Fan^{1,2}, ZHANG Wenbiao^{1,2}

(1 Xinjiang Institute of Ecology and Geography, Chinese Academy of Sciences, Urumqi 830011, China;

2 University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract With the data of CO₂ emissions and population of Xinjiang from 1958 to 2011, we make empirical analysis on the causal relationship between the change in population factors and the CO₂ emissions and on the acting force by using Granger causality test and the ridge regression model. The results are shown in the following. 1) Before the reform and opening up, the bidirectional causal relationship presents between all the relative indexes of population and CO₂ emissions. However since the reform and opening up, the causal relationship between the countryside inhabitant consumption and CO₂ emissions disappears. 2) The promoting function of population factors on CO₂ emissions is rather different in different stages of development. With the implementation of the reform and opening-up policy, the households and consumption become the main driving factors in place of employment structure and population gross.

* 中国科学院西部行动计划项目(KZCX2-XB3-01)资助

† 通信作者, E-mail: dgyang@ms.xjb.ac.cn

Key words population structure; number of households; granger causality; ridge regression

随着全球变暖的日益显著,气候变化及其影响越来越受到广泛关注^[1];引起气候变化的 CO₂ 排放与社会经济发展之间的关系也成为学术界的研究热点.2009 年 11 月,联合国人口基金会发布的《世界人口状况报告》指出:“通过人口增长对全球 CO₂ 排放量增长影响的计算,已经得出了非常一致的结论,即人口的过快增长和人类的活动是导致温室气体总排放量增长 40%~60% 的主要原因”^[2].人口增长会带来对物资需求的增长,进而推动能源消费的提升和土地覆被的变化,带动 CO₂ 排放的升高.新疆在跨越式发展政策的支持下,正处于社会转型和经济高速增长期^[3],人口发展方式正发生着深刻变化,对环境的影响十分剧烈,再加上新疆属于少数民族聚集区,计划生育政策较为宽松,人口增长相对较快,自 1980 年计划生育政策实施以来,人口年均增速仍达到 1.78%;近年来受区域发展不平衡的影响,人口流动性增强,家庭结构和就业观念亦发生变化.在新疆跨越式发展的背景下,深入考察不同发展时期人口结构(包括家庭结构、就业结构等)的改变及与之伴生的居民消费模式的变化对新疆 CO₂ 排放的影响,有利于正确判断在不同的发展阶段,人口因素对 CO₂ 排放的影响变化,为未来的政策制定提供依据.

1 研究背景

1.1 总人口与 CO₂ 排放

人口因素对 CO₂ 排放的影响是多方面的,它往往与其他影响因素(如经济发展、技术进步等)相互作用,通过生产和消费影响 CO₂ 排放^[4].Birdsall^[5]认为人口增长一方面会产生更多的能源需求,推动温室气体排放增加;另一方面快速的人口增长又会导致森林破坏,改变土地利用方式,降低自然生态系统的碳吸收功能.李国志和李宗植^[6]认为人口增长一方面加剧了资源压力,导致环境恶化,另一方面又促进技术改革,减轻对环境的负面影响.Knapp 和 Mookerjee^[7]使用格兰杰因果检验,研究全球人口和碳排放之间的因果关系,认为人口规模的扩张是推动全球碳排放量增长的原因.York 等^[8]、Shi^[9]利用 STIRPAT 模型研究人

口与 CO₂ 排放之间的关系,Shi 认为人口变化与排放量的弹性在 1.41 和 1.65 之间,但 York 认为接近 1.Satterthwaite^[10]研究 1980—2005 年世界各国碳排放增长与人口增长及人口城镇化之间的关系,结果显示,不只是人口增长驱动温室气体排放,更为重要的因素是与人口城镇化相伴的消费规模与消费水平的增长.朱勤和魏涛远^[11]对 1980—2010 年中国碳排放影响因素的分解分析,表明人口规模对碳排放增长虽表现出正效应,但其贡献值已远远低于居民消费效应.

1.2 城乡消费差异与 CO₂ 排放

居民消费行为与 CO₂ 排放的影响也是多方面的.居民消费在不同的发展阶段及不同的居住区域表现为不同的消费结构与消费水平,其发展变化又受到社会文化、收入状况、经济发展等诸多因素的共同作用.在消费过程中人口与环境不断互动,通过摩擦与协调,最终又反作用于经济和社会的发展,产生各种正负效应^[12],这又进一步增加了人口与消费对 CO₂ 排放影响的复杂性.

中国的经济发展呈现出城乡二元结构,城市的发展要快于农村,收入也远高于农村.经济的快速发展带来的城市居民收入的提高,诱使居民增加消费提高生活水平.为获取足够的经济利益和满足居民的物质需求,企业要扩大产能,这些必然会增加能源消费,提高 CO₂ 排放.而农村居民的收入增长虽慢于城市居民,但由于受种子、肥料等生产资料价格上升、城市家庭中便捷生活方式的吸引和家电下乡补贴政策等因素的影响,为改善生活水平,农村居民的消费增长也在持续提升.相关研究显示 1980—2007 年,中国居民生活用能碳排放占全国能源消费碳排放总量的比重为 9.9%~18%^[13];1992—2005 年,居民消费品载能碳排放占排放总量的 58.7%~64.3%^[14].粗略合计,居民消费引致的碳排放(包括直接排放与间接排放)占全国排放总量的 70%~80%^[11].

1.3 家庭结构变化与 CO₂ 排放

家庭是消费的主要单位,在一些发展中国家甚至也是主要的生产单位,在人口总量保持缓慢增长的情况下,家庭规模的变化导致的家庭户数的变化有可能对 CO₂ 排放产生明显影响^[15].首先,家庭户数的增加意味着需要更多的住宅单元,

这将扩大对生活空间的需求,占有更多的土地.虽然中国的家庭规模在不断缩小,但人均拥有的住房面积却在增加^[16];在改革开放以来的30年间,中国城市和农村的住房面积增加了4倍^[17].家庭户数和人均住房面积的增加无疑将占用更多原本具有较强生态服务功能的土地,促进CO₂排放的增长.另一方面,随着家庭规模的缩小,资源利用效率也将降低.一般来说,在大家庭中服务和物品能被更多的人分享,利用效率显然比小家庭高.如随着家庭户数的增加,一些耐用消费品(电器、汽车等)的需求也在不断增加,这些消费品的生产和使用过程中均将产生大量的CO₂. O'Neill和Chen^[18]研究表明,家庭规模的缩小使能源消费量呈现较大的增长,可能抵消人口增速放缓带来的减排压力的降低.据日本公布的数据,2009年日本产业部门CO₂排放量比1990年减少20%,而家庭CO₂排放量却增加了27%^[19].随着社会的开放,多代同堂家庭比例的减少及离婚家庭数量的增加,预计未来人口增长和家庭户增长的分歧将更加突出.

1.4 人口就业结构与CO₂排放

人口就业结构的变化依附于产业结构的改变,产业因素在CO₂排放上影响显著,在工业化和城市化加速发展的今天,产业结构的优化有利于避免重化工业过度发展带来的能耗和CO₂排放过高的问题,尤其是新疆,其生态环境较为脆弱,环境对CO₂的容量较小,于是更需要发展高效低排放的产业;而这些高效低排放的企业往往技术含量较高,对劳动者的素质要求也较高,需要的劳动力亦较少,因此从人口的就业结构中不仅能看出一个产业的技术实力,也能看出这个产业的CO₂排放水平.而第二产业是国民经济中公认的CO₂排放量最大的部门,在技术水平平稳发展的情况下,该部门的劳动人口越多,就说明产业的技术水平越低,规模越大,因而CO₂排放量也就越大;因此对于尚处在工业化阶段的区域,更要注重提高人口素质,为提升产业结构、发展节能环保的技术密集型产业做准备^[20].

2 研究方法

本文采用的计量方法主要为格兰杰因果和岭回归.格兰杰因果是在对其他变量回归时,把X的滞后值包括进来检验能否显著地改进对Y的

预测,如果可以显著改进,则认为X是Y的格兰杰成因.由于社会经济中的一些指标与CO₂排放之间往往并没有直接的关联,在现有的研究中大多假设这些因素与CO₂排放存在联系.而使用格兰杰因果,通过概率或者分布函数的角度可用来帮助判断哪些人口因素是CO₂排放增加的统计学原因,增强结论的可信度.但格兰杰因果并不能给出影响力的数值,无法判断各因素影响的大小,因此需再采用STIRPAT模型对各因素影响力进行测算,STIRPAT模型是一个应用广泛、非常成熟的环境压力评价模型,反映社会经济因素对环境压力的影响.本文以CO₂作为环境压力的衡量指标,基于时间序列的数据角度来分析人口数量、就业结构、城乡居民消费等人类驱动力对环境压力的影响.

2.1 能源数据和计算方法

CO₂排放估算是基于IPCC提供的参考方法^[21],具体公式如下

$$CO_2 = \sum_{i=1}^3 E_i \times CEF_i \times COF_i \times (44/12) + S \times 0.496, \tag{1}$$

式中,CO₂代表估算的二氧化碳排放总量, $i=1,2,3$ 分别代表3种一次能源,其中1代表煤炭,2代表石油,3代表天然气; E 代表消耗量,以标准煤计;CEF为IPCC(2006)提供的各种能源的碳排放系数,煤炭、石油和天然气的碳排放系数分别为0.755 9,0.585 7和0.448 3;COF是碳氧化因子(采用IPCC默认的100%);44/12是将碳转化为CO₂的转换系数. S 代表水泥产量,水泥的CO₂排放只计算水泥在生产过程中因碳酸钙分解产生的CO₂,即工艺排放,由产量直接乘以排放系数,排放系数采用美国橡树岭国家实验室CO₂信息分析中心(CDIAC)估算出的水泥生产排放系数,即生产1 t水泥,释放出0.496 t CO₂^[22].

2.2 格兰杰因果关系模型的构建

为使数据趋势线性化并在一定程度上消除时间序列的异方差,在实证分析时分别对变量取对数.

1)首先对数据的平稳性进行检验,如果数据是非平稳的,说明序列中包含单积成分,需要对数据进行差分.本文采用Phillips-Perron检验法,其模型如下

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{2}$$

其中 μ 和 p 是参数, ε_t 为白噪声序列, y 为待检验的时间序列, 使用 Newey-West 程序来调整标准误差。

2) 考察变量之间的协整关系. 协整检验能说明变量间是否存在稳定的均衡关系. 本文采用的 Johanson 最大似然法, 是一种 VAR 系统利用极大似然估计检验多变量间协整关系的方法。

3) 基于以上模型, 即可检验格兰杰因果关系. 根据 LR、AIC、SC、FPE 和 HQ 的检验结果确定滞后期, 对各变量之间的因果关系进行检验. 格兰杰检验实质是用一种条件概率定义因果关系. 其检验方法如下

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \xi_t \quad (3)$$

用 F 统计量来进行格兰杰因果关系分析, F 检验的零假设为 $\beta_j = 0 (j=1, 2, \dots, n)$ 即“ $X1$ 不是引起 Y 变化的原因”, 若 F 统计量的计算值比 F 临界值大, 即拒绝了原假设, 即 X 是 Y 的格兰杰原因。

2.3 STIRPAT 模型的构建与指标解释

STIRPAT 模型保留了“ $I = PAT$ ”模型的乘法结构, 把经济、技术和人口 3 个因素作为环境变化的决定因素. 在用数据进行计量分析时, 模型将采用对数形式, 以降低异方差, 具体如下

$$\ln I = \ln a + b(\ln P) + c(\ln A) + d(\ln T) + \ln e \quad (4)$$

为全面研究新疆地区人口结构变化对 CO_2 排放的影响, 将城乡居民消费、家庭户数、就业结构引入模型. 表达式为

$$\ln I = \ln a + b(\ln P_s) + c(\ln A_1) + d(\ln A_2) + bs(\ln I_s) + ds(\ln F) + \ln e \quad (5)$$

式中各变量定义为: I 代表环境影响, 用 CO_2 排放总量表示, 单位为万 t; P_s 代表人口规模, 用人口总数表示(单位为万人); A_1 和 A_2 分别代表城市和农村居民消费水平, 以 1952 年不变价格计算, 用元表示; I_s 代表人口就业结构, 用二产就业人口占总就业人口的比例表示; F 代表家庭户数, 单位为万户; a 为模型系数, b 、 c 、 d 、 bs 、 ds 为各自变量指数, e 为误差。

3 数据来源与指标解释

本文所使用的数据全部来自《新疆辉煌 50 年》和 1989—2013 年《新疆统计年鉴》。由于在

1949—1957 年这段时期, 中国的能源勘探和开采部门尚在建设中, 新疆的能源利用主要以非化石能源为主, 且缺乏相关统计数据, 因此本文研究的起始年限定为 1958 年, 其中城市和农村居民消费水平以 1952 年不变价格计算. 根据不同的政策背景, 将新疆的发展阶段划分为: 改革开放前(1958—1978)、改革开放后(1979—1999)和西部大开发(2000—2011)3 个阶段. 并做出 CO_2 与各影响因素的关系图(图 1)。

第 1 阶段(1958—1978 年): 改革开放前, 中国实行高度集中的计划经济体制, 城市居民消费出现下降, 1978 年只有 356.87 元, 农村居民为 145.73 元, 与 1958 年基本持平. 总人口快速增长, 20 年间增长 2.12 倍, 1978 年达 1 233.01 万人; 家庭户数也由 1958 年的 132.81 万户增至 1978 年的 292.1 万户. 二产发展迅速, 其吸收的就业人口不断扩大, 占就业人口的 14.33%。

第 2 阶段(1979—1999 年): 改革开放后, 中国的经济体制转为市场经济, 经济快速发展, 再加上部分公共服务转为市场化运作, 促使居民不断提高消费. 城市居民的人均消费额猛增至 1999 年的 836.1 元, 农村居民的消费 1999 年也达到 419.73 元. 总人口的增速因计划生育政策的实施大幅下降, 20 年间仅增长 1.4 倍; 但家庭户数却增长 1.6 倍, 说明家庭的规模在缩小, 户数在快速增加. 二产在人口就业中所占比重在 1999 年为 15.05%, 比第 1 阶段末期末仅上升了 0.72%。

第 3 阶段(2000—2011 年): 西部大开发政策实施后, 新疆的经济发展更为迅速, 11 年间人均 GDP 增加 2.52 倍. 在经济发展的带动下, 城市人均消费额增至 2011 年的 1 898.43 元, 相当于第 2 阶段 20 年的增速, 农村居民消费也升至 2011 年的 847.11 元. 总人口继续保持稳定增长, 11 年间增长 1.19 倍; 家庭户数的增长仍要高于人口的增速, 增长 1.38 倍. 二产因产业的快速发展, 出现上升的趋势, 就业结构由 2000 年的 14.07% 升至 2011 年的 15.45%。

4 不同发展阶段人口因素与 CO_2 排放的关系分析

4.1 人口因素与 CO_2 的格兰杰关系检验

为判明人口结构变化与 CO_2 排放的关系, 本

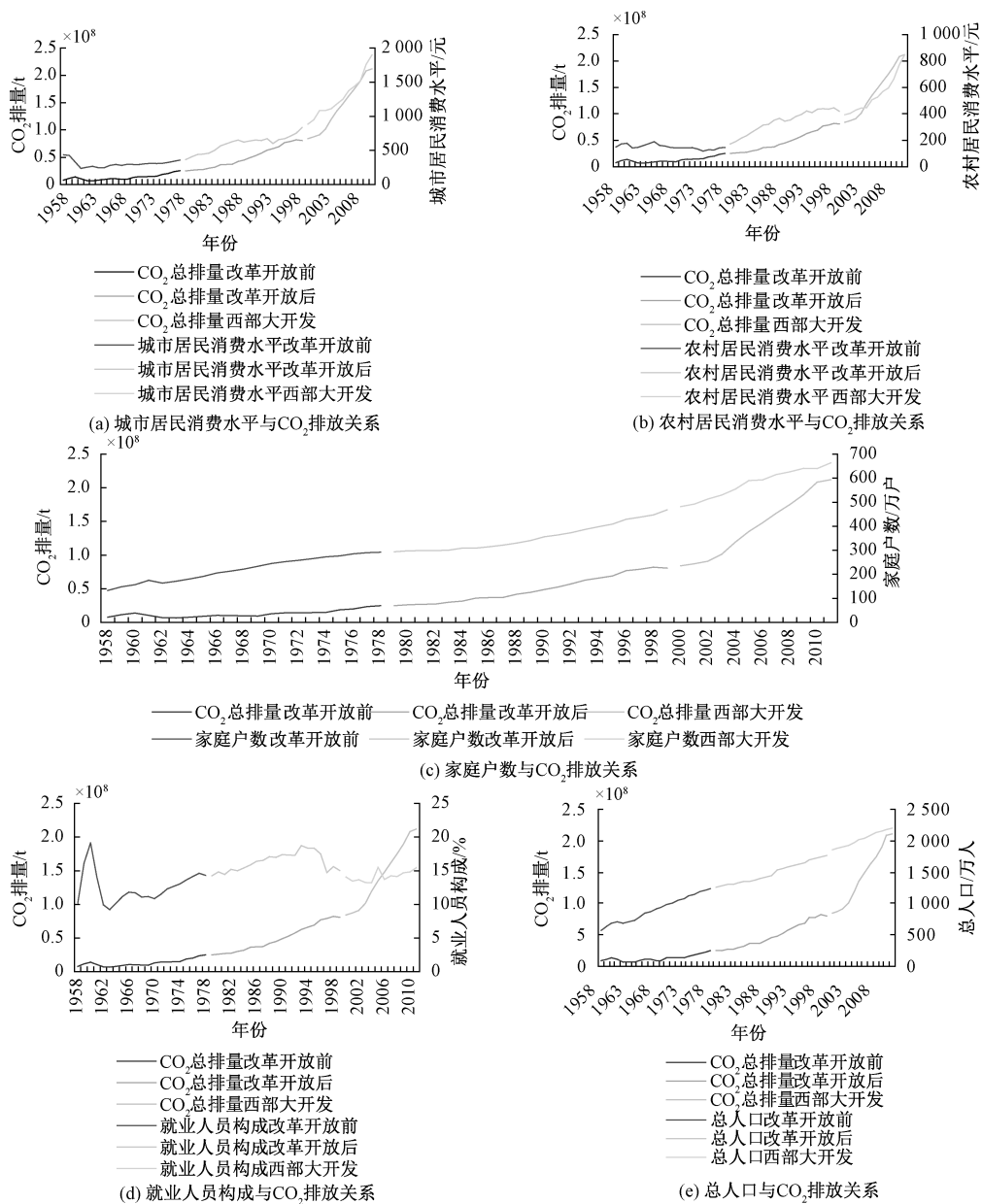


图 1 人口因素与 CO₂ 排放关系图

Fig.1 Relationships between demographic factors and emission of CO₂

文根据前面划分的 3 个阶段,分别检验不同发展阶段,哪些因素与 CO₂ 排放具有格兰杰原因;由于第 3 阶段的年限较短,无法进行协整检验,将第 3 阶段并入到政策环境类似的第 2 阶段,将研究期限划分为改革开放前和改革开放后 2 个阶段.

4.1.1 改革开放前新疆 CO₂ 排放与人口因素的格兰杰检验

4.1.1.1 单位根检验

根据图 1 显示的各因素发展趋势图,在改革开放前,人口因素中除农村居民消费水平外,其他

因素均与 $\ln I$ 呈同向发展趋势,说明可能存在协整关系.在协整分析之前采用 PP 检验法进行单位根检验,以防止伪回归的出现.分别对每个变量的原序列和差分序列形式进行检验,检验结果见表 1.

根据检验结果可知,所有的水平数据均为非平稳序列;但一阶差分后均拒绝了存在单位根的原假设,表明所有的序列都是一阶单整,即组成 $I(1)$ 序列,可进一步做协整检验.

表 1 改革开放前单位根检验结果

Table 1 Results of serial stability test before the reform and opening up

变量	PP 检验值	临界值	P 值	是否平稳
$\ln I$	-1.737	-3.269	0.696 3	否
$D\ln I$	-4.066 6	-3.673 6 **	0.024 2	是
$\ln A_1$	-4.125 2	-4.498 3	0.162 9	否
$D\ln A_1$	-3.606 7	-3.277 4 ***	0.046 4	是
$\ln I_s$	-2.168 9	-3.269	0.479 8	否
$D\ln I_s$	-3.981 2	-4.673 6 **	0.028 4	是
$\ln P_s$	-2.861 8	-3.269	0.194	否
$D\ln P_s$	-3.781 2	-3.673 6 **	0.041 1	是
$\ln F$	-2.253	-3.269	0.437 9	否
$D\ln F$	-7.073	-4.532 6 *	0.000 1	是

注:1 单位根检验包含常数项和趋势项;2 D 表示一阶差分算子;3 *, **, *** 分别表示在 1%,5% 和 10% 的水平上显著.

4.1.1.2 协整检验

根据 AIC 准则,将原序列的滞后阶数选定为 2;因为原序列为一阶单整序列,在进行协整检验时需使用差分数据,应将选定的原序列的滞后阶数减 1^[23],即将协整检验的滞后阶数设定为 1. 检验结果显示:在 5% 的显著水平下拒绝了没有协整向量的零假设,支持系统中有 4 个协整向量的备择假设,说明这些变量之间存在均衡关系(表 2).

表 2 改革开放前协整检验结果

Table 2 Results of Johansen co-integration test before the reform and opening up

协整向量 原假设	特征根	迹统计值	5% 的临界值	P 值
没有 *	0.991 2	195.805 5	69.818 89	0.000 0
至多 1 个 *	0.953 1	105.718 8	47.856 13	0.000 0
至多 2 个 *	0.813 2	47.568 7	29.797 07	0.000 2
至多 3 个 *	0.470 8	15.690 4	15.494 71	0.046 7
至多 4 个	0.172 5	3.598 2	3.841 466	0.057 8

注: * 表示在 5% 的水平下拒绝原假设.

4.1.1.3 格兰杰因果检验

首先进行基于 VAR 模型的滞后期检验,所有检测指标均确定滞后期为 2. 由表 3 的检验结果可知:在改革开放前,人口因素与 CO₂ 排放具有较强的因果关系,所有指标均与 CO₂ 排放呈现双向的因果联系;尤其是城市居民消费、就业结构和总人口这 3 项指标在 0.01 的水平上与 CO₂ 排放呈现因果联系,说明有 99% 的可信度,这 3 项因素是 CO₂ 排放增加的原因;而家庭结构因在这一阶段变化较小,是 CO₂ 排放原因的可信度较其他

指标低,但也有 95%.

表 3 改革开放前格兰杰检验结果

Table 3 Results of Granger causality test before the reform and opening up

原假设	F 统计量	概率
$\ln A_1$ 不是 $\ln I$ 的格兰杰原因	7.175 9	0.007 1 *
$\ln I$ 不是 $\ln A_1$ 的格兰杰原因	7.593 6	0.005 8 *
$\ln F$ 不是 $\ln I$ 的格兰杰原因	5.079 7	0.021 9 **
$\ln I$ 不是 $\ln F$ 的格兰杰原因	10.559 7	0.001 6 *
$\ln P_s$ 不是 $\ln I$ 的格兰杰原因	6.114 2	0.012 4 *
$\ln I$ 不是 $\ln P_s$ 的格兰杰原因	12.503 9	0.000 8 *
$\ln I_s$ 不是 $\ln I$ 的格兰杰原因	9.320 9	0.002 8 *
$\ln I$ 不是 $\ln I_s$ 的格兰杰原因	6.829 2	0.008 5 *

注: *, **, *** 分别表示在 1%,5% 和 10% 的水平上显著.

4.1.2 改革开放后新疆 CO₂ 排放与人口因素的格兰杰关系检验

4.1.2.1 单位根检验

从图 1 可知,在改革开放后,城乡居民消费、家庭户数和总人口均与 CO₂ 排放呈同向发展趋势,说明可能存在协整关系. 而就业结构在 90 年代中后期出现下滑趋势,与 CO₂ 排放呈反向态势,说明双方之间不可能存在协整,因此剔除就业结构. 分别对每个变量进行检验,检验结果见表 4.

表 4 改革开放后单位根检验结果

Table 4 Results of serial stability test since the reform and opening up

变量	PP 检验值	临界值	P 值	是否平稳
$\ln I$	-1.956 2	-3.212 4	0.602 1	否
$D\ln I$	-4.271 8	-3.562 9 **	0.010 3	是
$\ln A_1$	-1.034 7	-3.212 4	0.924 5	否
$D\ln A_1$	-5.313 5	-4.284 6 *	0.000 8	是
$\ln P_s$	-2.406 4	-3.212 4	0.369 5	否
$D\ln P_s$	-4.933 8	-4.284 6 *	0.002 1	是
$\ln F$	-3.202 8	-3.212 4	0.098	否
$D\ln F$	-5.161 4	-4.284 6 *	0.001 2	是
$\ln A_2$	-2.023 3	-3.212 4	0.566 9	否
$D\ln A_2$	-3.346	-3.215 3 **	0.005	是

根据检验结果可知,所有的序列都是一阶单整,即都是 $I(1)$ 序列,意味着这些变量之间可能存在均衡关系,可进一步做协整检验.

4.1.2.2 协整检验

根据 AIC 准则,将滞后阶数选定为 4. 检验结

果表明:在5%的显著水平下拒绝了没有协整向量的零假设,支持系统中有4个协整向量的备择假设,说明这些变量之间存在均衡关系(表5)。

表5 改革开放后协整检验结果

Table 5 Results of Johansen co-integration test since the reform and opening up				
协整向量 原假设	特征根	迹统 计值	5%的临 界值	P 值
没有*	0.838 4	137.202 4	69.818 89	0.000 0
至多1个*	0.750 8	84.341 7	47.856 13	0.000 0
至多2个*	0.574 1	44.048 1	29.797 07	0.000 6
至多3个*	0.464 5	19.291 8	15.494 71	0.012 7
至多4个	0.039 8	1.178 1	3.841 466	0.277 7

4.1.2.3 格兰杰因果检验

首先进行基于VAR模型的滞后期检验,确定因果关系检验的滞后期数为4。由表6的检验结果可知:改革开放后,总人口、家庭户数和城市居民消费水平是CO₂排放增加的推动因素。总人口虽受计划生育政策的影响,增速大幅降低,但人口总量仍持续增加;农村居民消费以可比价格计算,21世纪初出现持续下降,在统计上无法与CO₂排放构成因果联系。

表6 改革开放后格兰杰检验结果

Table 6 Results of Granger causality test since the reform and opening up		
原假设	F 统计量	概率
lnPs 不是 lnI 的格兰杰原因	1.980 1	0.136 5***
lnI 不是 lnPs 的格兰杰原因	1.427 5	0.261 4
lnF 不是 lnI 的格兰杰原因	1.962 8	0.139 3***
lnI 不是 lnF 的格兰杰原因	0.944 26	0.459
lnA ₁ 不是 lnI 的格兰杰原因	2.260 9	0.098 6***
lnI 不是 lnA ₁ 的格兰杰原因	0.788 9	0.546
lnA ₂ 不是 lnI 的格兰杰原因	0.680 9	0.613 3
lnI 不是 lnA ₂ 的格兰杰原因	1.814 5	0.165 6

4.2 CO₂排放与人口因素的岭回归分析

格兰杰检验只是验证各因素之间是否存在统计上的因果关系,可作为判断双方是否存在统计上的因果关系的依据,但不能表示逻辑上的因果关系^[24-25];而且也无法定量描述各因素对CO₂排放推动力的大小。因此为进一步说明人口因素与CO₂排放之间的关系,根据政策变化将研究时段划分为改革开放前、改革开放后和西部大开发3个阶段,采用STIRPAT模型首先进行回归分析,

以确定不同发展时期,人口因素中各项指标对CO₂排放影响力的变化。

4.2.1 共线性诊断

为了判断各因素之间是否存在多重共线性问题,首先进行基于最小二乘法的多元线性回归分析。结果显示,在VIF检验中,3个阶段均有一些指标的方差膨胀因子超过最大容忍度10,说明解释变量之间存在多重共线问题,不适用普通最小二乘法进行估计。为保证结果的准确性,改用岭回归进行估计。岭回归估计是最小二乘法的改进算法,可以解决最小二乘法求解系数向量时遇到的矩阵无法求逆的问题^[26]。

对式(5)进行回归估计,分别得出3个阶段的回归值。当岭参数K等于0.04,0.14和0.07时,改革开放前、改革开放后和西部大开发3个阶段的可决系数R²分别等于0.940 1,0.989 3和0.988 1,各解释变量的回归系数趋于平稳,故取岭参数为0.04,0.14和0.07时的标准化回归方程。

改革开放前

$$\ln I = 0.192\,5(\ln A_1) + 0.003\,7(\ln A_2) + 0.403(\ln Ps) + 0.291\,3(\ln F) + 0.441\,1(\ln Is), \tag{6}$$

改革开放后

$$\ln I = 0.098(\ln A_1) + 0.176\,2(\ln A_2) + 0.325\,7(\ln Ps) + 0.359\,8(\ln F) + 0.045\,3(\ln Is), \tag{7}$$

西部大开发

$$\ln I = 0.103(\ln A_1) + 0.161(\ln A_2) + 0.344\,2(\ln Ps) + 0.369\,6(\ln F) + 0.009\,4(\ln Is). \tag{8}$$

对模型拟合结果的方差分析显示,3个阶段的F值均比较显著。各自变量回归系数均符合经济学意义,模型整体拟合效果满足要求。

4.2.2 岭回归结果分析

第1阶段(1958—1978年):从式(6)中可以看出,5个解释变量均与被解释变量呈正相关。其中就业结构的影响最大,新疆地区自然资源丰富,二产在政府的推动下发展较快,但由于技术水平极为落后,第1阶段工业的发展更多的是依赖于资源和人力的投入,这种粗放型的发展方式使二产就业人口占劳动力的比例由1958年的10.19%升至1978年的14.33%,成为CO₂排放

增长的最主要因素. 由于第 1 阶段没有实行计划生育, 总人口增速高达 3.82%, 极大促进了 CO_2 的排放. 由于物资匮乏和贫穷, 除基本的生存需要, 家庭户数的增加并没有带来更多的消费, 所以其对 CO_2 排放的影响要小于总人口. 消费水平无论是城市还是农村增长均较慢, 农村居民的消费水平在第 1 阶段基本停滞, 城市居民的消费水平经过初期的下降后, 60 年代中后期开始逐步回升, 对 CO_2 排放的影响要高于农村, 但远低于就业结构、人口规模和家庭结构 3 项指标.

第 2 阶段(1979—1999 年): 改革开放政策的实施, 不仅改变了经济体制, 也改变了人们的思想观念, 再加上人口流动性的增加, 家庭户数持续增长, 1999 年新疆的家庭户数比 1978 年增加 176.24 万户; 家庭户数的增加带来更多的能源消耗, 推动 CO_2 排放的增长, 使家庭结构在这一阶段成为 CO_2 排放增加的最主要推动因素. 总人口的增速虽因计划生育政策有所放缓, 但持续上升的趋势并未改变, 再加上其庞大的人口基数, 对 CO_2 排放的影响仅低于家庭结构的变化. 农村居民消费水平因自给自足经济模式的打破, 以及生产资料支出的上升, 增长较快, 对 CO_2 排放的影响超过了城市居民消费水平, 位列第 3; 城市居民消费水平增长虽也比较迅速, 但由于基数远高于农村, 所以增速慢于农村, 对 CO_2 排放的影响低于农村居民消费. 就业结构因技术水平的提升, 二产的发展由粗放型开始向集约型转变, 产值虽大幅提高, 但从业人员占劳动力的比例变化不大, 对 CO_2 排放的影响较小.

第 3 阶段(2000—2011 年): 西部大开发由于并没有涉及人口政策, 所以各项指标对 CO_2 排放的影响相较于第 2 阶段变化并不大. 家庭户数的变化高于第 2 阶段, 11 年间增加了 181.79 万户, 比第 2 阶段 20 年的增加量多出 7.19 万户, 对 CO_2 排放的贡献仍高居第 1. 总人口的稳定增长使人口规模对 CO_2 的影响仍保持在第 2 的位置; 农村居民消费和城市居民消费的排序并无变化, 但其对 CO_2 排放的推动力因经济的发展有所提高. 二产的发展虽较快, 就业人口的比例也有所上升, 但总体变化不大, 对 CO_2 排放的影响仍居于末位.

5 结论与讨论

本文通过格兰杰因果分析和岭回归对不同发

展时期人口因素与 CO_2 排放之间的因果关系和影响力进行检验. 结果显示: 1) 格兰杰因果关系检验中, 在改革开放前, 城市居民消费、家庭结构、人口和就业与 CO_2 排放呈现双向的因果联系. 但改革开放后, 农村居民消费在 90 年代后期至 21 世纪初期, 出现大幅度的下降, 与 CO_2 排放失去因果关系. 2) 在回归分析中, 各影响因素在不同政策背景下的推动力有所不同; 改革开放前: $I_s > P_s > F > A_1 > A_2$, 改革开放后: $F > P_s > A_2 > A_1 > I_s$, 西部大开发: $F > P_s > A_2 > A_1 > I_s$.

根据以上分析结果, 结合新疆的实际情况, 提出以下几条低碳发展建议:

1) 新疆是少数民族聚集地区, 计划生育政策相对宽松, 少数民族家庭普遍生育 2 个以上的孩子. 为维护社会稳定, 强制性的计划生育政策难以实施, 新疆的计划生育应更多采取柔性的措施进行引导, 可学习巴西的经验, 通过电视网络, 播放一些家庭生活剧, 展示一种让人向往的中产阶级生活方式, 再对生育较少的家庭给予一定的资金补助, 潜移默化地改变其传统观念.

2) 当前新疆城乡消费水平差距仍然较大, 以 2011 年的消费水平计算, 城市居民消费水平是农村居民的 2.24 倍. 但随着农业税的取消和家电下乡政策的实施, 未来农村居民消费增长对 CO_2 排放的影响将难以估量. 需进一步强化环境保护的宣传, 强调适度消费, 同时可适度将资金补贴由一些非必需的家电向种子、肥料等生产资料类产品转移, 引导居民消费模式向可持续消费的方向发展, 防止消费总量出现爆发式增长^[27].

3) 围绕家庭户数的持续提升, 需要新的政策设计, 如增加公共服务设施的投入, 在一些大型小区建设共享的服务设施; 改变生活用能收费模式, 实施阶梯定价等. 为此政府部门应根据新的形势及早筹划低碳发展的思路, 建立全面合理的评估与引导体系^[28].

4) 普及教育的最大利益即是带来人力资本的形成与积累, 通过高素质的劳动力推动科技的创新与进步, 进而提高能源利用率, 降低对环境的破坏. 只有加强教育投入, 提高人口素质, 提升劳动力对新技术的接受能力和创新能力, 使人口负担转化为人力资源; 才能建立适应低碳经济发展需要的人才基础, 推动新疆地区低碳经济的发展.

参考文献

- [1] 雷军,张利,张小雷. 中国干旱区特大城市低碳经济发展研究:以乌鲁木齐市为例[J]. 干旱区地理,2011,34(5): 820-829.
- [2] United Nations Population Fund. State of world population report[R]. 2009, 29.
- [3] 霍金炜,杨德刚,唐宏. 新疆碳排放影响因素分析与政策建议[J]. 地理科学进展, 2012,31(4):435-441.
- [4] 杜运伟,黄涛珍. 江苏省人口规模、结构对碳排放的影响分析[J]. 长江流域资源与环境,2013,22(4):399-404.
- [5] Birdsall N. Another look at population and global warming: population, health and nutrition policy research [C] // Working Paper, Washington, DC: World Bank, WPS 1020, 1992.
- [6] 李国志,李宗植. 人口、经济和技术对二氧化碳排放的影响分析:基于动态面板模型[J]. 人口研究,2010(3): 32-39.
- [7] Knapp T, Mookerjee R. Population growth and global CO₂ emissions [J]. Energy Policy, 1996, 24(1):31-37.
- [8] York R, Rosa E, Dieta T. STIRPAT, IPAT and IMPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts[J]. Ecological Economics, 2003, 46(3):351-365.
- [9] Shi A. The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975-1996: evidence from pooled cross-country data [J]. Ecological Economics, 2003, 44(1): 29-42.
- [10] Satterthwaite D. The implications of population growth and urbanization for climate change [J]. Environment and Urbanization, 2009, 21(2):545-567.
- [11] 朱勤,魏涛远. 居民消费视角下人口城镇化对碳排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(11):21-29.
- [12] 彭希哲,钱焱. 试论消费压力人口与可持续发展:人口学研究新概念与方法的尝试[J]. 中国人口科学, 2001(5): 1-9.
- [13] 朱勤,彭希哲,陆志明,等. 1980—2007年中国居民生活用能碳排放测算与分析[J]. 安全与环境学报,2010,10(2): 72-76.
- [14] 朱勤,彭希哲,吴开亚. 基于投入产出模型的居民消费品载能碳排放测算与分析[J]. 自然资源学报,2012,27(12):2 018-2 029.
- [15] Jiang L, Hardee K. How do recent population trends matter to climate change? [EB/OL]. [2014-03-30]. PAI work paper. [http://www. populationaction. org/Publications/Working _ Papers/April_2009](http://www.populationaction.org/Publications/Working_Papers/April_2009).
- [16] Liu J G, Gretchen C D, Paul R. Effects of household dynamics on resource consumption and biodiversity [J]. Nature, 2003,421:530-532.
- [17] 肖周燕. 我国家庭动态变化对二氧化碳排放的影响分析[J]. 人口研究,2012,36(1):52-62.
- [18] O'Neill C, Chen B S. Demographic Determinants of household energy use in the United States[J]. Population and Development Review, 2002,28:53-58.
- [19] Risa M. Japan eyes household to help cut CO₂ emissions[J/OL]. Journal of Applied Econometrics, 2009(1):1-33. [2014-03-30]. [http://news. Xinhuanet. com/world/ 2011-03/09/c_ 121166925. htm](http://news.Xinhuanet.com/world/2011-03/09/c_121166925.htm).
- [20] 李楠,邵凯,王前进. 中国人口结构对碳排放量影响研究[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(6):19-23.
- [21] IPCC. IPCC guidelines for national greenhouse gas inventories: Volume II [EB/OL]. Japan: The Institute for Global Environmental Strategies(2008-07-20) [2014-02-28]. [http://www. Ipcc. ch/ipccreports/Methodology-reports. htm](http://www.Ipcc.ch/ipccreports/Methodology-reports.htm).
- [22] CDIAC. Preliminary 2007-08 global & national estimates [EB/OL]. (2012-09-16) [2014-03-30]. [http://cdiac. orn h gov](http://cdiac.ornh.gov).
- [23] 李敏,陈胜可. Eviews 统计分析与应用[M]. 北京:电子工业出版社,2011.
- [24] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社,2009.
- [25] 张晓峒. Eviews 使用指南与案例[M]. 北京:机械工业出版社,2007.
- [26] Hoerl A E, Kennard R W. Ridge regression: biased estimation for no northogonal problems [J]. Technimetrics, 2000, 42(1): 80-86.
- [27] 朱勤,彭希哲,陆志明,等. 人口与消费对碳排放影响的分析模型与实证[J]. 中国人口·资源与环境,2010,20(2): 98-102.
- [28] 彭希泽,朱勤. 我国人口态势与消费模式对碳排放的影响分析[J]. 人口研究,2010, 34(1):48-57.