

Study on Relationship between Energy Consumption and Urbanization in Resource-Intensive Region

—Taking Shanxi Province as an Example

Xiaojia Guo, Wei Wang

College of Geography Science, Shanxi Normal University, Linfen Shanxi
Email: xiaojia.guo@foxmail.com

Received: Oct. 15th, 2018; accepted: Oct. 30th, 2018; published: Nov. 6th, 2018

Abstract

As a significant performance venue of many major social-economic-environment problems, as well as its complexity of resource mobilization and influence, city is a core carrier to promote and implement regional man-land relationship optimization, especially for the resource-intensive region. The rapid development of social economic and the improved level of urbanization need a lot of energy as the basis of security. This study takes the typical resource-based region Shanxi Province as the research target, uses comprehensive integrated principal component analysis and multivariate path analysis model, and analyzes the impact of energy consumption in the process of urbanization in Shanxi during 1978-2014. The main characteristics of energy consumption in the process of urbanization in Shanxi are: 1) The correlation coefficient between urbanization rate and energy consumption is 0.985, which is very close, but the direct impact is only 0.109; the indirect effect is as high as 0.876, so that the energy consumption of Shanxi Province is influenced by other factors as “intermediary”, and the indirect effect is far greater than the direct effect. 2) Urban residents’ disposable income had the most direct impact on energy consumption, and changes in the same direction. 3) The highest indirect effects among these factors are the civilian car ownership, and its positive indirect effect (1.893) is nearly twice to the negative direct effect (-0.976), and the transportation connects all aspects of our life, the increasing of vehicles which impact other factors indirectly leads to an increase of energy consumption. Urban residents’ disposable income and Civilian car ownership play the unusual intermediary role, and through these two factors others’ indirect influence and opportunities are greater.

Keywords

Urbanization, Energy Consumption, Path Analysis, Effect, Shanxi Province

资源密集型区域城市化与能源消费关系研究

——以山西省为例

郭晓佳, 王伟

山西师范大学地理科学学院, 山西 临汾

Email: xiaojia.guo@foxmail.com

收稿日期: 2018年10月15日; 录用日期: 2018年10月30日; 发布日期: 2018年11月6日

摘要

城市是许多重大社会 - 经济 - 环境问题的显著表现场所, 尤其对于资源密集型区域而言, 城市是促进和实现区域人地关系优化的核心载体, 具有复杂的资源调动力和影响力。而城市化水平的提高和社会经济的快速发展, 必须以消耗大量的能源作为基础保障。本研究以全国典型资源密集型区域的山西省为研究靶区, 综合运用主成分分析法和多元通径分析模型, 解析1978~2014年间山西城市化进程中的能源消费的影响效应。结果表明, 1) 人口城市化率的总效应最大达到0.985, 但其直接影响仅为0.109; 间接影响效应则高达0.876, 山西省城市化通过其他因素做“中介”对能源消费影响发生作用, 而且间接影响远大于直接影响。2) 城市居民可支配收入的直接影响最大, 且同向变化。3) 间接效应最高的是民用汽车拥有量, 并且正的间接效应达到负的直接效应两倍多, 交通方式将我们的生产生活各方面连接起来, 车辆增多通过影响其他因素间接导致能源消费的增加。城市居民可支配收入和民用汽车拥有量起到的中介作用非同寻常, 其他因素通过这三个因素起中介作用的影响和机会较大。

关键词

城市化, 能源消费, 通径分析, 影响效应, 山西省

Copyright © 2018 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

城市是一个以人类活动为主的, 以生态代谢过程为经络, 受自然生命支持系统所供养的开放型社会 - 经济 - 自然复合生态系统[1], 而对于资源型省份而言, 城市是促进和实现区域人地关系优化的核心载体, 具有复杂的资源调动力和影响力。城市化是经济发展和社会进步的必然结果, 是衡量一个国家或地区经济社会发展水平的重要标志。改革开放以来, 中国经济飞速发展, 城市发展建设迅速, 城市化水平也由1977年的17.92%提高到2015年的56.1%。但是, 这种高投入、低效率、高排放的线型城市发展模式对城市生态系统产生了环境污染、资源紧张等一系列负面影响[2], 甚至危害到居民生命和健康[3]。

诺贝尔经济学奖获得者斯蒂格利茨曾预言, 21世纪影响人类社会进程的两大事件, 一是新技术革命, 二是中国城市化[4]。作为世界人口第一大国, 中国的城市化和能源消费问题也是全球学者研究的热点。Jones从不同角度分析了城市化对能源消费的影响, 发现城市化增加了交通能源的消费以及单位产出的能耗, 得出城市化率和人均能源消费存在显著的正相关关系[5]。Hiroyuki利用多个国家1980~1993年的数据进行分析, 得到相似的结论[6]。然而, Ewing和Rong对美国城市的研究得出了相反的结论, 认为在高收入国家中, 城镇化水平与能源消费显著负相关[7]。Lariviere和Lafrance对加拿大城市化和能源消费的研究也得出相似结论[5]。张晓平分析了中国能源消费时空特征, 结果显示城市化是影响我国能源消费总

量增长和能源消费区域差异的主要因素之一[8]。刘耀彬利用因素分解模型定量测算了城市化对中国能源消费的贡献份额[9]。王超利用 1997~2012 年 30 个省际面板数据进行实证分析, 结果表明城市化进程中交通、消费、生活以及建设(包括居民住房)等方面能耗的大幅度增加, 使得城市化对于中国的能源消费具有较为明显的正效应[5]。国内外多数学者的研究表明城市化与能源消费之间具有显著的正向关系, 但也有研究表明两者之间具有负向关系, 未达到共识, 说明城市化对于能源消费影响的作用机制相对复杂。大部分研究仅限于人口城市化率的角度分析城市化与能源消费的关系。但是城市化不仅仅是农村人口向城市集中和乡村景观转变为城市景观的过程, 还包含城市生活的社会和行为特征在整个社会的扩展。前者是城市化数量的度量, 后者则更反映了城市化的质量。文章指标选取除了人口城市化率指标外还增加了二三产业从业人员比重、城镇居民人均住宅面积、城市居民可支配收入、民用汽车拥有量等表征城市化质量的指标, 多方面综合考虑城市化对能源消费的影响。此外, 多数研究是国家或者多国比较的层面, 省域层面的相对较少, 尤其缺乏煤炭资源性地区的能源消费和城市化的多元分析研究。

山西省的城市发展对能源消费的影响不但具有一般性, 更具有特殊性。因为, 对于资源富集性区域, 社会经济发展普遍和资源禀赋息息相关, 产业结构单一, 系统脆弱极易波动, 面对前所未有的发展与环境的双重压力。相对大多数中心职能及新兴科技文化城市, 资源型城市代谢特殊性表现在它们大多形成“因矿而兴因矿而废”的城市结构, 资源衰退和枯竭往往意味着城市的终结, 油城玉门的兴衰更是资源城市的生命周期真实写照, 山西城市发展亦步入“因煤而兴因煤而衰”的资源诅咒的怪圈。近年来, 由于煤炭、焦化、冶金、电力四大主导产业的持续低迷, 山西省主要城市社会经济负增长, 与东部及中部其他地区的差距呈现持续扩大趋势。而且, 由于过分依赖煤炭等资源开发, 生态环境恶化、资源浪费严重已成为制约山西社会经济发展的瓶颈。对山西面临的发展和生态危机国家高度重视, 2010 年国务院正式批复设立“山西省国家资源型经济转型综合配套改革试验区”。而区域可持续发展需要以对经济活动的资源环境影响的充分认知为基础, 才能通过科学管理和政策引导推动各项工作的开展。本研究旨在分析城市化进程中的能源消费的影响效应, 明确山西省城市发展中能源消费的状况及其主要影响因素, 寻求调控对策, 协调山西省城市经济、能源系统之间的相互关系, 促进山西省城市向可持续发展的方向迈进。

2. 研究区概况

研究区域山西位于我国中部, 是中华民族发祥地之一, 被誉为“华夏文明摇篮”。尧、舜、禹均在山西南部建都, 分别为“尧都平阳(今临汾市)”、“舜都蒲坂(今永济市)”、“禹都安邑(今夏县)”; 境内具有丰富的民族文化遗产, 五台山、平遥古城、大同云冈石窟均被列入世界文化遗产[10]。同时, 山西省是我国重要的原材料和能源供应基地, 为国家能源保障和现代化建设做出突出贡献; 但长时期、大规模、高强度的挖掘开采, 使得矿区地面塌陷、崩塌、泥石流等严重的地质灾害频发, “采煤大省”几乎变成“塌陷大省”[11]。目前, 采煤形成的采空区已达到 200 万多公顷, 采煤影响面积约 7000 公顷[12]。值得关注的是 2014 年山西省地区生产总值 12,761.49 亿元, 三产比重为 6.2:49.3:44.5; 山西 GDP 较上年同比增长 4.9%, 较 2013 年的 8.9% 出现断崖式下跌, 在全国 GDP 增速排名中倒数第一。境内县市经济已经出现大面积的负增长, 与东部及中部其他地区的差距呈现持续扩大趋势。

1979 年, 国家中心工作转移到经济建设以及山西“有水快流”政策刺激推动, 各市矿井大幅增加, 全省煤炭产量激增突破 1 亿吨, 1990 年达到 2.86 亿吨, 年均增长率达到 9.3%, 煤炭产量占全国的比重由 1978 年的 15.9% 提高到 1990 年的 26.5%, 提高了 10.6 个百分点; 其间山西省人口城市化率年均增长 4.2%, 煤炭增长带动城市发展。20 世纪 90 年代, 随着我国由计划经济向社会主义市场经济转变, 山西煤炭行业遭受严重冲击, 煤炭波动中低迷徘徊, 2000 年全省煤炭产量只有 2.5 亿吨, 十年期间煤炭产量年均增长率为-1.3%, 期间山西省人口城市化率年均增长 2.4%, 城市发展与煤炭生产出现背离现象。

2000~2011年间,山西作为全国重要的能源和原材料供应基地,煤炭产量由2000年的2.5亿吨提高到2011年的8.7亿吨,年均增长达12.0%,煤炭行业占工业比重由2000年的26.9%提高到2011年的58.7%;与此同时,山西省人口城市化率年均增长3.8%,与煤炭产量增长保持高度一致性。2012年,山西省包括11个地级市、11个县级市和85个县的中心镇与一般建制镇人口的城镇化率首次突破50%,达到51.26%。2014年城市化水平进一步提高到的53.8%相对1977年的18%翻了近三番。

煤炭产业的发展加快了山西城市化进程,而随着城市的扩张和非农产业的发展,社会经济发展迅速,人民生活水平的提高,生产生活用能也稳步增长(见图1)。2014年山西省煤炭消费总量为22,897万吨标煤比1978年增加20,076万吨标煤,增长了7.11倍;非农业用电量为2193万吨标煤,约为1978年115万吨标煤的18倍;石油制品消费量为867.74万吨标煤比1978年增加了795.21万吨标煤,增长了约11倍;焦炭消费量是211.54万吨标煤是1978年的7.66倍。煤炭依然是能源消耗的最大组成部分;这主要由于山西省是我国典型的资源型地区,煤炭产量占全国25%左右,长期以来形成的煤炭产业为支柱产业,规模以上工业行业中煤炭、焦炭、冶金、电力四大传统产业增加值占全省规模以上工业增加值比重75%以上,生产建设用煤比重非常高。非农业用电量激增主要因为城市发展迅速,山西人口城市化率较1977年增长近三倍,生产生活用电需求巨大。石油制品消费量大幅增加主要由于人民生活普遍改善,民用汽车拥有量从1978年的4.56辆增加到2014年421.95辆,增加了约91倍。

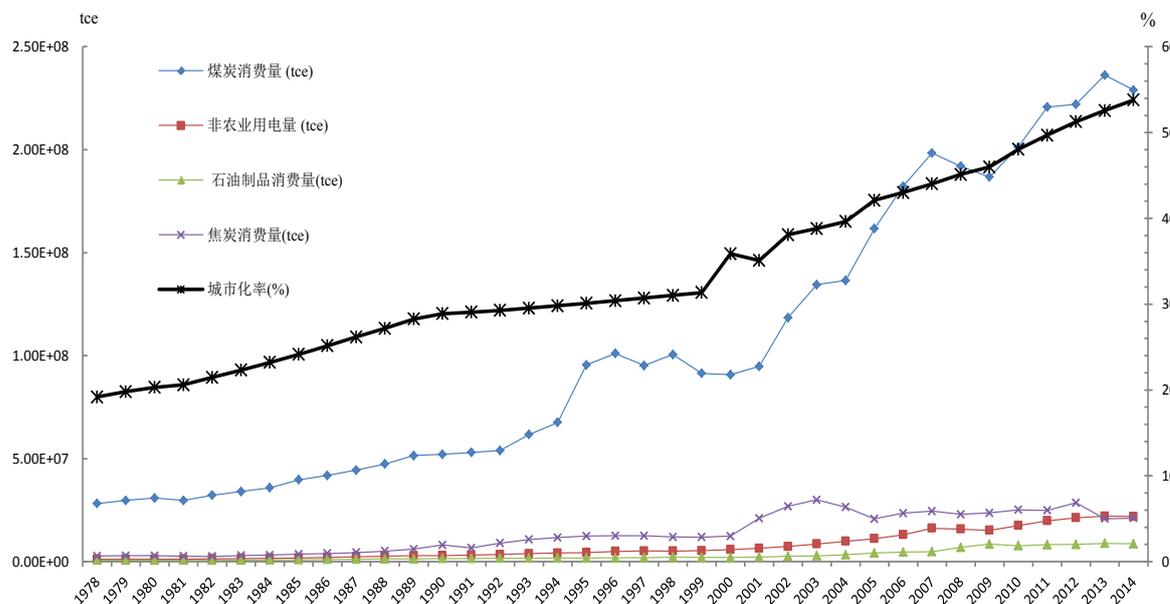


Figure 1. Situation of urbanization and energy consumption in Shanxi Province (1978-2014)

图1. 山西省城市化发展和能源消费情况(1978-2014)

3. 模型构建

3.1. 主成分分析

主成分分析首先是由K.皮尔森非随机变量分析引入的,尔后H.霍特林将此方法推广到随机向量的情形。通过对现实数据资料的分析,采用数学降维方法,把多个复杂的因素归一为几个主要因素(主成分或主因子),原则上,提取的主成分应该保证累计贡献率在85%以上,提取的主要因素可尽可能多地保留原始因素所表示的信息,并具有较强的可解释性[13] [14]。能源分品种消费量虽然37年来整体趋势一致,但是它们的计量单位不同,增长率变化幅度不同,成因也各不相同,通过主成份方法提取能源消费主控

因子(Y),保留了影响能源消费各个因素指标体系的大部分经济信息,消除数据相互干扰噪音。具体算法,在 spss13.0 中对因子做标准化,计算相关系数矩阵求得特征值和特征向量,提取主成分,根据前 m 个主成份累计贡献率大于 85% 的标准,以前 m 个主成份所对应的特征值占所提取主成分总的特征值之和的比例为权重,构造能源消费主控因子。

3.2. 通径分析

通径分析(path analysis)是 1921 年数量遗传学家 Sewall Wright 提出来,可反映自变量对因变量直接影响和间接影响的一种多元统计技术[15] [16] [17],同时也能研究变量之间因果关系比较好的一种多元统计分析方法[18] [19] [20]。它克服了多元相关分析中任意 2 个变量线性相关程度中由于包含其他变量的影响成分的片面性,也克服了多元回归分析中由于偏回归系数带有单位,使得原因对结果的效应不能直接比较的缺陷[21]。通径分析是在多元回归的基础上将相关系数分解为直接通径系数(某一自变量对因变量的直接作用)和间接通径系数(该自变量通过其他自变量对因变量的间接作用)。具体计算过程:

- 1) 构造因变量 Y 关于 $X_i (i=1,2,\dots,n)$ 的线性回归方程为:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_n X_n + e \quad (1)$$

- 2) 计算通径系数(path coefficient):

$$\beta_{iY} = \alpha_i (\sigma_{X_i} / \sigma_Y) \quad (2)$$

其中 σ_{X_i} 、 σ_Y 分别为 X_i 和 Y 的标准差, β_{iY} 称为标准偏回归系数即通径系数。

- 3) X_i 与 Y 的相关系数 r_{iY} 可分解为两部分,一部分为通径系数 β_{iY} , 表示 X_i 对 Y 的直接影响;一部分为 $\sum r_{ij} \beta_{jY}$, 表示 X_i 通过其余变量 X_j 对 Y 的间接影响。即:

$$r_{iY} = r_{i1} \beta_{1Y} + r_{i2} \beta_{2Y} + \dots + r_{in} \beta_{nY} \quad (3)$$

4. 实证分析

4.1. 能源消费的主成分分析

本文选用山西省 1978~2014 年的时间序列资料作为基础数据,设 y_1, y_2, y_3, y_4 分别为煤炭消费量,非农业用电量,石油制品消费量,焦炭消费量,对其进行主成分分析(见表 1)。根据最小 m 的选取标准,第一主成分的方差贡献率已经达到 92.628% > 85% 的要求,包含了指标体系中所蕴含的大部分信息,损失的数据信息只占原信息的 7.372%,使数据结构更为简化了。能源消费主控因子的表达式如下:

$$Y = 0.2681y_1 + 0.2662y_2 + 0.2602y_3 + 0.2439y_4$$

Table 1. Process of principal component analysis

表 1. 主成分分析过程

| Total Variance Explained | | | | | | |
|--------------------------|---------------------|---------------|--------------|-------------------------------------|---------------|--------------|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | |
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 3.705 | 92.628 | 92.628 | 3.705 | 92.628 | 92.628 |
| 2 | 0.259 | 6.482 | 99.110 | | | |
| 3 | 0.027 | 0.679 | 99.789 | | | |
| 4 | 0.008 | 0.211 | 100.000 | | | |
| Component Matrix | | | | | | |
| Component | y_1 | y_2 | y_3 | y_4 | | |
| 1 | 3.705 | 92.628 | 92.628 | 3.705 | | |

4.2. 通径分析

城市化主要指农村人口向城镇转移, 农村地域景观转化为城市地域景观的过程。而在人口向城市集中或迁移的过程包含了社会、人口、空间、经济转换等多方面的内容[5] [22] [23]。仅仅从人口城市化来度量城市化水平显然是不够的, 农民迁入城市, 城市人口增加只是一个方面, 更重要的一面在于他是否成功地实现身份和职业上的转变, 农村的单一性生活方式能否过渡为复杂的、多样的城市生活, 涉及行为习惯、思维方式、社会福利、各种价值观念和社会结构的重建[24]。综上, 城市化更是社会经济活动方式根本变化的过程, 是农业社会向工业社会、信息社会的转变过程。因此, 在利用 CNKI 数据库多年来关于城市化的评价指标进行频度统计的基础上, 本文借鉴相关专家的思路与方法[25] [26] [27], 并结合山西省的实际特点初步确定人口城市化率(X_1)二三产业从业人员比重(X_2)、财政支出(X_3)、城镇居民人均住宅面积(X_4)、城市居民可支配收入(X_5)、自然科学技术人员数(X_6)、民用汽车拥有量(X_7)等表征城市化水平的因素为自变量, 以主成分分析确立的能源消费主控因子(Y)为因变量, 利用通径分析解释自变量对能源消费的直接和间接影响程度。数据来源于 1979~2015 年的《中国统计年鉴》《山西省统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。具体过程如下:

1) 构造因变量 Y 关于 $X_i (i=1, 2, \dots, 7)$ 的线性回归方程:

$$Y = 0.109X_1 - 0.005X_2 + 0.204X_3 + 0.311X_4 + 1.302X_5 + X_6 - 0.976X_7$$

回归模型通过了有效性检验, 其中 $R^2 = 0.995$, 说明模型的拟合度非常好, 自变量能够解释 99.5% 的因变量的变化; $F = 836.481$, 用来验证回归模型比较有显著的效果, 且 $\text{Sig. } F = 0$ 小于 0.05, 则说明模型受误差因素干扰很小, 可以接受(见表 2)。

2) 计算自变量指标间的相关系数矩阵 r_{ij} (见表 3), 因变量与自变量之间的相关系数 r_{iY} , 进一步根据式(3)计算出通径系数矩阵 β_{iY} (见表 4)。

Table 2. Model Summary and validity test

表 2. 模型有效性检验

| Model Summary | | | | | |
|---------------|----------------|----------|-------------------|------------------------|---------------|
| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of Estimate | Durbin-Watson |
| 1 | 0.998 | 0.995 | 0.994 | 0.078 | 1.102 |
| ANOVA | | | | | |
| | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
| Regression | 35.823 | 7 | 5.118 | 836.481 | 0.000 |
| Residual | 0.177 | 29 | 0.006 | | |
| Total | 36.000 | 36 | | | |

Table 3. Correlation coefficient matrix of influencing factors

表 3. 影响因素间的相关系数矩阵

| 自变量 | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 | X_7 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| X_1 | 1.000 | 0.887 | 0.884 | 0.983 | 0.952 | 0.925 | 0.904 |
| X_2 | 0.887 | 1.000 | 0.706 | 0.853 | 0.781 | 0.930 | 0.738 |
| X_3 | 0.884 | 0.706 | 1.000 | 0.895 | 0.979 | 0.742 | 0.996 |
| X_4 | 0.983 | 0.853 | 0.895 | 1.000 | 0.953 | 0.891 | 0.904 |
| X_5 | 0.952 | 0.781 | 0.979 | 0.953 | 1.000 | 0.814 | 0.986 |
| X_6 | 0.925 | 0.930 | 0.742 | 0.891 | 0.814 | 1.000 | 0.770 |
| X_7 | 0.904 | 0.738 | 0.996 | 0.904 | 0.986 | 0.770 | 1.000 |

Table 4. Correlation coefficient and path coefficient between dependent variable and independent variable
表 4. 因变量与自变量的相关系数及通径系数

| 项目 | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 | X_7 |
|--------------------------------|--------------|--------|--------------|--------------|--------------|-------|--------|
| X_i 与 Y 的相关系数 r_{iY} | 0.985 | 0.835 | 0.907 | 0.991 | 0.968 | 0.872 | 0.918 |
| X_i 与 Y 的通径系数 β_{iY} | 0.109 | -0.005 | 0.204 | 0.311 | 1.302 | 0.041 | -0.976 |

从表 4 可见, 自变量 X_i 与因变量 Y 的相关系数 r_{iY} 均大于 0.835, 说明自变量与因变量相关度很高, 相关度大小依次为: 城镇居民人均住宅面积(X_4) > 人口城市化率(X_1) > 城市居民可支配收入(X_5) > 民用汽车拥有量(X_7) > 财政支出(X_3) > 自然科学技术人员数(X_6) > 二三产业从业人员比重(X_2)。但在多元回归分析中, 相关系数可能不能够真实的反映出两个变量间的相关性, 从而也不能完整反映特定自变量与因变量间线性相关程度。因为变量之间的关系很复杂, 可能受到不止一个变量的影响。因变量与每个变量间相关系数都有其他 9 个变量作用, 要排除其他变量的影响, 需要计算因变量 Y 与 X_i 之间的通径系数。从表中可以看出因变量 Y 与 X_i 之间的通径系数大小顺序为: 城市居民可支配收入(X_5) > 城镇居民人均住宅面积(X_4) > 财政支出(X_3) > 人口城市化率(X_1) > 自然科学技术人员数(X_6) > 二三产业从业人员比重(X_2) > 民用汽车拥有量(X_7), 并且二三产业从业人员比重和民用汽车拥有量两个指标与能源消费之间是负向相关关系。自变量 X_i 与 Y 的通径系数与相关系数相比, 不仅绝对值大小顺序不同, 而且符号也不同。

可以看出, 城市居民可支配收入和城镇居民人均住宅面积在两种比较中都是排在前列, 说明影响能源消费的关键因素不再是城市人口的激增, 而与城市建设和人民的生活城市化存在更多关联。城市居民可支配收入和城镇居民人均住宅面积对能源消费量的直接影响最大, 且同向变化, 说明城市居民收入水平越高, 消费能力提升, 市场消费需求越大, 需要大量的物质、能量来做基础支撑, 因而需要的能源供应也就越大。目前我国扩大内需是拉动经济增长的三驾马车中最重要的一项, 随着人民生活水平的提升, 能源需求仍会有增加。民用汽车拥有量在一定程度上反映了城市化质量, 通径系数为负, 说明随着城市化水平和质量的提高, 运输方式的改变, 提高了人民生活生产的效率, 促进经济发展和技术进步, 推动能源利用效率的提高, 可以适当减少能源消费, 某种程度来说山西是个产煤大省但并不是一个消费大省, 过去几十年更多满足国家的能源需求, 70%的煤炭、电力输出到省外, 车辆增多, 运输效率提高可以节约运输途中能源损失。二三产业从业人员比重反映了经济产业城市化的水平, 通径系数为负, 说明随着城市化进程的开展, 开始关注环境而减少有害环境的高污染高耗能产业, 对行业发展进行综合协调, 提升使用效果和优化部门的结构, 促进科技创新, 从而减少能源消费。

3) 计算影响因素的直接、间接影响(见表 5), 并绘制通径图(见图 2)。在各影响因素对能源消费量的通径分析中, 计算出误差对因变量的通径剩余效应 $R_{eY} = \sqrt{1-R^2} = 0.07$, R_{eY} 很小说明通径分析中自变量选取已经涵盖了影响能源消费的主要因素[28] [29]。

从表 5 和图 2 可知, 各个因素对能源消费的总效应都是正的, 主要由于除了城市居民可支配收入 X_5 其余 6 个自变量 X_i 对 Y 总间接效应都是正的, 说明影响因素变大的时候无论它对能源消费的直接影响是正的还是负的, 通过对其他因素的影响最终造成能源消费的增加。其中, 间接效应最高的是民用汽车拥有量, 并且正的间接效应 1.893 达到负的直接效应 0.976 的两倍多, 交通方式将我们的生产生活各方面连接起来, 车辆增多通过其他媒介间接导致能源消费的增加。

影响能源消费的因素错综复杂的, 而且很多因素都是相互影响关联的。人口城市化率(X_1)二三产业从业人员比重(X_2)、财政支出(X_3)、城镇居民人均住宅面积(X_4)、城市居民可支配收入(X_5)、自然科学技术人员数(X_6)、民用汽车拥有量(X_7)这些变量直接影响能源消费外, 同时也通过其他变量间接影响能源消费。例如人口城市化率, 城市人口的增加直接导致生活用煤用电用气的增加, 导致能源消费增加。同时, 又

可能引起民用汽车量的增加, 引起燃油天然气的消耗增加, 间接引起能源消费总量的增加。通径分析正适用于这种多因素相关的分析。由图 2 知, 就山西而言, 人口城市化率对能源消费的总效应达到 0.985, 关系非常密切。但其直接影响仅为 0.109; 间接影响效应则高达 0.876, 说明城市化通过其他因素做“中介”对能源消费影响发生作用, 而且间接影响远大于直接影响。除了城市居民可支配收入 X_5 的直接正效应大于间接负效应外, 其他 6 个指标都是间接效应大于其直接效应。尤其二三产业从业人员比重、自然科学技术人员数等指标的间接效应远远大于它们对能源消费的直接效应。说明影响能源消费的因素错综复杂, 不能头痛医头, 而应综合考虑相互关系做出决策。比较每个自变量通过其他变量对能源消费的间接效应发现, 最高的始终都是城市居民可支配收入, 其次是民用汽车拥有量。二者对能源消费 Y 的总效应分别是 0.968, 0.918 (见图 2)。七个自变量中和能源消费关系最紧密的两项, 也是最关键的两项。

Table 5. Direct impact and indirect impact on energy consumption of influence factors
表 5. 影响因素对能源消费量的直接影响和间接影响

| 自变量 | X_i 通过 X_j 对 Y 的间接影响 | | | | | | | X_i 对 Y 直接效应 | X_i 对 Y 总间接效应 | X_i 对 Y 总效应 |
|-------|----------------------------|--------|-------|-------|--------------|-------|---------------|------------------|-------------------|-----------------|
| | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 | X_7 | | | |
| X_1 | -- | -0.005 | 0.180 | 0.306 | 1.240 | 0.037 | -0.882 | 0.109 | 0.876 | 0.985 |
| X_2 | 0.096 | -- | 0.144 | 0.265 | 1.017 | 0.038 | -0.720 | -0.005 | 0.840 | 0.835 |
| X_3 | 0.096 | -0.004 | -- | 0.278 | 1.274 | 0.030 | -0.972 | 0.204 | 0.703 | 0.907 |
| X_4 | 0.107 | -0.005 | 0.182 | -- | 1.241 | 0.036 | -0.882 | 0.311 | 0.680 | 0.991 |
| X_5 | 0.103 | -0.004 | 0.199 | 0.296 | -- | 0.033 | -0.962 | 1.302 | -0.334 | 0.968 |
| X_6 | 0.100 | -0.005 | 0.151 | 0.277 | 1.060 | -- | -0.752 | 0.041 | 0.831 | 0.872 |
| X_7 | 0.098 | -0.004 | 0.203 | 0.281 | 1.284 | 0.031 | -- | -0.976 | 1.893 | 0.918 |

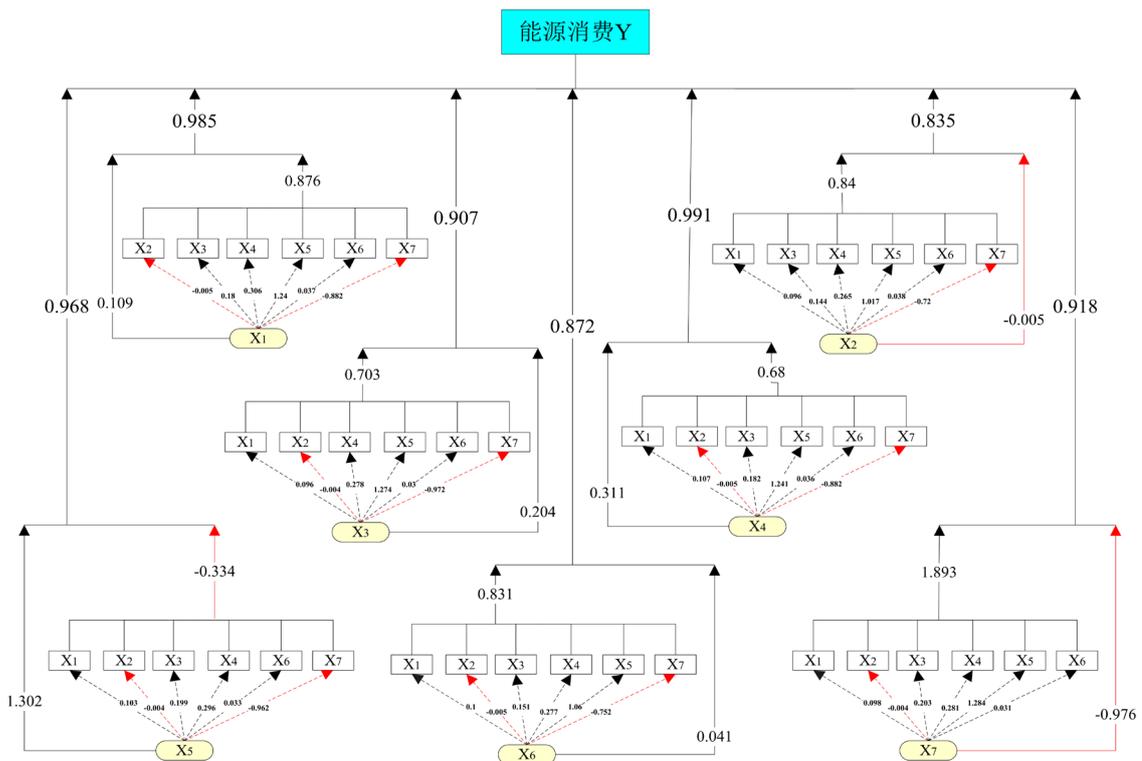


Figure 2. Path diagram of coal consumption
图 2. 煤炭消费通径图

综上, 影响山西能源消费最关键的因素是城市居民可支配收入, 城市化进程中更应该注重回归人的城市化, 提高人民生活水平同时更要注重文化素养, 要加强公众环保节能意识, 提倡绿色消费。民用汽车拥有量是能源消费中另一个关键因素, 总效应为正理应控制其规模的壮大, 但是它的直接效应以及其他因素通过它的能源效应都是负的, 某种程度来说山西是个产煤大省但并不是一个消费大省, 过去几十年更多满足国家的能源需求, 70%的煤炭、电力输出到省外, 车辆增多, 运输效率提高可以节约运输途中能源损失, 而且提高人们的生存生活效率、方便出行, 对于它的一个合适的规模还需要综合考虑各方面因素并结合山西能源承载力来确定。此外, 山西目前的产业结构依然是黑色 GDP, 规模以上工业行业中煤炭、焦炭、冶金、电力四大传统产业增加值占全省规模以上工业增加值比重 75%以上, 急需优化调整, 结果显示, 这种调整不仅仅会带来生产上的能源消费的建设, 而且其他因素通过产业结构对能源消费的效应都是负的, 从而会带来整个城市系统的能源消费的减少。

5. 主要结论

综上所述, 经过 37 年的建设发展, 城市化目前到了一个提升质量的阶段, 城市规划中需要转变注重城市规模、建设大城市为目标的思路, 不能仅仅注重人口、非农产业、城市建设用地等城市化“量”的改变, 还应该加强城市化的生活方式、文化等诸多“质”发面的发展; 而这些也更加深刻地影响城市资源能源的消费。山西城市化进程中能源消耗效应的主要特点: 城市化率的总效应最大达到 0.985, 但其直接影响仅为 0.109; 间接影响效应则高达 0.876, 说明城市化通过其他因素做“中介”对能源消费影响发生作用, 而且间接影响远大于直接影响。城市居民可支配收入直接影响最大, 且同向变化; 城市居民可支配收入、民用汽车拥有量起到的中介作用非同寻常, 其他因素通过这两个因素起中介作用的影响和机会非常大。间接效应最高的是民用汽车拥有量, 并且正的间接效应达到负的直接效应两倍多, 交通方式将我们的生产生活各方面连接起来, 车辆增多通过其他媒介间接导致能源消费的增加。

基金项目

国家自然科学基金青年基金(41701062); 山西省回国留学人员科研资助项目(2016-078); 山西师范大学校自然科学基金(ZR1714)。

参考文献

- [1] 马世骏, 王如松. 社会-经济-自然复合生态系统[J]. 生态学报, 1984, 4(1): 1-9.
- [2] 诸大建. 重构城市可持续发展理论模型——自然资本新经济与中国发展 C 模式[J]. 探索与争鸣, 2015(6): 18-21.
- [3] 陆大道. 中速增长: 中国经济的可持续发展[J]. 地理科学, 2015, 35(10): 1207-1219.
- [4] 张松. 短缺还是过剩——有关中国城市化问题的探讨[J]. 城市规划学刊, 2011(1): 8-17.
- [5] 王超, 蒋瑛. 城市化对中国能源消费效应的作用和机制[J]. 甘肃社会科学, 2016(1): 80-83.
- [6] Hiroyuki, I.M.A.I. (1997) The Effect of Urbanization on Energy Consumption. *The Journal of Population Problem*, **53**, 43-49.
- [7] Ewing, R. and Rong, F. (2008) The Impact of Urban form on US Residential Energy Use. *Housing Policy Debate*, **19**, 1-30. <https://doi.org/10.1080/10511482.2008.9521624>
- [8] 张晓平. 20 世纪 90 年度以来中国能源消费的时空格局及其影响因素[J]. 中国人口资源与环境, 2005, 15(2): 38-41.
- [9] 刘耀彬. 中国城市化与能源消费关系的动态计量分析[J]. 财经研究, 2007, 33(11): 72-81.
- [10] 张奋平. 灰色关联视角下的旅游产业结构优化研究——以山西地区为例[J]. 科技创新与生产力, 2015(10): 31-33.
- [11] 王闰平, 陈凯. 资源富集地区经济贫困的成因与对策研究——以山西省为例[J]. 资源科学, 2006, 28(4): 158-165.
- [12] 吴启红, 万世明, 彭文祥. 一种多层采空区群稳定性的综合评价法[J]. 中南大学学报: 自然科学版, 2012, 43(6):

2324-2330.

- [13] 徐建华. 现代地理学中的数学方法[M]. 北京: 高等教育出版社, 1994.
- [14] 张宝成, 曹军骥, 白艳芬, 等. 环境变化对青海湖天然草场牧草产量的影响[J]. 干旱区资源与环境, 2010, 24(7): 134-137.
- [15] Tega, Y. and Honda, M. (1979) Variables Selections in Regression Estimation. Recent Developments in Statistical Inference and Data Analysis. International Conference in Statistics, Tokyo, 182-184.
- [16] 韦素琼, 陈健飞. 闽台建设用地变化与工业化耦合的对比分析[J]. 地理研究, 2006, 25(1): 87-95.
- [17] 李雪梅, 张飞云, 尚明, 等. 天山南北坡气象因子对出山口径流影响通径分析——以开都河和玛纳斯河流域为例[J]. 资源科学, 2012, 34(4): 652-659.
- [18] 罗振堂, 郭连云, 谢卫东. 三江源区高寒草地牧草产量主要影响因子分析[J]. 干旱区资源与环境, 2011, 25(6): 122-126.
- [19] 宋戈, 王越, 雷国平. 松嫩高平原黑土区耕地利用系统安全影响因子作用机理研究——以黑龙江省巴彦县为例[J]. 自然资源学报, 2014(1): 13-26.
- [20] 倪超, 雷国平. 黑龙江省粮食产量变化及驱动因素分析[J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(5): 14-19.
- [21] 鲁春阳, 文枫, 杨庆媛. 城市土地利用结构影响因素的通径分析——以重庆市为例[J]. 地理科学, 2012, 32(8): 936-943.
- [22] 邴华琳, 胡德宝, 邢万里, 等. 我国城市化对能源消费的影响浅析[J]. 中国矿业, 2014(6): 37-43.
- [23] 梁进社, 洪丽璇, 蔡建明. 中国城市化进程中的能源消费增长——基于分解的 1985-2006 年间时序比较[J]. 自然资源学报, 2009(1): 20-29.
- [24] 文军. 回到“人”的城市化:城市化的战略转型与意义重建[J]. 探索与争鸣, 2013(1): 57-60.
- [25] 姜巍, 高卫东. 中国能源消费增长特征及影响因素分析[J]. 世界地理研究, 2013(3): 160-168.
- [26] 宋长鸣, 李崇光, 向玉林. 基于通径分析的能源消费影响因素研究[J]. 干旱区资源与环境, 2012, 26(10): 174-179.
- [27] 郭文, 孙涛. 城镇化对中国区域能源消费及居民生活能源消费的影响[J]. 中国环境科学, 2015, 35(10): 3166-3176.
- [28] Rao, C.R. (1973) Linear Statistical Inference and Its Applications. John Wiley & Sons Inc., New York, 210.
<https://doi.org/10.1002/9780470316436>
- [29] 杜家菊, 陈志伟. 使用 SPSS 线性回归实现通径分析的方法[J]. 生物学通报, 2010, 45(2): 4-6.

知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2168-5762, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: gser@hanspub.org