

人大国发院系列报告

专题研究报告

2015年7月总期第49期

(中国改革系列报告 ERS201501)

我国城市化与居民生活用能消费的动态关系分析

虞义华 (中国人民大学国家发展与战略研究院、经济学院)

张惠 (中国人民大学经济学院)



国家发展与战略研究院

National Academy of Development and Strategy, RUC

人大国发院简介

国家发展与战略研究院（简称国发院）是由中国人民大学主办的独立的校级核心智库。国发院以中国人民大学在人文社会科学领域的优势学科为依托，以项目为纽带，以新型研究平台、成果转化平台和公共交流平台为载体，组建跨学科研究团队对中国面临的各类重大社会经济政治问题进行深入研究，以达到“服务政府决策、引领社会思潮、营造跨学科研究氛围”的目标。

国发院通过学术委员会和院务会分别对重大学术和行政事务进行决策。目前由陈雨露教授担任院长，刘元春教授担任执行院长。

地址：北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学国学馆（紧邻新图书馆）

电话：010-62515049

网站：<http://NADS.ruc.edu.cn>

Email: nads_ruc@126.com, nads@ruc.edu.cn

目录

摘要.....	4
一、引言.....	5
二、文献综述.....	6
三、计量模型与数据.....	10
四、实证结果分析.....	11
(一) 面板单位根检验.....	11
(二) PVAR模型估计.....	12
(三) 脉冲响应分析.....	13
(四) 方差分解.....	14
(五) 城市化与居民电力消费.....	15
(六) 2020年GDP、城市化率、城镇居民生活用能预测.....	17
五、结论与讨论.....	18
参考文献.....	22

摘要

在回顾城市化与能源消费以及居民生活能源消费关系的基础上，本报告通过构建我国地级市层面的面板数据向量自回归（panel vector autoregressive, PVAR）模型度量了城市化、城镇居民生活能源消费总量和电力消费量之间的动态关系。实证研究表明：（1）城市化水平对城镇居民生活能源消费总量的正向影响效应较弱，而对城镇居民家庭电力消费量的影响较大。（2）到 2020 年，我国 GDP 将达到 90.6 万亿元，能实现国内生产总值（GDP）翻一番的目标。（3）根据模型预测，2020 年中国城市化率为 63%，意味着届时将有 8.8 亿城市人口，即中国将有超过 50% 的人口居住在城市；与此同时，每年将有 1000 多万农村人口向城镇转移。（4）2020 年我国城镇居民生活用电为 511.3 万亿度电，比 2010 年增长 92%，城镇居民生活用电弹性为 0.7。

关键词：城市化能源消费电力消费预测动态分析

我国城市化与居民生活用能消费的动态关系分析

虞义华 张惠

一、引言

自改革开放以来，中国的城市化进程明显加快，城市化率已由1978年的17.9%上升到2014年的54.77%。根据城市化发展规律，中国已经处于城市化发展的中期阶段，在未来的二三十年中，中国城市化还将继续保持较快速度的发展。我国城市化过程的迅速推进促进了能源消费的增长和模式转化，进而又会对气候变化产生重要的影响。作为全球最大的能源消费和温室气体排放国，我国面临经济发展和节能减排的两难困境。OECD（2013）强调绿色城市发展理念，通过降低环境负外部性，培育城市经济增长与发展。目前，我国城市化面临能源、固体废弃物处理、城市发展检测系统和信息交流四大挑战，其中，能源问题首当其冲。据国家统计局数据公布，从1991年到2012年，我国城镇能源消费总量从103843万吨标准煤上升到361732万吨标准煤，城镇居民生活能源消费总量从8964万吨标准煤上升到23801万吨标准煤，二十年间扩大了近1.66倍。城镇化的快速推进，必将带来居民能源消费的急剧变化和增长。在中国节能压力空前巨大的背景下，如何在城镇化的动态过程中，掌握居民的能源消费行为，控制居民能源消费的增长对于包括中国在内的经济快速发展的发展中国家

家来说显得尤为重要。

城市化的发展必然会引起城镇居民生活能源消费数量的快速增加以及生活能源消费结构的改善和优化。在能够预期未来结果的基础上,我们需要将研究的重点放在城市化这一动态过程是如何引起居民生活能源消费变化的问题上,深入分析城市化对居民生活能源消费的影响机制及内部机理,从而协调中国未来城市化发展与居民生活能源消费需求的关系,在提高城市化水平的同时提高居民生活能源使用效率,避免高能耗等能源消费问题带来的发展约束和相关环境问题。

城市化的发展必然会引起其工业结构、人均工资水平、生活环境以及基础设施建设的变化,城市化对居民生活能源消费的影响并不是直接发生的,而是通过影响居民生活方式、消费方式、收入水平等主观因素以及能源价格、政策环境导向等客观因素间接对居民能源消费发生作用。从其现实意义来说,探讨城市化对城镇居民生活能源消费的影响机制,把握不同影响因素的作用方式和强度,有利于促进城市化发展与居民生活能源消费供需相协调,有益于探寻和完善生活能源消费的合理管理方式和有效的能源政策,对于促进中国的城市化发展乃至整个经济社会和谐发展都具有重要意义。

二、文献综述

《BP2035 世界能源展望》(BP, 2014) 预测,到 2035 年,全球能源消费将增加 41%,其中,95%将来自快速发展的新兴经济体。能源使用造成的全球二氧化碳排放将增加 29%,限制排放的政策将日趋严格,

排放增速也将放缓，但排放量仍远高于科学界建议的路径。尤其是中国，2007年，我国的二氧化碳排放总量超美国，位居世界第一（Zhou et al., 2013）；按人均计算，中国将于2017年超过欧盟，2033年超过经合组织平均水平；而这主要是由于改革开放下我国快速发展的城市化和工业化引起的（Lamia et al., 2009）。与此同时，能源消费的增加使得环境污染问题日益严重，直接影响到我国城市的宜居性和可持续性（China National Human Development Report, 2013）。不仅如此，作为世界上人口最多的发展中国家，我国能源消费总量的控制和二氧化碳的减排还关系到全球能源生产结构和气候的改善。因此，限制能源消费和二氧化碳排放成为中国政府当前的工作重点。我国“十二五”规划明确提出，“要把大幅度降低能源消耗强度和二氧化碳排放强度作为约束性指标，有效控制温室气体排放。其中，能源强度下降16%，碳排放强度下降17%。”此外，我国还大力发展清洁能源，如风能、太阳能等，并为其提供充足的资金支持。2009年，我国在清洁能源上的投资占全国总投资的比重超过50%，投融资总额高达346亿美元，成为G20国家的领头羊（PEW, 2009）。通过对现有政策和未来可能实行政策的评估，到2030年，我国建筑、工业、运输等部门能源消耗和二氧化碳排放都将大幅降低（Zhou et al., 2013）。

学术界对城市化与能源消费关系的研究已经相对深入，从不同角度分析了城市化对能源消费的影响（Jones, 1991），对人均能源消费和人均GDP之间的弹性系数进行了估算。Hiroyuki（1997）通过对多个国家1980-1993年的数据进行分析，认为城市化与人均能源消费显

著正相关。城市化进程的推进导致了经济规模的扩大和人们生活水平的提高，从而加大了能源的需求量 (Shen et al., 2005); 同时由于产业结构调整、经济结构、产品结构和技術结构得到更合理的调整，资源得以充分利用，又会使得能源消耗有所下降 (Wei et al., 2003)。城市化进程的加快，不但带来能源消费总量的改变，也引起能源消费结构的转变。城市化的发展使得发展中国家石油替代煤炭过程加速 (Sathaye 和 Meyer, 1985)，电力消费也发生了显著变化 (Burney, 1995)。国内学者对中国能源消费与城市化的研究，结论较为一致，认为城市化与能源消耗之间存在长期均衡的协整关系 (刘耀彬, 2007)，城市化水平每提高 1%，中国能源消费量将会增加 0.318% (陈锦, 2012)，但能源消费量增长对城市化水平提高的正面冲击效应不大 (张明慧、陈锦、蔡友霞, 2013)，市场化进程的推进会降低能源消耗 (郑云鹤, 2006)。

近年来，许多学者着眼于居民生活消费诱发能源消耗增加的研究，关注影响居民能源消费的行为因素分析。国外的研究大多从能源消费活动和消费模式出发进行研究 (Weber 和 Perrels, 2000)，表明约 45%-55% 的能源消费是由居民消费活动导致 (Schipper et al., 1989;)，其中电力消费的增加是由城市化引起的 (Gates 和 Yin, 2004)。家庭收入增加和城市发展导致了家庭燃料使用从传统的生物质燃料转换为现代的化石燃料的重大变化 (Tyler, 1996)，美国、欧盟、澳大利亚和新西兰，城市人均一次能源消费低于全国平均水平，但在中国城市人均能耗是全国的 1.8 倍，这主要是由于城市收入水平的提高与商

品能源的可得性使得城市消耗更多的商品能源(World Energy Outlook, 2008)。城市居民对高质量商品能源需求的增加,进一步增大了中国对国外进口能源的依赖,《BP 2035 世界能源展望》(2014)认为,当前的能源进口国之中,美国已踏上实现能源自给的道路,而中国的进口依存度将有所提高,亚洲将成为主要的能源进口区域,能源安全喜忧参半。

国内学者的研究几乎都认为城市化是影响生活能源消费的主要因素之一(陈迅和袁海蔚, 2008)。随着经济的迅速发展,城市化进程的加快,我国城乡居民消费支出的增加会间接导致能耗量的上升(李艳梅和张雷, 2008),人民生活水平的提高将进一步提升居民对生活电力的需求(高坤, 2007)。魏一鸣等(2010)采用消费者生活方式(consumer lifestyle approach, CLA)方法计算了1999-2002年我国农村和城镇居民生活方式对能源消费的影响,认为居民生活需求及相关经济活动对能源消费的影响为26%。其中,城市居民生活对能源消费的间接影响是直接影响的2.44倍,农村居民对能源消费的直接影响是间接影响的1.86倍。值得注意的是,随着农村人口向城镇的转移,可再生的生物质能利用下降,造成了部分能源资源的剩余和浪费。

大多数文献的研究侧重于城市化与能源消费总量特别是生产能源消费的关系,研究城市化与生活能源消费关系的文献相对较少;而且,在已有的研究城市化水平与生活能源消费关系的文献中,大多以家庭为主要研究单位,中国的学者更多将关注的视点聚焦于农村居民

生活能源消费的改变上，本文将落脚于城市层面，为已有研究提供一定的补充和完善；以往的研究更多的是考虑变量间的单向关系，而本文则会对几个变量间的动态关系进行研究分析。

三、计量模型与数据

从以往的研究中可以发现，城市化水平对能源消费的影响基本都是基于时间序列的向量自回归（vector autoregressive, VAR），对国家宏观层面能源消费的整体水平进行分析，而利用面板 VAR（或 PVAR）模型的分析较少。PVAR 模型是由 Holtz-Eakin（1988）、McCoskey 和 Kao（1999）、Westerlund（2005）等提出和发展的，相对于时间序列数据模型而言，面板数据模型不仅能使观测样本数据成倍的扩大，降低多重共线性的影响，而且能够识别和度量一些潜在的因素对研究对象的影响，控制横截面的异质性，减少估计值的偏差程度。

为了能够客观地刻画中国城市化进程对城镇居民生活能源消费的影响机制，本文基于 1994-2011 年中国 185 个地级及以上城市的基础数据进行 PVAR 模型分析。本文建立如下 PVAR 模型，

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_{ij} Y_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$ ，即样本包含有 N 个城市，时间跨度为 T 的观测值。 μ_i 是第 i 个城市的固定效应，表示不可观察的异质性。 β_0 和 β_j 分别表示常数项和滞后内生变量的估计系数，内生变量的滞后阶数为 q 。 ϵ_{it} 表示 PVAR 模型的残差。 Y_{it} 表示随时间和地区变化的 K 个内生变量，包括为生活能源消费总量、城市化水平和 GDP 三个变量。

生活能源消费总量 (EC) 用城镇居民生活用电、城镇居民煤气家庭用量以及城镇居民液化石油气家庭用量三者之和来表示, 并根据折标煤系数折算为万吨标准煤。城市化水平 (URB) 用各城市年末城镇人口占总人口的比重来刻画, 比重越大, 城市化水平越高; GDP 为年末城市市辖区生产总值占国内生产总值的比重, 作为衡量经济发展水平的指标。所用数据均根据中华人民共和国国家统计局以及1995-2012年中国城市统计年鉴整理而得。为了模型的平稳性考虑, 对以上数据均进行对数一阶差分处理。

四、实证结果分析

(一) 面板单位根检验

为确保数据在检验过程中的平稳性, 避免“伪回归”现象的出现, 首先对面板数据进行单位根检验。本文对 PVAR 模型所涉及数据的平稳性检验结果如表 1 所示, 对于所有的一阶差分变量, 其 p 值均为 0.0000, 在 1% 的水平上显著, 拒绝存在单位根的原假设。因此, 城市化水平序列、居民家庭生活能源消费量序列以及 GDP 序列都是一阶差分序列平稳的。

表 1 面板数据的单位根检验

变量	LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher	结论
$\Delta \ln EC$	-32.04 (0.000)	-31.68 (0.000)	-31.77 (0.000)	66.12 (0.000)	181.55 (0.000)	I(1)
$\Delta \ln URB$	-1.3e+02 (0.000)	-19.10 (0.000)	-22.71 (0.000)	48.33 (0.000)	102.25 (0.000)	I(1)

$\Delta \ln \text{GDP}$	-20.53 (0.000)	-18.71 (0.000)	-24.48 (0.000)	34.69 (0.000)	85.23 (0.000)	I(1)
-------------------------	-------------------	-------------------	-------------------	------------------	------------------	------

注：变量均为一阶差分，括号内为 p 值。

(二) PVAR 模型估计

基于一阶差分的面板数据，采用 Arellano 和 Bover (1995) 提出的“Helmert”过程进行“向前均值差分”，去除动态面板中的个体固定效应和时期效应。这一方法消除了每个个体向前的均值，这样就保证了滞后变量与转换后的变量正交，并且与残差项无关，从而可以采用滞后变量作为工具变量来进行 GMM 估计。因此 PVAR 综合了 VAR 和面板数据分析的优点，既能够控制不可观测时期不变效应和截面不变效应，也可以分析变量间的动态关系。另外，根据赤池信息准则和施瓦茨信息准则，构建不同滞后阶数的 PVAR 模型进行比较，可以确定最优滞后阶数为 4 阶。本文采用 Love 和 Zicchino (2006) 提供的程序代码建立 PVAR 模型，并且利用蒙特卡罗方法模拟得到 PVAR 模型模拟回归结果和脉冲响应图。PVAR 模型的主要估计结果如表 2 所示。

表 2 PVAR 模型的主要估计结果

解释变量	被解释变量		
	$h_{\Delta \ln \text{EC}}$	$h_{\Delta \ln \text{URB}}$	$h_{\Delta \ln \text{GDP}}$
$h_{\Delta \ln \text{EC}}(-1)$	-0.4605	-0.0013	-0.0235
$h_{\Delta \ln \text{EC}}(-2)$	-0.3052	-0.0127	-0.0238
$h_{\Delta \ln \text{EC}}(-3)$	-0.2295	0.0074	-0.0213
$h_{\Delta \ln \text{EC}}(-4)$	-0.1424	0.0082	-0.0075
$h_{\Delta \ln \text{URB}}(-1)$	-0.0942	-0.0744	0.0861
$h_{\Delta \ln \text{URB}}(-2)$	-0.0777	-0.0226	0.0589
$h_{\Delta \ln \text{URB}}(-3)$	0.058	0.0415	0.028
$h_{\Delta \ln \text{URB}}(-4)$	0.0853	0.0023	-0.0014

$h_ΔlnGDP (-1)$	0.0978	0.0518	-0.3177
$h_ΔlnGDP (-2)$	0.0018	0.0281	-0.1049
$h_ΔlnGDP (-3)$	0.101	0.005	-0.0019
$h_ΔlnGDP (-4)$	0.0666	0.0028	-0.0224

注： $h_$ 表示变量已经过 Helmert 转换，括号内的数字表示滞后阶数。

(三) 脉冲响应分析

脉冲响应函数是用来衡量随机扰动项的一个标准差的冲击对其他变量当前和未来取值的影响轨迹，能比较直观地刻画出变量之间的动态交互作用和效应，并从动态反应中判断变量间的时滞关系。本文通过给予变量一个标准差的冲击，使用蒙特卡罗模拟了 1000 次得到脉冲响应函数图（图 1），并给出了 95% 的置信区间。其中，横轴表示冲击反应的响应期数，滞后期为 6，纵轴表示内生变量对于冲击的响应程度。

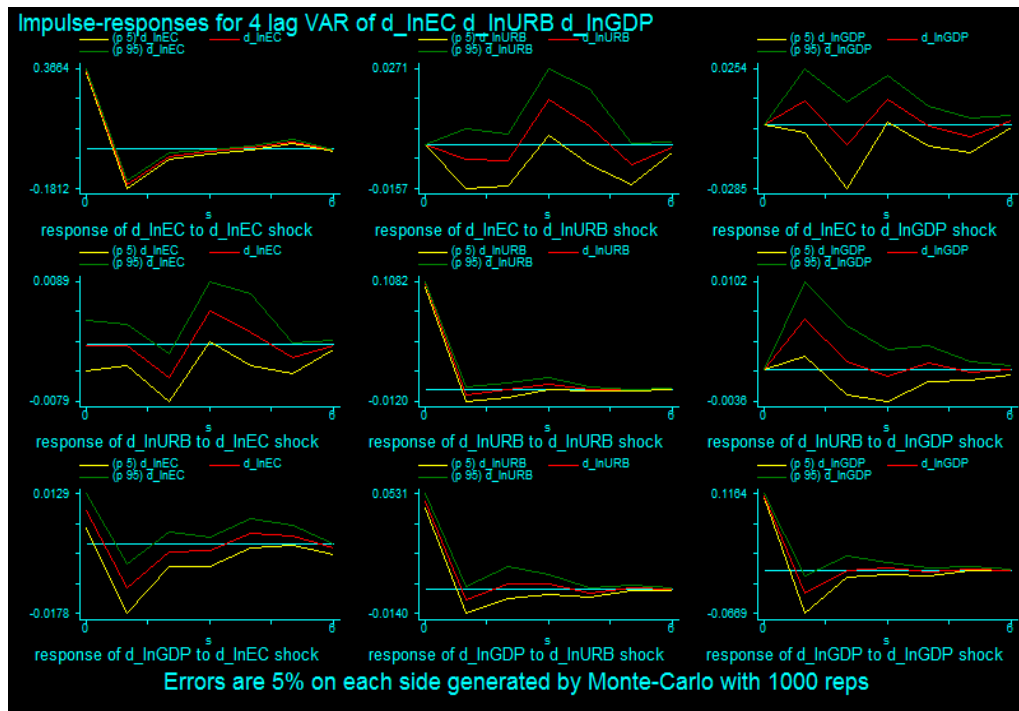


图 1 四阶滞后脉冲响应函数图

从图 1 中可以看出，给城市化率一个标准差的冲击，城镇居民能源消费总量会产生较大的波动，从第一期开始下降，第二期后逐渐上升并于第三期达到最大，然后又不断下降，至第五期开始回升，第六期恢复到初始水平。其影响有正有负，总体来说正向影响较负向影响略大。与此同时，我们观察到，给城镇居民能源消费量一个标准差的冲击，城市化率所产生的响应与此类似，均呈现出先下降后上升、再下降后回升趋稳的函数图像。总体来说，城市化水平与城镇居民家庭生活能源消费量之间具有相关关系，正向影响和负向影响交替作用，正向影响比负向影响更加明显一些，但其影响力度较小。

（四）方差分解

表 3 方差分解结果

	s	$\Delta \ln EC$	$\Delta \ln URB$	$\Delta \ln GDP$
$\Delta \ln EC$	10	0.9949	0.0026	0.0023
$\Delta \ln URB$	10	0.0044	0.9922	0.0032
$\Delta \ln GDP$	10	0.0126	0.1466	0.8406
$\Delta \ln EC$	20	0.9949	0.0026	0.0023
$\Delta \ln URB$	20	0.0044	0.9922	0.0032
$\Delta \ln GDP$	20	0.01269	0.1466	0.8406

从表 3 中可以看出，选取 10 个预测期与选取 20 个预测期进行方差分析的结果基本上是一致的，这说明在第 10 个预测期之后冲击产生的影响已经逐渐稳定。城镇居民家庭生活能源消费量主要受其自身和城市化水平变化的影响，但城市化水平对城镇居民家庭生活能源消费量波动的解释程度较低，仅占 0.27%。

(五) 城市化与居民电力消费

以上的模型分析主要考察了城市化与居民生活能源消费总量之间的关系，接下来将对占居民生活能源消费总量比重较大的电力消费进行进一步分析。

表 4 面板数据的单位根检验

变量	Breitung	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher	结论
$\Delta \ln \text{URE}$	-31.19 (0.0000)	-23.79 (0.0000)	30.14 (0.0000)	97.81 (0.0000)	I[1]
$\Delta \ln \text{URB}$	-19.10 (0.0000)	-22.71 (0.0000)	48.33 (0.0000)	102.25 (0.0000)	I[1]
$\Delta \ln \text{GDP}$	-18.71 (0.0000)	-24.48 (0.0000)	34.69 (0.0000)	85.23 (0.0000)	I[1]

注：变量均为一阶差分；括号内为 p 值；URE 为居民电力消费量； h_{\cdot} 表示变量已经过 Helmert 转换；方括号内的数字表示滞后阶数。

平稳性检验结果如表 4 所示，对于所有的一阶差分变量，其 p 值均为 0.0000，在 1% 的水平上显著，拒绝存在单位根的原假设。因此，城市化水平序列、居民家庭电力消费量序列以及 GDP 序列都是一阶差分序列平稳的。PVAR 模型的主要估计结果如表 5 所示。

表 5 PVAR 模型的主要估计结果

解释变量	被解释变量		
	$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URE}$	$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URB}$	$h_{\cdot} \Delta \ln \text{GDP}$
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URE} (-1)$	0.195	0.0219	0.0259
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URE} (-2)$	0.2123	0.0063	-0.0081
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URE} (-3)$	0.1892	-0.0116	-0.0147
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URE} (-4)$	0.1214	-0.009	-0.0178
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URB} (-1)$	0.3157	-0.0841	0.0919
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URB} (-2)$	0.3591	-0.0277	0.0682
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URB} (-3)$	0.2554	0.0355	0.031
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{URB} (-4)$	0.2817	-0.005	-0.0015
$h_{\cdot} \Delta \ln \text{GDP} (-1)$	0.0854	0.0397	-0.3239

$h_ΔlnGDP (-2)$	-0.0717	0.0165	-0.1112
$h_ΔlnGDP (-3)$	-0.0145	0.0053	0.0008
$h_ΔlnGDP (-4)$	0.2585	0.0048	-0.0248

注：h_·表示变量已经过 Helmert 转换，括号内的数字表示滞后阶数。

给予变量一个标准差的冲击，使用蒙特卡罗模拟了 1000 次得到脉冲响应函数图（图 2），并给出了 95% 的置信区间。其中，横轴表示冲击反应的响应期数，滞后期为 6，纵轴表示内生变量对于冲击的响应程度。

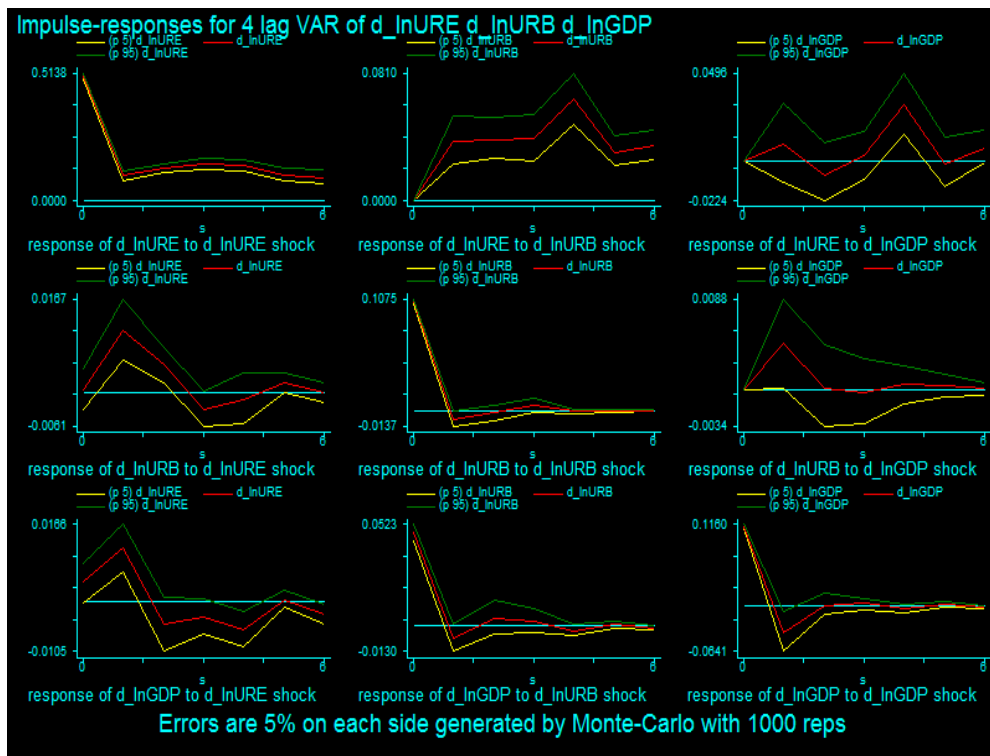


图 2 四阶滞后脉冲响应函数图

从图 2 中可以看出，给城市化率一个标准差的冲击，会对城镇居民电力消费产生显著的正向影响，从第一期开始迅速上升至第四期达到最大，第五期稍有下降，但仍有回升的趋势。同时，给城镇居民电力消费一个标准差的冲击，其自身的变化在第一期中显著下降，以后

几期保持低水平稳定。总体来看，城市化水平与城镇居民家庭电力消费量之间有显著的正向相关关系。

表 6 方差分解结果

	s	$\Delta \ln URE$	$\Delta \ln URB$	$\Delta \ln GDP$
$\Delta \ln URE$	10	0.9607	0.0355	0.0037
$\Delta \ln URB$	10	0.0143	0.9838	0.0018
$\Delta \ln GDP$	10	0.0139	0.1415	0.8444
$\Delta \ln EC$	20	0.9576	0.0385	0.0038
$\Delta \ln URB$	20	0.0143	0.9838	0.0018
$\Delta \ln GDP$	20	0.0143	0.1415	0.8441

从表 6 来看，选取 10 个预测期与选取 20 个预测期进行方差分析的结果基本上是一致的，与居民生活能源消费总量的方差分解结果类似，在第 10 个预测期之后冲击产生的影响已经逐渐稳定。城镇居民家庭电力消费量主要受其自身和城市化水平变化的影响，城市化水平对城镇居民家庭电力消费量波动的解释程度相比于对城镇居民家庭生活能源消费总量波动的解释程度要大，其所占的比例为 1.43%。

(六) 2020 年 GDP、城市化率、城镇居民生活用能预测

按照统计惯例，经济增长为扣除价格因素之后的实际增速。十八大报告提出 2020 年全面建成小康社会，实现国内生产总值（GDP）翻一番。2010 年我国 GDP 为 40.15 万亿元。据此推算，2020 年我国 GDP 应达到 80.3 万亿元。基于 1991-2012 年全国 GDP，城市化率及城镇居民生活用能的历史数据，我们采用 VAR 模型进行预测分析，得出到 2020 年，我国 GDP 将达到 90.6 万亿元，高出预定目标近 10 万亿元。因此，2020 年我国全面建成小康社会，能实现国内生产总值（GDP）翻一番

的目标。根据模型预测，2020年中国城市化率为63.5%，比2010年高出13.5%。这一数据要比2012年中国社科院社科文献出版社和上海社科院城市与区域研究中心在《国际城市发展报告2012》蓝皮书中提到的55%高出8%，比2013年“哈佛中国论坛”上我国有关专家提出的70%低7个百分点。

此外，模型预测2020年我国城镇居民生活用电为511.3万亿度电，比2010年增长92%。相比于我国GDP的翻一番之余的快速增长，计算得出2020年我国城镇居民电力消费弹性系数为0.73，表明随着科学技术的进步，能源利用效率的提高，国民经济结构的变化和耗能工业的迅速发展，能源消费弹性系数会逐步下降，并保持在合理区间。

五、结论与讨论

城镇化的快速推进，必将带来居民能源消费的急剧变化和增长。在中国节能压力空前巨大的背景下，如何在城镇化的动态过程中，掌握居民的能源消费行为，控制居民能源消费的增长，提高增长的质量成为迫切需要解决的问题。

在回顾城市化与能源消费的关系以及城市化与居民生活能源消费的关系等国内外相关文献研究的基础上，从城市化水平与城镇居民生活能源消费数量和结构的关系出发，在揭示城市化进程对城镇居民生活能源消费影响机制的基础上，通过简单相关性分析，透视中国城市化进程中城镇居民能源消费的特点，并且通过构建我国地级市层面的

PVAR模型度量了城市化与城镇居民生活能源消费总量和电力消费量之间的动态关系

模型分析得到以下几个主要结论：

(1) 城市化水平对城镇居民生活能源消费总量的正向影响效应较弱，而对城镇居民家庭电力消费量的影响较大。这个结果表明城市化更多的是改变了人的用能模式和用电行为。城市化推动了社会的进步，提高人口的素质，改变了人们的观念和消费习惯，改善了人们的生活质量，从而使居民生活用电随城市化进程不断提高。

(2) 十八大报告提出2020年全面建成小康社会，实现国内生产总值（GDP）翻一番。2010年我国GDP为40.15万亿元。据此推算，2020年我国GDP应达到80.3万亿元。PVAR模型预测分析得出，到2020年，我国GDP将达到90.6万亿元，能够实现国内生产总值（GDP）翻一番的目标。

(3) 根据模型预测，2020年中国城市化率为63%，比2010年高出25%。这一数据要比2012年中国社科院社科文献出版社和上海社科院城市与区域研究中心在《国际城市发展报告2012》蓝皮书中提到的55%高出8%，比2013年“哈佛中国论坛”上我国有关专家提出的70%低7个百分点。“十二五”规划提出2015年要把人口控制在13.9亿以内，年均增长率小于0.72%，考虑到人口自然增长率逐步下降的情况，按照2011-2020年人口年均0.45%的增速计算，2020年我国人口数为14.03亿，63%的城市化率意味着届时将有8.8亿城市人口，这意味着我国每年将有1000多万农村人口向城镇转移。

(4) 模型预测2020年我国城镇居民生活用电为511.3万亿度电，比2010年增长92%。显然，城市化快速进程推动了我国城镇居民更高速用电的需求，相比于我国GDP的翻一番之余的快速增长，计算得出我国城镇居民生活用电弹性为0.7。

综合本文的研究结论以及其他国家的研究结果，并结合我国的现有国情，得出如下启示：

(1) 相比于其他能源（热能、天然气等），城市化更多的是改变了人们的用电行为。这与城市完善的电力设施、较高的电气化水平和电器供应以及高收入水平密切相关的。需要并且真正理解我国目前城镇居民能源消费模式问题是制定有效的能源战略和政策的必要前提。

(2) 本文预测2020年中国城市化率为63%，略高于我国城市化率达到60%的总体规划，无论城市化率位于前者或后者，都将意味着我国每年将有1000多万的农村人口向城镇转移，并由此推动了我国城镇居民更高的用电需求。这些结果都将预示着新型城市和城镇将成为我国节能减排、保持绿色增长的主战场。

(3) 我国城镇居民生活用电弹性为0.7。关于电力弹性系数与宏观经济的关系分析有很多。从以往的历史来看，从2005年开始，在经济快速增长期（GDP增速在10%以上），电力弹性系数大于1，在经济减速期（GDP增速在10%以下），电力弹性系数小于1，在0.58-0.78之间。引起电力弹性系数波动原因也有很多解释。有专家认为，不同经济发展时期，产业结构、工业内部的结构变动的趋势及居民生活用电水平的变化，导致在经济发展的不同时期电力弹性系数也随之变化。

也有专家认为引起电力弹性系数波动的原因因为结构原因，“在经济收缩的时候，消费类产品下降的幅度相对较小，投资类产品的下降幅度相对较大，如水泥、钢铁、玻璃等，这些行业都是高耗能的，黑色金属冶炼、化工、有色金属冶炼、建材四大重点行业，用电量相对较大，在电力消费中的比例很高，它们产量下降的幅度大，用电量下降的幅度自然就会大”，除了不同经济发展时期会造成差异外，在同一发展时期内，电力弹性系数除了与用电结构和经济结构有关外，与缺电情况和宏观调控政策也有很大的关系。因此，我国城镇居民生活用电弹性预测值0.7并不一定意味着是由科学技术的进步，能源利用效率的提高或国民经济结构的变化引起的。

参考文献

- [1] 陈锦.《中国城市化进程对能源消费的影响——基于面板数据的实证分析》,《首都经济贸易大学学报》,2012年第6期。
- [2] 高坤.《城市化与居民生活用电需求的实证分析》,西南财经大学,2008。
- [3] 李艳梅、张雷.《中国居民间接生活能源消费的结构分解分析》,《资源科学》,2008年第6期。
- [4] 廖华、魏一鸣.《能源效率及其与经济系统关系的再认识》,《公共管理学报》,2010年第1期。
- [5] 刘耀彬.《中国城市化与能源消费关系的动态计量分析》,《财经研究》,2007年第11期。
- [6] 张明慧、陈锦、蔡友霞.《城市化与能源消费的动态关系分析——以江苏省为例》,《劳动保障世界(理论版)》,2013年第1期。
- [7] 郑云鹤.《工业化、城市化、市场化与中国能源消费研究》,《北方经济》,2006年第5期。
- [8] Birol, F. (2008) World energy outlook. Paris: International Energy Agency.
- [9] BP (2014) World Energy Outlook 2035. The BP group.
- [10] Burney, N. (1995) Socioeconomic development and electricity consumption: A cross-country analysis using the random coefficient method. Energy Economics, 17(3), 185-195.
- [11] China National Human Development (2013) Sustainable and livable cities: Toward ecological civilization, China National Human Development Report.
- [12] Gates, D., and J. Yin (2004) Urbanization and energy in China: Issues and implications. Burlington VT: Ashgate Publishing Limited.
- [13] Imai, H. (1997) The effect of urbanization on energy consumption. Journal of Population Problems, 53(2), 43-49.
- [14] Jones, D. (1991) How urbanization affects energy-use in developing countries. Energy Policy, 19(7), 621-630.

- [15] Lamia, K., E. Leman, and R. Zhang (2009) Urban trends and policy in China. OECD Regional Development Working Papers 2009.
- [16] OECD (2013) Urbanisation and green growth in China, OECD Regional Development Working Papers 2013.
- [17] PEW (2009) Who's winning the clean energy race? Growth, competition and opportunity in the world's largest economies G-20, The Pew Charitable Trusts.
- [18] Sathaye, J., and S. Meyers (1985) Energy use in cities of the developing countries. *Annual Review of Energy*, 10(1), 109-133.
- [19] Schipper, L., S. Bartlett, D. Hawk, and E. Vine (1989) Linking life-styles and energy use: a matter of time? *Annual Review of Energy*, 14, 273-320.
- [20] Shen, L., S. Cheng, A. Gunson, and H. Wan (2005) Urbanization, sustainability and the utilization of energy and mineral resources in China. *Cities*, 22(4), 287-302.
- [21] Tyler, S. (1996) Household energy use in Asian cities: Responding to development success. *Atmospheric Environment*, 30(5), 809-816.
- [22] Weber, C., and A. Perrels (2000) Modeling lifestyles effects on energy demand and related emissions. *Energy Policy*, 28(8), 549-566.
- [23] Wei, B., H. Yagita, A. Inaba, and M. Sagisaka (2003) Urbanization impact on energy demand and CO₂ emission in China. *Journal of Chongqing University*, 2, 46-50.
- [24] Zhou, N., D. Fridley, M. McNeil, N. Khanna, W. Feng, and J. Ke (2013) Quantifying the potential of energy efficiency and low carbon policies for China. Ernest Orlando Lawrence Berkeley National Laboratory.