学校代码：10378 密级：

分类号：F222



硕 士 学 位 论 文

电力价格波动对中国宏观经济的冲击效应研究

学 号： 20132207186

学生姓名： 芮源

学位类别： 经济学硕士

专业名称： 统计学

研究方向： 经济统计

导师姓名： 王玉梅

二○一五年十月

School code：10378 Security：

Classification：F222



The Effects of The Volatility of Electricity Price on China's Macro-economy

Student ID： 20132207186 Name： Rui, Yuan

Degree category： Master of Economics The professional name： Statistics Research direction： Economic statistics Tutor's name： Wang, Yumei

October,2015

学 位 论 文 独 创 性 声 明

本人郑重声明：本人所呈交的学位论文，是在导师的指导下，独立进行研究所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不含任何其他个人或集体已经发表或撰写的作品，也不包含为获得安徽财经大学或其他教育机构的学位或证书所使用过的材料。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中标明并表示了谢意。

本声明的法律后果由本人承担。

论文作者（签名）： 年 月 日

学 位 论 文 使 用 授 权 书

本论文作者完全了解学校关于保存、使用学位论文的管理办法及规定，即学校有 权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权安徽财经大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入学校有关数据库和 授权学校研究生处与中国知网和万方数据签订收录协议及收录并由作者本人享有、承 担相应的权利和义务，也可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存或汇编本学位论 文。

注：保密学位论文，在解密后适用于本授权书。

作者签名： 导师签名： 年 月 日

**电力价格波动对中国宏观经济的冲击效应研究摘要**

2000年以来，我国经济迅猛发展的同时电力需求与供给的矛盾日益突出，为缓减这种矛盾，以及解决电价扭曲的现状，并且适应建立社会主义市场经济体制的要求，我国正逐步推行电力体制改革，打破电力行业原有的垄断局面，在电力管理中引入竞争机制，完善市场配置电力资源的作用，而其中最为关键的便是电力价格改革。电价改革使得电力的销售价格将随电力资源需求和供给的变动而波动，因此有必要明确电价的波动对宏观经济可能存在的冲击效应。

本文首先构建一个包含电力要素、可以模拟我国经济环境的、具有微观经济理论意义的动态随机一般均衡模型。通过设定代表性家庭根据自身效用最大化来权衡休闲和劳动，并从劳动市场获取报酬后，购买电力资源用以家用或提供给中间产品厂商，中间产品厂商利用代表性家庭提供的劳动、电力以及资本进行生产，并交付给最终产品厂商，而货币当局选用扩展的泰勒规则进行市场调节。通过市场出清、一阶条件的求解、校准、贝叶斯估计等一系列步骤，模拟我国电价波动对产出、物价水平、投资等多个宏观经济变量的冲击影响，以及通过历史方差分解探讨2000年第一季度至

2014年第四季度这段时期内，电价冲击对于我国经济波动的解释能力，最后对构建的理论模型进行基准评价。

考虑到本文构建的简化形式的理论模型无法完全拟合现实经济环境，也无法真实反映经济环境变动的时变特征，故需要依靠传统计量经济模型进行实证检验。因此，本文利用非理论性的时变参数因子扩展向量自回归模型对上述理论模型进行实证检验，通过在109个宏微观经济变量中提取解释因子，和待考察的变量共同构建向量自回归，考察2005年第二季度、2009年第三季度、2011年第一季度以及2014年第四季度四个时点电价波动对产出、物价水平、投资等变量的冲击，并且和构建的理论模型结果相比较，研究发现电价波动对我国各宏观经济变量不仅影响显著，而且具有时变的特征。

最后根据本文研究结论，基于我国现阶段经济形势以及电力市场改革状况，针对电价改革过程中可能出现的问题提出相应的政策建议。

**关键词：**电价波动； 宏观经济； 动态随机一般均衡模型； 时变参数因子扩展向量自回归模型

I

**The Effects of The Volatility of Electricity Price on**

**China's Macro-economy Abstract**

With rapid development of economy in China since 2000, the contradictions between the demand and the supply of electric power is becoming more and more serious. To ease the contradictions, reduce the electricity price's distortions, adapt to the requirement of building Chinese socialist market economy system, China is gradually pushing forward electric power system reform, break the monopoly of power industry, introduce competition mechanism to electric power management, perfect the market allocation of electric power resources. In addition, electricity price reform is the most critical question in electric power system reform. Electricity price reform makes the electricity sell prices fluctuating with the changes of demand and supply, so it is necessary to figure out the impact effect of the electricity price's volatility on macro-economy in China.

At first, we build a Dynamic Stochastic Equilibrium Models (DSGE) which contains electric power, this model can be used to simulate the economic environment in China, and it makes microeconomic sense. By setting up typical family, they maximize their own utility to weight the leisure and labor, and gain paid from the labor market, then the typical family buy electric power for themselves, or provide it to intermediate products manufacturers, labor, electric power and capital are the three principal factors of production in intermediate products manufacturers, the product are delivered to the final product manufacturers, the monetary authority adopt the extend Taylor rule to market regulation. Through market clearing, solving out the first-order conditions, calibration, Bayesian estimation and a series of processes, then we can simulate the impacts of output investment, and other macroeconomic variables from electricity price's volatility, and through historical variance decomposition from first-quarter 2000 to fourth-quarter 2014, this paper test the explanations ability of electricity price impact on China's economic fluctuations. And the last, according to the benchmark, we evaluate the theoretical model's stability we built before.

II

In consideration of the theoretical model cannot entirely fitting to the real economic environment, and can't reflect the fast time-varying characteristic of economic environment, so traditional econometric model is necessary to empirical test. Therefore, this paper use the non-theoretical Time-Varying Parameters Factor-Augmented VAR model (TVP-FAVAR) to empirical test the theoretical model which this paper used before. Through 109 macro variables, we choice three explain factors, and together with other examine variables constructed TVP-FAVAR model.

This paper investigate the impulse response of output, price level, investment and other variables from electricity price's volatility at four points below: the second quarter of 2005, the third quarter of 2009, the first quarter of 2011, and the fourth quarter of 2014. This paper construct the results between DSGE model and TVP-FAVAR model, the study found that the volatility of electricity price has a great impact on China's macroeconomic and this impact varies with time.

Finally, according to this research conclusion and based on the present economic situation and the electric power market reform in China, in view of the possible problems in the process of electricity price reform, this paper make corresponding policy recommendations.

**KEy words：**The Volatility of Electricity Price; Macro-economy; DSGE; TVP-FAVAR

III

目 录

[第一章 绪论](#_Toc686640395) 5

[第一节 研究背景和意义](#_Toc686640396) 5

[第二节 相关文献综述](#_Toc686640397) 6

[第三节 本文的研究内容和框架](#_Toc686640398) 6

[第四节 本文技术路线与研究方法](#_Toc686640399) 7

[第五节 本文的创新与不足](#_Toc686640400) 7

[第二章 电力价格波动基本理论](#_Toc686640401) 9

[第一节 我国电力价格定价机制](#_Toc686640402) 9

[第二节 我国电力价格波动成因](#_Toc686640403) 9

[第三节 电力价格波动对我国宏观经济的冲击](#_Toc686640404) 10

[第三章 电力价格波动对我国宏观经济冲击的效应分析](#_Toc686640405) 11

[第一节 模型介绍](#_Toc686640406) 11

[第二节 电力价格波动对我国宏观经济冲击效应的实证分析](#_Toc686640407) 15

[第四章 电力价格波动对我国宏观经济冲击的实证检验](#_Toc686640408) 56

[第一节 时变参数因子扩展向量自回归模型](#_Toc686640409) 56

[第二节 电力价格波动对我国宏观经济冲击效应的实证检验](#_Toc686640410) 59

[第五章 主要结论与政策建议](#_Toc686640411) 67

[第一节 本文主要结论](#_Toc686640412) 67

[第二节 相关政策建议](#_Toc686640413) 68

[附](#_Toc686640414)[录](#_Toc686640414) 69

[附录](#_Toc686640415) **[A](#_Toc686640415)** 69

[附录](#_Toc686640416) **[B](#_Toc686640416)** 73

[参考文献](#_Toc686640417) 86

II

# 第一章 绪论

## 第一节 研究背景和意义

### 一、 研究的背景

电力作为应用最广、最为普及的二次能源在国民经济发展中发挥着重要作用，不仅关乎居民的日常生活，更是作为必要的生产要素投入到农业、工商业等生产活动中。虽然我国电力行业的产出仅占国内生产总值的3%~4%，但是电力价格却的波动能对宏观经济造成巨大的影响，电价的波动不仅会影响居民的消费开支，而且由于生产过程的现代化使企业对电力愈加倚重，电价的波动更会影响商品的生产成本，引起相关产业部门生产经营的相关调整，进而波及整个实体经济。自20世纪80年代，西方发达资本主义国家逐步对其电力行业进行深层次的改革，由政府制定的电力价格逐渐体现市场特性，使其可以恰当反映电力资源的稀缺性。而我国的电力改革始于2002年，国务院《电力体制改革方案》提出“厂网分开、主辅分离、输配分开、竞争上网”16字的电改方针；2003年，《电价改革方案》将电价明确分为发电、输电、配电、售电四类价格，电价改革以发电、售电价格市场化，输电、配电价格政府制定为目标。2015年3月《关于进一步深化电力体制改革的若干意见》指出我国将有序推进电价改革，理顺电价形成机制，政府定价的范围将主要限定在重要公用事业、公益性服务以及网络型自然垄断环节；用户或售电主体按照其接入的电网电压等级所对应的输配电价支付费用；同时分步实现公益性以外的发售电价格由市场形成。放开竞争性环节电力价格，把输配电价与发售电价在形成机制上分开。参与电力市场交易的用户购电价格由市场交易价格、输配电价（含线损）、政府性基金三部分组成。其他没有参与直接交易和竞价交易的上网电量，以及居民、农业、重要公用事业和公益性服务用电，继续执行政府定价。

正如曾培炎所说，推进电力体制改革，体制是核心，电价是关键。电力价格改革关系到能源安全和民生根本，事关经济社会发展全局，特别是销售电价市场化的进程中，探讨电价波动对宏观经济的有哪些影响，以及评估影响程度大小尤为必要。

### 二、 研究的现实意义和理论意义

#### （一）现实意义

事实证明，随着技术的进步、经济的发展以及对于清洁能源的不断需求，电力资源愈来愈成为国民经济的支柱。长期以来，我国将电力资源作为“准公共物品”，电

1

力价格一直由国家统一制定，但是正因为“准公共物品”，电力行业出现越来越严重的价格扭曲，电价无法有效的反映出发电端的成本，导致多数发电企业面临亏损，煤电矛盾冲突不断；其次电价也不能体现其稀缺特性，2002年以来，我国面临了多次电荒，为了电力稳定，国家不得不采用限电或提价的方式以缓减电力短缺。因此，如何不让统一制定电力价格损害国家福利是具有现实意义的，也正因如此，国务院于

2002年起，开始电力价格改革的序幕。随着电力价格改革的不断深入，将逐渐改变现阶段电力价格扭曲的现状，电价将更多的反映发电端的发电成本，以及售电端用户的需求，电价市场化的发展，使得电力的销售价格将随需求的变动而波动，因此有必要明确电价波动的经济效应，以及电价波动影响宏观经济的传导机制，为电价改革中潜在因电价波动而导致的经济现象提供可以借鉴的依据。

#### （二）理论意义

回顾国内外已有的研究发现，能源（石油为主）价格波动对宏观经济冲击的研究已然很多，但是关于电价变动对宏观经济的影响的研究较少，考虑到电力资源是应用最为广泛的二次能源，且直接关系到每个家庭和企业，克强指数（Li keqiang index）也将电力资源使用情况纳入对经济的考察范畴。因此，单独研究电价波动对物价水平、经济增长的冲击显得尤为必要。而从微观角度构建具有经济意义的动态随机一般均衡

（Dynamic Stochastic Equilibrium Models, DSGE）模型，模拟电价波动对宏观经济的冲击效应的研究更是少之又少，因此本文的选题具有一定的参考价值和研究意义。由于DSGE模型是理论上的简化模型，并不能完全反映电价波动对宏观经济的真实冲击，因此，利用非理论性的时变参数因子扩展向量自回归（Time-Varying Parameters Factor-Augmented VAR Model, TVP-FAVAR）模型对上述结论进行实证检验，利用足够多的宏微观数据，提取电力价格冲击对宏观经济的影响，具有一定理论意义。

## 第二节 相关文献综述

### 一、 国外文献

对于电力价格波动对宏观经济影响的研究，国外学者的考察点基本是提高电价对物价水平、制造业产出、劳动数量（失业率）、消费水平等的影响程度。

其中电价上涨对物价水平的影响，观点相对比较一致，均认为提高电价将会促使物价水平增长，但由于研究对象不同，因此，对于上涨幅度也有着不一样的结论。

Nguyen（2008）认为如果将电价提高，并设定为长期边际成本，将会使得所有商品价格显著提高，但是全社会总价格水平上涨幅度不大[47]。K. Ali Akkemik（2010）利用社会核算矩阵价格模型分析了土耳其电价上涨对经济的潜在影响，研究结论表明，电价变动使得生产者和消费者价格上涨，并且对土耳其的经济发展以及消费水平带来

2

的冲击[46]。

但是电价上涨对经济体产出的影响效应，却有着不同，甚至相反的结论。其中部分学者认为提高电价会降低制造业产出、提高失业率水平。Aron Patrick（2015）采用固定效应面板模型估计了电力价格弹性，得到的结论显示名义电价提升10%，美国将少创造100万就业机会，GDP水平将降低1420亿美元[30]。Michael（2014）估算了德国制造业部门电力和异质性劳动力之间的交叉价格弹性，研究发现产出水平恒定限制下，劳动力和电力资源条件交叉价格弹性在0.09~0.31之间，而去除产出水平恒定的限制后，劳动力和电力资源条件交叉价格弹性在-0.06~-0.69之间，因而他指出德国2014年可再生能源法案的提出将使得制造业部门劳动力需求降低1.4个百分点，约减少86000员工[51]。Sanguk Kwon（2015）基于联立方程组，利用广义两阶段最小二乘的方法估算了电力需求、经济产出、电力价格之间的关系，研究结论无法拒绝提高电价会降低电力需求进而降低产出水平的原假设，其预计如果延续2004~2012年的水平电价以每年2%的增速提高，2013~2022年韩国将降低10%的电力需求，以及降低4.5%的制造业产出[62]。Deschenes（2011）量化了美国电价与总体就业人数的弹性为-0.096~-0.156，也就是说名义电价提高4%将全国范围减少46万就业人数[53]。

还有部分学者认为，电价提高并不一定会对经济带来负面影响，反而从长期角度而言，电价上涨会促进经济的发展。Noel D. Uri（1999），Galip Altinaya（2005），Sajal Ghosh（2002），Faisal Jamil（2010）对电价调整的影响和作用进行相应的研究，他们认为电价提高并不会明显损害真实经济环境，相反提高电价，对电力企业经营状况的改善影响显著，并且促进电力资源的供应[35,39,52,60]。Weida He（2015）研究了电价变动对中国经济的动态影响，他指出中国的低电价政策看似有助于经济的发展，但是从长远来看，低电价政策与经济发展并非保持正相关关系，反而低电价长期阻碍经济的发展[64]。

其他关于电价波动的文献还有：Silvap（2009）分析了黑ft电价改革对社会的影响，认为电价提高幅度达到40%~100%时，将会给贫困居民带来沉重的生活负担[56]。Paresh Kumar Narayana等（2007）以七国集团居民电力消费为研究对象，采用面板协整的方法，估计了电力消费的收入弹性和电力消费的价格弹性，估计的结果表明七国集团居民电力消费富有价格弹性，然而缺乏收入弹性，他认为提高电价在长期内有利于减少居民对电力的需求[55]。

将动态随机一般均衡（DSGE）模型作为研究能源（电力）价格冲击的方法，类似的国外文献有：Finn（1995）构建了一个融入资本利用率的真实经济周期（Real Business Cycle, RBC）模型，研究并探讨了能源价格波动与美国经济周期波动的内

在联系[50]。Backus and Crucin(i

2000）构建了一个三国真实经济周期模型，通过模拟，

发现油价的变动是上个世纪80、90 年代世界主要国家贸易波动的原因之一[33]。而

TVP-FAVAR模型在国外尚未被利用于研究能源（电力）价格对宏观经济的影响，其

3

主要研究尚主要用于在货币政策方面，如Korobilis等（2009）提出TVP-FAVAR模型并以此为基础研究了货币政策的传导机制[34]。Eickmeier等（2011）提出TV-FAVAR模型并对美国经济进行了拟合和预测[61]。Haroon Mumtaz（2014）等利用TV-FAVAR模型对英国的货币政策传导机制进行了研究[42]。Francesco Molteni（2011）利用TVP-FAVAR模型研究了货币政策的冲击效应[37]。V Babalos等（2013）采用TVP-FAVAR模型研究了多种冲击下的欧元区主权利差风险[63]。

### 二、 国内文献

国内电力价格波动对宏观经济冲击的文献大多从短期视角进行分析，因而绝大多数学者认为提高电价对宏观经济负面效应较大。

林伯强（2006）对900家工业企业进行调查问卷调查，利用调查数据建立超越对数模型，研究并分析了我国电价提高对不同产业的影响，实证结论表明了我国所有工业企业对于电价的提高都是敏感的，电价的大幅上涨使得PPI上升，并且随着电价上涨带来的影响传导到最终商品，则会使得通货膨胀水平大大提高[12]。刘畅（2012）通过建立能源—宏观经济联立方程模型，得出能源价格的上涨能够降低能源消费，并对潜在生产能力和GDP都具有紧缩作用，其中电力价格对宏观经济的影响较大，电力价格上涨5%会使得电力消费减少1.1%。认为要采用合理的能源定价机制，保证资源有效配置[14]。曾丽萍（2008）以2002年我国投入产出表为基础，利用投入产出的分析方法，测算了电力价格提升对于其他产业的影响，以及估计了电价提升对居民消费价格水平的影响。研究表明，电价上涨4.7%，将导致CPI上涨0.24%, PPI上涨0.43%[2]。柴建，郭菊娥等（2012）分析了电力、煤炭、石油等能源价格扭曲（偏低）对单位GDP能耗的影响，得出能源价格扭曲会间接地促进第二产业增长[3]。原鹏飞等（2011）建立可计算一般均衡（Computable General Equilibrium Model, CGE）模型研究了能源价格上涨情景下，我国能源消费与经济增长的关系，研究主要发现我国能源价格上涨虽然会导致产出水平下降，物价水平上涨，但却能够在一定程度上降低能源强度并优化产业结构，就影响的大小而言，电力价格上涨的影响最大，石油和天然气次之，煤炭价格上涨的影响最小[28]。

张友国（2006）利用可计算一般均衡模型，对我国电力价格和产业结构进行了实证分析，他指出整体而言各行业对于电价的交叉弹性系数很小，部分行业对电力依赖较大，这些行业对电价波动比较敏感，但是不能对依据电价进行产业结构优化有过高的期望[29]。宋瑞礼（2011）同样利用投入产出表测算了电力价格和物价总水平之间的关系，研究表明，电价上涨10%，对CPI的影响区间是0.244%~0. 762%，他认为尽管2011年通胀压力较大，但是小幅提升电价，不会明显加剧当时的通胀水平[19]。李姝（2014）建立上网电价和PPI、CPI的VAR模型，研究了上网电价的波动对于PPI、

CPI的传导机制，2003年以来上网电价的几次上涨对我国PPI和CPI的影响都比较小，

4

并没有大幅加剧通胀水平[9]。

还有少部分学者认为我国电价偏低阻碍了经济发展，叶泽（2013, 2014）基于

2000~2010年我国东中西部平均电价和经济发展水平数据，构建回归模型，研究表明我国电价政策掉入“低电价陷阱”，低电价水平产生的社会福利最大化效果只是静态的，长期角度而言，电力价格水平与经济发展水平呈现显著的正相关关系，这主要是因为：我国低电价政策虽然在短期内有利于经济发展，但是长期不利于产业结构的调整和经济增长方式的转型，也就不利于我国经济的长期发展[26-27]。

国内采用DSGE模型研究能源（石油）价格冲击文献仍比较少，其中王云清（2014）、陈明华等（2014）、李霜等（2012）、曹飞（2015）、柳明（2013）、魏巍贤（2012）等建立含有不同冲击的DSGE或RBC模型研究了能源（石油）价格对我国经济的冲击效应[1,4,10,15,23-24]。而TVP-FAVAR模型也尚处于货币政策的研究范畴之中，尚无文献以此方法研究电力价格波动对宏观经济的冲击。

## 第三节 本文的研究内容和框架

### 一、 研究内容

本文从电力价格波动对我国宏观的经济影响入手，根据真实经济周期理论为基础，利用动态随机一般均衡模型，构建具有微观意义的方程组，模拟电力价格变动对我国宏观经济冲击的影响，同时利用时变参数因子扩展向量自回归模型，对上述理论模型进行实证检验。

### 二、 本文研究框架

本文内容共分为五章。第一章首先对本文的选题的研究背景进行简单说明，提出本文研究的现实价值和理论意义。然后对国内外已有的关于电价波动的研究进行梳理和总结，对比找出已有的那些研究中存在的不足或可以进一步发展的研究点。在此基础上，构建本文的理论—实证框架，并对论文所必须的技术路线和研究方法进行描述，最后提出本论文的主要创新点和不足。

第二章首先梳理了2000年以来我国电价形成机制的关键历程，总结并介绍我国电力价格的一般分类；其次详细探究了影响电力价格变动的宏微观因素及其影响机理；最后从理论方面分析了电价变动对宏观经济所产生的影响。

第三章首先介绍了动态随机一般均衡模型，以及必备的技术要求，然后从微观角度建立一个包含电价波动冲击的动态随机一般均衡模型，利用模型模拟我国电力价格波动对我国宏观经济中产出和通货膨胀的影响。

第四章通过介绍时变参数因子扩展向量自回归模型，然后利用该模型对第三章所

5

构建的理论意义的动态随机一般均衡模型进行实证上的检验。

第五章根据前文的建模和实证分析，以及我国现阶段的经济形势，综合阐述了我国电价改革过程中可能遇到的问题，并提出相应的政策建议。

## 第四节 本文技术路线与研究方法

### 一、 技术路线



图1-1 全文技术路线图

本文技术路线图如图1-1所示，整体而言，本文从现实宏观背景出发，吸纳国内外研究成果，在理论分析的基础上，结合模型构建、实证检验等统计分析方法，微观宏观相结合的视角，分析电力价格的波动对于我国宏观经济的冲击。其中理论分析主要包括电价形成机制、电价波动成因以及电价波动对宏观经济冲击，实证研究分为两步：一是从微观角度建立一个包含电价波动冲击的动态随机一般均衡模型，理论模拟电价波动对产出和通货膨胀率的影响；二是基于实际经济数据，利用时变参数因子扩展向量自回归模型检验上述理论模型的正确性。从而根据我国现阶段电力市场改革的现状，从宏观层面给出相应的政策建议。

6

### 二、 研究方法

本文所需的研究方法主要包括基于微观视角的动态随机一般均衡模型的建模模拟法和时变参数因子扩展向量自回归模型的数量分析法。

动态随机一般均衡模型的建模模拟方法是以实际微观经济体为原型，抓住并突出经济过程中的主要特征，简化经济发展中的其余冲击，构建一个建立在微观基础上，可以反映现实经济的数学形式的理论模型，然后利用建立的数学模型来间接分析实际经济中各类冲击效应的一种分析方法。

时变参数因子扩展向量自回归模型的数量分析法是运用统计学中各类经济变量相关关系引起的数量表现而进行的分析的方法，通过将经济体内所有变量纳入内生变量的范畴，基于数据的统计性质，分析各个变量间的相关性，从而反映实际经济环境中的冲击效应。

## 第五节 本文的创新与不足

### 一、 本文的创新

本文创新之处在于首先根据代表性家庭、中间厂商、最终厂商以及货币当局四部门，建立了一个具有微观经济意义的小型封闭新凯恩斯DSGE模型，通过引入电力资源、习惯性消费以及粘性价格和粘性工资，利用脉冲效应分析模拟电价的波动对产出、通货膨胀率以及投资等宏观经济变量的影响，并利用历史方差分解探讨2000年以来电价波动对我国宏观经济波动的解释能力。

其次，国内绝大多数DSGE文献缺少对所构建DSGE模型的基准评价，而本文将贝叶斯估计方法和具有微观经济理论基础的DSGE先验相结合，构建DSGE-VAR模型，并以此作为本文构建的DSGE模型的评价基准。

最后首次利用TVP-FAVAR模型对构建的理论模型进行实证检验，在剔除众多宏微观经济变量中的电价因素后，建立可以真实反映电价冲击的VAR模型，并且突破模型参数为常数的限制，体现电价冲击影响的时变特性，从而探讨在不同时点，电价波动对我国宏观经济的真实影响。

这些新方法的使用打破了以投入产出分析和传统计量为主的电价波动对宏观经济研究，并得到了不少新的结论，具有一定的创新性。

### 二、 本文的不足

本文构建的DSGE模型无法将经济环境中所有因素都考虑在内，仅仅将经济体设定为小型粘性价格封闭市场模型。同时，为了便于计算，参照经典文献将稳态时候的

7

通胀水平设定为1，将技术水平设定为外生，没有考虑技术进步的内生影响，这与实际经济环境有一定差距。同时为了简化分析，本文没有对电价市场进行细分，以平均销售电价代替所有电价，从而不能考察不同电价制定策略对宏观经济的冲击。然而，弥补上述不足则需要更为深厚的理论基础和建模能力，需要在后续的研究中进一步改进。

8

# 第二章 电力价格波动基本理论

## 第一节 我国电力价格定价机制

电力资源是一种特殊的商品，具有特定的价格。在西方发达国家，电价按电能产供销全过程的价格链可以分解为发电企业上网电价、输配电价以及终端销售电价。上网电价是电网公司从发电厂买入电力商品的价格，输配电价是电力部门内部之间的结算或交易价格，销售电价是供电部门卖给用户的价格。

自改革开放以来，我国电力价格的定价机制经历了多次变革。1996年4月实施的《电力法》以及1998年5月《价格法》的实施均为我国建立电价改革提供了法律依据，其目的在于规范电价管理，促进科学的电价定价机制的形成。2002年，政企分开、厂网分开，电力市场改革进入实质性操作阶段。2005年发改委发布的《电价的管理暂行办法》标志着我国电价实行新的定价机制，如图2-1所示：



图2-1 我国电力市场电价形成机制图

9

其中发电企业和电网企业是电力资源商品的生产商和供应商，居民和企业是电力商品的消费者。然而，目前我国输配电价尚处于改革起步阶段，因此，我国电价体系目前只有上网电价和销售电价。

上网电价对于发电企业来说是其销售价格，也是电网企业的采购价格。目前，我国上网电价基本由发改委制定，全国执行统一的上网电价（可再生能源除外）。

表2-1 我国不同能源上网电价范围及特点

|  | 特点 |
| --- | --- |
| 火电 | "市场煤、计划电”的局面下，2012 年《国务院办公厅关于深化电煤市场化改革  的指导意见》提出继续实施并不断完善煤电价格联动机制，当电煤价格上涨（下跌）幅度超过 5%时，以年度为周期调整上网电价。 |
| 水电 | 具有优先上网权，后期运营成本低，水电成本低于火电成本，上网电价最低。 |
| 核电 | "事后定价”、“一厂一价”，根据核电技术进步、成本变化、电力市场供需状况变化情况以及火电价格对核电标杆电价进行评估并适时调整。 |
| 风电 | 依据风电资源开发成本来确定电价的制度，2009 年风电上网标杆电价的制定，享受相应的优惠政策和财政补贴（可再生能源基金补贴）。 |
| 光电 | 上网电价最高，根据地方政策统一定价，享受国家补贴。 |

根据销售对象的不同，以及容量大小，销售电价分为生活照明用电、非工业用电、普通工业用电、大工业用电以及农业用电等大类。同时根据各大类所需以及反映供电成本构成的不同要求，设置不同的电价结构，其中有的是单一制，有的是两部制，并且根据电压不同分若干等级。其中单一制电价的构成就是电度电价，是按客户用电度数计算的电价；两部制电价包括基本电价、电度电价以及功率因数调整电费。电度电价是按客户用电度数计算的电价，基本电价是按客户电容量计算的电价；功率因数调整电费是根据客户功率因数水平的高低增收或减收的电费。随着电改的推进，2013年，发改委《国家发展改革委关于调整销售电价分类结构有关问题的通知》指出将销售电价由现行主要依据行业、用途分类，逐步调整为以用电负荷特性为主分类，逐步建立结构清晰、比价合理销售电价分类结构。同时将线性销售电价逐步归并为居民生活用电、农业生产用电和工商业及其他用电价格三个类别。

由图2-1可知，销售电价主要由发电成本（上网电价）、输配电成本以及用电用户性质决定，此外由于电力属于“准公共物品”，国家利用政府性基金对用电单位进行交叉补贴，然而我国上网电价仍处于“市场煤，计划电”改革阶段，煤电之间有较尖锐的矛盾，电煤价格不断走高，使得发电企业成本不断提高，但是由于电价尚未市场化改革，发电企业面临亏损境地。因此，电价改革通过两头放开，促使电力资源恢复一般商品的特性，提高市场效率，促进用电企业自我技术革新，减少社会福利损失。

10

## 第二节 我国电力价格波动成因

电力产业作为我国生产生活的基础性产业，关系企业发展的同时，还需保障居民生活，其具有公共品的特征，因而电力资源具有公共品的两大特性：非竞争性和非排他性。也正因为这个原因，电力价格的制定存在巨大的困难，而不合理的电价将严重影响国民经济的发展和人民的日常生活。过高的电价会导致通货膨胀，过低的电价则不利于电力行业的发展，也阻碍产业结构的升级造成产能过剩，影响经济长远的发展。而本文主要考察的销售电价波动主要来自于以下几个方面：

### 一、 宏观层次

#### （一）电价政策的制定

长期以来，电力产业作为国民经济重要的基础产业，电价一直由国家统一制定，为了保障居民日常生活和企业单位的经营活动，电价可以说是作为国家经济调控的一种手段，利用电价，国家可以进行产业结构调控甚至整个宏观调控，以配合其他政策贯彻并实施相应的国家战略。而差别电价的实施通过成本因素引导其他行业或产业去化产能过剩以及促进技术进步。而电力行业属于垄断性行业，在国家制定电价策略或进行电价规制的同时，不仅得保障其他行业的健康发展，还需保障电力行业自身的正常运作和发展，从而促使整个经济环境健康和谐可持续的发展。

#### （二）经济水平和居民收入

经济迅速发展的同时，往往伴随着较大的电力需求量，克强指数指出，电力使用水平可以反映一个地区或国家经济发展的基本情况，是经济水平的先行指标，因此经济的不断发展必然带来电力需求的不断提高，随着需求量的不断提高，电力生产的边际成本也将不断提高，过去十几年内，经济发展速度的同时，我国发生了多次电力短缺事件，因而地方供电局要么提高电价，要么拉闸限电，极大的影响的正常的生产生活。同样随着居民收入的增加，对于电价增长的承受能力不断提高，也就缓减了国家相应交叉补贴的压力，同时收入的变动直接影响居民的消费习惯，对电力的需求也随之改变，从而影响电力价格。

#### （三）财政政策和货币政策

随着国家经济和技术的发展，电力需求不断增加，现有的发电设备扣除折旧损坏，仍有大量的需求缺口，不少地区为了保证经济的稳定发展，通过项目申报借款建设电厂以缓解电力供给短缺，因而对于电力行业的利率政策等货币政策便直接影响发电企业的运营成本，进而影响电力价格。根据我国现有的财政政策对于电价的影响主要通过税收和补贴两方面，国家为保障居民的日常生活，使得居民用电价格严重偏离工商业用电价格，同时为了防止电力行业的亏损，国家利用税收和相应的基金对居民企业进行交叉补贴，因而如若国家财政政策发生变动，势必影响电价水平。

11

#### （四）低碳政策

电力作为清洁的二次能源，相较于煤炭等能源，具有低碳、热转换率高等特点，也因此在全球范围普及广泛，我国低碳政策尚处于起步阶段，使用电能可以在一定程度上降低企业碳排放水平。同时，低碳政策的实施对发电途径会造成较大的影响，如水电、核电、风电、以及太阳能发电等清洁发电方式将在一定程度上得到相应的发展，而这些清洁发电方式往往成本较高，因而会对污染型电煤发电方式加以税收或对风电等绿色发电方式予以补贴，这将在一定程度上改变发电企业的发电成本，从而反映到销售电价上来。

### 二、 微观层次

#### （一）燃料价格

目前，我国发电主要以电煤发电为主，其需要消耗大量煤炭资源以满足电力需求，扣除输电环节的电力成本，电价对煤炭价格的波动颇为敏感，电煤价格的提高，使得发电企业成本不断上升，如若上网电价保持不变，则发电企业面临巨额亏损，发电企业将降低发电水平，以降低自身的亏损。若上网电价提高，而销售电价保持不变，则供电企业将不断亏损，因此，燃料价格，特别是电煤价格的波动对电力行业的影响比较深远。为了保证发电、供电平稳，电力行业有序发展，2004年起，国家发布了上网电价、销售电价与电煤价格联动的政策以应对电煤价格持续走高。第一次煤电联动是在2005年5月，销售电价平均每千瓦提高2.52分；第二次煤电联动发生在2006

年5月，销售电价每千瓦时提高2.451分；2008年7月全国平均销售电价上升2.61

分；2009年11月底，销售电价平均上升2.8分（未调整居民电价）；2011年6月，

全国15个省市工商业、农业用电价格平均每千瓦时提高1.67分（居民电价不变）；

2011年末全国销售电价平均每千瓦时上调3分；2015年4月工商业用电价格平均每

千瓦时降低1.8分。

#### （二）电力行业管理水平和技术

电力价格中同样包含发电行业的设备成本、管理水平以及电力设备的利用率和技术能力，长期以来，我国国有企业（包括电力企业）都面临不同程度的国企冗员的问题，这也就导致了管理成本居高不下，制约电力行业的盈利能力，降低企业的综合竞争力，而运营成本的提高使得电价成分中成本的比重大幅增加，影响了电价水平。同时，技术水平的提高可以使得企业的投入产出比大大降低，从而降低电力成本，并最终降低电价水平。

#### （三）电力行业的垄断性

电力作为关乎民生大计的二次能源，电力的稳定生产显得各位重要，并且电力行业规模效应显著，较高的集中度可以降低不少福利和效率损失，同时易于监管，并保证安全。因而，电力行业在世界各国都实施垄断经营，表现在电力行业的各个部分，其中发电企业与煤炭等发电能源厂商之间长期稳定的合作，传输设备及线路的规划和

12

建造，以及体现在最终销售电力资源，由于国家制定价格，买卖双方几乎没有任何定价的权利。然而随着电改的推进，放开发电环节和供电环节的电价约束，电价将会因为电力供给需求的变动而波动。

## 第三节 电力价格波动对我国宏观经济的冲击

过去的几十年里，随着技术的不断进步，电力资源已经成为工商业以及居民生活中最重要的能源之一，国民经济的发展对电力资源的依赖度越来越大，电力行业的发展对我国经济的影响程度也是与日俱增。然而，长期以来，计划的电价使得电价扭曲程度日益扩大，严重损害社会福利，更是阻碍了全社会效率。不合理的电价，不仅使得企业在资源配置上不断错配，某些行业即可能出现产能过剩，从而影响我国的经济结构，更甚者，扭曲的电价会在一定程度上阻碍电力行业以及其他行业的技术进步。自2002年前，我国掀开了电力改革的序幕，电力价格市场化进程逐步进入日程，随着电价逐步真实反映其商品特性，由于供需关系的影响，电力价格波动在所难免，电价的波动直接影响居民的消费结构，并引起相关产业和经营策略的改变，影响工商业企业的单位成本，进而冲击整个实体经济。

### 一、 对产出的冲击

电力价格的波动将直接反映在企业成本中，电价的上涨直接导致企业单位成本的提高，特别是对电力资源依赖较大的行业，巨大的成本压力如果不转嫁到商品，其短期利润将迅速下降，严重时将会使得企业面临亏损的风险，此时企业会选择调整生产，从而影响实际产出。同时，电价上涨带来的通胀风险以及企业经营风险在一定程度上左右经济政策的制定。供给角度来看，电力价格的冲击降低了电力资源的需求，从而降低了实际产出，然而由于价格粘性和工资粘性，企业会选择降低劳动需求，精简管理体系以降低生产成本，从而提高了全社会的失业率。从需求角度，较高的失业率、以及逐渐提高的通胀率使得居民消费能力和意愿降低，社会需求不足，又进一步加剧企业收缩生产的意愿，继而更加恶化整个宏观经济。同时电价的波动使得企业无法迅速最优化资源配置，导致资源发生错配，使得资源配置效率下降，阻碍技术进步，降低产出水平。

### 二、 对投资的冲击

电价的上涨往往伴随电力需求的增大，同时电价上涨使得电力行业收益增加，利润的提高促使电力投资加速。而对于下游企业，电价的上涨使其对于资金的需求日益增加，如果货币当局没有相应的增发货币供给，将导致租金率或是贷款利率的提高，作为财务（负债）杠杆较高的企业便会抑制自己投资意愿，以减轻经营风险。因此，

13

电价的上涨可以促进电力行业的投资活动，但是同时抑制下游企业的投资。

### 三、 对消费的冲击

电价的上涨最终将反映在物价水平上，这使得最终商品价格提高，抑制消费。同时电价的上涨、物价水平的上涨，使得劳动力边际报酬提高，由于货币幻觉的存在，居民可能会增加消费。此外，由于居民消费具有一定的惯性，且电价上涨传导至最终商品有一段滞后期，因此，居民用电价格的提高不会立刻降低对于其他物品的消费。

### 四、 对通货膨胀率的冲击

电力用户主要有三类，居民、工商业者以及农业用电，电价的波动直接将导致居民的消费结构发生变化，并记入物价指数CPI（反映通胀水平）。而对于以电力资源为生产要素的工商业或农业，电价的上升将直接造成企业运营成本的提高，短期由于价格粘性，商品价格影响不大，但是成本的提高最终将转嫁到消费者身上，从而导致商品价格全面提高，引致成本推动型通货膨胀，最终反映到物价指数CPI之中。同时电价和物价的螺旋式上升会强化理性人的预期通胀水平，如果此时经济处于增长阶段，则电价的上升会使得经济增长速度放缓，若经济处于下行通道，提高电价无疑雪上加霜，很有可能引起经济滞胀，此时通胀率不断提高，而实际经济却会处于下滑态势。电力资源作为接下去几十年间使用范围最广的基础能源，其价格的波动将对实际通胀水平带来较大的影响。

14

# 第三章 电力价格波动对我国宏观经济冲击的效应分析

本章拟构建一个可以模拟我国经济环境的简化模型，并在此基础上引入电力价格冲击因素，模拟电价波动对我国经济环境中各个变量的影响。在构建模型前，本章首先介绍动态随机一般均衡模型及其处理方法，然后通过给出适用于我国经济环境的目标函数、约束条件，并求解一阶条件，平稳化后对模型进行稳态分析并做对数线性化处理，再对模型中所包含相应的参数进行校准或估计，随后模拟电价冲击的脉冲响应图，以及历史方差分解，以了解我国电力价格波动对经济带来的理论上的冲击。

## 第一节 模型介绍

### 一、 动态随机一般均衡模型简介

动态随机一般均衡模型（Dynamic Stochastic Equilibrium Models, DSGE）最早的雏形源自Kydland-Prescott（1982）提出的实际经济周期模型，在市场连续出清、弹性价格以及完全信息的假设条件下，利用动态规划的方法，以求解微观经济主体在不确定环境下的最优行为准则[36]。RBC模型对于不确定环境下经济主体行为决策的处理方式以及建模思想得到了后来众多学者的推崇。在此基础上，动态随机一般均衡模型逐渐发展起来，经济学家在经济建模的同时，不再仅仅关注模型的数量结果，同时更加注意数量结果背后的宏微观经济学依据。此外，计算机技术以及贝叶斯估计方法的不断发展使得模型的快速求解成为可能。目前，包括中国在内的许多国家的中央银行、财政部门都正在或已经发展不同复杂程度的DSGE模型，并利用该模型研究国内外税收政策、货币政策等经济问题，通过仿真模拟发现国家经济改革中存在的问题以及提高改革效率。

以本文主题构建的传统的计量经济模型往往不会严格依据微观经济学理论，只是利用了最终所需要研究的变量之间的相互关系，即线性或非线性关系，模型的建立具有随意性，同时由于国内外货币政策、财政政策等经济环境的变化，可能导致模型的系数随着时间而变动，不再是一个恒定的常数，这些由于深层次参数的变动也就造成了传统计量模型缺乏结构性，也就是说模型存在Lucas批判的问题。Lucas批判问题的存在使得模型评价以及数量分析有着很大的弊端。虽然现在的模型会通过外生性检验以及超外生性检验来减弱Lucas批判，但是这些检验均不是针对整个模型而言，也就不存在百分百的可靠性。

而DSGE模型是建立在微观经济学理论的基础上，各个经济主体通过最优行为决策满足其效用最大化，辅以合适的加总方式，构建整个经济体的结构方程组，这保证

15

了宏微观经济分析的一致性，同时也避免了Lucas批判。其次，传统计量模型无法对经济稳态进行明确的描述，稳态是否存在是分析宏观经济的一个必要的方面。如果，稳态不存在，经济体的发展就会放任自由，也就无法把握经济的最终去向。动态随机一般均衡模型建模步骤可以概括为：微观理论分析、从微观行为推导宏观行为方程、模型的稳态分析、模型的求解及参数的确定、经济模拟和政策分析。

早期的DSGE模型是基于RBC模型框架分析经济波动的原因，模型由家庭、厂商各自的最优行为确立。但是，早期的DSGE模型缺乏政府（中央银行）部门，同时模型将所有厂商市场设定为完全竞争市场，商品价格和工资水平具有价格刚性，也就说无法进行对财政政策以及货币政策的分析。新凯恩斯DSGE模型在早期DSGE模型的基础上，吸收Dixit-Stiglitz型加总框架，引入名义粘性和垄断竞争，同时模型对经济环境中的各类行为主体有了更为细致的考察，常规的新凯恩斯DSGE模型包括以下几个部门：代表性家庭、厂商（最终产品生产厂商和中间产品生产厂商）、政府和中央银行，在开放型经济模型中还会引入国外部门。

#### （一）代表性家庭部门

代表性家庭通过选择休闲、劳动以提供劳动工作者，通过消费、储蓄（投资）以及债券等货币持有方式的抉择以最大化其效用。

#### （二）最终产品生产厂商

最终产品生产厂商将中间产品进行加工成最终产品，以提供家庭进行消费和投资，通常将最终产品生产厂商所在的市场设定为完全竞争市场。

#### （三）中间产品生产厂商

中间产品生产厂商利用家庭部门提供的资本和劳动力进行生产，通过优化中间产品价格、资本投入量、劳动投入量以最大化自身利润，一般将中间产品生产厂商设定为垄断竞争的市场，具有一定的定价权，但是价格变动需要调整成本。

#### （四）政府和中央银行

在封闭的经济模型中，政府和中央银行可以合并成广义的政府部门，通过公开市场操作执行货币政策。

动态随机一般均衡模型的建立往往需要权衡模型的复杂程度和易处理性。模型越复杂，对经济环境刻画的越是细致，也就能更好的模拟真实经济，但是模型的复杂程度和求解难易成正比，过于复杂的模型难以求解甚至无法求解。模型过于简单，对真实经济的刻画也就相对粗糙。因此，模型的建立需要建立在自身的基础上，在模型的拟合效果和求解难易程度间寻找一个平衡点。

### 二、 模型对数线性化

含有许多非线性方程的模型由于过于复杂，在进行方程的简化和求解时往往非常困难，相比之下，线性模型的求解会简单很多，并且有着许许多多成熟并且可以程式化求解线性模型的方法。但是随着计算机水平的发展，Dynare 软件包已经可以处理

16

非线性DSGE模型，然而其无法给出线性模型的表达式。因此，绝大多数学者仍然选择将模型线性化，以求更简便地理解模型的动态含义。DSGE模型线性化是指模型在其稳态值附近进行对数线性化处理，这样模型处于稳态附近，此时，模型可以较好的反映经济发展过程中的冲击。

对数线性化是解非线性差分方程组（nonlinear difference equation system）时候用的一种线性化方法。首先定义：

*Xt* ln *Xt*ln *X*

（3-1-1）



其中变量组*xt*表示初始值变量组*X t*对于稳态组*X*的对数偏离。其次，介绍常用的几种对数线性化方法：

#### （一）常规方法

以规模报酬的Cobb-Douglas生产函数为例：

*Y* *AK**L* 1

两边同时取自然对数，

*t* t t

（3-1-2）

Ln*Yt*ln *A***ln *Kt*1**ln *Lt*

Cobb-Douglas生产函数在稳态的时候有，

*Y**AKL*1**

（3-1-3）

（3-1-4）

两边同时取自然对数，

ln*Y*ln *A***ln *K*1**ln *L*

（3-1-5）

将（3-1-3）与（3-1-5）相减，

ln*Yt*ln*Y***ln *Kt*ln *K*1**ln *Lt*ln *L* 

根据上面的定义，

（3-1-6）

*yt**kt*1***lt*



（3-1-7）

此时，模型由各个变量的对数偏离值的线性方程表达。这种方法适用于类似于

C-D函数这样的方程。

#### （二）**Uhlig**的对数线性化方法

Uhlig的对数线性化方法特点是不需要求导，其方法首先将所有变量以乘积形式给出，然后利用稳态均衡将方程转化成变量的对数偏离形式。

由（3-1-1），转化可知

*Xt**e* t *Xe* t

以（3-1-2）为例，具体步骤如下：



ln *X*  *x x*

（3-1-8）

17

利用公式（3-1-8）将所有变量进行替换，

**1**



   

*Yeyt* *AK* *ekt L*1** *elt*

两边同时将稳态均衡消去，再两边分别取自然对数有，

*yt**kt*1***lt*



（3-1-9）

（3-1-10）

由此，可以得到和常规方法相同的结果。Uhlig对数线性化方法在具体操作时有以下法则：

*Ext**yt* 1*x*** *y*

（3-1-11）



*t* *t*

*Xt yt*  0

*E**ext*1***E**x*

*t t t*1



（3-1-12）

（3-1-13）

Uhlig的方法方便之处在于只需要进行变量替代，由（3-1-11）可知，当**0时，可以将变量以（3-1-14）形式替代。

*Xt* *X*1*xt* 

#### （三）泰勒**Taylor**展开对数线性化

（3-1-14）

泰勒展开对数线性化是指，在稳态值附近进行泰勒展开，一般只计算到两阶无穷小。所利用的公式如下：

*t*

*f**X* 

*f**X*

*F*  *X* 

*Xt* *X*

*F* **** *X* 

*X t**X* 

2  *o* *X*  *X* 2 

（3-1-15）

1! 2!

后文模型所使用的CES生产函数的对数线性化便需要通过泰勒展开进行对数线性化，具体步骤参见附录A。

各种对数线性化的方法最终处理的结果未必完全相同，特别是在模型比较复杂的情况下，不同的线性化方法在处理不同形式的方程时有着各自不同的优势，因此，需要根据模型（一阶条件）的方程形式选择最优的对数线性化的方法。本文在模型构建时进行对数线性化是主要采用了Uhlig方法以及泰勒展开的对数线性化方法。

### 三、 模型的求解和参数估计方法

模型的一阶条件在对数线性化后，模型也就转换成线性随机差分模型，对于线性化后的DSGE模型，现有文献已有了很多种求解方法，较为常见而基础的方法是Blanchard and Kahn（1980）提出的BK分解法[54]，后续学者在此基础上改进并发展了许多新的方法，如：Klein（2000）的广义Schur分解法[57]、Sims（2002）的QZ分解法[32]和Uhlig（1999）的待定系数法[41]。

DSGE模型在求解的过程中不仅依靠宏微观经济理论作为基础，还可以结合实际

18

经济数据，提高模型的对实体经济刻画的匹配程度。换言之，DSGE模型含有如偏好系数等深层次参数，这些参数可以将模型和实际经济情况相联系，因此，DSGE模型需要根据所描述的经济体对这些参数加以修改，以更好的刻画经济环境中的各种冲击。

在参数估计之前，首先要对获取的统计数据进行预处理，主要包括去趋势处理和分离经济周期（主要是进行季节性调整，以剔除原数据中的季节性因素）。这是因为

DSGE模型经过对数线性化进行线性逼近后，各经济变量表现为对经济均衡状态的对数偏离，因此有必要对收集到的实际数据进行去趋势处理，一般采用HP或BP滤波的方法，使数据平稳化。此外考虑到我国实际情况，统计数据年份比较短，因此需要利用季度或月度数据进行参数估计，而季度月度数据往往存在明显的周期性，故有必要将剔除序列中的季节性因素，从而使其可以较真实的反映波动的固有规律。常用的季节调整方法主要有Census X12方法和Census X11方法。

数据处理后，便需要对模型中各个参数进行估计。DSGE模型的参数主要可以分为两大类，第一类参数是反映模型稳态特性，其一般包括结构性参数和稳态变量所对应的参数，第二类参数是体现模型动态特性。对于第一类参数，国内外通常做法是采用校准（Calibration）的方法；对于第二类参数，常用的估计方法有极大似然估计和贝叶斯估计等。本文在估计参数时选用了校准和贝叶斯估计的方法以最大化模拟真实经济环境。

#### （一）校准

校准估计方法最早由Kydland - Prescott（1982）提出，其通过对实际经济周期的研究，提出了现阶段DSGE模型参数估计的新方法[36]。校准的目的在于通过修改参数使模型的理论矩尽可能和实际经济观测数据保持一致。

#### （二）贝叶斯估计

在应用传统的计量经济估计方法时，需要基于一个基本假设：即模型中各个参数是确定性变量。而贝叶斯估计方法则认为模型中的参数也可以是随机变量，有与之相对应的分布，因此在利用贝叶斯方法估计参数时候需要给出一个先验分布，通过将先验信息看成似然函数的权重，确定参数的估值区间，然后利用状态空间卡尔曼滤波算法，得到结构参数的后验分布，利用马尔可夫链蒙特卡洛抽样（MCMC）的方法可以得到最优化的DSGE模型结构参数的估计值。其具有以下特点：

首先，贝叶斯估计的优点在于可以有效利用先验信息，学者可以根据已发生的微观、宏观的经济状态，对模型中大多数的结构参数有个理论上的估值，提高估值效率和质量。

其次，DSGE模型往往存在大量的参数，而可用于估计的实际数据相较这些参数数量比较少，传统的估计方法无法实现这一估计任务，而具有比较优异小样本性质的贝叶斯估计可以较好地胜任。

最后，Rissanen（1986）指出贝叶斯估计不是寻找参数的真实值，而是最优刻画

19

数据的参数空间[44]。MCMC方法的应用使得贝叶斯估计更加稳健，能更好的贴合实际经济的发展。

## 第二节 电力价格波动对我国宏观经济冲击效应的实证分析

上一节介绍了动态随机一般均衡模型建模的方法及一些必要的技术，本节便需要依据上述建模步骤和方法构建我国电力价格波动对宏观经济冲击效应的DSGE模型，并结合2000 ~2014年的季度数据进行参数估计，进而对我国宏观经济波动进行实证分析。本节所构建的DSGE模型基于新凯恩斯DSGE模型，包含了新凯恩斯经济理论的“名义粘性”和“垄断竞争”的假设，同时引入电力资源，将其设定为由家庭购买，并部分交付给中间产品生产厂商作为生产要素。本节所设定的模型为小型封闭经济市场，不考虑国外因素和各个行业电价差异，通过给定我国平均用电价格1个标准差的冲击，模拟电力市场改革过程对我国宏观经济的影响。

### 一、 模型构建

本文所构建的动态随机一般均衡模型的基本框架源于Ireland（2004）模型的扩展形式[58]，再借鉴Rajeev Dhawan（2008）中代表性家庭权衡休闲和劳动，向厂商提供劳动和所购买的电力生产要素，同时获取相应的报酬，代表性家庭持有的金融资产包括现金和债券[59]。由于模型刻画的细致程度和模型的复杂程度成正比，因此，本文仅考虑价格粘性、工资粘性，不考虑金融摩擦。

引入粘性主要有两种方法，一是由Calvo（1983）提出的Calvo定价方法，其通过假定一定比例的中间产品生产厂商只有在得到价格调整的“信号”时才能最优的决定新的价格水平[40]。二是由Rotermberg（1982）提出的二次成本调整法，其通过假设厂商调整价格的时候存在一个惩罚函数，即调整成本，并以此来反映价格粘性[45]。相对于第一种方法，引入价格调整成本的方法相对容易理解。因此，本文选用后者，通过价格调整成本来引入价格刚性，同时借鉴Calvo定价的思想，对劳动力市场引入工资粘性，以更好的模拟真实经济环境中的粘性。

同时由于本文重点不在于分析财政政策和货币政策对宏观经济的冲击，因此，模型假定财政政策是Ricardian中性的，忽略财政政策的作用，同时将货币政策设定为仅考虑利率水平、产出水平和通货膨胀水平的泰勒规则。

#### （一）代表性家庭

假设经济体中拥有大量且同质的家庭，其拥有无限的寿命，其代表性家庭可以从消费的提高（存在惯性消费）和持有的现金中获得相应的效用增加，同时代表性家庭可以在享受休闲中获得正效用，因此，参加劳动会带来负效用。代表性家庭所需的决策为：在相应的预算约束条件下通过调整自身消费（包括电力消费）、劳动数量以及

20

持有的现金数量以最大化其效用的期望值。

*T**f m*

Max *U**E*0*U**ct*, *t*, *ht* 

（3-2-1）



*Ct*, *mt*, *ht*

*t*0

 *pt* 

其中，*U* 表示代表性家庭得到的效用，*U* 表示代表性家庭的即期效用， *E* 为数学期望， ** 是贴现因子， 0  **  1， *c f* 表示第*t* 期代表性家庭对最终产品的消费（不

*t*

包括电力产品）， *m* 是第*t* 期代表性家庭所持有的名义货币， *mt* 是第*t* 期代表性家庭

*p*

*t*

*t*

所持有的实际货币，*ht*是第*t*期代表性家庭所提供的劳动供给量。家庭的即期效用*U*具体形式假定如下：

*F m**f* f *m* h **

*U**ct*,  *t*, *ht*ln*ct* *bct*1ln  *t**t*

（3-2-2）

*pt*

*pt*

其中，*pt*为最终产品价格，其反映第*t*时期物价水平，同时**1，1**1即为

劳动供给的Frisch弹性。因此，代表性家庭所需最大化的效应最终由公式（3-2-3）表示。

*t**f* f

*M* h** 

max *U**E*0**

ln*ct*

*Bct*1ln *t*  *t* 

（3-2-3）

*Ct*, *mt*, *ht*

*t*0

*Pt* 

CEE（2005）指出，将习惯形成的效用函数纳入效用函数，使得低的真实利率反映出当期消费增长率相对于未来更高，这也就刻画出了消费的驼峰状反应曲线，可以更好地拟合真实经济环境中各个变量的自相关性以及所受到的外生冲击[48]。

由于代表性家庭当期选择受制于上期期末的财富水平，而上期期末的财富水平主要包括：货币余额、债券、工资收入、企业红利以及政府的一次性转移支付，因此，家庭的预算约束如（3-2-4）所示：

1 *q e* *b*t  *m*

* t t* *r f*

*T* *m* *b*

*W h*

*R k k***  *d*

*c f*  *i*

*t t*

t *t*1 *t*1 *t t* t t t t

*pt* *pt*

*it**kt*11***kt*

（3-2-4）

（3-2-5）

*C**c* f 1  *q e*

（3-2-6）

*T* t*t t*

其中*it*是第*t*期代表性家庭的投资，*kt*是第*t*期代表性家庭的资本存量，以永续盘

21

存的方式进行资本累积，*r* k第*t*期名义资本租金率，*q* 为第*t*期全社会平均用电价格，

*t* *t*

1 *e*是全社会总用电量，其中*e*表示工业用电量，占全社会总用电量的比重为**，*b* 是

*t* t t

代表性家庭第*t*期末所拥有的债券数量，债券到期时的市场利率为*r f*，代表性家庭提供劳动得到的名义报酬由*wt*表示，家庭也可以从货币当局得到一次性转移支付*t*，此时代表性家庭总消费为*ct*，其由家庭电力费用支出和其他消费两部分组成。除此之外，

*t*

模型隐含非蓬齐博弈假设，即在无穷远期，家庭的资产现值（市场利率折算后）必须

大于等于0。

同时，为了考察电力价格的波动对宏观经济的冲击，因而假定电力的实际价格服从如下自回归过程：

Ln*q*t  **

Ln*qt*11 **

Ln*q* **

（3-2-7）

*p**q**p*

*q* qt

 *t* *t*1 

其中*q*代表稳态时电力资源的实际价格，*q*为自回归系数，*q* 0,1, *qt*表示

电力价格的外生冲击，其服从均值为0，标准差为** 的正态分布，即**

~ *N*0,

**2。

相应的一阶条件求解如下：

1

*f* f

*c*  *bc*

*t* t1

*Et* *f*

*t*1

*c*

*b*

*bc f*

*t*

*q*

*t*  0

*qt q*

（3-2-8）

*t*

*P r* f

*Et*

*T*1  0

*p*

（3-2-9）

*T t* t1

1 *m*1 **

 *t* 

*Et t*1  *t*  0

（3-2-10）

*Pt* *pt**pt*1 *pt*

*rk*

*Ett*1 *t*11***t* 0

（3-2-11）

*pt*1

其中*t*是拉格朗日乘子，其内部涵义反映的是居民的边际效用。

#### （二）劳动力市场

由于劳动市场所有劳动力均由家庭提供，因此，家庭在劳动市场具有一定的垄断性，本文假定，经济环境中存在无数“打包”公司，将所有有差别的劳动打包成单一类型的劳动，并以Dixit-Stiglitz型加总方式提供给中间产品生产厂商用来生产商品。

22

1

1*h*

*H*  

1

*H* h *di* 

1**

（3-2-12）

*T* 0 *it*



其中*h*是工资加成弹性，用以衡量劳动力市场的垄断程度，*h*越大，不同劳动

之间的替代弹性越小，工资加成也就越小，劳动力市场垄断程度就越高。本文假定这些打包公司（劳动力中介市场）是完全竞争的，则其利润最大化的目标是：

1

0

Max *wtht**withitdi*

*hit*

（3-2-13）

其中*wt*和上文一样，是名义工资水平。根据公式（3-2-13），使其利润最大化，可以得到名义工资和劳动需求曲线：

 1

1

*w*

*W**w* w *di* 

（3-2-14）

*t* 0 *it*



*W* 1

*H* *w*it  **w *h*

（3-2-15）

*it**w**t*

*T* 

参照Calvo（1983）的方式，引入滞后工资合约机制来实现工资粘性的设定[40]，在每一期，有1**比例的家庭可以最优化他们的工资水平，剩下**比例的家庭不能依据效用最大化来调整工资水平，这些不能依据效用最大化的家庭只能依据通胀水平

*T*1 (*t*1 *pt*1

*pt*2 ）来调整工资：

**

*w*  **

*it* t1

*h*

*it*1

 *w*

（3-2-16）

其中*h*表示工资指数化程度，当*h*0时，名义工资保持不变，当*h*1时，工资为前期通胀水平的完全指数化。

那些可以最优化工资水平的那些家庭则会最大化其效用，以第个家庭选取最优

名义工资*w*为例，其目标函数和面临的约束条件分别如下：

*it*

 1*h*

** 

 *s*

*M*1 *w***h 

Max *Et*** 

*w*

Ln*ct**s**bct**s*1ln  *t**s* 

*it*

 



*Ht**s* 

 (3-2-17)



*it* *s*0

*pt**s*

** 

*Wt**s*  

 

1 *B* *w*

1*h*

*h*



*Q e*

 *t**s* *m*

*Mt**s*1 *bt**s*1 *wit*  *it* 

*Ht**s* *rt**skt**s* *t**s* *dt**s*



*c*  *i* 

*t**s* t*s*

*T**s t**s*

1*R* f

*p*

*t**s*



*Wt**s* 

*p*

*t**s* t*s*

23

相应的一阶条件如下所示：

*S * 

（3-2-18）

*W**Et*** 

*Hit**s* 

*It* 1 **

 *s*0

（3-2-19）

*p* h  h 

*T E****s**pt**s*1

*Pt* *h*

** 

*t*  *p*  *p*

 *it**s t**s*

*S*0  *t*1 

*t**s* 

其中**与上文一致，令*w*\* *w*，根据公式（3-2-14），可以得出：

*t* *it* it



 1

 *p*

* h*

 1 *h*

 *h* 

*W* 1***w*\*h ** *t*1 

*W* 

（3-2-20）

*t**t*





*Pt*2 

*T* 1





#### （三）厂商

新凯恩斯DSGE模型在动态随机一般均衡模型的基础上引入了“名义价格”和“垄断竞争”假设，而这个假定主要通过修改原模型的厂商部门的的设定，通过细分为最终产品生产厂商和中间产品生产厂商两部门更为丰富和细化了行为主体。其中，处于完全竞争市场的最终产品生产厂商将中间产品进行加工成最终产品，并提供给其他经济主体；处于垄断竞争市场的中间产品生产厂商利用代表性家庭提供的劳动力、物质资本、电力资源等生产要素进行生产，将中间产品出售给最终产品生产厂商，在垄断竞争的环境下，中间产品生产厂商对中间品有一定的定价权，然而改变价格需要支付一定的调整成本。

1、最终产品生产厂商

假定最终产品生产厂商使用0, 1上的中间品*yit*（*i*0,1），以Dixit-Stiglitz型加总方式生产成最终产品*yt*，见公式（3-2-21）：

*yt* 



1

** 1

*Yit *

**

**1

*Di* 

（3-2-21）

0

其中，**为中间产品之间的替代弹性，反映了超出边际成本的价格加成。

最终产品生产厂商在完全竞争的环境下经营，其经营目标为在（3-2-21）的约束条件下实现利润最大化，由（3-2-22）所示：

MaxF *p y* 

1

*P y di*

（3-2-22）

*yit*

*T* t  *t*

0 *it it*

其中，最终产品*yt*以价格*pt*出售，第*i*个中间产品生产厂商所生产的中间产品*yit*

以价格*pit*出售。

24

相应一阶条件如下所示：

*P* **

*Yit* *yt*  *it* 

*Pt* 

（3-2-23）

*t**it*

1

  *p* 1* di*

2、中间产品生产厂商

*p* 1 1**

0

（3-2-24）

中间产品生产厂商是垄断竞争的，由于每个中间产品生产厂商所生产的产品都是对称性的进入最终产品生产厂商的生产函数，因此，只需分析代表性中间产品生产厂商。其通过资本积累和雇佣劳动力以及使用电力资源进行生产活动，假设其所遵循的生产函数形式如下：

*Y*  *z*

**

*k*1***e*** *h* 1**

（3-2-25）

*it* t it it it

中间产品生产厂商的生产函数为嵌套CES生产函数，其中，*yit*为中间品产出，

*kit*, *eit*, *hit* 分别为资本、电力资源以及劳动力。资本和电力之间的替代弹性为常数

11*v*，同样资本、电力和劳动力之间的替代弹性也为常数。*zt*反映技术进步，其自然对数服从AR（1）形式的随机过程：

Ln*zt**z* ln*zt*1*zt*

（3-2-26）

其中，*z*为自回归系数，*zt*是生产率的外生冲击，假定其服从均值为0，标准差为*z*的正态分布，即*zt* ~ *N*0,*z* 。

2

中间产品生产厂商为家庭所有，它的生产目标和代表性家庭一致，主要是通过改

变中间商品价格来追求利益的最大化。

*I**t* *d* 

Max*t* p*it*

*E*0**

*t**o*

 *it* 

 *pt* 

（3-2-27）

其中，*dit* 反映的是中间产品生产厂商*i*在第*t*时期得到的实际利润，其具体形式

*pt*

如公式（3-2-28）所示：

*Dit* *pit yit* *wthit* *ptiit* *qteit* ***p*, *p*



（3-2-28）



*pt**pt*

*It* it1 



其中，*wt*为名义工资，*qt*为电力资源的名义价格，*pt*为价格水平。*pit*为中间产

25

品生产厂商*i*在第*t*期所生产中间产品的定价，*pit*1为中间产品生产厂商*i*在第*t*1期所生产中间产品的定价。

因为引入“名义价格”，本文采用Rotermberg（1982）给出的方法，即中间产品

生产厂商受到二次调整成本约束[45]，其具体形式如下：

***p*2

***Pit*, *pit*1 

*It* 1*yt*

（3-2-29）

2*pit*1

其中，**为控制价格调整幅度的参数，**0，其数值越大说明价格调整成本越

大，反映经济环境中存在较为明显的价格粘性。**为稳态时的通货膨胀率，一般可以认为其是货币当局（政府）所设定的目标通胀水平。

相应的一阶条件如下所示：

 *p***

*P* *y p*

 *p*

 *y* p *p* 

 *p* ** 1

1** *it* 

*Yt* ***it* 1 *t t* *Et*  *it*1 1 *t*1 *t it*1*tyt* *it* 

2

*pt*

* p*

*pit*1

*pit*1

*pit*

*it*

 *pt* 

*wt hit pt*

1***T yit*

（3-2-30）

（3-2-31）



*Y k* *v*1



11*****Et**t*1 **

*It it*1

*v*

*V* 

（3-2-32）

*Q e* 1*v*

  

*kit*1

1***eit*1

*y*



*T it***1***t it*

（3-2-33）

*Pk* v1***e* v

*t* it it

其中，*t*为约束条件的拉格朗日乘子。而方程（3-2-30）隐藏了新凯恩斯主义菲利普斯（NKPC）曲线，方程（3-2-31）反映了劳动的边际生产率。

#### （四）中央银行

我国利率市场化改革尚未完成，国内学者对新凯恩斯DSGE模型中货币政策是由利率规则还是货币供应量规则有较大的争论，部分学者认为若在基于我国的DSGE模型中引入利率的泰勒规则，可能会引起非决定性均衡（Indeterminacy Equilibrium），从而认为利率规则刻画我国货币政策不适用，应采用货币供应量规则进行DSGE建模；而其他学者认为央行的货币供应量目标和实际执行情况有显著的差别，这是由于我国货币政策往往存在“相机抉择”的特性，采用货币供应量规则无法反映模型系统的内生性问题，因此这些学者认为货币供应量规则并不能更好的反映我国的货币政策。对于货币政策的前瞻型或是后顾型的选择，奚君羊（2010）建议采取后顾型利率规则，他认为后顾性规则可行性较高，并且产生的福利效应与其他形式的利率规则并无很大

26

差异[25]。然而，考虑到中央银行获取经济信息到制定货币政策以及执行过程中存在时滞，以及经济环境的粘性，使得货币政策的执行对经济的影响存在一定的滞后，为了保证货币政策目标的有效性，就要求中央银行在制定货币政策时具有一定前瞻眼光。

根据Zhang（2009）的分析结论，认为利率规则更适合中国[65]，因而本文在一般利率规则的基础上，考虑上一期利率、产出增速、通货膨胀率的泰勒规则作为货币政策工具，具体形式如下：

 *r f*

 *r f* 

 *y* 

**

*R k*

Ln *t* *r* ln *t*1 1*r**y* ln *t* **ln *t*1*u* ln *t* *t*



 *r* f

*R f* 

 *Yt*1 

 ** 

*R k*

（3-2-34）

*T* *t*1*rt*

（3-2-35）

考虑到货币政策是根据需求和技术调整冲击而进行渐进性调整，将*r f*

*t* 1

纳入泰勒

规则之中。其中*r f* 是稳态时无风险利率，**是经济稳态时的通胀水平。该货币政策

既反映了利率的渐进性调整，又体现对于当期产出增速以及预期通胀水平的前瞻性考虑，同时将当期资本价格纳入考察，避免了因货币政策偏差导致的资本价格扭曲。利

率的泰勒规则中还包含一些其他参数，*r*, *y*, **, *u*分别为利率平滑系数、产出增速反应系数、通胀率偏离稳态的反应系数以及资本价格反应系数。

其中*t*为残差，其服从AR（1）自回归形式，**是自回归系数，*rt*为货币政策

冲击，其服从均值为0，标准差为*r* 的独立正态分布，即*rt* ~ *N*0,*r* 。

2

#### （五）均衡条件

1、对称均衡

新凯恩斯DSGE模型的主体构建后，需要对模型进行相应的简化，即假定模型不存在信息不对称，所有中间产品生产厂商的决策都是一致的。换言之，设定中间产品生产厂商的数量标准化为1，对称均衡条件下有：

*Y* *y*, *k*

*K*, *e*

*E*, *p*

*P*, *w*\* *w*\*

（3-2-36）

*it* *t*

2、货币和债券市场出清

*it* t

*it* t

*it* t

*it* t

其次，要求货币和债券市场出清，即：

*Mt* *mt*1*t*

*Bt* *bt*1  0

（3-2-37）

（3-2-38）

#### （六）市场出清

27

根据对称均衡和货币和债券市场出清，由家庭预算约束方程（3-2-4）可以得到总资源的约束方程。

*q**p*2

*Yt* *ct* *it* ** t *et* *t* 1*yt*

（3-2-39）

*pt* 2*pt*1

至此，上文所构建的DSGE模型框架已将展示出来，然而由于模型存在趋势、价格因素，且为非线性的方程组，在算法以及计算机处理上存在难度，因而，下文将对上文所构建的模型进行平稳化处理和对数线性化处理。

### 二、 模型平稳化和对数线性化

#### （一）模型平稳化

上一节给出了DSGE模型对称均衡以及市场出清后的一阶条件，然而一阶条件中既含有趋势因素又含有价格因素，在求解时会存在一定难度，因此有必要将一阶条件平稳化处理，由于本文构建的DSGE模型中技术冲击设定为不带有固定趋势，但是存在价格因素，故需要将模型中的名义变量转化成实际变量，即令：

*p* w m

*k* *rk*

*T*  *t* , *wt*  *t* , *mt*  *t* , *rt*



*q*  *qt*

*t*

 *t* ,

（3-2-40）

#### （二）稳态分析

*pt*1 *pt*

*pt* *pt* *pt*

随着经济发展进入稳态，经济将收敛于一个稳定状态，此时经济体不存在冲击因素，经济中一些变量也将为常数。

由方程（3-2-7）、（3-2-26），可以得到：

*Qt* *q* , *zt* *z* 1



（3-2-41）

此外，有*y**y* , *c* *c* , *c f* *c f* , *r f* *r f* , ** **, *w**w* , *rk* *r k* , *m*



*M* ，

*t* t *t* t *t* t *t* *t*

*Et* *e* , *ht* *h* , *kt* *k* 。

代入平稳化后的一阶条件，可以得到：

*I**k* , *r f*

**, *r k* 11 **

**

（3-2-42）

上式表明，在经济达到稳态时，实际投资的量等于资本的折旧，而资本的实际价格为实际利率与折旧率的函数，实际利率主要由央行设定的通货膨胀率和贴现率决定，按照传统做法可以假定稳态时的通胀率为1。

#### （三）对数线性化

为了更简便地理解DSGE模型的动态含义以及提高计算机处理能力，模型需要进行线性化处理，即将模型在其稳态值附近进行对数线性化，这样模型处于稳态附近，

28

可以较好的反映经济发展过程中的冲击。按照上一节所介绍的三种主要的对数线性化的方法，首先将变量转化为对数偏离的形式，具体定义如下：

*c*



*it*  ln *it i*





*Y* ln*y* y, *c*



Ln*c c*, *c f*

Ln*c f* f ，

， *h*

 ln *h h*  ，

*t* t

*K*ln*k k*, *e*



*t t*

*t t*

*t* t

Ln*e e*, *m*



*t t*

*t* t

Ln*m m*, **



Ln* *, *r f*

*t t*

*t* t

Ln*r f* f  ，

*r*

*t t*



*W*ln*w w*, *r k* ln*rk*



*t t*

*t t*

*R r*, *q*

Ln*q q*, **

Ln** 

（3-2-43）

合理利用 Uhlig 对数线性化和泰特展开，将模型在稳态附近对数线性化，有：



*t t*

*t t*

（3-2-44）



*yy*  *c f c f*  *ii*  *q e* *q*  *e* 

*t* t t*t* t

*kt*11***kt**it*



1*b**b**b*2****1*b*2***c f* *b**c f*



1*B**b**c f*  0

（3-2-45）

（3-2-46）

*t* t t1

*t*1

（3-2-47）



*cc*  *c f c f*  1  * qe* *q*  *e* 

*t* t*t* t

*r f*** **** 0



（3-2-48）

*t* t1 *t* t1

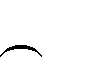
*r k r k* 1** ** 0



（3-2-49）

*tt*1 *t*

**** ** **



*mt*

（3-2-50）

*W*  * w*

*t*1

1 *w*



*t*1 *t*



*m*

1*H*  *h *

*t* 1*t*1

1*t*1

1 **

*t*1

1*T* 1 **

*t*1

 1 1  ** 1  **  *w*

**1*h*

** 

（3-2-51）

1** 

1 **

*t* t t

1 



*h***1**

*h*

**



*yt**zt* ***v*1**ln *e**kt***1***v*1**ln *k**et*1***ht*

（3-2-52）



1***yt* *wt* *ht**t* *Et**t*1 

（3-2-53）

1 **

*Whk v*1*w*

*ht*1

*Yt* *v*1*kt*1

*yt*1

*Vr k**k vk*

*t*1

1***E ve*

（3-2-54）

*t*1

*t*1

29



*w**h**k v*1***e v**k v**q*1*v**e**vk*1***e v**q**e* 

*t* t t t t t t

（3-2-55）

*R* f *r* f

1 **

** *y* *y*

* *

*Rk* **

（3-2-56）



*T* r *t*1

*R* *y* t *t*1

* t*1

*U t* *t*

*T* *t*1*rt*

*zt**z zt*1*zt*

*Qt* *qqt*1*qt*

（3-2-57）



（3-2-58）

（3-2-59）



从而，16个方程（3-2-44）~（3-2-59）构成了本文所构建的新凯恩斯DSGE模型，该模型包含16个内生变量*y* , *c* , *c f* , *i* , *e* , *k* , **, *w* , *h* , *r f* , *m* ,**, *r k* , *q* , *z* , **，12 个

*t t t t t t t t t t t t t t t t*

稳态变量参数*y*, *c* , *c f* , *i* , *e* , *k* , *r k* , *m*,**, *r f* , **, *q*，以及3个外生冲击** ,** ,** ，此外，

*t*

*zt qt rt*

该DSGE模型还存在20个结构性或控制模型动态特征的参数

**, **,

*B*,**,* *, *h*, **,**

*h*,

*v*,**,

*Z* ,

**, *q*

**, *r *,** *y*, **,. 存在这么多参数，模型无法

有效的模拟外生冲击影响，因此，在进行冲击模拟时有必要对上述未知参数进行合理的估计。

### 三、 参数校准与估计

本章建立的DSGE模型共有35个参数需要估计，其中10个控制稳态的结构性参数，10个反映模型动态特性参数，3个外生冲击参数以及12个稳态变量参数。对于控制稳态的结构性参数以及稳态变量参数采用校准的方法，剩余反映模型动态特性的参数将采用贝叶斯估计的方法进行估计。

#### （一）数据处理

相较于年度数据，季度数据可以更好的刻画经济波动，然而季度数据存在季节因素，所以在进行估计前，需要将所有变量进行季节性调整。本节选用2000年第1季度到2014年第4季度的数据，取对数后采用Census X12和HP滤波的方法去除数据的趋势和季节因素。

为避免模型估计中的奇异性问题，选择的可观测变量个数应与外部冲击的个数相等，因此本文的可观测变量个数为3，并且考虑到下文将进行DSGE-VAR的建模对上文构建的DSGE模型进行基准评价。因此，本文构建的DSGE模型选用产出、物价水平CPI、用电价格等3 组变量作为贝叶斯估计的观测变量。其中，产出由实际

GDP表示，实际GDP为名义GDP除以GDP平减指数得到；物价指数CPI转化为以

1999年12月为基期的定基比数据后转化为季度环比数据，用电价格由电力、热力的

30

生产和供应业生产者出厂价格指数替代，以1999年为100，将数据转为为定基比数据。所有数据来源于中国统计局、中宏网以及中经网。

#### （二）基本参数的校准

本小节将对10个控制稳态的结构性参数以及12个稳态变量参数采用校准的方法。

参考传统文献，假定稳态时的通货膨胀率为1，即** 1。依据2000年第1季度到2014

年第4季度通货膨胀率的季度环比增速为0.6%，因此，将贴现因子**定为0.994。借

鉴柳明（2013）将劳动的供给弹性1**1设定为1[15]，因此本文将**设定为2。参考孙宁华（2012）对劳动力的产出弹性的估算，本文将劳动力的产出弹性设定

为0.35[20]，此外，参考吕振东等（2009）计算出我国的资本和能源之间的替代弹性约

为0.47，优化修正后的资本、能源份额参数为0.82[16]，从而*v*取值为-1.13，**的取值设定为0.65，**的取值设定为0.82。参考龚六堂（2004）把资本年度折旧率设定为10%[6]，由此季度折旧率为**0.025。根据图3-1，工业用电量占全社会用电量的平均比重，将**设定为0.74。

.755

.750

.745

.740

.735

.730

.725

.720

2000 2002 2004 2006 2008 2010 2012

图3-1 2000-2012年我国工业用电量占全社会总用电量比值

商品需求的价格弹性**一般处于2, 6之间，本文参考Ireland（2004）将其设定

为6，表示经济处于稳态路径时，商品价格加成比例为20%[58]。参照马文涛等（2011）、王彬等（2014）将代表家庭之间攀比效应的消费惯性系数*b*设定为0.7[17,21]，同时参

考李成等（2011）、王君斌等（2010），将工资加成弹性*h*设定为0.4。表3-1对上述结构性参数校准值进行总结。

[8,22]

31

表3-1 结构性参数的校准

| 参数 | b |  |  |  |  | v |  |  |  | h |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 校准值 | 0.7 | 0.994 | 0.025 | 0.74 | 2 | -1.13 | 0.65 | 0.82 | 6 | 0.4 |

最后，根据投入产出表计算长期以来我国电力行业增加值占总产出的比重，并以此对剩余稳态变量参数进行校准。

表3-2 稳态变量参数的校准

| 参数 | *y* | *C f* | i | e | k | c |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 校准值 | 130.1296 | 70.1943 | 52.1239 | 4621.8715 | 2084.9546 | 72.3054 |
| 参数 |  | R f | m | R k | q |  |
| 校准值 | 1 | 1.0060 | 11574.0741 | 0.0310 | 0.0013 | 0.0144 |

#### （三）剩余参数的贝叶斯估计

本章所构建的模型35个待估参数中有13个参数反映模型的动态特性，可采用极大似然估计、贝叶斯估计等方法。相对于其他方法，贝叶斯估计方法可以最小心的利用已有的信息，利用MCMC方法，使得参数估计结果更加稳健，能更好的刻画经济过程中的冲击。

前文已处理好3组变量作为可观测变量，同时模型具有3个外生冲击，满足贝叶斯估计的条件。由于贝叶斯估计方法需要事先给出本文待估参数的先验分布，而先验分布的选择在一定程度上会影响模型的估计效率和估计精度。

参考Smets and Wouters（2003）等文献对于选取参数的先验分布的方法[38]，并结合我国宏观经济发展的特点以及多次先验分布参数的调整，表3-3将上文所构建的模型中反映模型动态特征参数进行说明，包括需要贝叶斯估计的参数意义、先验分布类型以及先验分布的函数表示。

表3-3的后两列为贝叶斯估计的结果，体现了模型依据可观测变量数据对现实经济环境的刻画，而后验区间体现了参数贝叶斯估计的精度。

表3-3 动态参数先验分布和估计结果

32

| 参数符号 | 参数意义 | 分布类型 | 先验分布 | 后验均值 | 后验区间（90%） |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| z | 技术冲击平滑系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.1898 | [0.1384,0.2378] |
| q | 电价冲击平滑系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.5844 | [0.4421,0.7344] |
| r | 货币供应平滑系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.6301 | [0.4742,0.7830] |
|  y | 产出反应系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.6025 | [0.4385,0.7668] |
|  | 通货膨胀反应系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.5791 | [0.4117,0.7320] |
| u | 资本价格反映系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.5605 | [0.3892,0.7295] |
|  | 货币政策残差项反应系数 | Beta | [0.6,0.1] | 0.7912 | [0.6989,0.8849] |
|  z | 技术冲击标准差 | Inv-Gamma | [0.2,0.1] | 0.0489 | [0.0452,0.0531] |
| q | 电价冲击标准差 | Inv-Gamma | [0.1,0.1] | 0.0166 | [0.0156,0.0177] |
| r | 货币冲击标准差 | Inv-Gamma | [0.1,0.1] | 0.3591 | [0.1267,0.5888] |
|  h | 工资指数化程度 | Beta | [0.7,0.1] | 0.7085 | [0.5542,0.8722] |
|  | 工资不调整概率 | Beta | [0.7,0.1] | 0.8874 | [0.8421,0.9312] |
|  | 价格粘性测度 | Normal | [30,1] | 30.5993 | [28.9408,32.1991] |

注：其中分布类型Beta指的是贝塔分布，Inv-Gamma指的是逆伽马分布，Normal指的是正态分布。

33

技术冲击标准差

60

40

20

0

0.1 0.2 0.3 0.4 0.5

技术冲击平滑系数

10

5

0

0.2 0.4 0.6 0.8

产出反应系数

4



2

800

600

400

200

0

4

2

0

4

2

电价冲击标准差

0.1 0.2 0.3 0.4

电价冲击平滑系数

0.2 0.4 0.6 0.8 1

通货膨胀反应系数

货币冲击标准差

15

10

5

0

0 0.5 1

货币供应平滑系数

4

2

0

0.2 0.4 0.6 0.8 1

货币政策残差项反应系数

8



6

4

2

0

0 0.5 1

0

0 0.5 1



0

0.4 0.6 0.8 1

图3-2 参数的先验分布和后验分布（一）

资本价格反映系数

4

3

工资指数化程度

4

3

2 2

1

0

0 0.5 1

1

0

0.2 0.4 0.6 0.8 1

工资不调整概率

15



0.4

价格粘性测度

10 0.3

5

0

0.4 0.6 0.8 1

0.2

0.1

0

25 30 35

图3-3 参数的先验分布和后验分布（二）

图3-2、3-3更直观地反映了表3-3中动态参数的先验设定与后验分布结果。其中，

34

浅色分布为设定的先验分布，深色分布是根据先验信息利用MCMC算法得到的后验分布，虚线表示后验分布的均值。先验分布曲线和后验分布曲线相距不能太近也不能太远，太近则说明选用进行贝叶斯估计的数据没有起到作用，太远则说明先验信息选取的太差。由图3-2、3-3所示，本文选用的先验分布恰好有效的利用了数据和先验信息。

一阶矩

7.5

7

6.5

6

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

（a）二阶矩

8

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|  |  |  |  | （b） |  |  |  |  | 4  x 10 |
|  |  |  |  | 三阶矩 |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|  |  |  |  | （c） |  |  |  |  | 4  x 10 |

4

X 10

7

6

5

35

30

25

20

图3-4 收敛性检验的多变量诊断统计量

为了判断贝叶斯估计的有效性，需要借助收敛性检验的多变量诊断统计量，如图3-4所示，其中横坐标反映的是MCMC模拟的次数，纵轴反映的是相应度量指标的差异，其中，图3-4（a）反映的是参数均值（一阶矩）的收敛情况，图3-4（b）反映的是模型二阶矩的收敛情况，图3-4（c）反映的是模型三阶矩的收敛情况。当各个图中理论和模拟的两条线重合的话，表示参数估计已经收敛，因此由图3-4可以判断，本文所构建的DSGE模型中动态参数的估计到10万次迭代左右已经收敛，计算得到的参数的后验分布有效。

#### （四）拟合效果

各类参数的估计，主要是对现实经济环境的刻画，为了反映模型对我国宏观经济环境的拟合程度，需要对理论模型的二阶矩和我国实际经济环境中各个经济变量的二阶矩进行比较。表3-4即反映了理论二阶矩（标准差）和实际二阶矩的比较情况，其中模拟二阶矩由构建的DSGE模型模拟而来，实际二阶矩是由我国2000年以来各个宏观经济变量计算而来。

35

表3-4 模拟与实际值的二阶矩（标准差）比较

| 参数 | y | i | R f | c |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 模拟二阶矩 | 0.0210 | 0.0366 | 0.0815 | 0.0314 | 0.0875 |
| 实际二阶矩 | 0.0284 | 0.0722 | 0.0084 | 0.0181 | 0.0131 |

通过二阶矩的比较，可以看出模型部分变量和实际数据有一定差距，但是总体而言，模型的模拟数据二阶矩和实际历史数据二阶矩还是较为一致的，在一定程度上表明本文构建的DSGE模型可以刻画我国经济波动的情况，利用该模型能够较好的模拟我国电价波动对宏观经济的冲击影响。

### 四、 动态分析

#### （一）脉冲响应

本章构建的我国电价波动对宏观经济影响的DSGE模型具有微观基础意义，根据上文（3-2-44）~（3-2-59）模型的建立和介绍，该模型一共包括16个内生变量和3个外生冲击，在模型参数被有效估计后，便可进行模型动态分析。由于本文重点考察电价波动对宏观经济的影响，因此本节的分析省略货币政策冲击和技术冲击的脉冲响应，下文着重分析电价受到1个标准差的正向冲击后对各个宏观经济变量带来的冲击。

图3-5和图3-6分别反映了产出、消费、投资、通货膨胀率、实际工资水平、劳动力数量、资本存量、电力消费量、货币供应量、无风险利率、资本租金率和电力价格自身稳态偏离值的脉冲响应图。

由图3-5（a）可以看出，在电价上涨1个正向标准差的冲击下，国内总产出立刻下降约个0.004标准差，这表明电价上涨将对产出造成一定的负作用，随后电价的冲

击效应迅速减小，大约到了第10期，电价上涨对产出负向影响减小的速度开始平缓，其后的时间里负向效应缓慢降低，并且逐渐趋于0。

图3-5（b）反映出居民消费由于消费习惯的原因，其受到冲击后成倒置的马鞍状，在电价冲击的影响下，消费下降0.0006个标准差，这是因为居民在优化自己消费过程中由于电价上涨，故而抑制对其他商品的消费，随着消费惯性的减弱，消费水平继续下降，大约第3期，消费水平达到最低点，大约下降0.0012个标准差，随后消费

水平逐渐上升，最后趋近于0恢复常态。

由于电价的上升，企业经营成本提高，货币需求增加导致流通市场中货币供给短缺，由图3-6（c）可以看出，流通货币总量在冲击后迅速下降，与之对应的图3-6（d）中的无风险利率随之提高，从而，图3-5（c）企业投资意愿下降0.07个标准差，这也就导致了图3-6（a）中资本存量的倒马鞍型，呈现先减后增的趋势。

图3-5（d）反映了物价水平在受到电价冲击后迅速上涨0.07个标准差，随后通

36

胀水平还是逐步缓减，并收敛止稳态水平。但是并没有出现第二章所分析的物价水平的滞后性，这主要是因为，本文仅仅设定了商品价格和工资水平粘性，资本调整、借贷（金融市场）等没有考虑电价变动带来的冲击及其自身的粘性。因而物价水平并没有出现理论分析应有驼峰状，但是这并不影响我们探讨电价对物价水平的冲击效应。

从图3-5（f）可以看出，劳动力在资源再配置中先迅速提高，然后缓慢下降，这主要是因为：一方面电价上升使得资本租金率的提高，降低了企业投资意愿，为了弥补投资减少的影响，厂商增加了劳动力需求；另一方面电价的提高使得劳动力边际成本下降，相对于其他生产要素，劳动力比较廉价，从而劳动力需求量增加；实际工资水平在电价冲击后下降约0.005个标准差，见图3-5（e），这也从收入角度解释了消费的降低。图3-6（b）反映了电力消费由于电价上涨当期降低了约0.006个标准差，随着资源重配，电力消费开始逐渐回升。

x 10产出

-3

0

x 10消费

0

-3

-2

-4

x 10投资

-3

5

-0.5

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 10 | 20 | 30 | -1.  40 | 5  10 | 20 | 30 | 40 |
|  | （a） |  |  |  | （b） |  |  |

-1

x 10通货膨胀率

-3

6

0 4

-5

-10

10 20 30 40

（c）

2

0

10 20 30 40

（d）

x 10实际工资水平

-3

0

劳动力数量

0.01

-2

0.005

-4

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 10 | 20 | 30 | 40 | 0  10 | 20 | 30 | 40 |
|  | （e） |  |  |  | （f） |  |  |

-6

图3-5 电力价格波动对主要宏观变量的脉冲响应图（一）

37

x 10资本存量

-4

0

电力消费水平

0

-2

-4

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 10 | 20 | 30 | -0.0  40 | 1  10 | 20 | 30 | 40 |
|  | （a） |  |  |  | （b） |  |  |

-6

货币供应量

0

-0.005

x 10无风险利率

-3

6

-0.5

-1

0.04

10 20 30 40

（c）资本租金率

4

2

0

0.02

10 20 30 40

（d）电力价格

0.02

0

-0.02

0.01

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 10 | 20 | 30 | 40 | 0  10 | 20 | 30 | 40 |
|  | （e） |  |  |  | （f） |  |  |

图3-6 电力价格波动对主要宏观变量的脉冲响应图（二）

综上分析，可以发现，电价波动对宏观经济有着较为显著的影响，电力价格上涨对产出、物价水平都有较为深远的作用，并且电价的上涨使得钱荒的同时，还会导致通货膨胀，使得货币政策的制定存在一定难度。

#### （二）历史方差分解

上文通过脉冲响应分析了单一冲击下电力价格波动对主要宏观经济指标的冲击影响，本小节通过历史方差分解研究主要几个经济指标，以明确不同外生冲击对经济环境中各个变量在历史上偏离其长期均值的贡献程度。图3-7~ 3-12给出了上文公式

（3-2-44）~（3-2-59）所构建的DSGE模型中产出、通货膨胀率、投资水平、消费水平、实际工资水平、劳动力数量等6个变量在2000年第一季度到2014年第四季度的历史方差分解。

图中黑色实线为经济环境中各变量受到各类冲击后的最终偏离其长期均衡的轨迹，纵坐标为对数偏离程度的百分比形式。不同颜色的柱形图则分别代表了外生冲击项对各个变量的影响程度以及影响方向，而其中柱形图的长度反映影响程度，正值反映为正向的影响，负值反映为负向的影响。

38

0.04



0.03

0.02

0.01

0

-0.01

-0.02

-0.03

初始值

货币政策冲击





技术进步冲击



电力价格冲击



2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015

图3-7 产出历史方差分解图

0.06

0.04

0.02



0



-0.02

-0.04



初始值

货币政策冲击

技术进步冲击

电力价格冲击

2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015

图3-8 通货膨胀率历史方差分解图

39

0.06



0.04

0.02

0

-0.02

-0.04

初始值

货币政策冲击





技术进步冲击



电力价格冲击



2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015

图3-9 投资水平历史方差分解图

0.08



0.06

0.04

0.02

0

-0.02

-0.04

-0.06

初始值

货币政策冲击

技术进步冲击

电力价格冲击

2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015

图3-10 消费水平历史方差分解图

40



0.06

0.04初始值

0.02

货币政策冲击

0

-0.02

技术进步冲击

-0.04

电力价格冲击

2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015

图3-11 真实工资水平历史方差分解图



0.1

初始值

0.05

0货币政策冲击

-0.05

技术进步冲击

-0.1

-0.15

电力价格冲击

2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015

图3-12 劳动力数量历史方差分解图

图3-7反映了2000年第一季度至2014年第四季度产出偏离其长期均衡的走势，可以看出相较于货币政策和技术进步冲击，电价冲击对产出的影响程度较小。并且，

41

我国现行的电价政策对产出的影响有正有负，这说明我国电价制定或调价并未完全遵循市场规律，换言之我国电价数次调价并没有直接调整到位，也就出现了2004年和

2005年电力调价（提升电价）对产出呈现正向影响；2011年的两次上调电价也造就

了2012年和2013年电价冲击对产出的负向影响；随着影响程度的减弱，以及2014年上网电价的下调和销售电价结构的加快调整，在一定程度上拉动的产出的提高，避免经济硬着陆。

图3-8反映了通货膨胀率在不同时期内的方差分解情况，在我国物价水平快速上涨的时候，电价冲击基本呈现负向影响，在物价水平快速下降时期，电价冲击呈现正向影响，这看似并不符合传统的市场经济规律，究其原因，我国在进行电价制定或是否启动煤电联动的同时，将当时的物价水平纳入考察范畴，当物价水平上涨过快，则降低电价调整的力度和频率，从而防止恶意通胀的发生。

从图3-9中可以看出，在投资负向偏离长期均衡时，电价的冲击往往是正向的，本文认为，政府在调整电价的同时，考虑到电价提升会对投资产生的负向影响，因而会权衡利弊后相机抉择，从而降低电价调整的预期幅度或频率，以达到平滑投资水平的目的，避免投资萧条或投资过热。

由3-10可以看出，尽管电价波动直接影响居民消费，但是由于电力费用支出占消费水平的比重较低，因而其影响程度很小，消费主要还是受货币政策冲击和技术冲击的影响。

图3-11反映了实际工资水平的历史方差分解，实际工资水平偏离长期均衡主要

是由于货币政策冲击和技术冲击，电价冲击的影响相对较小，但是类似于图3-8和图3-9，电价冲击和实际工资水平在一定程度上呈现反周期的特点，本文认为是如下原因：当电力价格增长速度大于通货膨胀率增长速度时，电价冲击将对实际工资水平呈现负向影响，当电价增长速度小于通货膨胀率增长速度时，电价冲击将对实际工资水平呈现正向影响。

图3-12反映出劳动力数量的历史方差分解，可以看出，技术冲击是影响劳动力数量的主要因素，电价冲击对于劳动力数量的解释能力并不强，但是结合几次电价调整，可以看到，电价冲击对劳动力数量的当期影响较大，滞后影响较小，并且同样存在电力价格增长速度大于通货膨胀率增长速度时，电价将对劳动力数量呈现负向冲击的现象。

本小节从历史方差分解角度探讨了电价对我国宏观经济的冲击效应的解释能力，可以看出电价冲击对于宏观经济环境中各变量的影响程度相较于技术进步等冲击并不是很大，但是其往往和各宏观经济变量呈现逆周期现象，一方面是由于电价增速和通胀水平增速交互变动的原因，另一方面可能是我国在制定电力价格的同时，将一些主要的宏观经济指标纳入权衡的范畴，综合利弊分析后继而再进行电价的调整。

42

### 五、 模型评价

DSGE作为理论模型，其脉冲相应是不能直接和普通VAR模型进行比较的，因

此，和普通VAR相比，是无法检验DSGE模型构建优劣的。根据Del Negro et al（. 2007）

所指出的，评价DSGE模型结构性约束对宏观经济的刻画程度，最好是以下两种模型作为基准评价模型：一是利用DSGE先验信息的贝叶斯VAR模型（DSGE-VAR或DSGE-BVAR）；二是利用Sims-Zha-Prior先验的贝叶斯VAR模型（BVAR）[49]。

基于上文所构建电价波动对宏观经济冲击效应的DSGE模型，以及我国2000年第一季度到2014年第四季度国民生产总值GDP、物价指数CPI、电力价格指数EPI，本节构建一个利用新凯恩斯DSGE模型的先验信息的DSGE-VAR模型，并以此作为评价本章所构建的DSGE模型。

#### （一）**DSGE-VAR**模型简介

DSGE-VAR可以有效利用先验信息和数据本身的信息，当先验权重**0时候，模型完全忽略DSGE模型的特性，此时相当于无约束的VAR模型；当**时，表示模型直接利用DSGE先验信息进行VAR的构建，这相当于在实际数据中增加DSGE的模拟结果，然后将模拟数据和实际数据进而混合，从而估计出混合样本的VAR，而**即为混合样中DSGE先验信息的权重。通过构建DSGE-VAR模型，可以作为衡量DSGE模型的基准，并可与其他VAR方法进行比较。

#### （二）**DSGE-VAR**参数估计

为了避免事先设定的参数**可能导致预测结果具有主观因素，本文利用Dynare程序包，将**当作另一个超参数，基于后验概率最大化，计算得出**的最优值，并根据SC信息准则选取最优滞后期数，然后基于电力价格波动的DSGE-VAR脉冲响应图对所构建的DSGE模型进行评价。

#### （三）模型评价

图3-13反映了电价波动对产出、通胀水平以及自身的冲击，其中较粗的实线为

DSGE模型的脉冲响应，较细的实线及中间的阴影区域是其置信区间；较粗的虚线表示DSGE-VAR模型的脉冲响应，两条较细的虚线是置信区间。

整体来看，本文构建的DSGE模型效果尚可，两条冲击相差不大，考虑到只是作为我国经济环境的简化形式，仅仅为一国模型，且没有将金融冲击、劳动力供给冲击和需求冲击等其他经济环境可能遭受的冲击纳入模型范畴，本文构建的DSGE模型是可以接受的。由于加入了先验信息的权重，DSGE的脉冲响应图和上一节结果略有差异，但这并不妨碍分析，同时DSGE模型的脉冲响应分析不再赘述，本小节仅分析DSGE-VAR模型的冲击以及DSGE与DSGE-VAR模型结果的差异点，并以此来对本章所构建的DSGE模型进行评价。

43

x 10产出

-3

0

-1

-2

-3

-4

-5

5 10 15 20 25 30 35 40

（a）

-3

x 10通货膨胀率

10

5

0

5 10 15 20 25 30 35 40

（b）电力价格

0.02

0.015

0.01

0.005

0

5 10 15 20 25 30 35 40

（c）

图3-13 DSGE-VAR脉冲响应图

图3-13反映的是，给定电力价格1个标准差冲击，产出、通货膨胀率所受到的影响，可以看出，DSGE和DSGE-VAR模型结果走势相似，电价的上涨对产出有抑制作用，并且随着时间影响将不断降低并收敛于零。但是，不管是产出水平和通货膨胀率，还是电力价格自身所受到的冲击，DSGE-VAR脉冲图显示其冲击的影响程度略小于DSGE模型。这说明，本文构建的DSGE模型将电价波动对产出的影响放大了，一是因为实际经济由于存在多种能源，各类能源间存在替代性，电价的上升使得企业会改用其他能源；二是电价的上升使得企业重新进行资源分配，提高效率并促进技术进步。因此，在实际经济环境中，电价对于产出的冲击、对于通胀水平的冲击，以及自身的冲击均小于模拟的结果。

综上所述，施加DSGE先验信息的VAR模型不仅可以很好的利用宏观微观两个层面的信息，而且依靠经济学依据及假设，因而，其设定不具有随意性和主观性，具

44

有较好的理论基础，同时，由于DSGE和DSGE-VAR模型利用的是结构化信息，回避了卢卡斯批判这一问题。对比两个模型的结果，存在一定差异，说明DSGE模型的设定存在一定的误设，这主要源自以下几个方面：第一，本文构建的DSGE模型为粘性封闭经济体的新凯恩斯模型，没有考虑国外部门；第二，现实经济环境中存在多种冲击，而本文主要考察电力价格冲击，故经济环境中很多其他冲击没有纳入模型之中；第三，本文构建的DSGE模型没有考虑金融因素，特别是金融摩擦（金融加速器）的存在对经济环境的影响。尽管存在这些误设，但对本文考察电价波动对宏观经济冲击效应的影响较小，同时可以简单认为DSGE-VAR模型是利用宏观信息对微观的DSGE模型结果上的一种修正。因此，相对于DSGE或普通VAR模型，DSGE-VAR模型对经济环境进行样本外的预测显得更为精准。

45

# 第四章 电力价格波动对我国宏观经济冲击的实证检验

第三章通过构建DSGE模型从微观理论角度探讨了电力价格波动对经济增长和价格水平等变量的冲击效应。由于模型的局限性，上文所构建的用以模拟我国宏观经济环境的理论意义上的DSGE 模型尚且不能完全替代传统的经济计量模型，刘斌

（2008）指出现阶段开发出一个可以对现实经济环境有较高拟合度的DSGE模型存在一定困难[13]。因此，为了更好的佐证经济理论分析，本章将利用不具备理论意义的时变参数因子扩展向量自回归模型对第三章所构建的理论模型进行实证检验。

## 第一节 时变参数因子扩展向量自回归模型

### 一、 时变参数因子扩展向量自回归模型简介

自1980年Sims提出非限制性向量自回归模型（Unrestricted Vector Auto-regression），VAR 模型及其拓展形式在宏观经济发展研究中占据着十分重要的地位。VAR模型良好计量特性的同时，存在着一些难以逾越的不足，主要有以下几点：首先，VAR模型不严格遵循经济理论；其次，模型难以刻画预期因素，无法避免卢卡斯批评；再次，模型参数恒为常数，无法描述经济环境发生的变动；最后，模型所能处理的经济变量个数有限，不能全面描述真实经济发展情况，而增加变量会造成严重的维度灾难。

时变参数因子扩展向量自回归模型（Time-Varying Parameters Factor-Augmented VAR, TVP-FAVAR）是在向量自回归（VAR）模型基础上发展起来的，通过结合因子扩展向量自回归（FAVAR）模型和时变参数向量自回归（TVP-VAR）模型，解决了传统VAR模型信息量不足的问题，同时捕捉了系统中存在的时变特征。

在引入时变参数之前，本文首先介绍因子扩展向量自回归（FAVAR）模型。FAVAR模型最主要的特点在于，它能纳入大量经济变量，利用降维的思想处理高维数据，使得模型可以全面捕捉经济发展中各方面的信息，可以更为真实地反映变量之间相互影响的动态关系。近年来，国内外实证发现FAVAR模型对经济发展的刻画优于传统VAR模型。

Bernanke等（2005）第一次在文中正式提出FAVAR模型[31]，他们在Stock and

Watson（2002）所发展的因子模型的基础上加以延伸而来[43]。FAVAR模型可以简单写成公式（4-1-1）、（4-1-2）两部分：

*Ft**L**Ft*1 

*L**Ft*2 

*L**Ft**p* **

（4-1-1）

*Y*1*Y*2

*Y*

*p**Y**t*

*t*

*t*1

*t*2

46

*T**p* 

*X* *f F**YY**u* (4-1-2)

*t t t t*

公式（4-1-1）可以认为是模型的VAR部分，公式（4-1-2）为模型的因子部分，其中，*X t*为原始经济变量集合，*t*为VAR方程的误差项，*ut*为因子方程的误差项，

 *L*为*p*阶滞后算子。f 是因子载荷矩阵，*F*就是从*X*中抽取的因子。而Y *Y* 项

*p* t t *t*

可以理解为从*X t*中无法观测因子中分离出来的，*Yt*在Bernanke等（2005）中指的

是利率[31]，实际上也可以是其他可观测变量，关键在于文章需要分析哪个冲击对宏观经济的影响。因此，本文*Yt*所选用的指标包含电力价格。

从*X t*中提取*Ft*往往会含有*Yt*的成分，因此，直接让*Yt*和*Ft*同时进入VAR模型会

降低模型的有效性，Bernanke等（2005）提出一种从*F*中分离*Y*的办法[31]。

*t* t

首先，他将*X t* 中数据分为两类，一类称为快速变量，一类称为慢速变量。快速

变量可以对政策冲击同期反应，而慢速变量对冲击有滞后效应。然后从慢速变量中抽取因子*C*ˆ\**F*，从所有变量中抽取因子*C*ˆ*F* , *Y*。接着将*C*ˆ\**F*和*C*ˆ*F* , *Y*做回归，

*t* t t t t t

即*C*ˆ*F* , *Y**b C*ˆ\**F**b Y* *u*，最后利用*C*ˆ*F* , *Y**b Y*得到的当作进入模型的*F*ˆ ，

*T* t F t Y  *t* t t t Y  *t* t

按照该方法得到的*F*ˆ 和*Yt*是互不相关的，即因子之间是正交的。

*t*

此时，在FAVAR模型的基础上引入时变特性，可以改写为如下形式：

*Ft* 

*Ft*1 

*Ft*2 

*Ft**p* **

（4-1-3）

*Y* 

#### 1 *t*　*Y*

2*t**Y*

*pt**Y**t*

*t*

*t*1

*t*2

*T**p* 

*X*  f *F*Y*Y* *u*

（4-1-4）

其中，*uit*

*it* it t it t it

*N*0, exp*hit*, *hit*服从随机游走过程，即：



*h**h**e*h

（4-1-5）

*it* it1 *t*

为了计算（4-1-3），使用三角分解法，将干扰项的协方差矩阵进行分解：

*At**t At**t**t*

（4-1-6）

其中，*t**diag***1*t* , ,*mt*，*At*可以写成如（4-1-14）的下三角形式：



47

1 0



0







 *a*

*A*  

21, *t* 1

（4-1-7）

*t*

*a* *a* 1



0

 *m*1, *t* *m**m*1, *t*



, *vec* 



根据常规设定，令 *B*

*vec*

 ,

, *a*

*a*

, , *a*

 ，

*t*

1*T* pt 

*T**j*1, *t* *j**j*1, *t* 

log**

Log** ,

，并将*B*、*a*、log**其设定随机游走过程，如（4-1-8）

*t*1*t**t* t t



, log*mt*

~（4-1-10）所示

*B**B**J* B*e*B

（4-1-8）

*T* t1 *t t*

*A**a**J* a*e*a

（4-1-9）

*T* t1 *t t*

log**

*T* log*t*1

*Je*

（4-1-10）

其中，*Jt* , *Jt* , *Jt* 取值为0或1，用来刻画模型中的跳跃点，体现模型的时变特

*t t*

*B a *

性，本文在利用TVP-FAVAR模型对电力价格波动对宏观经济的冲击中，为了简化模型，将*J* B , *J* a , *J* 全部设定为1，即*B*、*a*、log**全部服从随机游走过程。此外，

*t* t t *t* t t

模型假定（4-1-8）~（4-1-10）中各个残差向量之间相互独立，服从*e* ~ *N*0, *Q* ，

*t*

***Bt*, *at*, log*t*. *Q*是关于**的残差的协方差矩阵。同时为了减少待估参数的数量，

按照Korobilis（2009）所假定的，（4-1-3）中的残差项*t* 与（4-1-4）中的残差项*uit* 不相关[34]。

完整的TVP-FAVAR模型如（4-1-3）、（4-1-4）以及（4-1-8）~（4-1-10）所示，

其中（4-1-3）和（4-1-4）即原有的FAVAR模型，属于量测方程；（4-1-8）~（4-1-10）反映系数的时变特征，属于状态方程。

### **二、** **TVP-FAVAR**模型参数的估计方法

TVP-FAVAR模型的参数估计并未与TVP-VAR有太多特别之处。TVP-FAVAR模型的估计主要有两步。第一步，利用主成分分析的方法，将从变量集合*X t* 提取的主

成分作为估计不可观测因子，得到*Ft* ；第二步，在（4-1-4）中利用估计出来的潜在

因子*Ft* 替代真实因子的*Ft*，并通过贝叶斯方法估计模型参数。

48



通常VAR模型系数缺乏先验信息，很难得到准确的参数估计值，这导致较大区间的后验和较大的预测标准差，最终导致虚假的脉冲响应，而贝叶斯方法可以更多的使用先验信息。同时如果VAR模型的时变参数的方差较小，极大似然法计算会使得计算结果大部分变为零，换言之，经典的极大似然法无法体现模型的时变特征，而基于马尔可夫链蒙特卡洛模拟方法的Gibbs参数块抽样的应用使得时变参数的条件先验后验分布变得更加容易估计，同时解决由于高维度所引发的“维数诅咒”问题，将TVP-FAVAR模型的估计问题大大简化。在对于参数的先验设定，Korobilis（2009）采用了一种经验贝叶斯先验，即明尼苏达（Minnesota prior）先验，这种先验分布解决了VAR模型中超参数数量过多的问题[34]。相较于TVP-VAR模型，保留了大量经济信息的TVP-FAVAR模型在构造上与之差异不大，有着较为成熟的估计方法。

## 第二节 电力价格波动对我国宏观经济冲击效应的实证检验

### 一、 变量的选取及处理

在研究电力价格波动对宏观经济的冲击效应时，应尽可能排除其他因素的影响，也就是说，模型应在宏观整体环境中进行分析。上一节所介绍的TVP-FAVAR模型为

本文的实证提供了一个较好的方法，本文借鉴Bernank（e 2005）、顾标和周纪恩（2009）、

沈悦等（2011）、范从来等（2012）指标选取的特点，并结合本文所需要考察的问题和实际数据的可得性，除了需要考察的GDP、CPI、投资、消费、实际工资水平、就业率6个指标以及用电价格之外，还选取了109个指标，作为描述我国宏观以及微观经济的变量。这些变量大致可以分以下七组：一是反映货币政策和财政政策的变量，主要包括国家外汇储备、M2等；二是描述工业发展的相关变量，包括大中型工业企业利润总额、大中型工业企业资产合计等；三是反映我国房地产投资的变量，包括住宅投资等；四是关于贸易方面的指标，包括出口总值、进口总值等；五是关于金融市场的指标，主要包括股票市场流通市值、保险业投资等；六是反映邮电运输方面的变量，主要有公路货运量、铁路货运量等；七是指数类指标，包括消费者信心指数、工业生产者购进价格指数等指标[5,7,18,31]。所选取的变量详情见附录B。

本文的全部数据来源于中国统计局、中宏网，部分数据来源于EPS全球统计数据。在分析前，本文对所有使用的实证数据进行相应的预处理：部分获取的数据为月度数据则对相应的三个月数据进行算术平均转换成季度数据，个别序列有少量缺失值，便根据三次样条插值的方法估算插值。CPI数据根据已有的环比和同比数据将基期定位2000年第一季度。其他部分指数数据由于缺乏环比数据，采用廖颖林（2009）的

方法，通过令1999年各月都为100将同比数据转化为定基比数据[11]，用电价格以电

49

力、热力供应业出厂价格指数代替，就业率以就业人口数与经济人口数的比值代替①，实际工资水平以单位从业人员工资的平均值代替。其他所有以货币为衡量单位的数据用GDP平减指数进行平减，以消除价格因素，然后有季节性的变量用Census X12的方法进行季节调整，所有数据利用HP滤波去除各个变量原有的趋势。预处理后将数据进行单位根检验，如果平稳则无需转换，如果存在单位根则需进行下一步处理，处理方法包括取一阶差分、二阶差分等。此外，变量集中各个变量按电价波动反应速度分为快速变量和慢速变量。具体变量的详细处理说明详见附录B。

### 二、 因子提取和解释

在进行TVP-FAVAR估计之前，需要首先提取模型的解释因子，即对公式（4-1-4）进行估计，根据第一节的分析，本文采用两步主成分法提取因子，分别从标准化后的

*X t*中提取无限制因子*F* 0，慢速变量中提取慢速变量对应的因子*Fslow*，以及需要考察的电力价格因子（即为快速变量因子）*Ffast*，令*F**F*0, *Ffast*, *Fslow*，根据

Bernanke（2005）的假定，对这些因子建立最小二乘估计，得到与*Ffast*正交的其余因子[31]。

4 3

第一因子

M2

第二因子出口总值



3 2

2 1

1

0

0

-1

-1

-2 -2

-3 -3

-4

2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

（a）

-4

2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

（b）

3 3

第三因子财政支出

第四因子

消费者满意指数



2 2

1

1

0

0

-1

-1

-2

-2 -3

-3

2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

（c）

-4

2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

（d）

图4 -2-1各个因子及高度相关序列



①由于我国就业人口数、经济活动人口数为年度数据，因此，本文假设在一年内就业人口（经济活动人口）数成直线上升趋势。

50

考虑到我国部分数据公开年限较短，提取过多的因子将会使得模型待估参数呈几何倍增加，Korobilis（2009）指出3-5个因子可以覆盖绝大部分的宏观经济信息[34]，同时考虑到提取四个因子已经可以达到95%以上的解释能力，以及基于运算效率考虑，

本文选择四个因子进行分析，而得到与*Ffast*正交的因子如图4-2-1所示。

提取的第一主成分（因子）主要反映了货币供给量，因而可以称第一因子为货币政策因子。第二主成分主要反映进出口贸易，可以粗略认为是贸易因子。第三因子主要反映了财政支出水平，可以认为是财政政策因子。第四因子主要反映景气指数，因而可认为是景气指数因子。

在提取完解释因子之后，便需要进一步进行TVP-FAVAR模型的VAR部分（4-1-3）进行估计，进入VAR部分的变量主要有所考察的变量以及提取的各个因子，在对相应参数估算后即可以进行脉冲响应分析①。

### 三、 脉冲响应分析

150

140

130

120

110

100

2000 2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

图4 -2-2我国2000—2014年通货膨胀水平

根据本文的第二、第三章的分析，可知电价上涨对物价水平有着较为显著的影响，结合图4-2-2展示的2000年至2014年我国各个季度的通胀水平，以及结合历次煤电联动的电价调整，本章选择2005年第一季度、2009年第三季度、2011年第一季度、2014年第四季度作为研究时点，利用TVP-FAVAR模型考察在各个时点上，电力价格

①对于TVP-FAVAR模型的识别问题，主要来源于两个方面，一是数据集*X*中各个变量顺序；二是各个因子顺序以及所考察*Yt*中元素的顺序。对于第一个来源，Lopes and West（2004）从理论上指出在因子模型（FAVAR模型是因子模型的一种）变量的顺序改变对结果没有影响，但是实际结果可能会发生改变。对于第二个问题，Bernanke

（2005）采用块（block）识别的方式，即在使用Cholesky分解时候，将待考察变量利率*Rt* 放在最后，那么其他

*t*

因子如何排序并不影响*Rt* 对所有变量的脉冲响应图。

51

冲击对产出、物价水平、投资、消费、实际工资水平以及就业率等变量的影响，模型的最佳滞后期数根据SC信息准则选择。

2005年第二季度

2009年第三季度

2011年第一季度

2014年第四季度

0.6

0.5

0.4

0.3

0.2

0.1

0

-0.1

-0.2

-0.3

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30 33 36 39

图4 -2-3产出对电价波动的脉冲响应

根据第二章的理论分析以及第三章的理论建模，电价上涨会抑制产出的增长，这与众多文献得出的结论一致，然而由图4-2-3可以看到，电价上涨短期内的确阻碍了经济的发展，但是长期来看，电价的提高却是促进经济发展的。2005年第二季度年电价上涨1个标准差①，第2期产出水平下降约0.18个标准差，然而到了冲击后的第

6期，电价对于经济的正向促进作用达到顶峰，达到0.57个标准差。2014年第四季

度，电价上涨1个标准差将在第2期0.25个标准差，第6期正向促进0.08个标准差。可以发现，随着时间的推移，短期负向冲击呈现加剧的特点，长期正向冲击也呈现减弱的特点，这一方面是由于我国低电价政策实施至今，电价扭曲较为严重，随着几次煤电联动，电价扭曲程度有所缓解，提高电价，缓解扭曲程度，释放了生产力，又由于边际效应递减的原因，电价上涨对经济长远的促进作用不断减弱，另一方面随着电力资源普及程度的提高，产出水平对于电价越来越敏感，因此，电力价格的上涨带来的短期负面影响也就不断增加。而在第三章构建的DSGE模型中，电力价格上涨并未造成长期产出的增长，这是由于本文构建的DSGE模型，将技术进步外生化，也就是说，DSGE模型无法体现电价上涨后对企业技术研发的长期促进作用，从而DSGE模型模拟结果仅仅反映电价冲击的短期影响。

TVP-FAVAR模型中电价指标的标准差为1.0958，在DSGE模型中电价指标的标准差为0.0195，相应转化后，两个模型电价冲击的影响幅度差异在合理范围内。

52

①

0.16

0.14

0.12

2005年第二季度

2009年第三季度

2011年第一季度

2014年第四季度

0.1

0.08

0.06

0.04

0.02

0

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30 33 36 39

图4 -2-4 物价水平对电价波动的脉冲响应

根据第二章的分析，认为电力价格对物价水平CPI的影响呈驼峰状，但是DSGE

模型并没有体现出这一特点，不过由图4-2-4可以看出，电价波动传导至最终商品价

格的确有一定的滞后时期，整体而言平均滞后5期左右，其中2014年第四季度电价上涨1个标准差，对物价水平CPI冲击的峰值大约使物价水平上涨0.14个标准差，而2005年时候，电价上涨对CPI冲击的峰值只有使其增长0.09个标准差，可以说电价对于CPI的冲击影响有扩大的趋势。同时，由于价格粘性，电价波动转到至最终商品，最终反映到物价水平的时间有所增长，同时2005年第二季度、2009年第三季度冲击后30期，影响已经趋近于0，而2014年第四季度冲击发生后40期影响尚未收敛，这表明电价对于物价的影响将比以前更加深远，其影响程度也愈加显著。

0.03



0.02

0.01

2005年第二季度

2009年第三季度

2011年第一季度

2014年第四季度

0

-0.01

-0.02

-0.03

-0.04

-0.05

-0.06

-0.07

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30 33 36 39

图4 -2-5 投资对电价波动的脉冲响应

根据第二章的分析以及第三章的模拟，电价的波动不仅影响电力行业的投资，也

53

对下游企业的投资行为造成影响，而TVP-FAVAR模型证实了这一观点。由图4-2-5可以看出，于2005年第二季度给定电价一正向标准差的冲击，投资迅速反应，急速下滑，第4期时影响达到最大约-0.064个标准差。在其他考察的时间点，正向的电价冲击短时间促进投资，长期抑制投资。这主要源于2009年起我国电力、燃气及水的

生产供应业全社会固定资产投资额从2008年的10997.2亿元迅速上升到14434.6亿元，上涨幅度达31.25%。可以这么认为，电价的提高在一定程度上缓减了电力行业长期以来的亏损，因而电力行业投资不断提高。因此，除2005年第二季度以外的考察期，

在电价波动冲击的第2期，投资会小幅增加约0.01个标准差，随后立刻降低，根据

模拟，2009年三季度时的冲击，到第8期时负向影响达到最大约降低0.028个标准差，

2011年第一季度第10期时，负向影响到达峰值，使得投资降低0.02个标准差，2014

年第四季度的冲击，对投资的负向冲击影响第5期时达到顶峰，导致投资下降了0.057

个标准差，同时2014年末冲击的影响持续时间最长，对投资的负向影响时间长达30

期。

2005年第二季度

2009年第三季度

2011年第一季度

2014年第四季度

0.02

0

-0.02

-0.04

-0.06

-0.08

-0.1

-0.12

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30 33 36 39

图4 -2-6 消费对电价波动的脉冲响应

由图4-2-6可以看出，在各个时点，电价的冲击对于我国消费的影响差异较大。

总体而言，电价上涨1个标准差对消费呈抑制作用，但是在2005年第二季度给电价

正向一单位标准差的冲击，消费水平在下一期迅速拉升，在第4 期影响达到最高约

0.01个标准差，然后影响逐渐减弱，10期左右影响收敛至0，本文认为这一方面是源于2005年、2006年消费数据的异常波动，另一方面是由于相较于其他三个时点，2005年是我国经济发展的黄金机遇期。2009年第三季度、2011年第一季度以及2014年第四季度在这三个时点给以电价冲击，消费迅速下滑，在第6期附近达到最低点，其中

2009年第三季度的负向影响约为0.06个标准差，2011年第一季度的负向影响约为0.03

54

个标准差，2014年第四季度的负向影响幅度最大，达到0.16个标准差。究其原因，主要体现在经济环境的差异，2014年我国经济面临“硬着陆的风险”，面临通货紧缩对宏观经济的负反馈，同时面临调产业结构、去产能过剩、以及环境规制等种种挑战，因此，习李新政谋求以短痛换取长期可持续发展，居民对经济的预期偏低，且通胀较低时消费意愿下降，而电价的提升虽然可以拉动CPI，但是短期对产出有负面影响，而影响转变正向促进需要较长的时间，因而居民用电费用的提高使得居民不断缩减在其他方面的开支，这也就导致了现阶段我国电价上涨抑制消费的程度大于以往任何考察时点的影响程度。

2005年第一季度

2009年第三季度

2011年第一季度

2014年第四季度

0.15

0.1

0.05

0

-0.05

-0.1

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30 33 36 39

图4 -2-7 实际工资水平对电价波动的脉冲响应

图4-2-7反映了电价上涨1个标准差对实际工资水平的影响，2005年第二季度、

2011年第一季度，在这两个时点上，电价的上涨正向促进实际工资水平的提高，2009年第三季度、2014年第四季度这两个时点，电价上涨负向降低实际工资水平。可以发现，2005年第二季度、2011年第一季度正好处于我国通货膨胀率快速上升通道，而2009年第三季度、2014年第四季度正好是面临经济危机，处于物价水平慢速上升甚至下行通道。因此，如第三章历史方差分解中所解释的，电价上涨对于实际工资水平的冲击具有非对称冲击效应，体现在电价增长速度小于通货膨胀率增长速度时，电价上涨促进实际报酬的提高；电价增长速度大于通货膨胀率增长速度时，电价上涨反而降低实际工资水平。同时，可以看出电价上涨对于实际工资水平的影响大小差异较大，物价水平增速越大电价波动对实际工资水平的影响越大。其原因可以这么解释，以2005年第二季度和2011年第一季度为例，这两个时点电价增长速度小于通货膨胀率增长速度时，此时提高电价使得企业在提高员工薪酬时候“错误”放大了通胀水平，这也就是在CPI增速的上升通道中电价上涨促进实际工资水平增长的原因。

55

2005年第二季度

2009年第三季度

2011年第一季度

2014年第四季度

0.1

0

-0.1

-0.2

-0.3

-0.4

-0.5

-0.6

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30 33 36 39

图4 -2-8 就业率对电价波动的脉冲响应

图4-2-8反映了电价上涨后对于我国就业率的冲击，可以看出在四个考察的时点，电价上涨对于就业率的冲击均使得就业率水平下降，但是在不同时间点，电价上涨对就业率水平冲击影响的持续时间和作用大小有较大差异，可以发现，2005年第二季度、2009年第三季度、2011年第一季度这三个时点，电价上涨冲击对就业率水平的影响较小，电价提升1个标准差，就业率分别下降0.15个标准差、0.03个标准差、

0.05个标准差。这与第三章DSGE模型劳动力数量提升看似矛盾，但是劳动力数量增加不能推论失业率降低，由于存在人口基数变动，即使劳动力数量增加也不能说明就业率提高，因此，两个模型得到结果并不相悖。就目前而言，电价提升对就业率的负向作用影响较大，电力价格提升1个标准差，到了第6期，负向影响达到最大，即降低就业率0.55个标准差。本文认为这主要是因为2014年国内外经济形势不明朗，特别是国内经济形势不景气，不少外贸类企业以及小型缺乏竞争力的企业濒临破产的边缘，此时提高电价则大大加剧企业运营成本，以及对于经济环境预期的悲观，理性的企业将选择降低产量，缩减成本，从而使得就业率水平下降，而目前又是经济转型关键时期，因此此时电价的波动对就业率水平将有着较为持久影响。

本章利用TVP-FAVAR模型，分别从产出、物价水平、投资、消费、实际工资水平、就业率等六个方面，考察2005年第二季度、2009年第三季度、2011年第一季度、

2014年第四季度四个时间点，电价上涨1个标准差对各个主要宏观经济变量的冲击。通过和第三章的所构建的小型粘性价格新凯恩斯DSGE模型以及评价DSGE构建优劣程度的DSGE-VAR基准模型对照比较，可以发现有如下差异点：

#### 1、 冲击响应时间差异

理论的DSGE模型中各个变量在当期就对电价波动做出相应，而TVP-FAVAR 模

56

型从当期起逐渐做出响应，此外，两个模型模拟电价波动冲击对各变量影响到达峰值所需要的时间也不尽相同。

#### 2、 冲击反应幅度差异

本文均设定电价上涨1个标准差对经济环境的冲击，但是在两个模型中，影响程度（峰值）是有差异的，一方面正如对构建的DSGE模型的基准评价所得到的，DSGE模型对冲击影响大小有一定的放大；另一方面TVP-FAVAR模型不同时点冲击反应幅度不一。

#### 3、 冲击反应方向差异

在TVP-FAVAR模型之中，消费、实际工资水平在受到电价冲击后，其影响具有时变效应，在不同经济背景下，其反应方向甚至是相反的。

造成以上差异主要有以下四个原因：

#### 1、 截取偏差

正如第三章讲述DSGE-VAR模型所提到的，DSGE模型是**时的特殊情况，换言之，DSGE模型实际上是一个无限阶的*VAR*模型，因此拿一个只截取p阶的

有限阶*VAR**p*

形式的TVP-FAVAR模型对比DSGE模型便在某种程度上存在截取偏

差。

#### 2、 小样本偏差

将*VAR**p*与形式为*VAR*的DSGE模型进行比对，从理论上讲需要采用大量数据以满足样本量的需求，而在现实情况的约束下，往往只选择时间长流中一小段时间，因而相对于理论模型，*VAR**p*形式的TVP-FAVAR模型仅仅利用了其中某个时间段的小样本，故两者结果存在一定的偏差。

#### 3、 时点偏差

DSGE模型的脉冲效应分析是建立在稳态基础上的，而时变参数的FAVAR模型并没有经济稳态的假定。因此，DSGE模型的脉冲响应反映的是经济环境均衡时，各类冲击带来的影响。而TVP-FAVAR模型反映的是在各个时间点冲击的影响，然而这些时间点，经济体未必处于稳态。

#### 4、 设定偏差

首先，现实的经济环境中存在大量摩擦现象，不仅存在于劳动力市场和商品定价，还广泛存在于经济环境的各个角落，如金融摩擦（金融加速器）、资本投资等等，由于能力和时间的限制，本文构建的DSGE模型无法将所有经济粘性考虑在内，而TVP-FAVAR模型是通过在大量宏、微观数据中分析变量之间的脉冲响应关系，在一定程度上提取到了经济环境的各类粘性。其次现实经济环境中，技术水平往往存在内

57

生性，技术水平的提高促进经济发展的同时，也反过来促进技术本身的进步，而在本文构建的DSGE模型中，技术水平设定为外生，这在一定程度上导致了上述的差异。

以上差异及其出现的原因体现了任何一个单一模型都具有一定的局限性，但是总体来说，本文所构建的两个模型的结论基本是一致的，尽管有一定的差异，但由于TVP-FAVAR模型本身便不具备任何理论意义，在模型设定时不需要以上各种先验性的假设。因此，本文认为本章建立的TVP-FAVAR模型在一定程度上支持第三章构建的DSGE模型。

58

# 第五章 主要结论与政策建议

## 第一节 本文主要结论

我国正处于经济转型关键时期，为适应社会主义市场经济体制的要求，电力改革不断推进，而其中最关键的即为电价改革，研究电价的波动对我国经济环境的影响十分必要。故本文第二章对电价形成机制、影响因素以及电价波动对宏观经济影响的理论进行了分析，分析认为，随着经济的不断发展，电力资源在全社会的利用率将不断提高，从而电价的波动对于经济环境的影响巨大。理论上，电价上升短期将抑制经济水平的发展，长期则会因为促进技术进步而推动经济发展；对于投资，因为企业偏好货币而使得全社会货币供应量的减少，引致市场实际利率的提高，从而抑制电力行业下游企业的投资；对于消费，由于工资粘性和货币幻觉，以及已形成的消费习惯，消费有可能增长也有可能下降；对于物价水平，由于厂商因为市场竞争为保持市场份额不会立刻提高最终商品价格，因此短期CPI上涨主要是源于居民用电价格的增加，但是随着企业成本的提高，电价的上升最终会反映到最终商品的价格，因此，CPI会呈驼峰状继续升高然后下降。

本文第三章建立了一个封闭市场新凯恩斯构架的DSGE模型，引入价格粘性、垄断竞争和工资粘性，模拟电力价格冲击对经济环境主要经济变量的影响，然后利用贝叶斯先验信息构建DSGE-VAR，对所构建的DSGE模型进行基准分析和评价。结论显示本文构建的DSGE模型尚不能完全反映经济环境中的所有冲击，存在一定的误设，但是这种模型简化的误设并没有显著影响各个经济变量对电价波动冲击的反应路径。研究结果显示，当经济处于稳态路径时，电价的上涨会抑制产出的提高；导致物价水平的提高；抑制消费，并且电价的影响完全影响消费端需要一定的时滞；同时，电价的上涨阻碍投资，并且使得实际货币供应量降低，实际利率上升，劳动力数量增加，而实际工资水平下降。

此外考虑到我国自2000年以来各类改革持续推进，经济环境发生较大的变化，仅仅通过DSGE理论模拟无法真实反映各个阶段下电价冲击对于经济环境中各个经济变量的影响。因此，本文第四章基于我国2000年第一季度至2014年第四季度的

116个宏微观经济变量的数据，构建了时变参数因子扩展向量自回归模型，利用脉冲响应函数，分析研究了4个时点（2005年第二季度、2009年第三季度、2011年第一季度、2014年第四季度）电力价格波动对GDP、CPI、投资、消费、实际工资水平以及就业率的影响。分析结果显示，2014年第四季度电价上涨1个标准差，短期抑制产出，但长期促进产出的提高；对物价水平CPI冲击成驼峰状，且峰值在冲击后第8期附近；而对于投资，电价提升抑制投资水平，在第5期负向影响程度达到顶峰；类

59

似于投资，电价的提高将抑制消费，使得季度实际人均报酬下降的同时，对就业率水平有较长远的负向影响。

结合构建的DSGE理论模型以及TVP-FAVAR的实证检验，本文最终可以得出如下结论：

### 一、 电价波动对宏观经济影响深远

电价波动对宏观经济有较为深远的影响，电价的波动会引起GDP、CPI、投资、消费、实际工资水平等多个宏观经济变量的冲击反应。其中：

#### （一）电价提升短期抑制产出，长期促进产出的增长

由于本文构建的DSGE模型没有考虑技术进步的内生性，因此结合TVP-FAVAR模型以及叶泽（2013, 2014）的研究，我国很有可能已经落入“低电价陷阱”，低电价下的经济未必能够长期快速发展，而电价提升也未必会对经济造成严重的后果。反而从长远来看，电价的适当上涨可以促进电力行业的发展，同时能够引导下游企业技术革新，继而促进经济发展[26-27]。

#### （二）电价传导至最终商品端有一定时滞

电价提升对于物价水平的影响存在时滞性，其通过影响中间产品价格继而影响最终商品价格，有时间上的延迟，但是整体而言，电价上涨促进物价水平的提升的结论不容置疑。而其时滞长短与我国市场结构以及电力普及程度有关。

#### （三）电价提高抑制投资水平

电价的上涨促进电力行业的投资，但抑制下游企业的投资水平，整体而言，电价上涨的负向效应较大。

#### （四）电价提高抑制就业率水平

尽管DSGE模型显示电价提高，使得劳动力数量增加，但是由于人口基数增长的原因，从就业率角度来看，还是导致了就业率水平有所下降。

### 二、 电价波动影响宏观经济具有时变性

我国经济环境在2000年以来已有了巨大的变化，生产技术不断提高，产业结构趋于合理，同时，低碳环保意识不断重视，清洁能源使用率不断上升，电力的普及度不断提高，电力价格对于经济环境的影响越来越大，且随时间点的不同，有着不一样的体现，具体体现在：

#### （一）电价波动冲击影响时长不等

随着经济社会、技术水平等不断发展，电价的上涨对于宏观经济的影响作用时间长短发生了改变，产出受到冲击的影响时长明显减小，物价水平受到冲击的影响时长逐年增长。因而，电价波动对经济环境的影响时间具有时变特性，且有一定的规律可循。

60

#### （二）电价波动冲击影响幅度不等

随着社会技术水平以及电力普及程度的提高，电力价格冲击对宏观经济变量的影响幅度有着明显的差异，例如，电价上涨对产出的负向影响逐年递增，而正向影响逐年递减；而对物价水平的影响也是递增趋势。

#### （三）电价波动冲击影响方向不同

对于消费，电价的冲击体现了时变特性，在2005年第二季度电价上涨提高了实际消费，在2009年第三季度、2011年第一季度、2014年第四季度三个时点，我国面临一定的经济危机，电价上涨却降低实际消费。而对于实际工资水平，电价的冲击同样表现出时变特性，在电价增长速度小于通货膨胀率增长速度时候，电价上涨给予企业信号放大了通胀水平，从而提高了实际工资水平；在电价增长速度大于通货膨胀率增长速度时候，电价的上涨反而降低了实际工资水平。由于这方面的相关研究较少，是否电价的提高真会导致如上文所解释的冲击，值得下一步继续深入探索。

## 第二节 相关政策建议

电力作为我国最重要的二次能源之一，其价格波动对经济环境有着较为重要的影响，根据本文的分析，笔者认为，在接下去的电力价格改革的过程中，因注意以下几点：

### 一、 电价应反映市场供求关系

电价的形成，特别是销售电价的形成机制有必要引入市场竞争，必须体现电力作为一种商品特有的价格特性，国家一味的以保障居民生活、企业发展而人为的压低电价，使得电力价格无法真实反映其稀缺性，同时压制了发电企业的利润空间，阻碍了国家电力发展的同时，造成了要素价格扭曲，产业结构不合理。因此，电价应反映市场供求关系，当电力资源供给水平大于终端需求时，发电侧的竞争促使电力价格下降；供给水平小于需求时，用电企业间的竞争使得电力价格上升；从而使得电力价格遵循市场经济的一般规律。

### 二、 电力价格改革需循序渐进

电力价格对经济环境有着较大的影响，较大的冲击会使得经济发生无法控制的动荡。因此，电价改革要循序渐进，逐步从发电企业的边际成本价位缓慢提升至平均价位，不可一步到位的同时，也不适合一直逐步单方向的调整电价，防止市场对电价有所预期，影响经济发展，应遵循市场规律，保持大方向不变的同时，顺应煤电联动机制，电煤价格涨幅过大时，适时提高电力价格，电煤价格下跌时，适时调低电力价格，并逐渐将电价引导至市场需求的平衡点，最终减少政府参与电价制定的力度，使其合

61

理反映市场的供需水平。

### 三、 逐步取消交叉补贴，兼顾效率与公平

随着电价逐步反映其市场特性，发电端企业保持有市场均衡利润，而用电端会因此优化自身的用电水平，市场化的同时，发电企业和下游企业均有推动技术进步的动力，从而，促使全行业乃至全国范围的技术进步，此时如若继续给予大量补贴，将又使电力价格出现扭曲，因此，政府缓慢减少国家对于居民厂商的交叉补贴，使得电力价格可以反映其商品特性。对于那些经济发展水平相对落后，或低保家庭，可以根据差别定价的思想，予以一定的补贴或资助，以兼顾公平和效率。就消费者而言，交叉补贴给以消费者错误的信号，不利于节能降耗，不利于产业结构升级和去产能过剩，也对我国可持续发展目标的实现造成一定的阻碍。因此，政府有必要逐步取消交叉补贴，但同时要兼顾效率和公平，以免造成无谓的社会福利损失。

### 四、 电力垄断行业的监管

市场化电价后仍需要政府加以监管，电力资源作为关乎国民生计的重要资源，具有公共品的特性，因此，其价格的制定若依照垄断行业的定价标准，将使得社会财富全部聚集于电力行业，这不利于全社会经济的发展，因此，销售电价应根据电力生产成本及需求方使用的特点，区别不同类型用户的用电特性，并结合国家的产业政策和能源节约目标的制定，既要满足科学效率又要兼顾公平公正原则，以及在保证电力行业合理盈利的的基础上进行价格制定，因此电力行业垄断性的监管不能放松，以防止获取过多的超额利润，损害下游企业和居民的利益。同时，应放开电力行业准入条件

（公用事业、公益性服务以及网络型自然垄断环节除外），逐步打破电力行业的垄断壁垒，从根本上兼顾效率和公平。

### 五、 引入环境制约

由于我国环境规制起步较晚，而我国电力生产主要依靠电煤，其他绿色能源所占的比例相对较小，和其他发电方式相比，电煤发电成本低，但是对环境的污染大，因此，有必要加大其他绿色发电方式的技术研发，促使其发电成本降低，同时对于电煤发电予以一定的环境约束，使得其价格可以体现出电煤发电所带来的环境成本。

### 六、 充分发挥电价的杠杆作用

电价的制定应充分发挥其杠杆效应，使电价在一定层面上调节市场需求，就宏观层面，优化产业结构，去产能过剩化；微观层面，优化资源配置，引导企业技术研发，推动技术进步，同时利用差别定价、峰谷电价等定价策略的实施，引导居民节电意识，合理用电，同时缓减用电紧张，提高用电效率，保障用电安全，从而发挥电价对于经

62

济发展的杠杆作用，提升社会的福利水平和效率水平。

目前我国经济下行压力大，面临通货紧缩的风险，肩负产业结构调整等艰巨任务，大宗商品价格不断走低，世界经济尚未完全恢复，我国经济形势形式面临较为严峻的考验。不断走低的大宗商品价格，特别是煤炭（电煤）价格，加剧了对通货紧缩的预期，而由于煤电联动，工商业电力价格于2015年4月起下调1.8分。此次下调压缩了电力行业的利润空间，促进了下游企业的投资需求，促进消费和出口，从而拉动经济的增长，并且为适度宽松的货币政策和稳健的财政政策腾出相应操作空间，在一定程度上缓冲了经济巨震，缓解危机的释放，但是从长远角度来看，此次电价的下调并不能带来长久的经济增长。

同时需要指出的是，电价下调使得一直以来的产业结构调整和低碳理念受到一定冲击，部分产能过剩行业，特别是对电力依赖较大的行业，无法通过市场手段扭转其产能过剩和结构扭曲的问题，因此需辅以相应的其他政策，防止产能过剩严重化，并促进经济结构升级。在欧美等西方国家，发电企业一方面以碳排放权交易成本为由提高电价，向消费端转嫁相应的成本，另一方面，发电企业还在碳排放权交易市场中抛售免费分到的那些配额中的额外部分，这不仅可以提高发电企业参与碳排放权交易的积极性，也促进了碳市场发挥其节能减排的作用。然而我国由于电力市场定价机制不成熟，以及全国统一的碳排放权市场尚未建立，碳排放权交易通过电力价格形成全社会节能减排的传导机制被削弱。因此，在全国统一碳交易市场建立的同时，有必要大力推进电价制度改革，使其低碳效应的传导机制得到完善，并以此推动全社会低碳发展，以及促进我国经济的可持续发展。

63

附 **录**

**附录** **A**

正文构建的模型中CES生产函数的对数线性化最为复杂，因而，附录A对正文

DSGE模型中CES生产函数进行对数线性化处理，CES生产函数具体形式如下：

**

*y**z**k*1***e*** *h* 1**

*t* t t t t

根据第三章第一节的设定，首先对生产函数两侧取自然对数：

Ln *y*ln *z***ln*k*1***e*1**ln *h*

*t* t**

同时令：

*t* t t

*f**v*ln*k*1***e*ln *S*

*t t*

对*f**v*在*v*0处泰勒展开，可以有：

*F**v* 

*F*0 *f* 0*v* *f* ****0*v*2*v*2

1! 2!

 

首先，求*f*0 ：

*v*0

*S*  1

*F*0 0

然后，求*f*0 ：

*DS**k* v ln *k*1***e* v ln *e*

*dv* *t* t t t

*v*0

*dS*

*dv*

**Ln *k*

*T*1**ln *et*

*f**v*1 *dS*

*S dv*

*F*0**ln *kt*1**ln *et*

最后，求*f*0 ：

*v*

*d* 2*S v*

 **

*dv*2 *kt*

ln2

*kt*  1 ** *et*

Ln2 *e*

64

*t*

*v*0

*d* 2 *S dv*2

*t*

*t*

**ln

2 *k*1**ln2 *e*

1 *dS*2

1 *d* 2*S*

*f**v* 

*S* 2  *dv* 





*S dv*2

*f*0**ln *k*

*t t*  

1**Ln *e*2**ln2 *k*

1**Ln2 *e*

接下去，将*f*0、*f*0、*f*0代入泰勒公式：

*t t*

** ln *k*  1 **ln *e*

**Ln2 *k*

1**Ln2 *e***ln *k*

1**Ln *e*2

*F**v* 



*T* t *v**t* t *t* t

1! 2!

*v*2 2

*V*2***v*2 

*V***ln *kt*1**ln *et* 

**1**Ln *kt*ln *et* 

2

从而可得到生产函数对数形式

** 

*V*2 2 

Ln *yt*  ln *zt*  **

*V* ** ln *kt*  1 ** ln *et*  

**1**Ln *kt*ln *et* 

2

1**Ln *ht*



根据正文第三章对数线性化的定义，对数偏离值为生产函数对数形式减去对数形式的稳态恒等式，首先写出稳态形式：

 

*V*2 2 

Ln *yt****v***ln *k*1**ln *e* 1**ln *k*ln *e*1**ln *h*



2

上述两式相减即可得到CES生产函数的对数线性化形式：

***v*2 2 



*Yt*  *zt*  **

*V***ln *kt*1**ln *et* 

**1**Ln *kt*ln *et* 

2

1**Ln *ht*



***v***ln *k*1**ln *e**v*2**1**ln *k* ln *e**v*1**ln *k*ln *e*1**ln *h*

2 2

** 2

*Zt****v*1**ln *e**kt***1***v*1**ln *k**et*1***ht*





65

**附录** **B**

本文第四章实证检验采用TVP-FAVAR模型，需要利用大量经济变量以捕捉经济环境的各种变化，因而附录B将第四章中所有用以提取因子的变量及其处理方式用附表形式展示。

**附表TVP-FAVAR模型变量的选取及处理**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 序号 | 变量名称 | 单位 | 处理方式 | 快慢变量 |
| 1 | 信贷资金来源合计 | 亿元 | 2 | 1 |
| 2 | 各项存款 | 亿元 | 2 | 1 |
| 3 | 各项贷款 | 亿元 | 2 | 1 |
| 4 | M0 | 亿元 | 2 | 1 |
| 5 | M1 | 亿元 | 2 | 1 |
| 6 | M2 | 亿元 | 2 | 1 |
| 7 | 一美元折合人民币平均数 | 元 | 2 | 1 |
| 8 | 黄金储备 | 万盎司 | 2 | 1 |
| 9 | 国家外汇储备 | 亿美元 | 2 | 1 |
| 10 | 7 日全国银行间同业拆借利率 | % | 2 | 1 |
| 11 | 一年期存款利率 | % | 2 | 1 |
| 12 | 一至三年期贷款利率 | % | 2 | 1 |
| 13 | 一特别提款权单位折合人民币期末数 | 元 | 2 | 1 |
| 14 | 财政收入 | 亿元 | 2 | 1 |
| 15 | 财政支出 | 亿元 | 2 | 1 |
| 16 | 发电量 | 亿千瓦小时 | 2 | 0 |
| 17 | 火力发电量 | 亿千瓦小时 | 2 | 0 |
| 18 | 水力发电量 | 亿千瓦小时 | 2 | 0 |
| 19 | 大中型工业亏损企业亏损额 | 亿元 | 1 | 0 |
| 20 | 大中型工业企业财务费用 | 亿元 | 2 | 1 |
| 21 | 大中型工业企业利润总额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 22 | 大中型工业企业应交增值税 | 亿元 | 1 | 1 |
| 23 | 大中型工业企业税金总额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 24 | 大中型工业企业资产合计 | 亿元 | 2 | 1 |
| 25 | 大中型工业亏损企业数 | 个 | 2 | 1 |
| 26 | 大中型工业企业产成品存货 | 亿元 | 2 | 1 |
| 27 | 大中型工业企业应收账款 | 亿元 | 2 | 1 |
| 28 | 工业股份合作制企业亏损企业数 | 个 | 1 | 1 |
| 29 | 第一产业固定资产投资完成额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 30 | 第二产业固定资产投资完成额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 31 | 第三产业固定资产投资完成额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 32 | 固定资产投资本年资金来源小计 | 亿元 | 2 | 1 |
| 33 | 固定资产投资国家预算资金 | 亿元 | 2 | 1 |
| 34 | 固定资产投资国内贷款 | 亿元 | 2 | 1 |

66

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 35 | 固定资产投资利用外资 | 亿元 | 2 | 1 |
| 36 | 地方项目固定资产投资额（不含农户） | 亿元 | 2 | 1 |
| 37 | 改建项目固定资产投资额（不含农户） | 亿元 | 2 | 1 |
| 38 | 房地产投资 | 亿元 | 2 | 1 |
| 39 | 房地产住宅投资 | 亿元 | 2 | 1 |
| 40 | 商品房竣工面积 | 万平方米 | 1 | 1 |
| 41 | 商品房销售额 | 亿元 | 1 | 1 |
| 42 | 限额以上（企业）单位石油及制品类零售值 | 亿元 | 2 | 1 |
| 43 | 农村居民家庭人均生活消费现金支出 | 元 | 5 | 0 |
| 44 | 进出口总值 | 千美元 | 2 | 1 |
| 45 | 出口总值 | 千美元 | 2 | 1 |
| 46 | 进口总值 | 千美元 | 2 | 1 |
| 47 | 合作经营企业外商直接投资合同项目数 | 个 | 2 | 1 |
| 48 | 外资企业外商直接投资合同项目数 | 个 | 2 | 1 |
| 49 | 外商直接投资合同项目数 | 个 | 2 | 1 |
| 50 | 实际利用外商直接投资金额 | 百万美元 | 1 | 1 |
| 51 | 一般贸易进出口总额 | 千美元 | 2 | 1 |
| 52 | 一般贸易进口总额 | 千美元 | 2 | 1 |
| 53 | 一般贸易出口总额 | 千美元 | 2 | 1 |
| 54 | 成品油进口量 | 万吨 | 2 | 1 |
| 55 | 成品油进口额 | 千美元 | 2 | 1 |
| 56 | 股票市场流通股本 | 亿股 | 2 | 1 |
| 57 | 股票市场流通市值 | 亿元 | 2 | 1 |
| 58 | 股票市场股票成交额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 59 | 股票市场股票总发行股本 | 亿股 | 2 | 1 |
| 60 | 股票市场市价总值 | 亿元 | 2 | 1 |
| 61 | 境内上市公司数(A、B 股) | 个 | 2 | 1 |
| 62 | 股票市场印花税 | 亿元 | 1 | 1 |
| 63 | 大连商品交易所期货交易成交金额 | 亿元 | 1 | 1 |
| 64 | 大连商品交易所期货交易成交量 | 万手 | 1 | 1 |
| 65 | 上海商品交易所期货交易成交金额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 66 | 上海商品交易所期货交易成交量 | 万手 | 2 | 1 |
| 67 | 郑州商品交易所期货交易成交金额 | 亿元 | 2 | 1 |
| 68 | 郑州商品交易所期货交易成交量 | 万手 | 2 | 1 |
| 69 | 保险业投资 | 万元 | 2 | 1 |
| 70 | 公路货运量 | 万吨 | 2 | 1 |
| 71 | 公路客运量 | 万人 | 2 | 1 |
| 72 | 公路货物周转量 | 万吨公里 | 2 | 1 |
| 73 | 货运量 | 亿吨 | 2 | 1 |
| 74 | 客运量 | 亿人 | 2 | 1 |
| 75 | 民航货运量 | 万吨 | 2 | 1 |
| 76 | 民航客运量 | 亿人 | 2 | 1 |

67

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 77 | 水运货运量 | 亿吨 | 2 | 1 |
| 78 | 水运客运量 | 亿人 | 1 | 1 |
| 79 | 铁路货运量 | 亿吨 | 2 | 1 |
| 80 | 铁路客运量 | 亿人 | 2 | 1 |
| 81 | 沿海主要港口货物吞吐量 | 亿吨 | 2 | 1 |
| 82 | 消费者满意指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 83 | 消费者预期指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 84 | 消费者信心指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 85 | 房地产开发景气指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 86 | 宏观经济景气一致指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 87 | 宏观经济景气先行指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 88 | 宏观经济景气预警指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 89 | 宏观经济景气滞后指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 90 | 工业企业家信心指数 | 指数 | 2 | 0 |
| 91 | 工业企业景气指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 92 | 企业矿产品商品价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 93 | 企业加工产品商品价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 94 | 企业商品价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 95 | 采掘业工业生产资料生产者出厂价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 96 | 工业生产者出厂价格指数 | 指数 | 2 | 0 |
| 97 | 工业生产资料生产者出厂价格指数 | 指数 | 2 | 0 |
| 98 | 工业生活资料生产者出厂价格指数 | 指数 | 2 | 0 |
| 99 | 工业生产者购进价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 100 | 燃料动力工业生产者购进价格指数 | 指数 | 2 | 0 |
| 101 | 有色金属材料及电线类工业生产者购进价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 102 | 原材料工业生产资料生产者出厂价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 103 | 城市居民家庭设备用品及维修服务消费价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 104 | 城市居民交通和通信消费价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 105 | 企业投资品商品价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 106 | 企业消费品商品价格指数 | 指数 | 2 | 1 |
| 107 | 固定资产投资价格指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 108 | 设备、工器具购置价格指数 | 指数 | 1 | 1 |
| 109 | 建筑安装工程价格指数 | 指数 | 1 | 1 |

注：a.处理方式指的是所有变量X12季节调整以及HP滤波后的后续操作，其中1表示无处理，2表示一阶差分。

b.快慢变量指的是Bernanke（2005）提出的变量的快慢速分类，用以消除变量集中待考察变量的成分，其中1表示慢速变量，0表示快速变量。

68

参考文献

[1] 曹飞. 石油价格冲击与中国实际经济波动研究——基于开放RBC模型的分析[J]. 中国管理科学, 2015(07): 45-52.

[2] 曾丽萍, 向其凤. 电价上涨对我国经济的影响剖析[J]. 云南财贸学院学报(社会科学版), 2008, 23(05): 53-57.

[3] 柴建, 郭菊娥, 汪寿阳. 能源价格变动对中国节能降耗的影响效应[J]. 中国人口. 资源与环境, 2012(02): 33-40.

[4] 陈明华, 张彦, 徐银良等. 金融投机因素对国际油价波动的动态影响分析——基于动态随机一般均衡(DSGE)视角[J]. 宏观经济研究, 2014(11): 119-126.

[5] 范从来, 盛天翔, 王宇伟. 信贷量经济效应的期限结构研究[J]. 经济研究, 2012(01): 80-91.

[6] 龚六堂, 谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J]. 经济研究, 2004(01): 45-53.

[7] 顾标, 周纪恩. 中央银行应当关注相对价格的变化吗[J]. 经济学(季刊), 2010(01): 149-190.

[8] 李成, 马文涛, 王彬. 学习效应、通胀目标变动与通胀预期形成[J]. 经济研究, 2011(10): 39-53.

[9] 李姝, 田露露. 上网电价波动对中国PPI和CPI水平波动的传导机制——基于VAR模型的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2014(12): 74-85.

[10] 李霜, 简志宏, 郑俊瑶. 石油价格冲击与经济波动风险最小化的货币供应机制分析[J]. 中国管理科学, 2012(02): 26-33.

[11] 廖颖林, 张鸣芳, 徐国祥. 上海市消费者满意度指数编制研究[J]. 上海财经大学学报, 2009(03): 76-83.

[12] 林伯强. 中国电力发展: 提高电价和限电的经济影响[J]. 经济研究, 2006(05): 115-126.

[13] 刘斌. 我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用[J]. 金融研究, 2008(10): 1-21.

[14] 刘畅. 能源价格变化对我国宏观经济及节能减排的影响研究——基于联立方程模型的分析[J]. 数学的实践与认识, 2012(23): 53-64.

[15] 柳明, 宋潇. 石油价格波动对中国宏观经济的影响——基于DSGE模型的分析[J]. 南开经济研究, 2013(06): 74-96.69

[16] 吕振东, 郭菊娥, 席酉民. 中国能源CES生产函数的计量估算及选择[J]. 中国人口. 资源与环境, 2009(04): 156-160.

[17] 马文涛, 魏福成. 基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的季度产出缺口测度[J]. 管理世界, 2011(05): 39-65.

[18] 沈悦, 周奎省, 李善燊. 利率影响房价的有效性分析——基于FAVAR模型[J]. 经济科学, 2011(01): 60-69.

[19] 宋瑞礼. 电价调整与通货膨胀关系实证研究——基于投入产出价格影响模型[J]. 金融评论, 2011(05): 44-53.

[20] 孙宁华, 江学迪. 能源价格与中国宏观经济: 动态模型与校准分析[J]. 南开经济研究, 2012(02): 20-32.

[21] 王彬, 马文涛, 刘胜会. 人民币汇率均衡与失衡: 基于一般均衡框架的视角[J]. 世界经济, 2014(06): 27-50.

[22] 王君斌. 通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击: 基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析[J]. 世界经济, 2010(03)

[23] 王云清. 能源价格冲击与中国的宏观经济: 理论模型、数值分析及政策模拟[J]. 经济学动态, 2014(02): 44-57.

[24] 魏巍贤, 高中元, 彭翔宇. 能源冲击与中国经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融研究, 2012(01): 51-64.

[25] 奚君羊, 贺云松. 中国货币政策的福利损失及中介目标的选择——基于新凯恩斯DSGE模型的分析[J]. 财经研究, 2010(02): 89-98.

[26] 叶泽, 袁玮志, 李科等. “低电价陷阱”形成机理——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2014(10): 25-36.

[27] 叶泽, 袁玮志, 李湘祁. 低电价陷阱: 电价水平与经济发展的关系实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(11): 44-56.

[28] 原鹏飞, 吴吉林. 能源价格上涨情景下能源消费与经济波动的综合特征[J]. 统计研究, 2011(09): 57-65.

[29] 张友国. 电价波动的产业结构效应——基于CGE模型的分析[J]. 华北电力大学学报(社会科学版), 2006(04): 36-41.

[30] Aron Patrick, Adam Blandford, Leonard K. Peters. The Vulnerability of the United States Economy to Electricity Price Increases[R]: Working paper, 2015.

[31] Ben S. Bernanke, Jean Boivin, Piotr Eliasz. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach[R]: National Bureau of Economic Research, 2004.

[32] Christopher A. Sims. Solving linear rational expectations models[J]. Computational economics, 2002, 20(1): 1-20.70

[33] David K. Backus, Mario J. Crucini. Oil prices and the terms of trade[J]. Journal of International Economics, 2000, 50(1): 185-213.

[34] Dimitris Korobilis. Assessing the transmission of monetary policy shocks using dynamic factor models[J]. Discussion Papers in Economics, 2009: 9-14.

[35] Faisal Jamil, Eatzaz Ahmad. The relationship between electricity consumption, electricity prices and GDP in Pakistan[J]. Energy Policy, 2010, 38(10): 6016-6025.

[36] Finn E. Kydland, Edward C. Prescott. Time to build and aggregate fluctuations[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1982: 1345-1370.

[37] Francesco Molteni. The Interaction of Fiscal and Monetary Policy Shocks: A Time Varying Parameters FAVAR Approach[R]: Working paper, 2015.

[38] Frank Smets, Raf Wouters. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area[J]. Journal of the European economic association, 2003, 1(5): 1123-1175.

[39] Galip Altinay, Erdal Karagol. Electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey[J]. Energy Economics, 2005, 27(6): 849-856.

[40] Guillermo A. Calvo. Staggered prices in a utility-maximizing framework[J]. Journal of monetary Economics, 1983, 12(3): 383-398.

[41] Harald Uhlig. A toolkit for analysing nonlinear dynamic stochastic models easily[C]: Oxford University Press, 1998.

[42] Haroon Mumtaz, Pawel Zabczyk, Colin Ellis. What lies beneathAtime-varyingFAVARmodelfortheUKtransmissionmechanism[J]. TheEconomicJournal, 2014, 576(124): 668-699.

[43] James H. Stock, Mark W. Watson. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes[J]. Journal of Business \& Economic Statistics, 2002, 20(2): 147-162.

[44] Jorma Rissanen. Complexity of strings in the class of Markov sources[J]. Information Theory, IEEE Transactions on, 1986, 32(4): 526-532.

[45] Julio J. Rotemberg. Sticky prices in the United States[J]. The Journal of Political Economy, 1982: 1187-1211.

[46] K. Ali Akkemik. Potential impacts of electricity price changes on price formation in the economy: a social accounting matrix price modeling analysis for Turkey[J]. Energy Policy, 2011, 39(2): 854-864.

[47] Khanh Q. Nguyen. Impacts of a rise in electricity tariff on prices of other products in Vietnam[J]. Energy Policy, 2008, 36(8): 3145-3149.

[48] Lawrence J. Christiano, Martin Eichenbaum, Charles L. Evans. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy[J]. Journal of political71

Economy,2005,113(1):1-45.

[49] Marco Del Negro, Frank Schorfheide, Frank Smetset al. On the fit of new Keynesian models[J]. Journal of Business \& Economic Statistics, 2007, 25(2): 123-143.

[50] Mary G. Finn. Variance properties of Solow's productivity residual and their cyclical implications[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1995, 19(5-7): 1249-1281. [51] Michael Cox, Andreas Peichl, Nico Pestelet al. Labor demand effects of rising electricity prices: Evidence for Germany[J]. Energy Policy, 2014, 75: 266-277.

[52] Noel D. Uri, Roy Boyd. A Note on the Economic Impact of Higher Gasoline and Electricity Prices in Mexico[J]. Journal of Policy Modeling, 1999, 21(4): 527-534. [53] Olivier Deschenes. Climate policy and labor markets[M]: University of Chicago Press, 2011.

[54] Olivier Jean Blanchard, Charles M. Kahn. The solution of linear difference models under rational expectations[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1980: 1305-1311.

[55] Paresh Kumar Narayan, Russell Smyth, Arti Prasad. Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities[J]. Energy Policy, 2007, 35(9): 4485-4494.

[56] Patricia Silva, Irina Klytchnikova, Dragana Radevic. Poverty and environmental impacts of electricity price reforms in Montenegro[J]. Utilities Policy, 2009, 17(1): 102-113. [57] Paul Klein. Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectationsmodel[J]. JournalofEconomicDynamicsand Control, 2000, 24(10): 1405-1423.

[58] Peter N. Ireland. Technology shocks in the new Keynesian model[J]. Review of Economics and Statistics, 2004, 86(4): 923-936.

[59] Rajeev Dhawan, Karsten Jeske. Energy price shocks and the macroeconomy: the role of consumer durables[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2008, 40(7): 1357-1377. [60] Sajal Ghosh. Electricity consumption and economic growth in India[J]. Energy Policy, 2002, 30(2): 125-129.

[61] Sandra Eickmeier, Wolfgang Lemke, Massimiliano Giuseppe Marcellino. The changing international transmission of financial shocks: evidence from a classical time-varying FAVAR[R]: Working paper, 2011.

[62] Sanguk Kwon, Seong-Hoon Cho, Roland Keith Robertset al. Effects of changes in electricity price on electricity demand and resulting effects on manufacturing output[C]. Atlanta, Georgia. Southern Agricultural Economics Association. 2015.

[63] Vassilios Babalos, Emmanuel C. Mamatzakis. How Euro-Area Sovereign Spreads72

Respond to ShocksATVP-FAVARModel[R],2013.

[64] Weida He, Chuan Zhang, Rong Hao. Analysis of Electricity Price Policy and Economic Growth[J]. Journal Of Scientific \&Industrial Research, 2015, 74: 11-18. [65] Wenlang Zhang. China's monetary policy: Quantity versus price rules[J]. Journal of Macroeconomics, 2009, 31(3): 473-484.

73

### 在读期间科研成果

[1]王玉梅， 芮源， 林青霞. 基于时变参数的中国第一产业要素产出弹性估计[J]. 长安大学学报

（社会科学版）, 2015, 1:010.

[2]林青霞，芮源. 基于DEA方法的合肥市可持续发展能力研究[J]. 重庆科技学院学报：社会科学版, 2014 (10)：80-82.

74

致 **谢**

硕士研究生阶段的学习即将结束，回首两年半的求学生涯，感慨颇多，这求学之路并不平坦，我得到了许许多多人无私的帮助，在此谨向他们表示最衷心的感谢和最诚挚的谢意，这一切都将永远铭记于心。

首先我要感谢我的家人，特别是我的父母和小舅舅，没有他们的辛勤付出和大力支持，就没有我今天的收获，谢谢你们，我也将带着你们的希望继续努力，一路前行，实现自己的人生价值。

其次我要感谢我的导师王玉梅教授，王老师治学严谨，她的言传身教使我树立了求真求实的研究态度。感谢王老师为我们创造的学术交流环境，使师生间有很多机会交换观点、碰撞思想。本篇论文从初稿到定稿，王老师一直给予我悉心的指导和帮助，文章那些稚嫩的语句以及表述不恰当的地方，都一一指出并修改，您的帮助让我可以顺利完成毕业论文的写作。

同时，我要感谢统计与应用数学学院所有授课老师，老师们深厚的经济学理论功底、渊博的学识、清晰的思路和透彻的分析，让我领略到了经济统计学无穷的魅力。宋马林老师的学术态度、李小胜老师的统计方法、陈晓玲老师的辩证思维，还有余华银老师、杨桂元老师、李柏年老师、卢二坡老师、孙欣老师、夏茂森老师等等，不一而足，感谢你们的谆谆教诲，让我学会将学习生涯所学到的知识适当地运用在未来的生活和工作中。

此外，我要感谢在我论文过程中所有帮助过我的人，特别是人民银行的周潮老师，在自学DSGE模型的过程中，您的指点和帮助让我获益无穷，而您在群里给大家组织的经济学交流也让我受益匪浅。

最后，我还要感谢我的舍友、同学以及所有关心我的朋友们，有了你们的笑容，我的研究生生涯学习和生活变得丰富和多彩；有了你们的相互扶持，我的研究生生涯才会如此顺利、充实。你们的默默陪伴，让我永远珍惜那份纯真的同学之情、友谊之情，或许，在毕业之后，我们的联系少了，交集小了，但是，那些真挚的情谊将永远长留、亘古不变！

只言片语无法承载我无限的感激之情，回首在安财的成长历程，点点滴滴终将成为我人生永远最为之宝贵的财富。

芮源

2015年9月于安财

75