**Chapter**

**Three**

关于能源未来：石油，煤和天然气的非线性超前滞后的依赖性分析1

Germa'n GCreamer1 and Bernardo Creamer2

1School of Business, Stevens Institute of Technology, Hoboken, NJ, USA

2Universidad de las Ame´ricas, Quito, Ecuador

# 3.1 介绍

主要化石能源（如石油，煤和天然气）有一些影响其价格的共同因素，例如控制排放量或者能源危机市场和政治斗争也会影响能源价格，尤其是对石油来说。当然它们之间价格相互依赖，作为生产电力的部分替代品，相互影响也是很有可能的。

Mohammadi（2011）发现对于美国而言，石油和天然气的价格分别受国际影响和区域影响，而煤的价格则由长期的合同决定。Mohammadi(2009),运用协整分析法揭示了电力和煤的价格之间的强关系以及电力和石油、天然气之间的不显著关系。

1A preliminary version of this paper is included on the Proceedings of the AAAI 2014 Fall Symposium on Energy Market Predictions.

*Handbook of High-Frequency Trading and Modeling in Finance*, First Edition. .Mariani, H. Eugene Stanley and Frederi G. Viens.

© 2016 John Wiley & Sons, Inc. Published 2016 by John Wiley & Sons, Inc.

## 61

and oil and/or natural gas prices. Asche et al.  （2003）和Bachmeier and Griffin (2006)运用协整分析发现当原油和几种提纯产品价格整合在一起时，石油、煤、天然气之间有非常微弱的联系。(Asche et al., 2003).  Hartley et al.  (2008) 注意到天然气和石油价格之间的间接关系。 Aruga and Managi (2011)更进一步的检测到在一组大型能源产品之间的弱市场整合度WIT石油，Brent石油，汽油，燃油，煤，天然气和乙醇的未来价格。

Mjelde and Bessler (2009)发现石油、煤、天然气和铀市场没有完全协整。Asche et al.  （2006）指出1995-1998年间，由于对能源总体的高需求而不是对某种特定能源的需求，英国的能源市场高度整合。Brown and Yucel (2008) 展示了自从2000年以后石油和天然气的价格就已经独立了。然而，当我们把天气和库存纳入误差修正模型的考虑范畴之后，原油的价格就对天然气的价格有影响了。Ramberg (2010)运用协整分析也得到了类似的结果。Amavilah (1995)发现石油价格影响铀的价格。

之前提及的大部分关于化石能源的研究都是基于协整分析和格兰杰因果判断法，然而，没有一个研究运用了非线性相关手段比如由Sze´kely and Rizzo (2009)提出的布朗相关距离。距离相关性是一个用于处理多维随机向量的非线性多元依赖系数。在众多不同的使用这种距离相关性的财经问题的研究中， Creamer et al.（2013）评价了企业新闻网络在回报与波动性上的影响；Grothe et al.  （2014）测量了欧洲债券和股票在最近的欧元危机中的关联；Puliga et al.  （2014）建立了信用违约互换网络来预测系统性风险；Zhang et al.（2014）生成国际航运市场网络来预测系统性风险。这一章进行了煤、石油、天然气的超前-滞后分析，运用了布朗距离相关性并且将其结果与著名的格兰杰因果分析检验结果相比较。

3.1.1因果关系分析

格兰杰因果关系(Granger, 1969, 1980, 2001) 是一种在经济学、金融计量经济学和其他领域如同神经科学都非常流行的方法，用于评价两个或更多变量间的

3.1介绍

线性因果关系。根据格兰特因果分析法的基本定义，将Yt-l作为滞后值，用自回归过程对因变量Yt的预测应该与用Yt-l和自变量Xt-l向量的自回归过程结果作比较。因此，根据格兰杰因果分析，当Xt-l优先于Yt发生且Xt-l拥有其他变量没有的用于预测Yt的独特信息时，Xt-l就是引起Yt的原因。

典型的，格兰杰分析法是通过控制Xt-l的有和无，利用自回归模型来接受检验，正如下面这个双元例子所示：

残差是白噪声序列：

零假设：H0：β1=0在F检验的基础上被拒绝。基于AIC和BIC来选择自回归模型的顺序。

Sze´kely and Rizzo (2009)也提出了用于捕捉关于随机过程的协方差的布朗距离协方差。介于随机向量X,Y之间的距离协方差（v（X,Y））

，通过平方根求得，衡量了fXfY和fX,Y之间的距离 。

||.||为常态，t和s是向量

fX.fY分别是X,Y的特征函数，fX,Y是X,Y的联合特征函数。

由实证得到v（X,Y）评价了独立的零假设H0

：fXfY = fX,Y比上备择假设HA：fXfY ≠  fX,Y 。 在这一章中，检验为独立性的距离协方差检验。

相似的有，距离方差（v（X））是v^2(X)的平方根

一旦距离协方差确定了，距离相关性R(X,Y)

也被下面的表达式确定：

距离相关性检验中：若向量是互相独立值为0，若完全依赖值为1.

# **数据**

我们使用2006-2012年间一个月每日一次的化石能源远期期货对数价格作为时间序列：WTI石油，纽约商品交易所的煤，天然气。（图3.1）这些序列，根据自相关函数ACF和偏ACF，有一些相关联的自回归影响。然而，这一章强调的是滞后的互相关，在接下来的部分将会讲述。

# **估计方法**

我们用ADF检验评价序列的平稳性，我们使用Bai和Perron(1998)的检验来探测煤/WIT对数价格的结构性突变比

4.8

率，考虑到这些是因果性分析的最显著的产品。当突变日期为未知及突变日期不止一个时，Bai-Perron检验极其有用。

Jan−07 Jan−09 Jan−11

Coal

4.4

2.0

2.5

3.6

4.0

Jan−07 Jan−09 Jan−11

WTI

4.0 4.5 5.0

3.5

Jan−07 Jan−09 Jan−11

Gas

1.0

1.5

Coal/WTI

0.85 1.00 1.15

Jan−07 Jan−09 Jan−11

图3.1产品的对数价格**水平线表示根据检验煤/WTI对数价格比率代表的结构性突变**

3.4结果

WTI

WTI

0 5 10 15 20 25 30

ACF

0.6

0.0

Lag

0 5 10 15 20 25 30

Lag

Partial ACF

−0.06 0.02

Coal

Coal

0 5 10 15 20 25 30

ACF

0.6

0.0

Lag

0 5 10 15 20 25 30

Lag

Partial ACF

−0.08 0.00

**Gas**

ACF

0.6

Partial ACF

−0.06 0.02

Gas

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 0 | 5 | 10 | 15 | 20 | 25 | 30 | 0 | 5 | 10 | 15 | 20 | 25 | 30 |
|  |  |  | Lag |  |  |  |  |  |  | Lag |  |  |  |

**FIGURE 3.2 ACF and partial ACF of log returns by product.**

0.0

。对于由Bai-Perron检验确认的每个时期的完整序列，我们测试它的非线性，运用White (Lee et al., 1993) 和Terasvirta检验(Terasvirta et al., 1993).  我们也进行非线性超前滞后关系分析，在每对变量之间的运用布朗距离相关性，选取了七个滞后期（一周）我们把这些结果与格兰杰因果检验比较，用Johansen检验 (Johansen, 1988a, b)评价不同组的协整性，从而决定我们是否要用VAR误差修正模型。在我们的分析中→表示关系举例来说，X→Y指明了，当运用格兰杰因果检验时或当运用布朗距离相关性Y依赖于X时，X引起Y。因此，每个检验的P值只评价了一个变量对另一个变量的影响并且不被其他的时间序列影响。

# 3.4 结果

 将Bai–Perron检验运用到煤/WTI比率序列，可以把数据分散到下列时期：01/03,2006-01/17,2008

表3.1对数价格的描述性数据

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  |  | 2006–2012 |  |
| Coal | WTI | Gas |
| 矿 | 4.08 | 4.37 | 1.62 |
| SD | 0.26 | 0.25 | 0.41 |
| Skewness | 0.79 | −0.47 | 0.05 |
| Kurtosis | 0.34 | 0.48 | −0.63 |

（危机前），01/18,2008-11/17,2010（金融危机时期），11/18,2010-12/31,2012（恢复时期）（图3.1）我们在不同时期进行我们的分析，整个时间序列为2006-2012。ADF检验表明所有对数价格序列在上述时期都是非平稳的，正如预测的一样，对数收益是平稳的。所以，我们运用对数收益（对数价格的一阶差分）来进行因果检验。

天然气价格的分布表现出最高的波动性，尽管它比剩余的倾斜程度更低，更为平坦。(据表3.1和图

3.1).价格序列间的相关性在危机时期显著增加，我们可以从图3.1和表3.2中的所有序列的收敛观测到这点。在危机前的时期，WTI和煤之间的相关性为0.64；然而，在危机以后，相关性跌倒了0.08。煤和天然气之间的相关性刚好相反，从0.29增加到了0.82。与此同时，天然气和WTI的相关性从0.07变为0.15。这些互相关变化表明了这三种化石能源序列内部的高关联性。然而，表3.3中的超前-滞后和格兰杰因果分析更好地捕捉到了长期的动态联系。

表3.2 对数价格的相关性矩阵**表不包含对角值**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 2006-12 |  | 危机前 |  | 危机时 |  | 危机后 |
| 煤 WTI |  | 煤 WTI |  | 煤 WTI |  | 煤 WTI |
| WTI | 0.64 |  | 0.54 |  | 0.67 |  | 0.08 |
| Gas | 0.16 −0.03 |  | 0.28 0.06 |  | 0.85 0.65 |  | 0.82 −0.15 |

3.5 讨论

格兰杰因果关系的显著性水平***p*** ≤ **0.05,** ‡ ***p*** ≤ 0.01）布朗距离相关性***p*** ≤ **0.05,** ∗∗ ***p*** ≤ **0.01）对数收益序列排除了不相关关系黄色代表根据White或者Terasvirta检验的非线性，绿色代表两者都检测到的在5%阈值内的非线性**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 时期 | 滞后/影响 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 2006–12 | WTI→煤 | ∗∗‡ | ∗∗‡ | ∗∗‡ | ∗∗‡ | ∗∗‡ | ∗‡ | ∗‡ |
|  | 天然气→煤 | ∗ |  |  |  |  |  | ∗ |
|  | 煤→WTI | ∗∗ | ∗∗ | ∗∗ | ∗∗ | ∗∗ | ∗∗ | ∗ |
|  | 煤→天然气 |  | ∗∗ | ∗ |  | ‡ | ‡ | † |
|  | WTI→煤 | ∗∗ |  |  |  |  |  |  |
| 危机前 | WTI→煤 | ∗∗ |  |  |  |  |  |  |
|  | 天然气→煤 | ∗ | ∗ |  |  |  |  |  |
|  | 天然气→ WTI | ∗‡ | ‡ | ‡ | † | † |  |  |
| 危机时 | WTI→煤 | ∗∗‡ | ∗‡ | ∗‡ | ∗‡ | ‡ | ∗‡ | ‡ |
|  | 天然气→煤 |  |  |  |  |  |  | ∗ |
|  | 煤→WTI | ∗∗ | ∗ | ∗∗ | ∗∗ | ∗∗ | ∗∗ |  |
|  | 煤→天然气WTI→ 天然气 | ∗ | ∗ | ∗ |  | † | † |  |
| 恢复时期 | 天然气→煤 |  |  |  |  |  |  |  |
|  | 煤→天然气 | ‡ | ∗‡ | ‡ | † | † |  |  |

根据Johansen检验，没有一组对数价格在不同时期内在5%的显著水平上协整，我们使用对数收益序列的VAR模型来进行格兰杰因果检验，使用七个滞后期而不是使用自回归误差修正模型向量。

# 讨论

在2006-2012完整期间内，根据布朗距离，WTI和煤表现出一种反馈关系，只有WTI→煤保持与格兰杰因果检验5%的显著水平一致的关系（表3.3）在滞后期5-7中，煤格兰杰引起天然气。另外，布朗距离认识到了下列的依赖性（括号中的滞后期）天然气（1-7）→煤，煤（2

3) → 天然气和WTI（1）→天然气。在危机期间（2008-2010）也检测到了十分类似的关系。两个检验都表明天然气→

WTI在危机前具有相关依赖性，布朗距离认识到了WTI（1）→煤和天然气（1,2）→煤的关系的重要性。在恢复期间，只有煤→天然气关系在两个检验中是相关的，特别是对于格兰杰检验来说。大多数运用布朗距离观测到而没有被格兰杰检测到的附加关系都与相关的非线性关系一致，根据White和Terasvirta检验（表3.3）因此，布朗距离检测到了大量很重要的依赖性，其中一些被格兰杰因果检验证实。

这些被确认的非线性关系可能会对美国用于产电的投入有一些影响。发电用的煤在2007年时达到峰值，之后便快速的下降。而与之相反的天然气，自1990年后就不断增长，特别是在2009年之后。在2000年和2012年之间，用于产电的煤和石油比率已经分别从51.7%，2.9%下降到37.4%和0.6%，而用于产电的天然气则近乎增长了两倍，从15.8%上升到30.4%。（表3.4）产电的增加

产电网络**能源的比率Ren.en. 根据可再生能源**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年 | Coal | 石油 | 天然气 | 核 | Ren En | 其他 |
| 2000 | 51.72% | 2.92% | 15.81% | 19.83% | 9.38% | 0.35% |
| 2001 | 50.96% | 3.34% | 17.10% | 20.57% | 7.70% | 0.32% |
| 2002 | 50.10% | 2.45% | 17.91% | 20.22% | 8.90% | 0.42% |
| 2003 | 50.83% | 3.07% | 16.74% | 19.67% | 9.15% | 0.55% |
| 2004 | 49.82% | 3.05% | 17.88% | 19.86% | 8.85% | 0.53% |
| 2005 | 49.64% | 3.01% | 18.77% | 19.28% | 8.82% | 0.48% |
| 2006 | 48.97% | 1.58% | 20.09% | 19.37% | 9.49% | 0.51% |
| 2007 | 48.51% | 1.58% | 21.57% | 19.40% | 8.49% | 0.45% |
| 2008 | 48.21% | 1.12% | 21.44% | 19.57% | 9.25% | 0.42% |
| 2009 | 44.45% | 0.98% | 23.31% | 20.22% | 10.57% | 0.45% |
| 2010 | 44.78% | 0.90% | 23.94% | 19.56% | 10.36% | 0.45% |
| 2011 | 42.27% | 0.74% | 24.72% | 19.27% | 12.52% | 0.48% |
| 2012 | 37.42% | 0.56% | 30.35% | 18.97% | 12.22% | 0.47% |

来源：美国能源信息机构

成就

天然气的增加与用于产电的煤的收缩量相等，这可以部分归因于从2005年12月到2012年4月的天然气的对数价格的下降（表3.1）美国净化空气法案限制二氧化硫的排放和天然气价格的相对下降导致了发电厂用天然气代替部分煤作为他们主要的投入能源。当越来越多的发电厂增加天然气的消费量，天然气的价格也跟随着石油和煤的类似趋势走高。线性的或非线性的超前-滞后分析也表明煤的价格对天然气的价格有重要影响，特变是在危机和恢复时期。这个特例阐释了所研究的不同商品间的价格的非线性的动态变化和存在于三种化石能源间的主要内部关系。这些非线性的关系的主要作用是提高商品价格预测的精准度。

# **结论**

这一章提出了用布朗距离相关性来进行金融和经济时间序列的超前-滞后分析。当这个方法用于资产价格时，已确认的非线性关系可能会改进这些资产的价格发现过程。

布朗距离相关性决定了与线性的格兰杰因果检验相似的关系，并且揭示了石油，煤，天然气之间的非线性关系。这项研究可以扩展到探索当下和未来的混合资产价格的超前-滞后关系，如商品和不同市场使用的外币。