矿产资源开发利用与 湖北省经济发展的相关性分析

张旺驰

(中国地质大学资源学院, 湖北武汉 430074)

摘要: 湖北省是矿业大省, 为了定量地研究湖北省矿产资源开发利用与湖北区域经济发展的关系, 我们建立了两者之间长期协整模型和短期误差修正模型, 模型结果显示: 长期内矿业投资、矿产资源采选业和相关原材料制造业对湖北经济变动有明显作用; 短期内相关原材料制造业因素是短期湖北国内生产总值变化的最主要决定因素, 而矿产资源采选业因素在短期内对湖北国内生产总值的变动影响并不显著。

关键词: 矿产资源; 湖北; 协整

中图分类号: F416.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-0544 (2009) 02-0164-03

矿产资源是人类社会赖以生存和经济可持续发展的重要物质基础。一个国家矿产种类的多少和储量大小、开发利用的程度, 在一定程度上反映出一个国家综合国力的大小和经济可持续发展的能力。一个区域和一个地区同样如此。湖北省矿产资源丰富, 是我国的矿产大省, 矿产类型多, 矿种齐全, 资源量大。矿产资源的开发利用在湖北经济的发展中占有重要地位并起到重要作用。矿产资源的开发利用推动了支柱产业的发展, 壮大了湖北经济, 引导经济向纵深方向发展, 在促进地区工业布局的平衡, 调整产业结构方面起到了重要作用。^{[1][2]}

一、模型构建方法

为了定量地研究湖北省矿产资源开发利用与湖北区域经济发展的关系, 探寻矿产资源开发利用在拉动湖北经济的贡献及其问题, 我们选取以下数据作为模型分析依据: (1) 湖北省1978-2005年GDP总量(记为: GDP); (2) 1978-2005年湖北省矿业投资数据(记为: INVE); (3) 1978-2005年煤炭、石油天然气、有色金属、非金属和其他矿采选业产值(MINE); (4) 1978-2005年湖北省相关原材料制造业产值(INDU)。所有资料来源于:《湖北省经济年鉴》、《湖北省矿业年鉴》、《中国统计年鉴》。

但由于涉及大量的时间序列作为前定变量, 本身不具有时间序列的平稳性。利用一般多元线性模型的估计都可能会出现伪回归的情况, t 统计量和 F 统计量被虚假放大造成模型无法如实反映出客观规律。^[3]另外, 协整模型仅仅可以反映出模型相关变量之间的长期均衡关系, 而实际的经济数据往往是由非均衡过程生成的。因此, 建模时需要用数据的动态非均衡过程来逼近经济理论的长期均衡过程。^[4]为了使模型更好地反映现实中的经济规律, 引入误差修正模型是很有必要的。

在实际研究中, 若经济数据不能满足时间序列平稳性的要求, 这时可以通过差分的方法将其转化为平稳的时间序列。这里我们主要利用Engle 和Granger1987年提出的协整理论及其方法^[5]和Davidson、Hendry 等于1987年提出的误差修正模型(ECM)

* **基金项目:** 湘西鄂西地区铅锌矿开发现状与可持续发展研究项目基金资助。

[6]来综合分析经济系统短期和长期的变化问题。

二、矿产资源开发利用与湖北经济发展长期协调模型

从湖北省1978-2005GDP 总量数据、湖北省矿业投资、煤炭、石油天然气、有色金属、非金属和其他矿采选业产值和1978-2005年湖北省相关原材料制造业产值数据间序列图看，这些时间序列都呈S 增长趋势，且具有明显的随时间增长性。序列数据总体判断是非平稳的。

为了建立模型必须使数据平稳并达到同阶，如此才能建立长期协整和短期误差修正模型。

首先对四组时序数据做单位根检验，判断GDP, INVE, MINE 和INDU 是否具有单位根过程，为了拒绝物价影响，对四组时序数据做对数化处理， 分别记为：LNGDP, LNINVE, LNMINE, LNINDU, 利用计量软件做ADF 检验结果如下：

由表1 的检验结果可以判断，由于GDP、INVE、MINE、INDU 四个变量在1%显著水平下， 相应的ADF 统计量都大于ADF 临界值，无法拒绝原假设，认为四个变量的水平值都具有单位根过程， 非平稳时间序列。而经过一阶差分后， 四个变量差分值的ADF 统计量都小于其在1%显著性水平下的临界值， 说明LNGDP、LNINVE、LNMINE 和LNINDU 四个变量都满足一阶单整过程I(1)。

表 1: 单位根检验结果表

变量名称	t-Statistic	Prob. *	Test critical values
LNGDP	-1.5707	0.7768	-4.35607, -3.59503, -3.23346
LNINVE	0.715117	0.9993	-4.35607, -3.59503, -3.23346
LNMINE	-2.07466	0.536	-4.33933, -3.58753, -3.22923
LNINDU	-1.33175	0.8568	-4.35607, 3.59503, -3.23346
Δ LNGDP	-4.656354	0.2609	-4.356068, -3.595026, -3.233456
Δ LNINVE	-4.79887	0.0354	-4.41635, -3.62203, -3.24859
Δ LNMINE	-4.51631	0.0209	-4.35607, -3.59503, -3.23346
Δ LNINDU	-4.53804	0.4006	-4.35607, -3.59503, -3.23346

注：Test critical values 按1% level, 5%level, 10%level 排列。

由于LNGDP、LNINVE、LNMINE 和LNINDU 都为—阶单整序列，建立双对数模型并进行最小二乘检验（OLS）。检验结果为：

表 2: 模型检验结果表

Included observations: 28				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNINVE	0.349282	0.067842	5.148442	0
LNMINE	-0.318022	0.168491	-1.88747	0.0708
LNINDU	1.251116	0.086614	14.44468	0
R-squared	0.981587	Mean dependent var	7.010603	
Adjusted R-squared	0.980114	S. D. dependent var	1.257185	
S. E. of regression	0.177287	Akaike info criterion	-0.52114	
Sum squared resid	0.785768	Schwarz criterion	-0.3784	
Log likelihood	10.2959	Durbin-Watson stat	0.556904	

估计结果为：

$$LNGDP=0.3493LNINVE-0.318022LNMINE+1.25111LNINDU \quad (3-1)$$

T 统计量 (5.148442) (-1.88747) (14.44468)

R-squared=0.981587, Adjusted R-squared=0.980114, 模型拟合较好，但是Durbin-Watson stat=0.556904, 说明残差存在自相关。

显然，残差随时间呈现出锯齿性规律变化，说明残差序列存在相关。为了消除自相关，我们采取cochrane-orcutt迭代法。即将原模型形式：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \mu_t \text{ 定义为: } Y_t' = \beta_0 (1 - \rho) + \beta_1 X_t + \mu_t, \text{ 其中:}$$

$Y_t' = Y_t - \rho Y_{t-1}$, $X_t' = X_t - \rho X_{t-1}$, μ_t 是相互独立的随即扰动项, 已满足基本假设, 可直接用OLS 估计, 但在变换之前需要

估计残差序列的自相关系数, 可用 $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1}$

建立方程, 同样用OLS 得到 ρ 值, 若仍有自相关, 重复以上过程直到自相关被完全消除。

通过cochrane-orcutt 方法迭代法直接消除自相关后, 得到 ρ 等于0.731268, 建立方程

$LNGDP_t - \rho LNGDP_{t-1} = \alpha + \beta_1 (LNINVE - \rho LNINVE) + \beta_2 (LNMINE - \rho LNMINE_{t-1}) + \beta_3 (LNINDU - \rho LNINDU_{t-1})$ 估计结果为:

表 3: 消除自相关后模型检验结果表

Variable	Coefficient	Std. Error	t Statistic	Prob.
C	1.280508	0.247618	5.171301	0
F(ININVE)	0.609604	0.107817	5.654057	0
F(INMINE)	0.04505	0.117683	2.382808	0.0055
F(ININDU)	0.185883	0.182787	2.016939	0.0202
R-squared	0.918601	Mean dependent var	1.991299	
Adjusted R squared	0.907501	S.D. dependent var	0.320013	
S.E. of regression	0.097327	Akaike info criterion	1.68083	
Sum squared resid	0.208398	Schwarz criterion	-1.48728	
Log likelihood	25.85082	F-statistic	82.75815	
Durbin-Watson stat.	1.253812	Prob(F-statistic)	0	

其中: $F(ININVE) = LNINVE - \rho * LNINVE (-1)$, $F(INMINE) = LNMINE - \rho * LNMINE (-1)$, $F(ININDU) = LNINDU - \rho * LNINDU (-1)$ 。

从表中看到, 经过消除自相关后, $D-W=1.254$, 残差项已没有自相关, 且 $R-squared=0.918601$, $Adjusted Rsquared=0.907501$, 所有变量的检验都通过。模型优于模型 (3-1)。

$$LNGDP = 1.280508 + 0.609604LNINVE - 0.04505LNMINE + 0.185883 LNINDU \quad (3-2)$$

T 统计量 (5.171301) (5.654057) (2.382808) (2.016939)

从长期来看, 矿业投资, 矿产资源采选业和相关原材料制造业对湖北的经济发展都具有正效应, 其中矿业投资的拉动作用

最为明显，尽管目前矿业投资的总额并不太大，投资结构不尽合理，但是在我省长期的经济发展中是最为关键的一个要素，一是可以提高矿业中的资金要素投入，加强勘探与开发的力度；二是可以提高矿业开发和利用的技术水平，不仅为实现矿产资源的持续开发利用提供支撑，更为我省长期稳定的经济发展提供保障。

三、矿产资源开发利用与湖北经济发展的短期误差修正模型

由于协整方程只能反映出矿业投资、矿产资源采选业产值、相关原材料制造业产值与湖北国内生产总值的长期均衡关系，而短期内，湖北国内生产总值的决定因素可能由某些短期因素决定，并会依照一定的调整力度趋向长期均衡。这就意味着我们需要评估这些事件对协整模型的影响，需要检验模型中的中长期需求关系在受到短期干扰时是否仍然成立。

误差修正模型（ECM: Error Correction Mode）的基本形式由Davidson、Hendry、Srba 和Yeo 于1978 年提出的，称为DHSY模型。对于ADL（1，1）模型

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + (\beta_2 - 1) \left(Y_t - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} X_t \right) + \varepsilon_t$$

移项整理后得到

$$Y_t - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} X_t$$

得到的模型即为ECM，其中 $Y_t - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} X_t$ 是误差修正项。该模型解释了因变量 Y_t 的短期波动 ΔY_t 是如何决定的，一

方面，他受到自变量短期波动的影响，另一方面，也决定于误差修正项。如果 Y_t 与 X_t 存在长期均衡关系，即有 $\overline{Y} = \alpha \overline{X}$ ，则

$$\overline{Y} = \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} \overline{X}$$

误差修正项可以表示为：

可见，误差修正项反映了变量在短期波动中偏离他们长期均衡关系的程度，称为均衡误差。将LNGDP、LNINVE、LNMINE 和 ININDU 分别做一阶差分，并滞后2-3 阶，将误差修正项带入修正模型中：

$$\Delta LNGDP = \alpha + \sum_{i=0}^2 \beta_{1i} \Delta LNINVE + \sum_{i=0}^2 \beta_{2i} \Delta LNMINE + \sum_{i=0}^2 \beta_{3i}$$

$$\Delta LNMINE + \rho cem_{t-1} + \varepsilon_t$$

对方程采用Hendry 从一般到特殊的原则，逐步剔除掉t 统计量不显著的变量。估计结果如下：

表 4: 误差修正模型检验结果表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.637876	0.749288	0.85131	0.4038
LNINVE	0.304722	0.06936	4.393332	0.0002
LNMINVE	-0.027023	0.072543	-0.37251	0.7131
LNINDU	0.981868	0.166118	5.910675	0
RESID01(-1)	0.804851	0.088128	9.132776	0
R-squared	0.997919	Mean dependent var	7.08443	
Adjusted R-squared	0.997541	S. D. dependent var	1.217712	
S. E. of regression	0.060383	Akaike info criterion	-2.61064	
Sum squared resid	0.080214	Schwarz criterion	-2.37067	
Log likelihood	40.24368	F-statistic	2637.966	
Durbin-Watson stat	1.735628	Prob(F-statistic)	0	

从表4 中可以看出，短期内矿产资源采选业对于湖北省的经济发展贡献不明显，LNMINVE 的T 统计量=-0.37251没有通过检验。这也从实证的角度验证了一方面我省短期的经济发展中，矿产资源采选业对区域经济发展推动作用不大，不是拉动经济发展的关键要素；另一方面也说明了由于我省矿产资源利用方式粗放所导致资源利用率低，资源浪费严重。为了显著提高矿产资源采选业的作用和地位，必须加大开采技术的引进、消化和创新，从可持续发展的角度加强矿业布局和规划，着力提高采选业对湖北区域经济的贡献率。

最后得到短期的误差修正模型为：

$$\Delta LNGDP=0.304722\Delta LNINVE-0.981868\Delta LNINDU+0.0804851ecm_{t-1} \quad (3-1)$$

T 统计量 (4.393332) (5.910675) (9.132776)

R-squared=0.997919, Adjusted R-squared=0.997541, 表示模型拟合很好, Durbin-Watson=1.735628, 说明短期模型中不存在自相关。

从误差修正模型来看，短期内湖北的经济发展变化是由于矿业投资和相关原材料制造业的变化导致的，而与矿产资源的采

选业没有明显关系。

四、结论

根据以上分析，结合湖北的实际情况，我们得到了如下结论：

1. 从协整模型结果来看，长期内湖北经济发展的影响因素主要是矿业投资、矿产资源采选业和相关原材料制造业。矿业投资提高一个百分点，平均而言湖北国内生产总值将上升0.61个百分点；矿产资源采选业产值提高一个百分点，湖北国内生产总值将增加0.041个百分点；相关原材料制造业产值总额每提高一个百分点，我国外汇储备平均将增加0.19个百分点。

2. 由误差修正模型估计结果，差分项反映出矿产资源采选业的波动对湖北国内生产总值的影响，修正项反映模型偏离长期均衡的影响。其中，相关原材料制造业因素是短期湖北国内生产总值变化的最主要决定因素。当相关原材料制造业产值和矿业投资增速提高时，湖北国内生产总值增速会相应提高，当湖北国内生产总值偏离长期均衡时，模型会以8%的力度进行反向自我修正，将非均衡状态拉回均衡状态。而矿产资源采选业因素在短期内对湖北国内生产总值的变动影响并不显著。误差修正模型相比于协整模型可以更好地反映出湖北国内生产总值在短期的波动情况，同时也可以较为准确地描述湖北国内生产总值及其影响因素之间的长期均衡状态。该模型清晰地说明湖北省矿产资源开发与湖北省经济发展的长期和短期的内在关系，并对于解决湖北省矿产资源开发利用的可持续问题提供了理论支持，为相关政策建议的出台提供了科学依据。

参考文献：

[1]郝翔. 资源节约型、环境友好型社会建设与湖北资源环境问题研究[M]. 武汉：湖北人民出版社，2006.

[2]王来峰. 2005年湖北省资源发展形势预测[J]. 经济研究参考，2005，（8）.

[3]马薇. 协整理论与应用[M]. 天津：南开大学出版社，2004.

[4]张晓彤. 计量经济分析[M]. 北京：经济科学出版社，2000.

[5]周逸江. 计量经济学理论与实践引论[M]. 北京：中国统计出版社，2003.

[6]李子奈. 高级计量经济学[M]. 北京：清华大学出版社，2004.