

我国地下经济与通货膨胀关系：基于 MSVAR 模型的实证研究

解梁秋 孙皓

(吉林大学数量经济研究中心 吉林, 长春 130021)

摘要：本文利用 MS(2)-VAR(1) 模型，对我国地下经济规模的变动对通货膨胀的影响进行了研究。研究结果表明：我国地下经济规模的变动存在着显著的 2 区制(Regime)性质，即“低规模阶段”和“高规模阶段”，目前我国的地下经济具有向“高规模”阶段转变的趋势。地下经济规模对通货膨胀的影响随着地下经济规模所处阶段的不同也发生了显著的变化。当地下经济处于“低规模阶段”时，地下经济对通货膨胀的影响很弱；当地下经济处于“高规模阶段”时，地下经济对通货膨胀具有较强的加剧作用。

关键词：地下经济；通货膨胀；MSVAR 模型

Research on the relationship between Chinese Underground Economy and Inflation: An Empirical Study Based on the MSVAR Model

Abstract: This paper uses MS(2)-VAR(1) model to study the influence of the Chinese underground economy scale change on the inflation. The research result indicates: Chinese underground economy scale changes possess “two-regime” characters, that is, small scale stage and large scale stage. At present, Chinese underground economy is moving towards large scale stage. The influence of underground economy scale change on the inflation varies outstandingly when underground economy at different stages. If underground economy is at small scale stage, its influence on inflation is weak; however, if it is at large scale stage, it has greater influence and enhances inflation.

Keywords: Underground Economy; Inflation; MSVAR Model

中图分类号：F121.29 文献标识码：A

引言

地下经济由来已久，在二十世纪六、七十年代，面对西方国家普遍存在的经济衰退、失业巨增与高通货膨胀交织共存的“滞胀”现实，西方主流学派的经济理论显得苍白无力，这时，一些经济学者试图从新的角度——地下经济的角度来寻找解释上述现象的依据。他们认为：由于地下经济的滋生和蔓延，也由于地下经济及其从业人员的隐蔽性，现行国民核算系统无法准确反映经济运行的真实情况，使经济增长率被低估和失业人数被高估，从而导致传统经济理论在说明经济现象时的失灵。显然，这一理论的出现对“滞胀”现象的解释提供了新的思路。嗣后，各国经济学家在这一领域中不断探索，创立了地下经济的理论及其测算方法。

二十世纪八十年代以来，随着中国经济的高速增长，逐渐有一些公开统计中几乎完全看不到的地下经济活动也开始像影子一样在旁边追随着，如：黑市交易、非法集资、贪污受贿、第二职业等，这些行为的存在直接影响到了国家的经济安全、税收水平和经济发展效率。

近年来，我国通货膨胀的加剧也引起了国内经济研究人员的关注。但是，考虑地下经济对通货膨胀影响的研究很少，并没有给出相关的经验证据。因此，本文利用 MSVAR 模型对我国地下经济规模与通货膨胀之间的关系进行检验。

一、地下经济的涵义及研究现状

1. 地下经济的涵义及内容

所谓地下经济，一般是指未向政府申报收入、未被政府统计，逃避政府监督与管理的合法与非法的所有经济活动。

联合国于 1993 年推出新 SNA(System of National Accounts，简称 SNA)时，正式提出各国应尽一切可能将地下经济活动纳入到国民经济核算之内。根据 SNA 核算体系中有关账户所包括的内容，地下经济主要包括三部分内容：一部分是非法经济如诈骗、制毒、贩毒、走私、组织卖淫、拐卖人口、赌博、伪造货币、盗窃等活动；第二部分是未申报经济，如：第二职业、无证经营等。与非法经济相比，这类经济除了未申报之外，一般情况下如不造成严重后果，不构成犯罪；第三部分是未统计经济，如家庭自给自足的经济活动、私人制作产品相互交换等。这类经济活动绝大部分是我国现行统计体系尚未列项进行统计的，但目前其比重不能忽略。

2. 地下经济与通货膨胀的关系研究

有关研究表明：在通货膨胀的经济环境中，如果物价上涨率超过居民收入增长率，名誉工资收入就会贬值，为了保持现有收入水平，工薪收入者将自发地追逐工资以外的收入，从事第二职业等未申报经济活动，甚至从事犯罪经济活动。同时，迫于通胀的压力，法人偷税漏税、从事犯罪经济活动的可能性也增加。在通货膨胀严重的情况下，从事公开经济活动的实际收入水平下降，地下经济活动受高利润率的诱惑，将导致地下经济的加速发展。

同时，也有分析表明：由于地下经济以现金为主要交易媒介，地下经济活动的频繁将加大对通货的需求，反过来又会使通胀加剧，形成恶性循环。

二、具有 Markov 区制转移的 VAR 模型

Hamilton (1989) 提出了常转移概率的马尔科夫模型 (Markov Switching)，简称为 MS 模

型。由于 MS 模型描述了不同阶段、状态或机制下，经济行为所具有的不同特征和性质，所以 MS 模型又可以称为区制转移模型(Regime Switching，简称 RS 模型)。

假设 y_t 是经济时间序列，此时所建立的 p 阶回归模型形式为：

$$y_t = \alpha(S_t) + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

其中不可观测的区制变量 S_t 是一个取值区间为 $\{1, 2, \dots, m\}$ 的马尔可夫链，表示经济所处于的 m 种状态。随机误差满足正态分布，即 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

但考虑到模型的估计需要，将 (2.1) 式写成均值调整形式，如 (2.2) 式所示：

$$y_t - \mu_{s_t} = \alpha_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \alpha_p(y_{t-p} - \mu_{s_{t-p}}) + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

其中， μ 表示 y_t 的期望值。

考虑到时间序列从一个状态到另一个状态的非线性转移，对每一个状态，研究中的变量分布被假定是正态的且有不同的均值和方差，从一个状态到另一个状态的转移概率通过一阶马尔科夫概率规则刻画出来。

由于 s_t 是服从遍历不可约 (Ergodicity Irreducible) 的马尔科夫过程，把状态转移概率¹简记为： $P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$ ($i, j = 1, \dots, m$)

$$\text{且 } \sum_{k=1}^m p_{ik} = 1$$

该遍历不可约的 m 状态马尔科夫过程的转移概率矩阵如下：

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \cdots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

其中 $p_{im} = 1 - p_{i1} - \dots - p_{i,m-1}$ ， $i = 1, \dots, m$ 。

由于模型中的状态变量 s_t 与其前一期状态有关(马尔科夫性)且不可观测， y_t 也服从于 AR 过程，因此应用极大似然估计 (即最大化下面的对数似然函数) 来求解模型的参数：

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln[f(y_t | \psi_{t-1}, s_t, s_{t-1})] \quad (2.5)$$

$$\text{其中, } f(y_t | \psi_{t-1}, s_t, s_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{[(y_t - \mu_{s_t}) - \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}})]^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right), \psi_t \text{ 表示直}$$

到 t 期的信息集。具体的算法过程通过 Hamilton 滤波来实现。

通过对上式的极大似然估计可以得到各期局面状态的统计推断概率。通常把用直到当期的信息来推断当期状态的概率称为滤波概率(filtering probability)，记为 $P[S_t | \psi_t]$ ；用直到前一期的信息来推断当期状态的概率称为预测概率(predicting probability)，记为 $P[S_t | \psi_{t-1}]$ ；用全部的信息来推断当期的概率称为平滑概率(smoothing probability)，记为 $P[S_t | \psi_T]$ 。一般从结果上来说，预测概率具有类似于“先行”或“先验”的特征，平滑概率具有“滞后”或“后验”的特征，滤波概率既考虑了先验的信息，又利用当期信息进行部分“后验”修正，因此

¹假设存在 m 个状态。

本报告依据如下的滤波概率进行分析和局面判别：

$$\begin{aligned}
 P[S_t = j | \psi_t] &= \sum_{s_{t-1}=1}^M P[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_t] \\
 &= \sum_{s_{t-1}=1}^M \frac{f(y_t | S_t = j, S_{t-1} = i, \psi_{t-1}) \cdot P[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]}{f(y_t | \psi_{t-1})}
 \end{aligned} \tag{2.6}$$

在本文中，我们将以上马尔科夫区制转移模型扩展到多变量，即向量形式，将以上单方程模型扩展到多方程模型，从而得到以下区制转移 VAR 模型。

设：向量 $x_t = (y_{1t}, y_{2t})$ 。其中： y_{1t} 和 y_{2t} 为反映经济情况的变量。假定向量 x_t 是根据如下的 MS (q) -VAR(p) 模型生成：

$$x_t = \nu_{s_t} + \sum_{k=1}^p A^{(k)} x_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \tag{2.7}$$

其中： p 是滞后阶数，其数值根据信息准则来判断； $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ ， Ω 是正定矩阵。

不可观测的状态变量 s_t 服从 q 状态的遍历不可约的马尔科夫过程，其转移概率为 $\Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij}$ ，且对于所有的时间 t ， $i, j = 1, 2, \dots, q$ ，满足 $\sum_{j=1}^q p_{ij} = 1$ 。

模型 (2.7) 中，随机向量模型的截距项 ν_{s_t} 和具有区制转移特征，随状态 s_t 而变，当 $s_t = 1$ 时， $\nu_{s_t} = \nu_1$ 。模型 MS (q) -VAR(p) 的估计是利用极大似然法（通过 EM 算法实现）进行的。

三、我国地下经济规模对通货膨胀的影响

根据 AIC、HQ 及 SC 等信息准则，本文选取 $q = 2$ ， $p = 1$ ，并且利用 1996 年 1 月~2007 年 6 月的样本数据对模型进行估计²。图 1 展示了我国地下经济规模 (ue_t)³ 与通货膨胀率 (π_t ，用居民消费价格指数表示) 的变动路径。

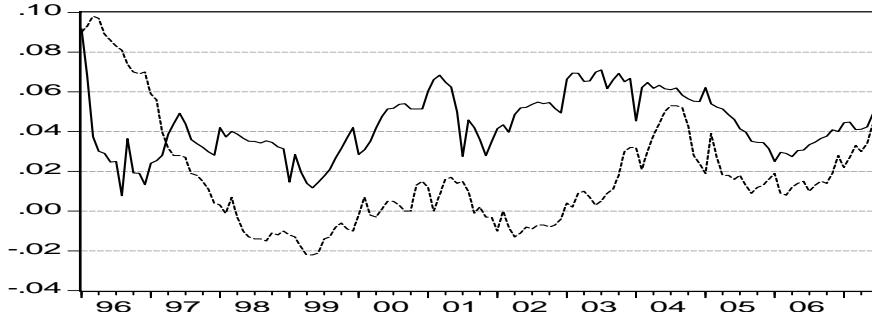


图 1 我国的地下经济规模（实线）与通货膨胀率（虚线）

我们首先对选用数据进行平稳性检验，表 1 给出了两个变量的 ADF 单位根检验结果。

表 1 ue_t 和 π_t 的单位根检验结果

序列名	ue_t	π_t
ADF 统计量	-3.3423	-2.9590

²国家统计局网站 (www.stats.gov.cn) 和中经网 (www.cei.gov.cn)。

³ 地下经济规模的测度方法参见刘洪等 (2004)。

5%临界值	-2.8824	-1.9432
-------	---------	---------

ADF 检验表明, ue_t 和 π_t 均为平稳序列, 符合 MS(2)-VAR(1)模型的要求, 模型的具体估计结果如表 2 和表 3 所示。

表 2 地下经济方程的参数估计结果

变量	估计值	标准差	t-统计量
ν_1	0.0127	0.0024	5.2543*
ν_2	0.0240	0.0040	6.0525*
ue_{t-1}	0.6020	0.0658	9.1464*
π_{t-1}	0.0105	0.0237	0.4441

表 3 通货膨胀方程的参数估计结果

变量	估计值	标准差	t-统计量
ν_1	-0.0046	0.0017	-2.7560*
ν_2	-0.0060	0.0030	-1.9970
ue_{t-1}	0.1318	0.0487	2.7085*
π_{t-1}	0.9428	0.0169	55.7537*

表 2 和表 3 中的参数估计大部分是显著的, 这意味着模型估计的整体效果较好。该模型将我国 1996 年 1 月~2007 年 6 月地下经济规模的变动划分为 2 个区制, 区制 1 中地下经济规模的均值为 3.35%, 对应着地下经济的“低规模”阶段; 区制 2 中地下经济规模的均值为 5.87%, 对应着地下经济的“高规模”阶段。

图 2 和图 3 给出了各个区制的概率估计。

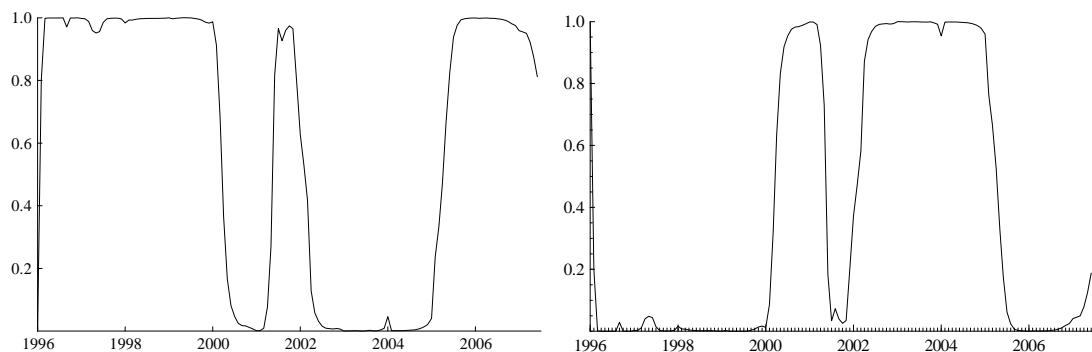


图 2 低规模地下经济的平滑概率

图 3 高规模地下经济的平滑概率

图 2 和图 3 表明, 1996 年我国经济实现“软着陆”以后我国地下经济有 3 段时期处于“低规模”阶段, 分别为 1996 年 2 月~2000 年 3 月、2001 年 6 月~2002 年 2 月和 2005 年 5 月~2007 年 6 月, 目前我国的地下经济处于“低规模”阶段; 3 段时期处于“高规模”阶段, 分别为

1996年1月、2000年4月~2001年5月和2002年3月~2005年4月，目前我国的地下经济具有向“高规模”阶段转变的趋势。

表4是区制转移概率 p_{ij} 的估计结果。表5给出了各个区制的样本个数、区制出现的概率和平均持续期，其中在同一区制的持续期 $D(S_i)$ 为：

$$D(S_i) = \frac{1}{1 - p_{ii}} \quad (2.8)$$

表4 区制转移概率矩阵

j i \	区制 1	区制 2
区制 1	0.9694	0.0306
区制 2	0.0614	0.9386

表5 状态阶段的汇总和状态的持续期

	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	84	0.6676	32.69
区制 2	54	0.3324	16.28

表4和表5的估计结果表明，当地下经济进入“低规模”阶段以后，区制1自身的持续概率为0.9694，这具有比较高的稳定性。此阶段的样本数量为84个，出现频率相对较高，为0.6676。由区制1向区制2转移的概率相对较低，为0.0306。区制2自身的持续概率为0.9386，稳定性也比较高。此阶段的样本数量为54个，出现频率相对较低，为0.3324。由区制1向区制2转移的概率相对较高，0.0614。上述这些情况表明，我国的地下经济处于2个区制的稳定性均较高，处于区制1的时期相对较长，并且由“高规模阶段”向“低规模阶段”转变的可能性要大于两个阶段的反向转变。

将相同区制中的低下经济规模和通货膨胀率数据作为一组，可以计算出不同区制中地下经济规模与通货膨胀率之间的相关性，其估计结果为：全样本区域内的相关系数为0.0660，在区制1内的相关系数为0.0443，在区制2内的相关系数为0.4673。相关系数计算结果表明，从整体上来看，我国的地下经济规模与通货膨胀之间存在着比较弱的正相关关系，但是在不同区制两者的关系具有显著的不同，两者之间的相关关系依赖于地下经济规模的取值区间。具体表现为：当地下经济处于“低规模阶段”时，地下经济对通货膨胀的影响很弱；当地下经济处于“高规模阶段”时，地下经济对通货膨胀具有较强的加剧作用。这说明我国地下经济对通货膨胀的影响具有明显的非线性特征，地下经济对通货膨胀具有明显的“加速效应”。地下经济对通货膨胀影响的特点，体现了政府部门对地下经济规模应该进行严格的控制，谨防地下经济规模阶段转变而带来的通货膨胀加剧。

四、结论

本文利用MS(2)-VAR(1)模型，对我国地下经济规模的变动对通货膨胀的影响进行了研究。我国地下经济规模的变动存在着显著的2区制性质，即“低规模阶段”和“高规模阶段”，目

前我国的地下经济具有向“高规模”阶段转变的趋势。转移概率表明，我国地下经济在两个阶段的稳定性都比较强，“低规模阶段”的持续期相对更长，并且由“高规模阶段”向“低规模阶段”转变的可能性要大于两个阶段的反向转变。从地下经济规模对通货膨胀的影响来看，地下经济规模对通货膨胀的影响随着地下经济规模所处阶段的不同也发生了显著的变化。当地下经济处于“低规模阶段”时，地下经济对通货膨胀的影响很弱；当地下经济处于“高规模阶段”时，地下经济对通货膨胀具有较强的加剧作用。

参考文献：

- [1] 艾德加·法伊格 编著, 郑介甫等译:《地下经济学》, 上海人民出版社, 1994。
- [2] (美) 李朴. 班. 维克尔:《地下黑经济》中译本, 四川人民出版社, 1990
- [3] 刘洪, 平卫英, 2004: 《我国非正规经济对税收收入影响的实证分析》, 《数量经济与技术经济研究》2004年第2期
- [4] 夏南新: 地下经济估测模型及敏感度分析, 统计研究, 2000年第8期.
- [5] 夏兴园:《中国地下经济问题研究》,河南人民出版社, 1993。
- [6] 夏兴园 : 宏观调控与对地下经济的治理 财经研究, 1994年第1期 ,
- [7] Cagan, Phillip(1958), “The Demand for Currency Relative to the Total money Supply”, Journal of Political Economy, 66:3, pp. 302~328.
- [8] Hamilton, J. D. (1989), “A New Approach To The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle”, Econometrica, , Vol. 57, pp357-384.
- [9] Kevin F. Mc Crohan and James D. Smith(1986), “A Consumer Expenditure Approach to Estimating the Size of the Underground Economy”, Journal of Marketing, Vol. 50, pp48-60.
- [10] Tatyana A. Koreshkova(2006), “A Quantitative Analysis of Inflation As a Tax on the Underground Economy” , Journal of Monetary Economics , Vol. 53, pp773 - 796