

中国期货市场自回归条件异方差效应实证研究

姬广坡 杨俊虹

摘要: 金融市场价格波动常出现群集性,自回归条件异方差类模型是描述这种特性最好的工具。自回归条件异方差类模型不仅能有效地揭示市场价格波动的特性,还能揭示市场投资者的风险偏好。对发达期货市场的研究表明这些市场价格的波动存在显著的自回归条件异方差效应,中国期货市场应该也不例外。

关键词: 价格波动 自回归条件异方差 中国期货市场

一、引言

人们在研究金融产品的价格行为模式时,发现较大的价格波动会相对集中地出现在某一段时间里,而较小的波动则集中在另一段时间里,即价格波动呈现群集性。同时还发现代表价格的随机变量的概率分布曲线有比正态分布更厚的尾巴。这表明同方差和正态分布(或渐进正态分布)这两个经典统计假设不被现实所满足。

Mandelbrot(1963)是最先发现金融价格波动有异方差和非正态分布的学者。针对这两点,他提出了价格波动的分形特征,指出现实世界人们对信息的反应不同步、不同速,甚至不同向,所以经济数据表现为混沌的状态;指出对这样的数据,用分数布朗分布更合适。在他之后,Fama(1965)、Engle(1982)等很多学者对股票市场、外汇市场、期货市场和债券市场价格变量的异方差性进行了研究,多数研究的结果表明存在异方差并提出了不同的异方差模型。

在这些模型中,最著名的是 Engle 的自回归条件异方差模型(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity:ARCH)。它因能较好地刻画价格波动的群集性而得到广泛应用,并在应用中发展为很多改进模型,如广义自回归条件异方差模型(GARCH)、有偏广义自回归条件异方差模型(Asymmetric GARCH)、指数广义自回归条件异方差模型(EGARCH)、矩广义自回归条件异方差模型(GARCH in Mean)等等,总称 ARCH 模型族。

唐齐鸣、陈健(2001),闫冀楠、张维(1999),汤果(2001),徐剑刚、唐国兴(1997)等对我国股票市场的 ARCH 效应进行了研究,结果都表明中国股票市场存在 ARCH 效应。中国期货市场中价格(收益)变量是否满足正态假定,是否有 ARCH 效应?研究这样的问题有重要的理论和现实意义。

二、自回归条件异方差模型简介

自回归条件异方差(ARCH)模型是 Engle 于 1982 年提出

来的,它的主要思想是将第 t 期收益率的条件方差表示为第 $t-1$ 期信息集的可测函数。用数学语言表达如下:

$$\begin{cases} R_t | I_{t-1} = f(R_{t-1}, R_{t-2}, \dots, R_{t-i}) + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t) \\ h_t = g(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-i}, h_{t-1}, h_{t-2}, \dots, h_{t-j}) \quad i, j = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (1)$$

其中 R_t 为第 t 期收益率($t = t-1, t-2, \dots, t-i$); I_{t-1} 表示第 $t-1$ 期信息集; ε_t 表示残差,其在 $t-1$ 期信息集条件下满足期望为 0,方差为 h_t 的正态分布; n 为总的考察期数; $f(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 为函数符号,其形式根据具体情况确定。

根据函数 $g(\cdot)$ 形式的不同,ARCH 模型有以下几种类型:

1. ARCH(q) 模型

如果

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

其中 α_i 为回归系数,要求 $\omega > 0, \alpha_i \geq 0$,以保证方差 $h_t > 0$ ($i = 1, 2, \dots, q; q \leq n, n$ 为总的观测期数),则此模型称为 q 阶 ARCH 模型,记为 ARCH(q)。

ARCH(q)通过对过去 q 期非预期回报平方的移动平均来说明回报的条件异方差性。从式(2)可看出,条件方差还是残差平方滞后值的增函数,这表明无论前期市场向哪个方向做了运动,都会使现期的条件方差增加,从而现期也将出现波动,出现群集性。回归的阶数 q 则表明了过去信心冲击持续的时间, q 越大,持续的时间越长。在实际应用中为了得到较好的拟合效果,需要很大的阶数,不仅待估计的参数多,而且容易出现多重共线性等问题。

2. GARCH 模型

1986 年,Bollerslev 对 ARCH 进行了扩展,把条件方差的滞后值也作为解释变量引入回归方程,发现效果更好,这就是 GARCH 模型。即:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (3)$$

其中 α_i 和 β_j 为回归系数,为保证方差 $h_t > 0$,要求:

$\phi_0 > 0, \phi_i = 0, \phi_j = 0 (i=1,2,\dots,p; j=1,2,\dots,q)$ 。

这样的模型记为 GARCH(p, q), 因为引入自回归项, 它能使得模型的阶数显著降低, 从而节省参数, 易于识别和估计。

实际中常用的是 GARCH(1, 1) 模型, 它只含一个滞后的条件方差项和一个自回归项:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \dots \dots \dots (4)$$

其中: $\omega > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0$, 它等价于一个无穷阶的 ARCH 模型。为保证 GARCH 过程二阶弱平稳, 应有 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 。

在金融市场中, α_1 通常大于 0.7, β_1 则小于 0.25, 大的 α_1 说明对条件方差的冲击持久, 大的 β_1 则说明波动对冲击反应迅速, 持续时间短。

3. 有偏 GARCH 模型

在对金融市场行为的长期观察中, 学者们发现人们对坏消息的反应要比好消息大, 即存在反应的不对称问题。为了刻画这种特性, Engle 和 Ng 于 1993 年发展了如下形式的 GARCH 模型:

$$h_t = \omega + \alpha_1 (\epsilon_{t-1}^-)^2 + \beta_1 h_{t-1} \dots \dots \dots (5)$$

其中 $\alpha_1 > 0$, 所以负的冲击要比正的冲击得到更大的条件方差。

Zakoian 于 1990 年, Glosten 和 Runkle 于 1993 年分别独立地提出了另一种有偏 GARCH 模型——TGARCH 模型:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i D_{t-i} \dots \dots \dots (6)$$

其中 α_i 为回归系数, D 为虚拟变量。当 $\epsilon_{t-1} < 0$ 时, $D_{t-1} = 1$; 当 $\epsilon_{t-1} \geq 0$ 时, $D_{t-1} = 0$ 。虚拟变量 D 的引入使得 TGARCH 能对市场的非对称反应作出解释。

4. 指数 GARCH 模型(EGARCH)

在上述几种模型中, 为了保证方差为正, 要求各项系数都非负, 这样的约束太强, 估计也有难度。为了解决这个问题, Nelson 于 1991 年将 GARCH 模型的函数形式创造性地设为:

$$\ln h_t = \omega + k(Z_{t-1}) + \ln h_{t-1} \dots \dots \dots (7)$$

其中, $Z_t = \epsilon_t / \sqrt{h_t}$, Z_t 为独立同分布随机变量 (i. i. d), 且 $E(Z_t) = 0, \text{Var}(Z_t) = 1$ 。

$$k(Z_t) = \alpha + (\beta |Z_t| - \sqrt{\beta}) \dots \dots \dots (8)$$

其中 α 和 β 为待估计的回归系数; $k(Z_t)$ 是非对称响应函数, 正如有偏 GARCH 模型中的一样, 它能很好地刻画市场的非对称反应, 它最大的优点是不再对系数有非负约束, 但是它比其他的模型更难用于预测波动。

5. GARCH-M 模型

以上模型对价格时间序列的异方差特性进行了很好地拟合, 经济学的原则是越高的风险需要越高的回报, 能否在收益率的生成过程中引入风险补偿呢? 为了解决这个问题, Engle 和 Lilien 等在 1987 年构造了如下的收益回归方程:

$$R_t = f(R_{t-1}, R_{t-2}, \dots, R_{t-i}) + \phi(h_t) + \epsilon_t \dots \dots \dots (9)$$

式(9)比式(1)多了一项关于条件方差的函数项 $\phi(h_t)$, 规

定 $\phi(h_t)$ 是 h_t 的单调增函数, 且 $\phi(\phi_0) = 0$ 。可以把 $\phi(h)$ 看作是风险补偿项, 因此风险的增加将导致收益的增加, 这很好地说明了人们的理性抉择。

三、数据描述

本文选取中国目前三个主要期货品种进行研究, 分别是: 上海期货交易所铜期货合约(以下简称沪铜) 1993 年 10 月 8 日到 2002 年 2 月 20 日的日收盘价; 大连商品交易所大豆期货合约(以下简称连豆) 1994 年 10 月 18 日到 2002 年 2 月 20 日的日收盘价; 郑州商品交易所小麦期货合约(以下简称郑麦) 1993 年 7 月 27 日到 2002 年 2 月 20 日的日收盘价。其中小麦和大豆数据在 1995 年到 1996 年间有不同程度的缺失。

为了更好地说明期货市场收益率的特性, 本文对近交割月和次交割月的价格数据都进行了分析。由于一些月份数据缺失, 为选取连续的价格序列, 近交割月的数据范围有所变化, 具体区间见表 1。

合约日收益率以相邻交易日价格对数之差来表示, 设第 t 期合约收盘价为 P_t , 收益率为 R_t , 则:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \dots \dots \dots (10)$$

由于期货价格序列在相邻合约之间存在跳跃, 所以在连接点上取其前后收益率的均值来平滑, 并根据宏观经济环境的收益序列进行适当的分段分析。对每一个时间序列, 首先分析其基本统计特征, 然后再建立适当的 ARCH 模型来分析。

本文所用的计算软件是 EViews3.1。

四、自回归条件异方差效应分析

1. 中国期货市场主要期货品种收益率的基本统计特性

表 1 主要品种收益率的统计特性

品种	沪铜 ₁	沪铜 ₃	连豆 _j	连豆 _c	郑麦 _j	郑麦 _c
时间区间	1995.4.14-2002.2.20	1993.10.18-2002.2.20	1994.11.2-2002.2.20	1994.10.18-2002.2.20	1997.5.26-2002.2.20	1993.7.27-2002.2.20
样本容量	1677	2061	1678	1709	1139	1778
均值	-0.000359	-6.79E-05	-0.000299	-0.000283	-0.001322	-0.00738
标准差	0.008849	0.009853	0.008637	0.008877	0.009951	0.011099
偏度	0.1673*	0.0569	0.101725	-0.125016*	-0.2276*	-0.0665*
峰度	11.259*	4.4684*	6.568*	7.6099*	7.07414*	6.6787*
JB 统计量	4774.632*	186.2724*	892.9735*	1517.757*	784.9676*	1003.883*
Q 统计量	37.485*	19.177*	48.199*	21.306	56.810*	54.784*

说明: 合约标识中 c 表示次交割月, j 表示近交割月, 沪铜₁ 为当月合约, 沪铜₃ 为三个月合约; 表中 Q = Q(36), Q 统计量满足以滞后长度为自由度的 χ^2 分布, 正态统计检验量 JB 满足两个自由度的 χ^2 分布, 其中 $\chi_{0.95}^2(2) = 0.103, \chi_{0.95}^2(36) = 23.269$; 偏度和峰度分别满足 $N(0, \frac{6}{T})$ 和 $N(3, \frac{24}{T})$, T 为样本容量, * 表示在 5% 的显著性水平上显著。

从表 1 可以总结以下三点: (1) 所有合约收益率均值为负但都不显著异于零。这主要由两个因素引起, 一是 6 年来对期货市场的规范整顿, 使市场资金流失, 期货价格一直走低; 二是最近几年现货市场价格走势低迷, 从而期货价格也呈下降趋势。(2) 各个序列存在显著的自相关。序列的 Q 统

计量都超过临界值,这表明可以用 AR 模型来模拟收益率序列。(3) 序列分布不满足正态分布。偏度值都在 0.05 到 0.23 之间,峰度处于 4.46 到 12.26 之间,而正态检验统计量 JB 值全部显著超过临界值,这说明代表收益率的随机变量不服从正态分布。

2. ARCH 效应检验

根据对各个序列 100 阶自回归结果的观察,选取适当的 AR 和 ARCH 模型对各序列进行分析,结果如下:

(1) AR 回归结果

设式(1)中的函数 f 为前期收益率的线性组合,即:

$$R_{i,t} = c + \sum_{i=1}^q \alpha_i R_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad q=1,2,\dots,n \dots\dots (11)$$

这是收益率的 q 阶自回归,回归结果表明中国期货市场收益率存在显著自相关,市场对信息的反应速度较慢。以近交割月为例,沪铜现期收益率与前 1、14 和 16 期负相关,与前 6、8 和 13 期正相关;连豆与前两期正相关,与前 9 期负相关;郑麦则与前 2、7、24、40 期正相关。

(2) ARCH 效应处理结果

采用来自上述 AR 模型的残差,用 GARCH(1,1)、TGARCH(1,1)、EGARCH(1,1)、GARCH-M 四个模型进行分析,结果如下:

表 2 GARCH(1,1) 估计结果对比

品种 序列	沪铜 ₁	沪铜 ₃	连豆 ₁	连豆 _c	郑麦 ₁	郑麦 _c
0	2.48E-6 (6.605709)	4.52E-6 (5.020504)	3.99E-05 (10.84558)	1.61E-05 (10.17487)	3.56E-05 (8.501567)	1.13E-05 (13.46654)
1	0.061029 (10.10937)	0.060248 (6.754130)	0.263387 (6.905076)	0.0152558 (9.614400)	0.312675 (7.325544)	0.238353 (11.80304)
1	0.910286 (102.4751)	0.892220 (55.62650)	0.220104 (3.523015)	0.639888 (21.66395)	0.329930 (5.329536)	0.675700 (36.910863)

说明:括号内的数据为 t 统计量,下同。

表 3 TGARCH(1,1) 结果对比

品种 序列	沪铜 ₁	沪铜 ₃	连豆 ₁	连豆 _c	郑麦 ₁	郑麦 _c
0	2.68E-6 (8.371022)	4.39E-06 (5.101907)	4.28E-05 (11.56511)	1.63E-05 (9.159880)	3.52E-05 (8.675753)	1.11E-05 (13.41509)
1	0.011079 (1.930338)	0.039197 (4.494737)	0.198391 (4.146257)	0.169690 (8.756610)	0.279687 (4.926523)	0.229469 (8.799255)
1	0.902886 (124.7075)	0.894381 (57.62727)	0.168998 (2.768927)	0.639624 (18.82822)	0.332658 (5.487326)	0.676592 (36.86894)
0	0.112756 (10.34718)	0.041842 (3.322316)	0.158609 (2.425845)	-0.040322 (-1.467279)	0.067061 (0.897372)	0.020909 (0.599392)

表 4 EGARCH(1,1) 结果对比

品种 序列	沪铜 ₁	沪铜 ₃	连豆 ₁	连豆 _c	郑麦 ₁	郑麦 _c
0	-12.76402 (-18.99444)	-0.626037 (-5.712216)	-6.778220 (-10.78339)	-4.081589 (-8.807350)	-2.869214 (-8.397133)	-1.485872 (-15.05685)
1	0.289876 (11.48748)	0.139649 (7.797013)	0.473906 (10.36090)	0.375129 (10.27682)	0.477202 (11.58782)	0.408444 (17.27278)
1	-0.053046 (-2.825340)	-0.031315 (-3.116172)	-0.055718 (-1.835897)	0.040139 (1.821598)	-0.020299 (-0.715033)	-0.011083 (-0.0641526)
K	0.320311 (-4.485549)	0.943786 (87.55285)	0.327470 (5.099117)	0.599558 (12.85762)	0.730422 (20.85989)	0.870770 (91.74013)

表 5 GARCH-M 收益率回归方程中风险补偿系数对比

品种	沪铜 ₁	沪铜 ₃	连豆 ₁	连豆 _c	郑麦 ₁	郑麦 _c
	0.15684 (1.114621)	0.05390 (0.375396)	0.09643 (0.629459)	0.00670 (0.049846)	0.00303 (0.018133)	-0.035738 (-0.478847)

由表 2 到表 5 可得:(1) 中国期货市场存在显著 ARCH 效应。GARCH(1,1)、TGARCH(1,1)、EGARCH(1,1) 和 GARCH-M 的回归系数都显著异于零,说明以上模型都能在一定程度上解释我国期货市场波动的行为特性。(2) 价格对信息的反应都存在滞后,但程度不一。GARCH(1,1) 中代表总的滞后效应的 $(\alpha_1 + \alpha_3)$ 沪铜₁ 为 0.97、连豆₁ 为 0.48、郑麦₁ 为 0.64。相比之下,连豆对信息的反应较为灵敏,郑麦次之,沪铜最差。从 α_1 和 α_3 个值来看,连豆近交割月收益率和郑麦收益率对近期的价格异动反应灵敏。(3) 沪铜和连豆收益率存在显著的不对称反应。当月和三个月铜合约(沪铜₁ 和沪铜₃) 以及近交割月大豆合约(连豆₁) 在 EGARCH 中的 β 显著为负,在 TGARCH 中的 β 显著为正,两个模型一致说明上述市场中投资者对坏消息的反应($\beta < 0$) 比对好消息($\beta > 0$) 大,存在杠杆效应。(4) 期货收益率对风险不敏感。GARCH-M 中各个序列的 α 都不显著异于零,说明在收益中没有显著的风险补偿,也即投资者对风险的增加并不要求补偿回报。(5) 与证券市场的比较。唐齐鸣、陈健(2001) 研究表明深沪两市股票收益率不满足标准正态分布,且用 t 分布的 GARCH(1,10) 能很好地拟合两市的异方差性,这和期货市场的结论相同;闫冀楠、张维(1999) 分析了上海股市的 ARCH-M 效应,验证了在以周为时间刻度下上海股市中投资收益与投资风险之间确实存在正比关系,同时证明了在此范畴内投资风险的最佳测度是投资收益的标准差而非方差,而期货市场收益和风险之间却没有显著的相关性,这表明期货市场的投资者没有证券市场理性;汤果(2000) 比较了上海和纽约两市 FIGARCH(1,1,d,1) 模型的分析结果,表明二者都存在显著的序列相关,纽约的长期记忆性比上海更长,一阶相关系数为正且比沪市大,从而得出纽约市场比沪市更成熟的结论。和本文结合,可以认为中国主要资本市场收益序列都存在异方差性,这和国际的情况一致。

五、政策建议

1. 进一步规范市场行为,提高市场透明度

自回归和 GARCH 分析都表明我国期货市场的信息传递效率不高,这说明市场中投资者存在信息不对称。有的投资者因为能快捷地得到相关政策信息,如进出口政策、农业政策等等,享有信息优势,而另外的投资者没有,从而造成反应的时滞。这一方面要求进一步完善期货市场的信息披露制度,另一方面也要求加强相关政府公务员的职业道德,杜绝信息的不对称传递。

2. 要大力培养机构投资者和投资基金,为期货市场引入理性投资力量

GARCH-M 中都不显著异于零,表明市场投资者不够理性,这是造成期货市场剧烈波动的根本原因。国际成熟市场的经验表明,培养理性的市场参与者才是解决市场问题的根本出路,中国股票市场的发展历程也表明投资者的理性化对市场规范至关重要。机构投资者和基金是被证明的最有理性

性的市场参与者,它们以规范的运作和科学的投资策略来盈利。中国期货市场不仅市场资金少,而且运作欠规范,期货市场应该和股票市场一样,大力发展机构投资者和建立期货基金,同时允许保险、证券甚至国际金融机构进入。这一方面为期货市场注入了资金,另一方面,也是最重要的,是给期货市场带来规范和理性的投资理念。

注释:

Mandelbrot, B., 1963. "The Variation of Certain Speculative Prices." *Journal of Business*, Vol. 36, pp. 394 - 419.

Mandelbrot, B. and Taqqu, M., 1979. "Robust R/S Analysis of Long Run Serial Correlation." *Bulletin of the International Statistical Institute*, 48 (Book 2), pp. 59 - 104.

Fama, E., 1965. "The Behavior of Stock Market Prices." *Journal of Business*, 38, pp. 34 - 105.

Engle, R., 1982. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation." *Econometrica*, 50, pp. 987 - 1008.

唐齐鸣、陈健:《中国股市 ARCH 效应分析》,载《世界经济》,2001(3);闫冀楠、张维:《股市投资收益与风险直接关系的定量研究》,载《天津大学学报》,1999(4);汤果:《FIGARCH 模型对股市收益长忆性的实证分析》,载《统计研究》,2000(1);徐剑刚、唐国兴:《中国股票市场报酬与波动的 GARCH - M 模型》,载《数量经济技术经济研究》,1997(12)。

Bollerslev, T. A., 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307 - 327.

王春峰:《金融市场风险管理》,天津,天津大学出版社,2001。

关于有偏 GARCH、EGARCH、TGARCH 和 GARCH - M 的介绍主要参考 Eviews 上的说明。

沪铜数据来自上海期货交易所信息部,连豆和郑麦数据来自集诚信息网。数据收集过程中得到郑州商品交易所研发部李瑞琪副部长和上海期货交易所信息部丁文辉副经理的热情帮助,在此表示感谢。

(作者单位:郑州商品交易所研发部 郑州 450000
中国外汇交易中心市场二部 上海 200000)
(责任编辑: S)

(上接第 91 页)出的“统筹城乡发展”的要求,我们认为在适当的时候可以考虑开征工商反哺税。开征此税是必要的和可能的。其必要性首先在于诚信立业的要求。其次在于新兴工业化的必然要求。党的十六大把搞好国土资源的综合整治规定为走新兴工业化道路的重大步伐。这对于曾经以大量农业剩余为支持而成就了自己,将来还要以农业为基础而发展自己的工商业来说,支持农业发展,促进农业强大是责无旁贷之事。再次是农业国际化的客观要求。在世界贸易组织中,“黄箱”补贴是受削减和控制的。即使按加入世界贸易组织谈判中确定的我国“黄箱”补贴不高于我国农业总产值的 8.5% 和我国现行补贴不足 2% 计算,国家对农业还有近 1500 亿元^⑬的补贴空间,如果考虑到不受削弱的“绿箱”补贴,整个补贴空间还会更大。其可能性在于现在的工商企业从总体上具有这种税负能力。一是有较大的增产潜力;二是有更大的节约潜力。当然开征反哺税是一个社会敏感度很高的课题,因此有待于专业部门和政府进行科学论证、精心设计和民主决策。

注释:

高清湘:《中国国情教育》,155、156 页,北京,人民出版社,1990。

郑北鹰:《重新认识灌木林》,载《光明日报》,2003 - 10 - 27。

⑫杨继平:《林业在农村经济发展中具有很大潜力》,载《经济日报》,2002 - 02 - 08。

见经济日报报道,2002 - 12 - 04。

⑬⑭⑮⑯⑰⑱⑲⑳丁学东:《推进农业产业化应引导工商资本进入》,载《经济日报》,2002 - 10 - 15。

罗田县农村文明户()建设的基本内容是:“五通”配套——通路、通水、通电、通电话、通电视,使农村建设富有现代文明气息;“五园”开发——农民前屋后建好小菜园、小果园、小竹园、小药园、小花园,把落建设与发展生态经济结合起来;“五治”固本——把治穷、治脏、治乱、治差、治愚作为强身健体之根本;“五到户”服务——思想道德教育服务到户;科技知识到户;村规民约到户;法律常识到户;环境卫生整治到户;“五小”改造——家家户户建成规划有序的小猪圈、小牛栏、小厕所、小沼气、小收拾房,形成科学的农家生态链条。详见夏静:《大别山下文明》,载《光明日报》,2003 - 07 - 09。

陈煜:《剩余劳动力大转移》,载《光明日报》,2002 - 04 - 09。

根据《经济日报》2002 - 01 - 29、2001 - 10 - 19 关于 2001 年进城农民数量及其收入节余状况的报道作出的结论。

①李向南:《水土保持不误经济发展》,载《经济日报》,2001 - 09 - 24。

②重庆市白市驿镇三多桥村多半农户搞“农家乐”旅游,2000 年收入 350 多万元。详见夏:《“后花园”里“农家乐”》,载《人民日报》,2001 - 10 - 15。

③见《经济日报》,2004 - 03 - 05。

④叶叶文:《农业发展遭遇严重资金短缺》,载《经济日报》,2002 - 01 - 11。

⑤辜胜阻、刘传江:《人口流动与农村城镇化战略管理》,441 ~ 442 页,武汉,华中理工大学出版社,2000。

⑥财政部财科所课题组:《农业税改革构想》,载《经济日报》,2004 - 02 - 16。

⑦见《经济日报》,2004 - 02 - 06。

⑧⑨《经济日报》,2001 - 10 - 09。

⑩韩长赋:《中国如何入世》,载《经济日报》,2002 - 02 - 22。

(作者单位:咸宁学院 咸宁 437100)
(责任编辑: S)