我国实体经济与虚拟经济的背离关系
——基于 1998—2008 年数据的实证研究

曹源芳

内容提要：实体经济与虚拟经济两种经济形态及其关系构成了现代经济体系的新格局。本文基于 1998—2008 年的月度数据，运用协整检验、Granger 因果关系检验、脉冲反应和方差分解技术对我国实体经济与虚拟经济的关系进行了实证分析。结果表明，我国实体经济与虚拟经济是彼此背离的，虚拟经济与实体经济不存在长期稳定的协整关系，彼此不成为对方的 Granger 原因，实体经济并不是虚拟经济发展的基础，虚拟经济也未成为我国实体经济的“晴雨表”。最后，本文提出了促进我国实体经济与虚拟经济协调发展的相关政策建议。

关键词：实体经济　虚拟经济　背离关系

一、引　言

虚拟经济特指虚拟资本以金融系统为主要依托的循环运动和有关的经济活动。马克思经济理论认为，虚拟经济产生于实体经济，其发展必须以实体经济为基础，是实体经济的“晴雨表”。实体经济的存在与规模决定虚拟经济的存在与规模。市场经济是以实物为承载的经济运行机制，是以实体经济与虚拟经济作为重要支撑的经济形态，其和谐关系与动态运动对市场经济的健康发展至关重要。然而，由于虚拟经济市场上普遍存在的投机心理及虚拟资本独立的运动规律，虚拟经济与实体经济的发展经常不同步，甚至有时严重失衡，当它与实体经济背离到一定程度而市场无法自发调节时，就有可能形成泡沫经济而引发经济危机。在我国社会主义市场经济建设取得重要进展，实体经济规模得到了极大提高，虚拟经济从无到有得到迅速发展的时期，研究实体经济与虚拟经济的发展是否存在背离，讨论虚拟经济是否真实反映实体经济并成为实体经济的“晴雨表”，从而保证我国经济的平稳健康发展就显得尤为重要。

二、文献综述

虚拟经济与实体经济两种经济形态及其关系构成了现代经济体系的新格局。对两者关系的现有研究既有定性分析也有定量分析。从定性分析上看，虚拟经济与实体经济作为相对独立的两个经济范畴，二者之间是相互依存、相互制约的关系。一般认为，虚拟经济的产生源于实体经济发展的内在需求，无论虚拟经济发展多快、规模多大，其根本是为实体经济服务。实体经济是虚拟经济存在和发展的基础，没有实体经济，虚拟经济将无从谈起，即实体经济是第一性的，

作者简介：曹源芳，南京大学经济学院金融系博士、讲师。

虚拟经济是第二性的(李晓西,2000);虚拟经济经过较长时间的发展,已经演变成多种表现形态,虽然不能将虚拟经济等同于符号经济和金融经济,但是这些经济形态具有相当程度的交融和共性,发展虚拟经济仍然要以实体经济为基础(杜厚文,2003);货币在信用活动下既是价值手段,也是流通手段,货币流动反映了实体经济与虚拟经济之间的互动关系,反映了经济资源在实体经济与虚拟经济之间的短期调整,这一调整将影响整体经济的运行,因此,虚拟经济与实体经济之间具有很强的关联性(胡延平,2008)。虚拟经济与实体经济在规模和活性上存在相互作用和相互影响,但虚拟经济对实体经济具有显著的"溢出效应",同时,实体经济对虚拟经济也具有显著的反馈影响,且反馈过程具有一定的规则和灵敏性,从而从长期看,实体经济与虚拟经济存在相互促进的良性关系(刘金全,2004)。此外,在定量分析上,虚拟经济与实体经济作为现代经济的两大支柱,虽然相互依存、相互制约,但两者之间不可能总是同向运动,一定程度上的彼此偏离是经济发展进程中的必然现象。理论上看,实体经济与虚拟经济的相互作用是动态且非双向均衡的,经济越发达,实体经济对虚拟经济的影响将减弱,而虚拟经济的独立性及虚拟性将逐渐增强,虚拟经济和实体经济的非对称性影响是经济虚拟化过程的一个必然趋势(王千,2007)。

从上述文献综述看出,随着我国实体经济与虚拟经济的巨大变化,实体经济与虚拟经济的关系问题已成为近年来研究我国宏观经济的一个热点,但因研究视角或样本选择的不同,其结论存在着较大的差异,甚至有些结论不尽合理。本文认为,多数研究目前尚未给出虚拟经济和实体经济形态具体载体和表象工具的合适选择或者近似替代,因此对于两种经济形态之间关联的具体描述和度量等尚未深入展开,结论的可信度也相应下降。要研究我国实体经济与虚拟经济的关系,关键在于虚拟经济和实体经济选择有代表的研究变量,着眼于我国经济转轨的客观实际,对我国实体经济与虚拟经济关系的现状进行深入的分析,从而为我国经济发展决策提供理论基础。

三、市场化进程中实体经济与虚拟经济关系的实证分析

近年来,随着我国市场化进程的加快,实体经济与虚拟经济都得到了较大程度的发展。各种变量衡量的实体经济与虚拟经济规模都急剧扩大。为了深入分析两者之间的经济关系,同时考虑样本数据的可得性,本文以工业增加值作为实体经济的代理变量,以上证综合指数作为虚拟经济的代理变量,通过计量手段研究两者之间的关系,进而揭示我国实体经济与虚拟经济的关系。本文选取 1998 年 1 月开始至 2008 年 6 月的月度数据,其中上证综合指数以每月最后一个交易日的指数为代表。考虑到样本数据的可得性与逐月匹配,本文实证分析中对数据进行了筛选,最终总样本数为 114。相应数据来源于中国国家统计局网站及 Wind 资讯网。由于在分析过程中采用的是时间序列数据,为消除异方差的影响,所有变量均取实际值的自然对数形式。

(一)单位根检验

对相关变量进行协整分析之前先要对变量平稳性作检验。单位根检验是判断时间序列平稳性最常用的方法。时间序列平稳性的单位根检验方法主要有 DF 检验法、ADF 检验法及 PP 检验法等,本文运用常用的更具一般性的增广迪基—富勒(ADF)检验法。检验结果见表 1。

由表 1 看出,工业增加值序列(Lngyz)与上证综合指数序列(Lnszindex)均不能拒绝单位根的原假设,因此,原序列都为非平稳时间序列。而在对原序列进行二阶差分之后,$\triangle^2$Lngyz、

表 1：ADF 检验结果

原序列	ADF 值	(c, t, p)	结论	差分序列	ADF 值	结论
Lngyz	1.235877	(c, 0, 1)	非平稳	$\triangle^2$Lngyz	−10.81956***	非平稳
Lnszindex	−1.193340	(c, 0, 1)	非平稳	$\triangle^2$Lnzxindex	−10.72118***	非平稳

注：(c,t,p) 为检验类型，c，t 表示带有常数项和时间趋势项，p 为滞后阶数，滞后阶数的选择根据 Akaike Information Criterion 进行判断；$\triangle^2$Lngyz、$\triangle^2$Lnszindex 分别表示原序列的二阶差分序列；＊＊＊表示 ADF 检验的 Mackinnon 值在 1%置信水平下显著。

$\triangle^2$Lnszindex 的 ADF 值的绝对值均大于 1%置信水平下的临界值，因此，二阶差分序列为平稳的时间序列，即服从零阶单整 I（0）过程。

（二）协整检验

当时间序列被确定存在有单位根并且同阶单整时，主要的问题是考虑各变量是否存在长期均衡关系，即进行协整检验。协整检验可分两种：一种是对回归残差的平稳性进行检验，代表方法是 Engle—Granger 两步法；另一种是对回归系数进行整体检验，如 Johansen 协整检验，这是一种在 VAR 系统下用极大似然估计来检验多变量间协整关系的方法。由于样本数相对较少，故本文采用 Johansen 协整检验的方法。在确定 Lngyz 与 Lnszindex 之间是否存在协整关系之前，需要先获得 VAR 的最佳滞后阶数，本文根据阶数确定中的 FPE（Final Prediction Error）及 AIC（Akaike Information Criterion）信息准则为标准，确定滞后 6 期为最佳滞后期（见表 2）。

表 2：VAR 最佳滞后阶数的选择

Lag	LagL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
……						
5	213.7452	27.43109*	9.22e−05	−3.617833	−3.065044	−3.393785*
6	218.8130	8.892649	9.04e−05*	−3.637981*	−2.984685	−3.373197
7	219.6930	1.510853	9.60e−05	−3.579112	−2.825309	−3.273592

注：* 表示最合适的滞后期。

向量组合（Lngyz，Lnszindex）迹统计量及最大特征值统计量的 Johansen 检验结果见表 3。表 3 表明，无论是特征根迹检验还是最大特征值检验，其对应原假设 None 及最多一个的检验统计量均小于 5%显著性水平下的临界值，接受不存在协整关系的原假设。因此，我国工业增加值与上证综合指数之间并不存在长期均衡关系，实体经济与虚拟经济之间的关系并不明显。

表 3：LnGYZ 与 LnSZINDEX 之间协整关系 Johansen 检验统计表

变量	特征值	迹统计值	5%临界值	最大特征值统计量	5%临界值	协整议程数零假设
LnGYZ 与	0.099057	11.82490	15.49471	11.16146	14.26460	NONE
LnSZINDEX	0.006181	0.663436	3.841446	0.663436	3.841446	最多一个

注：(1) 滞后期的选择标准是 AIV 和 SC 值最小为准则，选滞后期为 6。

(2) 选取的趋势假设项（Deterministic trend assumption of test. Assume no deterministic trend in）为“intercept (no trend) in CE and test”。

（三）因果关系检验

不平稳时间序列之间不存在长期稳定的协整关系，对于它们之间的因果关系检验就需要先将变量差分平稳化处理后，再使用传统的 Granger 因果关系检验法。一般而言，Granger 因果关系检验有两种形式：一种是基于传统的 VAR 模型的检验，一种是基于 VEC 模型的检验，两

者的主要区别在于使用对象的不同，前者仅适用于非协整序列的因果检验，而后者适用于协整序列间的因果检验。由于 Johansen 检验表明工业增加值与上证综合指数之间不存在协整关系，因此，本文基于 VAR 模型的方法进行因果关系检验。

基于 VAR 的格兰杰因果关系检验（Granger Causality Test）是检验经济变量间因果关系常用的一种计量经济学方法，本质是用一种条件概率定义因果关系。常用的格兰杰检验模型为：

$$y_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{m}\alpha_i y_{t-i}+\sum_{j=1}^{n}\beta_j x_{t-j}+\varepsilon_t \quad (1)$$

式中，α_i 和 β_j 是常数，$\{\varepsilon_t\}$是白噪声。检验 x 的变化不是 y 变化的原因，相当于对假设 H_0：$\beta_1=\Lambda=\beta_p=0$ 进行 F 检验。

Granger 方法对模型中变量所取的滞后期长短异常敏感，同样本文根据阶数确定中的 FPE 及 AIC 信息准则为标准，确定滞后 8 期为最佳滞后期（表 4）。在滞后 8 期时，Granger 因果关系检验结果（见表 5）。

表 4：Granger 检验最佳滞后阶数的选择

Lag	LagL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
……						
7	197.2667	5.517410	0.000138	−3.216667	−2.453862	−2.907632
8	203.5236	10.46826*	0.000132*	−3.260069*	−2.395556	−2.909829

注：* 表示最合适的滞后期。

表 5：Granger 检验最佳滞后阶数的选择

基于 VAR 的 Granger 因果关系检验			
原假设	F 值	P 值	检验结果
$\triangle^2$LNSZINDEX 不是$\triangle^2$LNGYZ 的 Granger 原因	0.87131	0.54389	接受
$\triangle^2$LNGYZ 不是$\triangle^2$LNSZINDEX 的 Granger 原因	0.93144	0.49498	接受

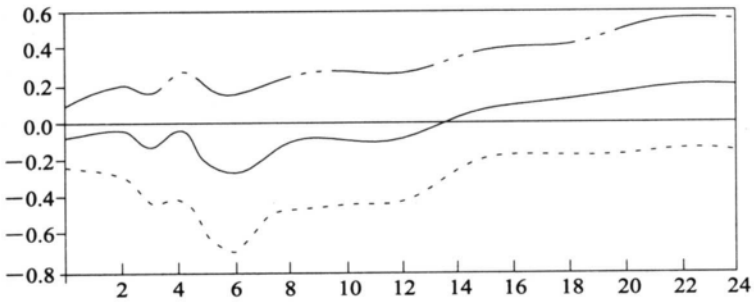
从表 5 可以看出，不管是在检验$\triangle^2$LNSZINDEX 是否是$\triangle^2$LNGYZ 的 Granger 原因，还是在检验$\triangle^2$LNGYZ 是否是$\triangle^2$LNSZINDEX 的 Granger 原因时，F 值都小于 10%、5%及 1%置信水平下的临界值，故都接受彼此不是 Granger 原因的原假设，即我国工业增加值不导致上证综合指数的波动，上证综合指数也无法引起我国实体经济的变化。这一结论与刘金全（2004）的结论差异很大。

（四）脉冲反应与方差分解

脉冲响应函数（Impulse Response Function）是指系统对其中某一变量的一个冲击所作的反应。为了分析 LNSZINDEX 与 LNGYZ 各期之间的彼此影响关系，利用 VAR 模型计算 LNSZINDEX 与 LNGYZ 对一个标准信息的广义脉冲响应。图 1 是基于 VAR 模型和 1000 次蒙特卡罗（Monte Carlo）模拟的脉冲响应函数，横轴为响应函数的追踪月数，纵轴表示 LNSZINDEX 对解释变量 LNGYZ 的响应程度。根据实际经济情形，本文设定的脉冲响应函数追踪期数为二年（24 月）。

从图 1 看出，给国内经济一个标准差的冲击，响应函数呈现发散的趋势，很不稳定。本期给 LNGYZ 一个单位 Cholesky 标准差新息的正向冲击，第一期冲击为负响应，而后一直保持负值直至第十三期。最大响应在第六期出现，达到−3%。从第十四期开始响应变为正值，从第二十

图 1：LNSZINDEX 对一个标准冲击的响应



注：横轴表示冲击作用的滞后期间数，纵轴表示 P 的变动，实线表示脉冲响应函数，虚线表示正负两倍标准差的偏离带。

二期开始稳定在 +2% 左右。在前期响应函数波动幅度很大，说明上证综合指数对实体经济变动的反映是十分敏感的，虽然上证综合指数随实体经济变动的绝对数较小，但是前期波动的频率相对较快，后期则相对稳定。脉冲响应曲线表明国内经济变化对股票市场的影响存在明显的滞后性。因此，由于国内股票市场发展不成熟、投机气氛浓厚及存在制度障碍，国内经济增长对股票市场短期将带来负面冲击，但从长期来看，国内经济的增长将有利于股票市场的繁荣。

图 2：LNGYZ 的方差分解

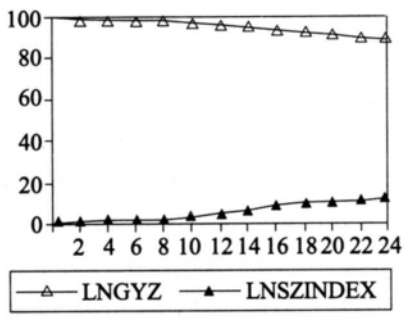
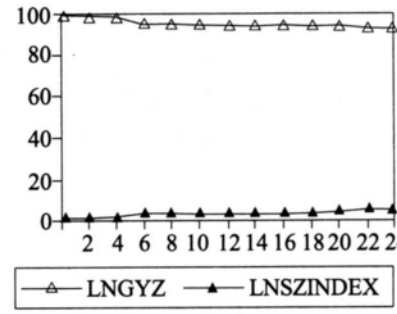


图 3：LNSZINDEX 的方差分解



为了描述新息冲击在变量变化中的相对重要性，对上述模型进行方差分解。由图 2 及图 3 看出，在接受冲击的第 1 期，工业增加值的波动几乎 100%由自身引起。随着时间的推移，股市的“溢出效应”逐渐体现，从而对实体经济产生一定影响，但影响也极其有限，最终稳定在 14% 左右。同样，在接受冲击的第 1 期，上证综合指数的波动几乎全部由自身引起，占到总方差中的 98.93515%。随着时间的推移，经济增长的作用得到一定体现，但最终贡献度大约稳定在 6%，这在一定程度上反映了我国经济增长对股票价格波动的解释能力非常微弱。

四、研究结论与政策启示

本文利用我国 1998—2008 年的月度数据，通过运用协整检验、Granger 因果关系检验、脉冲反应和方差分解技术对我国相应时期的实体经济与虚拟经济关系进行了实证分析并得到以下结论：首先，我国实体经济与虚拟经济存在严重的背离关系。工业增加值与上证综合指数之间不存在长期稳定的协整关系，实体经济与虚拟经济的关系并不明显，两者彼此背离并有着独立的运动规律。其次，实体经济与虚拟经济彼此不是对方的 Granger 原因。我国股票市场从 1998 年至今获得了巨大的发展，但是股票市场的发展并不是基于我国实体经济巨大变化的基

础之上的，而是由于虚拟经济中的投机心理及虚拟资本独立的运动规律造成的“虚假繁荣”。实证分析表明，我国虚拟经济发展中实体经济的贡献度只占 6%左右，以股票市场为代表的虚拟经济远未成为实体经济的“晴雨表”。因此，实体经济与虚拟经济之间的双向促进机制在我国并不存在。最后，我国虚拟经济中的泡沫增加，实体经济风险加大。虚拟经济过度增长与相关交易持续膨胀，虚拟经济日益脱离实体经济的增长可能造成社会经济的虚假繁荣及泡沫经济的出现，不利于实体经济健康发展。

在当前美国次贷危机引发全球经济金融动荡的背景下，实体经济与虚拟经济相背离的实证结论对我国当前经济体制改革具有一定的参考意义：

第一，加强对虚拟经济的监管与约束。由于我国实体经济与虚拟经济的背离，虚拟经济发展并不是基于实体经济，而是由于投机心理及虚拟资本独立的运动规律造成的，出现金融资产价格、不动产价格脱离生产力发展水平的虚假上涨，使经济呈现虚假繁荣景象。美国次贷危机的破坏性警告我们，经济泡沫破灭对社会再生产各个环节均造成不利影响从而对实体经济造成重大破坏。为保证实体经济的健康稳定发展，就需要加强对泡沫经济的形成和发展进行约束，对促进经济泡沫成长的各种投机活动进行监督和控制。

第二，深化市场经济建设，构建实体经济与虚拟经济的双向促进机制，促进实体经济与虚拟经济和谐发展。我国实体经济与虚拟经济之所以出现背离，关键在于我国市场经济建设及经济转轨过程中各部门政策缺乏协调导致各市场的政策分割，各市场的发展更多地体现自身特征，缺乏彼此市场的沟通、协调与相互促进。实体经济发展过程中应注重经济结构的升级与科技含量的提高，为虚拟经济发展提供健康的基础。促进虚拟经济健康发展，通过虚拟经济的溢出机制为实体经济提供支撑。同时，应认识到虚拟经济过度发展造成泡沫经济所具有的破坏力，采取有效措施保持虚拟经济发展的度，促进虚拟经济与实体经济形成和谐、良性的关系。

第三，利用实体经济与虚拟经济之间的背离，加速解决中国实体经济与虚拟经济中的问题。虽然我国经济建设取得了巨大成就，但实体经济在发展过程中仍然出现了很多矛盾，如资源枯竭、环境污染、国民福利降低、贸易摩擦加剧、比较优势丧失及经济结构落后等。同样，虚拟经济也存在投机严重、比例失调等问题。这些问题如得不到有效解决，将对我国经济的可持续发展带来威胁。因此，应充分利用我国实体经济与虚拟经济存在背离的这一时期，加速解决实体经济与虚拟经济中的问题，从而减少调节过程的负面冲击和降低市场调节成本。

参考文献：

杜厚文，2003：“虚拟经济与实体经济关系中的几个问题”，《世界经济》，2003，7：74—79。
胡延平，2008：“货币流视角下的虚拟经济与实体经济关系”，《改革与战略》，2008，4：52—54。
李晓西，2000：“虚拟经济、泡沫经济与实体经济”，《财贸经济》，2000，6：5—11。
刘金全，2004：“虚拟经济与实体经济之间关联性的计量检验”，《中国社会科学》，2004，4：80—90。
王千，2007：“虚拟经济与实体经济的非对称性影响”，《开放导报》，2007，4：47—50。

（责任编辑：刘承礼）