

# 中美经济“脱钩”还是“挂钩”<sup>\*</sup>

方毅 王雄威 桂鹏

**内容提要：**本文采用多元 GARCH 模型，从实体经济和虚拟经济实证研究中中美经济关联性。我们发现，中美实体经济既“挂钩”，又“脱钩”。一方面，从总体趋势看，两国实体经济的关联越来越紧密；另一方面，两国实体经济并不总是那么紧密，经济运行的风险会促使两国加深两国经济的联系。在投资、物价、贸易、就业等方面，出口是导致中美两国实体经济出现“挂钩”趋势的主要因素。中美虚拟经济方面不仅没有“脱钩”，而且从长期看越来越紧密的趋势明显。

**关键词：**脱钩 挂钩 多元 GARCH

**中图分类号：**F831

**文献标识码：**A

## 引 言

改革开放 30 多年来，我国经济以每年不低于 8% 的速度迅猛发展，经济地位不断提升。2007 年金融危机的爆发使得世界经济受到巨大冲击。近几年，以美国为首的西方发达国家经济出现了严重的衰退。反观中国经济，在经进出口突然锐减等众多不利外部因素的冲击下，GDP 在 2008 年依然保持着 9% 的增长，并且在受到经济危机进一步严重影响下的 2009 年，GDP 依然保持了 8% 的增长速度。对于中国经济与美国经济这种巨大的反差，在国际上再次掀起了中美经济脱钩（decoupling）论的新浪潮。2008 年 2 月，美联储前主席格林斯潘指出，美国经济与全球脱钩是一个“长期论题”。2009 年 5 月的《经济学家》则刊文指出，新兴经济体由于具有强劲的国内市场以及审慎的宏观经济政策，已具有应对美国经济衰退的韧性。高盛经济学家同样认为，包括中国在内的亚洲新兴经济体将不受美国次贷危机的影响而独善其身。达沃斯世界经济论坛更是将 2008 年的论

题定为“世界是否与美国脱钩”。这种理论一经抛出就引发了国内外学者的关注和怀疑。大家普遍认为，美国经济的疲软将击垮新兴国家的经济。总之，全球金融危机发生以来，有关世界经济，特别是中国经济是否与美国脱钩的看法众说纷纭，莫衷一是。

中国经济与世界经济联系似乎时而紧密，时而疏远，这种联系是否表现出规律？尤其是中国成为世界第二大经济体，在经历次贷危机后，中美两国的实体经济及虚拟经济方面的联系究竟如何？经济风险与经济关联存在联系么？诸如此类的问题的研究，不仅可以为我们揭示中美这两个世界经济巨人之间的关联关系，揭示经济风险的传播渠道和冲击效果，还能为各国进行经济危机管理，制定应对经济风险的策略提供政策依据。本文就以上问题，针对实体经济和虚拟经济两个方面，采用多个经济指标，实证研究中美经济的关联性，并提出相应的政策建议。

## 一、文献回顾

不同国家间实体经济的关联性研究，主要

**作者简介：**方毅，吉林大学商学院讲师；王雄威，吉林大学商学院数量经济学专业博士研究生；桂鹏，中央财经大学商学院企业管理专业博士研究生。

<sup>\*</sup> 本研究得到国家社科基金项目（07BJY020）、教育部重点研究基地重大项目（06JJD790013）资助。

是基于 Backus 等 (1992) 的“国际实际经济周期理论”(I-RBC)。该理论认为,在开放经济条件下,国际贸易和国际投资导致不同国家间产出发生间接联系,经济周期跨国联动是由于技术冲击引起资本和商品的跨国流动发生变化,进而导致不同国家产出出现相继调整的结果。Gerlach (1988) 认为,当各国经济变量具有良好相关性,并表现出时间序列运动的高度同步性时,一些因素冲击扰动造成的经济波动将通过国际传导途径迅速传递到各国,各国经济呈现出同步扩张、收缩以及再扩张和再收缩运动。Sherman and Kolk (1996) 具体指出国际经济周期传递的渠道主要是国际金融体系、国际贸易和资本流动,而国际贸易是其中最主要的因素。贸易、投资和金融一体化程度的提高将导致经济周期更容易在各国间传导。Jansen and Stokamn (2004) 指出,1995 年以前并没有明显的证据表明投资关系与两国经济周期的联动性有关,而贸易关系一直是两国经济周期联动性的重要原因。Artis 等 (1997)、Wynne and Koo (2000) 在研究西方七国集团和欧盟国家间实体经济的周期联动性时,采用了包括 GDP、就业水平和价格水平等多个宏观经济指标。

可见,就实体经济而言,随着世界经济开放程度的加深,不同国家经济间的联动有着内在的必然性。随着中国对外开放的深入,经贸关系的迅速加强和拓展,中国与美国实体经济的“脱钩”,就让人难以理解,但是经济增长“脱钩”的事实,又让我们不得不提出疑问。

Soydemir (2000) 研究 1988~1994 年包括美国、欧洲和拉美国家股票市场间的传导机制,发现基本面因素是市场共同变化的决定力量。Barberis and Shleifer (2003) 建立前瞻模型,从投资风格理解传染,指出如果不同资产在投资者心目中形成同一种风格,资金在风格层次上的转移会形成市场共同运动趋势,这意味着即使一个市场的变化与基本面因素完全无关,也会引起其它市场共同变动。Rijckeghem and Weder (1999) 认为,“风险传染”的发生是由于投资者情绪变化引起的,如果一个市场相对较弱,对其他市场的冲击将会引起投资者的羊群效应,从而对这个市场产生类似预期。

可见,就虚拟经济而言,股票市场的联动可以由基本面因素、非基本面因素决定。由于基本面因素短期突然变化的可能性较小,非基本面因素更容易为投机者所利用,改变投资者预期,形成意料之外的冲击。显然这两种因素,在长期和短期对于市场间关联关系的影响是不同的,非基本面因素在短期可能将单一市场风险传染到其它市场,而且使得局部风险突然放大,为金融和经济危机的形成推波助澜,对经济系统造成难以估量的破坏。中美实体经济是否“脱钩”在股票市场必然有所反映,而且在长期与短期的响应方式如何,需进一步深入研究。

以前,人们往往仅从经济理论和经验事实来分析探讨经济脱钩与经济再挂钩理论,但是系统分析中美实体经济和虚拟经济关联性的长期与短期变化,分析中美经济风险与关联性关系的研究较少。本文采用多元 GARCH 模型,分别对中美实体经济和虚拟经济的相关系数进行研究,以揭示两国经济关联性的时变特征,刻画经济关联性的长期与短期变化,进而揭示经济风险与经济关联的一些规律,讨论金融危机爆发后中美经济是否出现了经济脱钩或者经济再挂钩。

## 二、DCC-MGARCH 模型及数据选取

Bollerslev (1990) 提出了常数条件相关 GARCH (CCC-GARCH) 模型,为分析多变量金融时间序列提出了新思路。Engle (2002) 引入了适应性的协方差结构将常相关系数衍变为时变相关系数,进而提出了 DCC-GARCH 模型,这一模型不仅能很好刻画变量间的时变相关关系,而且能很好捕捉不同市场的时变波动,进而反映出市场风险与市场相关性的关系。同时,由于中美经济无论在实体经济还是在虚拟经济方面可能存在着负向冲击所带来的影响均远远大于正向冲击所带来的影响的非对称性。

基于数据生成的特征与结构,本文在 Nelson (1991) 提出的反映冲击非对称的 EGARCH 模型基础上,选用 DCC-ARMA-EGARCH 模型(该模型为 DCC-MGARCH 模型的一种特殊形式)

进行研究。模型分为三部分：第一部分为均值方程，第二部分为向量 GARCH 方程式，即模型内部向量残差与条件方差之间的关系，最后一部分则对时变相关系数进行分析。我们以如下 6 个式子定义这一 K 维 DCC-ARMA (m, n) - EGARCH (p, q) 模型：

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \Phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^n \Psi_j \varepsilon_{t-j}, \quad \varepsilon_t = D_t z_t \quad (1)$$

式 (1) 即为均值方程。其中， $Y_t$  为一个  $K \times 1$  维的向量， $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_k)'$  为  $K \times 1$  维的截距向量， $\Phi_i = \text{diag}(\phi_{i1}, \dots, \phi_{ik})$ 、 $\Psi_i = \text{diag}(\psi_{i1}, \dots, \psi_{ik})$ 、 $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{t1}}, \dots, \sqrt{h_{tk}})$  均为对角矩阵， $h_{it}$  是  $\varepsilon_{it}$  的条件标准差，且  $h_{it}$  矩阵中的各个元素均为正数。

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + [1 - \beta_i(L)]^{-1} [1 + \alpha_i(L)] g(z_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$g(z_{it}) = \gamma_{i1} z_{it} + \gamma_{i2} (|z_{it}| - E|z_{it}|) \quad (3)$$

式 (2) (3) 即为向量 GARCH 方程式。在模型中  $\gamma_{i1}$  值决定了模型的非对称性，若  $\gamma_{i1} < 0$  则表明在波动大小相同时，条件方差在负波动下的增幅大于正波动下的增幅，即一个负向的冲击将较一个正向冲击来说会带来更大的波动，反之亦然，这体现了序列波动对于不同信息冲击的非对称性，也就是所谓“杠杆效应”。根据 Engle (2002) 关于多变量时间序列模型相关系数的研究，对于时变系数矩阵而言：

$$E[\varepsilon_t | I_{t-1}] = 0, E[\varepsilon_t \varepsilon_t' | I_{t-1}] = \begin{cases} h_{it} & i=j \\ h_{i,t}^{1/2} h_{j,t}^{1/2} \rho_{ij,t} & i \neq j \end{cases} \quad (4)$$

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{ij} + \theta(\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) + \tau(q_{i,j,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) \quad (5)$$

其中， $I_t$  为时刻  $t$  上的信息集，并且  $H_t = D_t R_t D_t$ ， $\rho_{i,j,t} = q_{i,j,t} / \sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}} = [R_t]_{i,j}$ ， $\bar{\rho}_{i,j} = E(\varepsilon_i \varepsilon_j)$ ， $\bar{\rho}_{i,j} = 1$ 。这里  $\rho_{i,j,t}$  为变量间的时变相关系数，当  $\rho_{i,j,t} = 0$ ，表明变量在  $t$  时刻不存在相关性； $\rho_{i,j,t} > 0$  表明变量在  $t$  时刻正关性； $\rho_{i,j,t} < 0$  表明变量在  $t$  时刻负关性。时变相关系数的矩阵形式为：

$$\begin{cases} Q_t = S(1 - \theta - \tau) + \theta \varepsilon_{t-1}^2 + \tau Q_{t-1} \\ R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1} \end{cases} \quad (6)$$

式 (4) (5) (6) 表示了时变相关系数的关系。其中， $S = T^{-1} \sum \varepsilon_t^2$ ，为标准化残差的无条件方差矩阵， $Q^*$  为  $Q_t$  对角线上元素组成的矩阵。参数  $\theta$  和  $\tau$  不为 0，则表明变量间的相关关系具有时变性，前期非预期冲击和前期相关性的大小，

会影响后期变量间相关性的大小，否则变量间的相关关系不具有时变性。

如果模型设定正确，则  $\hat{\varepsilon}_t / \sqrt{\hat{h}_t}$  和  $\hat{\varepsilon}_t^2 / \hat{h}_t$  都应该不相关，不存在 ARCH 效应，这里采用 Ljung-Box Q 统计量对他们进行检验，从而判断模型设定是否错误。同时，如果相关系数具有时变特征，那么假设  $\theta=0$  且  $\tau=0$  就不成立。这里利用  $\chi^2$  统计量加以检验。

### 三、实证检验

对于实体经济，考虑到我国全方位的开放国门以及进行深入改革是在 1992 年邓小平同志南巡讲话之后，加之前期中国经济数据的缺失，为此，采用 1992 年第一季度至 2009 年第三季度的季度数据加以实证分析，研究指标包括 GDP、固定资产投资、城镇就业、CPI、进口、出口等。这里的 GDP、固定资产投资、进口、出口都是采用相应价格平减后的实际值。考虑到时间序列数据的平稳性要求以及季节因素，这里均采用各个指标同比增长率的一阶差分序列进行研究，这些序列均为平稳序列。

对于虚拟经济，由于股票市场交易者众多，能及时迅速反应信息，其涨跌反映了实体经济的基本面信息，将股票市场指数作为虚拟经济的代表较为合理。考虑到涨停板限制的差异，以及深圳和上海两个股票交易所，我们采用中信 A 股综合指数来度量我国虚拟经济的发展情况，并利用 GRSP ALL Share 指数来度量美国虚拟经济，数据为 1997 年 1 月 2 日至 2009 年 8 月 31 日的日收益率。

我们采用不同的 DCC-ARMA (m, n) - EGARCH (p, q) 模型分别对实体经济和虚拟经济的 7 个指标进行拟合，并且通过 AIC 信息准则和诊断检验确定各个指标的最终模型形式。在这些指标中，固定资产投资、城镇就业、CPI 并不具有明显的动态相关性，而且采用常数条件相关 CCC-GARCH 模型也未发现显著相关性。但是，GDP、进口、出口、股票指数等具有显著动态相关性，对这些指标分别采用 DCC-ARMA(4,0)-EGARCH(1,1), DCC-ARMA

表 1 中美经济的关联性

		GDP		进口		出口		股票指数	
		中国	美国	中国	美国	中国	美国	中国	美国
参数估计	$\mu$	0.003 (0.119)	0.000 (0.063)	0.326 (1.220)	-0.214*** (0.019)	-0.289*** (0.008)	0.015 (0.011)	-0.028 (0.333)	0.030** (0.012)
	$\phi_1$	-0.301 (0.224)	0.152 (0.104)	-0.547*** (0.165)	1.431*** (0.008)	0.224*** (0.004)	0.247*** (0.015)	0.093 (0.350)	1.252*** (0.013)
	$\phi_2$	-0.187* (0.098)	0.016 (0.095)	-0.171 (0.234)	-0.856*** (0.019)	0.129*** (0.003)	-0.065*** (0.011)	-0.174 (0.300)	-0.661*** (0.091)
	$\phi_3$	-0.247* (0.132)	-0.105 (0.085)			-0.101*** (0.007)	0.050** (0.025)	0.051** (0.025)	0.022* (0.012)
	$\phi_4$	0.068 (0.177)	-0.267** (0.101)			-0.211*** (0.007)	-0.486*** (0.019)	0.022 (0.023)	-0.045*** (0.008)
	$\Psi_1$			0.3536*** (0.125)	-0.587*** (0.010)			-0.075 (0.351)	-1.261*** (0.013)
	$\Psi_2$							0.170 (0.295)	0.658*** (0.095)
	$\omega$	-0.042 (0.214)	-1.178*** (0.234)	4.101*** (0.183)	1.116*** (0.243)	3.876*** (0.291)	1.905*** (0.202)	1.624*** (0.268)	0.482*** (0.173)
	$\alpha_1$	0.863* (0.458)	1.457* (0.830)	12.923 (10.857)	0.587 (0.459)	0.652** (0.267)	0.488 (0.700)	-0.086 (0.185)	0.265 (0.598)
	$\beta_1$	-0.637* (0.317)	0.317 (0.218)					0.978*** (0.007)	0.981*** (0.006)
	$\gamma_1$	-0.246 (0.224)	-0.330* (0.187)	-0.011 (0.020)	-0.212 (0.212)	-0.351*** (0.104)	-0.233 (0.151)	-0.034** (0.017)	-0.083** (0.042)
	$\gamma_2$	0.483 (0.533)	0.182 (0.207)	0.018 (0.048)	0.823*** (0.273)	0.737*** (0.167)	0.298 (0.591)	0.256*** (0.045)	0.097*** (0.027)
	$\theta$		0.062 (0.120)		0.311*** (0.111)		0.021 (0.058)		0.002* (0.001)
$\tau$		0.877*** (0.149)		0.466** (0.185)		0.902*** (0.056)		0.998*** (0.002)	
相关性 检验	Q (5)	1.487	2.076	4.882	10.140*	3.971	7.588	1.984	6.209
	Q (10)	3.215	8.709	6.761	14.013	8.323	12.839	10.934	7.591
	Q (20)	12.664	20.872	17.288	23.841	15.962	18.117	16.910	15.996
相关性 检验	Q (5)	3.807	2.863	7.329	8.566	0.184	4.414	2.602	7.550
	Q (10)	9.954	4.236	12.894	15.845	4.474	9.356	3.124	12.337
	Q (20)	20.841	17.238	19.831	24.829	10.443	15.099	4.594	20.843
检验	$\chi^2$	119.483***		22.878***		275.481***		2516960***	

注：参数估计部分括号内表示的是估计标准差；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

(2,1)-EGARCH (0,1),DCC-ARMA (4,0)-EGARCH (0,1),DCC-ARMA (4,2)-EGARCH (1,1)模型拟合。中国的相关数据取自于中经网,美国的相关数据取自于 ECONSTATS 网站。

结果如表 1 所示,模型关键参数显著,且基本能通过设定检验。其中,  $\gamma_1$  均小于零,且对于美国 GDP、中国出口、中美两国股票指数显著,表明存在冲击的非对称性,即相对于正

向冲击,负向冲击会对美国 GDP、中国出口、中美两国股票指数造成更大波动; $\hat{\varepsilon}/\sqrt{\hat{h}}$  和  $\hat{\varepsilon}^2/\hat{h}$  的 Q 统计量中,仅美国进口  $\hat{\varepsilon}/\sqrt{\hat{h}}$  的 Q (5) 统计量在 10%的水平下显著,但在 5%和 1%的水平下均不显著,而且其余 Q 统计量均不显著,可见标准化残差基本不存在 GARCH 效应; $\chi^2$  统计量显著,  $\theta=\tau=0$  的假设被拒绝,表明相关

系数具有动态性特征，即前期非预期冲击和前期相关性的影响大小会影响后期变量间的相关性。因此，可采用时变相关波动模型分别拟合中美两国 GDP、进口、出口和股票指数。

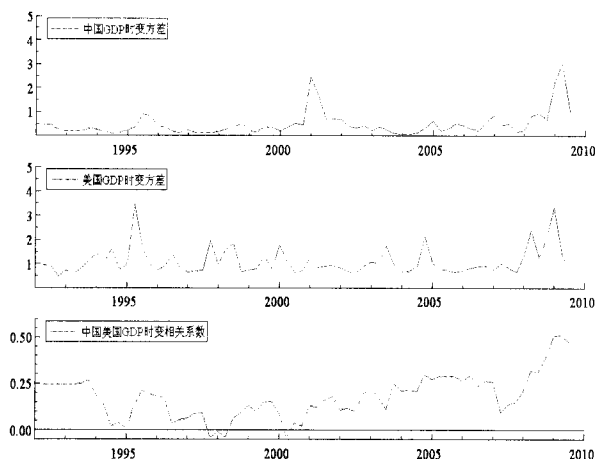


图1 中美 GDP 的联动关系

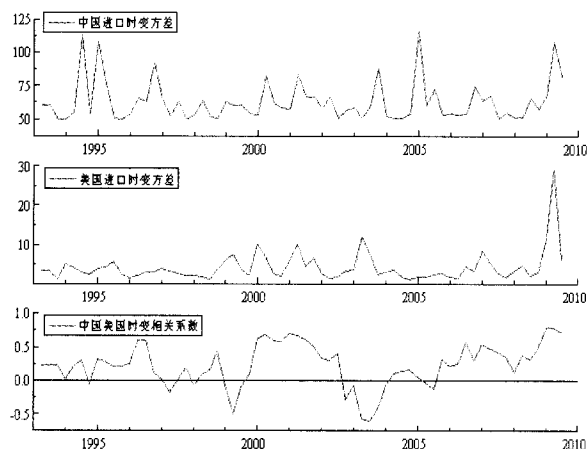


图2 中美进口的联动关系

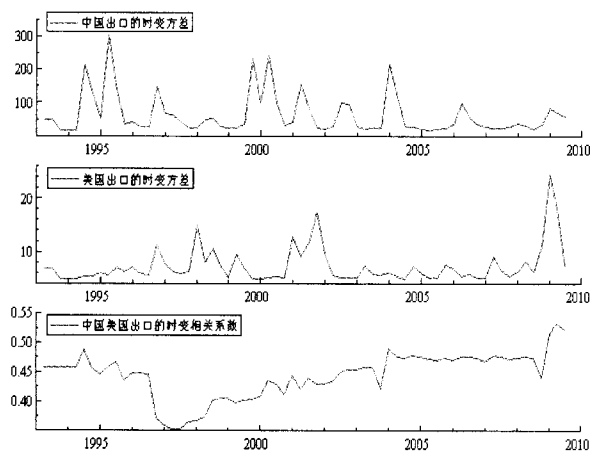


图3 中美出口的联动关系

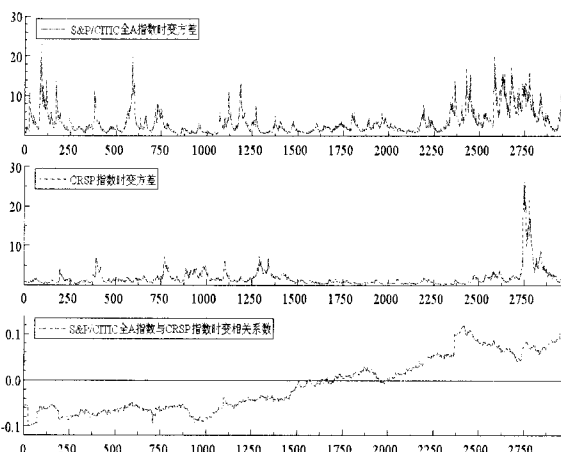


图4 中美股票指数的联动关系

为了清晰刻画两国经济的关联性，以及其与经济风险的关系，在图 1、图 2、图 3 和图 4 中分别给出了中美两国 GDP、进口、出口、股票指数的时变相关系数与时变方差的变动轨迹。

从图 1 中的 GDP 时变相关系数可以看出，在 GDP 方面，中国与美国的 GDP 关联性并不总是十分紧密，呈现出时而紧密，时而疏远的时变特征，但是随着时间推移其相关系数在总体趋势上不断增加。而且，从风险的角度看，中美 GDP 关联性具有“先抑后扬”的特点，即经济大幅波动之前两国 GDP 关联性逐渐降低，而出现大幅波动之后，关联性逐渐提高。往往是在经历其中一个国家 GDP 出现巨大波动之后，经济关联性得到强化，而且较大规模冲击发生之后会将相关性提升到一个新的水平。比如 1995 年美国 GDP 经历滑坡到转好，在前期对高技术产业年复一年的巨额投资开始获得回报，信息技术及网络化得到大发展，经济大幅波动，从此进入了“新经济”。中美 GDP 的关联性在此之前不断下降，而在此之后，我国成功实现经济增长软着陆，中美 GDP 的相关关系开始得到增强。同样，在中国经历了 1997 年东南亚金融危机、1998 年特大洪水之后，2001 年 GDP 陡然走出缓慢增长，并出现大幅波动，中美 GDP 关联性也同样是出现了“先抑后扬”的现象。2008 年美国出现了席卷全球的次贷危机前后，也出现了中美 GDP 关联性的“先抑后扬”，在危机爆发之前，中美 GDP 的关联性有一定的下降，但随着金融危机的不断深入，我

们发现中美 GDP 的关联度不断增大，且提升幅度大于以往任何一次。

从图 2 中的进口时变相关系数可以看出，在进口方面，关联性并不总是十分紧密，也是呈现出时而紧密时而疏远的时变特征。虽然这种时变相关性并未表现出与两国进口波动以及 GDP 波动存在必然联系，但是在此次金融危机后相关性明显增大，2009 年达到了 0.925 的历史最高水平。

从图 3 中的出口时变相关系数可以看出，在出口方面，关联性总是十分紧密，始终在 0.35 以上，前期经历了一段时期下滑，并在 1997 年探至谷底，但随后逐渐提升，上升趋势明显，2009 年始终保持在 0.5 以上的高水平。而且，中美出口关联性往往会在一国出口出现大幅波动后得以加强提高。

从图 4 中的股票指数时变相关系数可以看出，在股票指数方面，并没有出现所谓的“脱钩”现象。相反，相关性由最初的负向相关逐渐变为正向相关。其相关系数在整体趋势上不断增大，而短时间出现的下降阶段主要集中在 2007 年 1 月到 2008 年 7 月，之后又不断提高。

显然，本文在实体经济方面的实证研究，既支持中美经济“挂钩”，又不排斥中美经济“脱钩”。

第一，就体现实体经济总体指标的 GDP 而言，一方面，从总体趋势看，在 2001 年中国加入世贸组织（WTO）之后中美实体经济的相关性水平有所提高，这体现了中美经济的“挂钩”；另一方面，中美 GDP 并不总是“挂钩”，有时也“脱钩”。中美两国经济的发展阶段不同，美国是完全市场经济的发达国家，中国是处于经济转轨的发展中国家，两国经济的发展具有各自的特征和轨迹，尤其在本国经济平稳发展时，经济增长的独立性较为明显。然而，当某一国经济出现大幅波动时，由于经济全球化程度的加深，这种波动，强化了国家间的经济关联性。经济危机发生之后，中美任何一个国家试图独善其身都是不切实际的。

第二，固定资产投资、就业、CPI 等指标

从未“挂钩”。美国作为市场经济国家，这些指标都表现出与 GDP 之间具有强顺周期同步关系 (Stock and Waton, 1998)。中国经济仍处于由计划经济向市场经济转轨期间，在政府主导的强制性制度变迁过程中，政府与国有企业对经济的影响很大；中国国有企业比重大，政府主导下的反周期投资行为不容忽视；经济扩张过程中，国有企业转制裁员，经济放缓过程中，国有企业招工缓解社会矛盾；政府对部分商品仍然存在明显的价格管制，例如成品油、部分农产品等等。而且，由于两国 GDP 本身就具有不同的波动轨迹，因此以上实体经济指标的相关性就会表现得更加不明显。

第三，进口、出口等贸易指标明显“挂钩”。而且，出口的时变相关与 GDP 的时变相关表现出高度一致性。进口作为国内需求在对外贸易中的体现，虽然近年相关性高，但从长期看，时而紧密时而疏远，也并未表现出明显趋势性。出口作为国外需求在对外贸易中的体现，至始至终都表现出较高相关性，而且具有显著增长趋势；同时，对比之后，不难发现，出口相关性的时变路径与 GDP 相关性的时变路径基本一致。

可见，在本文研究中美经济实体相关性的投资、物价、贸易、就业等等众多指标中只有出口与体现实体经济总产出的 GDP 表现出类似的特征，可以认为，两国之间出口的高度相关性是导致中美实体经济越来越紧密“挂钩”的重要原因。随着国际贸易的发展，中美贸易早已跳出传统制成品交换水平上的分工阶段，而是处于把生产过程分解在地理上不相连的若干阶段的“全球生产分享”。在全球生产网络中，商品贸易和服务贸易的区别越来越模糊，中间产品贸易和最终产品贸易使得国家间的贸易与投资联系越来越紧密。

在虚拟经济方面，本文对中国与美国的关联性的实证研究，发现明显的“挂钩”趋势。这种趋势在一定程度上反映了中美实体经济日益紧密的关系。例如，实体经济的关联，甚至会导致中美两国货币政策的非独立性，次贷危机导致两国不约而同地实行宽松货币政策，会推动两国股票市场整体的同步上涨。而且，中

国加入 WTO，加快了我国资本市场对外开放改革，加快了我国融入世界资本市场的步伐。合格境外机构投资者（QFII）、合格境内机构投资者（QDII）使得外国投资者能投资中国股市，中国投资者能投资国外股市。美国是世界第一大经济体，它的一举一动自然是投资者不可忽视的重要信息。同时，中国已经成为世界经济增长主要引擎之一，就使得中国的信息成为了投资者投资决策的重要依据。这种投资者的相互渗透，信息的相互渗透，自然会使得两国虚拟经济联系愈来愈紧密。在这种情况下，非基本面因素下的“风格”影响、羊群效应都会加深两国虚拟经济的关联性。

#### 四、进一步的分析与结论

综上所述，就中美经济的关联性有如下结论。

1. 运用多变量指数 GARCH 模型能较好拟合中美 GDP、出口、进口、股票指数等指标各自的增长与波动情况以及相互关联关系。从模型估计结果来看，它们的波动大都呈现出强烈的非对称性；两国实体经济和虚拟经济具有关联性，而且这种关联性呈现出显著的时变特征。

2. 中美实体经济的 GDP 既“挂钩”，又“脱钩”。一方面，从长期趋势而言，两国实体经济的关联越来越紧密；另一方面，短期内两国实体经济并不总那么紧密，而是在经济大幅波动的前后呈现出“先抑后扬”的特征，这既表现出不同国家经济发展的独立性，也反映出两国经济在经济全球化背景下，尤其是在危机下，国家间的唇齿相依。我们不能简单地认为两国经济“挂钩”或“脱钩”。

3. 在投资、物价、贸易、就业等方面，出口是导致实体经济出现“挂钩”趋势的最主要因素。

4. 中美虚拟经济方面不仅短期没有“脱钩”，而且，从长期看，越来越紧密的趋势明显。可见，中美经济虽然在某些情况下会出现

“脱钩”，但是总体而言，无论是实体经济，还是虚拟经济“挂钩”是趋势；而且，经济运行的风险会促使两国经济联系越来越紧密。

随着国家间贸易的不断发展，“全球生产分享”成为当今世界贸易的主要模式，世界经济波动形成的冲击会通过贸易形式，经由全球生产网络加以传导。中美两国凭借各自在整个生产过程中的某一个工序或环节所具备的相对成本优势和其他相关经济禀赋优势进行专业化生产，在全球生产网络中具有较高的互补性<sup>①</sup>，正是这种互补性形成了在世界经济冲击下中美两国国经济的“一损俱损”。随着全球化下国与国专业化分工的深化，一国对于全球生产网络的依赖性会不断强化，这种强化作用自然会使得国家对于外部冲击的反应更为敏感强烈。因此，贸易层面上，生产的互补性和专业化分工的深化是形成中美实体经济联系越来越紧密的重要原因。

另外，虚拟经济是对实体经济基本因素的反映，同时虚拟经济对实体经济具有反馈作用，由于两国实体经济与虚拟经济存在“挂钩”趋势，任何一个国家的实体经济或者虚拟经济的大风险，都会经由国家间贸易、金融等渠道传染，甚至在不同国家经济关联作用和不同形式经济反馈作用下，不断强化扩散，甚至形成“蝴蝶效应”，偏安一隅只是一厢情愿。以中国为例，随着美国虚拟经济受到次贷危机和金融机构倒闭的影响开始一路狂泻，其实体经济也受到剧烈冲击。这使得中国出口业受到巨大的打击，沿海大量工厂纷纷停业，我国经济增长也受到该次危机的牵连，股市也陷入长时间持续下跌。次贷危机爆发之后的数月里，人们逐渐发现，无论是政府官员还是经济学家对这次危机的严重性普遍估计不足，这也可能是危机连续升级的原因之一。此后，世界各国开始加强了相互合作和沟通。在各国政府和组织机构的调控之下，世界经济开始逐渐复苏。在这个阶段世界经济的联系也得开始逐渐紧密，无论虚拟经济还是实体经济的相关系数也开始逐渐增大。

<sup>①</sup>Athukorala and Yamashita (2008) 认为，在纵向一体化产业的全球生产网络中，美国集中于技术与资本密集型行业，主要提供知识服务和信息技术服务，而中国不成比例地集中于劳动密集型行业，处于最终组装阶段。

因此，中美经济的关联性注定了两国经济发展需要“共苦”，其中任何一方除了要关注本国经济发展，还必须对它国经济发展予以密切关注，尤其是经济发展中可能出现的重大危机，

需要建立两国共同应对经济巨大波动的风险管理机制。

(责任编辑：刘墨海)

### 参考文献：

- [1] Artis, M.J., Kontolemis, Z.G. and D.R. Osborn. Business Cycles for G7 and European Countries [J]. *Journal of Business*, 1997, 70, 249~279.
- [2] Backus, D.K.; P.J. Kehoe, P.J. Kehoe, and F.E. Kydland. International Real Business Cycles [J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100, 745~775.
- [3] Barberos, N. and A. Shleifer. Style Investing [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68, 161~199.
- [4] Bollerslev, T. Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1990, 72, 498~505.
- [5] Engle, R.F. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20, 339~350.
- [6] Gerlach, S. World Business Cycles under Fixed and Flexible Exchange Rates [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1988, 20, 621~632.
- [7] Jansen, W.J., and Stokman, Ad C.J. Foreign Direct Investment and International Business Cycle Comovement [R]. ECB Working Paper, 2004, No. 401.
- [8] Nelson, D.B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach [J]. *Econometrica*, 1991, 59, 347~370.
- [9] Rijckeghem, C. and B. Weder. gion: Finance or Trade[R]. 1999, 99/146.
- [10] Sherman, H.J. and D.X. Kolk. Business Cycles and Forecasting [M]. Harper Collins College Publishers: New York, 1996.
- [11] Soydemir, G. International Transmission Mechanism of Stock Market Movements: Evidence from Emerging Equity Markets [J]. *Journal of Forecasting*, 2000, 19, 149~176.
- [12] Stock, J.H., and M.W. Watson. Business Cycle Fluctuations In U. S. Macroeconomic Time Series [R]. NBER Working Paper Series, 1998, 6528.
- [13] Wong, H. and W. K. Li. On a Multivariate Conditional Heteroscedastic Model [J]. *Biometrika*, 1997, 84, 111~123.
- [14] Wynne, M.A. and J. Koo. Business Cycle under Monetary Union: A Comparison of the EU and US [J]. *Economica*, 2000, 67, 347~374.
- [15] Athukorala, P. and N. Yamashita. Global Production Sharing and US-China Trade Relatios[R]. Australian National University Working Paper, 2008.

**Abstract:** The paper adopts Multivariate GARCH model to study the correlations between the Chinese economy and the US economy. It investigates not only the real economy, but also the virtual economy. We find that the real economies of China and the US are both coupled with and decoupling from each other. Firstly, in view of the general trend, the two countries are increasingly associated with each other in real economy. Secondly, the two economies are not always so close, and sometimes it is the risks faced by both economies that help tighten the relations between the two. Export is the most important factor resulting in the trend of coupling between the real economies in the two countries. It also can be found that the virtual economies of China and the US are not decoupling from each other either. Instead, there is an increasingly apparent trend for the two to get closer in a long run.

**Keywords:** Decoupling; Coupling; Multivariate GARCH