

外国股票市场与宏观经济信息公告对澳大利亚金融市场的影响

Sangbae Kim 和 Francis In 著 孔祥平 译

原载:《环太平洋金融杂志》2002年10月号

摘 要:本文调查了世界主要股票市场(美国、英国和日本)和澳大利亚本国以及美国的宏观经济信息公告对澳大利亚金融市场的影响。本文还使用双变量 GJR - GARCH 模型(由 Glosten、Jagannathan 和 Runkle 于 1989、1993 年提出的广义自回归条件异方差性模型)研究了澳大利亚期货市场和股票市场之间的互动作用。我们的结论显示,这三个主要的外国股票市场(美国、英国和日本)对澳大利亚期货市场和股票市场有着显著的影响;一些美国和澳大利亚的宏观经济信息也会对澳大利亚金融市场的一阶矩和二阶矩产生显著的影响。统计数据进一步证实澳大利亚期货市场领先于澳大利亚股票市场。

关键词:关键词:宏观经济信息公告、外国股票市场的影响、澳大利亚金融市场、金融市场关联

一、引 言

在迅速扩张的全球金融体系中,金融市场一体化使得金融市场的参与者、管理者和学术研究者研究金融市场之间不稳定性的关联程度的工作显得更为重要了。目前投资者和政策制订者的首要考虑就是更清楚地理解跨市场的相互关联和相互作用的特性。所以,对市场之间相互影响的进一步了解在决定价格、套期保值和制订管理政策时是很重要的。目前对不稳定性关联和跨市场关联的研究文献很多。其中最近的相关研究包括:Hamao 等人 1990 年的研究、Bae 和 Karolyi 1994 年的研究、Lin 等人 1994 年的研究、Martikainen 和 Puttonen 1992 年的研究以及 In 等人 2001 年的研究等。

对澳大利亚国内金融市场之间的互动作用研究和跨市场关联研究相对较少。Brailsford 1996 年的报告认为,澳大利亚金融市场的波动会影响新西兰金融市场随之发生的条件性波动。Kim 和 Sheen 于 2000 年研究了美国与澳大利亚的 3 月期国库券和 10 年期政府债券的日时间序列之间的国际关联性。Kim 等人在 2001 年调查了澳大利亚期货市场之间的相互作用。

本文的目的在于研究世界主要股票市场(美国、英国和日本)以及澳大利亚国内和美国的宏观经济信息发布^①对澳大利亚金融市场的影响;本文还对澳大利亚期货市场和股票市场之间的互动作用和波动关联性进行了实证研究。

本文的研究动机是多层次的。首先,通过国际贸易和金融市场的一体化^②,澳大利亚经济

^① 关于宏观经济公告对各种资产价格的条件均值的影响的实证研究很多(其中请参见 Becker 等人 1995 年的研究、Fleming 和 Remolona 1997 年的研究),但是关于宏观经济公告对条件方差的影响的研究却很少。Ederington 和 Lee(1993、1994、1995、1996)创立了关于新闻和宏观经济信息对股票和期货价格的影响的一整套研究程序。例如 Ederington 和 Lee(1993、1995)研究了定期的宏观经济信息公告对利率和外汇期货市场的影响,并且 Ederington 和 Lee(1996)将这种分析扩展到期权市场。他们发现,宏观经济信息公告对金融证券的一阶矩和二阶矩有很大的影响。同样,Ederington 和 Lee(1994)还研究了美元/日元汇率对经济公告的反应。Kim 和 Sheen(2000)和 Frino 和 Hill(2001)分别研究了宏观经济信息公告对澳大利亚债券和期货市场的影响。

^② 例如 Ragunathan(1999)研究了澳大利亚股票市场和国际股票市场是分离的还是融为一体的,研究发现,在放松金融监管之前澳大利亚股票市场是分离于国际股票市场的,但是随着澳大利亚金融监管的放松它就与国际股票市场融为一体了。

和美国经济紧密联系,因此澳大利亚金融市场在环太平洋各金融市场中有着特殊的战略利益,因此,澳大利亚很有可能受美国金融市场各个基本面的变化的影响。其次,我们很有兴趣研究和调查来自美国、英国和日本的冲击,然而,随着金融市场越来越趋向全球化,把来自澳大利亚主要贸易伙伴的冲击考虑在内也是很重要的。第三,相比金融市场我们特别选择了澳大利亚期货市场和股票市场这两个金融市场,因为太平洋地区其他金融市场^①来讲被认为是已经树立起名誉的、开放的小金融市场。检验这些小金融市场如何对国内的冲击和国外的大金融市场的新生量(创新项)做出反应是很重要的。第四,我们有兴趣研究外国市场对澳大利亚金融市场的间接影响。研究从美、英、日三大股票市场向澳大利亚期货市场和股票市场的信息流动可以使我们分析出哪个市场受到的影响更大。如果两个市场是完全有效的,股票市场和期货市场会同时对新信息做出反映。然而,实证研究表明,期货市场比股票市场对新信息做出的反映速度更快(Chan 等人,1991)。

本文对研究的贡献在于通过两个估计步骤^②和使用双变量 GJR - GARCH(1,1)模型来对美、英、日这三个主要的股票市场以及澳大利亚国内的和美国的宏观经济信息公告对澳大利亚金融市场的影响进行实证研究。它还能使我们更多地了解跨市场关联和澳大利亚期货市场和股票市场的相互作用。

使用两个估计步骤的一个原因是,与三个主要的股票市场相比,澳大利亚的股票市场比较小。因此,本文分析了外国股票市场的动态对澳大利亚期货市场和股票市场的影响以及澳大利亚和美国发布的宏观经济信息公告对澳大利亚金融市场的影响。另一个原因和过度参数化这一技术问题有关。在一个多变量框架中,有太多的系数需要估计,因此,我们得出结论:采用两个估计步骤比采用单个估计步骤更适合我们的分析。

我们发现,美、英、日这三个主要的股票市场的动态对澳大利亚期货市场和股票市场有显著的影响。澳大利亚和美国发布的一些宏观经济信息公告对澳大利亚金融市场的一阶矩和二阶矩也有显著的影响。这些数据进一步证实了澳大利亚期货市场领先于澳大利亚股票市场。

本文接下来的几部分内容如下:第二部分考察了一些基本的统计数据,分析了一些诊断性检验结果并阐述了双变量 GJR - GARCH 模型。第三部分对得出的实证结果进行分析。第四部分是总结和结论。

二、初步分析和计量经济模型

我们使用了澳大利亚股票交易所的所有普通股指数和悉尼期货交易所的股票价格指数。我们还使用了美国的标准普尔 500 种股票指数(S&P500)、英国的金融时报 100 种股票指数(FITSE100)和日经 225 种股票指数(NIKEI225)来代表三个主要的外国股票市场。我们的数据

^① Brailsford 和 Faff(1993)确定了澳大利亚股票市场的显著特征,其中的一个显著特征就是,澳大利亚股票交易所相对于美国股票市场而言是一个上市公司数目和单位经济规模都不大的小市场。在最近的一个相关文献中,Ng(2000)研究了金融市场的波动性从美国市场和日本市场向太平洋地区的股票市场(澳大利亚除外)的溢出效应,她发现,从美国市场和日本市场向太平洋地区的很多市场都有显著的溢出效应。

^② 两步骤法在 GARCH 模型中是常见的一种方法(参见 Hamao 等人,1990;Bekaert 和 Harvey,1995)。

是由这三种指数的每日收盘价格^①构成的,数据来自1991年7月1日至2000年12月18日期间的 Datastream 和悉尼期货交易所^②。我们计算每个指数的每日收益率。对于期货指数,为了形成连续的期货合同序列,在期货合同接近到期日时,我们将其转换成新的期货合同。连续的期货合同中包含的到期日至少为7天,因为这一合同的特点就是比随后的合同有更大的流动性。这一过程产生了2404个观察结果。澳大利亚和美国的宏观经济信息变量的定期公告[消费者物价指数(CPI)、国内生产总值(GDP)和就业公告]⁷被用来分析它们对澳大利亚期货和股票市场的日收益以及这两个市场的波动的影响。在抽取样本期间,澳大利亚和美国的信息公开日分别为186天和335天。

表格1的A组汇总了所提取的基本统计数据。在抽取样本期间,除日本市场外,所有的样本均值都为正值,方差幅度最小值为悉尼期货交易所(SFE)的0.190,最大值为日经指数的2.054。除了英国市场和日本市场以外,其他市场的偏斜度都为负值。除日本市场外,其他市场的收益数列的Ljung-Box[以下简称LB(10)]值都处于5%的显著性水平。收益数列的LB(10)值对所有市场的显著性都很高,说明了出现自回归条件异方差的可能性。

表格1 A组:基本统计数据

	期货	股票	美国	英国	日本
均值	0.009	0.031	0.052	0.039	-0.021
方差	0.190	0.668	0.867	0.897	2.054
偏斜度	-0.142	-0.426	-0.373	0.009	0.088
峰态	3.541	5.541	5.772	2.005	2.859
R_t 的 LB(10)值	17.667 (0.014)	17.448 (0.015)	28.799 (0.000)	42.007 (0.000)	9.740 (0.204)
R_t^2 的 LB(10)值	254.616 (0.000)	399.936 (0.000)	351.849 (0.000)	477.369 (0.000)	274.002 (0.000)

B组:相关矩阵

	期货	股票	美国	美国(T-1)	英国	英国(T-1)	日本	日本(T-1)
期货	1.000	0.910	0.112	0.466	0.292	0.282	0.347	-0.007
股票		1.000	0.096	0.504	0.286	0.318	0.338	0.027
美国			1.000	0.015	0.375	0.028	0.086	-0.027
美国(T-1)				1.000	0.300	0.375	0.269	0.087
英国					1.000	0.066	0.257	-0.077
英国(T-1)						1.000	0.187	0.257
日本							1.000	-0.035
日本(T-1)								1.000

括号里面是显著性水平, LB(10)的临界值为:15.99(10%)、18.31(5%)、23.21(1%)。

LB(n)表示,有n个滞后时,分布为 χ^2 、有n个自由度的莱和博克斯(Ljung-Box)统计量。

^① Connolly 和 Wang(2000)在他们的研究中为了避免可能会出现价格失效问题而对当日收益和隔夜收益做了区分,然而,基于当日数据出现的一个问题是,非同步交易对结果可能会产生影响(Brooks等人,1999)。Stoll 和 Whaley(1990)以及 Miller等人(1994)发现,非同步交易对测定收益动态会产生很大的影响。正如 Brooks等人在1999年所做的那样,为了使非同步交易所产生的影响最小化,我们在所有这五个金融市场中都使用每日收益。为了检验非同步交易是否存在,我们进行了 Miller等人(1994)和 Brooks等人(1999)使用过的一种检验。如果非同步交易存在,测定收益将服从滞后投资收益为正系数的一阶自回归过程。检验结果在附录1中列示。

^② 我们感谢 Suk-Joong Kim 为我们提供数据。若需要更详细的数据资料,请参见 Kim 和 Sheen 2000 年的研究。

滞后的美、英股票指数与悉尼期货交易所的股票价格指数或澳大利亚证券交易所(ASX)的所有普通股指数之间的相关系数表明,后者的值比当前的美、英股票指数相对高些,之所以发生这种情况是因为时区之间的差别较大,因此,澳大利亚金融市场将反映美国市场前一个交易日的交易对其产生的影响。正如表格 1 中的 B 组所显示的那样,与澳大利亚证券交易所的所有普通股指数相比,悉尼期货交易所的股票价格指数与同一天的外国股票指数具有更紧密的相关性。这与 Martikainen 和 Puttonen(1992)对芬兰做的研究结果相一致。然而,与悉尼期货交易所的股票价格指数相比,滞后的美国股票指数与澳大利亚证券交易所的所有普通股指数却具有更紧密的相关性。

我们在原始数据和 GARCH(1,1)^① 模型中都使用 Engle 和 Ng(1993)^② 提出的诊断性检验来验证是否存在对过去的新生量(创新项)做出的波动性反应的潜在非对称性。检验结果显示,两个市场(期货市场和股票市场)都有很大的符号偏差、负估量偏差和正估量偏差。从以上的结果我们得出结论:波动的非对称性效应是存在的。为了更简明地考察这两个市场的特性,也为了消除诊断性检验中出现的偏差,我们使用了一个能体现这种非对称性效应的模型。根据上面的结果,我们采用 GARCH(1,1)模型来做这种实证检验^{③④}。双变量 GJR - GARCH 模型的方程式表述如下:

$$R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \beta_{i,3} R_{us,t-1} + \beta_{i,4} R_{uk,t-1} + \beta_{i,5} R_{jp,t-1} \\ + \sum_{k=CPI}^{EM} \beta_{i,k}^{US} NEWS_{k,t-1}^{US} + \sum_{k=CPI}^{EM} \beta_{i,k}^{AU} NEWS_{k,t}^{AU} + \beta_{i,hot} HOL_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $i = 1, 2, k = \text{CPI, GDP}$ 和 $EM = \text{employment announcement}$ (就业公告) (1)

在这个公式中, $R_{i,t}$ 是每日收益率,表示为连续两个交易日收盘指数价格的对数差; $R_{us,t-1}$ 是在 $t-1$ 个交易日时美国市场的收益率; $R_{uk,t-1}$ 是在 $t-1$ 个交易日时英国市场的收益率; $R_{jp,t-1}$ 表示在 $t-1$ 个交易日时日本市场的收益率, $NEWS_{k,t}$ 是每日虚拟变量,该变量在信息公告日为 1,其他时间为 0; HOL_t 是假期虚拟变量,该变量在假期过后的那一天的数值为 1。

从这个等式中,我们可以观察到,在澳大利亚市场与外国股票市场和公共信息公告的影响之间存在一种领先 - 滞后的关系。加入假期虚拟变量后,我们就可以研究假期因素对条件均值和条件方差^⑤ 的影响。

① 下列模型用于诊断性检验, $Z_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- \varepsilon_{t-1} + b_3 S_t^+ \varepsilon_{t-1} + v_t$, 其中 Z_t 为标准化残差; S_t^- (S_t^+) 是一个虚拟变量; 该变量在 ε_{t-1} 为负(正)时为 1, 否则为 0。这些检验包括三个部分: (1) 符号偏差检验、(2) 负估量偏差检验和 (3) 正估量偏差检验。诊断性检验的结果请参见附录 2。

② 赤池弘次信息量准则(AIC 准则)检验被用来确定每个收益序列的时滞长度。检验显示,期货市场的时滞长度为 2, 股票市场的时滞长度为 1。我们得出结论,每个收益序列的时滞长度为 1 是充分的,为了确定 GARCH(p, q) 模型,我们使用 LR 检验单变量模型。我们得出结论, GARCH(1, 1) 是用来解释波动性 d 动态的最合适的模型。

③ 为了检验 GJR - GARCH 模型是否适当,我们在两个金融市场做了相同的检验。对每个市场的检验结果列示在附录 2 的最后一行。在每个条件方差项中合并入负新生量(创新项)会极大地改进 Engle - Ng 的检验统计,即使在期货市场中符号偏差检验的统计结果仍然的很显著的。

④ Brailsford 和 Faff(1993)的研究指出,澳大利亚股票市场适用于 GJR - GARCH(3, 1) 模型。我们发现,为了观察股票市场的条件方差的动态, GJR - GARCH(1, 1) 模型是最适合的。然而,很明显,这两项研究都偏爱 GJR - GARCH 模型。

⑤ 美、英、日股票市场的标准化新生量(创新项)在第一步的估计中已经被提取,有关结果和模型,请参见附录 3。

$$h_{i,t} = a_{i,0} + a_{i,i}h_{i,t-1} + b_{i,i}\epsilon_{i,t-1}^2 + \sum_{j=1}^2 c_{i,j}S_{j,t}\epsilon_{j,t-1}^2 + d_{i,1}Z_{US,t-1} + d_{i,2}Z_{UK,t-1} + d_{i,3}Z_{JP,t-1} + \sum_{k=CPI}^{EM} f_{i,k}^{US} NEWS_{-1}^{US} + \sum_{k=CPI}^{EM} f_{i,k}^{AU} NEWS_{-1}^{AU} f_{i,hol}HOL_t$$

其中 $i, j = 1, 2, k = CPI, GDP$ 和 $EM = \text{employment announcement}$ (2)

当 $i, j = 1, 2$ 且 $i \neq j$ 时, $h_{i,j,t} = \rho_{i,j}(h_{i,t}h_{j,t})^{1/2}$ (3)

在上述等式中, $h_{i,t}$ 是条件方差, $Z_{US,t-1}, Z_{UK,t-1}$ 和 $Z_{JP,t-1}$ 分别是第一步估计步骤中得出的美、英、日三国市场的标准化新生量(创新项)。 $S_{j,t}$ 是一个虚拟变量, 当 $\epsilon_{j,t-1} < 0$ 时, 该变量的值为 1, 在其他情况下, 该变量为 0。

模型的估计值使我们深入观察到了每日价格波动中的时间方差以及股票市场和期货市场波动的相关性。如果 $a_{i,i}$ 和 $b_{i,i}$ 明显为正数, 则波动性冲击就会一直持续下去, 波动持续的程度可以用两个系数的参数和来衡量, 即 $a_{i,i}$ 和 $b_{i,i}$ 。如果系数 $c_{i,j}$ 是显著的, 那么, 负面消息对每个市场波动性的影响就会大于利好消息对市场波动性的影响(杠杆作用)。最后, 我们的分析结果提供了三个外国市场的冲击和宏观经济信息的公告可能会影响澳大利亚期货和股票市场的行情和波动性的证据。如果局外变量的系数显著不为零, 澳大利亚期货和股票市场的一阶矩和二阶矩在外国股票市场出现波动和公告了公共信息之后就会移位。

个别宏观经济信息的公告的影响可以由条件均值和条件方差等式中估计系数的大小和符号来确定。信息对条件方差的影响将取决于每一次信息公告前后起作用的微观结构的力量。也就是说, 之所以在公告了一项宏观经济信息之后会出现较高的价格波动, 其原因是信息公告之后交易量增加了(Kim 和 Sheen, 2000)。此外, 我们把假期虚拟变量包括进来, 以检验在影响条件均值变动和条件方差变动的假期之后若干交易日里所进行的交易的相关信息量出现显著差别的可能性。

在等式(3)中, 我们的模型假设, 随着时间的变化, 收益呈一个常数相关矩阵。假定在正常性条件下, 我们使用 BHHH 算法, 这种算法使用数值导数来最大化对数似然函数。

三、实证结果

为了估计三个外国股票市场和宏观经济信息公告对澳大利亚金融市场的影响程度, 我们评估了双变量 GJR - GARCH 模型。该模型的最大似然估计值在表格 2 中有列示。根据领先 - 滞后关系, 用 $\beta_{1,2}$ 和 $\beta_{2,1}$ 系数来衡量时, 只有 $\beta_{2,1}$ 系数是显著的。这个结果与以前的研究结论是一致的(其中有 Chan 在 1992 年的研究), 这意味着, 期货市场领先于股票市场。在条件方差方面, 期货市场负面新生量(创新项)影响了股票市场的条件方差($c_{2,1}$), 但是反过来则不成立。从这一结果我们得出结论: 澳大利亚期货市场领先于股票市场。

表格 2 澳大利亚两个金融市场的最大似然估计值

A 组: 估计系数

	期货		股票		
	系数	标准误差	系数	标准误差	
$\beta_{1,0}$	-0.022 *	0.008	$\beta_{2,0}$	-0.024	0.014
$\beta_{1,1}$	-0.183 *	0.022	$\beta_{2,1}$	0.320 *	0.032
$\beta_{1,2}$	0.021	0.014	$\beta_{2,2}$	-0.192 *	0.022

	期货		股票		
	系数	标准误差	系数	标准误差	
$\beta_{1,3}$	0.165*	0.006	$\beta_{2,3}$	0.328*	0.010
$\beta_{1,4}$	0.097*	0.006	$\beta_{2,4}$	0.189*	0.009
$\beta_{1,5}$	-0.005	0.003	$\beta_{2,5}$	-0.013*	0.004
$\beta_{1,CPI}^{US}$	0.057*	0.027	$\beta_{2,CPI}^{US}$	0.079	0.047
$\beta_{1,GDP}^{US}$	0.041	0.030	$\beta_{2,GDP}^{US}$	0.108	0.056
$\beta_{1,EM}^{US}$	-0.007	0.030	$\beta_{2,EM}^{US}$	-0.074	0.051
$\beta_{1,CPI}^{AU}$	0.041	0.038	$\beta_{2,CPI}^{AU}$	-0.052	0.065
$\beta_{1,GDP}^{AU}$	0.147*	0.054	$\beta_{2,GDP}^{AU}$	0.193	0.104
$\beta_{1,EM}^{AU}$	-0.039	0.029	$\beta_{2,EM}^{US}$	-0.062	0.045
$\beta^1_{1,hol}$	0.011	0.006	$\beta^2_{1,hol}$	0.020	0.011
$a_{1,0}$	0.022*	0.003	$a_{2,0}$	0.176*	0.011
$a_{1,1}$	0.688*	0.035	$a_{2,2}$	0.346*	0.023
$b_{1,1}$	0.100*	0.015	$b_{2,2}$	0.163*	0.011
$c_{1,1}$	-0.023	0.023	$c_{2,1}$	0.150*	0.019
$c_{1,2}$	0.011	0.006	$c_{2,2}$	-0.053*	0.017
$d_{1,1}$	-0.004*	0.002	$d_{2,1}$	0.001	0.002
$d_{1,2}$	0.004	0.003	$d_{2,2}$	0.034*	0.009
$d_{1,3}$	0.001	0.001	$d_{2,3}$	0.009*	0.002
$f_{1,CPI}^{US}$	0.006	0.008	$f_{2,CPI}^{US}$	0.011	0.020
$f_{1,GDP}^{US}$	0.007	0.010	$f_{2,GDP}^{US}$	0.111*	0.016
$\beta_{1,EM}^{US}$	0.006	0.009	$\beta_{2,EM}^{US}$	-0.014	0.017
$\beta_{1,CPI}^{AU}$	0.018	0.013	$\beta_{2,CPI}^{AU}$	0.045	0.030
$\beta_{1,GDP}^{US}$	0.001	0.010	$\beta_{2,GDP}^{US}$	0.083*	0.027
$\beta_{1,EM}^{AU}$	0.020*	0.010	$\beta_{2,EM}^{AU}$	-0.010	0.021
$\beta^1_{1,hol}$	0.009*	0.003	$\beta^2_{1,hol}$	0.024*	0.003
$\rho_{1,2}$	0.901	0.022			
对数似然函数	2931.175				

B 组: 标准化新生量(创新项)的诊断统计

	期货	股票
均值	0.020	0.022
方差	0.992	0.973
偏斜度	-0.051	-0.099
峰态	1.315	0.867
$Z_{1,t}$ 的 LB(10) 值	20.687(0.004)	13.478(0.061)
$Z_{2,t}$ 的 LB(10) 值	5.847(0.558)	4.537(0.716)

括号里的是显著性水平, $Z_1 Z_2$ 的 LB(10) 统计值是 4.924(0.669)。期货市场和股票市场的标准化新生量

(创新项)之间的相关系数为 0.901。

C 组: 标准化新生量(创新项)的符号偏差检验

	符号偏差检验	负估量偏差检验	正估量偏差检验	联合检验
期货	-0.074(0.114)	-0.091(0.219)	-0.191(0.208)	0.342(0.795)
股票	-0.205(0.105)	-0.166(0.108)	-0.154(0.106)	1.565(0.196)

括号里的是标准误差;用 F 统计量来进行联合检验,其中,括号里的是显著性水平。

$$R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \beta_{i,3} R_{US,t-1} + \beta_{i,4} R_{UK,t-1} + \beta_{i,5} R_{JP,t-1} + \sum_{k=CPI}^{EM} \beta_{i,k}^{US} NEWS_{k,t-1}^{US}$$

均值:

$$\sum_{k=CPI}^{EM} \beta_{i,k}^{AU} NEWS_{k,t}^{AU} + \beta_{i,hol} HOL_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $i=1,2, k=CPI, GDP$ 和 $EM = \text{employment announcement}$

$$h_{i,t} = a_{i,0} + a_{i,1} h_{i,t-1} + b_{i,1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \sum_{j=1}^2 c_{i,j} S_{j,t-1} \varepsilon_{j,t-1}^2 + d_{i,1} Z_{US,t-1} + d_{i,2} Z_{UK,t-1} + d_{i,3} Z_{JP,t-1} +$$

方差:

$$+ \sum_{k=CPI}^{EM} f_{i,k}^{US} NEWS_{k,t-1}^{US} + \sum_{k=CPI}^{EM} f_{i,k}^{AU} NEWS_{k,t-1}^{AU} + f_{i,hol} HOL_t$$

其中 $i, j=1,2, k=CPI, GDP$ 和 $EM = \text{employment announcement}$

* 表示显著性水平为 5%。

系数 $\beta_{i,3}, \beta_{i,4}$ 和 $\beta_{i,5}$ 用来估计美、英、日三国股票市场的影响。除 $\beta_{i,5}$ 外,其他的系数在统计上都是显著的。这些结果证明,外国股票市场对澳大利亚期货市场和股票市场都有很大的影响。再来看看这三个市场的条件新生量(创新项)对条件方差的影响,在期货市场,只有由 $d_{i,1}$ 表示的美国市场的新生量(创新项)在统计上是显著的。相反,英国和日本的股票市场却对澳大利亚的股票市场有很大的影响。总体上讲,这三个外国股票市场的行情对澳大利亚期货和股票市场都有着很大的影响。这一结果与以前分析市场之间的信息溢出效应的研究结论是一致的(其中有 Martikainen 和 Puttonen 在 1992 年的研究)。

从宏观经济信息公告的影响来看,美国的消费者物价指数公告和澳大利亚的国内生产总值公告对期货市场的收益率有很大的影响。这个结果与 Becker 等人 1995 年的研究结论是一致的,在该研究中,他们论证了美国的一些宏观经济信息公告对德国、英国和日本利率产生了影响。对美国消费者物价指数的通胀数字的积极反应(用 $\beta_{i,CPI}^{US}$ 来衡量)也许说明了澳大利亚投资者有通货膨胀的预期,这一预期如果过头的话就会使他们想要从投资中获得更高的收益以补偿增加的预期风险。对澳大利亚的国内生产总值信息公告的积极反应(用 $\beta_{i,GDP}^{AU}$ 来衡量)也会增加未来通胀的种种压力,这些压力同样也要通过获得更高的投资收益来补偿。与期货市场相反,股票市场在均值等式中并没有显示出任何的显著性系数。然而,条件方差等的结果显示,与均值等式的结果相比较,这两个市场对宏观经济信息公告都有不同的反应。在对澳大利亚就业公告(用 $f_{i,EM}^{AU}$ 来表示)做出反应时,期货市场只增加了其条件方差,而美国的国内生产总值公告(用 $f_{i,GDP}^{US}$ 来表示)和澳大利亚的国内生产总值公告(用 $f_{i,GDP}^{AU}$ 来表示)都会影响股票市场的条件方差。所有的估计系数在统计上都是显著的且同时为正值,这意味着它们提高了条件方差。这暗示了这种信息的公告也许会增加未来的不确定性,因此,由于风险的增加,投资者就需要更多的补偿。换句话说,从交易量和波动性之间、由实证建立起来的关系可以推断出,正系数意味着,之所以在公告了一些宏观经济信息之后波动会增加,其原因是信息公告之后交易量增加了。

考虑到假期效应,在股票和期货这两个市场的一阶矩中都不存在统计上显著的系数,然而,假期效应的确存在于这两个市场的二阶矩中。更为准确地说,假期过后,这两个市场的条件方差都增加了。

表格 2 的 B 组记载了模型的诊断结果,诊断结果显示,整个模型很好地解释了一阶矩和二阶矩的动态。表格 2 的 C 组显示了澳大利亚期货市场和股票市场的标准化新生量(创新项)的非对称性反应。检验结果没有出现显著的偏差,这意味着,如果用 GJR - GARCH 模型来考察澳大利亚期货和股票市场,就可以得到非对称效应。总之,用双变量 GJR - GARCH 模型来考察澳大利亚期货和股票市场的日收益在描述这两个市场的一阶矩和二阶矩每日变化的大部分统计特征时表现得相当有效,然而,一些宏观经济信息公告的变量和外国股票市场的行情却有助于解释每日收益变化的一阶矩和二阶矩的动态。

四、结论

该项实证研究的主要目的有三个:其一是研究美、英、日三国股票市场如何影响澳大利亚金融市场;其二是研究美国和澳大利亚的宏观经济信息公告是否影响澳大利亚期货和股票市场的每日动态;其三是研究澳大利亚期货市场和股票市场之间的相互作用。

附录 1:五个市场的非同步交易效应

	期货	股票	美国	英国	日本
常数	0.009(0.009)	0.029(0.016)	0.051(0.018)	0.036(0.018)	-0.022(0.029)
B ₁	-0.046(0.026)	0.046(0.029)	0.015(0.026)	0.067(0.021)*	-0.035(0.024)

括号里的是异方差性的一致性误差;* 代表 5%的显著性水平。

附录 2:波动性非对称反应的诊断性检验

$$\text{均值: } R_t = b_0 + b_1 R_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2),$$

$$\text{方差: } \sigma_t^2 = a_0 + a_1 \sigma_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2$$

		符号偏差检验	负估量偏差检验	正估量偏差检验	联合检验	似然对数函数
期货	原始数据	-0.693	-2.522	0.066	43.043	
		(0.141)*	(0.223)*	(0.236)	(0.000)	
	GARCH(1,1)	-0.323	-0.407	-0.612	4.381	874.018
		(0.123)*	(0.193)*	(0.208)*	(0.004)	
	GJR - GARCH (1,1)	-0.261	-0.158	-0.365	1.887	899.579
		(0.116)*	(0.184)	(0.193)	(0.130)	
股票	原始数据	-0.119	-0.328	0.149	10.672	-
		(0.129)	(0.066)*	(0.061)*	(0.000)	
	GARCH(1,1)	-0.071	-0.608	0.352	10.256	-1906.297
		(0.262)	(0.128)*	(0.131)*	(0.000)	
	GJR - GARCH (1,1)	-0.071	0.005	-0.088	0.750	-1881.806
		(0.123)	(0.062)	(0.059)	(0.522)	

括号里的是标准误差;* 代表 5%的显著性水平。用 F 统计量来进行联合检验,其中,括号里的是显著性水平。

研究发现,澳大利亚期货市场领先于股票市场。虽然期货市场负面新生量(创新项)会影响股票市场,但是股票市场负面新生量(创新项)却不会影响期货市场。在谈到外国三个主要市场对澳大利亚金融市场的影响时,这三个市场的行情对澳大利亚期货和股票市场的一阶矩和二阶矩有很大的影响,这意味着信息从大金融市场跨越国界向小金融市场溢出。最后,我们发现,美国的信息公告对澳大利亚期货和股票市场的一阶矩和二阶矩有很大的影响。所有的符号均为正值,这意味着,在信息公告日,澳大利亚期货和股票市场的一阶矩和二阶矩提高了。出现这种情况的原因只不过是投资者要求更高的投资补偿,因为未来的不确定性增加了。

附录 3: GJR - GARCH 模型对三个外国股票市场的评估结果

A 组:估计系数

	美国	英国	日本
β_0	0.036(0.016)*	0.027(0.017)	-0.023(0.026)
β_0	0.057(0.023)*	0.061(0.021)*	-0.023(0.022)
β_1	0.008(0.001)*	0.006(0.002)*	0.050(0.007)*
α_0	0.939(0.006)*	0.956(0.006)*	0.905(0.009)*
α_1	0.010(0.009)	0.007(0.006)	0.022(0.007)*
α_2	0.085(0.011)*	0.062(0.010)*	0.103(0.013)*

B 组:标准化新生量(创新项)的诊断统计

	美国	英国	日本
均值	0.002	0.003	-0.007
方差	0.996	0.997	1.002
偏斜度	-0.587	-0.087	-0.060
峰态	3.127	1.297	2.390
Z_1 的 LB(10)值	23.558(0.001)	11.867(0.105)	3.002(0.885)
Z_1^2 的 LB(10)值的 LB(10)值	4.678(0.699)	7.875(0.344)	10.955(0.141)
似然对数函数	-711.125	-855.246	-1881.801

括号里的是标准误差; * 表示 5% 的显著性水平。

模型:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad \text{其中 } i = \text{美国、英国和日本}$$

$$h_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 h_{i,t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_3 S_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2$$

在上述模型中,是一个虚拟变量,该变量在为负数时为 $\varepsilon_{i,t-1}$,其他情况下为 0。我们采用 GJR - GARCH 模型来消除条件波动性可能产生的非对称效应。

译者单位:厦门大学国贸系

邮 编:361005