

# 信息市场、宏观经济预期与股票收益

胥爱欢<sup>1</sup> 陈国进<sup>1,2</sup>

(1.厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005 2.厦门大学 王亚南经济研究院 福建 厦门 361005)

[摘要] 首先,基于CCAPM分析框架推导出股票预期超额收益变动与消费者宏观经济预期之间的关系,然后,以此为基础构建了包括消费者宏观经济预期因子在内的实证方程,最后,利用面板协整的DOLS估计方法进行了实证分析。结果表明,投资者的宏观经济预期变动对股票收益具有显著的正向影响,同时结合媒体的信息传播作用论证了投资者宏观经济预期变动对股票收益的影响。

[关键词] 宏观经济预期;传染效应;股票收益

[中图分类号] F830.91

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2012)02-0028-09

## Information Market, Macroeconomic Expect and Stock Return

XV Ai-huan<sup>1</sup>, CHEN Guo-jin<sup>1,2</sup>

(1.School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005; 2.WISE, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** In this paper, firstly, the authors use the CCAPM's analysis framework of Robert & Lucas and Lagerwall to derive the relation between expect stock excess return's change and consumers' macro economy expect; secondly, they establish the equation of empirical study including consumers' macro economy expect factor based on the conclusion above; and the authors implement the empirical study by using panel cointegration method DOLS, the conclusion is that consumers' macro economy expect significantly and positively affect expect stock excess return's change. Combining with the role of media information dissemination, the authors demonstrates that the change of investors macroeconomic expectations have a contagious effect on stock returns.

**Key Words:** Macroeconomic expectation; contagion effect; stock return

### 一、引言

证券价值取决于证券支付在经济状态和状态价格中的分布,因此,宏观经济变量对于证券价格具有重要的影响。在现实证券市场中,宏观经济变量是否可以预测股票收益是实证金融中的一个重要问题。它主要体现在以下三个方面:首先,从资产配置的角度而言,预测股票预期收益变动的变量是投资组合最优化问题的状态变量;其次,从风险管理的角度而言,理解总体股票市场收益对宏观经济环境变化如何做出反应,对于投资者进行长期风险价值和风险压力分析非常重要;最后,夏普比率强烈的反经济周期事实是对现代资产定价模型的一个重要挑战。

尽管许多研究都证实,股票收益可以由一些相同的变量来预测,但是在经典的资产定价模型中,标准的预测因子并不是宏观经济变量而是金融变量(如股利收益、违约风险溢价和期限溢价等)。对此,许多研究者认为标准的金融预测因子是商业环境的代理变量,并且通过该代理变量来解释它们的预测能力。例如,经济增长预期的扰动项、违约风险、无风险利率的期限结构等宏观经济因子与HML和SMB等标准的金融预测因子之间存在着密切关系。

尽管经典资产定价模型中金融指标变量(如股利价格比、收益价格比和股利收益比等)可以预测长期市场收益,但是它们对于商业周期的预测能力还

[收稿日期] 2011-12-14

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国股市投机性泡沫识别和投资者乘骑泡沫行为研究”(71071132)

[作者简介] 胥爱欢(1984-)男,江苏响水人,厦门大学经济学院金融系博士研究生,研究方向是金融计量经济学和资产定价;陈国进(1966-)男,浙江缙云人,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院教授,博士生导师,经济学博士,研究方向是金融计量经济学和资产定价。

是比较有限的。一旦经济进入商业周期的另一个阶段,传统的基于金融指标变量的经典资产定价模型就会面临在现实经济中丧失有效性的危险,从而给投资者带来巨大的损失。特别是在此次金融危机中,商业周期所处阶段的突然逆转导致该问题表现得尤为突出。为此,许多研究者试图结合宏观经济因子来分析股票收益的变动。

在本文中,我们在经典资产定价模型的基础上,利用消费者经济预期指数作为宏观经济变量因子来分析股票收益的变动。与前人的研究相比,本文具有四个方面的贡献。

(1)在本文中,我们选择消费者经济预期指数变动作为影响股票收益变动的宏观经济因子。这是因为,消费者经济预期指数变动反映了投资者整体对未来经济变动的预期,它对投资者投资决策的影响更为直接。以前人们主要采用汇率、工业产出、商业周期以及预期商业环境等宏观经济变量因子来分析股票收益变动,但是,这些宏观经济因子对投资者投资决策的影响比较间接,而消费者经济预期指数对投资者投资决策的影响更为直接。

(2)消费者经济预期指数包含的信息更丰富。消费者经济预期指数不仅包含了实际宏观经济变量变动的信息,而且还包含了商业周期不同阶段变动的信息。特别是,利用消费者经济预期指数变动可以更好地预测商业周期不同阶段的转变。

(3)我们在预测股票收益时,不仅考虑了宏观经济因素(如消费者经济预期指数变动)对股票收益的影响,而且还考虑了微观经济因素(如经典资产定价模型中标准金融预测变量)的影响。同时,我们利用面板协整的估计方法,使得模型估计结果更为可靠。

(4)在本研究中,我们结合媒体的信息传播作用论证了投资者宏观经济预期变动对股票收益的影响,从而丰富了导致股市动荡的传导机制。例如,当经济增长乏力时,由于媒体对相关经济信息的过度解读和大肆报道会导致投资者对未来经济的悲观预期具有很强的传染性,而这种传染性会促使投资者整体对未来经济的预期不断恶化,从而导致股票收益变动的传染效应随之出现,进而促使股市价格整体加速下跌甚至引起股市的崩溃(如此次美国国债上限谈判危机和标普下调美国主权信用评级等新闻事例)。

## 二、文献综述

从宏观经济变量的角度来预测股票收益,人们最常用的是直接利用宏观经济变量的实际值来预测股票收益。尽管有一部分研究者认为宏观经济变量实际值预测股票收益的能力是有限的,但是绝大多

数研究者都认为,汇率、工业产出、货币供给、通胀率以及长短期利率等宏观经济变量是可以预测股票收益变动的。

虽然许多研究者认为宏观经济变量可以预测股票收益,但是他们在识别显著影响股票收益变动的宏观经济变量因子时,通常存在着一个典型的不足之处,即他们所估计的模型都是常系数模型。事实上,在不同的商业周期中,宏观经济变量因子对于股票收益的影响是不同的。因此,在利用宏观经济变量因子来预测股票收益时,必须要考虑到商业周期的影响。Fama和French认为,在经济衰退时期预期股票收益较高,这是因为投资者不愿意持有风险资产,而在经济繁荣时期,预期股票收益将变得更高。这表明,股票收益溢价的时变性可以由与商业周期相关的宏观经济变量进行解释。另外,股票收益波动与商业周期也存在着一定的关系。Schwert发现,在经济衰退时期股票收益波动率明显加大。Corradi、Distaso和Mele则认为,股票收益的波动率与商业周期有关,主要表现为股票收益的波动率风险溢价具有很强的逆周期性。

宏观经济变量和商业周期虽然对股票收益变动具有显著的影响力,但是,它们对于股票收益的影响还是比较间接的。事实上,宏观经济变量对股票收益的影响最终还是主要通过投资者投资决策的影响来实现的,而对于投资者投资决策影响更为直接的是宏观经济新闻(如政府部门重要宏观经济变量公告等相关新闻)和预期商业环境。关于宏观经济新闻对股票收益变动的影响,一部分研究者认为政府部门重要宏观经济变量公告等新闻对股票收益变动具有显著的影响,另一部分研究者认为此类宏观经济新闻对股票收益变动的影响有限,还有一部分研究者认为上述宏观经济新闻对股票收益变动的影响与商业周期有关,随着商业周期的不同其表现形式也不同。

关于预期商业环境与股票收益变动的关系,一些研究者认为,预期商业环境与预期超额股票收益变动之间存在着密切关系。对此,Campbell和Diebold在控制了其他金融预测因子后,进一步分析认为,预期商业环境会以反周期的形式影响股票的超额收益。

由于我国股票市场一直面临着许多不利因素的影响,如市场规模不够大、股市结构与实体经济结构不对称以及股市自由化程度较低等,因此,我国宏观经济变量对于股票收益的影响与国外存在着一些差别。目前关于我国宏观经济变量对股票收益的影响,一部分研究者认为,工业产出、货币供应量以及短期

贷款利率等宏观经济变量对我国股市收益存在着显著影响,但是这种影响并不稳定,有时甚至会出现背离的情形。还有一部分研究者则认为,宏观经济变量对我国股票价格的影响是有限的。

从以上的论述可知,前人在利用宏观经济变量来预测股票收益时,没有利用反映投资者整体对未来经济预期的变量作为股票收益的预测因子,而是利用消费者经济预期指数之类的宏观经济变量作为股票收益的预测因子,不仅在一定程度上提高了经济模型对商业周期的预测能力,而且可以使经济模型更好地反映商业周期对股票收益变动的影响。

### 三、理论模型

自从 Robert 和 Lucas(1978)、Breedon(1979)建立了 CCAPM 以来,人们主要从以下两个方面对其进行了改进:一是对代表性经济人的效用函数进行修正,如 Mehra 和 Prescott(1985)、Abel(1990)的习惯形成效用函数、Epstein 和 Zin(1989,1991)的递归效用函数、Bakshi 和 Chen(1996)的带有资本主义精神的效用函数等;二是对资本市场框架进行修正,如 Rietz(1998)的包含风险模型、Mankiw 和 Zelde(1991)的有限股票市场参与模型以及 Constantinides(2002)的借款与卖空交易约束模型等。但是,上述这些改进都没有考虑到将消费者宏观经济预期因子引入到资产价格变动方程中。在本文中,我们基于 Robert 和 Lucas(1978)、Lagerwall(2004)的 CCAPM 分析框架,推导出股票预期超额收益变动与消费者宏观经济预期之间的关系,从而为实证方程的构建提供了经济理论支持。之所以选择 Robert 和 Lucas(1978)的分析框架,主要是因为在该分析框架中现期和未来经济状态的信息都总结在现期产出的变动中,消费者对未来经济状态的预期主要依赖于现期产出变动所提供的信息。之所以选择 Lagerwall(2004)的分析框架,主要是考虑到在该分析框架中我们能够推导出股票预期超额收益与现期产出变动之间存在稳定关系的结论。

我们假设在经济中只存在两个市场,分别是生产市场和股票市场。在生产市场中有  $n$  个不同的企业,它们只生产单一的且易腐烂的商品。企业的生产是完全外生的,没有生产资源可以转化为效用。在该经济中产出  $Y_t$  遵循马尔科夫过程,其转换方程为  $F(Y',Y)=\text{prob}\{Y_{t+1}\leq Y'|Y_t=Y\}$ 。生产单一商品企业的所有权是由每个时期竞争性的股票市场决定的。每个生产企业在股票市场中只发行一份且完全可分的股票,消费者在每个时期期初持有的股票量就相应地表示消费者在该时期拥有该企业生产单一商品量的份额。我们假定在该经济中具有大量相同的消费者,

其偏好是 Epstein-Zin 偏好,即:

$$V_t=U(C_t, E_t[V_{t+1}])= \frac{\{(1-\beta)C_t^{1-\rho} + \beta [1+(1-\beta)(1-\gamma)] \cdot E_t[V_{t+1}]^{(1-\rho)(1-\gamma)}\}^{(1-\gamma)(1-\rho)}}{(1-\beta)(1-\gamma)} \quad (1)$$

其中,  $1/\rho$  表示跨期替代弹性,  $\gamma$  表示相对风险厌恶系数,  $\rho, \gamma > 0, 0 < \beta < 1$ 。此处我们选择 Epstein-Zin 偏好作为消费者偏好,主要是因为与传统的效用函数相比,在 Epstein-Zin 偏好中相对风险厌恶系数与跨期替代弹性之间没有直接联系,从而使该偏好更具有一般性。因此,在该经济中消费者希望能够实现如下效用函数的最大化:

$$\max_{C_t} V_t=U(C_t, E_t[V_{t+1}]) \quad \text{s.t.} C_t + \sum_{i=1}^n P_{it} \cdot Z_{it+1} \leq \sum_{i=1}^n Y_{it} \cdot Z_{it} + \sum_{i=1}^n P_{it} \cdot Z_{it} \quad (2)$$

其中,  $C_t$  为消费者在  $t$  时期对单一商品的消费量,  $P_{it}$  为企业  $i(i=1,2,\dots,n)$  发行的股票在  $t$  时期股票市场中的交易价格,  $Z_{it}$  为消费者在  $t$  时期持有企业  $i(i=1,2,\dots,n)$  发行的股票份额量,  $0 \leq Z_{it} \leq 1$ ;  $Y_{it}$  表示企业  $i(i=1,2,\dots,n)$  在  $t$  时期生产的单一商品量。

根据 Robert 和 Lucas(1978)的研究可知,式(2)动态最优化的欧拉方程就是该经济中均衡股票价格变动的行为方程。同时,参考 Weil(1989)关于式(2)的最优化求解,我们可得式(2)的欧拉方程为:<sup>①</sup>

$$E_t \{ [\beta (C_{t+1}/C_t)^\rho]^{(1-\gamma)(1-\rho)} [R_{t+1}]^{(1-\gamma)(1-\rho)-1} R_{t+1} \} = 1 \quad i=1, 2, \dots, n \quad (3)$$

其中  $H = \log\{ [\beta (C_{t+1}/C_t)^\rho]^{(1-\gamma)(1-\rho)} [R_{t+1}]^{(1-\gamma)(1-\rho)-1} R_{t+1} \}$ ,  $R_{t+1} = (P_{t+1} + Y_{t+1})/P_{t+1}$ ,  $R_{t+1} = (\sum_{i=1}^n Y_{it+1} + \sum_{i=1}^n P_{it+1})/\sum_{i=1}^n P_{it}$ 。同时,我们假设  $H$  服从对数正态分布,则根据对数正态分布的性质可得(在本模型中小写字母表示大写字母的对数值,下同):

$$\frac{1-\gamma}{1-\rho} \log \beta + E_t \left\{ -\rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} \Delta c_{t+1} + \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) r_{t+1} + r_{it+1} \right\} + \frac{1}{2} \text{var} \left\{ -\rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} \Delta c_{t+1} + \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) r_{t+1} + r_{it+1} \right\} = 0 \quad (4)$$

根据变量方差的定义,我们可以得到:

$$E_t(r_{it+1}) = -\frac{1-\gamma}{1-\rho} \log \beta + \rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} E_t[\Delta c_{t+1}] - \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) E_t(r_{t+1}) - \frac{1}{2} \rho^2 \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} \right)^2 \text{var}(\Delta c_{t+1}) - \frac{1}{2} \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right)^2 \text{var}(r_{t+1}) - \frac{1}{2} \text{var}(r_{it+1}) + \rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) \text{cov}(\Delta c_{t+1}, r_{t+1}) + \rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} \text{cov}(\Delta c_{t+1}, r_{it+1}) - \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) \text{cov}(r_{t+1}, r_{it+1}) \quad (5)$$

考虑到  $R_{t+1}^f \cdot E_t \{ [\beta (C_{t+1}/C_t)^\rho]^{(1-\gamma)(1-\rho)} [R_{t+1}]^{(1-\gamma)(1-\rho)-1} \} = 1$ , 采用与上述相同的处理过程可得:



$$r_{t+1}^f = -\frac{1-\gamma}{1-\rho} \log \beta + \rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} E_t[\Delta c_{t+1}] - \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) E_t(r_{t+1}) - \frac{1}{2} \rho^2 \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} \right)^2 \text{var}(\Delta c_{t+1}) - \frac{1}{2} \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right)^2 \text{var}(r_{t+1}) + \rho \frac{1-\gamma}{1-\rho} \left( \frac{1-\gamma}{1-\rho} - 1 \right) \text{cov}(\Delta c_{t+1}, r_{t+1}) \quad (6)$$

综合式(5)和式(6)可得：

$$E_t(r_{t+1}) - r_{t+1}^f + 1/2 \cdot \text{var}(r_{t+1}) = (\rho(1-\gamma))/(1-\rho) \cdot \text{cov}(\Delta c_{t+1}, r_{t+1}) + (\gamma - \rho)/(1-\rho) \cdot \text{cov}(r_{t+1}, r_{t+1}) \quad (7)$$

考虑到  $\text{var}_t[r_{t+1}]$  项的值非常小，所以，对于上式(7)我们可以近似表示为：

$$E_t(r_{t+1}) - r_{t+1}^f \approx (\rho(1-\gamma))/(1-\rho) \cdot \text{cov}(\Delta c_{t+1}, r_{t+1}) + (\gamma - \rho)/(1-\rho) \cdot \text{cov}(r_{t+1}, r_{t+1}) \quad (8)$$

令  $M_t = \sum_{i=1}^n P_{it} \cdot Z_{it}$  表示消费者在  $t$  时期所拥有的股票投资组合的市场交易价值， $Q_t = \sum_{i=1}^n Y_{it} \cdot Z_{it}$ ，表示消费者在  $t$  时期以股利形式拥有的可以用于消费的单一商品量。因此，消费者在每个时期可行的消费约束为  $0 \leq C_t \leq M_t + Q_t$ 。对此，我们进一步假设消费者在每期的消费量  $C_t$  与其所拥有的总资源量  $M_t + Q_t$  之间是固定比例关系，即：

$$C_t / (M_t + Q_t) = \xi \Rightarrow C_t = \xi \cdot (M_t + Q_t) \quad (9)$$

对式(9)进行简单变形，并对等号两边取对数可得：

$$c_t - q_t = \ln \xi + \ln[e^{nr} \cdot q + 1] \quad (10)$$

对式(10)取一阶泰勒近似，并进行一阶差分等简单的变形后可得：

$$\Delta c_t \approx \varphi_m \cdot \Delta m_t + (1 - \varphi_m) \cdot \Delta q_t \quad (11)$$

其中， $\varphi_m = e^{nr} / (e^{nr} + 1) < 1$ 。同时，将式(11)代入式(7)可得：

$$E_t(r_{t+1}) - r_{t+1}^f \approx \varphi_m \cdot \text{cov}(\Delta m_{t+1}, r_{t+1}) + \varphi_r \cdot \text{cov}(r_{t+1}, r_{t+1}) + \varphi_q \cdot \text{cov}(r_{t+1}, \Delta q_{t+1}) \quad (12)$$

其中， $\varphi_m = [\rho \cdot (1-\gamma) \cdot \varphi_w] / (1-\rho)$ ， $\varphi_r = (\gamma - \rho) / (1-\rho)$ ， $\varphi_q = [\rho \cdot (1-\gamma) \cdot (1-\varphi_w)] / (1-\rho)$ 。

由上式(12)可知， $\Delta m_t$  表示消费者股票投资组合的市场交易价值变化，因此， $\varphi_m$  主要反映了来自于消费者股票投资组合的市场交易价值变动特征对股票预期超额收益的影响。 $r_t$  表示整个股票市场组合收益率的变化，因而  $\varphi_r$  主要反映了市场组合收益率对股票预期超额收益率的影响。 $\Delta q_t$  是消费者以股利形式拥有的可以用于消费的单一商品量，它的变动主要来自于产出变化。由于在本文模型中产出变动是遵循马尔科夫过程的，因而在该模型经济中，现期和未来经济状态的信息都可以总结在现期产出变量中。考虑到  $\Delta q_t$  是消费者按照其股票投资

组合构成权重拥有的各企业产出之和的总变动率，因而它反映了消费者对现期和未来宏观经济状态预期变动所依赖的信息基础，对此我们可以用消费者宏观经济预期的变动来加以体现，所以， $\varphi_q$  就表示消费者宏观经济预期变动对股票预期超额收益率的影响。

#### 四、实证设计

##### (一) 实证方程

由于  $\varphi_q$  表示消费者宏观经济预期对股票预期超额收益率的影响，因此， $\text{cov}(r_{t+1}, \Delta q_{t+1})$  项的风险影响因子就可以用消费者宏观经济预期因子来表示，记为 MACROEXP。同时，考虑到  $\varphi_r$  主要反映了市场组合收益率对股票预期超额收益率的影响，因而我们可以将  $\text{cov}(r_{t+1}, r_{t+1})$  项的风险影响因子用市场溢价因子来表示，它可以被看作是影响股票预期超额收益率的系统性风险。综上所述，我们可以通过对  $\text{cov}(\Delta m_{t+1}, r_{t+1})$  项中相关风险影响因子采取不同的假设，进一步构建相应的实证方程。

1. 基于 CAPM 模型的构建。如果我们假设在股票市场中，具有消费者股票投资组合市场交易价值变动特征的风险都属于非系统性风险，并且它们之间是可以完全相互抵消的，那么此时我们可以得到在 CAPM 模型基础上构建的实证方程：

$$r_{it} - r_{it}^f = \beta_1 \cdot \text{RMRF}_t + \beta_2 \cdot \text{MACROEXP}_t + \varepsilon_{it}, i=1, 2, \dots, n \quad (13)$$

2. 基于三因子定价模型的构建。如果我们假设在股票市场中，具有消费者股票投资组合市场交易价值变动特征的风险可以分解为规模影响因子和价值影响因子，那么此时我们可以得到在 Fama 和 French 三因子定价模型基础上构建的实证方程：

$$r_{it} - r_{it}^f = \beta_1 \cdot \text{RMRF}_t + \beta_2 \cdot \text{SMB}_t + \beta_3 \cdot \text{HML}_t + \beta_4 \cdot \text{MACROEXP}_t + \varepsilon_{it}, i=1, 2, \dots, n \quad (14)$$

3. 基于四因子定价模型的构建。如果我们假设在股票市场中，具有消费者股票投资组合市场交易价值变动特征的风险可以分解为规模影响因子、价值影响因子和动量影响因子，那么此时我们可以得到在 Carhart(1997) 四因子定价模型基础上构建的实证方程：

$$r_{it} - r_{it}^f = \beta_1 \cdot \text{RMRF}_t + \beta_2 \cdot \text{SMB}_t + \beta_3 \cdot \text{HML}_t + \beta_4 \cdot \text{PRIYR}_t + \beta_5 \cdot \text{MACROEXP}_t + \varepsilon_{it}, i=1, 2, \dots, n \quad (15)$$

需要说明的是，在上述方程中，RMRF 表示市场溢价因子，SMB 表示规模效应因子，HML 表示价值效应因子，PRIYR 表示动量效应因子，其扰动项为  $\varepsilon_{it} = r_{it} - E_{t-1}[r_{it}]$ 。

## (二)实证构思

为了能够准确且可靠地检验宏观经济预期因子对股票收益的影响,首先,我们利用消费者经济预期指数变动作为消费者宏观经济预期因子的代理变量。在现实中,消费者经济预期指数是对消费者总体采取随机抽样方式得到的消费者样本关于未来经济的预期,通过对这些样本进行相关统计处理,以此作为消费者总体关于未来经济预期的代表。因此,对于上述实证方程中消费者宏观经济预期因子的代理变量,一个合适的选择就是消费者经济预期指数。

其次,通过对样本数据选取合适的结构断点,以获得准确且可靠的检验结果。考虑到2005年7月股权分置改革对我国股市所产生的深远影响,我们选择以2005年7月作为整个样本数据的结构断点。在本文中,我们分为2002年7月到2005年7月、2005年8月到2009年11月以及全部样本进行分析。通过对上述三个样本时期的相关估计结果进行比较,从而使我们能够获得更加准确且可靠的检验结果。

## (三)变量选取

1.消费者宏观经济预期因子的选取。在本文中,我们选择消费者经济预期指数变动的月度数据作为消费者宏观经济预期因子的代理变量。在实证分析中,首先,我们将消费者经济预期指数的当月数据转变为以2002年6月为基期(指数值=100)的月度数据;其次,我们对消费者经济预期指数的月度数据进行HP滤波技术处理,从中分离出趋势项和扰动项,进而将扰动项与当期趋势项的比值作为消费者宏观经济预期因子的代理变量。

2.三因子定价模型中相关因子的选取。在本文中,市场溢价因子根据市场指数收益率与无风险收益率之差计算而得,规模效应因子利用小规模公司股票收益率与大规模公司股票收益率之差计算而得,价值效应因子根据高账面市值比公司股票收益率与低账面市值比公司股票收益率之差计算而得。考虑到现实中市场溢价因子、规模效应因子、价值效应因子是按照总市值加权和流通市值加权两种方式构造的,因此,在本文中我们也分别选取了基于总市值加权和流通市值加权构造的两组因子数据用于实证分析。

3.四因子定价模型中动量因子的构造。在本文中,我们对于动量因子的构造主要是基于上证180指数和深证100指数共计280只样本股进行的。由于上证180指数的样本股每半年时间更新一次,而深证100指数样本股的更新时间则没有规律,因此,我们在选取每个时期280只总样本股时,主要依据

以下两个原则进行:(1)2002年7月至2003年1月的深证100指数样本股是将2003年1月的样本股以前期递推的形式加入到总样本股中;(2)其余时期的总样本股则是以上证180指数为基准每半年更新一次,而对于深证100指数样本股则是选择每次更新时间与上证180指数最接近的样本股加入到总样本股票组合中。

4.四因子定价模型中动量因子的计算。在本文中,我们将动量因子定义为前一年收益率较高的赢者股票组合月度收益率减去前一年收益率较低的输者股票组合月度收益率之差。对此,我们将每个时期280只样本股票的前一年收益率按照降序排列,并划分出10个分位数,第一个分位数的样本股票作为赢者组合,第10个分位数的样本股票作为输者组合。对于赢者组合和输者组合收益率的构造和计算,我们同样按照总市值加权和流通市值加权两种方式进行。

5.股票收益率数据的选取。由于在本文理论模型中给出的股票收益率是考虑了股利支付的收益率,所以,此处我们选择考虑了现金红利再投资的股票收益率作为本文的研究对象。对于样本股票,我们主要按照以下两个原则从沪深两市A股市场的2197只股票中进行筛选:(1)该股票的上市时间一定是在2002年7月之前;(2)该股票在2002年7月到2009年11月之间没有数据缺失。符合上述两个原则的A股股票一共有649只,全部样本数据个数共计为57761个。对于无风险利率,我们主要选择的是银行间同业拆借市场中加权利率的月度数据。股票超额收益率( $R_e$ )表示股票收益率与无风险收益率之差。

另外需要说明的是,首先,由于上证180指数的建立时间为2002年7月,深证100指数的发布时间为2003年初,同时考虑到以2005年7月作为样本数据的结构断点以及分段样本数据时间长度的平衡性,因此,我们选择以2002年7月作为本文样本数据的起始日期。其次,中国经济统计数据库能够提供的消费者经济预期指数月度数据的截止日期为2009年11月,所以,我们选取2009年11月作为样本数据的截止日期。最后,在本文的样本数据中,除了消费者经济预期指数月度数据来自于中国经济统计数据库外,其他相关数据均来自于CSMAR数据库。

## (四)参数估计方法

从前面构建的三个实证方程可知,它们都属于面板回归模型。为了能够得到更加准确且可靠的实证估计结果,此处我们主要采用面板协整的估计方法进行实证分析。<sup>②</sup>考虑如下的面板回归模型:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + v_{it}, i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (16)$$

普通 OLS 估计方法存在估计偏差。对于上述面板回归模型,如果我们采用普通 OLS 方法进行协整估计,可能会出现有偏估计。这是因为,几乎所有关于协整的文献都没有假设在协整估计方程中解释变量是严格外生的,这就使得  $y_{it}$  可能对  $x_{it}$  产生影响,从而出现内生变量影响外生变量和序列相关的问题。上述两个问题对普通 OLS 估计量具有较大的影响,容易导致有偏的估计结果。

面板 DOLS 估计方法比面板 FMOLS 估计方法更为优异。虽然面板 FMOLS 和面板 DOLS 估计方法都能够较好地解决上述估计偏差的问题,但是 Kao 和 Chiang(2000)的研究表明,不论是降低系数估计的有偏性还是增加 T 统计量的显著性,面板 DOLS 估计方法均要优于面板 FMOLS 估计方法。因此,在本文中,我们主要采用面板 DOLS 估计方法进行面板协整估计。

为了克服内生变量对外生变量的影响和序列相关问题,面板 DOLS 估计方法主要是在校正因子修正后的估计模型中,通过增加解释变量一阶差分的领先项和滞后项来实现对前述估计偏差问题的修正。面板 DOLS 估计方法的估计方程为:

$$y_{it}^* = \alpha_i + x_{it}^* \beta_{DOLS} + \sum_{j=-q_i}^{q_i} c_{ij} \Delta x_{it+j}^* + v_{it}^* \quad (17)$$

其中  $q_i$  为不同异质个体单位滞后截尾的阶数。通过对方程 (17) 进行估计,我们便可以得到面板 DOLS 估计方法的估计量。

## 五、实证结果分析

### (一)数据统计特征描述

表 1 相关数据的统计特征描述

统计名称		均值	标准差	最小值	最大值	样本数
变量名称						
Re		-0.0010	0.1551	-0.9434	1.8769	57761
总市值加权组合	PR1YR	0.0094	0.0903	-0.2826	0.2492	89
	RMRF	0.0111	0.0940	-0.2501	0.2376	89
	SMB	-0.2303	0.0924	-0.5268	-0.0839	89
	HML	0.0390	0.0555	-0.0927	0.2455	89
流通市值加权组合	PR1YR	0.0033	0.0863	-0.2877	0.2186	89
	RMRF	0.0134	0.1007	-0.2681	0.2960	89
	SMB	-0.2288	0.0871	-0.5232	-0.0836	89
	HML	0.0379	0.0478	-0.0789	0.2211	89
MACROEXP		-0.0001	0.0187	-0.1038	0.0618	89

表 2 面板单位根检验

统计名称	Levin-Lin-Chu 检验	Im、Pesaran 和 Shin 检验	Fisher ADF 检验	Fisher PP 检验
变量名称				
Re	-69.4017 (0.0000)	-87.6006 (0.0000)	-84.7563 (0.0000)	-132.7960 (0.0000)

总市值加权组合	PR1YR	-106.7820 (0.0000)	-105.9930 (0.0000)	-100.2240 (0.0000)	-139.0230 (0.0000)
	RMRF	-47.5470 (0.0000)	-66.5821 (0.0000)	-66.7251 (0.0000)	-140.2870 (0.0000)
	SMB	-37.9749 (0.0000)	-28.8203 (0.0000)	-29.8305 (0.0000)	-62.2031 (0.0000)
	HML	-121.3510 (0.0000)	-101.1480 (0.0000)	-96.4138 (0.0000)	-139.3010 (0.0000)
流通市值加权组合	PR1YR	-118.3940 (0.0000)	-98.1455 (0.0000)	-94.7437 (0.0000)	-139.9490 (0.0000)
	RMRF	-42.0929 (0.0000)	-49.1798 (0.0000)	-48.1517 (0.0000)	-150.2690 (0.0000)
	SMB	-24.5543 (0.0000)	-22.4461 (0.0000)	-22.8559 (0.0000)	-64.4809 (0.0000)
	HML	-156.2540 (0.0000)	-120.6150 (0.0000)	-104.8130 (0.0000)	-166.5860 (0.0000)
MACROEXP		-145.5590 (0.0000)	-151.6750 (0.0000)	-129.0560 (0.0000)	-123.7890 (0.0000)

注:上表中括号内的统计值为 P 值。

由表 2 的检验结果可知,本文所选变量的样本数据都能够通过 Levin-Lin-Chu 检验、Im-Pesaran 和 Shin 检验、Fisher ADF 检验、Fisher PP 检验等面板平稳性检验 1% 的显著性要求,从而我们可以认为它们都具有面板平稳性的特征。据此可以初步判断,本文所选样本变量之间可能存在着面板协整关系。

由表 3 的检验结果可知,在 Johansen Fisher 面板协整的迹检验和最大特征值检验中,无论是基于总市值加权的因子变量还是基于流通市值加权的因子变量,本文所选变量的样本数据之间均满足面板协整关系,并且其面板协整关系的个数都不少于 5 个。

表 3 Johansen Fisher 面板协整检验

基于总市值加权				
原假设中面板协整个数	Fisher 统计值(基于迹检验)	Prob.	Fisher 统计值(最大特征值检验)	Prob.
没有	34673	0.0000	11196	0.0000
最多 1 个	27554	0.0000	9321	0.0000
最多 2 个	21854	0.0000	8909	0.0000
最多 3 个	15059	0.0000	7022	0.0000
最多 4 个	10395	0.0000	6610	0.0000
最多 5 个	7511	0.0000	7511	0.0000
基于流通市值加权				
原假设中面板协整个数	Fisher 统计值(基于迹检验)	Prob.	Fisher 统计值(最大特征值检验)	Prob.
没有	33644	0.0000	10726	0.0000
最多 1 个	26623	0.0000	8315	0.0000
最多 2 个	21452	0.0000	8862	0.0000
最多 3 个	14644	0.0000	6250	0.0000
最多 4 个	10768	0.0000	6718	0.0000
最多 5 个	7822	0.0000	7822	0.0000



(二) 面板协整 DOLS 估计结果

表 4 面板协整 DOLS 估计结果

2002 年 7 月~2009 年 11 月						
模型 变量	基于总市值加权			基于流通市值加权		
	方程(13)	方程(14)	方程(15)	方程(13)	方程(14)	方程(15)
RMRF	0.0845*** (9.7959)	0.0869*** (6.9750)	0.0701*** (3.4130)	0.0905*** (11.4905)	0.0794*** (4.9444)	0.0852*** (3.0383)
SMB		0.0752*** (6.0781)	0.0854*** (4.1385)		0.0631*** (3.9512)	0.1099*** (3.8950)
HML		0.0868*** (7.0158)	0.0694*** (3.3687)		0.0687*** (4.3047)	0.0867*** (3.0767)
PR1YR			0.0620*** (3.0015)			0.0767*** (2.7186)
MACRO- EXP	0.0797*** (9.2398)	0.0750*** (6.0252)	0.0508*** (2.4754)	0.0867*** (11.0112)	0.0663*** (4.1309)	0.0662*** (2.3628)
2002 年 7 月~2005 年 7 月						
模型 变量	基于总市值加权			基于流通市值加权		
	方程(13)	方程(14)	方程(15)	方程(13)	方程(14)	方程(15)
RMRF	0.1026*** (8.8454)	0.0974*** (4.8546)	0.1044*** (6.1792)	0.0806*** (3.2491)	0.0729*** (2.8361)	0.1066*** (5.3003)
SMB		0.0818*** (4.1220)	0.0992*** (5.8734)		0.0454* (1.7853)	0.0912*** (4.5270)
HML		0.1037*** (5.2238)	0.1170*** (6.8899)		0.0677*** (2.6586)	0.1151*** (5.6783)
PR1YR			0.1176*** (6.9604)			0.1162*** (5.7668)
MACRO- EXP	0.1136*** (9.7798)	0.1066*** (5.3134)	0.1219*** (7.2098)	0.1233*** (4.9658)	0.0790*** (3.0741)	0.1064*** (5.2851)
2005 年 8 月~2009 年 11 月						
模型 变量	基于总市值加权			基于流通市值加权		
	方程(13)	方程(14)	方程(15)	方程(13)	方程(14)	方程(15)
RMRF	0.0773*** (4.3489)	0.0904*** (2.8544)	0.0992*** (2.3389)	0.0686*** (3.9760)	0.0706*** (2.2428)	0.1033*** (2.4453)
SMB		0.0902*** (2.8359)	0.0739* (1.7383)		0.0711*** (2.2453)	0.0765** (1.8081)
HML		0.0736*** (2.3126)	0.0740* (1.7385)		0.0532* (1.6779)	0.0764** (1.8065)
PR1YR			0.0715* (1.6833)			0.0750* (1.7735)
MACRO- EXP	0.0400*** (2.2443)	0.1069*** (3.3677)	0.0765* (1.8007)	0.0982*** (5.6809)	0.0862*** (2.7348)	0.0815*** (1.9239)

注 表中括号内的统计值为 T 统计值, \* 表示在 10% 的显著性水平下显著, \*\* 表示在 5% 的显著性水平下显著, \*\*\* 表示在 1% 的显著性水平下显著。

根据表 4 中面板协整的 DOLS 估计结果, 我们可以得到四个方面的结论。

(1) 从消费者宏观经济预期因子系数的面板协整估计结果来看, 无论是分段估计结果还是全样本的估计结果, 消费者宏观经济预期因子对股票超额收益率都具有显著影响, 并且影响为正。这表明, 投资者的宏观经济预期因子对股票收益变动具有显著的顺周期性影响。当投资者对未来经济预期持乐观态度时, 会明显拉动股市的上涨; 反之, 当投资者对未来经济预期持悲观看法时, 会对股市上涨具有显著的抑制作用。

特别是在现实经济中, 由于媒体等信息传播媒介的渲染作用, 会导致投资者对未来经济的预期也具有传染性。这是因为, 在信息市场中媒体的信息传播是投资者获取信息的一个主要来源, 媒体信息的公开性使得信息一旦通过媒体传播出来, 就可能引起很多投资者的注意, 因此, 媒体信息对于投资者宏观经济预期变动的形成非常重要。尤其是在经济处于动荡时期, 媒体关于经济衰退信息的过度解读和大肆报道可能会引起投资者对未来经济预期过度悲观, 从而导致股票收益变动的传染效应出现, 进而加剧股市的下跌。另外, 在现实经济中媒体也是有其自身利益的, 其选择和处理信息的偏好很容易受到投资者信息需求的影响。上述二者之间的互动可能会助长股市的暴涨和暴跌, 甚至引起股市的持续动荡。

(2) 从价值效应对股票超额收益率影响的角度来看, 股权分置改革前的价值效应对股票超额收益率的影响要明显大于股权分置改革后的影响。这可能是因为: 首先, 在股权分置改革前, 整个股票市场比较低迷, 投资者的投资行为更为谨慎, 这导致他们更愿意投资那些具有较高价值的股票, 从而使得价值效应对股票超额收益率的影响较大; 其次, 在股权分置改革后, 我国股市经历了一波较长时期的牛市行情, 在牛市行情中投资者的热情高涨, 在选择股票时不一定会专注于那些高价值的股票, 从而导致价值效应对股票超额收益率的影响较小; 最后, 在股权分置改革后, 由于一大批新股民入市, 使得投资者整体的投资行为和投资风格出现了较大改变, 从而导致投资者整体对于高价值股票的关注度与先前相比有了一定程度的下降, 进而使得价值效应对股票超额收益率的影响变小。

(3) 从市场溢价因子的面板协整估计结果来看, 2002 年 7 月~2005 年 7 月市场溢价因子的估计系数要明显大于 2005 年 8 月~2009 年 11 月的估计系数。这可能是因为 2002 年 7 月~2005 年 7 月是我国股市的大熊市阶段, 导致在该时期内投资者的风险厌恶程度较高, 从而使得市场溢价因子对股票超额收益率的影响较大; 在 2005 年 7 月~2009 年 11 月时期, 我国股市经历了一个较长阶段的大牛市行情, 在牛市行情中投资者的风险厌恶程度较低, 因而导致在该时期我国股市市场溢价因子对股票超额收益率的影响较小。

(4) 从动量效应对股票超额收益率影响的角度来看, 股权分置改革前动量效应对股票超额收益率的影响要大于股权分置改革后的影响。这主要是因为: 首先, 在股权分置改革前, 我国股市长期以来一直处于低迷阶段, 这无形中导致投资者在投资行为

和投资风格方面出现惯性,从而使动量效应对股票超额收益率的影响较大;其次,股权分置改革前,在我国股市中投资者的素质普遍不高,他们热衷于追涨杀跌,这无形中增加了动量效应对股票超额收益率的影响;再则,在股权分置改革后,由于利好消息的刺激,股市进入了较长时期的牛市行情,一大批新股民的加入使得投资者整体的投资行为和投资风格出现了较大改变,从而导致动量效应对股票超额收益率的影响变小;最后,在股权分置改革后,随着监管部门对于整个股票市场的监管和治理不断深入,整个股市的市场交易行为更趋于规范,从而使得机构投资者的违规行为得到了一定程度的遏制,进而促使动量效应在股票收益变化中的影响与先前相比有所下降。

## 六、结论

利用宏观经济因子来预测股票收益的研究非常重要。传统的基于金融变量因子的资产定价模型虽然能够预测长期市场收益,但是对于商业周期的预测能力比较有限。一旦经济进入商业周期的另一个阶段,传统的资产定价模型就会面临丧失有效性的危险。特别是在此次金融危机中,由于商业周期所处阶段的突然逆转,导致传统资产定价模型的定价误差给整个金融市场带来了巨大的损失。

在本文中,我们试图从实证的角度,在标准的传统资产定价模型的基础上,分析投资者的宏观经济预期因子与股票收益变动之间的关系。首先,我们基于 Robert 和 Lucas (1978)、Lagerwall (2004) 的 CCAPM 分析框架,推导出股票预期超额收益变动与投资者宏观经济预期之间的关系,并以此为基础构建了包括投资者宏观经济预期因子在内的实证方程。其次,我们利用消费者宏观经济预期指数作为投资者宏观经济预期的代理变量,并基于面板协整的 DOLS 估计方法进行实证分析,实证结果表明,在我国股市中投资者的宏观经济预期对股票收益具有显著的正向影响。同时,我们结合媒体的信息传播作用,论证了媒体的信息传播会导致投资者的宏观经济预期出现传染性,进而对股票收益变动产生显著的影响。特别是当经济处于动荡时期,媒体对相关信息的过度解读可能会加剧投资者对未来经济的悲观预期,从而导致股市整体加速下跌甚至是持续动荡,例如此次的美国国债危机和标准普尔下调美国主权信用评级等新闻事件。

注释:

① 此处欧拉方程的详细推导过程与 Weil(1989)的研究相似。

② 对于该类实证方程的检验, Fama 和 French(1993)、Carhart(1997)都是通过组合回归方法进行的,但是近些年来也有些研究者使用面板回归方法来检验。

## [ 参 考 文 献 ]

- [1] Arrow K J. The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk Bearing [J]. Review of Economic Studies, 1964(31): 91-96.
- [2] Paye B S. Do Macroeconomic Variables Predict Aggregate Stock Market Volatility? [R]. Rice University Working Paper, 2008.
- [3] Campbell J Y. Stock returns and the term structure [J]. Journal of Financial Economics, 1987(18): 373-399.
- [4] Breen W, Glosten L, Jagannathan R. Economic significance of predictable variations in excess stock returns [J]. Journal of Finance, 1989(44): 1177-1189.
- [5] Glosten L, Jagannathan R, Runkle D. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks [J]. Journal of Finance, 1993(48): 1779-1801.
- [6] Whitelaw R F. Time variations and co-variations in the expectation and volatility of stock market returns [J]. Journal of Finance, 1994(49): 515-541.
- [7] Campbell J Y, Shiller R J. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors [J]. Review of Financial Studies, 1988(1): 195-227.
- [8] Fama E, French K. Dividend Yields and Expected Stock Returns [J]. Journal of Financial Economics, 1988(19): 3-29.
- [9] Fama E, French K. Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds [J]. Journal of Financial Economics, 1989(25): 23-49.
- [10] Ferson W E, Harvey C R. The Variation of Economic Risk Premiums [J]. Journal of Political Economy, 1991 (99): 1393-1413.
- [11] Liew J, Vassalou M. Can book-to-market, size, and momentum be risk factors that predict economic growth? [J]. Journal of Financial Economics, 2000(57): 221-245.
- [12] Vassalou M. News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns [J]. Journal of Financial Economics, 2003 (68): 47-73.
- [13] He J, Ng L K. Economic forces, fundamental variables, and equity returns [J]. Journal of Business, 1994(67): 599-609.
- [14] Vassalou M, Xing Y. Default risk in equity returns [J]. Journal of Finance, 2004(59): 831-868.
- [15] Petkova R. Do the Fama-French factors proxy for innovations in state variables? [J]. Journal of Finance, 2005 (61): 581-611.
- [16] Lettau M, Ludvigson S. Consumption, aggregate wealth and expected stock returns [J]. Journal of Finance, 2001 (56): 815-849.
- [17] Robert E, Lucas J. Asset Prices in an Exchange Economy [J]. Econometrica, 1978, 46(6): 1429-1445.



[18] Lagerwall B. Income Risk and Stockholdings: Evidence from Swedish Micro- data [R]. EFI Working Paper, 2004.

[19] Bodie Z. Common Stocks as a Hedge Against Inflation [J]. Journal of Finance, 1976(3): 459- 470.

[20] Geske R, Roll R. The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation [J]. Journal of Finance, 1983 (38): 1- 34.

[21] Chan K C, Chen N F, Hsieh D A. An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect [J]. Journal of Financial Economics, 1985(14): 451- 471.

[22] Flannery M J, Protopapadakis A A. Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns [J]. Review of Financial Studies, 2002(15): 751- 782.

[23] Diebold F X, Yilmaz K. Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility, World- Wide [R]. University of Pennsylvania and NBER Working Paper, 2007.

[24] David A, Veronesi P. Inflation and Earnings Uncertainty and Volatility Forecasts: A Structural Form Approach [R]. University of Chicago Working Paper, 2008.

[25] Gupta R, Modise M P. Macroeconomic Variables and South African Stock Return Predictability [R]. University of Pretoria Working Paper, 2011.

[26] 靳云汇, 于存高. 中国股票市场与国民经济关系的实证研究 [J]. 金融研究, 1998(3): 32- 40.

[27] 易 纲, 王 召. 货币政策与资产价格 [J]. 经济研究, 2002(3): 41- 46.

[28] 胡金焱. 中国股票市场宏观政策效应的实证研究 [J]. 经济学动态, 2003(6): 21- 25.

[29] 刘金全, 王风云. 资产收益率与通货膨胀关联性的实证分析 [J]. 财经研究, 2004(1): 41- 50.

[30] 王一鸣, 赵留彦. 我国通货膨胀与股票收益相关性: 从长、短期视角的解释 [J]. 经济学动态, 2008(3): 11- 17.

[31] 赵 蓉. 试论中国股票市场失衡及其与宏观经济运行态势的背离 [J]. 南开管理评论, 2000(6): 19- 25.

[32] 赵振全, 张 宇. 中国股票市场波动和宏观经济波动关系的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003(6): 51- 59.

[33] 李冻菊. 股票市场与经济增长的关系研究 [J]. 金融研究, 2006(9): 24- 31.

[34] 陈其安, 张 媛, 刘 星. 宏观经济环境、政府调控政策与股票市场波动性: 来自中国股票市场的经验证据 [J]. 经济学家, 2010(2): 12- 18.

[责任编辑 李 莉]

(上接第 27 页)

[24] Kanbur Ravi, Xiaobo Zhang. Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey Through Central Planning, Reform, and Openness [J]. Review of Development Economics, 2005, 9 (1): 87- 106.

[25] 万广华, 陆 铭, 陈 钊. 全球化与地区间收入差距: 来自中国的证据 [J]. 中国社会科学, 2005(3).

[26] 王少瑾. 对外开放与我国的收入不平等——基于面板数据的实证研究 [J]. 世界经济研究, 2007(4).

[27] Theil H. Economics and Information Theory [M]. Amsterdam: North Holland, 1967.

[28] Shorrocks A. Transfer Sensitive Inequality Measure [J]. Review of Economic Study, 1987, 54.

[29] Zhang X, Zhang K H. How Does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China [J]. Journal of Development Studies, 2003, 39(4): 47- 67.

[30] 陶 涛, 夏 亮. 我国各地区内部贫富分化影响因素分析 [J]. 经济问题探索, 2010(5).

[31] Kohli U. A Gross National Product Function and the Derived Demand for Imports and Exports [J]. Canadian Journal of Economics, 1978, 11(2): 167- 182.

[32] 张 军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952~2000 [J]. 经济研究, 2004(10).

[33] Stiglitz J E. More Instruments and Broader Goals: Moving toward the Post Washington Consensus [J]. WIDER Annual Lecture, 1998, 2.

[34] Srinivasan T N, Bhagwati J. Outward Orientation and Development: Are Revisionists Right [R]. Economic Growth Center Discussion Paper 806, Yale University, 1999.

[责任编辑 高 巍]