

我国国际资本流动性程度 和非流动性原因的度量与检验^{*}

——来自中美日三国消费模式对比的经验证据

刘金全, 于冬, 张成军

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130021)

摘要:加入 WTO 以后, 我国的国际资本流动性开始有所加强, 流动方式也有所改变。文章选择中国、美国和日本的消费和收入数据, 在国家之间实际利率均衡的假设下, 通过国家消费模式的考察和对比, 发现我国的经济运行并不满足国际资本完全流动性假说, 其原因既出于我国资本市场与国际资本市场之间存在进入限制, 也出于我国资本市场与国际资本市场的非完全整合。这些经验发现表明, 我国经济中的名义利率、汇率和资本市场仍然处于有限管制过程中, 必须通过深化国内金融体制改革和逐步实现资本市场开放等有力措施来增强我国国际资本的流动性, 进而保持我国快速经济增长和提高整体资源配置效率。

关键词:资本流动性; 实际利率; 消费模式; Feldstein-Horioka 之谜

中图分类号:F11-0; F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)03-0082-11

一、引言

国际资本的流动方向和流动程度对国民经济运行具有重要影响, 如何度量和判断国际资本流动性非常重要。如果一个国家的国际资本流动性比较低, 那么当该国出现资金需求时, 外部资金无法及时进入, 因此其经济增长就被国内的储蓄能力所限制, 此时的财政赤字也将对投资产生“挤出效应”; 如果一个国家的国际资本流动性比较高, 由于国际和国内资金的自由流动和资本市场的整合, 将导致该国无法实施独立的货币政策, 从而降低货币政策工具对宏观经济调控的能力。因此, 国际资本流动程度对一个国家宏观经济政策的有效性具有显著影响(Moosa, 1996)。

收稿日期: 2006-01-08

基金项目: 国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)

作者简介: 刘金全(1964—), 男, 黑龙江密山人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士研究生导师;

于冬(1980—), 吉林吉林人, 吉林大学数量经济学博士生;

张成军(1980—), 吉林白山人, 吉林大学数量经济学专业硕士生。

在对国际资本流动性的间接检验方面, Feldstein 和 Horioka(1980)给出了一种具有代表性的经验方法,即选择了一些被认为具有较高资本流动性的国家,但在检验中发现了其国内投资与国内储蓄之间存在高度相关性,这意味着国内投资主要来自国内储蓄,如此表明该国的国际资本流动性较低,从而与主观判断产生了一定的冲突,这些发现被称为“Feldstein-Horioka 之谜”。后来,一些研究者使用了更为广泛的国家作为调查样本,也发现了类似的现象,这似乎表明“Feldstein-Horioka 之谜”已经成为了普遍的现象(Tesar, 1991)。

在检验国家资本流动性的经验研究中,大都假设国际资本市场具有相当程度的整合性,也没有显著的资本市场进入障碍,这样一来,完全的国际资本流动可以消除同一资产名义收益率和实际收益率之间的差异,这意味着一国国内储蓄的不足无法限制它对资金总量的需求,这是因为完全的资本流动打破了储蓄和投资之间的连接,因此私人储蓄的下降或者当前预算赤字的增加都无法通过提高实际资本成本来形成对投资的“挤出效应”。与此相反,这些国家能够获得足够的外部资金来补足与世界利率的差异。这意味着实际利率平价(RIP)是导致国内储蓄与投资之间相关性的必要条件,因此,“实际利率平价”也可以当作一个资本流动性的度量标准。在一些经验研究中,人们采用“实际利率平价”(real interests parity, RIP)方法,也发现了一些表面上具有显著资本流入和流出的国家具有较低的国际资本流动性(Mishkin, 1984),出现了类似“Feldstein-Horioka 之谜”的现象。

无论是利用储蓄—投资关系,还是利用“实际利率平价”方法来度量和检验国际资本流动性,都无法得到统一的结论,甚至经验结论与经济现实存在着矛盾和冲突之处。为了解决这个难题,Obstfeld(1994)提出了基于一个国家消费方式的比较来度量国际资本流动性的方法,该方法认为,当国际资本市场为完全流动时,不同国家的消费模式应该具有类似的特征,即大都满足消费路径平滑的持久收入—生命周期假说。这种基于消费模式的资本流动性度量,仍然需要假设对比国家的实际利率是相等的,这属于“实际利率平价”方法的拓展。该方法在一些西方国家的实证分析中获得了许多与现实相符的经验证据。

我国的改革开放,特别是加入 WTO,为我国全面参与国际分工和竞争提供了制度和市场条件,我国不仅被认为是产品贸易活跃的国家,也被认为是国际资本流动比较活跃的国家,我们面对的经济区域和主要贸易伙伴的国际资本流动也十分显著。例如,在 1970~1972 年,日本每年的净资本流出为 50 亿美元,但是到了 1980~1983 年,每年的净资本流出已达每年 750 亿美元。在同一个时期以来,美国平均每年净资本流入从 20 亿美元提高到 1290 亿美元(从占 GNP 的 0.1% 上升到占 GNP 的 3%)。为此,在本文中,我们将选取中国、美国、日本三个国家的有关数据,在实际利率均衡的前提下,利用消费模式对比的方法来检验国际资本的流动性假说,这对度量我国资本流动性和检验

我国与美国、日本的经济关联性具有重要意义。

二、基于国际资本完全流动性下的消费模式对比及模型

如果资本市场具备完全流动性,那么消费者可以以相同的国际利率进行储蓄和借贷,那么消费者的最优消费路径则是光滑和平稳的。消费者预期消费路径的改变,不仅是预期收入的变化,也是资本市场流动性的变化。因此,当具有完全国际资本流动性时,处于完全流动中的国家之间的消费模式应该具有相似性。

1978年, Hall 在具有理性预期和收入不确定性的条件下,给出了生命周期—持久收入假设下的最优消费路径的条件,这个随机条件可以表示为 (Hall, 1978):

$$E_{t-1}(C_t/C_{t-1} | \Omega_{t-1}) = [\gamma(1+R_{t-1})]^\sigma \quad (1)$$

其中: E_{t-1} 为条件期望算子, C_t 为 t 时的居民消费, Ω_{t-1} 为 $t-1$ 时可以获得的信息集, γ 为经济个体的贴现因子, R_t 为 t 时的实际利率, σ 为经济个体效用的跨期替代弹性。利用小写字母表示上述变量的对数变量,并且引入随机误差项,则方程(1)可以表示为:

$$\Delta c_t = \sigma \log \gamma + \sigma \log(1+R_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2)$$

这里, Δ 是一阶差分算子, ϵ_t 是已知信息集下的随机误差,满足 $E(\epsilon_t | \Omega_{t-1}) = 0$ 。假设我们所考虑的资本流动范围内的国家具有类似的效用函数和不同的贴现率,则方程(2)可以推广到 n 个国家,并构成了联立方程系统形式,可以表示为:

$$\begin{bmatrix} \Delta_{1t} \\ \Delta_{2t} \\ \vdots \\ \Delta_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1 \log \gamma_1 \\ \sigma_2 \log \gamma_2 \\ \vdots \\ \sigma_n \log \gamma_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_1 \log(1+R_{1,t+1}) \\ \sigma_2 \log(1+R_{2,t+1}) \\ \vdots \\ \sigma_n \log(1+R_{n,t+1}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \epsilon_{n,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

等式(3)意味着不同国家消费方式不同的惟一原因是消费者面对的实际利率不同。如果资本市场是完整的,资本会跨国流动而使各国实际利率相等。在完全市场和资本流动下,任何实际利率的微小差异都将引起无限的资本流动,这将使实际利率相等。在这种条件下,国家 i 和国家 j 的消费模式应该满足如下等式:

$$\Delta c_{it} - \Delta c_{jt} = \sigma_i \log \gamma_i - \sigma_j \log \gamma_j + (\sigma_i - \sigma_j) \log(1+R_{t-1}) + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

这里, $\epsilon_{ijt} = \epsilon_{it} - \epsilon_{jt}$ 。方程(4)说明,如果每个国家的消费模式都满足随机游动假说,而且具有完全的国际资本流动,那么国家之间的消费模式只是国际利率的自回归函数,而且国际利率的影响只是通过跨期替代程度的差异来发挥作用,其随机误差仍然是不可观测的白噪声过程。

为使经济个体的消费行为更接近现实,我们将消费者分为两种类型,一种

类型是短视性消费者,其消费行为满足现期收入假说,即当前的消费只与当前的收入有关,这部分消费者所占比例为 λ_i ;另一种类型是前瞻性消费者,其消费行为满足生命周期—持久收入假说,这部分消费者所占比例为 $(1-\lambda_i)$,这样经济个体的整体消费模式为(Campbell 和 Mankiw, 1990):

$$\Delta c_{i,t} = \lambda_i \Delta y_{i,t} + (1-\lambda_i) [\sigma_i \log \gamma_i + \sigma_i \log(1+R_{it})] + \epsilon_{it} \quad (5)$$

这里, y_t 为现期收入的对数。方程(5)与方程(2)的主要差异在于消费变化过程中引入了现期收入的变化,这使得消费模式具有两种不同的层次。可以将方程(5)表示为:

$$\sigma_i \log(1+R_{it}) = \frac{1}{1-\lambda_i} [\Delta c_{i,t} - \lambda_i \Delta y_{i,t} - (1-\lambda_i) \sigma_i \log \gamma_i - \epsilon_{it}] \quad (6)$$

如果各国之间的资本市场是完全整合的,并且资本具有完全流动性,则各国的实际利率之间没有任何差异,这时有:

$$R_{i,t} = R_{j,t}, i, j = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

因此可以将方程(6)转化为下述形式:

$$\Delta c_{i,t} = \gamma_0 + \lambda_i \Delta y_{i,t} + \left[\frac{\sigma_i(1-\lambda_i)}{\sigma_j(1-\lambda_j)} \right] \Delta c_{j,t} - \left[\lambda_i \frac{\sigma_i(1-\lambda_i)}{\sigma_j(1-\lambda_j)} \right] \Delta y_{j,t} + \epsilon_{ij,t} \quad (8)$$

其中: γ_0 是两个国家消费者在风险态度和跨期替代上的差异, $\epsilon_{ij,t}$ 为 ϵ_{it} 和 ϵ_{jt} 的函数,表示不同国家消费模式差异中的随机误差。它们的具体表达式为:

$$\gamma_0 = \sigma_i(1-\lambda_i)(\log \gamma_i - \log \gamma_j), \epsilon_{ij,t} = \epsilon_{i,t} - \left[\frac{\sigma_i(1-\lambda_i)}{\sigma_j(1-\lambda_j)} \right] \epsilon_{j,t} \quad (9)$$

继续将方程(8)表示为简化参数形式:

$$\Delta c_{i,t} - \Delta c_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{i,t} + \beta_2 \Delta c_{j,t} + \beta_3 \Delta y_{j,t} + \epsilon_{ij,t} \quad (10)$$

参数之间的对应关系为:

$$\beta_0 = \gamma_0, \beta_1 = \lambda_i, \beta_2 = \frac{\sigma_i(1-\lambda_i)}{\sigma_j(1-\lambda_j)} - 1, \beta_3 = -\lambda_j \frac{\sigma_i(1-\lambda_i)}{\sigma_j(1-\lambda_j)} \quad (11)$$

上述方程(10)中的简化式参数仍然具有重要的经济意义。首先,回归方程的常数项 β_0 度量了不同国家的消费者在贴现程度上的差异,当 $\beta_0 = 0$ 时,则有 $\gamma_i = \gamma_j$,即两个国家的消费者具有相同的贴现因子;当 $\beta_0 \neq 0$ 时,则 $\gamma_i \neq \gamma_j$,这时两个国家现期效用和远期效用的贴现程度不同;系数 β_1 度量了第*i*个国家经济个体的消费动机中现期收入消费的重要程度,当 $\beta_1 = 0$ (备选假设为 $\beta_1 > 0$)时,该国消费者对国内收入的暂时变化没有敏感性,国内收入的暂时变化可以完全从国际资本流动中获得,因此国际资本具有流动性;如果 $\beta_1 > 0$,则意味着该国部分消费者对当期收入变动比较敏感,这是因为这些消费者无法及时进入资本市场来平滑消费路径,此时国际资本流动性所受到的限制条件是该国资本市场进入障碍;系数 β_2 度量了国内消费和国外消费的相关程度,当 $\beta_2 = 0$,这时不仅两国消费者具有相同的贴现因子和效用的跨期弹性,而且一个国家的消费改变对两国消费模式的差异没有影响,这意味着两个国

家的资本市场是完全整合的;如果 $\beta_2 \neq 0$, 则意味着两个国家的资本市场之间存在着单向或者双向的流动限制, 其原因是两国的资本市场并不是完全整合的, $\beta_2 < 0$ 意味着对目标国家具有单向净资本流入; 系数 β_3 度量了第 j 个国家的经济个体消费动机中现期收入消费的重要程度, 如果 $\beta_3 = 0$ (备选假设为 $\beta_3 > 0$), 则另外一个国家完全都是持久收入—生命周期假说类型的消费者, 另外一个国家收入暂时变化所产生的影响完全可以通过该国的完全国际资本流动来消除, 并不对两个国家消费模式的差异产生作用。

表 1 回归系数的假设检验与资本流动性的关系

假设 $\beta_1 = 0$	假设 $\beta_2 = 0$	检验结果具有的资本流动性启示
无法拒绝	无法拒绝	两个国家消费者均服从 LC/PI 假说, 资本完全流动
拒绝	无法拒绝	资本市场非完全进入, 导致资本非完全流动
无法拒绝	拒绝	资本市场非完全整合, 导致资本非完全流动
拒绝	拒绝	资本市场非完全进入和非完全整合, 导致资本非完全流动

表 1 说明了所有参数约束可能下, 对国际资本流动性程度带来的启示。其中需要注意的是, 如果消费者未能没有障碍地进入资本市场, 那么完全资本流动性可能不是这种情形, 此时各国之间的资本市场还没有完全一体化。

为了使检验更为直接和简单, Mace(1991) 提出了一种更为直接的检测国际资本完全流动的假设, 主要是考虑国家之间消费与收入之间的回归关系。该模型由下式给出:

$$\Delta c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta c_{jt} + \alpha_2 \Delta y_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

在这个模型中, 当国际资本存在完全流动性时, 每个国家的消费增长率都服从随机游动假说, 因此完全资本流动可以由参数约束条件 $(\alpha_1, \alpha_2) = (1, 0)$ 给出; 当一个国家资本处于完全不流动的极端情况下, 该国的消费模式与其他国家的消费和收入无关, 仅仅受到本国收入变化的影响, 因此资本完全不流动对应的参数约束条件 $(\alpha_1, \alpha_2) = (1, 0)$ 给出。显然, 这个模型没有考虑到消费模式中效用贴现程度和效用跨期替代弹性上的差异, 也无法描述资本市场关联性对资本流动的影响。另外, 在这个模型中, Δc_i 与 Δc_j 和 Δy_i 之间可能存在正相关关系, 所以在模型中缺少 Δy_j 作为解释变量, 则可能导致系数的欠估计; 其次, 如果该国家中存在着预期短视的消费者 (消费行为不满足生命周期—持久收入假说), 则此时的约束条件 $\alpha_1 = 1$ 并不是完全资本流动性的必要条件。因此, 模型 (12) 只是对国际资本流动性更为概略的描述, 其检验也是为了给某些结论提供更为稳健的经验证据。

三、数据和经验性结论

我们所选择的三个国家 (中国、美国和日本) 的数据是 1991 年第 1 季度至 2004 年第 2 季度的季度数据。消费变量是实际个人最终消费总额, 收入变量

选取实际国内生产总值。图1和图2分别给出了三个国家的实际产出增长率和消费增长率的变化路径(数据来源为世界银行网站,这里的增长率是季度同比增长率)。由图1、图2可以看出,无论是产出增长率还是消费增长率,我国与美国和日本都有较大差异,但是相同国家的收入与消费路径都体现出类似的模式,这意味着现期收入对当前消费都具有显著影响,经济中不同程度地存在着收入预期短视的经济个体。

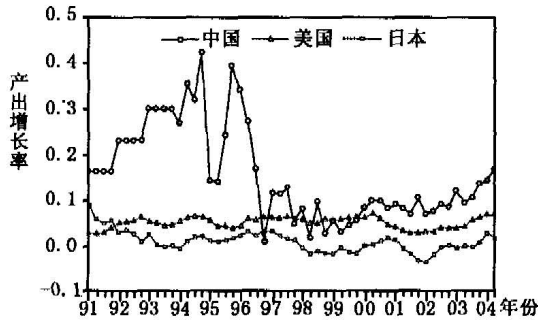


图1 中美日三国产出增长率路径

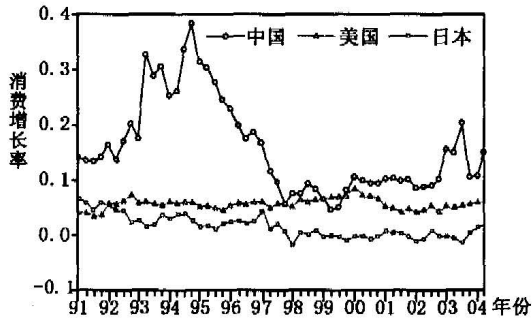


图2 中美日三国消费增长率路径

在进行具体的假设检验之前,我们需要注意到方程(10)在估计时可能受到变量之间存在多重共线性的影响,常见的解决方法是更新变量和重新指定模型结构,但这与我们的经济理论推导不相一致。例如直接省略解释变量 Δy_i ,将导致模型的假设检验缺乏理论基础。因此,我们设法通过工具变量(IV)估计来处理变量的内生性问题。此时,严重的多重共线性可以根据 Δc_j 和 Δy_j 的标准差(因此也可以用 t -统计量)来判定。如果这些变量的系数估计具有较高的标准差或较低的 t -统计量,我们再设法考虑多重共线性问题;另外,我们还将利用似不相关估计来处理方程(11)的参数,为了提高检验的置信程度,我们都使用双边备选假设形式。表2给出了各种估计结果,其中参数估计下面括号内的数字表示对应的 t -统计量,而假设检验给出的 χ^2 统计量值下面括号内的数字则表示原假设成立的概率。两种情形下*号表示在5%的显著性水平下参数估计显著或者拒绝原假设。

表2的估计结果表明,利用消费模式进行的国际流动性检验,虽然不同估计方法得到的估计结果在定性上是相符的,但是估计系数上的差异意味着模型结构相对于变量之间关系和残差假设具有一定程度的敏感性,因为工具变量方法和似不相关估计之间具有显著差异。由于模型解释变量与残差之间极有可能存在相关性,因此工具变量估计可能更为合理一些。为此,我们主要选择工具变量估计进行解释。首先,我们需要注意到,在中美、中日和美日三组两个国家之间消费模型的对比中,所有的回归常数项的 β_0 估计都是不显著的,这意味着无法拒绝 $\beta_0=0$ 的原假设,表明中美日三国之间在消费的时间贴现程度和跨期替代程度上没有显著差异,这为通过消费模式对比来判断资本流动程度提供了可行性;其次,所有模型中的 β_1 估计都是显著的,并且都具有正的参数估计值,这说明这些国家的国内消费对国内收入具有一定程度的敏感性,而且我国消费者对现期收入的敏感性最高,无论是与美国比较还是与日本比较,都有80%以上的消费者的当前消费水平与现期收入水平有关;再次,除了中国/美国以外,其余两个模型的估计结果表明 β_2 显著为负时,代表限制条件的原假设 $\beta_2=0$ 都被拒绝,这意味着“实际利率平价均等假说”并不存在,存在日本向中国和日本向美国的单向净资本流动。而在中国/美国情形下,由于人民币汇率盯住美元的作用,即使两个国家没有完全资本流动,即使资本市场没有出现整合,两国之间也近似地满足“实际利率平价假说”;最后,在5%的显著性水平下, β_3 的参数估计都是非显著的,这意味着美国和日本相对于中国而言,消费者的收入预期短视和消费行为短视的整体比例较低,他们的消费行为对我国消费者的“溢出影响”微弱,这点与中美日三国的消费行为特征基本相符。

表2 方程(10)的回归系数估计结果

工具变量估计结果				似不相关估计结果			
参数	中国/美国	中国/日本	美国/日本	参数	中国/美国	中国/日本	美国/日本
β_0	-0.0132 (-0.3210)	0.0237 (2.0401)*	-0.0245 (-0.8061)	β_0	0.0245 (0.7475)	0.0533 (1.8100)	0.0041 (2.0401)*
β_1	0.8824 (4.1492)*	0.8043 (22.352)*	0.7075 (2.2395)*	β_1	0.6610 (4.1099)*	0.5958 (3.7154)*	0.3965 (22.352)*
β_2	-0.3896 (-0.1809)	-0.6176 (-10.138)*	-1.1777 (-2.9291)*	β_2	-1.0695 (-0.5403)	-0.1277 (-0.1066)	-0.8699 (-10.138)*
β_3	-0.0409 (-0.0189)	0.2011 (-1.5364)	-0.5496 (-1.1925)	β_3	0.6386 (0.3215)	-0.2904 (-0.2417)	-0.1239 (-1.5364)
$\beta_1=0$	17.216 (0.0000)*	14.621 (0.0001)*	5.0153 (0.0251)*	$\beta_1=0$	16.891 (0.0000)*	13.804 (0.0002)*	499.61 (0.0000)*
$\beta_2=0$	0.0327 (0.8564)	0.2093 (0.6473)	8.5797 (0.0034)*	$\beta_2=0$	0.2919 (0.5890)	0.0114 (0.9151)	102.78 (0.0000)*
$\beta_1=\beta_2=0$	19.407 (0.0000)*	14.964 (0.0006)*	9.3564 (0.0093)*	$\beta_1=\beta_2=0$	19.381 (0.0000)*	14.264 (0.0008)*	502.75 (0.0000)*

参数估计的显著性进一步证实了上述参数估计数值的分析结果。首先,在三种情形下,检验结果都拒绝了原假设“ $\beta_1 = 0$ ”,这意味着中美日三国之间的资本市场都存在一定程度的进入障碍,这是国际资本非完全流动的主要原因。就我国而言,主要是出于我国资本市场尚未完全开放的缘故;其次,检验结果无法拒绝中国/美国和中国/日本情形下“ $\beta_2 = 0$ ”的原假设,这意味着我国资本市场与美日资本市场已经具有一定程度的整合性,其原因是美日两国在我国投资规模较大和与我国贸易关联程度较高;再次,表示国际资本完全流动的复合假设“ $\beta_1 = \beta_2 = 0$ ”都被拒绝,这说明从消费模式对比的角度上看,这三个国家之间都没有存在国际资本的完全流动性,我国国际资本与美国和日本非完全流动的主要原因在于“资本市场的非完全进入”,这与我国资本市场暂时没有完全开放的现实相符。

为了增强上述估计结果和检验结论的稳健性,我们继续利用两种估计方法对方程(12)进行估计和检验。最小二乘估计和近似不相关回归的估计结果由表3给出。

表3 方程(12)的回归系数估计结果

普通最小二乘估计				似不相关估计结果			
参数	中国/美国	中国/日本	美国/日本	参数	中国/美国	中国/日本	美国/日本
α_0	0.0197 (0.6562)	0.0534 (1.7632)	0.0050 (2.5384)*	α_0	0.0319 (0.9547)	0.0513 (1.8124)	0.0051 (2.6093)*
α_1	0.5663 (4.1923)*	0.5833 (6.8137)*	0.9853 (21.346)*	α_1	0.6733 (7.0742)*	0.5645 (7.0039)*	0.9954 (21.942)*
α_2	0.6735 (4.1923)*	0.6038 (3.7408)*	0.0182 (0.3822)	α_2	0.6735 (4.3093)*	0.6134 (3.8452)*	0.0164 (0.3928)
$\alpha_1 = 1$ $\alpha_2 = 0$	46.732 (0.0000)*	36.520 (0.0000)*	0.3958 (0.8204)	$\alpha_1 = 1$ $\alpha_2 = 0$	49.377 (0.0000)*	38.588 (0.0000)*	0.4182 (0.8113)
$\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = 1$	52.389 (0.0000)*	51.404 (0.0000)*	48.182 (0.0000)*	$\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = 1$	55.354 (0.0000)*	111.23 (0.0000)*	503.21 (0.0000)*

在表3的检验结果中,普通最小二乘估计结果与似不相关估计的结果基本类似,这意味着统计估计相对于变量之间、变量与残差项之间相关性的假设比较稳健。具有经济意义的参数 α_1 和 α_2 的估计都是显著的。资本完全流动的原假设由系数限制条件 $(\alpha_1, \alpha_2) = (1, 0)$ 表示,而资本完全不流动的原假设由系数限制条件 $(\alpha_1, \alpha_2) = (0, 1)$ 表示,检验结果表明中美之间和中日之间既不存在资本的完全流动,也不存在资本的完全不流动,这意味着利用消费模式的对比只能部分地解释这些国家的资本流动性假说。检验结果还发现,通过消费模式的对比,能揭示美日之间存在完全的资本流动假说,这与美日两国的资本流动和市场关联程度的现实较相符合。

四、实证结果的解释和经济政策启示

在上述检验中,我们获得了一个十分重要的结论,即从消费模式对比角度

出发,我国与美国和日本并不存在显著的国际资本流动,虽然这些国家与我国存在十分密切的贸易关系,但是产品市场的相互关系并没有带来显著的资本流动性和资本市场的完全开放,资本市场和产品市场在国际关联程度上存在一定程度的两分性。上述检验分析的主要结论如下:

(一)从短期和长期消费角度出发,我们的检验发现我国与美国和日本之间不存在国际资本的完全流动,其原因既出于我国国内资本市场与国外资本市场之间存在进入限制,也出于我国国内资本市场和国外资本市场的非完全整合,我国的资本市场和产品市场仍然与完全开放经济有一定差距。虽然我国目前与美日等国家的贸易总量持续增加,国际资本往来也具有较大的规模,但资本市场的管制和资本项目下货币非完全兑换等原因,导致我国与其他国家资本市场的联接和影响存在种种障碍,这导致了我国经济出现了资本既非完全流动也非完全不流动的特征。由于我们是基于消费模式进行考察的,这说明我国经济中仍然存在大量的满足凯恩斯消费行为的经济个体,他们的当期消费主要与暂时收入密切相关,出于预防性储蓄动机或者国内资本市场存在流动性约束(个人借贷存在明显约束)(刘金全、邵欣炜,2004),导致他们对国外资本需求或者国外投资都与平滑消费路径的投资消费模式(对应着国际资本的完全流动性)有所偏差。

(二)从消费角度度量和检验国际资本完全流动性假说,仍然是依据“实际利率平价假说”进行的。我们之所以没有直接利用“实际利率平价假说”对国际资本流动性条件进行检验,其原因是因为大多数检验都会拒绝这样的国际资本完全流动性假说。大多数类似检验都假设(Mishkin,1984)实际利率平价处于均衡状态下,任何微小的利率偏离都会导致无限的资本流动,这样的国际资本完全流动性要求实在过于苛刻。因此,即使接受了“实际利率平价”条件,也无法断言国际资本就具有完全流动性,因为即使两个国家存在实际利率的差异,可是资本市场存在进入限制或者资本市场缺乏关联,也无法实现资本的自由流动。因此,实际利率平价可以作为判断国际资本完全流动的长期条件,而不能作为短期条件(Moosa,1996)。如果出现检验结论与现实的差异,既有消费模式之间的差异,也有实际利率和实际汇率偏离平价的原因;我国资本市场确实出现了实际利率高于或低于国际市场水平的时期,这对资本流动产生了显著影响。当我国实际利率较高时,我国能够吸收大量的国外投资,出现了显著的国际资本流入;同时,我国也具备了大量的外汇储备,国家和企业也购买了一些外国的国债,这也存在着一定规模的资本溢出现象。因此,如果利用消费模式对比来判断国际资本流动性,可能出现的首要问题便是“实际利率平价假说”在人民币盯住美元和有限浮动的情形下缺乏成立的基础。

(三)利用消费模式对比来度量国际资本流动,对国内消费者大部分满足生命周期—持久收入假说的国家而言,仍然具有一定的理论基础。我们在检

验中确实发现了美日两国之间具有比较显著的国际资本流动性。这是因为美国和日本的国内消费对国内收入的敏感性较低,这导致他们的资本流入和资本流出都比较显著,而且国际资本流动规模与国内收入变动的相关性较低,这意味着这些开放程度较高的国家既可以通过国际资本流动来缓解国内经济波动,也可以通过国际资本流动将国内经济波动传导到相应国家。另外,如果针对我国的投资和储蓄之间的关联进行检验,我们也能够发现我国存在比较显著的投资—储蓄之间的关联(刘金全、于惠春,2002),这意味着国内投资比较明显地依赖国内储蓄,同时也说明国内消费也显著地依赖国内收入,这也是我国没有存在完全国际资本流动性的经验证据,这与利用消费模式对比得到的经验结论是一致的。我们的检验结论并未与投资—储蓄关系的“Feldstein-Horioka 之谜”产生冲突。

最后,我们仍然需要评论消费模式对比是否能够作为度量国际资本流动性假说的工具。虽然我们上述的检验结果与现实是基本相符的,但是这并不意味着消费模式对比得到的国际资本流动性判断就是统计上稳健的,也并不意味着这样的经验方法能够完全解决“Feldstein-Horioka 之谜”。但是,这样的检验却能够有助于判断不同国家的国内消费对于国内收入变动的敏感性,与国际资本流动假说的偏离的部分原因就是国内消费者的收入短视行为造成的,增强国内收入的长期预期和加强国内资本的流动性,都可以提高该国的国际资本流动性。

* 本文受吉林大学人文社会科学精品项目(2003JP005)资助。

参考文献:

- [1]刘金全,邵欣炜.流动性约束与消费行为关系的实证研究[J].管理科学学报,2004,(4):90~94.
- [2]刘金全,于惠春.我国固定资产投资和经济增长之间影响关系的实证分析[J].统计研究,2002,(1):26~29.
- [3]Campbell, J Y, Mankiw, N G. Permanent income, current income, and consumption [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1990, 8: 265~279.
- [4]Feldstein, M, Horioka, C. Domestic saving and international capital flows[J]. Economic Journal, 1980, 90: 314~329.
- [5]Hall, R E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence[J]. Journal of Political Economy, 1978, 86: 971~987.
- [6]Mace, B J. Full insurance in the presence of aggregate uncertainty[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99: 928~956.
- [7]Mishkin, F. Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions[J]. Journal of Finance, 1984, 39: 1345~1358.
- [8]Moosa, I A. A note on capital mobility[J]. Southern Economic Journal, 1996, 63: 248~254.

- [9]Obstfeld, M. Are industrial-country consumption risks globally diversified? in Leiderman, L. and Razin, A. eds., *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment and Growth*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- [10]Tesar, L L. Savings, investment and international capital flows[J]. *Journal of International Economics*, 1991, 31: 55~78.

The Measurement and Test for China's Capital Flows: Evidence from Comparisons of Consumption Patters in US, Japan and China

LIU Jin-quan, YU Dong, ZHANG Cheng-jun

(*Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Changchun, 130021, China*)

Abstract: The entry of WTO will definitely enhance the liquidity and influence the moving pattern of international capital flow in China. In this paper, choosing the data from China, United State and Japan, under the hypothesis of real interest rate equilibrium, we examine and compare the sample country's consumption pattern and get the empirical evidence that international capital flow in China is not entirely free, all of which due to the barrier in entering the international market and the insufficient integration. Considering of the fact that China's nominal interest rate, exchange rate and capital market are still under control, vigorous measures such as deepening the domestic financial reform and opening the capital market step by step should be taken so as to enhance the liquidity of international capital flow, to maintain the fast economic growth rate and to improve the general resource allocation efficiency.

Key words: capital flow; real interest rate; consumption pattern; Feldstein-Horioka puzzle

(责任编辑 许 柏)