

中国区域资本流动:动态与区域差异 ——基于1978~2009年数据

张晓莉 刘启仁

(上海对外贸易学院国际经贸学院,上海 201620)

摘要:中国国内资本流动受限阻碍了内需的形成导致内外失衡问题越发严重。本文基于Campbell-Mankiw永久收入模型从私人消费和净产出关系角度测度资本流动程度,并采用混合OLS、GMM和Swamy's随机系数模型等计量方法分析其入世前后的时序和区域差异性。结果表明:我国总体资本流动水平低于主要OECD国家的平均水平,多数省份资本流动程度较低且区域差距较大,其中长三角地区的资本向其他区域流动的水平最低,“入世”对我国资本市场的总体影响有限,然而它对各个区域的影响是不对称的,“入世”后私人消费和净产出相关程度上升的区域其资本流动受限明显且幅度有较大上升,而私人消费和净产出相关程度降低的地区其资本流动略有改善,但其改善幅度远低于其他地区资本流动恶化的幅度。

关键词:区域资本流动;Campbell-Mankiw模型;随机系数模型

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1006-1894(2012)03-0037-12

中国加入WTO十年来国际与国内市场的要素流动性差距加大,具体表现为对外经济活跃和国内市场分割的内外失衡。目前,地方政府对资本进行干预和错误配置容易误入“国家主导的金融体系陷阱”,以市场驱动的企业跨区资本投资受到限制(Boyreau-Debray和Wei,2005),地方政府出于确保本区域资金和财政激励的目的而设置事实上的区域间金融市场壁垒也导致了区域间金融市场分割。地方政府行政权和金融权联姻造成大量中国企业(特别是非国有企业)在国内资本市场融资受到歧视,境内投资者也不能自由跨区分散投资风险,最终造成国内资本市场分割,资本不能自由流动。同时,商品和消费市场受到资本流动和地方保护主义的限制无法

在国内达到统一。然而,以资本自由流动为特征的完整资本市场是支撑国内市场统一的基础,也是增加内需、减少过度出口依赖达到外部均衡的关键。因此,资本流动是影响当前外部经济失衡、国内区域经济差距以及经济增长的重要因素之一(郭金龙和王宏伟,2003)。分析我国区域资本流动的差异性对解决经济内外失衡、保持经济增长以及缩小地区差距具有重要现实意义。另外,中国加入WTO融入国际市场的同时,中国国内资本要素流动是否得到了改善?中国为解决长期经济外部失衡而采取的扩大内需政策是否得到国内资本市场的有力支撑?这些也都是总结“入世”十周年来的经验教训和保持经济健康稳定发展的重要课题。

收稿日期:2012-02-20。

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(项目编号:11YJC790286)。

作者简介:张晓莉,女,上海对外贸易学院国际经贸学院副教授、硕士生导师,研究方向:汇率与宏观经济;刘启仁,男,上海对外贸易学院国际经贸学院硕士研究生,研究方向:金融与宏观经济。

一、文献综述

由于以资本自由流动为特征的统一资本市场是一国经济快速健康发展的支撑,有关资本流动程度的测度成为国内外学者研究的热点。Feldstein 和 Horioka (1980) 开创性地基于储蓄与投资关系测度资本流动程度,其基本思想为:如果储蓄与投资相关度较高,则国家间资本流动较小;反之,如果资本可以完全自由流动,则投资变化可以与储蓄变化完全无关。他们通过对 1960~1974 年间 OECD 16 个国家的储蓄率和投资率数据进行回归分析得出储蓄保留系数显著不为 0 且不显著为 1,认为国际资本流动程度是较低的。

中国区域经济发展不平衡以及地方政府对资本进行干预和错误配置导致的国内资本市场分割问题引起了大量学者对中国区域资本流动状况的研究兴趣,现有文献主要从地区和时序进行比较分析,并结合中国的特殊背景对相关结论进行解释,具体如下:

1. 资本流动的区域差异性分析方面

学者较一致地认为我国资本流动的区域差距较大。胡永平等(2004)采用 ARDL-ECM 模型估计出东部、中部、西部地区的储蓄保留系数分别为:1.41、0.96 和 0.5,并认为总体上我国东部是资本净流入地区,西部是资本净流出地区,中部地区基本持平。麦勇和李勇(2006)估计出 1982~2005 年各省的储蓄保留系数在 0.083~0.191 之间,认为各省资本流动表现出东部资本流动最强、西部省份次之、中部省份最弱的格局。Chan 等(2011)也认为我国发达和落后地区的资本流动性差距较大。

2. 资本流动的时序差异性方面 现有文献的时序划分方法主要有:1984 年改革开放初期和后期(李治国,2008)、1992 年邓小平南巡前后(于春海,2007; Chan 等 2011)、1997 年亚洲金融危机前后(李治国,2008)、2000 年西部大开发前后(徐冬林和陈永伟,2009)。然而,不同学者基于“F-H 方法”估计

出的资本流动程度结果相差巨大,我国资本流动是否改善亦无一致结论。Boyreau-Debray 和 Wei(2005)基于储蓄—投资关系的实证分析得出中国区域内资本流动程度较低且一直在降低。麦勇和李勇(2006)也认为我国省际资本流动性逐渐减弱。李治国(2008)进行截面回归得出 1978~1984 年储蓄投资相关系数均值为 -0.257,而 1985~2006 年该系数均值上升至 0.361,因此,同样认为改革开放后期我国资本流动性减弱。然而,于春海(2007)进行简单回归得出 1978~2004 年我国总体储蓄保留系数为 0.6/0.64(HP 滤波处理/4 年移动平均处理,下同),1978~1992 年和 1993~2004 年的系数分别为 0.73/1.01 和 0.64/0.95,我国总体资本流动性在 1992 年后略有改善。Chan 等(2011)考虑到政府对私人资本流动的影响,认为中国资本流动显著改善,特别是发达地区私人资本流动有较大发展,中央和地方政府通过税收、消费和转移支付等方式降低了私人储蓄和投资的关系且提升了特别是欠发达地区的资本流动水平。

3. 我国资本流动状况的原因解释方面

Boyreau-Debray 和 Wei(2005)认为中国地方政府对资本的干预和错误配置是造成中国内部资本市场分割的原因,因而认为中国国家主导的金融体系存在陷阱,中国政府降低对国内资本市场的干预有助于提升经济效率和经济增长率。李治国(2008)也认为地方政府为确保本区域资金而设置事实上的区域间金融市场壁垒,导致区域间金融市场分割和区域间资本流动性减弱。这种因体制性原因而引起的资本流动性减弱在长期上不利于改善资本配置效率。Li(2010)则利用 1978~2006 年我国 28 个省的数据分析储蓄—投资相关关系认为我国省际资本流动程度较低,而地方政府行政权和金融权联姻是其主要原因。

综上所述,大部分学者均认为我国资本流

动的区域差距较大,然而具体的资本流动程度估计结果相差巨大,我国资本流动是否改善亦无一致结论。由于“F-H方法”缺乏理论推导基础,学者对其结论无法做出理论解释。事实上,当投资和储蓄同时受到冲击,即使在资本完全流动的条件下储蓄—投资也存在正相关关系(Shibata和Shintani,1998)。于春海(2007)在分析“F-H之谜”的基础上也认为资本流动性不能解释中国储蓄—投资关系的特殊表现,因为在中国的净资本流动性显著提高的同时,国内投资与国民储蓄之间的关系并没有发生显著变化,这不符合“F-H之谜”背后的理论逻辑。因此,与国内大部分文献采用“F-H方法”不

同,本文基于Campbell-Mankiw永久收入局部均衡模型从私人消费和净产出关系角度分析我国区域资本流动程度。鉴于现有文献基于“F-H方法”对资本流动的估计结果相差巨大,本文利用1978~2009年的更新数据,采用混合OLS、广义矩估计法(GMM)和Swamy's随机系数模型3种面板估计方法对私人消费和净产出的相关关系进行估计,并对比3种方法的估计结果,得出较为稳健的结论。另外,现有文献还未分析入世前后我国区域资本流动的变化,因而,本文进一步分析“入世”前后我国区域资本流动的时序差异性,估计中国加入WTO对国内资本市场产生的影响。

二、理论模型与实证方法

(一)理论模型

1985年后我国实行的“划分税种、核定收支、分组包干”财政管理体制,以及1994年以来实行的“分税制”,这些改革措施均调动了地方政府当家理财的积极性,地方政府间的财权界限逐渐清晰。Qian和Xu(1993)更进一步地认为,中国可以看作是以每个区域为单个自主经济体而形成的实际意义上的(de facto)经济联邦国家。因此,我们可以把Campbell-Mankiw永久收入模型应用到我国区域内的情形,把每个区域视为一个开放的小国,而利率为央行统一制定也符合开放小国经济的假设,假设该利率固定为 r ,则对每个区域而言,其预算约束为:

$$W_{t+1} = (1+r)W_t + Y_t - C_t - I_t - G_t \quad (1)$$

其中, W 代表该区域的外部资产(区域外和国外), Y 、 C 、 I 和 G 分别代表区域内生产总值、私人消费、投资和政府支出。

则区域内的净产出为 X :

$$X_t = Y_t - I_t - G_t \quad (2)$$

将(2)式代入(1)式得出:

$$W_{t+1} = (1+r)W_t + X_t - C_t \quad (3)$$

基于区域收入账户恒等式,可得出区域经常账户 CA 为:

$$CA_t = rW_t + X_t - C_t \quad (4)$$

我们先考虑资本完全流动和完全受限制的两种极端情形,假设消费者效用函数具有二次效用函数形式,且贴现率为给定的利率相等,则在资本完全流动条件下的最优消费:

$$C_t^p = r \left\{ W_t + \left(\frac{1}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t X_{t+i} \right\} \quad (5)$$

对(5)式求一阶导数,得出:

$$\Delta C_t^p = \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i (E_t - E_{t-1}) X_{t+i} \quad (6)$$

其中(6)式中 $(E_t - E_{t-1})X_{t+i}$ 代表以 t 期获取的新信息为基础对 $t-1$ 期的期望进行修正,该值在理性预期条件下是不可预测的,换言之,今天的消费即为明天消费的最好预测(Hall, 1978),^①即:

$$\Delta C_t^p = \varepsilon_t \quad (7)$$

其中 ε_t 为理性预期误差,它与 $t-1$ 期的信息正交。

在资本流动完全受限,即“自给自足(autarky)”的极端条件下,消费被限制在该区域内的净产出范围内,即:

$$C_t^a \leq X_t \quad (8)$$

在(8)式成立的条件下,代入(3)式得出区

域贸易平衡

$$TB_t = CA_t - rW_t = 0 \quad (9)$$

在资本流动完全受限的条件下,区域储蓄等于区域投资。而一般情况下,资本流动界于两个极端之间,与 Campbell 和 Mankiw (1990) 的假设一样,该区域内的部分收入分配给只消费当期收入的消费者,而其余的收入分配给消费其永久收入的消费者,则:

$$C_t = (1 - \lambda) C_t^p + \lambda C_t^a = (1 - \lambda) C_t^p + \lambda X_t \quad (10)$$

在(10)式中, λ 为私人消费和净产出的相关关系系数,测度资本流动程度,若 $\lambda = 0$, $C_t = C_t^p$,私人消费可以与当期净产出完全无关,这说明区域内消费者可以突破本区域内的净产出限制到区域外获取消费资源(如引入区域外资金等),并可以达到消费者的永久收入消费水平。因此, $\lambda = 0$ 表明资本流动完全自由;若 $\lambda = 1$, $C_t = C_t^a = X_t$,区域内的消费被严格地限制在当期净产出范围内,这时尽管消费可以预期到自身的永久收入水平但由于资本流动的严格限制而无法吸收区域外的消费资源,因此, $\lambda = 1$ 表明资本流动完全受限;现实的情况是界于资本流动完全受限和完全自由之间,私人消费和净产出的相关关系系数则可以用来反映区域内的资本流动情况,即 λ 越小资本流动程度越高, λ 越大资本流动程度越低。因而,估计 λ 可提供除“F-H方法”外的另一种测度资本流动程度的方法。

然而,(5)式中的 C_t^p 是由对未来净产出的期望决定的,而该期望不能观测,为构建实证模型,我们对(10)式做差分处理,并综合(7)式得出:

$$\begin{aligned} \Delta C_t &= (1 - \lambda) \Delta C_t^p + \lambda \Delta X_t \\ &= (1 - \lambda) \varepsilon_t + \lambda \Delta X_t \end{aligned} \quad (11)$$

其相应的面板形式为:

$$\begin{aligned} \Delta C_{it} &= (1 - \lambda_i) \Delta C_{it}^p + \lambda_i \Delta X_{it} \\ &= (1 - \lambda_i) \varepsilon_{it} + \lambda_i \Delta X_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

(二) 实证方法说明

鉴于现有文献基于“F-H方法”对资本流

动的估计结果相差巨大,本文主要选取混合 OLS、广义矩估计法(GMM)和 Swamy's 随机系数模型 3 种面板估计方法对 λ 进行估计,并比较 3 种方法的结果,得出较为稳健的结论。

混合 OLS 模型具有以下形式:

$$\Delta C_t = \alpha + \lambda \Delta X_t + \mu_t \quad (13)$$

虽然混合 OLS 可以得出私人消费与净产出的大致相关关系,但是由于(13)式中误差项 μ 不一定与当期 ΔX 正交,因为相对高的净产出通常会对该区域的未来净产出预期产生正的影响,因而混合 OLS 的系数通常是有偏的(Campbell 和 Mankiw, 1990)。为得到更一致的 λ 估计值, Campbell 和 Mankiw (1990)、Shibata 和 Shintani (1998)均采用滞后项作为工具变量进行回归。由于滞后变量已经发生,故为“前定”变量,因为从当期来看,滞后变量取值已固定,可以看作与当期扰动项不相关。由于(13)式为线性方程, Campbell 和 Mankiw (1990)在条件同方差的假设条件下采用两阶段最小二乘回归(2SLS)方法,本文放宽了条件同方差的假设,允许存在条件异方差并采用迭代方法对权重矩阵进行 GMM 估算, GMM 方法得出的结果与 2SLS 相比更具有一般性。其工具变量的具体设定为:

$$(1) \{ \Delta C_{it-2}, \Delta X_{it-2} \};$$

$$(2) \{ \Delta C_{it-2}, \Delta C_{it-3}, \Delta X_{it-2}, \Delta X_{it-3} \};$$

$$(3) \{ \Delta C_{it-2}, \dots, \Delta C_{it-4}, \Delta X_{it-2}, \dots,$$

$$\Delta X_{it-4} \};$$

$$(4) \{ \Delta C_{it-2}, \dots, \Delta C_{it-5}, \Delta X_{it-2}, \dots,$$

$$\Delta X_{it-5} \};$$

$$(5) \{ \Delta C_{it-2}, \dots, \Delta C_{it-6}, \Delta X_{it-2}, \dots, \Delta X_{it-6} \}$$

为检验工具变量的外生性,本文对相应 GMM 回归进行“过度识别检验”得到 J 统计量,该检验原假设为“H0:所有工具变量都是外生的”,若在给定的显著水平条件下无法拒绝 H0 说明工具变量设定是有效的。

以上混合 OLS 和 GMM 方法均假定私人消费与净产出相关关系 λ 不随时间变化,实际上资本流动程度是随时间不断变化的,因而私人消费与净产出相关关系 λ 具有随机性。另外,

从 Shibata 和 Shintani (1998) 采用 GMM 回归的结果也可以看出相同国家的数据选取不同的工具变量得出的估计值相差较大,甚至出现大于 1 和小于 0 的情况,这反映出估计参数本身具有较大的随机性。因而考虑到估计参数的随机性,本文进一步采用 Swamy (1970) 提出的随机系数模型 (Random Coefficient Model) 估计私人消费与净产出相关关系 λ 。该模型的矩阵形式为:

$$\Delta C_i = \Delta X_i \cdot \beta_i + \mu_i \quad (14)$$

其中 $i=1,2,\dots,P$ 代表面板数, ΔC_i 为第 i 个面板的 $T_i \times 1$ 私人消费向量, ΔX_i 为第 i 个面板相应的 $T_i \times k$ 净产出向量, β_i 为第 i 个面板的 $k \times 1$ 系数向量,包含截距项参数和私人消费与净产出关系参数 λ , 误差向量 μ 的均值为 0, 方差为 $\sigma_{\mu} I$ 。

假设每个面板的系数向量随机,即:

$$\beta_i = \beta + v_i \quad (15)$$

其中, v_i 为随机向量,且满足 $E(v_i | \Delta X_i) = 0$, $E(v_i v_i' | \Delta X_i) = \Sigma$, $E(v_i v_j' | \Delta X_i) = 0$, $i \neq j$, 对所有的 i 和 j , $E(v_i \mu_j' | \Delta X_i) = 0$ 。将 (15) 式代入 (14) 式得到:

$$\begin{aligned} \Delta C_i &= \Delta X_i (\beta + v_i) + \mu_i \\ &= \Delta X_i \beta + (\Delta X_i v_i + \mu_i) = \Delta X_i \beta + \xi_i \end{aligned} \quad (16)$$

由于 $E(v_i | \Delta X_i) = 0$, 由迭代期望定律得出 (16) 式中的误差向量 ξ_i 与解释变量向量 ΔX_i 无关,因此采用该模型估计的参数具有一致性,然而,复合扰动向量 $\xi_i = \Delta X_i v_i + \mu_i$ 的协方差矩阵为分块对角矩阵,类似于随机效应模型:

$$\begin{aligned} E(\xi_i \xi_i') &= E[(\Delta X_i v_i + \mu_i)(\Delta X_i v_i + \mu_i)'] \\ &= \Delta X_i \Sigma \Delta X_i' + \sigma_{\mu} I = \Pi_i \end{aligned} \quad (17)$$

将所有 P 个面板回归方程叠加得到:

$$\Delta C = \Delta X \cdot \beta + \xi \quad (18)$$

其中:

$$\Pi = E(\xi \xi') = \begin{pmatrix} \Pi_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \Pi_P \end{pmatrix} \quad (19)$$

Swamy (1970) 提出采用可行的广义最小二乘法 (FGLS) 估计此模型,即利用 OLS 残差估计协方差矩阵中的参数,再使用广义最小二乘 (GLS),具体过程略。

采用 Swamy's 随机系数模型不但可以估计出整体面板的参数,还同时估计出各个面板的具体参数,因而可以采用此方法同时估计我国区域资本流动的总程度和各个地区的不同资本流动程度,另外通过设定不同的时序段还可以同时比较我国区域资本流动的总变化情况 and 各区域的变化情况,能直观反映出不同地区在时序变化中的差异水平。

三、实证分析

(一) 数据说明与平稳性检验

本文采用 1978 ~ 2009 年的私人消费和净产出数据,其中私人消费数据为支出法中居民消费部分,净产出是通过支出法国内生产总值减去支出法下的资本形成总额和政府消费支出,数据来源为各省统计年鉴。参照 Shibata 和 Shintani (1998), 本文私人消费和净产出数据均采用 GDP 缩减指数和年末总人口数进行平减。另外,鉴于 Campbell 和 Mankiw (1990) 认为时间序列的总私人消费和总产出具有对数线性形式,本文先对经价格因素和人口因素平减后的

私人消费和净产出数据取自然对数再求差分,得到私人消费和净产出的变动率的面板数据。鉴于构建平衡面板的要求和部分省份的数据问题,我们仅选取 19 个省的数据。考虑到我国经济区域的聚集作用越来越大,本文参考 Chan 等 (2011) 的方法将选取的省份划分为 8 个区 (如表 1), 相应的变量原始数据描述性统计如表 2。

为避免数据不平稳造成的伪回归 (Spurious Regression) 问题,需检验面板数据的平稳性。由于 Campbell 和 Mankiw (1990) 模型中的净产出 X 具有随机冲击,例如,技术冲击具有长期效应,因而假设净产出 X 时间序列具有单位

根,由(11)式可推出私人消费 C 的时间序列也不平稳,但两者差分后应该为平稳时间序列。本文采用 Levin-Lin -Chu 检验和 Harris-Tzavalis 检验两种方法检验该面板数据的平稳性,检验结果如表 3,从表中可以看出,私人消费和净产

消费和净产出差分的面板数据均在 10% 显著水平内拒绝 H_0 ,因而,私人消费和净产出差分数据均平稳。

(二) 区域资本流动的总体的估计

通过估计私人消费与净产出相关关系 λ , 可以得出我国的总体区域资本流动程度。我们首先对我国总体数据进行混合 OLS 回归得出私人消费与净产出相关关系 λ 为 0.284(如表 4)。

混合 OLS 可以得出私人消费与净产出的大致相关关系,然而,当(13)式中的误差项与当期净产出相关时,混合 OLS 的系数是有偏的。为得到更一致的 λ 估计,我们进一步采用 GMM 方法。从表 4 中的 GMM 回归结果可以看出,我国总体私人消费与净产出相关关系在 0.447 ~ 0.568(仅取显著的估计值)之间,其 λ 估计值均高于混合 OLS 回归的估计值,说明在考虑解释变量与误差项相关的情况下,我国总体私人消费与净产出的相关程度降低了。另外,对应的 J 统计量均表明无法在 5% 的显著水平上拒绝“所有工具变量都是外生的”的原假设,因此,工具变量有效。

在考虑系数变化的情形下,Swamy's 变系数模型得出私人消费与净产出的相关关系为 0.343,其 λ 估计值介于混合 OLS 回归和 GMM 方法的估计值之间,并且该模型在 1% 显著水平上拒绝“系数不变”的零假设,因此与前两种方法相比,Swamy's 变系数模型能更比较真实地反映我国资本流动的总体的水平。

总之,基于以上 3 种方法得出的显著的我国总体私人消费与净产出相关关系在 0.284 ~ 0.568 之间,所有 λ 估计值的平均值为 0.561。Shibata 和 Shintani(1998)计量出 11 个主要的 OECD 国家 λ 估计值的平均值为 0.479(OLS 结果),因此,我国总体私人消费与净产出的相关程度高于主要 OECD 国家的平均水平,这反映出我国总体资本流动水平低于主要 OECD 国家的平均水平。

表 1 区域分法、简称和包含省份

区域	简称	包含省份
1	京津冀	北京、天津、河北
2	晋鲁	山西、山东
3	辽吉黑	辽宁、吉林、黑龙江
4	沪苏浙	上海、江苏、浙江
5	豫皖	河南、安徽
6	湘	湖南
7	粤闽	广东、福建
8	陕新内蒙古	陕西、新疆、内蒙古

表 2 变量原始数据描述性统计(1978 ~ 2009)

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本数
X	0.0034	0.0032	0.0005	0.0193	256
C	0.0031	0.0026	0.0014	0.0156	256

注: X 和 C 分别代表经 GDP 缩减指数和年末总人口数进行平减后的净产出和私人消费,单位均为:亿人民币/百万人。

表 3 面板单位根检验结果

	Levin-Lin-Chu 检验		Harris-Tzavalis 检验	
	Adj. t *	p-value	Z	p-value
dlc	-2.4268	0.0076	-22.7194	0.0000
dlx	-1.4676	0.0711	-25.2213	0.0000

注: dlc 为取自然对数再求 1 阶差分后的私人消费, dlx 为取自然对数再求 1 阶差分后的净产出,两种检验分别列出调整的 t 统计量(Adj. t *) 和 z 统计量(Z) 及其相应的 p 值。

出差分在 Harris-Tzavalis 检验中均在 1% 的显著水平上拒绝面板包含单位根的原假设,在 Levin-Lin -Chu 检验中私人消费的差分(dlc)在 1% 的显著水平上拒绝 H_0 ,而净产出的差分(dlx)在 10% 的显著水平上拒绝 H_0 ,总之,私人

表 4 我国总体私人消费与净产出相关关系估计结果

	OLS	GMM					Swamy's 变系数模型
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
λ 估计	0.284***	0.447***	1.014	0.582	0.568*	0.691	0.343***
(标准差)	(0.036)	(0.227)	(0.617)	(0.652)	(0.334)	(0.484)	(0.114)
统计量		0.396	0.395	2.814	0.091	0.289	83.01
[P 值]		[0.529]	[0.53]	[0.093]	[0.763]	[0.591]	[0.000]

注：* 和 *** 分别代表 10% 和 1% 显著水平，(1)~(5) 分别代表 GMM 工具变量的不同设定，GMM 对应的统计量为 J 统计量，Swamy's 变系数模型对应的统计量为“系数不变”假设检验统计量，[P 值] 为以上相应统计量的 P 值。

表 5 不同区域私人消费与净产出相关关系估计结果

区域	OLS	GMM					Swamy's 变系数模型
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
1	0.569***	0.843	-0.065	-0.015	2.913	0.352	0.031
(标准差)	(0.183)	(0.689)	(0.577)	(0.495)	(4.734)	(0.220)	(0.098)
J 统计量		0.180	2.398	771335	848415	4.66848	
[P 值]		[0.672]	[0.122]	0.3798	0.3570	0.0307	
2	0.865***	0.160	0.503	1.958*	0.232	0.097	0.662***
(标准差)	(0.128)	(0.671)	(0.971)	(1.061)	(0.218)	(0.337)	(0.124)
J 统计量		0.570	0.199	0.924	2.872	0.244	
[P 值]		[0.450]	[0.656]	[0.3364]	[0.090]	[0.622]	
3	0.220***	0.313***	-0.015	0.016	-0.648	0.265*	0.055
(标准差)	(0.231)	(0.129)	(0.141)	(0.096)	(1.23)	(0.158)	(0.057)
J 统计量		0.511	0.694	0.633	0.092	0.862	
[P 值]		[0.475]	[0.405]	[0.426]	[0.762]	[0.353]	
4	0.906***	0.852	1.124**	1.746*	1.246*	1.108***	0.726***
(标准差)	(0.053)	(0.545)	(0.552)	(1.021)	(0.678)	(0.408)	(0.100)
J 统计量		2.160	0.116	0.052	0.012	0.011	
[P 值]		[0.142]	[0.734]	[0.820]	[0.911]	[0.917]	
5	0.806***	0.681	-0.107	0.966**	0.548	-0.015	0.398***
(标准差)	(0.102)	(0.444)	(0.340)	(0.470)	(0.400)	(0.568)	(0.125)
J 统计量		0.0008	2.874	0.419	0.035	1.746	
[P 值]		[0.978]	[0.090]	[0.518]	[0.852]	[0.186]	
6	0.827***	1.110*	0.216	-0.282	0.119	0.733	0.348***
(标准差)	(0.096)	(0.578)	(0.612)	(1.143)	(0.352)	(0.581)	(0.111)
J 统计量		0.008	0.849	0.096	3.466	4.289	
[P 值]		[0.927]	[0.357]	[0.757]	[0.063]	[0.038]	
7	0.806***	0.470*	0.826**	0.208	0.860*	0.648	0.464***
(标准差)	(0.060)	(0.251)	(0.380)	(0.445)	(0.515)	(0.446)	(0.106)
J 统计量		1.993	1.404	1.211	2.735	0.152	
[P 值]		[0.158]	[0.236]	[0.271]	[0.098]	[0.697]	
8	0.212	-0.226	0.314	-0.518	0.021	0.078	0.058
(标准差)	(0.171)	(0.145)	(0.283)	(0.816)	(0.204)	(0.238)	(0.064)
J 统计量		0.336	2.451	0.018	0.020	0.378	
[P 值]		[0.562]	[0.118]	[0.892]	[0.887]	[0.539]	

注：*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 显著水平。

(三) 区域资本流动的区域差异性分析

学者对我国资本流动的区域差距较大的观点较为一致,然而现有文献对资本流动的估计结果相差巨大,因此,本节选取混合 OLS、广义矩估计法(GMM)和 Swamy's 随机系数模型 3 种面板估计方法对不同区域的 λ 进行估计,并比较 3 种方法的结果,得出较为稳健的结论。

利用 1978 ~ 2009 年的数据对我国 8 个区域的私人消费与净产出的相关关系估计如表 5,混合 OLS、广义矩估计法(GMM)和 Swamy's 随机系数模型 3 种估计方法均证实我国资本流动区域差距巨大的结论。从混合 OLS 结果来看, λ 估计值从大到小排列依次为:4 区(0.906)、2 区(0.865)、6 区(0.827)、5 区和 7 区(均为 0.806)、1 区(0.569)、3 区(0.220)、8 区(0.212),可以看出 8 个区中仅 3 区和 8 区的私人消费与净产出的相关关系小于 Swamy's 变系数模型估计出的全国总体水平 0.343,这说明这两个区的区域资本流动程度高于全国总体水平,而其余 6 个区(占 75%)的区域资本流动程度较低。其中长三角地区私人消费与净产出的相关关系最大(0.906),这说明长三角地区内的资本向其他区域流动的水平最低。

从表 5 中 GMM 方法估计结果可以看出,2、4、5、6、7 区在不同工具变量情况下拒绝“资本完全自由流动的假设”,其中 4 区和 7 区在大多数情形下拒绝零假设,因此可以得出长三角地区(上海、江苏、浙江)、珠三角地区(广东)以及福建沿海发达地区的资本流动未达到完全自由。GMM 方法估计出 4 区(上海、江苏、浙江)的私人消费与净产出关系大多数情况大于 1 且显著,这也反映出长三角地区内的资本向其他区域流动的水平最低。

总体来看,GMM 方法对不同区域的私人消费与净产出相关关系估计出的结果与 Shibata 和 Shintani(1998)的结果类似,工具变量的选取对估计的参数具有较大影响,可能原因是估计参数本身的随机性,因此,本文进一步采用 Swamy's 变系数模型。

从表 5 Swamy's 变系数模型估计的结果来看,大多数区域均能拒绝“资本完全自由流动的假设”,说明我国大多数区域的资本远未达到自由流动的程度,Li(2010)认为主要原因在于地方政府行政权和金融权联姻,地方政府为提升政绩经常行政干预银行放贷行为,造成国内资本市场分割,资本不能自由流动。估计结果中 2 区(0.662)、4 区(0.726)、5 区(0.398)、6 区(0.348)和 7 区(0.464)的估计值均大于相同模型估计出的全国总体水平 0.343,仅有 1 区(0.031)、3 区(0.055)和 8 区(0.058)小于全国总体水平,说明 62.5% 的区域资本流动程度较低,这与混合 OLS 方法得到的结果类似。另外,从估计结果中还可以看出私人消费与净产出的相关关系大于全国总体水平的地区其相应估计值均显著拒绝“资本完全自由流动”的原假设,这说明私人消费和净产出相关程度较高的地区资本流动受限非常明显。

混合 OLS、广义矩估计法(GMM)和 Swamy's 随机系数模型 3 种方法估计的结果均反映出 4 区(即长三角地区)的资本向其他区域流动的水平最低,这也与 Shibata 和 Shintani(1998)估计出美国、英国和日本资本流动受限最严重的结果类似。然而,8 区的 λ 估计值较小且 3 种方法估计出的结论均不能拒绝“资本自由流动”的原假设,因而 8 区(陕西、新疆和内蒙古)的资本向区域外流动的程度较高。造成这种现象主要的原因在于资本的逐利性特征,当资本自由流动时,资本总是从投资回报率低的地区流向投资回报率较高的地区,由于长三角地区的投资回报率相对较高,西部地区的资本流向长三角地区,造成西部地区资本流动水平较高,而长三角区域内的资本由于被吸引到本区域内部,造成长三角地区资本流向其他地区的份额较少。其次,Boyreau-Debray 和 Wei(2005)注意到与私人资本不同,中国政策性资本却往往把回报率较高地区的资本转移到资本回报率较低的地区,即把东部资金转移到西部地区,然而资本逐利性又导致政策性转移的资本回流到回报率较高的地区,例如,政策性资本

主要用于当地基础设施建设,而其相应的原材料采购、设计或施工大部分还是由东部地区企业主导,因而造成资本很容易回流到东部地区,最终形成长三角地区的总量资本还是大部分留在本区域内部。另外,长三角地区经济外向性比较高,其对外国投资也往往会以 FDI 等形式回流到长三角区域内,造成该区域总量资本流出较少。

由于 Swamy's 变系数模型还能同时估计出不同区域的 λ 值,因此,我们可以根据不同区域 λ 的不同估计值反映其与该区域私人消费—净产出均差 (Mean ($\Delta C - \Delta X$)) 的关系。当私人消费与净产出之差大于 0 时,说明该区域需要通过吸入其他区域资本来消费,可能会导致

其资本流动性增大;同理,当私人消费与净产出之差小于 0 时,说明该区域具有盈余资本可供流出,因而也可能会导致其资本流动性增大;然而,当私人消费与净产出之差为 0 时,该区域自给自足,资本流动性最低。由于 λ 值越大代表资本流动性越低。我们采用二次曲线分别拟合 OLS、GMM-1^② 和 Swamy's 变系数模型估计值的散点图得出私人消费与净产出关系系数与私人消费与净产出之差呈倒“U”型结构且对称轴落在 $[-0.005, +0.005]$ 区间内(如图 1),这说明区域私人消费与净产出之差越小(即越“自给自足”,私人消费与净产出关系系数 λ 越大),资本流动性也越低。

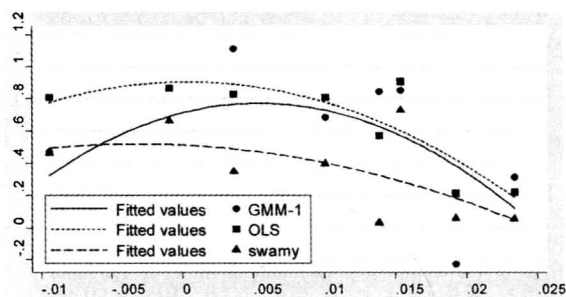


图1 资本流动参数与消费—净产出均差关系图

(四)“入世”前后区域资本流动的时序差异

学者对我国资本流动状况是否改善方面的分歧较大,现有文献主要的时序划分点主要为:1984年(改革开放初期和后期)、1992年(邓小平南巡前后)、1997年(亚洲金融危机前后)和2000年(西部大开发前后),本文以中国“入世”为分界点分析“入世”前后我国区域资本流动的时序差异性,进而估计出中国加入 WTO 对国内资本市场产生的影响。

为比较直观地考查各个区域私人消费与净产出的动态相关系数,我们首先采用面板滚动窗口相关系数方法(moving-window correlations),鉴于考查的时段(1978~2009)较长,我们把窗口宽度设为 12,估计出来的各区域私人

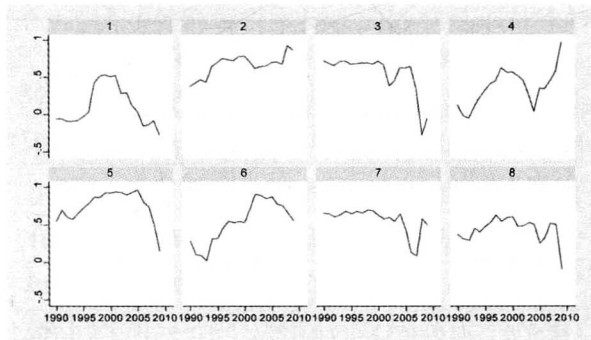


图2 私人消费与净产出的动态相关系数

消费与净产出动态相关系数如图 2,从图中可以看出“入世”(2001 年)以后 2 区和 4 区的私人消费与净产出相关系数总体呈上升趋势,而 6 区在“入世”、后先上升再下降,7 区则在“入世”后先下降后上升,另外,1、3、5 和 8 区具有较明显的总体下降趋势。这说明 2 区和 4 区在“入世”后资本流动受限程度更大,其中长三角地区(上海、江苏和浙江)的资本流动程度下降最大,而 6 区和 7 区的资本流动水平有起伏,其余 4 个区的流动程度均有较大提升。

图 2 反映出各个区域私人消费与净产出的相关系数在时序上是不断变化的,考虑到估计参数本身的变化性,我们采用 Swamy's 变系数模型分段估计 1978~2001 年和 2002~2009 年私人消费与净产出的相关系数,对比“入世”前后各区域的资本流动水平,进而反映加入 WTO

对各个区域资本市场的影响。从 Swamy's 变系数模型的估计结果(表 6)来看,“入世”前后我国总体私人消费与净产出关系没有发生变化,均为 0.324,因而中国加入 WTO 对我国资本市场的总体影响是有限的。然而,“入世”后的估计系数标准差(0.163)相当于“入世”前估计系数标准差(0.088)的两倍,这说明“入世”后我国各个区的私人消费与净产出相关关系差距增大了,“入世”对各区域资本流动的影响是不对称的。“入世”前除 1 区外,其他区域的系数均显著不为零,而“入世”后仅 2、4 和 6 区的系数显著不为零且这些区域的私人消费与净产出相关关系 λ 的估计值的增加幅度均超过

150%,其中 4 区的 λ 估计值增加高达 266%,这与面板滚动窗口相关系数方法得出的大致趋势一致。与此同时,“入世”后私人消费与净产出相关关系减小的区域(1、3、5、7 和 8 区)都不能拒绝“资本完全自由流动”的原假设,但其 λ 的估计值的减小幅度均小于 110%,远小于 2 区、4 区和 6 区的 λ 估计值增加的幅度。这一方面反映出“入世”后私人消费和净产出相关程度增加的地区资本流动受限也非常明显,而且受限幅度较大上升,私人消费和净产出相关程度降低的地区其资本流动略有改善,但其改善幅度远低于其他地区资本流动恶化的幅度。

表 6 “入世”前后不同区域的资本流动估计结果

区域	总体	1	2	3	4	5	6	7	8
不分时段	0.343***	0.031	0.662***	0.055	0.726***	0.398***	0.348***	0.464***	0.058
(标准差)	(0.114)	(0.098)	(0.124)	(0.057)	(0.100)	(0.125)	(0.111)	(0.106)	(0.064)
“入世”前	0.324***	0.072	0.312***	0.373***	0.238*	0.58***	0.34***	0.489***	0.186***
(标准差)	(0.088)	(0.103)	(0.115)	(0.01)	(0.128)	(0.11)	(0.109)	(0.115)	(0.077)
“入世”后	0.324**	0.02	0.87***	0.027	0.871***	0.074	0.96*	0.348	-0.016
(标准差)	(0.163)	(0.172)	(0.213)	(0.074)	(0.074)	(0.185)	(0.207)	(0.210)	(0.092)
前后变化率	0%	-72%	+179%	-93%	+266%	-87%	+182%	-29%	-109%

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 显著水平。

四、结 语

本文基于 Campbell - Mankiw 永久收入模型从私人消费和净产出关系角度分析资本流动程度,并结合混合 OLS、GMM 和 Swamy's 随机系数模型 3 种计量方法分析中国区域资本流动的时序和区域差异性,得出以下结论:

1. 我国的总体私人消费与净产出相关关系在 0.284 ~ 0.568 之间,总体资本流动水平低于主要 OECD 国家的平均水平。对我国总体数据进行混合 OLS 回归得出私人消费与净产出相关关系为 0.284,相应地, GMM 回归得出显著的 λ 估计值在 0.447 ~ 0.568 之间, Swamy's 随机系数模型得出的 λ 估计值为 0.343,总之,我国的私人消费与净产出相关关

系在 0.284 ~ 0.568 之间,所有 λ 估计值的平均值为 0.561,而 Shibata 和 Shintani(1998)计量出 11 个 OECD 国家 λ 估计值的平均值为 0.479 (OLS 结果),这反映出我国总体资本流动水平低于主要 OECD 国家的平均资本流动水平。

2. 我国多数省份资本流动程度较低且区域差距巨大,长三角地区的资本向其他区域流动的水平最低。混合 OLS 方法得出 4 区私人消费与净产出相关关系高达 0.906,而 3 区和 8 区相应的 λ 估计值均不到 4 区的 1/3,这反映出我国资本流动的区域差距较大。

混合 OLS 方法还得出 8 个区中仅 3 区和 8 区的私人消费与净产出的相关关系小于

Swamy's 变系数模型估计出的全国总体水平 0.343, 这说明这两个区的区域资本流动程度高于全国总体水平, 而其余 6 个区(占 75%)的区域资本流动程度较低。另外, Swamy's 变系数模型方法估计结果也显示仅 1 区(0.031)、3 区(0.055)和 8 区(0.058)的 λ 估计值小于全国总体水平, 说明其余 62.5% 的区域资本流动程度较低。Swamy's 变系数模型还反映出大多数区域均能拒绝“资本完全自由流动的假设”, 说明我国大多数区域的资本远未达到自由流动的程度。

混合 OLS、广义矩估计法(GMM)和 Swamy's 随机系数模型 3 种方法估计的结果均反映出 4 区(即长三角地区)的资本向其他区域流动的水平最低, 这也与 Shibata 和 Shintani (1998)估计出美国、英国和日本资本流动受限最严重的结果类似。然而, 8 区的 λ 估计值较小且 3 种方法估计出的结论均不能拒绝“资本自由流动”的原假设, 因而 8 区(陕西、新疆和内蒙古)的资本向区域外流动的程度较高。造成这种现象主要的原因在于资本的逐利性特征, 私人资本流向东部回报率较高的地区, 相应地, 长三角区域内的资本由于被吸引到本区域内部, 造成长三角地区资本流向其他地区的份额较少。另外, 政策性向西部转移的资本和对外国投资流出的资本均通过不同形式回流到长三角区域内, 因而造成长三角地区的总量资本大部分留在本区域内部, 区域总量资本流出的比例较小。

3. 私人消费和净产出相关程度较高的地区资本流动受限非常明显 Swamy's 变系数模型估计结果显示: 私人消费与净产出的相关关系大于全国总体水平的地区其估计值均显著拒绝“资本完全自由流动”的原假设, 这说明私人消费和净产出相关程度较高的地区资本流动受限非常明显。

4. 私人消费与净产出之差越小, 资本流动程度越低 采用二次曲线分别拟合 OLS、GMM-1 和 Swamy's 变系数模型估计值的散点图得出私人消费与净产出关系系数 λ 与私人

消费与净产出之差呈倒“U”型结构且对称轴落在 $[-0.005, +0.005]$ 区间内, 这说明区域私人消费与净产出之差越小, 资本流动性也越低。

5. “入世”对我国资本市场的总体影响有限, 且对各区域资本流动的影响不对称 采用 Swamy's 变系数模型分别估计 1978~2001 年和 2002~2009 年私人消费与净产出的相关系数, 得出“入世”前后我国总体私人消费与净产出关系没有发生变化, 均为 0.324, 因而中国加入 WTO 对我国资本市场的总体影响是有限的。然而, “入世”后的估计系数标准差(0.163)相当于“入世”前估计系数标准差(0.088)的两倍, 这说明“入世”后我国各个区域私人消费与净产出相关关系的差距增大了, “入世”对各区域资本流动的影响是不对称的。

6. “入世”后私人消费和净产出相关程度上升的区域其资本流动受限明显且受限幅度有较大上升, 而私人消费和净产出相关程度降低的地区其资本流动略有改善, 但其改善幅度远低于其他地区资本流动恶化的幅度 Swamy's 变系数模型估计结果显示: “入世”前除 1 区外, 其他区域的系数均显著不为零, 而“入世”后仅 2、4 和 6 区的系数显著不为零, 而且这些区域的私人消费与净产出相关关系 λ 的估计值的增加幅度均超过 150%, 其中 4 区的 λ 估计值增加高达 266%。与此同时, “入世”后私人消费与净产出相关关系减小的区域(1、3、5、7 和 8 区)都不能拒绝“资本完全自由流动”的原假设, 但其 λ 估计值的减小幅度均小于 110%, 远小于 2 区、4 区和 6 区的 λ 估计值增加的幅度。这一方面反映出“入世”后私人消费和净产出相关程度增加的地区资本流动受限也非常明显, 而且受限幅度较大上升, 私人消费和净产出相关程度降低的地区其资本流动略有改善, 但其改善幅度远低于其他地区资本流动恶化的幅度。

注 释:

① Hall, R., Stochastic Implications of the Life Cycle - permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence[J].

Journal of Political Economics, 1978, 86: 971 ~ 987.

② GMM-1 指本文第 1 个工具变量设定方法,即:

$$\{\Delta C_{it-2}, \Delta X_{it-2}\}。$$

参考文献:

- [1] Boyreau-Debray, G. and Wei, S. J., Pitfalls of a State-dominated Financial System: The Case of China. NBER Working Paper No. 11214, 2005.
- [2] Campbell, J. Y. and Mankiw, N. G., Permanent Income, Current Income, and Consumption[J]. Journal of Business and Economics Statistics, 1990, 8.
- [3] Chan, K. S., et al, Regional Capital Mobility in China: 1978 ~ 2006[J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30.
- [4] Feldstein, M. and Horioka, C., Domestic Saving and International Capital Flows[J]. Economic Journal, 1980, 90.
- [5] Qian, Y. and Xu, C., Why China's Economic Reform Differ: The M-Form Hierarchy and Entry /Expansion of the Non-State Sector[J]. The Economics of Transition, 1993, 1(2).
- [6] Shibata, A. and Shintani, M., Capital Mobility in the World Economy: an Alternative Test[J]. Journal of International Money and Finance, 1998, 17.
- [7] Swamy, P. A. V. Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model[J]. Econometrica, 1970, 38.
- [8] 郭金龙,王宏伟. 中国区域间资本流动与区域经济差距研究[J]. 管理世界, 2003, (7).
- [9] 胡永平,张宗益,祝接金. 基于储蓄—投资关系的中国区域间资本流动分析[J]. 中国软科学, 2004, (5).
- [10] 李治国. 中国区域间资本流动:基于 Feldstein-Horioka 方法的检验[J]. 统计研究, 2008, (10).
- [11] 麦勇,李勇. 1982 ~ 2005 年中国省域资本流动差异解析[J]. 中国软科学, 2006, (12).
- [12] 徐冬林,陈永伟. 区域资本流动:基于投资与储蓄关系的检验[J]. 中国工业经济, 2009, (3).
- [13] 于春海. Feldstein-Horioka 之谜的中国经验分析[J]. 世界经济, 2009, (1).

Chinese Regional Capital Mobility: Dynamics and Regional Differences— Based on 1978 ~ 2009 Data

ZHANG Xiao-li LIU Qi-ren

Abstract: The constraint on Chinese domestic capital mobility had badly hindered the cultivation of domestic demand, which in turn exacerbated the external imbalances problem. This paper employs Campbell-Mankiw's permanent income model to derive capital mobility estimation function based on private consumption-net output correlation. And applies pooled OLS, GMM and Swamy's random-coefficients model to estimate the timing and regional difference in capital mobility within China. The result shows that China's general capital mobility level is lower than the average level of main OECD countries, actually most of Chinese provinces' capital mobility level is low and the regional gap is huge, among them the Yangtze River Delta's capital outflow level is the lowest. Meanwhile, China's accession to the WTO has limited impact on domestic capital market, but it is uneven. After the accession to the WTO, the constraint on capital mobility is much severer in the regions where the correlation between private consumption and net output is higher, however, the freedom of capital mobility is just slightly improved in the regions where the correlation of private consumption and net output is lower.

Key words: regional capital mobility; Campbell-Mankiw model; random-coefficients model