

什么驱动了国际资本流动?*

——兼论 APEC 国家的人口结构效应

朱 超,林 博

(首都经济贸易大学 金融学院,北京 100070)

摘 要:生命周期理论认为人口年龄结构会影响储蓄投资行为,储蓄投资和经常账户的人口结构效应表现为与抚养负担的反向关系,但实证文献却并没有达成统一意见。文章尝试建立动态面板和静态面板模型,运用系统广义矩(GMM)、混合最小二乘(Pooled OLS)、固定效应(FE)、似无相关回归(SUR)等方法对亚太经合组织(APEC)20个国家或地区1993—2010年的面板数据进行了分析。分析发现,经常账户的人口结构效应表现稳健,呈显著负向关系,但储蓄和投资行为的人口结构效应对于样本和方法比较敏感。具体到人口结构内部,老年抚养比效应表现稳健,反向系数在0.26至0.33之间,少年抚养比效应则较为模糊或微弱。

关键词:人口结构效应;经常账户;APEC;国际资本流动;系统广义矩(GMM);似无相关回归(SUR)

中图分类号:F11 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)07-0004-12

一、引 言

究竟是什么因素驱动了国际资本流动?随着经济全球化和金融资本规模扩大,这一问题受到了广泛关注。经常账户常常用来刻画国际资本流动情况,文献发现储蓄率、投资率、产出水平、实际汇率、金融发展程度、经济增长率、收入水平、人口结构等均对经常账户均衡有影响。Feldstein和Horioka(1980)分析了储蓄率、投资率对经常账户的影响,Obstfeld和Rogoff(1995)运用代际交叠模型研究发现预算赤字在跨期转移之后导致经常账户恶化,Boyd等(2001)基于OECD国家季度数据研究了贸易收支与实际汇率的协整关系,Chinn和Ito(2007)发现金融深化程度、金融开放程度和法律体系等政策和制

收稿日期:2013-04-21

基金项目:国家社会科学基金项目《全球百年人口结构变迁对国际资本流动格局的效应研究》(12CJY114);北京市哲学社会科学规划项目《全球经济再平衡背景下经常账户适度性与逆转冲击效应研究》(11JGC128)

作者简介:朱 超(1974—),男,安徽合肥人,首都经济贸易大学金融学院教授;

林 博(1988—),男,河北邢台人,首都经济贸易大学金融学院硕士研究生。

度因素也对经常账户均衡有显著影响。

一个重要的研究动向是,学者们越来越关注国际资本流动背后的人口结构因素,但结论并不统一。Coale 和 Hoover(1958)提出,少年抚养比^①的国家容易形成外部资本依赖,即经常账户逆差。Leff(1969)、Higgins 和 Williamson(1997)的研究支持这一假说。Chinn 和 Prasad(2003)运用 89 个国家 1971—1995 年的面板数据发现,抚养比负向影响国际资本流动,且少年抚养比比老年抚养比的影响更大。Terrones 和 Cardarelli(2005)在 IMF《世界经济展望》中运用 115 个国家的面板数据也发现老年抚养比与经常账户有很强的负相关关系。支持该假说的还有 Kim 和 Lee(2008)对于 G7 的研究、朱超和张林杰(2012)对于亚洲的研究。

争论一直伴随着这一研究过程。Ram(1982)就对 Leff(1969)的结论对于不同样本和数据期间的敏感性及计量方法进行了质疑。某些针对特定经济体数据也不能支持此结论,如 Gruber 和 Kamin(2007)关于美国和日本的研究,Chen 等(2007)关于日本的研究,Deaton 和 Paxson(2000)关于台湾的研究。在样本选择上,有些将发展中国家作为样本来进行研究(Dayal-Gulati 和 Thi-mann,1997),有些研究了工业化国家构成的样本(Ul Haque 等,1999),有些则研究了包括发达国家和发展中国家的两个样本(Chinn 和 Prasad,2003)。但是目前尚未有学者将亚太经合组织(以下简称 APEC)国家和地区作为一个整体混合样本作出研究。

鉴于此问题在学界引起的影响和争议,本文准备以一个同时包含发展中国家和发达国家的新样本——20 个 APEC 成员国和地区(中国台湾地区除外)1993—2010 年的面板数据来重新审视这一问题。我们发现,经常账户的人口结构效应表现稳健,人口结构与经常账户呈显著负向关系。但储蓄和投资行为中的人口结构效应表现不够稳健,对于样本和方法比较敏感。具体到人口结构内部,老年抚养比效应表现稳健,反向系数在 0.26 至 0.33 之间,少年抚养比效应则不够稳健或比较微弱。

本文的主要贡献不在于发展和证明一种新假说,而是以一个新的样本数据辅之以较为全面的方法,为这一开放性问题的提供新的证据,从而丰富这一领域的文献。从数据上看,APEC 成员国和地区基本涵盖亚太地区,包含 9 个发达国家和地区,12 个发展中国家或地区。其人口总量达到 26 亿人,约占全球的 40%;GDP 总量超过 19 万亿美元,约占全球的 56%;贸易额约为全球总额的 48%。以这一样本考察人口结构对于储蓄、投资和国际资本流动的影响也非常具有代表性和说服力。从方法上看,我们运用了多种实证方法对结果进行多维验证,给予这一开放性问题以充分的讨论。尤其是还运用了似不相关(SUR)模型来反映干扰项的跨方程同期相关性,对其施加了人口结构对储蓄率的影响等于对投资与经常账户的影响之和这一约束条件,这一处理也比

较有新意。

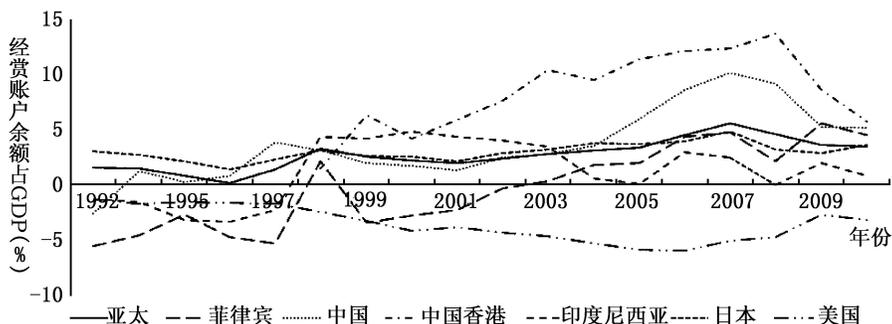
本文后文结构如下:第二部分分析 APEC 地区储蓄投资、资本流动和人口结构的典型事实;第三部分为模型设定、变量描述和数据说明;第四部分是实证过程与结果分析;最后是结论。

二、典型事实

APEC 现有 19 个会员国,加上中国香港和中国台湾,总共 21 个国家和地区。

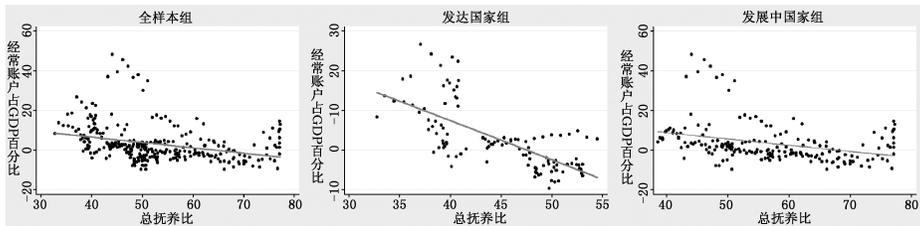
从国际资本流动情况来看,美国近 20 年一直保持经常账户赤字,资金处于净流入状态,如图 1 所示。东亚国家和地区,尤其是中国大陆和中国香港,资金呈现净流出。菲律宾和印度尼西亚等国经常账户余额由负转正,与其近年来出口持续增加有关,也处于资金流出状态。虽然日本近年来经济下滑,但由于高储蓄率其经常账户也处于盈余状态。总之,东亚国家和地区经常账户保持盈余,处于资金流出状态。

如果一国人口年龄结构中成年人占较大比例,则将会具有旺盛的投资;而如果少年和老年的比例相对较高,储蓄率将会出现高峰。当投资大于储蓄时,无论是被动还是主动,一国必然会吸引资金流入以弥补投资缺口,进而出现外部逆差型失衡。反之,过剩储蓄则会导致资金流出。所以,我们预期高储蓄率、经常账户顺差与抚养比呈现反向而行的趋势,体现出影响经常账户的人口结构效应。当国家间人口结构不同步变化时,就有可能引发资本在国家间转移。图 2 为 APEC 地区不同样本中经常账户与抚养比的散点拟合图,在不考虑其他影响国际资本流动因素的情况下,经常账户与总抚养比基本上呈反向相行的规律。



资料来源:世界银行世界发展指数(WDI)和国际货币基金组织国际金融统计(IFS)。

图 1 亚太部分国家经常账户(1993—2010)



资料来源:世界银行世界发展指数(WDI)和国际货币基金组织国际金融统计(IFS)。

图2 APEC地区经常账户与抚养比的散点拟合图

三、模型、变量与数据

(一)模型与变量

本文选取经常账户余额(CAB)、储蓄率(SAV)和投资率(INV)为被解释变量。除了主要考察人口结构的影响以外,本文还选择了一些可能影响被解释变量的控制变量。经济增长率通常被认为是影响资本流动的一个重要因素,在一国经济持续增长的情况下,为了提高未来收入,家庭会推迟部分消费而增加储蓄,从而会影响到经常账户水平。同时,在经济增长较快的情况下,后代人的终生收入要比前代人高,消费在产出中的总比重下降,储蓄率更高。所以,少儿抚养比会通过经济增长率同时影响储蓄率,被称为“可变经济增长率效应”(Variable Rate-of-Growth Effect)(Fry 和 Mason,1982)。我们通过二者交互项来捕捉这一复合效应。经济发展阶段(或实际人均GDP)通常被认为是影响经常账户余额的重要因素(Debelle 和 Faruquee,1996),经济发展较为落后的国家会引进外资形成经常账户赤字,而随着经济的发展,发展中国家通过贸易顺差的积累,资本会较之前变得相对充足(Chinn 和 Prasad,2003)。对于储蓄率,随着人均收入的提高,储蓄率提高进程有可能变慢。为了捕捉这种可能存在的驼峰形态,本文进行了二次非线性设定。金融发展效率决定储蓄向投资转化的有效性,M2与GDP之比表示的金融发展效率已经被世界银行作为考察一国金融体系发展程度的重要指标并进行统计和公布。实际汇率会对贸易收支产生影响,进而反映在经常账户余额上(Boyd等,2001)。以进出口总额占GDP比例表示的贸易开放度通常也被认为与经常账户直接相关,进口和出口对盈余和赤字有显著影响。

根据上述分析,并参考Horioka和Wan(2007)的动态面板模型,本文引入三个被解释变量的滞后一期项来反映其动态特征,将储蓄率模型、投资率模型、经常账户模型设定如下:

$$\begin{aligned}
 SAV_{it} = & \beta_0 + \beta_1 SAV_{it-1} + \beta_2 YDR_{it} + \beta_3 EDR_{it} + \beta_4 PCINC_{it} + \beta_5 PCINC_{it}^2 \\
 & + \beta_6 GROWTH_{it} + \beta_7 YDR_{it} \times GROWTH_{it} + \beta_8 FD_{it} + u_i + v_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

$$INV_{it} = \beta_0 + \beta_1 INV_{it-1} + \beta_2 YDR_{it} + \beta_3 EDR_{it} + \beta_4 PCINC_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} + \beta_6 FD_{it} + u_i + v_{it} \quad (2)$$

$$CAB_{it} = \beta_0 + \beta_1 CAB_{it-1} + \beta_2 YDR_{it} + \beta_3 EDR_{it} + \beta_4 PCINC_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} + \beta_6 FD_{it} + \beta_7 REER_{it} + \beta_8 OPEN_{it} + u_i + v_{it} \quad (3)$$

其中, SAV、INV 和 CAB 分别为储蓄率、投资率和经常账户, YDR 为少年抚养比, EDR 为老年抚养比, PCINC 为实际人均 GDP, GROWTH 为经济增长率, FD 为金融发展效率, REER 为实际有效汇率, OPEN 为贸易开放度。另外, 下标 t 代表时间; i 代表国家或地区, u_i 代表不可观测的国别特征, v_{it} 是随机误差项, u_i 和 v_{it} 共同作为模型误差项。

(二) 数据说明

本文以 APEC 国家和地区作为样本, 选择 1993—2010 年 20 个 APEC 成员国和地区(除中国台湾地区外)^② 的面板数据。同时, 除全样本(I 组)外, 我们还将样本分成了发达国家组(II 组, 含 8 个发达国家或地区)和发展中国家组(III 组, 含 12 个发展中国家或地区)两个子样本。数据基本统计量见表 1。^③

表 1 变量描述性统计和数据来源

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	定义与数据来源
cab	302	2.9	9.2	-11.9	48.2	支出法下经常账户余额占当年 GDP 比例 ^a
sav	302	29.6	10.1	10.4	64.4	支出法下储蓄占当年 GDP 比例 ^a
inv	302	26.7	7.2	8.4	49.8	支出法下消费占当年 GDP 比例 ^a
ydr	302	39.7	14.4	15.9	73.3	少年抚养比: 14 岁以下人口与 15—64 岁人口的百分比 ^b
edr	302	12.3	6.0	3.8	33.9	老年抚养比: 65 岁以上人口与 15—64 岁人口的百分比 ^b
gdr	282	52.2	10.8	32.8	77.2	ydr 与 edr 之和 ^b
agdr	137	65.1	16.4	45.5	106.0	aydr 与 aedr 之和
pcinc	302	117 873.0	123 813.5	3 545.1	408 372.7	人均收入(千美元) ^a
growth	302	4.0	3.9	-13.1	14.2	经济增长率 ^a
fd	302	83.7	58.0	14.2	323.6	金融发展程度: M2/GDP ^a
rer	265	95.5	14.4	60.4	167.9	实际有效汇率指数 ^{cd}
open	302	101.4	94.1	16.0	460.5	开放程度: 进出口额占 GDP 比例 ^a

数据来源: 资料具体来源以上标 a、b、c、d 标识: a. 国际货币基金组织国际金融统计(IFS), b. 世界银行世界发展指数(WDI), c. 国际清算银行数据库, d. 针对部分缺少实际有效汇率指数的国家或地区, 用实际汇率指数来代替。

四、方法与结果

(一) 估计方法

动态面板数据可以有效识别被解释变量因技术进步和消费习惯等因素影响而可能产生的惯性, 但缺点是使模型产生了明显的内生性。为了控制内生性问题, 本文运用动态面板广义矩(GMM)估计方法(Blundell 和 Bond, 1998), 同时辅之以似无相关回归(SUR)、面板固定效应(FE)、混合最小二乘回归(Pooled OLS)作为稳健性检验。后文我们还尝试了静态面板模型。

(二)估计过程

1. 系统广义矩(SYS-GMM)估计

我们首先用系统广义矩(SYS-GMM)方法估计动态面板模型(1)一模型(3)。估计对象为全样本(I组)、发达国家组(II组)和发展中国家组(III组)。参照 Horioka 和 Wan(2007)的研究思路及以往研究文献,为了更好地控制内生性,我们将少年抚养比和老年抚养比视为外生变量,人口因素一般情况下很少受到经济因素误差项的干扰,其他变量均按内生变量处理。结果见表 2。

表 2 不同样本组储蓄率、投资率、经常账户 GMM 回归结果

样本序号 模型	I			II			III		
	(1) 储蓄率	(2) 投资率	(3) 经常账户	(4) 储蓄率	(5) 投资率	(6) 经常账户	(7) 储蓄率	(8) 投资率	(9) 经常账户
因变量一期滞后项	0.918*** (0.032)	0.827*** (0.036)	0.860*** (0.073)	0.989*** (0.013)	0.810*** (0.083)	0.797*** (0.095)	0.831*** (0.052)	0.822*** (0.059)	0.876*** (0.077)
少年抚养比	-0.006 (0.024)	0.006 (0.023)	-0.095*** (0.035)	-0.031 (0.090)	-0.084 (0.096)	-0.311** (0.148)	0.032 (0.055)	-0.010 (0.033)	-0.119 (0.080)
老年抚养比	-0.115 (0.077)	0.041 (0.038)	-0.264** (0.129)	0.026 (0.022)	0.096 (0.063)	-0.056 (0.089)	0.024 (0.154)	0.053 (0.077)	-0.284 (0.233)
人均收入	0.056 (0.041)	-0.003 (0.022)	-0.001 (0.030)	0.191*** (0.038)	-0.056** (0.027)	0.018 (0.032)	-0.103 (0.186)	0.000 (0.085)	0.270* (0.141)
人均收入二次项	-0.001 (0.001)			-0.004*** (0.001)			0.023* (0.012)		
经济增长率	0.443*** (0.155)	0.448*** (0.063)	-0.335*** (0.107)	0.400* (0.219)	0.437*** (0.124)	-0.530*** (0.117)	0.757*** (0.143)	0.459*** (0.083)	-0.271** (0.126)
少年抚养比与增长交乘项	-0.007** (0.003)			-0.010 (0.010)			-0.012*** (0.003)		
金融发展程度	0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.003 (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.007 (0.007)	-0.023** (0.011)	0.014 (0.011)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.019)
实际汇率			-0.019 (0.014)			-0.016 (0.025)			-0.020 (0.019)
开放程度			0.007 (0.005)			0.019*** (0.005)			0.011 (0.012)
常数项	3.063 (2.485)	2.013 (1.417)	10.025*** (3.633)	-1.141 (2.747)	6.326 (6.805)	13.957** (6.322)	1.577 (4.881)	3.613 (2.574)	10.576* (6.206)
样本数	302	302	265	122	122	114	180	180	151
AR(1)p 值	0.021	0.008	0.026	0.033	0.136	0.047	0.026	0.023	0.048
AR(2)p 值	0.250	0.405	0.513	0.028	0.319	0.231	0.313	0.152	0.557
Sargan p 值	0.377	0.284	0.123	0.001	0.097	0.021	0.421	0.475	0.144

注:本文使用软件 STATA/SE 11.0 和“xtabond2”程序(Rodman,2006)。^{*}、^{**}和^{***}分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号中为稳健标准误,AR(1)、AR(2)和 Sargan 检验给出的都是 p 值。

估计中使用稳健(robust)标准误来控制异方差。动态面板数据容易一阶自相关,但不应该存在二阶自相关。估计结果报告了 AR(1)和 AR(2)的 P 值,绝大部分方程中都满足这一条件。Sargan 检验说明工具变量基本合理。

第一,储蓄、投资、经常账户总体上均存在强惯性,调整缓慢,周期较长。全样本中,其各自滞后一期系数分别为 0.918、0.827 和 0.86,调整半周期分别为 8.45、4 和 4.95 年。发达国家储蓄率惯性更强。这同时也说明动态面板数据更能反映三者的行为特征。

第二,人口结构效应在经常账户模型中成立,支持人口结构与经常账户的反向关系,但在储蓄与投资方程中没有得到支持。在全样本下,APEC 成员国和地区的人口结构对经常账户的影响显著,具体表现在:少年抚养比对经常账

户的影响系数为-0.1个百分点;老年抚养比的影响更加明显,其每提高1个百分点,经常账户将下降0.26个百分点。这表明从APEC地区整体情况来看,少年抚养比和老年抚养比的提高伴随外部资金的加大而流入或减少流出,且老年抚养比的提高对经常账户的下降有较强的解释能力。从子样本看,除发达国家少年抚养比支持这一假说,其他均不支持。发达国家少年抚养比的提高引起资本流入APEC地区(系数为-0.31)。

第三,发达国家经济发展阶段与储蓄率相关且呈现曲线特征。这与我们的预期一致。发达国家的储蓄率随着收入的上升而上升(系数为0.191),但当收入到达一个特定值时,储蓄率开始与人均收入呈反向关系(系数为-0.004)。这种非线性关系在发展中国家中没有出现。

第四,经济增长率与储蓄率、投资率均呈较强的正向关系,与经常账户呈反向关系。各个样本中,经济增长率每提高1个百分点,储蓄率、投资率均在5%以内的显著性水平上提高0.4-0.75个百分点。但当经济增长较快时,经常账户却出现下降(系数为-0.335),其中发达国家(系数为-0.53)比发展中国家(系数为-0.27)下降更快。虽然主要的东亚国家在样本期间大量利用外资发展经济,但相对于发达国家,却有着更快的经济增长和大量的出口顺差。

第五,少年抚养比与经济增长率交互影响储蓄率。生命周期理论表明,实际收入的增长会正向影响储蓄率。但Fry和Mason(1982)发现这一影响系数本身是可变的,至少会受到人口年龄结构和资本回报率的影响(后者不是本文的讨论内容)。当经济增长较快时,不同年龄的人们会在消费时间上做出调整,推迟消费,这样消费在产出中的比重下降,储蓄率更高。这一可变经济增长率效应在表2中得到了验证,说明经济增长率对储蓄率的影响还受到了不同少年抚养比的影响。

2. 面板固定效应(FE)与混合最小二乘估计(Pooled OLS)

我们针对全样本同时估计了面板固定效应与混合最小二乘回归的动态面板与静态面板模型,发现动态面板模型的 R^2 与F统计值均明显优于静态模型。这说明动态模型设定比较合理。鉴于此,表3只报告动态模型的FE估计、Pooled OLS估计结果。

从表3中可以看出:(1)动态面板中,因变量一阶滞后项系数的GMM估计值位于FE和OLS估计值之间。一般来说,OLS倾向于高估此系数,而FE倾向于低估此系数。结果符合计量理论预期,说明GMM估计合理。(2)在OLS估计下,经常账户的人口结构效应依然显著,系数值与GMM估计基本一致,但在固定效应估计下则失去了显著性。储蓄率、投资率下人口结构依然保持不显著。(3)一国开放程度对经常账户的影响统计上显著,但影响比较微弱。一国开放程度越高,资本流入会越多。在固定效应估计下,开放程度每提高1个百分点,经常账户提高0.04个百分点。(4)经济增长率对储蓄投资行

为及外部均衡的影响表现稳健,与在 GMM 估计下结果基本相同。

3. 变量替换估计

前文主要选取少年抚养比、老年抚养比表示人口结构。其实,总抚养比(GDR)也是人口结构的一个重要指标,即非劳动力与劳动力之间的结构性问题。我们也用不同样本数据将总抚养比替换少年抚养比、老年抚养比,估计了 GMM 方法下总抚养比与储蓄、投资、经常账户之间的关系。结果基本相同,即以总抚养比代表的人口结构效应对储蓄投资行为的影响均不显著,但对经常账户的影响明显。限于篇幅,本文不再报告。

表 3 不同样本下储蓄率、投资率、经常账户 FE 和 OLS 回归结果

	I			II			III		
	(1) 储蓄率	(2) 投资率	(3) 经常账户	(4) 储蓄率	(5) 投资率	(6) 经常账户	(7) 储蓄率	(8) 投资率	(9) 经常账户
因变量一期滞后项	0.531*** (0.087)	0.686*** (0.084)	0.557*** (0.102)	0.918*** (0.030)	0.827*** (0.034)	0.860*** (0.050)	0.880*** (0.020)	0.878*** (0.021)	0.878*** (0.021)
少年抚养比	-0.095 (0.088)	0.054 (0.081)	-0.208 (0.128)	-0.006 (0.052)	0.006 (0.025)	-0.095** (0.041)	-0.059** (0.024)	0.040* (0.022)	-0.098*** (0.027)
老年抚养比	-0.243** (0.115)	-0.134 (0.124)	0.072 (0.130)	-0.115 (0.070)	0.041 (0.054)	-0.264** (0.105)	-0.198*** (0.065)	0.130** (0.057)	-0.328*** (0.075)
人均收入	0.257 (0.364)	0.036 (0.102)	-0.107 (0.172)	0.056 (0.046)	-0.003 (0.024)	-0.001 (0.031)	0.011 (0.028)	-0.008 (0.024)	0.016 (0.029)
人均收入二次项	-0.003 (0.007)			-0.001 (0.001)		-0.000 (0.000)			
经济增长率	0.473** (0.201)	0.475*** (0.088)	-0.352** (0.149)	0.443** (0.214)	0.448*** (0.049)	-0.335*** (0.090)	0.164*** (0.059)	0.464*** (0.049)	-0.313*** (0.060)
少年抚养比与增长交乘项	-0.007* (0.004)			-0.007 (0.006)			-0.000 (0.001)		
金融发展程度	-0.020 (0.015)	0.021 (0.013)	-0.045* (0.023)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.003)	0.003 (0.005)	0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.006 (0.005)
实际汇率			-0.003 (0.019)			-0.019 (0.018)			-0.000 (0.004)
开放程度			0.038** (0.016)			0.007* (0.004)			0.000 (0.001)
常数项	19.598** (7.760)	3.673 (6.806)	11.601 (7.057)	3.060 (3.304)	2.028 (1.979)	10.021*** (3.544)	7.395*** (2.024)	-1.744 (1.720)	9.212*** (2.026)
样本数	302	302	265	302	302	265	265	265	265
调整的 R 平方	0.389	0.573	0.412	0.917	0.839	0.823	0.914*	0.845*	0.825*
F 值	114.937	59.509	69.774	746.155	284.904	140.937	438.628	391.229	289.835
调整的 R 平方	0.172	0.148	0.236	0.503	0.310	0.375	chi2 ^b	207.496	
F 值	11.228	8.448	13.615	40.368	40.745	37.984	P-value ^b	0.000	

注: SUR 模型估计报告的是 R²、Breusch-Pagan 同期相关性检验卡方值和显著性水平; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 括号内除 SUR 模型外均为稳健标准误。

4. 似无相关回归(SUR)

一个方程组中如果某一方程的因变量为其他方程的自变量,这样的方程组被称为联立方程。如果不存在此类关系,方程组则看上去无关。但实际上,各方程的干扰项有可能存在跨方程同期相关性,这就是似无相关模型(Zellner,1962)。模型看起来不相关,但通过方程间随机扰动项的联合分布与方差协方差矩阵的非对角化而紧密联系在一起。本文三个方程中,影响储蓄、投资和经常账户的干扰项则有可能存在同期相关性,故我们也运用似无相关回归来估计这些方程。

似无相关模型的另一个优点就是可以对方程组间设置限制条件。经常账户为储蓄率与投资率之差,那么,抚养比对经常账户的影响程度应该等于对储蓄率与投资率的影响程度之差。基于此,我们为似无相关模型附加了两个限制条件,即储蓄率方程少年抚养比和老年抚养比的系数减去投资率和经常账户方程的相应系数为零。回归结果见表3列(7)—列(9)。

进行似无相关回归的前提是方程间扰动项存在同期相关性。表3第7列下方的 Breusch-Pagan 同期相关性检验值(chi2)显著拒绝原假设,即各方程扰动项的确存在同期相关。考虑到样本量问题,我们用小样本情况下的 F 值和 t 值来代替卡方值和 z 值来作统计推断。

表3显示,老年抚养比对储蓄、投资与经常账户的影响程度分别为 -0.198 、 0.130 和 -0.328 ,均通过了5%的显著性检验。少年抚养比对储蓄、投资与经常账户的影响程度分别为 -0.059 、 0.040 和 -0.098 ,也通过了至少10%的显著性检验。根据我们设定的限制条件,少年抚养比和老年抚养比对储蓄率的影响均等于其对投资、经常账户的影响之和。老年抚养比的影响较大,其每增加1%,经常账户减少0.33%,基本验证了表2的结论(表2中为0.26%)。这说明了老龄化社会对国外资金的依赖。当老龄化社会来临时,老年人会负储蓄,消费年轻时的储蓄,原先流出的国际资本会流回,出现经常账户逆差。从 APEC 地区整体情况来看,抚养比的提高尤其是老年抚养比的提高部分导致了其他地区资金流向 APEC 地区。少年抚养比的影响程度较小(-0.09)。一个可能的解释是,当 APEC 地区整体经历少年比例下降时,由于时代进步或优生优育政策使人均少年培养支出明显提高,进而少年抚养支出总量可能并没有显著下降,如中国子女抚养负担并没有因只有一个孩子而得到明显缓解(朱超、张林杰,2012),这就弱化了少年抚养比与经常账户的反向关系。

五、结论与政策含义

人口年龄结构到底会不会影响储蓄投资行为,进而影响国际资本流动,这是一个争议已久的问题。尽管有很多的理论及实证研究,但并没有达成一致意见,尤其是在实证研究方面。本文构建了动态面板和静态面板模型,运用系统广义矩(GMM)、混合面板最小二乘回归(Pooled OLS)、面板固定效应回归(FE)、似无相关回归(SUR)等多种方法对 APEC 组织 20 个国家或地区 1993—2010 年的面板数据进行了研究。

研究发现,经常账户的人口结构效应表现稳健,抚养比与经常账户呈显著负向关系。但储蓄和投资行为中的人口结构效应假说没有得到支持,对于样本和方法比较敏感,表现不够稳健。具体到人口结构内部,老年抚养比效应表现稳健,其每提高1个百分点,经常账户下降0.26—0.33个百分点;少年抚养

比效应则不够稳健,或比较微弱(系数为-0.09)。这说明了老龄化社会对外国资金的依赖。当老龄化社会来临时,老年人会负储蓄,消费年轻时的储蓄,原先流出的国际资本会流回,出现经常账户逆差。从 APEC 地区整体情况来看,抚养比的提高尤其是老年抚养比的提高部分导致了其他地区资金流向 APEC 地区。

储蓄、投资、经常账户均存在强惯性,调整缓慢,各自的滞后一期系数分别为 0.918、0.827 和 0.86,调整半周期分别为 8.45、4 和 4.95 年。发达国家储蓄率惯性更强。经济发展阶段与储蓄率正相关,而且在发达国家当收入到达一个特定值时,储蓄率开始与人均收入呈反向关系。经济增长率与储蓄率、投资率均呈较强的正向关系,但与经常账户呈反向关系。一国开放程度对经常账户的影响统计上显著,但比较微弱。

总之,从本文研究结果来看,这一传统假说仍然面临挑战。本文中假说的成立对于模型的动静态选择、样本选择、方法选择还是比较敏感。这也许是因为还有尚待发现或无法观测的控制变量和随机冲击未被纳入模型中,而且,也许需要我们更具创新性和更严密的理论演绎。本文的经验研究有助于丰富这一领域的证据,尽管如此,这仍是一个开放性的问题,需要更多的后续研究。

* 本文为 2012 年中国经济学年会入选论文。

注释:

- ①文献中一般用抚养比来代表人口结构。少年抚养比(YDR)用 14 岁以下人口与 15—64 岁人口的百分比表示,老年抚养比(EDR)用 65 岁以上人口与 15—64 岁人口的百分比表示,总抚养比(GDR)即为二者之和。
- ②20 个国家或地区(I 组)包括:澳大利亚*、文莱、加拿大*、智利、中国、中国香港*、印度尼西亚、日本*、韩国*、马来西亚、墨西哥、新西兰*、巴布亚新几内亚、秘鲁、菲律宾、俄罗斯、新加坡*、泰国、美国*、越南。其中加“*”者为发达国家组(II 组),其他为发展中国家组(III 组)。
- ③为了精确起见,本表统计对象为用系统广义矩方法估计储蓄率方程后实际进入回归过程的观察值,在 Stata11.0 中用 e(sample)作条件语句。

参考文献:

- [1]朱超,张林杰.人口结构能够解释经常账户平衡吗?[J].金融研究,2012,(5):30—44.
- [2]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115—143.
- [3]Boyd D, Caporale G M, Smith R. Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the marshall-lerner condition[J]. International Journal of Finance & Economics, 2001, 6(3): 187—200.
- [4]Chen K, İmrohoroğlu A, İmrohoroğlu S. The Japanese saving rate between 1960 and 2000: Productivity, policy changes, and demographics [J]. Economic Theory, 2007,

- 32(1):87—104.
- [5]Chinn M D,Prasad E S. Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: An empirical exploration[J].Journal of International Economics,2003,59(1): 47—76.
- [6]Chinn M D,Ito H. Current account balances, financial development and institutions: Assaying the world “saving glut”[J].Journal of International Money and Finance,2007, 26(4): 546—569.
- [7]Coale A J,Hoover E M. Population growth and economic development in low-income countries: A case study of India’s prospects[M].Princeton, N J:Princeton University Press,1958.
- [8]Dayal-Gulati A,Thimann C. Saving in Southeast Asia and Latin America compared: Searching for policy lessons[R].IMF Working Paper,No.110,1997.
- [9]Deaton A,Paxson C. Growth,demographic structure,and national saving in Taiwan[J]. Population and Development Review,2000,26(Supplement): 141—173.
- [10]Debelle G,Faruqee H. What determines the current account? A cross-sectional and panel approach[R].IMF Working Paper,No.58,1996.
- [11]Feldstein M,Horioka C. Domestic saving and international capital flows[J].Economic Journal,1980, 90(358): 314—329.
- [12]Fry M J,Mason A. The variable rate-of-growth effect in the life-cycle saving model[J]. Economic Inquiry,1982,20(3): 426—442.
- [13]Gruber J W,Kamin S B. Explaining the global pattern of current account imbalances [J].Journal of International Money and Finance,2007,26(4): 500—522.
- [14]Higgins M,Williamson J G. Age structure dynamics in Asia and dependence on foreign capital[J].Population and Development Review,1997,23(2): 261—293.
- [15]Horioka C Y,Wan J. The determinants of household saving in China: A dynamic panel analysis of provincial data[J].Journal of Money,Credit and Banking,2007,39(8): 2077 —2096.
- [16]Kim S,Lee J W. Demographic changes,saving,and current account: An analysis based on a panel VAR model[J].Japan and the World Economy,2008,20(2): 236—256.
- [17]Leff N H. Dependency rates and savings rates[J].The American Economic Review, 1969,59(5): 886—896.
- [18]Obstfeld M,Rogoff K. The intertemporal approach to the current account[R].Hand- book of International Economics,Elsevier,1995.
- [19]Ram R. Dependency rates and aggregate savings: A new international cross-section study[J].The American Economic Review,1982,72(3): 537—544.
- [20]Roodman D. How to do Xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata[R].Center for Global Development Working Paper,No.103,2006.
- [21]Terrones M,Cardarelli R. Global imbalances: A saving and investment perspective [R].IMF,World Economic Outlook,2005.

[22]Ul Haque N, Pesaran M H, Sharma S. Neglected heterogeneity and dynamics in cross-country savings regressions[R]. IMF Working Paper, No.128, 1999.

[23]Zellner A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias[J]. Journal of the American Statistical Association, 1962, 57(298): 348—368.

What Drives International Capital Flow? An Analysis of Demographic Effect of APEC Members

ZHU Chao, LIN Bo

*(School of Finance, Capital University of Economics
and Business, Beijing 100070, China)*

Abstract: According to life-cycle theory, demographic age structure can affect savings and investment behavior. The effects of demographic structure on savings, investment and current account balance are featured by negative relationships with dependency ratios, but empirical literature has not reached a consensus. This paper tries to construct dynamic and static panel models and employs GMM, pooled OLS, fixed effects and SUR to analyze the panel data of 20 APEC members from 1993 to 2010. It comes to the conclusion that current account balance is significantly negatively related to demographic structure, which is robust, but the effects of demographic structure on savings and investment behavior are sensitive to the sample and methods. For internal demographic structure, the effect of elderly dependency ratio is robust with reverse coefficient from 0.26 to 0.33, and the effect of youth dependency ration is comparatively vague or weak.

Key words: demographic effect; current account balance; APEC; international capital flow; generalized method of moments (GMM); seeming unrelated regression (SUR)

(责任编辑 周一叶)