
人口结构与经常账户： 开放 DSGE 模拟与经验证据

朱超 余颖丰 易祯*

内容提要 本文在动态随机一般均衡模型中引入人口年龄结构,分析其对经常账户的效应,并用全球数据进行经验分析。我们细分了3种年龄类型的经济体后发现,人口结构冲击总体表现为中年、老年人口比重负向影响经常账户余额。本文还构建不包含短期冲击的动态一般均衡模型,发现人口结构长期趋势与短期冲击对经常账户的影响基本相同。全球181个经济体1960-2015年数据验证了上述理论发现。政策模拟显示选择退休年龄政策时宜考虑当时不同的年龄结构。当中年人口占比较高时,从外部经济均衡的角度出发,延长退休年龄宜小步推进;但当老龄人口比例已经较大时,延迟退休年龄则可缓解经常账户余额下行压力。

关键词 人口结构 经常账户 DSGE

一 引言

人口年龄结构是众多经常账户决定因素中的一个长期变量。根据联合国预测,世界人口形势正在发生系统性改变。数量上,世界人口2015年达到73亿,2030、2050、

* 朱超、余颖丰、易祯:首都经济贸易大学金融学院 北京市丰台区张家路口121号 100070 电子信箱: zhuchao@cueb.edu.cn(朱超), yuyingfeng@cueb.edu.cn(余颖丰), yizhen@cueb.edu.cn(易祯)。

本文得到了教育部人文社会科学规划基金项目“全球低(负)利率背景下人口结构与自然利率研究”(17YJA790100)、国家自然科学基金面上项目(71873092)“人口学视角下风险态度、全要素生产率与金融资产收益率研究”、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-13-0914)的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见,文责自负。

2100年将分别达到85、97、112亿。结构上,2015年全球中位数年龄为29.6岁,约有26%人口处于15岁以下,62%位于15-59岁之间,12%在60岁及以上(United Nations,2015)。由于中国计划生育政策的实施和改革,人口结构已经并将呈现显著变化。如果人口结构与经常账户的联系得以确立,其极端重要性体现在人们可以预判未来国际资本流动趋势,避免在国际资本趋势性流动的海啸到来时才开始躲避。

历史数据给了我们一个直观的认识,人口年龄结构通过改变储蓄和投资行为作用于经常账户,但经验分析结果却并不太一致。早在1958年,Coale和Hoover(1958)就提出假说,当一国生育率提高与婴儿夭折率降低时,会产生年轻的家庭和政府,大量消费使得他们的储蓄与投资不足,于是该国依靠外来资本流入,形成外部资本依赖,表现为经常账户逆差。另外一篇代表性的文献为Higgins和Williamson(1996)的研究,他们利用亚洲面板数据分析后认为,亚洲储蓄率上升的原因是少年抚养比下降,亚洲已经或即将走出对外部资本依赖的时期,开始输出资本,表现为经常账户顺差。其他经验研究支持此结论的主要有Chinn和Prasad(2003)、Domeij和Flodén(2006)、Krueger和Ludwig(2007)、Ferrero(2010)、汪伟(2012)、朱超和张林杰(2012)等;与这一假说相悖的有Goldberger(1973)、Ram(1982)、Chen等(2007)等的研究。因此,来自理论模型的解释显得非常重要。

另外一支经验研究文献主要关注经常账户决定因素及影响机制。经济制度效率(Alfaro等,2008)、财政一体化(Martin和Viktoria,2014)、银行业发展程度(Bruno和Shin,2015)、移民率(Clarke和Smith,1996)均可能对国际资本流动产生影响。就机制而言,第一是资本价格(Tille和van Wincoop,2014)。不同年龄居民资本供给有差异,造成资本价格不同,影响厂商对资本的需求,在开放经济条件下引起国际资本流动。第二是储蓄和投资(Börsch-Supan等,2006)。经常账户反映了国际资本流动,被定义为储蓄和投资之差。处于不同年龄的居民储蓄行为不同,导致资本供给差异,引起国际资本流动。第三是劳动力供给。劳动力和资本存在一定程度的替代关系,劳动力供给通过资本需求状况影响经常账户(Taylor和Williamson,1991)。

在理论模型方面,世代交叠模型最早用来研究人口年龄结构对经济的影响。Feroli(2003)的研究认为人口结构能够解释全球南北间或七国集团间资本流动。Börsch-Supan等(2006)、Marchiori等(2017)认为国际资本将从老龄化地区流向其他地区。移民带来的直接资本流动和资本需求变化能解释资本流动(Gollin和Lange,2013)。区别于两国模型和小型开放经济模型,Krueger和Ludwig(2007)还建立多国大型世代交叠模型,分析工业化国家人口老龄化对全球资本回报率和国际资本流动的影响,并讨

论了社会福利。Marchiori(2011)建立了包含 10 个地区的世代交叠模型分析人口趋势预测对国际资本流动的影响,发现人口年龄结构差异会造成国际资本流动,影响程度取决于地区间经济一体化程度。Ferrero(2010)则基于生命周期模型,从生产率、人口统计学特征和财政政策解释美国外部失衡。最近学者开始在动态随机一般均衡框架下分析经常账户,选题散见于经济体间资本双向流动特征(Devereux 和 Sutherland, 2009)、资本流动与国内股价波动特征(Tille 和 van Wincoop, 2010)、市场信息不对称通过影响资本价格来影响国际资本流动(Tille 和 van Wincoop, 2014)以及储蓄过剩冲击带来的经常账户变化对房价的影响(Sá 和 Wieladek, 2015)等方面。

本文的主要工作为:(1)建立开放条件下的 DSGE 模型,通过对居民消费在不同年龄群体间分解,将人口年龄结构引入该模型。(2)在人口短期冲击外,为考虑人口趋势,本文还进一步构建不包含短期冲击的动态一般均衡模型,分析人口结构长期趋势的影响。(3)结合理论模型,本文利用全球 181 个经济体 1960-2015 年样本数据,验证理论分析结果,并讨论传导渠道。(4)基于理论模型,作了主要参数的比较分析,并模拟应对经常账户余额(经常账户绝对额占 GDP 比例,下文同)下行的措施,分析国外部门经济行为对模型结论的影响,最后延伸讨论了中国不同退休年龄设计对中国未来外部均衡的影响。

本文主要结论为:(1)在我们考虑的不同年龄社会中(18 种情况),人口结构对于经常账户的冲击基本表现出相同的特征,即中年、老年人口比重负向影响经常账户余额。(2)人口结构长期趋势与短期冲击对于经常账户的影响基本相同。(3)全球 181 个经济体 1960-2015 年的经验证据支持了上述理论发现。(4)在中国由人口红利转向老龄化社会进程中,当中年人口比例占比仍然比较高时,从外部经济均衡的角度出发,延长退休年龄宜小步推进。但当已经进入老年化社会,老龄人口比例较大时,延迟退休年龄会较快缓解经常账户余额下行压力。

本文与其他文献有以下不同:第一,我们将人口年龄结构引入一般均衡模型。这样的处理使我们得以在 DSGE 不确定性的基础上展开数值模拟,量化人口年龄结构对经常账户的影响程度,这可有效补充目前局限于特定样本而争议颇多的经验研究。第二,我们根据年龄特征从不同经济体环境设计模拟方案。首先设定老年、中年、少年 3 种经济体,再分别以中年人口、老年人口两种冲击变量进行模拟。第三,本文专门测试了中国 4 种退休年龄设计对经常账户的影响,我们将这四种退休年龄设计统一到 DSGE 模型中,可以使这一讨论更为规范。

后文结构安排如下:第二部分建立 DSGE 模型;第三部分校准参数,模拟经常账户

的人口结构效应;第四部分构建 DGE 模型,讨论人口结构长期趋势对经常账户余额的影响;第五部分为经验分析;第六部分为不同参数的比较分析与退休年龄政策的延伸讨论;最后为结论与政策含义。

二 DSGE 理论模型

本部分将构建一个开放条件下的 DSGE 模型。我们将居民消费分解为少年消费、中年消费和老年消费,将人口年龄结构引入模型。模型包括 8 个部门:居民、国内最终产品生产厂商、国内中间产品生产厂商、进口商、出口商、中央银行、政府部门和国外部门。我们假设国内最终产品市场完全竞争;国内中间产品市场、进口市场和出口市场垄断竞争,根据 Calvo 策略定价;国外经济外生。

(一)居民

1. 基本模型。居民每期对消费和劳动进行决策,在收入约束下最大化终生效用。居民决策优化问题表示为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta [\xi_t^c \ln(c_t - hc_{t-1}) - \varphi^l l_t^{1-\gamma^l} / (1 + \gamma^l)] \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{s. t. } & c_t + p_t^i i_t + B_t/P_t + S_t B_t^f/P_t \\ & = w_t l_t + [r_t^k u_t - \mu_t^{-1} a(u_t)] k_t + R_{t-1} B_{t-1}/P_t + S_t R_{t-1}^f B_{t-1}^f/P_t - \tau_t \end{aligned} \quad (2)$$

参考 Fernández - Villaverde (2010) 的设定,居民效用函数包括消费 (c_t) 和劳动 (l_t)。 β 表示居民主观贴现率, h 刻画居民的消费习惯, γ^l 表示劳动供给相对风险回避系数, φ^l 表示劳动在效用函数中的权重。

支出用于消费、投资 (i)、购买债券 (B) 和纳税 (τ)。右上角标注为相应的国外变量。收入包括实际工资收入(工资和劳动相乘) $w_t l_t$; 资本净收入 $[r_t^k u_t - \mu_t^{-1} a(u_t)] k_t$, 其中, r_t^k 、 u_t 和 μ_t 分别表示资本回报率、资本利用率和特定投资技术 (Investment-specific Technology)。 $a(u_t)$ 表示资本使用成本函数,参考 Christiano 等 (2005) 的研究,函数形式设定为 $a(u_t) = \gamma_1(u_t - 1) + \gamma_2(u_t - 1)^2/2$, $a(1) = 0$, $a'(u_t) > 0$, $a''(u_t) > 0$, 为凸的增函数,表示资本存量使用密集程度越高,以投资品度量的使用成本越高,会抵消资本使用收益, γ_1 和 γ_2 为资本损耗成本参数;持有国内债券收入为 $R_{t-1}(B_{t-1}/P_t)$; 外国债券利息收入为 $S_t R_{t-1}^f(B_{t-1}^f/P_t)$, S 、 R 为名义汇率与名义利率; P_t 和 p_t^i 分别为国内价格水平和国内投资品价格水平。

根据 Fernández-Villaverde (2010) 对资本运动和资本调整成本的刻画,资本运动方

程可以表示为:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + \mu_t [1 - \Gamma(i_t/k_t)]i_t \quad (3)$$

其中资本调整方程为 $\Gamma(i_t/k_t) = \kappa(i_t/k_t - \delta)^2/2$, κ 是资本调整成本参数, δ 为折旧率。 μ_t 满足 AR(1) 过程。

2. 引入人口年龄结构。假设人口结构分布于区间 $[0, 1]$, 总消费 c_t 采取 CES 加总方式, 我们可以将消费分为少年、中年和老年消费 c_t^c, c_t^m, c_t^{old} :

$$c_t = [w^c (c_t^c)^{(\eta_c-1)/\eta_c} + \xi_t^m w^m (c_t^m)^{(\eta_c-1)/\eta_c} + \xi_t^{old} w^{old} (c_t^{old})^{(\eta_c-1)/\eta_c}]^{\eta_c/(\eta_c-1)} \quad (4)$$

其中, w^c, w^m, w^{old} 分别表示少年、中年和老年人口占总人口的比例, 满足 $w^c + w^m + w^{old} = 1$ 。 η_c 为消费替代弹性, 我们引入中年人口冲击 ξ_t^m 和老年人口冲击 ξ_t^{old} 。考虑人口结构的长期性和趋势性, 我们将 ξ_t^m 和 ξ_t^{old} 设计为带有趋势的冲击形式。借鉴 Schmitt-Grohé 和 Uribe (2011) 设定的带有趋势全要素生产率的冲击形式, 我们将 ξ_t^m 分解为趋势项 z_t^m 和冲击项 ζ_t^m , $\xi_t^m = z_t^m \zeta_t^m$, 其中趋势项 z_t^m 的增长率和 ζ_t^m 均满足 AR(1) 过程。 ξ_t^{old} 分解与冲击形式与 ξ_t^m 一致。

少年、中年和老年消费对应的价格加总方程可以表示为:

$$1 = [(w^c)^{\eta_c} (p_t^c)^{1-\eta_c} + (\xi_t^m w^m)^{\eta_c} (p_t^m)^{1-\eta_c} + (\xi_t^{old} w^{old})^{\eta_c} (p_t^{old})^{1-\eta_c}]^{1/(1-\eta_c)} \quad (5)$$

其中, p_t^c, p_t^m, p_t^{old} 分别为少年、中年和老年消费价格。等式左边 1 理解为消费价格水平等于国内价格水平, 经过物价调整后实际消费价格水平为 1。

投资品 (i_t) 分为国内使用和出口两部分。运用 CES 加总, 投资品数量和价格分别表示为:

$$i_t = [(1 - \omega_i) (i_t^d)^{(\eta_i-1)/\eta_i} + \omega_i (i_t^x)^{(\eta_i-1)/\eta_i}]^{\eta_i/(\eta_i-1)} \quad (6)$$

$$p_t^i = [(1 - \omega_i)^{\eta_i} (P_t)^{1-\eta_i} + \omega_i^{\eta_i} (p_t^x)^{1-\eta_i}]^{1/(1-\eta_i)} \quad (7)$$

其中, i_t^d 和 i_t^x 分别表示国内使用和出口的投资品, p_t^i, P_t 和 p_t^x 分别为国内投资品价格水平、国内价格水平和出口投资品价格水平, ω_i 表示出口投资品占总投资品的比例, η_i 表示国内外投资品替代弹性。

(二) 国内厂商

1. 最终产品厂商。设中间产品连续分布于区间 $[0, 1]$, 最终产品生产函数设定为式(9), 厂商优化问题可以由式(8)和(9)刻画。其中 y_t^i 表示国内最终产品供给, y_{jt} 为第 j 类中间产品总需求, p_{jt} 为第 j 类中间产品价格水平, ε 表示中间产品之间的替代弹性。

$$\max_{y_{jt}} p_t y_t^s - \int_0^1 p_{jt} y_{jt}^d dj \quad (8)$$

$$\text{s. t. } y_{jt}^s = \left(\int_0^1 y_{jt}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dj \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (9)$$

2. 中间产品厂商。中间产品(y_{jt})的生产过程由科布-道格拉斯生产函数刻画。

$$y_{jt} = A_t (u_t k_{j,t-1})^\alpha (l_{jt}^d)^{1-\alpha} \quad (10)$$

其中, k_{jt} 和 l_{jt}^d 分别为生产第 j 类中间产品使用的资本和劳动力, α 为资本收入占总产出的比重,全要素生产率 A_t 服从AR(1)过程。

假设中间产品市场垄断竞争,遵循 Calvo 策略定价。设每期能够进行价格调整的厂商比例为 $(1 - \theta_p)$ 。 π_t 表示国内市场通货膨胀水平, χ_p 表示中间产品市场和最终产品市场的通货膨胀水平之比。最优化问题表示为:

$$\max_{p_{jt}^s} \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_p)^s Q_{t+s} \{ [(\pi_t^{\chi_p} \pi_{t+1}^{\chi_p} \cdots \pi_{t+s-1}^{\chi_p}) p_{jt} / p_{t+s} - mc_{t+s}] y_{j,t+s} \} \quad (11)$$

$$\text{s. t. } y_{j,t+s} = [(\pi_t^{\chi_p} \pi_{t+1}^{\chi_p} \cdots \pi_{t+s-1}^{\chi_p}) p_{jt} / p_{t+s}]^{-\varepsilon} y_{j,t+s}^s \quad (12)$$

其中, Q_t 为随机贴现因子, mc_t 为边际成本。化简后的价格水平加总方程为:

$$p_t = [\theta_p (p_{t-1} / \pi_t)^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_p) (p_t^*)^{1-\varepsilon}]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (13)$$

其中, p_t^* 为中间厂商最优价格。

(三) 进出口部门

1. 进口商。进口商利用 Calvo 策略制定价格。进口商面临的实际边际成本为通过实际汇率进行折算后的世界市场价格水平 $e_t p_t^f$, e_t 表示实际汇率, p_t^f 为国外价格水平。设每期能够进行价格调整的进口商比例为 $(1 - \theta_m)$, χ_m 表示进口产品市场和最终产品市场的通货膨胀水平之比,进口商决策问题可以由式(14)和式(15)表示。

$$\max_{p_{jt}^m} \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_m)^s Q_{t+s} \{ [(\pi_t^{\chi_m} \pi_{t+1}^{\chi_m} \cdots \pi_{t+s-1}^{\chi_m}) p_{jt}^m / p_{t+s}^m - p_{t+s}^f e_{t+s}] i_{j,t+s}^m \} \quad (14)$$

$$\text{s. t. } i_{j,t+s}^m = [(\pi_t^{\chi_m} \pi_{t+1}^{\chi_m} \cdots \pi_{t+s-1}^{\chi_m}) p_{jt}^m / p_{t+s}^m]^{-\varepsilon_m} i_{j,t+s}^m \quad (15)$$

其中, i_t^m 和 p_t^m 分别表示第 t 期进口投资品的数量和价格, ε_m 表示进口投资品之间的替代弹性。进口产品市场的价格由单个厂商价格加总而得,化简后的价格加总方程为:

$$p_t^m = [\theta_m (p_{t-1}^m / \pi_t)^{1-\varepsilon_m} + (1 - \theta_m) (p_t^{m*})^{1-\varepsilon_m}]^{1/(1-\varepsilon_m)} \quad (16)$$

其中, p_t^{m*} 表示最优进口投资品价格。

2. 出口商。设每期进行价格调整的概率为 $(1 - \theta_x)$, χ_x 表示出口产品市场和最终产品市场的通货膨胀水平之比,出口商优化问题为:

$$\max_{p_{jt}^x} \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_x)^s Q_{t+s} \{ [(\pi_t^{\chi_x} \pi_{t+1}^{\chi_x} \cdots \pi_{t+s-1}^{\chi_x}) (p_{jt}^x / p_{t+s}^x) - 1/e_{t+s}] i_{j,t+s}^x \} \quad (17)$$

$$s. t. \quad i_{j,t+s}^x = [(\pi_t^{X_x} \pi_{t+1}^{X_x} \cdots \pi_{t+s-1}^{X_x}) p_{jt}^x / p_{t+s}^x]^{-\varepsilon_x} i_{t+s}^x \quad (18)$$

i_t^x 和 p_t^x 分别表示第 t 期出口投资品的数量和价格, ε_x 表示出口投资品之间的替代弹性。化简后的价格加总方程为:

$$p_t^x = [\theta_x (p_{t-1}^x / \pi_t) ^{1-\varepsilon_x} + (1 - \theta_x) (p_t^{x*}) ^{1-\varepsilon_x}]^{1/(1-\varepsilon_x)} \quad (19)$$

其中, p_t^{x*} 表示最优出口投资品价格。

(四) 政府部门

1. 中央银行。本文假设中央银行采取泰勒利率规则,表示为:

$$R_t = \gamma_R R_{t-1} + (1 - \gamma_R) (\gamma_\pi \pi_t + \gamma_y \Delta y_t) \quad (20)$$

其中, Δy_t 为产出增长率, γ_R 、 γ_y 、 γ_π 分别为利率参数、价格参数和产出参数。

2. 财政部门。假设财政政策不考虑债券变动,政府支出 g_t 来源于税收:

$$g_t = \tau_t \quad (21)$$

(五) 国外部门

国外部门生产决策过程不受国内市场影响,视为外生变量。国外经济通过影响进出口来影响经常账户。参考 Adolfson (2007) 的设定,假设国外利率符合泰勒规则,国外价格、总产出和利率满足 SVAR 模型,其扰动项均满足 AR(1) 过程。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ -\gamma_{\pi^f} & -\gamma_{y^f} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_t^f \\ y_t^f \\ R_t^f \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_{p^f} & 0 & 0 \\ 0 & \rho_{y^f} & 0 \\ 0 & 0 & \rho_{R^f} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1}^f \\ y_{t-1}^f \\ R_{t-1}^f \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{p^f} \\ \varepsilon_t^{y^f} \\ \varepsilon_t^{R^f} \end{bmatrix} \quad (22)$$

(六) 经常账户

经常账户 (ca_t) 反映国内外经济体之间的贸易往来,表示为:

$$ca_t = p_t^x i_t^x - p_t^m i_t^m \quad (23)$$

三 参数校准与数值模拟

(一) 参数校准

1. 结构化参数校准。本文共涉及 24 个结构化参数,校准值列于表 1。

(1) 消费习惯参数 h 用以衡量习惯的强度。全冰 (2017) 参考 Boldrin 等 (2001) 的研究将消费习惯参数设定为 0.7。本文的消费习惯参数 h 与全冰 (2017) 的习惯参数含义一致,故将 h 校准为 0.7。(2) 消费替代弹性 η_c 描述少年、中年和老年消费之间的替代关系。本文取 η_c 的校准值为 1/3。(3) 主观贴现率。全冰 (2017) 假设无风险

表 1 参数校准值

参数符号	含义	校准值	参数符号	含义	校准值
h	消费习惯参数	0.7	α	资本产出比	0.45
η_c	消费替代弹性	1/3	η_i	国内外投资品替代弹性	1
β	主观贴现率	0.9926	χ_p	中间品市场价格比例参数	-0.1871
δ	折旧率	0.025	χ_m	进口市场价格比例参数	-6.3804
φ^l	劳动在效用函数中的权重	1.315	χ_x	出口市场价格比例参数	-0.2176
γ^l	劳动供给相对风险回避系数	1.17	θ_p	国内市场垄断程度	0.75
γ_1	资本损耗成本参数	0.1	θ_x	出口市场垄断程度	0.75
γ_2	资本损耗成本参数	0.05	θ_m	进口市场垄断程度	0.75
κ	资本调整成本参数	5	π_{ss}	国内通货膨胀稳态	1.014
ε	国内中间产品替代弹性	5	γ_R	泰勒规则利率参数	0.40
ε_m	进口投资品替代弹性	5	γ_π	泰勒规则价格参数	0.10
ε_x	出口投资品替代弹性	5	γ_y	泰勒规则产出参数	1.13

利率为 3%，季度主观贴现率 $\beta = 1.03^{-0.25} = 0.9926$ 。Schmitt-Grohé 和 Uribe (2004) 的研究中也将主观贴现因子 β 值校准为 0.9926，而袁申国等 (2011) 将 β 值校准为 0.9921，也很接近。因此本文的 β 值校准为 0.9926。(4) 折旧率 δ 文献中取值差异较大。全冰 (2017) 将年折旧率取为 0.1，则季度折旧率为 0.025。我们也将折旧率 δ 校准为 0.025。后文还将其取值 0.02 和 0.03 开展比较分析。(5) 劳动在效用函数中的权重 φ^l 。参考袁申国等 (2011) 的校准，本文将 φ^l 校准为 1.315。(6) 劳动供给相对风险回避系数 γ^l 。Fernández-Villaverde (2010) 将 γ^l 校准为 1.17，全冰 (2017) 将该参数直接校准为 1。考虑到两者差异很小，本文参考 Fernández-Villaverde (2010) 的设定将其校准为 1.17。(7) 资本损耗成本参数 γ_1 和 γ_2 ，本文参考 Schmitt-Grohé 和 Uribe (2004)、Fernández-Villaverde (2010) 的研究，将 γ_1 校准为 0.1， γ_2 校准为 0.05。(8) κ 是资本调整成本参数，杨柳等 (2014) 运用中国数据通过调整参数 κ 拟合数据，认为 κ 取值应为 5，本文借鉴其设定将 κ 校准为 5。(9) 国内市场、进口市场与出口市场产品的替代弹性 ε 、 ε_m 、 ε_x 。此参数在贝叶斯估计时不易确定 (Smets 和 Wouters, 2007)。参考康立和龚六堂 (2014) 的处理，本文将 ε 、 ε_m 、 ε_x 的值均校准为 5。(10) 资本产出弹性 α 。许志伟和林仁文 (2011) 对资本产出弹性的估计结果为 0.4478，庄子罐等 (2016) 对 α 取值尝试了 0.4 和 0.6，全冰 (2017) 基于 2016 年《中国统计年鉴》中的数据计算 1993–2014 年资本收入弹性，并折中校准为 0.43。本文参考文献中的数据，将 α 校准为 0.45。(11) 国内外投资品替代弹性 η_i 。康立和龚六堂 (2014) 分析国际经济危机传导时，将国内外商品的替代弹性校准为 1。借鉴其做法， η_i 校准为 1。(12) χ_p 、 χ_m 、 χ_x 表示中间产品市场、进口市场和出

口市场产品价格与国内一般物价水平之间的比例关系。2015 年中国居民消费价格指数为 101.4(上年 = 100), 工业生产者出厂价格指数为 93.9(上年 = 100), 根据定义式 $\chi_p = [\ln(P_{t+1}/P_t)] / (\ln \pi_t)$, 我们校准 χ_p 为 -0.1871。以此类推, χ_m 和 χ_x 分别表示进口和出口产品价格与国内物价水平的关系, 校准为 -6.3804 和 -0.2176^①。(13) θ_p 、 θ_x 、 θ_m 表示国内、出口和进口产品市场的垄断程度。康立和龚六堂(2014)将参数设为 0.75。我们也参考这一取值, 并且充分考虑国内市场、进口市场和出口市场的差异, 以 0.75 为基准, 再取 0.7 和 0.8 展开比较静态分析。(14) 国内通货膨胀稳态 π_{ss} 。模型中引入通货膨胀 π_t , 在求解模型时需要其稳态值 π_{ss} 。2015 年中国居民消费价格指数为 101.4(上年 = 100), 因此我们将通货膨胀稳态校准为 1.014。(15) 泰勒规则参数。全冰(2017)采用贝叶斯方法估计了利率、价格和产出参数, 我们使用其支出法年度消费、投资数据计算的结果, 将 γ_R 、 γ_y 、 γ_π 分别校准为 0.40、1.13 和 0.10。

2. 冲击参数校准。本文将引入 7 个外生冲击, 包括 4 个国内冲击和 3 个国外冲击。老年和中年人口冲击用于测试人口年龄结构外生变化对经常账户的效应; 消费冲击和资本利用率冲击讨论对人口年龄结构冲击引起的经常账户变化的应对措施; 国外产出冲击、国外投资冲击和国外价格冲击模拟国外经济变化与经常账户的关联。假设上述外生冲击满足 AR(1) 过程, 冲击自回归系数均为 0.95, 冲击标准差均为 0.01。

(二) 数值模拟

1. 方案设计。我们设计 3 种人口环境去分析人口结构随机冲击下的经常账户动态调整机制, 分别为老年经济体、中年经济体、少年经济体, 指代各相应年龄段人口占比超出平均比例。每一环境中, 我们还设计老年人口与中年人口两种冲击(因为共线性关系, 不设置少年人口冲击)。第一种环境为老年经济体。参考国际通行做法, 将 65 岁及以上人口界定为老年人口并退出劳动力市场。当老年人口占比到达 12% 时进入老年社会, 并根据老年化程度递增依次取值 0.12、0.17、0.22 三次进行数值模拟。第二种环境为中年经济体。类似地, 我们取 0.7、0.75、0.8 三种中年人口(15-64 岁) 占比。第三种环境为少年经济体, 我们取 0.19、0.24、0.31 三种少年人口(小于等于 14 岁) 占比。

考虑到每种经济体下, 另外两种人口变量也可能不是均匀分布。因此我们还在 3 种经济体下考虑另外两种人口变量非均匀分布的情况, 如在老年经济体下考虑偏中

^① 根据《中国统计年鉴 2016》公布的进出口商品价格指数, 2014 年进口和出口商品价格指数分别为 96.6 和 99.3, 2015 年分别为 88.4 和 99.0。

年、中年和少年均匀分布和偏少年 3 种情况,中年和少年经济体与此类似。本部分数值模拟的方案设计见表 2。

表 2 模拟方案设计

模拟 次序	老年经济体			中年经济体			少年经济体			
	偏中年	均匀	偏少年	偏老年	均匀	偏少年	偏老年	均匀	偏中年	
少年人口比重	1	0.1825	0.1925	0.2025	0.1726	0.1826	0.1926	0.1900	0.1900	0.1900
	2	0.1715	0.1815	0.1915	0.1421	0.1521	0.1621	0.2400	0.2400	0.2400
	3	0.1606	0.1706	0.1806	0.1117	0.1217	0.1317	0.3100	0.3100	0.3100
中年人口比重	1	0.6975	0.6875	0.6775	0.7000	0.7000	0.7000	0.6764	0.6864	0.6964
	2	0.6584	0.6484	0.6384	0.7500	0.7500	0.7500	0.6341	0.6441	0.6541
	3	0.6194	0.6094	0.5994	0.8000	0.8000	0.8000	0.5747	0.5847	0.5947
老年人口比重	1	0.1200	0.1200	0.1200	0.1274	0.1174	0.1074	0.1334	0.1234	0.1134
	2	0.1700	0.1700	0.1700	0.1079	0.0979	0.0879	0.1259	0.1159	0.1059
	3	0.2200	0.2200	0.2200	0.0883	0.0783	0.0683	0.1153	0.1053	0.0953

2. 环境之一:老年经济体(图 1)。(1)老年人口冲击。图 1 的模拟结果显示,在老年人口占比为 12% 时,老年人口冲击会造成经常账户细微顺差;老年人口比例加大至 17% 的经济体中,老年人口冲击将造成经常账户逆差;当老年人口占比上升到 22% 时,老年人口冲击引起的经常账户逆差较明显。这在中年和少年人口均匀分布、偏少年的老年经济体和偏中年的老年经济体中均成立。(2)中年人口冲击。老年经济体中,中年人口冲击也会造成经常账户逆差,逆差程度与老年化程度成反向变化。当老

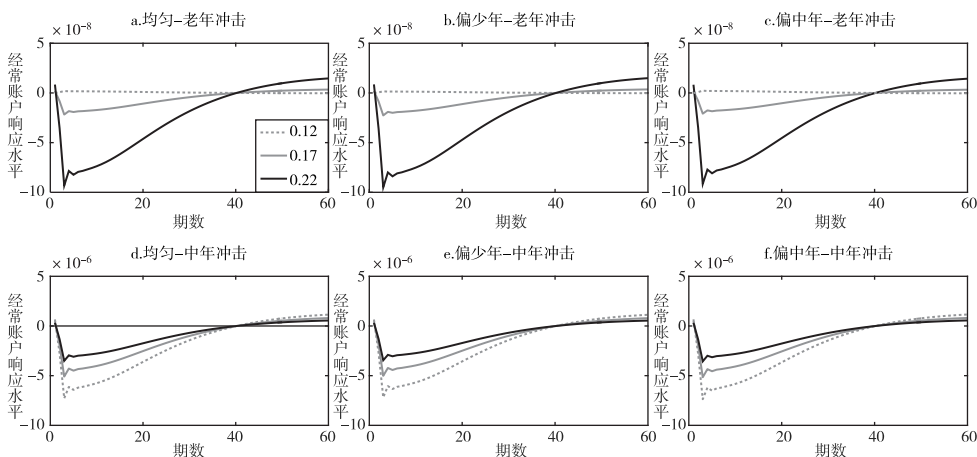


图 1 老年经济体人口冲击

年化程度较高时(22%),中年人口冲击不易造成经常账户逆差;当老年化程度较低时(12%),中年人口正向冲击引起的经常账户逆差更明显。这一发现在不同中年和少年人口环境的经济体中均成立。

3. 环境之二:中年经济体(图2)。(1)老年人口冲击。中年人口比例较大的经济体,遭受人口老龄化冲击时经常账户却体现为正向变化。这不符合经典理论的预设。从其他变量看,老年人口冲击引起总产出下降、消费上升和资本需求下降^①。可能的原因是老年人口增加带来消费增加的同时,也引起资本需求下降,导致资本外流。后者的顺差效应大于前者的逆差效应,综合引起经常账户顺差。当中年人口比例从70%上升至75%时,老年人口冲击对经常账户的影响加深。但当中年人口比例上升至80%时,经常账户的反应出现回落,在偏少年的经济体中,回落幅度更为明显。(2)中年人口冲击。中年人口冲击会造成经常账户逆差,逆差程度与经济体中年人口比例同向变化。中年人口冲击使社会劳动力占总人口的比例上升,产出水平上升,资本需求增加。边际储蓄上升对经常账户的正向冲击小于投资需求上升的负向冲击,经常账户表现为逆差。这一现象在不同老年和少年人口环境中均成立。

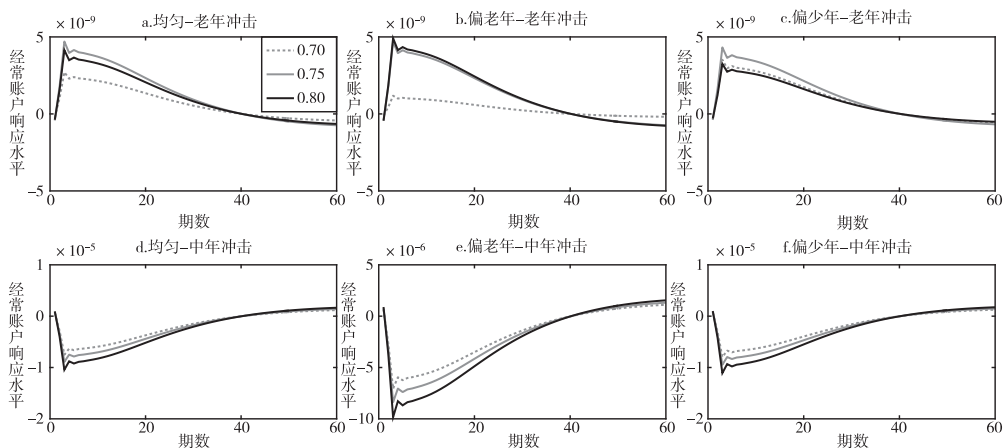


图2 中年经济体人口冲击

4. 环境之三:少年经济体(图3)。(1)老年人口冲击。少年人口比例不同的经济体中,经常账户遭受老年人口冲击时的反应与老年和中年人口环境有关。具体而言,

^① 为了清晰展示人口结构与经常账户的关系,我们在图2中没有列出老年冲击下其他宏观经济变量的变化情况,脉冲响应图备索。

在中年和老年均匀分布的经济体中,经常账户受老年人口冲击时表现为顺差;在偏老年的经济体中,经常账户表现为逆差反应。这可以解释为,老年人口增加会带来消费增加的同时,也引起资本需求下降,资本外流。在一定程度的抚养负担下,后者的顺差效应大于前者的逆差效应,综合引起经常账户顺差。但是在抚养负担较重的经济体中,顺差效应小于逆差效应,表现为经常账户逆差。(2)中年人口冲击。少年社会时,中年人口冲击会显著降低经常账户余额,而且结果不因少年人口比例而变,也不受老年和中年人口相对比例改变的影响。

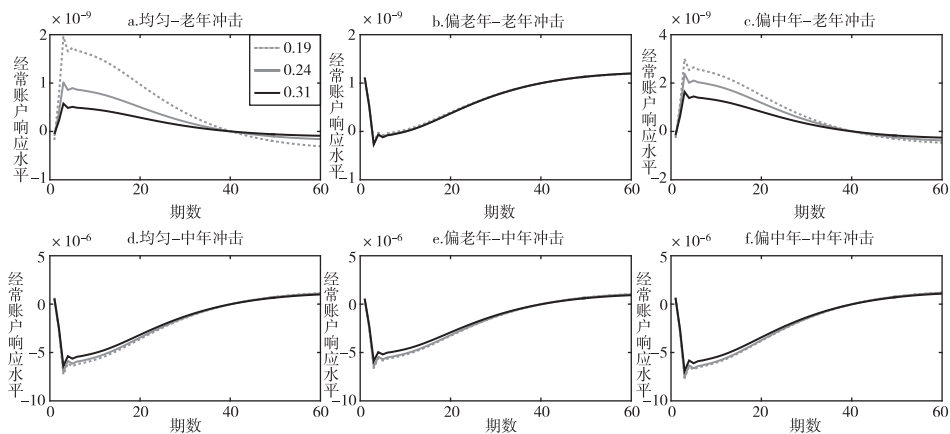


图3 少年经济体人口冲击

表3中,我们总结了以上9种环境下2种冲击的18种人口效应。

表3 人口年龄结构冲击对经常账户的效应

	老年经济体			中年经济体			少年经济体偏中年		
	偏中年	均匀	偏少年	偏老年	均匀	偏少年	偏老年	均匀	偏中年
老年人口冲击	负	负	负	正	正	正	负	正	正
中年人口冲击	负	负	负	负	负	负	负	负	负

四 考察人口长期趋势的 DGE 模型

考虑到人口结构可能在长期趋势上影响经常账户,我们在前文 DSGE 模型的

基础上,不考虑短期冲击,建立 DGE 模型分析人口结构长期趋势对经常账户余额的影响。DGE 模型框架与前文的 DSGE 模型一致,包括八个经济部门:居民、国内最终产品生产厂商、国内中间产品生产厂商、进口商、出口商、中央银行、政府部门和国外部门。但在 DGE 模型中,我们不考虑短期冲击,仅考虑宏观经济变量之间的长期均衡关系。

在不考虑短期冲击的 DGE 框架下,我们以少年、中年、老年 3 种人口比例作为人口结构趋势变量模拟其对经常账户余额的影响。参考 DSGE 模型中的人口比例取值区间,我们在此区间内模拟人口比例曲线,通过理论模型得出经常账户曲线。图 4 报告了模拟结果。可以看出,少年人口占比与经常账户余额同向变化,而中年和老年人口占比上升会引起经常账户余额下降。

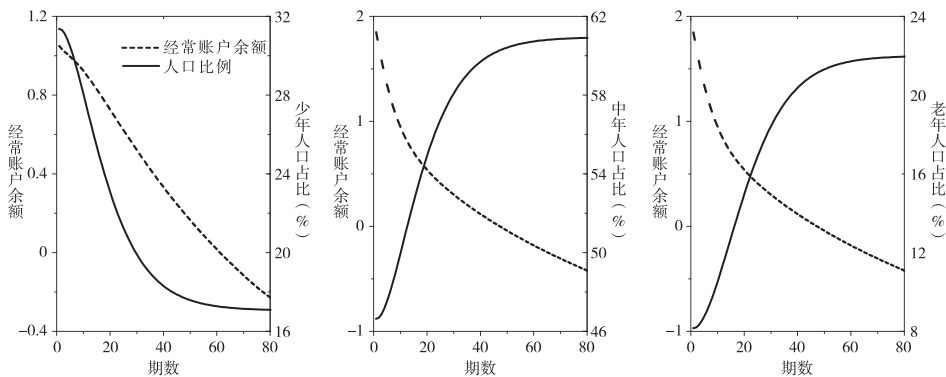


图 4 DGE 框架下人口结构与经常账户的关系

五 经验证据

(一) 经验研究设计

此部分我们建立计量模型,从历史数据中寻找支持证据,验证理论模型结论。

1. 模型和变量。基准计量模型设定如下:

$$CA_{it} = \alpha_0 + \rho CA_{i,t-1} + \alpha_k D_{it}^{(k)} + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (24)$$

CA_{it} 表示经常账户余额与 GDP 的比例, $D_{it}^{(k)}$ 表示处于第 k 组(共 n 组)人口占比, \mathbf{X}_{it} 为控制变量; α_0 、 α_k ($k=1,2,\dots,n$) 和 $\boldsymbol{\beta}$ 为常数项、人口变量和控制变量的系数; μ_i 为个体异质性,控制不可观测的个体差异; λ_t 表示时间固定效应,控制与时间相关的

变量; v_{it} 为随机扰动项。考虑到因变量的路径依赖,我们在模型中加入 $CA_{i,t-1}$ 使得模型动态化, ρ 为因变量滞后项系数。

根据现有文献,人口年龄分组主要有三种方式:(1)以抚养比刻画人口年龄结构,其中少年抚养比定义为0-14岁与15-64岁人口数之比,老年抚养比是65岁及以上与15-64岁人口数之比;(2)将人口分为0-14岁、15-64岁和65岁及以上三组;(3)将人口按照年龄分为少年人口(0-24岁)、年少的中年人口(25-44岁)、年长的中年人口(45-64岁)和老年人口(65岁及以上)4组。为与理论模型一致,本文选择3阶段人口比例数据刻画人口结构。参考朱超和张林杰(2012)的研究,我们选择经济发展阶段、经济增长率、金融体系发展效率作为控制变量,代理变量分别为人均GDP、GDP增长率和M2占GDP比重。

2. 数据。本部分人口数据来自世界银行健康、营养与人口统计数据库,经济数据来自世界银行世界发展指标数据库,样本区间为1960-2015年,全样本包含181个经济体。篇幅所限,计量模型中涉及的宏观经济变量和人口变量描述性统计结果备索。

3. 估计方法。考虑到随时间和个体而变的遗漏变量问题,我们利用个体、时间双固定效应(FE)估计式(24)。我们还运用系统广义矩估计方法估计系数,以 CA_{it} 滞后2-3期作为滞后1期工具变量处理 $CA_{i,t-1}$ 和扰动项相关的内生性问题。

(二) 回归结果

我们将人口按照年龄分为0-14岁、15-64岁和65岁及以上三组估计式(24)。表4中,(1)-(3)栏和(4)-(6)栏分别报告了将人口变量逐一放入式(24)的固定效应和系统广义矩估计结果。结果显示,人口结构总体上显著影响经常账户。具体为:0-14岁少年人口占比上升引起经常账户余额增加;15-64岁中年人口占比显著负向影响经常账户;65岁及以上老年人口占比在系统广义矩方法下显著负向影响经常账户。这些发现与图4的DGE模型数值模拟结果相一致,并获得文献的支持(Coale和Hoover, 1958; Higgins和Williamson, 1996)。

(三) 三种经济体的细分讨论

理论模型中,我们设计了老年、中年和少年3种经济体验证人口结构冲击时经常账户的反应。与此对应,我们利用历史数据讨论不同人口环境下,人口结构与经常账户的关系是否发生改变。为此,我们将基准模型修正为:

$$CA_{it} = \alpha_0 + \rho CA_{i,t-1} + \alpha_k D_{it}^{(k)} + \gamma_k D_{it}^{(k)} \times Z_{it}^{(k)} + X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (25)$$

表 4 人口年龄结构对经常账户的影响估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应			系统广义矩		
0-14 岁人口占比	0.1321** (0.0491)			0.0400*** (0.0008)		
15-64 岁人口占比		-0.1582*** (0.0546)			-0.0360* (0.0218)	
65 岁及以上人口占比			0.1269 (0.1584)			-0.1517*** (0.0164)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	1578	1578	1578	1273	1273	1273
R ²	0.6608	0.6611	0.6684			
Sargan 检验(P 值)				1.0000	1.0000	1.0000
AR(1) 检验(P 值)				0.0000	0.0000	0.0000
AR(2) 检验(P 值)				0.9210	0.5870	0.9160

说明:表中小括号里为标准误,*、**、***分别表示回归系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著;回归结果包含常数项和控制变量回归系数,结果备索。下表同。

表 5 三种经济体的讨论估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	少年经济体			中年经济体			老年经济体		
	全样本	偏中年	偏老年	全样本	偏少年	偏老年	全样本	偏少年	偏中年
0-14 人口占比	7.6685*** (1.0369)	2.4193*** (0.8947)	1.7711*** (0.6147)	7.5177*** (0.8339)	2.8422*** (0.6952)	6.2064*** (1.1871)	2.1074* (1.2369)	5.9407*** (0.7887)	-3.1296*** (1.4908)
交互项	-2.0309*** (0.7280)	1.9519*** (0.6952)	2.6292*** (0.7396)	4.8529*** (0.7296)	2.2478*** (0.6955)	2.6356*** (0.8140)	-3.9109*** (0.8886)	-3.5756*** (0.3895)	-9.2432*** (1.1853)
15-64 人口占比	-7.3846*** (2.7534)	-3.7089** (1.8908)	-6.4004*** (1.6970)	0.5157 (2.4264)	-3.6366** (1.4531)	-4.1872* (2.1901)	11.9096*** (2.6776)	-6.2906*** (1.4135)	8.3252*** (2.4542)
交互项	-0.6725** (0.3143)	-0.1110 (0.1985)	1.0319*** (0.3317)	-0.7201* (0.4327)	-0.7967** (0.3851)	0.7379** (0.3543)	-5.5953*** (0.2813)	-3.8847*** (0.2329)	-3.1706*** (0.2416)
65 岁以上人口占比	-0.1939*** (0.0160)	-0.1497*** (0.0204)	-0.1343*** (0.0210)	-0.4175*** (0.0510)	-0.1820*** (0.0146)	-1.1052*** (0.3536)	0.6822*** (0.0739)	-0.1812*** (0.0128)	-0.2286*** (0.0548)
交互项	-0.1243** (0.0496)	0.1160*** (0.0359)	0.1261*** (0.0487)	0.2108*** (0.0459)	-0.3816*** (0.0306)	0.7312*** (0.2464)	-0.7005*** (0.0570)	-0.5387*** (0.0380)	0.0774* (0.0398)
样本数	527	263	264	1095	548	547	1019	510	509

说明:人口占比变量及其相应的交互项依次进入回归方程(25)。

其中, $Z_{it}^{(k)}$ 为人口结构虚拟变量, 分别表示 0-14 岁、15-64 岁和 65 岁及以上人口占比大于中位数的样本。与理论模型对应, 我们也在每种经济体下讨论另外两种人口变量非均匀分布的情况, 如在老年经济体下考虑总样本、中年人口占比处于中位数以上、少年人口占比处于中位数以上 3 种情况, 中年和少年经济体与此类似。表 5 汇总了 3 种经济体讨论的系统广义矩估计结果。可以看出: α_k 的方向与基准估计结果基本一致, 0-14 岁人口占比正向、15-64 岁和 65 岁及以上人口占比负向影响经常账户余额; 交互项系数 γ_k 的符号基本上验证了理论结果。

表 6 对比了理论模型和计量模型估计结果。可以看出短期冲击结果显示, 在人口结构对经常账户短期影响的 18 种数值模拟情况中, 有 13 种情况获得经验数据的支持; 长期趋势结果显示, 人口结构长期趋势对经常账户余额的影响在 DGE 模型和经验证据中保持一致。

表 6 人口年龄结构变化对经常账户的效应及经验分析结果

解释变量	老年经济体			中年经济体			少年经济体		
	偏中年	均匀	偏少年	偏老年	均匀	偏少年	偏老年	均匀	偏中年
短期冲击									
老年人口冲击	负(+)	负(-)	负(-)	正(+)	正(+)	正(-)	负(+)	正(-)	正(+)
中年人口冲击	负(-)	负(-)	负(-)	负(-)	负(-)	负(-)	负(+)	负(-)	负(-)
长期趋势									
老年人口占比					负(-)				
中年人口占比					负(-)				
少年人口占比					正(+)				

说明: 理论模型中未引入少年人口冲击, 故表中短期冲击结果仅包含老年和中年冲击; 括号中“+”和“-”表示经验分析结果中的影响方向。

(四) 渠道识别

我们从储蓄和全要素生产率(TFP)两个角度识别人口结构影响经常账户余额的渠道。不同年龄居民储蓄行为和劳动生产率有差异, 造成储蓄和 TFP 差异, 而经济体之间的储蓄和生产率差异将引起国际资本流动, 改变经常账户余额。因此, 人口结构可能通过储蓄和 TFP 渠道影响经常账户。我们估计以下 3 个方程以识别渠道效应:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_k D_{it}^{(k)} + X_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (26)$$

$$CA_{it} = \alpha_0 + \rho CA_{i,t-1} + \gamma Y_{it} + X_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (27)$$

$$CA_{it} = \alpha_0 + \rho CA_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n d_k D_{it}^{(k)} + \varpi Y_{it} + X_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (28)$$

式(26)分析人口结构对渠道变量(Y_{it})的影响,式(27)分析渠道变量对经常账户余额的影响,式(28)将人口结构与渠道变量同时引入基准估计方程。如果渠道成立,那么将表现为 α_k 、 γ 和 ϖ 显著,而 d_k 不显著。

我们首先验证人口结构影响经常账户的储蓄渠道。表7中(1)、(3)和(5)栏分别报告了以储蓄率为渠道的SYS-GMM估计结果。结果显示, α_k 、 γ 和 ϖ 显著,而 d_k 不显著,这与我们的预设结果一致,表明储蓄率是人口结构影响经常账户的渠道之一。

表7 渠道效应估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	步骤一		步骤二		步骤三	
	储蓄率	TFP	经常账户			
15-64 人口占比	1.3556*** (0.2974)	-0.0279** (0.0140)			-2.8695 (6.7029)	42.6458 (26.3706)
65 岁及以上 人口占比	-0.4498 (0.3090)	0.0697** (0.0309)			-6.0166 (6.1121)	-56.4802*** (21.1839)
储蓄率			1.1228*** (0.3079)		1.2912*** (0.3172)	
TFP				-2.8496** (1.2956)		1.5765** (0.7072)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	4363	5250	1365	1046	1333	1333
Sargan 检验(P 值)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
AR(1) 检验(P 值)	0.0000	0.0120	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2) 检验(P 值)	0.4900	0.0140	0.7370	0.6200	0.8070	0.2120

我们随后验证了人口结构影响经常账户的 TFP 渠道。本文通过科布-道格拉斯生产函数计算 TFP。表7中(2)、(4)和(6)栏分别报告了式(26)-(28)的SYS-GMM估计结果。可以看到,除65岁及以上人口占比之外, α_k 、 γ 和 ϖ 显著,而 d_k 不显著,这也与我们的预设结果基本一致。这表明生产率也是人口结构影响经常账户的渠道之一。当然,正如理论模型中显示的,实际机制可能更加复杂,目前的初步识别还不能完整发现其传导路径。

(五)经验分析结果总结

经验分析结果显示,人口结构显著影响经常账户余额,在方向上表现为少年(0-

14岁)人口占比正向、中年(15-64岁)和老年(65岁及以上)人口占比负向影响经常账户余额,并通过储蓄和TFP两条渠道传导。具体为:

第一,0-14岁少年人口占比正向影响经常账户余额。DGE模型显示,少年人口占比上升的人口环境中,经常账户余额长期内保持下行。部分文献也从相似角度支持这一解释。Becker和Barro(1988)认为,父母在生育和消费之间进行决策以最大化动态效用函数,消费变化率取决于利率和时间偏好,稳态条件下人均消费随少儿抚养负担的上升而增加,但这种变化并不同比例。当子女更多时,消费率的增长比例递减,储蓄相对更多。Lindh(1999)也认为,少年人口较多的经济体未来消费预期较大,由于预防性和投资性动机而增加储蓄,并因此推高金融资产收益率。杨继军和张二震(2013)发现少儿人口抚养负担对居民储蓄的影响为正,并解释为随着教育成本让预期支出增加,家庭支出趋于“远期化”引致储蓄。从而,少年人口占比上升推高储蓄,并引起经常账户余额同向变化。

第二,15-64岁和65岁及以上人口占比显著负向影响经常账户余额。此发现也支持了理论结果。如果说少年人口由于“递延储蓄”需求表现为与储蓄同向变化,那么中年和老年人口收入、消费和储蓄行为趋于稳定,对应着稳定的储蓄倾向,很难有边际上的增量。借鉴股票市场的语言,中年和老年人口较多对储蓄来说相当于“利好出尽即利空”,表现为对储蓄的增量动力不足。

第三,我们在经验研究中设计了少年、中年和老年3种社会,分别表示3种人口变量处于0.75分位数以上的情况。结果显示,在人口结构对经常账户短期影响的18种数值模拟情况中,有13种情况获得经验数据的支持,总体表现为中年和老年人口比例上升将引起经常账户余额下降。

第四,人口结构通过储蓄渠道和TFP渠道影响经常账户。不同年龄居民储蓄投资行为、劳动生产率有差异,造成储蓄和TFP差异,而经济体之间的储蓄和生产率差异将引起国际资本流动,从而影响经常账户。

六 比较分析及退休政策延伸讨论

(一)参数比较分析

我们将替换四个重要结构参数的变化来验证人口结构对经常账户效应的稳健性,分别是折旧率、国内产品市场垄断程度、进口产品市场垄断程度和出口产品市场垄断程度^①。

^① 篇幅所限,本部分的冲击图不再报告,备案。

1. 折旧率。折旧率反映资本价值的损耗速度。折旧率设定的不同,可能从资本供求角度影响效应。我们模拟了不同折旧率下经常账户受到中年人口冲击(ξ_t^m)和老年人口冲击(ξ_t^{old})的反应程度。不同的折旧率取值不改变人口结构对经常账户的前有结论,但是表现出放大器效应。即当折旧率从 0.02 上升到 0.03 时,无论是逆差还是顺差程度都有较大幅度放大。

2. 国内中间产品市场垄断程度。模型假设国内中间产品市场是垄断竞争市场。我们对国内产品市场垄断程度取值 4 次进行了比较分析。模拟结果显示国内产品市场垄断程度不会改变人口结构对经常账户的影响方向,但是会收缩或熨平这种影响。随着垄断程度越来越高,经常账户受到的冲击幅度会逐渐变窄。

3. 进口和出口产品市场垄断程度。国内经济与国外经济通过进口产品市场和出口产品市场进行联系。同样,我们针对进口市场分别设定了 3 种垄断程度。结果支持前文人口结构影响经常账户的结论,但进口产品市场垄断程度的上升会放大经常账户反应程度。模型的结论对进口和出口产品市场垄断程度两个参数的设定结果基本一致。

(二)应对人口冲击的替代方案

1. 降低消费。我们首先利用降低消费来缓解人口年龄结构变化对经常账户余额的影响。理论预设是消费需求下降将通过进口需求下降,引起经常账户顺差。我们设计了一个消费的负向冲击,模拟结果表明,降低消费需求的确能在短期内迅速改善经常账户。但消费下降也会导致居民效用水平下降。鉴于此,本文不涉及降低消费是否可取的价值判断。

2. 提高资本利用率。提高资本利用率,短期内闲置资本转化为资本,资本供给上升引起投资需求下降,开放经济下应表现为经常账户余额上升。但是,模拟结果显示资本利用率只在非常短的时期内引起经常账户上升,而且快速回到起点。

(三)国外经济的讨论

1. 国外总产出增加。根据模型设计,国外总产出增加是直接影响国内经济运行的外生冲击之一,对国内经济的影响主要通过两个途径:一是导致国外经济体对国内投资品的需求上升,出口上升,经常账户余额上升;二是国内进口商品的供给增加,进口商品价格下降,国内进口的增加,经常账户恶化。模拟结果说明,两种综合影响最后表现为经常账户余额上升。

2. 国外价格水平上升。国外价格的变化通过对进口商品和出口商品的影响来引起国内经济的变化。一是国外价格水平上升,国内价格水平低于国外价格水平,导致国外市场对国内产品的需求上升,进而国内产出增加,出口上升,经常账户余额上升;

二是国外价格水平上升,国内进口商品的价格随之上升,这会国内对进口投资品的需求下降,进口减少,经常账户余额上升。模拟结果显示经常账户表现为顺差,并在中期调整回稳态水平。

3. 国外投资需求增加。模拟显示国外投资需求增加,导致国内出口增加,经常账户表现为顺差。国外投资需求的上升会导致国外投资品价格上涨,进而使得国内进口需求下降,引起国内投资下降和经常账户余额上升。

在开放经济体中,国外主要经济变量的变化也会影响到本国经常账户余额,因此,如果当国内人口年龄冲击到经常账户时,还要同时综合考虑国外经济的叠加影响。根据本部分的发现,如果国内经常账户由于人口结构变化而快速下降时,国外总产出上升、国外价格水平上升和国外投资需求增加均会起到缓冲作用。同样,如果经常账户处于快速上升周期时,国外经济变量也会放大经常账户的上升速度。

(四)关于中国延迟退休年龄方案的延伸讨论

延迟退休年龄是目前中国社会上讨论颇多的议题。中国开始进入老龄化社会,人口红利期开始消失,抚养负担快速上升,延迟退休年龄提上日程,但具体方案与时间表仍在讨论。我们建立的内含人口结构的 DSGE 模型也可以对不同的退休年龄设计进行测试,量化各种不同方案对于经常账户的影响。

本部分中我们将利用中国国家统计局 2015 年人口变动调查样本数据,在目前人口结构的基础上讨论退休年龄变动对经常账户的影响。不同退休年龄政策对应不同的中年人口(此处定义为 20 岁至退休年龄人口)和老年人口(此处定义为退休人口)比例,因此,退休政策调整将改变理论模型中各年龄段人口比例的参数取值。我们选取男 60、女 55;男 60、女 60;男 65、女 60;男 65、女 65 等 4 种退休年龄设计,分别用 V1、V2、V3 和 V4 表示。表 8 计算了不同退休年龄设计下式(4)中 w^c 、 w^m 、 w^{old} 取值。图 5 为此 4 种人口参数下的冲击实验结果。

第一,受到中年人口冲击时(图 5 右),经常账户逆差程度与退休年龄延迟幅度同向变化,退休年龄延迟越多,逆差越严重。经常账户对中年人口的变动非常敏感。中年人口小幅增长,会引起经常账户较大且较长时期的逆差。在 4 种退休方案设计中,正向的中年人口冲击会较大幅度且较长时期引起经常账户逆差,经历 150 个季度才回到稳态水平。

第二,在现行退休年龄政策下(男 60,女 55),正向的老年人口冲击会导致经常账户显著逆差(图 5 左)。这意味着现行退休年龄下,如果老年人口继续增多,逆差表现非常明显。此时延迟退休年龄则将显著改善经常账户的逆差程度。

表 8 不同退休年龄设计下人口参数取值

类别	退休年龄	总抽样 人口数	少年人口 (0-19岁)	占比	中年人口 (20岁至退休)	占比	老年人口 (退休)	占比
V1	男性:60	21 312 241	4 687 360	0. 2199	12 596 441	0. 5910	4 028 440	0. 1890
	女性:55							
V2	男性:60	21 312 241	4 687 360	0. 2199	13 182 984	0. 6186	3 441 897	0. 1615
	女性:60							
V3	男性:65	21 312 241	4 687 360	0. 2199	13 787 909	0. 6469	2 836 972	0. 1331
	女性:60							
V4	男性:65	21 312 241	4 687 360	0. 2199	14 394 419	0. 6754	2 230 462	0. 1047
	女性:65							

数据来源:中国国家统计局 2015 年 1%人口变动调查样本数据。

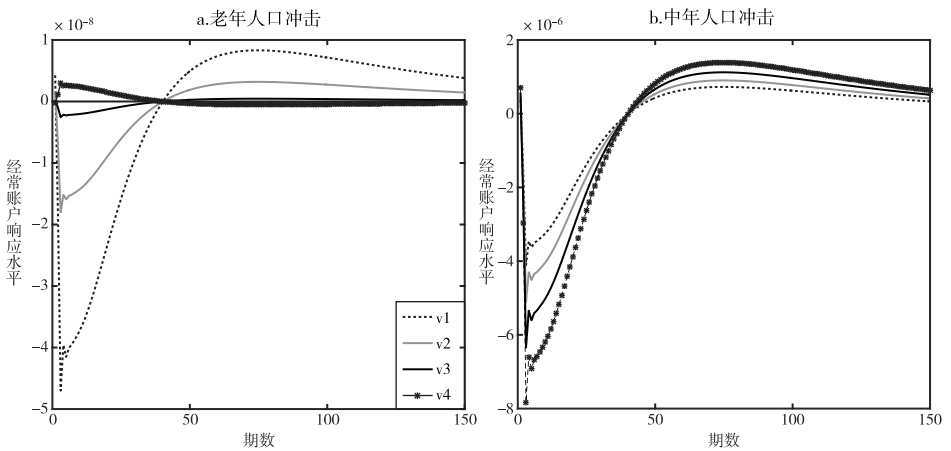


图 5 不同退休年龄设计下的经常账户对人口冲击反应

综合上面的讨论,选择退休年龄政策时宜考虑当时不同的年龄结构。中年人口占比仍然比较高时,从外部经济均衡的角度出发,延长退休年龄宜小步推进。但当已经进入老年化社会,老龄人口比例较大时,此时再遭遇老年人口冲击时,经常账户会更加恶化,而延迟退休年龄会较大幅度缓解经常账户逆差。

七 结论与政策含义

在世界经常账户总和理论上恒定为零的前提下,经济体间不同的人口年龄结构会改变其相对外部均衡。本文构建一个开放经济下的内含人口结构的 DSGE 模型,探寻

人口年龄结构与经常账户之间的关系,并在 DGE 模型框架下分析了人口结构长期趋势的影响。通过将消费分为少年消费、中年消费和老年消费,我们将人口年龄结构引入此一般均衡模型。这样的处理使我们得以在 DSGE 不确定性的基础上展开数值模拟,量化人口年龄结构对经常账户的影响程度。在这一理论模型中去探讨其影响机制、方向与程度,这对于人口结构与经常账户关系的直觉与经验研究是一个有效的补充。

我们设计了基于老年经济体、中年经济体、少年经济体 3 种经济环境,分别试验老年人口占比、中年人口占比两种冲击,并在每种经济环境下讨论 3 种子环境。在我们考虑的 18 种年龄特征的社会中,人口结构对于经常账户的冲击基本表现出相同的特征。老年人口冲击负向影响经常账户。当老年人口占比上升到 17% 及以上时,老年人口引起经常账户负向变动更加明显。中年人口正向冲击也会造成经常账户的反向变动。这在老、中、少 3 种经济体中均成立。与此对应,少年人口比例则正向影响经常账户。DGE 模型模拟的人口结构长期趋势与短期冲击对于经常账户的影响也基本相同。

除理论模型之外,本文还从历史数据中寻找证据。对全球 181 个经济体 1960-2015 年数据的计量分析表明,人口结构显著影响经常账户,在方向上表现为 0-14 岁人口占比正向、15-64 岁和 65 岁及以上人口占比负向影响经常账户,验证了理论模型的发现,并明晰了人口结构效应通过储蓄和 TFP 两条渠道传导。与理论模型对应,我们也在每种经济体下讨论另外两种人口变量非均匀分布的情况,如在老年经济体下考虑总样本、中年人口占比处于中位数以上、少年人口占比处于中位数以上 3 种情况,中年和少年经济体与此类似。分经济体的经验研究结果发现,在理论模型中的 18 种数值模拟下,有 13 种情况获得经验数据的支持。

基于模型的比较分析还发现:降低资本折旧、提高国内中间产品市场垄断程度和降低进出口产品市场垄断程度会熨平人口年龄对经常账户的影响。经常账户遭遇人口结构冲击而快速恶化时,经济中内含了替代的缓和方案,即降低消费和提高资本利用率。从这个意义上说,调整经济结构,充分利用产能可以有效缓和由于人口年龄结构冲击带来的经常账户逆差。另外,从国外的角度来看,当国内经常账户由于人口结构而快速下降时,国外总产出、国外价格水平上升和国外投资需求增加均会起到缓冲作用。同样,当经常账户处于快速上升周期时,外生的国外经济变量也会加快经常账户的上升速度。

本文最后还以中国人口抽样数据专门测试了中国 4 种退休年龄设计(男 60,女 55;男 60,女 60;男 65,女 60;男 65,女 65)对经常账户的影响。我们将这 4 种退休年龄参数设计统一到 DSGE 模型中,可以使这一讨论更为规范。我们的结论是选择退休

年龄政策时宜考虑当时不同的年龄结构。当中年人口比例仍然比较高时,从外部经济均衡的角度出发,延长退休年龄宜小步推进。但当已经进入老年化社会,老龄人口比例较大时,此时再遭遇老年人口增加的冲击经常账户压力加大,此时延迟退休年龄会缓解人口老化引起的经常账户逆差,退休年龄越迟改善效果越明显。

参考文献:

康立、龚六堂(2014):《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析》,《经济研究》第 5 期。

全冰(2017):《混频数据、投资冲击与中国宏观经济波动》,《经济研究》第 6 期。

汪伟(2012):《人口结构变化与中国贸易顺差:理论与实证研究》,《财经研究》第 9 期。

许志伟、林仁文(2011):《我国总量生产函数的贝叶斯估计——基于动态随机一般均衡的视角》,《世界经济文汇》第 2 期。

杨继军、张二震(2013):《人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响》,《中国社会科学》第 8 期。

杨柳、王笑笑、王晓敏(2014):《经济转型时期的资本调整成本、技术冲击与扩张性货币政策效果》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。

袁中国、陈平、刘兰风(2011):《汇率制度、金融加速器和经济波动》,《经济研究》第 1 期。

朱超、张林杰(2012):《人口结构能解释经常账户平衡吗?》,《金融研究》第 5 期。

庄子罐、崔小勇、赵晓军(2016):《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯 DSGE 模型的数量分析》,《管理世界》第 11 期。

Adolfson, M. “Incomplete Exchange Rate Pass-through and Simple Monetary Policy Rules.” *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26(3), pp. 468–494.

Alfaro, L.; Kalemli-Ozcan, S. and Volosovych, V. “Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation.” *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(2), pp. 347–368.

Becker, G. S. and Barro, R. J. “A Reformation of the Economic Theory of Fertility.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103(1), pp. 1–25.

Boldrin, M.; Christiano, L. J. and Fisher J. D. M. “Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle.” *The American Economic Review*, 2001, 91(1), pp. 149–166.

Börsch-Supan, A.; Ludwig, A. and Winter, J. “Ageing, Pension Reform and Capital Flows: A Multi-Country Simulation Model.” *Economica*, 2006, 73(292), pp. 625–658.

Bruno, V. and Shin, H. S. “Capital Flows and the Risk-taking Channel of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 2015, 71(2), pp. 119–132.

Chen, K.; Imrohroglu, A. and Imrohroglu, S. “The Japanese Saving Rate between 1960 and 2000: Productivity, Policy Changes, and Demographics.” *Economic Theory*, 2007, 32(1), pp. 87–104.

Chinn, M. D. and Prasad, E. S. “Medium-term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration.” *Journal of International Economics*, 2003, 59(1), pp. 47–76.

- Christiano, L. J. ; Eichenbaum, M. and Evans, C. L. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1), pp. 1-45.
- Clarke, H. R. and Smith, L. "Labor Immigration and Capital Flows: Long-Term Australian, Canadian and United States Experience." *International Migration Review*, 1996, 30(4), pp. 925-949.
- Coale, A. and Hoover, E. *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries*. Princeton: Princeton University Press, 1958.
- Devereux, M. B. and Sutherland, A. "A Portfolio Model of Capital Flows to Emerging Markets." *Journal of Development Economics*, 2009, 89(2), pp. 181-193.
- Domeij, D. and Flodén, M. "Population Aging and International Capital Flows." *International Economic Review*, 2006, 47(3), pp. 1013-1032.
- Fernández-Villaverde, J. "The Econometrics of DSGE Models." *Journal of the Spanish Economic Association*, 2010, 1(1-2), pp. 3-49.
- Feroli, M. "Capital Flows Among the G-7 Nations; A Demographic Perspective." FEDS Working Paper No. 2003-54, 2003.
- Ferrero, A. "A Structural Decomposition of the U. S Trade Balance: Productivity, Demographics, and Fiscal Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(4), pp. 478-490.
- Goldberger, A. "Dependency Rates and Savings Rates: Further Comment." *The American Economic Review*, 1973, 63(1), pp. 232-233.
- Gollin, D. and Lange, F. "Equipping Immigrants: Migration Flows and Capital Movements in Small Open Economies." *Review of World Economics*, 2013, 149(4), pp. 749-777.
- Higgins, M. and Williamson, F. G. "Asian Demography and Foreign Capital Dependence." NBER Working Paper No. 5560, 1996.
- Krueger, D. and Ludwig, A. "On the Consequence of Demographic Change for Rates of Returns to Capital, and the Distribution of Wealth and Welfare." *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(1), pp. 49-87.
- Lindh, T. "Age Structure and Economic Policy: The Case of Saving and Growth." *Population Research and Policy Review*, 1999, 18(3), pp. 261-277.
- Marchiori, L. "Demographic Trends and International Capital Flows in an Integrated World." *Economic Modelling*, 2011, 28(5), pp. 2100-2120.
- Marchiori, L. ; Pierrard, O. and Sneessens, H. R. "The EU-US Unemployment Puzzle Revisited: Institutions, Demography, and Capital Flows." *Journal of Demographic Economics*, 2017, 83(3), pp. 259-305.
- Martin, D. D. E. and Viktoria, V. H. "International Capital flows, Returns and World Financial Integration." *Journal of International Economics*, 2014, 92(1), pp. 14-33.
- Ram, R. "Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study." *The American Economic Review*, 1982, 72(3), pp. 537-544.
- Sá, F. and Wieladek, T. "Capital Inflows and the U. S. Housing Boom." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2015, 47(S1), pp. 221-256.
- Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. "Business Cycles with a Common Trend in Neutral and Investment-Specific Produc-

tivity." *Review of Economic Dynamics*, 2011, 14(1), pp. 122-135.

Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2004, 28(4), pp. 755-775.

Smets, F. and Wouters, R. "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach." *The American Economic Review*, 2007, 97(3), pp. 586-606.

Taylor, A. M. and Williamson, J. G. "Capital Flows to the New World as an Intergenerational Transfer." NBER Working Paper No. 0032, 1991.

Tille, C. and van Wincoop, E. "International Capital Flows." *Journal of International Economics*, 2010, 80(2), pp. 157-175.

Tille, C. and van Wincoop, E. "International Capital Flows under Dispersed Private Information." *Journal of International Economics*, 2014, 93(1), pp. 31-49.

United Nations. "World Population Prospects: The 2015 Revision." Department of Economic and Social Affairs, 2015, New York.

Demographic Structure and Current Account: Open DSGE Simulation and Empirical Evidence

Zhu Chao; Yu Yingfeng; Yi Zhen

Abstract: In this paper, we build an open DSGE model to study the effects of demographic structure on current account. When we break the economic model down into the three age-groups, we find that the proportion of young people positively affects the current account balance in the long term, while variation in the middle and elderly aged groups presents a negative impact. We then use data from 181 economies between 1960 and 2015 to test these theoretical findings. The empirical results show that there is a significantly negative correlation between the fraction of the population aged 15 or over and the current account, while this is positive for the cohort aged between 0 to 14, which corresponds to most simulated population environments in the DSGE model and is also coherent with our empirical analysis. We also carry out four counterfactual policy experiments related to the retirement age in China. The results of the simulation show that when the proportion of middle-aged population is still high, from the perspective of the external economic equilibrium, it is better to gradually increase the retirement age. However, when the proportion of the elderly population is already large, postponement of retirement age can alleviate downward pressure on current account balances.

Key words: demographic structure, current account, DSGE

JEL codes: J10, F32, F47, C51

(截稿:2017年5月 责任编辑:曹永福 贾中正)