

# 出生率、政府健康支出与实际汇率\*

陆前进

**内容提要:**本文首先考察了典型代理人效用最优化下的消费和健康人力资本等最优一阶条件,得到实际汇率和出生率均衡方程;同时结合生产者最优化进一步拓展该模型,得到健康支出、出生率等对实际汇率的影响。理论分析表明:政府健康支出、人口出生率、非贸易品与贸易品劳动生产率之比和实际汇率存在长期的均衡关系,政府健康支出、出生率对实际汇率都有一定的影响。面板数据动态最小二乘法的实证结果显示:政府健康支出和实际汇率是同向变化,两者之间都是正相关;人口出生率和实际汇率变化则依赖于具体的条件。

**关键词:**出生率 政府健康支出 实际汇率 动态最小二乘法

**作者简介:**陆前进,复旦大学经济学院国际金融系副教授,博士,200433。

**中图分类号:**F831 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)12-0051-15

## 一、引言与文献综述

根据联合国统计数据,1995—2000年,世界人口年增长率为1.2%,发达地区的人口增长率仅为0.1%,而欠发达国家(地区)为1.46%,最不发达国家(地区)为2.4%;生育率从3.92下降到2.65,下降了48%;并且联合国预测显示,全球的生育率在2050年将下降到2.02。中国是世界人口最多的发展中国家,新中国成立以后人口增长较快,1949—1970年人口平均出生率在3%以上。20世纪80年代,我国开始实行计划生育以遏制人口的快速增长。人口增长率由20世纪80年代的2%左右下降到21世纪初的1%左右,人口数量得到有效控制。从人口结构上看,现在中国的老年人口比例在不断上升,因此我国也不断调整人口生育政策,2013年实行“单独二孩政策”,2016年全面放开“二孩政策”。

按照人力资本理论,劳动者的人力资本存量主要由健康、知识、技能和工作经验等要素构成,其中健康决定着个人能够花费在所有市场活动和非市场活动上的全部时间。根据世界银行的统计数据,2001年高收入国家人均卫生支出是2841美元,中等收入国家是118美元,而中国只有49美元。近年来,我国卫生总费用持续增加,政府卫生支出比重稳步上升。2008—2015年中国卫生总费用从14535亿元上涨到40975亿元,卫生总费用占GDP比重达6.06%,年均增幅达16%。

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“生育率、政府健康支出和实际汇率”(71773023);上海市哲学社会科学规划项目“财政赤字、政府税率和经济增长‘拉弗曲线’探讨”(2016BJB001)。特别感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

2016年中国全国财政医疗卫生支出(含计划生育)13154亿元,是2008年医改启动前3182亿元的4.1倍,比2015年增长10%,医疗卫生支出占财政支出的比重提高到7%。

出生率或生育率<sup>①</sup>等人口问题和实际汇率存在怎样的关系呢?Gente(2001)利用一个两期两部门的跨期均衡模型的研究显示,人口出生率的下降会导致实际汇率长期升值。Bryant等(2004)构建了一个两国模型,用模拟方法研究了生育率变动的的影响,如果生育率上升,长期来看实际汇率会贬值;如果生育率下降,实际汇率会升值(Bryant,2006)。Cantor和Driskill(2000)研究认为,生育率导致本国货币是升值还是贬值依赖于该国是净债务国还是债权国。Aloy和Gente(2009)建立了出生率和实际汇率之间的理论模型,认为人口增长率和实际汇率之间正相关。

目前,研究健康支出和实际汇率变动的文献相对较少,国内外文献更多的是关注健康以及健康支出和经济增长的关系(Bhargava,1999;Weil,2014;王弟海,2008,2011;张芬等,2012)。Ewijk和Volkerink(2011)曾研究指出,随着人口老龄化的上升,健康服务会上升,导致将来的实际汇率上升,这是在人口老龄化和实际汇率的理论中融入健康服务支出的分析。从国内研究来看,研究政府健康支出和实际汇率的文献较少,主要是研究政府健康支出对居民健康、经济增长等的影响。李华、俞卫(2013)研究了中国政府卫生支出对中国农村居民健康的影响,罗丽丽、彭代彦(2015)研究发现地方财政卫生支出与经济增长存在正向的空间集聚效应。关于人口结构变化对实际汇率的影响,张瀛、王浣尘(2004)探讨了关税、货币供给、政府支出以及生育率等要素对均衡汇率的影响,认为生育率下降则汇率升值。盛斌、陈镜宇(2016)也认为,如果一国老年人口抚养比上升,将会导致该国实际汇率升值。以上研究大多通过人口结构与人口老龄化来分析实际汇率的变动,而包含政府健康支出、出生率的分析相对较少。

本文的新意主要体现在以下几个方面:(1)人口出生率是影响实际汇率的一个重要因素。从理论分析来看,出生率不断下降,消费会下降,储蓄会上升,经常项目改善,导致本国货币升值;同时,年轻人口会下降,非贸易品消费会下降,非贸易品价格会下降,实际汇率下降。(2)政府对人力资本健康支出不断增加,提高了人力资本的产出,无论是贸易品部门还是非贸易品部门,人力资本的产出都会增加,人力资本的工资水平会上升,消费会上升,非贸易品消费上升,价格上升,本国货币升值。

## 二、基本模型

一些学者在经济主体优化的框架内发展了实际汇率模型(Obstfeld和Rogoff,1996),经济主体在预算约束条件下,使自己消费效用最大化,均衡实际汇率取决于效用函数中消费等的影响。从生产者的角度来看,贸易品的劳动生产率超过非贸易品的劳动生产率将导致本国货币实际升值(Balassa,1964;Samuelson,1964)。本文是在消费者跨期均衡模型和生产者利润最大化的框架内构建实际汇率的理论模型,进一步考察政府健康支出、出生率等对实际汇率的影响。

### (一)实际汇率的跨期(intertemporal)均衡分析

#### 1. 基本假设

假定本国是一个开放的经济体,典型代理人使自己的效用最大化(Obstfeld和Rogoff,1996;Gandolfo,2001)。典型代理人的效用函数为:

$$u_t = U(C_t, H_t) \quad (1)$$

<sup>①</sup> 生育率(Fertility Rate)是指该地区妇女或育龄妇女的实际生育水平或生育子女的数量。人口出生率是指一个国家或地区在一定时期内(通常为1年)出生的活婴儿数与同期平均总人口数之比。通常生育率和出生率是正相关的。

其中,每一期的效用函数是消费的严格递增的凹函数、是劳动投入严格递减的凸函数( $U'_c > 0$ ,  $U'_c < 0$ ;  $U'_H < 0$ ,  $U''_H > 0$ ),  $C_t$  是消费,  $H_t$  是健康人力资本(Zon 和 Muysken, 2001; 王弟海, 2008),  $P_t$  为  $t$  期价格水平。典型代理人的预算约束方程为:

$$B_t - B_{t-1} = i_{t-1}B_{t-1} + P_t F(K_{t-1}, H_t) - P_t(K_t - K_{t-1}) - P_t C_t - P_t T_t \quad (2)$$

其中,  $F(K_{t-1}, H_t)$  为生产函数, 表示国内产出,  $H_t$  仍然表示个人健康人力资本水平,  $C_t$  为  $t$  期消费,  $K_t$  为  $t$  期末的资本存量, 投资  $I_t = K_t - K_{t-1}$ ,  $P_t$  为一般价格水平,  $B_{t-1}$  ( $B_t$ ) 为  $t-1$  ( $t$ ) 期末的净外汇资产,  $i_t$  为  $t$  期的利率水平,  $T_t$  是税收(其中部分用于劳动力资本健康支出)。经常项目的余额为对外净资产的利息收益和进出口的差额, 这是宏观经济均衡等式的约束。

从多期的角度考虑(Obstfeld 和 Rogoff, 1996), 消费者无限期的效用函数为:  $U_t = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{-1} u(C_t, H_t)$ 。结合预算约束方程(2)构建拉格朗日函数可以得到三个最优化条件:

$$u'_c(C_t, H_t) \frac{1}{P_t} = (1 + i_t) \beta u'_c(C_{t+1}, H_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} \quad (3)$$

$$\frac{u'_H(C_t, H_t)}{u'_c(C_t, H_t)} = - (F_H(K_{t-1}, H_t) - T_H) \quad (4)$$

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} (1 + F_K(K_t, H_{t+1})) = 1 + i_t \quad (5)$$

方程(3)是标准 Euler 方程, 效用最大化下的跨期消费之间的关系。方程(4)表示增加一单位消费带来的边际效用与增加一单位劳动带来边际效用的替代成本是劳动力的工资水平减去政府的边际劳动力健康支出。方程(5)反映了资本的边际产出和名义利率、价格水平之间的关系, 实际上也是费雪方程式。

## 2. 模型的封闭解

假定效用函数为以下形式:  $u = U(C_t, H_t) = \ln C_t - \omega \frac{H_t^{1+\zeta}}{1+\zeta}$ ,  $\zeta$  是健康人力资本供给的 Frisch 弹性,  $\zeta > 0$ ,  $\omega$  是权重( $\omega > 0$ )。如果考虑到人口出生增长, 假定  $t$  期的出生人口是  $L_t$ ,  $t+1$  的出生人口是  $L_{t+1}$ , 根据总效用函数  $\tilde{u} = L_t * U(C_t, H_t)$  和方程(3)能够得到:

$$L_t C_{t+1} = \frac{(1 + i_t) \beta P_t}{P_{t+1}} L_{t+1} C_t \quad (6)$$

(6)式反映了当期消费和前一期消费之间的关系。根据内部实际汇率定义:  $S = \frac{P_N}{P_T}$  和方程

(6), 我们可以得到:  $\frac{C_{t+1}}{C_t} = (1 + n_t) \frac{\beta(1 + i_t) \frac{P_t^\theta P_{NT}^{1-\theta}}{\theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta}}}{\frac{P_{t+1}^\theta P_{NT+1}^{1-\theta}}{\theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta}}}$ , 其中  $(1 + n_t) = \frac{L_{t+1}}{L_t}$ ,  $n_t$  是人口出生增长

① 实际上  $F(K_{t-1}, h_t L_t)$  为生产函数,  $h_t$  表示个人健康人力资本比率水平,  $L_t$  表示个人投入的劳动量, 令  $h_t L_t = H_t$  (王弟海, 2012)。

② 价格水平可以分解为贸易品价格和非贸易品价格水平的形式(Obstfeld 和 Rogoff, 1996):  $P = \frac{P_T^\theta P_{NT}^{1-\theta}}{\theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta}}$ 。通常假定以贸易品计价, 则  $P_T = 1$ 。

率,①假定消费者是平滑消费,  $\beta(1+i_t)=1$ , 进一步能够得到:  $\frac{S_{t+1}}{S_t} = \left[ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1} (1+n_t) \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$ , 实际汇率之比是消费支出之比、人口出生率的函数。两边取对数得到:②

$$\hat{S}_t = -\frac{\hat{C}_t}{1-\theta} + \frac{n_t}{1-\theta} \tag{7}$$

这样就建立了当期实际汇率和消费、出生率之间的联系。从(7)式可以看出, 消费上升, 内部实际汇率下降。因为消费上升, 消费的边际效用下降, 价格水平下降, 非贸易品价格(以贸易品计价)下降, 内部实际汇率下降。如果本国  $t$  期出生率上升, 实际汇率上升。因为如果  $t$  期出生率上升, 在产出不变的情况下,  $t$  期的人均消费将下降, 消费的边际效用上升, 价格水平上升, 非贸易品价格上升, 内部实际汇率上升。

政府支出又分为健康型支出  $G_{ht}$  和非健康型支出  $G_{nt}$ , 即  $G_t = G_{ht} + G_{nt}$ , 假定政府健康支出是健康人力资本的非线性函数 (Strauss 和 Thomas, 1998; 王弟海, 2008), 即  $G_{ht} = G_{h0} H_t^\psi$ , 根据方程(4),③能够得到:  $\frac{\omega_t - \nu G_{h0} H_t^{\psi-1}}{C_t} = \omega H_t^{\frac{1}{\zeta}}$ , 因此:  $H_t \omega_t = \omega C_t H_t^{1+\frac{1}{\zeta}} + \nu G_{ht}$ , 令  $\phi = \frac{E(\omega C_t H_t^{1+\frac{1}{\zeta}})}{E(H_t \omega_t)}$ ,  $1-\phi = \frac{E(\nu G_{ht})}{E(H_t \omega_t)}$ , 两边取对数能够得到:  $\ln H_t + \ln \omega_t = \phi \left[ \ln \omega + \ln C_t + \left( 1 + \frac{1}{\zeta} \right) \ln H_t \right] + (1-\phi) (\ln \nu + \ln G_{ht})$ , 进一步微分有:  $\hat{\omega}_t = \phi \hat{C}_t + \left[ 1 - \phi + \frac{\psi}{\nu \zeta} \right] \hat{G}_{ht}$ , 代入方程(7), 实际汇率的变动为:

$$\hat{S}_t = -\frac{\hat{\omega}_t}{(1-\theta)\phi} + \frac{1}{(1-\theta)\phi} \left[ 1 - \phi + \frac{\psi}{\nu \zeta} \right] \hat{G}_{ht} + \frac{n_t}{1-\theta} \tag{8}$$

从公式(8)可以看出,  $1-\phi + \frac{\psi}{\nu \zeta} > 0$ , 随着政府健康支出上升, 实际汇率上升, 政府健康支出和实际汇率同向变化。因为随着政府健康支出上升, 消费会下降, 消费的边际效用上升, 价格水平上升, 非贸易品价格水平上升, 内部实际汇率上升。随着人口出生率上升, 实际汇率上升, 人口出生率和实际汇率也同向变化。随着工资上升, 实际汇率下降, 工资和实际汇率反向变化。因为随着工资上升, 消费将上升, 消费的边际效用下降, 价格水平下降, 非贸易品价格下降, 内部实际汇率下降。

## (二) 生产者最优化行为下的实际汇率变动

### 1. 生产者行为

本文模型是一个开放经济模型, 从生产者角度来看, 产品分为两类: 贸易品和非贸易品, 其贸易品和非贸易品生产函数分别为 (Obstfeld 和 Rogoff, 1996; Galstyan 和 Lane, 2008):

$$Y_{Tt} = P_{Tt} (G_{ht}^\alpha A_{Tt}) D(K_{Tt}, H_{Tt}), Y_{Nt} = P_{Nt} (G_{ht}^\alpha A_{Nt}) Q(K_{Nt}, H_{Nt})$$

$T$  表示贸易部门,  $N$  表示非贸易部门,  $A_T$  是贸易品部门要素生产率变化的系数,  $A_N$  是非贸易品部门要素生产率变化的系数。健康人力资本的支出提高了要素生产率,  $\alpha_T, \alpha_N$  是大于 0 的常数。假定劳动力在国际间不能流动但在国内各部门间快速流动。劳动力的流动决定了各部门工人的工

① 在一个固定时间范围内, 在人口死亡率保持稳定的情况下, 人口增长率和人口出生率变动是一致的。

②  $\ln \frac{S_{t+1}}{S_t} \approx \hat{S}_t, \ln \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) \approx \hat{C}_t, \ln(1+n_t) \approx n_t$ 。

③ 根据政府预算约束平衡:  $T_H = G_H = \partial G_{ht} / \partial H_t$ 。

资收入都相等,计为  $w$ 。国内劳动力总供给是固定的:  $H = H_T + H_N$ 。  $S_t$  是非贸易品价格和贸易品价格的比率,假定以贸易品计价,则  $S_t = P_{Nt}$ ,也是内部实际汇率。定义贸易和非贸易商品生产部门的资本劳动比率为:  $k_T \equiv K_T / H_T$ ;  $k_N \equiv K_N / H_N$ 。贸易品部门和非贸易品部门单位健康劳动力的产出定义为:  $y_{Tt} = P_{Tt} G_{ht}^{\alpha_T} A_{Tt} D(k_{Tt}, 1) \equiv P_{Tt} G_{ht}^{\alpha_T} A_{Tt} d(k_{Tt})$ ;  $y_{Nt} = P_{Nt} G_{ht}^{\alpha_N} A_{Nt} Q(k_{Nt}, 1) \equiv P_{Nt} G_{ht}^{\alpha_N} A_{Nt} q(k_{Nt})$ 。

## 2. 模型的均衡解

在贸易商品生产部门利润最大化的条件,资本的边际产出等于利率,劳动的边际产出等于工资。在零利润的条件下,  $P_{Tt} y_{Tt} = P_{Tt} G_{ht}^{\alpha_T} A_{Tt} d(k_{Tt}) = i_t k_{Tt} + w_t$ ,因此:  $\ln P_{Tt} + \alpha_{Tt} \ln G_{ht} + \ln A_{Tt} + \ln d(k_{Tt}) = \ln(i_t k_{Tt} + w_t)$ ,两边求导:

$$\hat{P}_T + \alpha_{Tt} \hat{G}_{ht} + \hat{A}_{Tt} + \frac{P_{Tt} G_{ht}^{\alpha_T} A_{Tt} d'(k_{Tt})}{P_{Tt} G_{ht}^{\alpha_T} A_{Tt} d(k_{Tt})} dk_{Tt} = \frac{k_{Tt} di_t + i_t dk_{Tt} + dw_t}{(i_t k_{Tt} + w_t)} \quad (9)$$

其中  $\hat{x} = d \ln x = \frac{dx}{x}$ , 如果以贸易品计价 ( $\hat{P}_T = 0$ ), 由(9)能够得到:

$$\hat{i}_t = \frac{(\alpha_T \hat{G}_{ht} + \hat{A}_{Tt} - \mu_{LT} \hat{w}_t)}{\mu_{KT}} \quad (10)$$

其中,  $\mu_{KT} = \frac{i_t k_{Tt}}{(i_t k_{Tt} + w_t)}$ , 表示贸易品部门总收入中资本收入所占的比例,  $\mu_{LT} = \frac{w}{(i k_T + w)}$ , 表示贸易品部门总收入中工资收入所占的比例。

类似地,根据非贸易品部门能够得到:  $\alpha_N \hat{G}_{ht} + \hat{P}_{Nt} = \mu_{KN} \hat{i}_t + \mu_{LN} \hat{w}_t - \hat{A}_{Nt}$ , 其中  $\mu_{KN}$  表示非贸易品部门总收入中资本收入所占的比例,  $\mu_{LN}$  表示非贸易品部门总收入中工资收入所占的比例。把(10)代入,能够得到:

$$\hat{w}_t = - \frac{\mu_{KT}}{(\mu_{KN} \mu_{LT} - \mu_{KT} \mu_{LN})} \left\{ \hat{S}_t - \frac{\mu_{KN} (\alpha_T \hat{G}_{ht} + \hat{A}_{Tt})}{\mu_{KT}} + \alpha_N \hat{G}_{ht} + \hat{A}_{Nt} \right\} \quad (11)$$

把(11)代入方程(8),得到:

$$\hat{S}_t = (1 - B)^{-1} \left\{ \left[ B \left( \hat{A}_{Nt} - \frac{\mu_{KN} \hat{A}_{Tt}}{\mu_{KT}} \right) \right] + \left[ B \left( \alpha_N - \frac{\alpha_T \mu_{KN}}{\mu_{KT}} \right) + \frac{1}{(1 - \theta) \psi} \left( 1 - \psi + \frac{\psi}{v \zeta} \right) \right] \hat{G}_{ht} + \frac{n_t}{1 - \theta} \right\} \quad (12)$$

其中,  $B = \frac{\mu_{KT}}{(1 - \theta) \psi (\mu_{KN} \mu_{LT} - \mu_{KT} \mu_{LN})}$ 。从(11)式可以看出,实际汇率受出生率、国内政府健康支出,以及非贸易品部门和贸易品的劳动生产率之比相对变动等的影响。出生率变动对实际汇率的影响:  $\frac{\partial \hat{S}_t}{\partial n_t} = \frac{(1 - B)^{-1}}{1 - \theta}$ , 如果  $\frac{\partial \hat{S}_t}{\partial n_t} > 0$ ,<sup>①</sup> 则出生率的上升会导致实际汇率上升。政府健康支出对实际汇率的影响:  $\frac{\partial \hat{S}_t}{\partial \hat{G}_{ht}} = (1 - B)^{-1} \left[ B \left( \alpha_N - \frac{\alpha_T \mu_{KN}}{\mu_{KT}} \right) + \frac{1}{1 - \theta} \left( 1 - \psi + \frac{\psi}{v \zeta} \right) \right]$ 。如果  $\frac{\partial \hat{S}_t}{\partial \hat{G}_{ht}} > 0$ , 则政府健康支出的上升会导致实际汇率上升。

从消费者的角度来看,如果本国的政府健康支出上升,消费会下降,消费的边际效用上升,价格水平上升,非贸易品价格水平上升,内部实际汇率上升。从生产者角度来看,本国的政府

① 实际上依赖于不同参数,  $\partial \hat{S}_t / \partial n_t$  可正可负。

健康支出上升,产出会上升,消费上升,消费的边际效用下降,价格水平下降,非贸易品价格下降,内部实际汇率下降,在消费效应大于生产效应的情况下,本国实际汇率上升,如果相反则会下降。从生产者的角度来看,一方面,如果本国出生率上升,在产出不变的情况下, $t$ 期的人均消费将下降,消费的边际效用上升,价格水平上升,非贸易品价格上升,内部实际汇率上升;另一方面,本国出生率上升,产出上升,消费上升,消费的边际效用下降,价格水平下降,非贸易品价格下降,内部实际汇率下降。在前者效应大于后者效应的情况下,本国实际汇率上升,如果相反则会下降。这些都体现了人口出生率、政府健康支出等对生产者和消费者最优化下均衡实际汇率的影响。

### 三、实证研究

#### (一)数据、变量和计量方法

本文的样本区间是1995—2015年,包括61个国家或地区。<sup>①</sup> 本文变量的选择及定义见表1。进一步,本文给出所有变量的描述性统计(见表2)。

表1 变量的选择及定义

变量	变量说明	数据来源
$\ln(S)(RE)$	实际有效汇率指数的对数(2010年=100)	国际清算银行(www.bis.org)
$\ln(birth)(BI)$	每年出生人口的对数	CEIC数据库
$\ln(health)(HE)$	政府人均年健康投入的对数	CEIC数据库
$\ln(A_T/A_N)(PR)$	非贸易品对贸易品要素生产率之比的对数	CEIC数据库

注:(1) $RE=\ln(S)$ ,  $BI=\ln(birth)$ ,  $HE=\ln(health)$ ,  $PR=\ln(A_T/A_N)$ 。(2)由于没有贸易品和非贸易品的劳动生产率的数据,本文参考(Combes等,2011)的做法,用本国的人均实际GDP与加权的贸易对象国的人均实际GDP之比来代替,其中权重采取国际清算银行实际有效汇率的权重。

表2 变量的描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	斜度	峰度
S	1281	98.3387	98.9692	275.792	46.0058	18.6048	3.16377	29.0661
birth(百万人)	1281	1.6298	0.2500	27.4428	0.0039	4.5007	4.3328	21.9918
health(美元)	1281	1958.29	1111.47	15086.0	9.5328	2295.15	2.1585	9.1792
$A_T/A_N$	1281	1.3090	1.0133	8.7767	0	1.1416	1.9237	9.5303

下图给出了实际汇率与人口出生率和政府健康支出变量间的散点图。可以看到,无论发达国家还是发展中国家,实际汇率同政府健康支出均存在正相关性。但人口出生率却不同,发达国家人口出生率和实际汇率正相关,发展中国家人口出生率和实际汇率负相关,人口出生率和实际汇率之间既存在正相关性也存在负相关性,这符合理论分析。

<sup>①</sup> 本文的实际有效汇率指数来源于国际清算银行(www.bis.org),国际清算银行主要公布了61个国家或地区的实际有效汇率,因此本文的跨国研究也主要包括这些国家。这些国家的具体名称请参见国际清算银行网站。

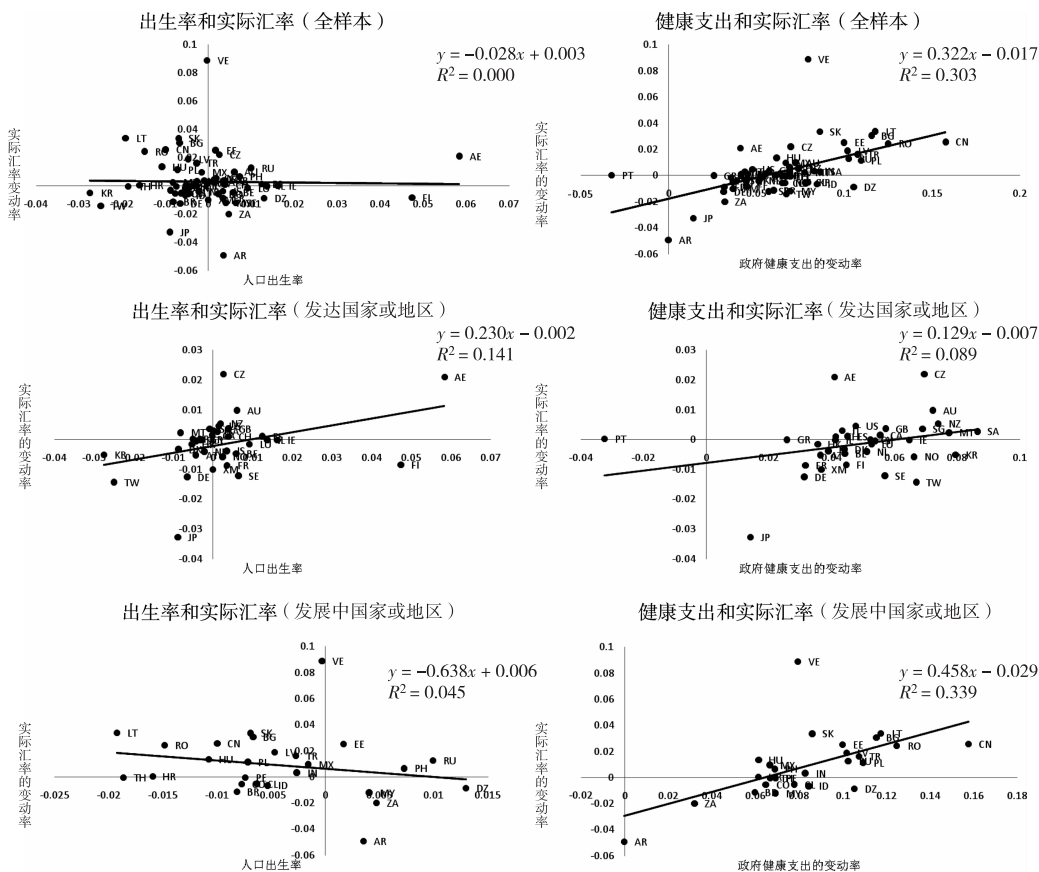


图 实际汇率和人口出生率、政府健康支出变量间的散点图

## (二) 动态最小二乘法

为了研究实际汇率和政府健康支出、出生率等之间的关系,我们将采取动态最小二乘法(Stock 和 Watson,1993;Kao 和 Chiang,2000)进行实证研究,因为动态最小二乘法估计优于其他面板估计方法,能够获得可信的长期系数,可以允许内生性及相关性存在时,估计也是无偏的并且是有效的。根据(12)式,动态最小二乘法实证模型设定为:<sup>①</sup>

$$RE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HE_{i,t} + \beta_2 BI_{i,t} + \beta_3 PR_{i,t} + \sum_{k=1}^1 \lambda_{1k} \Delta HE_{i,t+k} + \sum_{k=1}^1 \lambda_{2k} \Delta BI_{i,t+k} + \sum_{k=1}^1 \lambda_{3k} \Delta PR_{i,t+k} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$y_{i,t}$  ( $RE_{i,t}$ ) 是因变量,  $x_{i,t}$  是自变量 ( $x = HE, BI, PR$ ),  $\Delta x = \ln x_t - \ln x_{t-1}$ , 表示相应变量的变动率,  $\varepsilon_{it}$  是独立正态分布的随机误差,  $\beta_i$  是解释变量系数,  $\lambda_{ik}$  是解释变量一阶差分的滞后变量或前一期变量的系数 (其中  $i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T$ )。

在对面板数据变量进行单位根检验之前,首先考察面板数据的截面相关性,如果面板数据存在截面相关性,通常的截面独立的单位根检验方法是不足的。

① 根据样本的长度选择超前和滞后期为 1 期。

1. 面板数据截面相关性检验和单位根检验

本文用 CD 统计量(Pesaran, 2004)检验样本数据的截面相关性,结果显示 Pesaran 的 CD 统计量拒绝独立性的零假设,所有变量都存在截面相关性。<sup>①</sup> 进一步,本文对变量进行单位根检验,首先采用 LLC、IPS 和 PP-Fisher Chi-Square 三种方法进行检验;其次考虑到截面数据的相关性,采用 Pesaran(2007)建议的 CADF(The Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller)检验,零假设是有单位根,这种检验对截面相关性序列有更好解释力,结果见表 3。从检验的结果来看,原序列基本上都是不平稳的,而一阶差分序列都是平稳的。

表 3 序列的单位根检验

变量	水平值				一阶差分			
	LLC	IPS	PP-Fisher	Pesaran CADF	LLC	IPS	PP-Fisher	Pesaran CADF
RE	0.0340 (0.5136)	0.6781 (0.7511)	98.5497 (0.9414)	-0.735 (0.769)	-11.8288*** (0.000)	-11.8602*** (0.0000)	512.092*** (0.0000)	-4.501*** (0.000)
HE	-2.5285*** (0.0057)	-0.3350 (0.3688)	72.2855 (0.9999)	-0.987 (0.162)	-11.4665*** (0.000)	-8.6151*** (0.0000)	386.714*** (0.000)	-6.800*** (0.000)
BI	-4.4527 (0.0000)	1.7124 (0.9566)	150.641** (0.0402)	2.235 (0.987)	-8.0818*** (0.000)	-7.4096*** (0.000)	467.654*** (0.000)	-5.704*** (0.000)
PR	-0.7325 (0.2319)	2.9710 (0.9985)	87.6110 (0.9920)	5.381 (1.000)	-11.5867*** (0.000)	-8.2081*** (0.000)	522.749*** (0.000)	-7.432*** (0.000)

注:括号内是 P 值,原假设是单位根存在。\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。下同。

2. Kao、Pedroni 和 Westerlund 协整检验

根据表 4 的检验结果,被解释变量和解释变量都满足一阶单整的条件,满足方程协整的必要条件,还需要进行面板数据的协整检验。本文首先采用两种方法进行协整检验(见表 4),Kao 和 Pedroni 协整检验结果显示全样本、发达国家(地区)和发展中国家(地区)变量之间拒绝不存在协整关系的零假设。

表 4 Kao 和 Pedroni 协整检验

	协整变量	Kao 协整检验	Pedroni 协整检验	
			Panel ADF-Statistic	Group ADF-Statistic
全样本	RE HE BI PR	-4.5998*** (0.0000)	-2.8432*** (0.0022)	-5.7513*** (0.0000)
发达国家(地区)	RE HE BI PR	-4.2266*** (0.0000)	-2.0601** (0.0197)	-5.2256*** (0.0000)
发展中国家(地区)	RE HE BI PR	-3.2146*** (0.0007)	-2.6801*** (0.0037)	-4.3351*** (0.0000)

考虑到存在截面相关性,为使得我们的结论可靠,本文采用 Westerlund(2007)提出的基于误差纠正的面板协整检验方法对我们的数据进行检验,该方法在截面存在相关性的情况下也是比较稳健的。Westerlund 构造了四个统计量,两个组统计量  $G_t$  与  $G_a$ ,两个面板统计量  $P_t$  与  $P_a$ 。组统

① 受篇幅限制,此处 CD 检验略去,如需要,可向作者索取。



计量说明在允许面板异质性条件下存在协整关系, 面板统计量  $P_t$  与  $P_a$ 。则考虑面板同质性条件下检验是否存在协整关系。从检验结果来看, 全样本和发达国家(地区)除了组统计量  $G_a$  接受没有协整关系(见表 5), 其余都拒绝没有协整关系, 也就是说, 这几个变量之间都存在长期的协整关系。

表 5 Westerlund 协整检验

检验假设	统计量	统计值			Z 值		
		全样本	发达国家(地区)	发展中国家(地区)	全样本	发达国家(地区)	发展中国家(地区)
不存在协整关系	$G_t$	-2.105*** (0.001)	-2.751*** (0.000)	-3.482*** (0.000)	-3.020	-6.016	-8.825
	$G_a$	-6.281 (0.972)	-8.546 (0.243)	-10.534 (0.013)	1.913	-0.697	-2.223
	$P_t$	-14.220*** (0.001)	-14.083*** (0.000)	-20.800*** (0.000)	-3.002	-4.801	-10.747
	$P_a$	-5.827** (0.027)	-7.930*** (0.000)	-11.440*** (0.000)	-1.925	-3.429	-5.789

### 3. 动态最小二乘法(DOLS)回归估计

面板协整检验只是检验长期联系是否存在, 但并不对协整关系做具体估计。面板数据回归变量间的潜在内生性和序列相关会使回归量出现明显的偏误, 本文采用 Kao 和 Chiang(2000)的面板动态最小二乘法(Panel-DOLS)。本文首先考察全样本的协整关系, 进一步把样本时间段分为两部分, 一是国际金融危机前的时间段(1995—2008 年), 二是国际金融危机后阶段(2009—2015 年); 同时, 也分别考察发达国家(地区)和发展中国家(地区)的长期协整关系(见表 6)。

表 6 协整回归: 长期关系

变量	HE	BI	PR	Obs	R <sup>2</sup>	$\alpha$ -R <sup>2</sup>
模型 1(全样本)	0.1071*** (9.1424)	-0.0513 (-0.9136)	-0.0202 (-0.4272)	1035	0.91	0.7794
模型 2(2008 年金融危机前)	0.1100*** (4.9613)	-0.0041 (-0.0366)	-0.1447 (-1.4895)	729	0.9874	0.9211
模型 3(2008 年金融危机后)	0.2167*** (10.179)	0.1223 (1.5047)	0.2428*** (2.8699)	367	0.9319	0.7924
模型 4(发达国家(地区))	0.1217*** (6.9474)	0.3130*** (5.0175)	0.4679*** (6.7459)	593	0.9092	0.776
模型 5(2008 年金融危机前)	0.0555** (2.1371)	0.2503*** (3.2133)	0.4665*** (3.301)	417	0.9891	0.9292
模型 6(2008 年金融危机后)	0.2156*** (8.2858)	-0.0272 (-0.5240)	0.0935 (1.4267)	211	0.9069	0.7125
模型 7(发展中国家(地区))	0.0864*** (4.1016)	-0.4459*** (-2.8558)	1.2703*** (4.4371)	442	0.922	0.8078
模型 8(2008 年金融危机前)	0.1063** (2.1335)	-0.1146 (-0.4578)	0.9617* (1.6995)	312	0.9868	0.9164
模型 9(2008 年金融危机后)	0.2104*** (2.908)	0.7892* (1.9886)	-0.0723 (-0.0952)	156	0.8972	0.6748

注: 括号内是 t 检验值。

从表 6 可以看出,无论哪种情况,随着政府健康支出上升,实际汇率都上升,政府健康支出和实际汇率同向变化。但人口出生率却不同,随着人口出生率上升,发达国家(地区)实际汇率上升,2008 年金融危机前发达国家(地区)实际汇率也上升,2008 年金融危机前发展中国家(地区)是负相关(不显著),2008 年金融危机后发展中国家(地区)也是正相关。总体上,随着人口出生率上升,发展中国家(地区)实际汇率下降(负相关)。

因此,随着政府健康支出上升,实际汇率上升,政府健康支出和实际汇率同向变化;随着人口出生率上升,实际汇率上升或下降。这符合前面的理论分析。

### (三) 面板数据分类的协整检验

进一步,本文根据生育率高低、开放度的高低<sup>①</sup>分类进行协整研究,考察变量对实际汇率的影响。首先是在不同的生育率水平下实际汇率与政府健康支出、出生率之间的关系(见表 7)。从生育率分类的估计结果来看,在生育率高和生育率低的国家,健康支出对实际汇率都有显著正的影响。在生育率高的国家,出生率对实际汇率有显著负的影响;在生育率低的国家,出生率对实际汇率没有显著影响。从发达国家(地区)来看,在生育率高和生育率低的国家,健康支出对实际汇率有显著正的影响。在生育率高的国家,出生率对实际汇率没有显著影响;在生育率低的国家,出生率对实际汇率都有显著正的影响。从发展中国家(地区)来看,在生育率高和生育率低的国家,健康支出对实际汇率都有显著正的影响。在高生育率的地区,出生率对实际汇率有显著负的影响;在低生育率的地区,出生率对实际汇率没有显著影响。

表 7 按生育率分组 DOLS 的协整结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>HE</i>	0.1018*** (3.3370)	0.1130*** (10.0467)	0.1094* (1.7090)	0.1186*** (6.3185)	0.0912*** (2.7720)	0.1465*** (4.7443)
<i>BI</i>	-0.2156* (-1.9774)	0.0300 (0.4979)	-0.0030 (-0.0100)	0.3328*** (4.0903)	-0.8888*** (-3.4332)	0.0094 (0.0498)
<i>PR</i>	0.1970** (2.2447)	-0.1817*** (-3.4339)	0.1220 (0.356)	0.5034*** (5.5930)	0.2559 (1.3948)	0.1384 (0.7684)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9054	0.9265	0.8742	0.9207	0.9290	0.9081
<i>α-R</i> <sup>2</sup>	0.7655	0.8192	0.6697	0.8039	0.8225	0.7702
<i>Obs</i>	306	729	85	508	221	221

注:括号的是 *t* 检验值。模型 1:生育率高的国家;模型 2:生育率低的国家;模型 3:生育率高的发达国家;模型 4:生育率低的发达国家;模型 5:生育率高的发展中国家;模型 6:生育率低的发展中国家。

从开放度分类的估计结果来看(见表 8),在开放度高和开放度低的国家,健康支出对实际汇率有显著正的影响,出生率对开放度高的国家实际汇率有显著负的影响,出生率对开放度低的国家实际汇率有显著正的影响。从发达国家(地区)来看,在开放度高和开放度低的国家,健康支出对实际汇率有显著正的影响。在开放度高的国家,出生率对实际汇率都有显著正的影响。在开放度低的国家,出生率对实际汇率都有显著正的影响。从发展中国家(地区)来看,在开放度高和开放

<sup>①</sup> 在本文中,生育率在 2 以上(包括 2)定为高,2 以下定为低。开放度(进出口之和与 GDP 之比)在 50% 以上(包括 50%)定为高,50% 以下定为低。

度低的国家,健康支出对实际汇率有显著正的影响。在开放度高的国家,出生率对实际汇率有显著负的影响。在开放度低的国家,出生率对实际汇率没有显著影响。

表 8 按开放度分组 DOLS 的协整结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
HE	0.0838*** (6.9364)	0.1381*** (5.4760)	0.0939*** (4.8005)	0.1652*** (4.1902)	0.0939*** (3.6908)	0.1221*** (3.1851)
BI	-0.1019* (-2.0413)	0.3679* (1.6869)	0.2211*** (3.0389)	0.7916*** (3.1038)	-0.3684** (-2.2395)	-0.2326 (-0.7068)
PR	-0.0926* (-1.7903)	0.1293 (1.4927)	0.3386*** (3.7291)	0.5796*** (4.4990)	0.4481*** (2.6640)	0.2707 (1.6303)
R <sup>2</sup>	0.9173	0.9115	0.9111	0.9270	0.9072	0.9266
$\alpha$ -R <sup>2</sup>	0.7964	0.7814	0.7792	0.8164	0.7690	0.8154
Obs	661	374	406	187	255	187

注:括号内是 t 检验值。模型 1:开放度高的国家;模型 2:开放度低的国家;模型 3:开放度高的发达国家;模型 4:开放度低的发达国家;模型 5:开放度高的发展中国家;模型 6:开放度低的发展中国家。

因此,在不同的生育率水平和不同的开放度水平下,政府健康支出对实际汇率的影响都为正,而人口出生率对实际汇率影响各有不同。

(四)误差修正模型——向长期均衡的回归

进一步,本文考察误差修正模型(见表 9)。根据格兰杰表述理论(Granger representation Theorem, Granger, 1986;Engle 和 Granger,1987),误差修正项至少能够预测 RE、BI、HI 和 PR 其中一个的变动率。在全样本实际汇率的误差修正模型中,误差修正项显著为负,意味着实际汇率相对于它的长期均衡水平将贬值,每年以 12.36%的速度向均衡回归,最终回到长期均衡水平。政府健康支出误差修正项显著为正,意味着在长期协整均衡关系下,政府健康支出偏离它的长期均衡水平,最终也将回到长期均衡水平。其他两个误差修正项对变量变动没有解释力。

表 9 误差修正模型

变量	$\Delta RE$			$\Delta HE$		
	全样本	发达国家 (地区)	发展中国家 (地区)	全样本	发达国家 (地区)	发展中国家 (地区)
C	0.2718*** (5.1009)	0.4053*** (6.2978)	0.2302*** (2.7686)	0.1505*** (10.1578)	0.1418*** (3.7546)	0.1291*** (5.1653)
RE(-1)	-0.0639*** (-5.5126)	-0.0908*** (-6.5080)	-0.0583*** (-3.2049)			
HE(-1)				-0.0125*** (-5.8720)	-0.0107** (-2.2263)	-0.0095** (-2.1345)
$\Delta RE$				1.1296*** (26.8629)	1.2300*** (15.4354)	0.9747*** (20.0913)

续表 9

变量	$\Delta RE$			$\Delta HE$		
	全样本	发达国家 (地区)	发展中国家 (地区)	全样本	发达国家 (地区)	发展中国家 (地区)
$\Delta HE$	0.3391*** (24.7201)	0.2262*** (15.4413)	0.4700*** (18.6982)			
$\Delta BI$	-0.0206 (-0.4616)	0.0036 (0.1021)	-0.1746 (-1.5026)	0.2185*** (2.7479)	0.1135 (1.3652)	0.4983*** (3.0502)
$\Delta PR$	0.0515 (0.9247)	-0.0558 (-0.9041)	-0.3858*** (-3.6638)	0.1054 (1.0662)	0.3837*** (2.6432)	1.3990*** (10.3517)
$ECM$	-0.1236*** (-3.3218)	-0.1411*** (-3.0776)	-0.0685 (-1.1119)	0.2118*** (3.3383)	0.2853*** (2.7131)	0.1187 (1.4181)
$R^2$	0.4408	0.3655	0.5214	0.4368	0.3147	0.6077
$\alpha R^2$	0.4380	0.3601	0.5160	0.4340	0.3088	0.6032
$Obs$	1035	593	442	1035	593	442
变量	$\Delta BI$			$\Delta PR$		
	全样本	发达国家 (地区)	发展中国家 (地区)	全样本	发达国家 (地区)	发展中国家 (地区)
$C$	-0.0009 (-0.5220)	0.0043 (1.4068)	-0.0056*** (-3.1556)	-0.0064*** (-5.6438)	-0.0056*** (-3.3663)	-0.0041* (-1.7539)
$BI(-1)$	1.83E-5 (0.0302)	0.0009 (0.8846)	0.0004 (0.5067)			
$PR(-1)$				-0.0045*** (-5.8004)	-0.0134*** (-6.2343)	0.0034*** (2.7831)
$\Delta RE$	-0.01007 (-0.4685)	0.0253 (0.5407)	-0.0302 (-1.5519)	0.0276 (1.6245)	-0.0165 (-0.6381)	-0.0663*** (-3.1650)
$\Delta HE$	0.0281** (2.3431)	0.0279 (1.3707)	0.0413*** (3.0207)	0.0096 (1.0114)	0.0335*** (2.9963)	0.1424*** (10.6352)
$\Delta BI$				-0.0328 (-1.3286)	0.0179 (0.7800)	-0.0523 (-1.0070)
$\Delta PR$	-0.0526 (-1.3583)	0.0059 (0.0810)	-0.0450 (-1.0305)			
$ECM$	-0.0019 (-0.0755)	0.0059 (0.1120)	-0.0037 (-0.1510)	0.0052 (0.2613)	-0.0038 (-0.1319)	-0.0038 (-0.1427)
$R^2$	0.0084	0.0084	0.0231	0.0405	0.07619	0.2627
$\alpha R^2$	0.0036	-0.00005	0.0119	0.0359	0.0683	0.2543
$Obs$	1035	593	442	1035	593	442

注:ECM是估计的协整方程的残差,因变量是一阶差分,每一个回归方程包含因变量的一阶滞后,和其他自变量的一阶差分。括号内是t检验值。

在发达国家(地区)实际汇率的误差修正模型中,误差修正项为负,意味着实际汇率相对于它的长期均衡水平将贬值,每年以 14.11% 的速度向均衡回归,最终回到长期均衡水平。政府健康支出误差修正项为正,意味着政府健康支出偏离它的长期均衡水平,最终会回到长期均衡水平。其他两个误差修正项对变量变动没有解释力。在发展中国家实际汇率的误差修正模型中,误差修正项为负,意味着实际汇率相对于它的长期均衡水平将贬值,最终回到长期均衡水平,但该误差修正项不显著。<sup>①</sup> 其他三个误差修正项对变量变动没有解释力。从误差修正项的分析可以看出,实际汇率的误差修正模型修正项都为负,除了发展中国家,其他的修正项都能够显著解释实际汇率的变动,长期来看,实际汇率是向长期均衡水平回归的。

考虑到贸易条件是影响实际汇率的重要因素,在模型中融入贸易条件,考察模型的稳健性,结论仍然是不变的。<sup>②</sup>

#### 四、研究结论

本文从跨期均衡的模型出发,融入政府健康支出、出生率等考察实际汇率的变动。实际上,从生产者和消费者的最优均衡来看,政府健康支出、人口出生率的变化通过影响消费者和生产者的最优化,以及劳动力市场和商品市场的均衡,最终影响实际汇率的变动。也就是说,政府健康支出、人口出生率的变化既影响消费者,也影响生产者的最优决策,有的直接影响生产,间接影响消费,有的直接影响消费,间接影响生产,但是最终效应是这两者之和。本文理论模型的结论显示:政府健康支出、人口出生率和实际汇率存在长期的均衡关系,政府健康支出、人口出生率对实际汇率的影响可正可负。

进一步的实证结果显示,政府健康支出和实际汇率同向变化;人口出生率和实际汇率关系可正可负,依赖于具体的情况。从误差修正项的结果来看,实际汇率的误差修正模型修正项都为负,除了发展中国家(地区),其他的修正项都能够显著解释实际汇率的变动,长期来看,实际汇率是向长期均衡水平回归的,该模型结果也是稳健的。

实际上,从本文的研究能够看出,政府的健康支出对实际汇率的影响为正,而从国内外文献来看,有多种结论。比如 Balvers 和 Bergstrand(2002)研究结果显示国外与国内政府支出之比对实际均衡汇率的影响为正。Galstyan 和 Lane(2008)认为政府消费支出的增加导致实际升值,而政府投资的增加导致货币实际贬值;Enders 等(2011)认为政府支出增加使得实际汇率贬值。本文研究在这方面形成对比,丰富了政府支出对实际汇率影响的研究。从国内外的文献来看,出生率对实际汇率的影响有正有负,本文的理论研究和实证研究也显示出生率对实际汇率的影响既可能为正,也可能为负。在这方面,本文的研究也支持前人研究的相关结论。

随着我国“二胎”生育政策的放开,出生率可能会上升;同时,随着医疗卫生事业的不断发展和社会对健康事业持续关注,我国政府对人力资本健康开支也会不断增加。长期来看,这些都会对人民币实际汇率变动起到一定的推动作用。

① 发展中国家误差修正项系数不显著可能和许多发展中国家的汇率不是市场化汇率有关,长期来看,实际汇率并不向均衡水平回归。

② 受篇幅限制,本文略去稳健性检验,如需要,可向作者索取。

参考文献:

1. 李华、俞卫:《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》,《中国社会科学》2013年第10期。
2. 罗丽丽、彭代彦:《我国地方财政卫生支出与经济增长关系的新视角:基于空间计量模型》,《中国卫生经济》2015年第10期。
3. 盛斌、陈镜宇:《人口年龄结构与实际汇率——基于跨国数据的研究》,《世界经济文汇》2016年第3期。
4. 王弟海、龚六堂、李宏毅:《健康人力资本、健康投资和经济增长——以中国跨省数据为例》,《管理世界》2008年第3期。
5. 王弟海:《健康人力资本、经济增长和贫困陷阱》,《经济研究》2012年第6期。
6. 张芬、周浩、邹薇:《公共健康支出、私人健康投资与经济增长:一个完全预见情况下的 OLG 模型》,《经济评论》2012年第6期。
7. 张瀛、王浣尘:《人民币实际均衡汇率:跨时期均衡模型》,《世界经济》2004年第8期。
8. Aloy, M. & Gente, K., The Role of Demography in the Long-run Yen/USD Real Exchange Rate Appreciation. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 4, 2009, pp. 654—667.
9. Balassa, B., The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, No. 72, 1964, pp. 584—596.
10. Balvers, R. J. & Bergstrand, J. H., Government Expenditures and Equilibrium Real Exchange Rates. Working Paper 295, 2002, the Helen Kellogg Institute at the University of Notre Dame.
11. Bhargava, A., Modeling the Effects of Nutritional and Socioeconomic Factors on the Growth and Morbidity of Kenyan School Children. *American Journal of Human Biology*, Vol. 11, No. 3, 1999, pp. 317—326.
12. Bryant, R. C., Asymmetric Demography and Macroeconomic Interactions Across National Borders in Demography and Financial Markets (Reserve Bank of Australia), 2006.
13. Bryant, R. C., Faruqee, H., Velculescu, D. & Arbatli, E., Fertility Declines and Youth Dependency: Implications for the Global Economy. *Brookings Discussion Paper in International Economics*, No. 163, 2004.
14. Cantor, R. & Driskill, R., Effects on the Real Exchange Rate of Demographic and Fiscal-Policy Induced Changes in National Savings. unpublished manuscript, 2000.
15. Combes, J-L, Kinda, T. & Plane, P., Capital Flows, Exchange Rate Flexibility, and the Real Exchange Rate. IMF Working Paper, 2011.
16. Enders, Z., Müller, G. J. & Scholl, A., How Do Fiscal and Technology Shocks Affect Real Exchange Rates? New Evidence for the United States. *Journal of International Economics*, Vol. 83, No. 1, 2011, pp. 53—69.
17. Engle, R. F. & Granger, C. W. J., Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, No. 55, 1987, pp. 251—276.
18. Ewijk, C. & Volkerink, M., Will Ageing Lead to a Higher Real Exchange Rate for the Netherlands? CPB Discussion Paper 197, 2011.
19. Galstyan, V. & Lane, P. R., The Composition of Government Spending and the Real Exchange Rate. Trinity College Dublin IHS and CEPR, 2008.
20. Gandolfo, G., *International Finance and Open-Economy Macroeconomics*. Springer, 2001.
21. Gente, K., Taux de change reel et demographie dans une petite economie ouverte. *Revue Economique*, Mai, 2001.
22. Granger, C., Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3, 1986, pp. 213—228.
23. Kao, C. & Chiang, M-H., On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. in B. H. Baltagi (Ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15 (JAI Press), 2000.
24. Lane, P. R. & Milesi-Ferretti, G. M., The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 4, 2004, pp. 841—857.
25. Obstfeld, M. & Rogoff, K., *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.
26. Pesaran, M. H., General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435, University of Cambridge, 2004.
27. Pesaran, M. H., A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, 2007, pp. 265—312.

28. Samuelson, P. A. , Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics* , No. 46, 1964, pp. 145—154.
29. Stock, J. & Watson, M. . A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* , No. 61, 1993, pp. 783—820.
30. Strauss, J. & Thomas, D. , Health, Nutrition and Economic Development. *Journal of Economic Literature* , Vol. 36, 1998, pp. 766—817.
31. Weil, D. N. , Health and Economic Growth. Vol. 2, 2014, pp. 623—682.
32. Westerlund, J. , Estimating Cointegrated Panels with Common Factors and the Forward Rate Unbiasedness Hypothesis'. *Journal of Financial Econometrics* , Vol. 5, 2007, pp. 491—522.
33. Zon, A. H. & Muysken, J. , Health and Endogenous Growth. *Journal of Health Economics* , No. 20, 2001, pp. 169—185.

## Birth Rates, Government Health Expenditure and the Real Exchange Rate

LU Qianjin (Fudan University, 200433)

**Abstract:** This paper explores the first-order conditions with respect to consumption and healthy human capital, and the real exchange rate equilibrium equation is obtained under the representative agent utility optimization. In order to further expand the model, the paper analyzes the effects on the real exchange rate of the birth rates, health expenditures, combining with the optimization of producers. Theoretical analysis concludes that there exists a long-run equilibrium relationship among the real exchange rate, the population birth rates, government health expenditure and the ratio of non-trade and trade labour productivity; the birth rate and the health expenditures affect the real exchange rate positively or negatively. Dynamic ordinary least squares results of panel data show that the real exchange rate also moves positively with the government health expenditure, that is, a positive correlation between the two in all cases, while the population birth rate changes with the real exchange rate positively or negatively, depending on certain conditions. The model results are also robust. As China's population policy changes and government health expenditure increases in human capital, this study has an important theoretical and practical significance in analyzing the changes of RMB real exchange rate.

**Keywords:** Birth Rate, Government Health Expenditure, Real Exchange Rate, Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)

**JEL Classification:** F31, F41

责任编辑: 康 邑